

The Investigation of Information Risk Pricing; Evidence from Adjusted Probability of Informed Trading Measure

Maryam Davallou¹, Nazanin Azizi²

Abstract: Information asymmetry is one of the most important uncertainties that investors are faced with. Empirical evidence states that information asymmetry is undiversifiable; hence, it's expected to be priced and have an effect on the expected rate of return. The probability of informed trading (PIN) is the most popular indicator of information risk. This study aims to examine the pricing of information risk and its origin, for the first time, through dividing PIN into two sections of adjusted probability of informed trading (AdjPIN) and probability of symmetric order shocks (PSOS). For this purpose, the relationship between stock return and PIN components was examined through Fama-MacBeth regression (1973) in a sample of 43 companies listed on Tehran Stock Exchange from 2009 to 2015. The results stated that the adjusted probability of informed trading is priced; however, the probability of symmetric order shocks did not have a statistically significant effect. The same results were also obtained after volume changing through earning announcement periods.

Keywords: *Adjusted probability of informed trading, Information risk, Probability of symmetric order shocks.*

1. Assistant Prof. in Financial, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

2. MSc. In Financial, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Submitted: 26 / January / 2017

Accepted: 06 / August / 2017

Corresponding Author: Maryam Davallou

Email: ma_davallou@yahoo.com

Citation: Davallou, M., & Azizi, N. (2017). The Investigation of Information Risk Pricing; Evidence from Adjusted Probability of Informed Trading Measure. *Financial Research Journal*, 19(3), 415 - 438.

واکاوی منشأ قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات؛ شواهدی از معیار احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده

مریم دولو^۱، نازنین عزیزی^۲

چکیده: عدم تقارن اطلاعاتی از مهم‌ترین عدم اطمینان‌های پیش‌روی سرمایه‌گذاران است. بر اساس شواهد تجربی تنوع‌بخشی آن امکان‌پذیر نیست، به همین دلیل انتظار می‌رود بازده سهام را متأثر ساخته و قیمت‌گذاری شود. معروف‌ترین سنجه ریسک اطلاعات، معیار احتمال معاملات آگاهانه (PIN) است. پژوهش حاضر با تجزیه PIN به دو مؤلفه احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها، برای نخستین بار به بررسی قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات و منشأ آن می‌پردازد. برای این منظور رابطه اجزای PIN و بازده سهام به کمک نمونه‌ای متشکل از ۴۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ و با استفاده از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) آزمون شده است. نتایج نشان داد احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده قیمت‌گذاری شده است؛ این در حالی است که اثر احتمال شوک متقارن سفارش‌ها از نظر آماری معنادار نشد. نتایج به‌دست آمده نسبت به تغییر حجم معاملاتی ناشی از اعلان سود، دستخوش تغییر نشد.

واژه‌های کلیدی: احتمال شوک متقارن سفارش‌ها، احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده، ریسک اطلاعات.

۱. استادیار مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۲. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱۱/۰۷

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۶/۰۵/۱۵

نویسنده مسئول مقاله: مریم دولو

E-mail: ma_davallou@yahoo.com

مقدمه

سال‌هاست که محققان به‌دنبال شناسایی عوامل مؤثر بر بازده دارایی‌ها هستند. در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی نظیر CAPM و APT، عدم تقارن اطلاعاتی عامل مؤثر بر بازده دارایی محسوب نمی‌شود، زیرا در این مدل‌ها فرض شده اطلاعات به‌طور متقارن بین همه مشارکت‌کنندگان بازار توزیع می‌شود تا اینکه گراسمن و اشتگلیتز (۱۹۸۰) به شواهدی مبنی بر ناکارایی بازار در حضور اطلاعات نامتقارن دست یافتند. آنها بیان کردند در چنین موقعیتی، قیمت نمی‌تواند منعکس‌کننده کلیه اطلاعات موجود در بازار باشد؛ زیرا در این صورت هیچ انگیزه‌ای برای کسب اطلاعات خصوصی با هزینه بالا وجود ندارد و به همین دلیل، کارآمدی مدل‌های قیمت‌گذاری سنتی برای استنتاج ارزش صحیح دارایی مخدوش است. از این رو، به‌منظور سنجش اثر ریسک اطلاعات^۱، باید از چارچوب مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری فاصله گرفت و به تبیین مدل‌های نوین اطلاعاتی پرداخت. ایزلی، ویدکاتر و اوهارا (۲۰۰۲) برای بررسی اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر بازده سهام، معیاری معرفی کردند که در آن احتمال معاملات آگاهانه (PIN)^۲ به کل معاملات محاسبه می‌شود. منظور از معامله آگاهانه، معامله‌ای است که با استفاده از اطلاعات خصوصی صورت گرفته باشد. بنابراین سهم معاملات آگاهانه از کل معاملات، گویای درجه عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران است (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲). شواهد تجربی بسیاری در زمینه بررسی تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر بازده سهام وجود دارد که از آن جمله می‌توان به ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) در بورس نیویورک؛ فولر، نس و نس (۲۰۱۰) در بورس نزدک؛ کوبتا و تاکهارا (۲۰۰۹) در بورس کره و عیوض‌لو، راعی و محمدی (۱۳۹۱) در بورس اوراق بهادار تهران اشاره کرد. دوواری و یانگ (۲۰۰۹) با تجزیه PIN به دو مؤلفه احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده (AdjPIN)^۳ و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS)^۴، تلاش کردند منشأ قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات را شناسایی کنند. آنها نشان دادند احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) همراه با افزایش عدم نقدشوندگی آمیهد، افزایش می‌یابد. به همین دلیل، احتمال شوک متقارن سفارش‌ها را معیار عدم نقدشوندگی دانستند. ایشان با توسعه مدل

۱. ریسک اطلاعات به معنای احتمال زیان ناشی از نشئت‌گرفته از معامله در اثر اطلاعات نامتقارن است. هنگامی که اطلاعات نامتقارن در بازار وجود داشته باشد، معامله‌گرانی وجود دارند که به اطلاعات خصوصی دسترسی داشته و از این طریق به ارزش ذاتی دارایی پی برده می‌برند و بر اساس آن اقدام به معامله اقدام می‌نمایند. در این حالت، فردی که با این قبیل معامله‌گران معامله می‌کند، دچار زیان خواهد شد.

2. Probability of Informed Trading
3. Adjusted Probability of Informed Trading
4. Probability of Symmetric Order Shocks

PIN، دو عامل احتمال معاملات آگاهانه^۱ تعدیل شده (AdjPIN) و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) را به ترتیب به‌عنوان شاخص عدم تقارن اطلاعاتی و عدم نقدشوندگی معرفی کردند و رابطه این عوامل را با بازده دارایی آزمودند. به بیان دوواریت و یانگ (۲۰۰۹)، تأیید قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی توسط ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) با استفاده از معیار PIN، از احتمال شوک متقارن سفارش‌ها نشئت می‌گیرد که سنجۀ عدم نقدشوندگی است و عدم تقارن اطلاعاتی مبتنی بر احتمال معاملات آگاهانه^۱ تعدیل شده، قیمت‌گذاری نمی‌شود.^۱ هدف پژوهش حاضر، آزمون قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات و واکاوی منشأ اثرگذاری مؤلفه‌های آن شامل عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی بر بازده سهام است. همچنین، بر اساس شواهدی که چئی (۲۰۰۵) ارائه کرده است، حجم معاملات به‌طور شایان توجهی قبل از اعلان سود سه ماهه کاهش نشان می‌دهد و پس از آن افزایش می‌یابد. از آنجا که حجم معاملات خرید و فروش، مبنای اصلی محاسبه PIN است، حجم غیرعادی^۲ معاملاتی نشئت گرفته از اعلان سود سه ماهه می‌تواند بر تخمین PIN اثرگذار باشد. به‌منظور کنترل تبعات ایجاد شده از اعلان سود سه ماهه، اثر این عامل بر معیار AdjPIN و رابطه آن با بازده سهام نیز بررسی می‌شود. در ادامه، نخست فرضیه‌های پژوهش مطرح شده و پس از آن، به مرور مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش روش‌شناسی به بیان روش پژوهش و نحوه اندازه‌گیری متغیرها می‌پردازد. در خاتمه، یافته‌های پژوهش، نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌شوند.

فرضیه‌های پژوهش

ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) شواهدی مبنی بر رابطه مثبت بازده سهام و احتمال معاملات آگاهانه (PIN) ارائه کردند. معیار احتمال معاملات آگاهانه‌ای که آنها استفاده کردند، فقط مبتنی بر اثر اطلاعات خصوصی بود. دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) با بیان اینکه ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) شوک نشئت گرفته از اخبار عام منتشرشده به سفارش‌های خرید و فروش را نادیده گرفتند، احتمالی را به مدل اضافه کردند که گویای شوک حاصل از اخبار عام منتشرشده است و موجب تحریک همزمان سفارش‌های خرید و فروش می‌شود. این خبر می‌تواند برای مثال، تغییر مدیر عامل شرکت باشد که برخی با شنیدن آن به خرید و برخی به فروش اقدام می‌کنند. بدین ترتیب، معیار (PIN) را به دو مؤلفه احتمال معاملات آگاهانه^۱ تعدیل شده (AdjPIN) و احتمال شوک متقارن

۱. دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) با انتقاد از اینکه نرخ خرید و فروش معامله‌گران آگاه در مدل PIN برابر در نظر گرفته شده، نرخ متفاوتی برای خرید و فروش این معامله‌گران در نظر گرفتند؛ زیرا با بررسی تجربی مشاهده کردند جریان سفارش‌های خرید، واریانس بیشتری نسبت به سفارش‌های فروش دارد.

سفارش‌ها (PSOS) تجزیه کردند و مدعی شدند، دلیل بروز رابطه مثبت بازده سهام و احتمال معاملات آگاهانه (PIN) در پژوهش ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲)، نادیده انگاشتن اثر عدم نقدشوندگی ناشی از احتمال شوک متقارن سفارش‌ها است؛ زیرا در صورت احتساب متغیر یاد شده، رابطه معناداری بین احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) و بازده سهام به‌دست نمی‌آید. بر این اساس، فرضیه‌های ۱ و ۲ بیان می‌شوند:

فرضیه ۱: اثر احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) بر بازده سهام به لحاظ آماری معنادار است.

فرضیه ۲: اثر احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) بر بازده سهام به لحاظ آماری معنادار است.

چئی (۲۰۰۵) نشان می‌دهد حجم معاملاتی ۱۰ روز قبل از اعلان سود سه ماهه کاهش یافته و پس از آن افزایش می‌یابد. وی دلیل کاهش و افزایش حجم معاملاتی قبل و بعد اعلان سود را تغییرات سطح عدم تقارن اطلاعاتی می‌داند. این در حالی است که برای تعیین احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها، حجم معاملات (تعداد معاملات خرید و فروش روزانه) به‌عنوان ورودی مدل اطلاعاتی محسوب می‌شود. بر این اساس، برای بررسی اثر تغییرات حجم معاملاتی نسبت گرفته از اعلان سود شرکت‌ها بر عدم تقارن اطلاعاتی و عدم نقدشوندگی، فرضیه‌های ۳ و ۴ مطرح می‌شوند:

فرضیه ۳: اعلان سود بر رابطه احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) و بازده سهام مؤثر است.

فرضیه ۴: اعلان سود بر رابطه احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) و بازده سهام مؤثر است.

پیشینه نظری و تجربی پژوهش

مطالعات متعدد نشان می‌دهد اطلاعات مازاد معامله‌گران آگاه نسبت به معامله‌گران ناآگاه، موجب کسب بازده غیرعادی می‌شود (برای نمونه جاف، ۱۹۷۴ و فاینرتی، ۱۹۷۶). ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) اثر اطلاعات خصوصی بر بازده سهام بورس نیویورک را بررسی کردند. آنها با استفاده از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) دریافتند تأثیر PIN بر بازده ماهانه سهام، از نظر آماری معنادار و مثبت است. نتایج به‌دست آمده نشان داد ۱۰ درصد تفاوت PIN سبب به‌وجود آمدن ۲/۵ درصد تفاوت بازده مورد انتظار می‌شود. فولر و همکارانش (۲۰۱۰) در بررسی بورس نزدیک، ارتباط ضعیفی بین PIN و بازده سهام یافتند. ایزلی و اوهارا (۲۰۰۴) برای نخستین بار علاوه بر

اطلاعات خصوصی، اثر اطلاعات عام منتشر شده بر بازده دارایی را بررسی کردند و نشان دادند ریسک عدم تقارن اطلاعاتی قیمت گذاری می شود؛ زیرا سرمایه گذاران آگاه با دریافت اطلاعات خصوصی مربوط به سهم، پرتفوی خود را بازبینی کرده و نسبت به سایر مشارکت کنندگان بازار از مزیت اطلاعاتی برخوردارند. موهانرام و راجگوپال (۲۰۰۹) رابطه PIN و بازده سهام بورس های NYSE و AMEX را در چهار دوره زمانی مختلف سال های ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۲ بررسی کرده و دریافتند این رابطه فقط در چهار سال اول مورد بررسی، مثبت است. آنها ادعا کردند رابطه مثبت PIN و بازده بیان شده توسط ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) فقط در دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۸۴ تأیید می شود و قابل تعمیم به سایر زمان ها نیست. یان و ژانگ (۲۰۱۲) نشان دادند راه حل های عددی می تواند به اشتباه، پارامترها را در مرز فضای پارامتر برآورد کند که این مسئله به تورش تخمین PIN منجر می شود. به عقیده آنها استفاده صرف از روش نیوتن - رافسون بدون تعیین نسبتاً دقیق مقادیر اولیه، موجب راه حل های مرزی و تخمین نادرست پارامترها می شود. برای جلوگیری از این مشکل، پیشنهاد کردند برای تعیین مقادیر اولیه از روش گشتاورها (MOM) استفاده شود. یان و ژانگ (۲۰۱۴) با تخمین PIN بر اساس الگوی یان و ژانگ (۲۰۱۲) شواهدی از رابطه مثبت PIN و بازده سهام ارائه کردند. کوتا و تاکهارا (۲۰۰۹) نشان دادند در بورس توکیو رابطه مثبتی بین بازده سهام و PIN وجود دارد. پتچی، وی و یانگ (۲۰۱۶) در پاسخ به این پرسش که آیا احتمال معاملات آگاهانه می تواند به خوبی اثرهای عدم تقارن اطلاعاتی و معامله بر اساس آن را نشان دهد، از داده های ادغام و تملیک استفاده کردند که به عقیده آنها با اطلاعات خصوصی مرتبط است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که احتمال معاملات آگاهانه، عدم تقارن اطلاعاتی را به خوبی نشان نمی دهد و معیارهایی نظیر دیرش شرطی خودتوضیح بهتر عمل می کنند. رابطه مثبت PIN و بازده سهام در بسیاری از پژوهش ها نظیر فرانسیس، لافوند، السون و شیبیر (۲۰۰۵)، ادرس - وایت و ردی (۲۰۰۶)، چن، گلدشتاین و جیانگ (۲۰۰۷) و چن و ژائو (۲۰۱۲) به تأیید رسیده است، اما برخی محققان نسبت به وجود این رابطه مشکوک اند. دوواری و یانگ (۲۰۰۹) با طرح این سؤال که آیا PIN به دلیل ریسک عدم تقارن اطلاعاتی قیمت گذاری شده یا عامل دیگری نظیر عدم نقدشوندگی است که بر رابطه PIN و بازده سهام اثر گذاشته، رابطه مثبت متغیرهای اخیر را به چالش می کشند. به تعبیر آنها معیار PIN فقط دو محرک برای معاملات دارد که یکی، اطلاعات و دیگری نیاز به نقدشوندگی و سایر محرک هاست. در این مدل، همه معاملات که توسط معامله گران ناآگاه انجام شده، با عنوان «معاملات نقدشوندگی» منظور می شود، اما محرک اطلاعات زمانی فعال می شود که صرفاً خبری خصوصی در راه باشد. در مدل دوواری و یانگ (۲۰۰۹) محرک دیگری به مدل پایه اضافه شد که «شوک متقارن سفارش ها» نام گرفت. این شوک، تعداد سفارش های خرید و فروش را به طور همزمان بالا

می‌برد. دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) دو متغیر احتمال معاملات آگاهانه‌ی تعدیل شده (AdjPIN) و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) را به‌ترتیب برای عدم تقارن اطلاعاتی و عدم نقدشوندگی منظور کرده و نشان دادند احتمال معاملات آگاهانه‌ی تعدیل شده (AdjPIN) قیمت‌گذاری نمی‌شود. یافته‌های آنان نشان داد شرکت‌های با PSOS بالاتر (نقدشوندگی پایین‌تر) تمایل به داشتن PIN بیشتری دارند. همچنین این شرکت‌ها فقط به میزان بسیار پایین‌تری دارای عدم تقارن اطلاعاتی هستند. علاوه بر این، رابطه‌ی مثبت و محکمی بین PSOS و بازده مورد انتظار برقرار است و برعکس، عدم تقارن اطلاعاتی حائز اثر معناداری بر بازده مورد انتظار سهام نیست. آنها نتیجه گرفتند PIN به‌دلیل اثر نقدشوندگی و مستقل از عدم تقارن اطلاعاتی، قیمت‌گذاری می‌شود که این اثر دلیل وجود رابطه‌ی PIN و بازده مورد انتظار سهام در مطالعات قبلی است. ایزلی، ویدکائر و اوهارا (۲۰۱۰) در پاسخ به ایراد دوواریت و یانگ (۲۰۰۹)، رابطه‌ی متغیرهای اخیر را پس از کنترل معیارهای نقدشوندگی پاستور و استامباو (۲۰۰۳) و آمیهود (۲۰۰۲) بررسی کرده و نشان دادند رابطه‌ی PIN و بازده پس از کنترل عدم نقدشوندگی کماکان پابرجاست. هوانگ، لی، لیم و پارک (۲۰۱۳) نشان دادند رابطه‌ی مثبت و معناداری بین AdjPIN و هزینه‌ی ضمنی حقوق صاحبان سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس کره برقرار است، اما این رابطه‌ی مثبت را برای PIN تأیید نکردند. یان و ژانگ (۲۰۱۴) دلیل نتایج متفاوت هوانگ و همکارانش (۲۰۱۳) با دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) را به‌دلیل این واقعیت دانستند که معاملات خرید و فروش در بورس کره به‌صورت تفکیک شده ارائه می‌شود و در نتیجه، این خطای طبقه‌بندی معاملات در پژوهش دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) و سایر مطالعات مشابه است که موجب معنادار نبودن رابطه‌ی AdjPIN و بازده سهام می‌شود. آنها با استفاده از روش‌های مختلف طبقه‌بندی معاملات، رابطه‌ی مثبت بازده و PIN را تأیید کردند. ایوم، کانگ و کوئن (۲۰۱۷) با بررسی رابطه‌ی بازده، احتمال معاملات آگاهانه‌ی تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها در بورس کره، نشان دادند AdjPIN قیمت‌گذاری نمی‌شود، اما رابطه‌ی معکوس PSOS با بازده سهام محرز است. دلیل این ارتباط منفی، تفاوت دیدگاه سرمایه‌گذاران انفرادی درباره‌ی اخبار عمومی است.

همان‌گونه که بیان شد ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) برای معرفی معیار عدم تقارن اطلاعاتی، از احتمال معاملات آگاهانه استفاده کردند. محاسبه‌ی این معیار مستلزم دسترسی به تعداد معاملات خرید و فروش روزانه است. از این رو، حجم معاملاتی یکی از عوامل اثرگذار در محاسبه‌ی PIN به‌شمار می‌رود. یکی از عوامل مؤثر بر حجم معاملاتی، اعلان دوره‌ای سود است. چئی (۲۰۰۵) معتقد است حجم معاملاتی ۱۰ روز قبل از اعلان سود (برنامه‌ریزی شده) کاهش می‌یابد و این کاهش در نتیجه‌ی افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی است. وی نشان می‌دهد حجم معاملاتی در فاصله‌ی زمانی ۱۰ روز قبل از اعلان سود سه ماهه، با کاهش شایان توجهی مواجه می‌شود و پس

از سپری شدن ۱۰ روز از آن با افزایش بسیاری روبه‌رو می‌شود. از آنجا که معامله‌گران ناآگاه قادر به تمایز بین معامله‌گران آگاه و ناآگاه نیستند، برای جلوگیری از زیان، در دوران قبل از اعلان سود معامله نکرده و در نتیجه حجم معاملاتی کاهش می‌یابد. پس از اعلان سود و افشای برخی اطلاعات، این معامله‌گران دوباره معامله را آغاز می‌کنند؛ زیرا مسئله انتخاب نامساعد تا حد زیادی از بین می‌رود. بال و کوتاری (۱۹۹۱) و کیم و ورچیا (۱۹۹۴) بیان کردند کاهش حجم معاملاتی روزهای قبل از اعلان سود، نشان‌دهنده عدم تقارن اطلاعاتی مرتبط با اعلان سود است. آنها نشان دادند حجم معاملاتی روزهای پس از اعلان سود به‌طور شایان توجهی افزایش می‌یابد که دلیل آن اطلاعات جدید افشا شده و کاهش عدم قطعیت سرمایه‌گذاران و تعدیل انتظارات آتی آنهاست. بر این اساس، می‌توان استدلال کرد عدم تقارن اطلاعاتی این بازه، موجب کسب بازده شده است. راعی، عیوض‌لو و محمدی (۱۳۹۲) قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات را از طریق معیار PIN در بورس اوراق بهادار تهران آزمون کرده و توانستند رابطه مثبت احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی و بازده سهام را تأیید کنند. راعی، عیوض‌لو و عباس‌زاده اصل (۱۳۹۶) ریسک اطلاعات را با استفاده از مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم محور (VPIN) بررسی کردند. بر اساس نتایج آنها مشخص شد بر خلاف شواهد بازارهای توسعه‌یافته که در آنها سهام با حجم معاملات، سرمایه و نقدشوندگی بالا، احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی کمتری دارد، در بورس اوراق بهادار تهران سهام با سرمایه و حجم معاملات شایان توجه و همچنین نقدشوندگی بالا، تحت تأثیر شدید اطلاعات نهانی است.

روش‌شناسی پژوهش

داده‌های این پژوهش شامل معاملات روزانه سهام و قیمت پیشنهادی خرید و فروش روزانه سهام است. معاملات روزانه سهام از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران به‌دست آمد. همچنین قیمت پیشنهادشده سفارش‌های خرید و فروش از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲، از کتابخانه سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و داده‌های مربوط به سال ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران گردآوری شد.

۱. عیوض‌لو، راعی و محمدی (۱۳۹۱) به بررسی آثار تقویمی بر احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی پرداختند و نشان دادند احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در بورس اوراق بهادار تهران در ماه دی افزایش و در اسفند کاهش می‌یابد.

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه پژوهش، کل شرکت‌های جامعه از فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۳ را با لحاظ شرایط زیر، دربرمی‌گیرد:

- از ابتدا تا انتهای دوره بررسی در بورس اوراق بهادار تهران حضور داشته‌اند؛
 - سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند باشد؛
 - جزء شرکت‌های مالی نظیر بانک‌ها، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌ها نباشند؛
 - کمتر از ۶۰ روز معاملاتی در سال نداشته باشند؛
 - در بین دو دوره اعلان سود سه ماهه پس از بیرون کشیدن ۱۰ روز معاملاتی قبل و بعد تاریخ اعلان سود، حداقل ۴۰ روز معاملاتی برای سهام آن وجود داشته باشد (به منظور بررسی اثر اطلاعات سود)؛
 - دارای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی نباشند.
- پس از اعمال فیلترهای بالا، سهامی بررسی می‌شود که دارای اطلاعات کامل سفارش‌ها و معامله‌های روزانه در بازه مورد بررسی باشد.

به‌منظور آزمون فرضیه‌های قیمت‌گذاری احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) (فرضیه‌های ۱ و ۲)، دو متغیر AdjPIN و PSOS برای هر یک از شرکت‌های نمونه با استفاده از کل مشاهدات تعداد معاملات خرید و فروش روزانه در هر سال تخمین زده می‌شود. معیارهای All-dayAdjPIN و All-dayPSOS به ترتیب، احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌هاست که با استفاده از کل مشاهدات سال برآورد شده است. برای بررسی اثر AdjPIN و PSOS بر بازده سهام و آزمون قیمت‌گذاری آنها، از رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌شود. همانند دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) و یان و ژانگ (۲۰۱۴) متغیرهای اندازه شرکت، بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نقدشوندگی آمیهد، مومنتوم کوتاه‌مدت و میان‌مدت نیز، متغیرهای کنترل لحاظ می‌شوند.

$$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{all day AdjPIN}_i + \alpha_2 \text{all day PSOS}_i + \alpha_3 \text{ILLIQ}_i + \alpha_4 \text{BETA}_i + \alpha_5 \text{LSIZE}_i + \alpha_6 \text{LBM}_i + \alpha_7 \text{RET1}_i + \alpha_8 \text{RET2to12}_i + e_i \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در این رابطه، α_0 عرض از مبدأ؛ AdjPIN احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (معیار عدم تقارن اطلاعاتی)؛ PSOS احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (معیار عدم نقدشوندگی)؛

ILLIQ نقدشوندگی آمیهد؛ BETA بتای سهم؛ LSIZE اندازه شرکت؛ LBM نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار؛ RET1 بازده یک ماه گذشته سهم؛ RET2TO12 بازده تجمعی سهم از ۲ ماه قبل تا یکسال قبل و e_i جزء خطا است.

برای بررسی اثر اعلان سود سه ماهه بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی، متغیرهای احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها پس از رفع اثر اعلان سود، بار دیگر محاسبه می‌شود. معیارهای Ex-EAD AdjPIN و Ex-EADPSOS به ترتیب احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها بدون احتساب روزه‌های حول اعلان سود سه ماهه است. برای بررسی اثر اعلان سود سه ماهه بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی، رابطه ۲ در چارچوب رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) برآزش می‌شود.

$$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 EX - EAD AdjPIN_i + \alpha_2 EX - EAD PSOS_i + \alpha_3 ILLIQ_i + \alpha_4 BETA_i + \alpha_5 LSIZE_i + \alpha_6 LBM_i + \alpha_7 RET1_i + \alpha_8 RET2to12_i + e_i \quad \text{رابطه ۲}$$

با تخمین ضرایب رگرسیون‌های فوق، رابطه بازده سهام با عدم تقارن اطلاعاتی و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها بررسی شده و می‌توان اثر اطلاعیه‌های سود سه ماهه بر رابطه اخیر را نیز بررسی کرد.

نحوه اندازه‌گیری متغیرها

متغیرهای پژوهش به شرح زیر اندازه‌گیری می‌شوند:

- بازده اضافی ماهانه: مابه‌التفاوت بازده ماهانه سهام و نرخ بهره بدون ریسک ماهانه است.

$$R_{st} = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad \text{رابطه ۳}$$

$$R_{it} = R_{st} - R_{ft} \quad \text{رابطه ۴}$$

که P_t و P_{t-1} قیمت تعدیل شده سهام بابت افزایش سرمایه و سود نقدی در زمان t و $t-1$ است.

- نرخ بهره بدون ریسک (R_{ft}): معادل نرخ سود اوراق مشارکت بانک مرکزی است.
- احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS): PIN معیار شناخته‌شده عدم تقارن اطلاعاتی است. در این مدل، معامله‌گران به دو دسته آگاه و ناآگاه دسته‌بندی می‌شوند. ورود معامله‌گران به بازار در هر روز معاملاتی از

فرایند پواسون پیروی می‌کند. ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) برای تخمین پارامترهای PIN از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده کردند. رابطه ۵، تابع احتمال مدل فرایند معاملاتی یک روز معاملاتی را نشان می‌دهد.

$$L(B_i, S_i | \phi) = \alpha \delta e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{\varepsilon_s^{S_i}}{S_i!} \quad (\text{رابطه ۵})$$

$$+ \alpha(1 - \delta) e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^{B_i}}{B_i!} e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^{S_i}}{S_i!} + (1 - \alpha) e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^{B_i}}{B_i!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{\varepsilon_s^{S_i}}{S_i!}$$

در این رابطه، بردار $\phi = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ مجموعه پارامترهای مدل؛ α احتمال وجود اطلاعات و خبر جدید؛ δ احتمال خوب بودن خبر؛ $1 - \delta$ احتمال بد بودن خبر؛ μ نرخ سفارش‌گذاری معامله‌گران آگاه و ε_b و ε_s به ترتیب نرخ سفارش‌گذاری خرید و فروش توسط معامله‌گران ناآگاه است. برای محاسبه سهم معاملات آگاهانه از کل معاملات، باید تابع درست‌نمایی رابطه ۵ را حداکثر کرد. با توجه به مقادیر برآورد شده از حداکثرسازی تابع درست‌نمایی، معیار PIN بر اساس رابطه ۶ به دست می‌آید.

$$PIN = \frac{\alpha \mu}{\alpha \mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (\text{رابطه ۶})$$

برخی احتمالات در معیار PIN نادیده گرفته شده است. دوواری و یانگ (۲۰۰۹) برای دستیابی به معیاری که بهتر بتواند عدم تقارن اطلاعاتی را اندازه‌گیری کند، تعدیلاتی در تابع درست‌نمایی رابطه ۵ صورت دادند و معیار PIN تعدیل شده را معرفی کردند. ورودی این تابع، تعداد معاملات خرید (B_i) و تعداد معاملات فروش (S_i) در هر روز است. در محاسبه این معیار بر خلاف رابطه ۵، نرخ خرید و فروش توسط معامله‌گران آگاه برابر یکدیگر فرض نشده و این نرخ برای خرید توسط معامله‌گران آگاه μ_b و برای فروش توسط آنان μ_s منظور شده است. همچنین در این مدل، پارامتر احتمالی‌ای در نظر گرفته شده که در آن θ احتمال وقوع رخداد یا خبر عمومی را مشخص می‌کند و موجب ایجاد شوک همزمان به سفارش‌های خرید و فروش شده و هر دو را هم جهت تغییر می‌دهد. در صورت وقوع چنین رخدادی، تعداد معاملات خرید و فروش به ترتیب با نرخ η_b و η_s افزایش می‌یابد. به این ترتیب، برای تعیین PIN تعدیل شده به جای

1. Buyer-initiated trades
2. Seller-initiated trades

پنج پارامتر رابطه ۵، با نه پارامتر $\Phi = (\alpha, \delta, \theta, \mu_b, \mu_s, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \eta_b, \eta_s)$ روبه‌رو هستیم و تابع درست‌نمایی به صورت رابطه ۷ تغییر می‌کند.

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(\Phi|B_i, S_i) = & \alpha\delta\theta e^{-(\mu_b + \varepsilon_b + \eta_b)} \frac{(\mu_b + \varepsilon_b + \eta_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\varepsilon_s + \eta_s)} \frac{(\varepsilon_s + \eta_s)^{S_i}}{S_i!} \quad (\text{رابطه ۷}) \\ & + \alpha\delta(1 - \theta) e^{-(\mu_b + \varepsilon_b)} \frac{(\mu_b + \varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{(\varepsilon_s)^{S_i}}{S_i!} \\ & + \alpha(1 - \delta)\theta e^{-(\varepsilon_b + \eta_b)} \frac{(\varepsilon_b + \eta_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\mu_s + \varepsilon_s + \eta_s)} \frac{(\mu_s + \varepsilon_s + \eta_s)^{S_i}}{S_i!} \\ & + \alpha(1 - \delta)(1 - \theta) e^{-(\varepsilon_b)} \frac{(\varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\mu_s + \varepsilon_s)} \frac{(\mu_s + \varepsilon_s)^{S_i}}{S_i!} \\ & + (1 - \alpha)(1 - \theta) e^{-(\varepsilon_b)} \frac{(\varepsilon_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\varepsilon_s)} \frac{(\varepsilon_s)^{S_i}}{S_i!} \\ & + (1 - \alpha)\theta e^{-(\varepsilon_b + \eta_b)} \frac{(\varepsilon_b + \eta_b)^{B_i}}{B_i!} e^{-(\varepsilon_s + \eta_s)} \frac{(\varepsilon_s + \eta_s)^{S_i}}{S_i!} \end{aligned}$$

در رابطه ۷ معامله‌کنندگان آگاه فقط در صورتی به خرید و فروش اقدام می‌کنند که اخبار خصوصی دریافت کنند. همچنین احتمال رخداد خبر عمومی برابر θ است که این خبر معاملات خرید و فروش را به صورت متقارن و با نرخ تعیین شده‌ای افزایش می‌دهد و باز هم معامله‌گران ناآگاه که اخبار خصوصی دریافت نمی‌کنند، در هر صورت به معامله اقدام می‌کنند. دوواریت و یانگ (۲۰۰۹) با استفاده از پارامترهای برآورد شده در حداکترسازی رابطه ۷، PIN را به دو جزء زیر طبقه‌بندی می‌کنند:

- احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) که نسبت تعداد سفارش‌های آگاهانه به تعداد کل سفارش‌های مورد انتظار را نشان می‌دهد و در نتیجه، معیار بهتری برای عدم تقارن اطلاعاتی است.

$$AdjPIN = \frac{\alpha(\delta\mu_b + (1 - \delta)\mu_s)}{\alpha(\delta\mu_b + (1 - \delta)\mu_s) + \theta(\eta_b + \eta_s) + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (\text{رابطه ۸})$$

- احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (PSOS) که نشان‌دهنده بخشی از معاملات بوده و ناشی از شوک خبر عمومی است که هم سفارش خرید و هم سفارش فروش را افزایش می‌دهد.

$$PSOS = \frac{\theta(\eta_b + \eta_s)}{\alpha(\delta\mu_b + (1 - \delta)\mu_s) + \theta(\eta_b + \eta_s) + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (\text{رابطه ۹})$$

برای تعیین پارامتر عدم تقارن اطلاعاتی در دوره مشخص، تابع درستیابی مشترکی به صورت رابطه ۱۰ و با فرض استقلال روزهای معاملاتی از یکدیگر، به شرح زیر تعریف می شود:

$$\mathcal{L}(\emptyset|M) = \prod_{i=1}^I \mathcal{L}(B_i.S_i|\emptyset) \tag{رابطه ۱۰}$$

که بردار $M = (B_1.S_1). (B_2.S_2). \dots. (B_I.S_I)$ و I برابر تعداد روزهای معاملاتی سهام در سال است. به منظور تعیین نه پارامتر $\emptyset = (\alpha, \delta, \theta, \mu_b, \mu_s, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \eta_b, \eta_s)$ باید تابع درستیابی رابطه ۷ حداکثر شود.

به منظور حداکثرسازی این تابع از تکنیک های حداکثرسازی عددی استفاده می شود، اما قبل از استفاده از این تکنیک باید اذعان کرد در این تابع درستیابی (رابطه ۷) عباراتی به صورت $e^{-x} \frac{x^N}{N!}$ وجود دارد که توان آنها برابر تعداد معاملات خرید و فروش در هر روز است و با توجه به بزرگی توان، این عبارت بسیار بزرگ بوده و نرم افزار استفاده شده توان محاسبه آن را ندارد^۱. به همین دلیل این عبارت به صورت $\exp(-x + N \ln x - \sum_{i=1}^N \ln i)$ تغییر داده می شود. پس از آن که رابطه ۷ برای حداکثرسازی آماده شد، باید از روش های عددی بهره گرفت. یکی از تکنیک هایی که برای این کار استفاده شده، الگوریتم عددی نیوتن - رافسون (۱۶۶۹) است. به منظور استفاده از تکنیک های عددی همچون نیوتن - رافسون (۱۶۶۹)، باید مقادیر اولیه پارامترها را تعیین کرد. برای به دست آوردن مقادیر اولیه پارامترها از الگوریتم یان و ژانگ (۲۰۱۲) و از روش گشتاورها (MoM)^۲ استفاده می شود. پارامترهای α, θ و δ احتمالی است، در نتیجه در محدوده بین صفر و یک قرار می گیرد. این در حالی است که شش پارامتر دیگر در محدوده خاصی نبوده و هر مقدار مثبتی را می پذیرد. برای تعیین مقادیر اولیه این پارامترها برای توزیع احتمال خرید و فروش های روزانه، از روش گشتاورها استفاده می شود. برای محاسبه مقادیر مورد انتظار خرید و فروش و همین طور واریانس و کوواریانس آن از مجموعه رابطه ۱۱ استفاده می شود.

$$\begin{aligned} E(B) &= \varepsilon_b + \eta_b \theta + \alpha \delta \mu_b && \text{رابطه ۱۱} \\ E(S) &= \varepsilon_s + \eta_s \theta + \alpha (1 - \delta) \mu_s \\ Var(B) &= \varepsilon_b + \eta_b \theta + \eta_b^2 \theta (1 - \theta) + \alpha \delta \mu_b \\ Var(S) &= \varepsilon_s + \eta_s \theta + \eta_s^2 \theta (1 - \theta) + \alpha (1 - \delta) \mu_s (1 + \mu_s - \alpha \mu_s) \\ &\quad + \alpha \delta \mu_s \end{aligned}$$

1. Floating-Point Exception
2. Method of Moments

$$\text{Cov}(B, S) = \eta_b \eta_s \theta (1 - \theta) - \alpha^2 \delta (1 - \delta) \mu_b \mu_s$$

مقدار اولیه احتمالی α را از مجموعه $(0/7, 0/5, 0/3, 0/2, 0/1)$ و مقادیر اولیه احتمالی θ و δ را از مجموعه پنج عددی $(0/9, 0/7, 0/5, 0/3, 0/1)$ انتخاب کرده، سپس با استفاده از مشاهدات S_i و B_i ، مقادیر مورد انتظار، واریانس و کوواریانس مشاهدات را محاسبه می‌کنیم. با استفاده از رابطه ۱۱ و در نظر گرفتن مجموعه $0/1$ تا $0/9$ برای پارامترهای احتمالی، ۱۲۵ مجموعه از مقادیر اولیه به دست می‌آید. احتمال‌هایی که به منفی شدن مقادیر اولیه نرخ سفارش‌گذاری منجر شده، حذف می‌شوند. در نهایت از میان ۱۲۵ مجموعه مورد بررسی، مجموعه‌ای از مقادیر مورد قبول برای سه احتمال α ، θ و δ به دست می‌آید که برای هر مجموعه مقادیر، فرایند حداکثرسازی اجرا شده و بر اساس نتیجه به دست آمده بررسی می‌شود که کدام ترکیب به حداکثر شدن تابع درستمایی منجر شده است. حال با استفاده از پارامترهای برآورد شده، می‌توان مقادیر AdjPIN و PSOS را تعیین کرد.

به‌منظور تعیین پارامترها با استفاده از تابع درستمایی، باید تعداد سفارش‌های خرید و فروش روزانه به‌عنوان ورودی تابع تعیین شود و معاملات را به خرید و فروش دسته‌بندی کرد. طبقه‌بندی معاملات به خرید و فروش، به کمک الگوریتم لی و ردی (۱۹۹۱) انجام شده است. در این الگوریتم از میانگین قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش برای طبقه‌بندی معاملات استفاده می‌شود. حال با استفاده از طبقه‌بندی معاملات به خرید و فروش و در نظر گرفتن آن به‌عنوان ورودی تابع درستمایی ۷، معیار AdjPIN و PSOS به دو صورت زیر برآورد می‌شود:

۱. تخمین احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها با استفاده از کل مشاهدات. در این روش، پارامترهای (PSOS) AdjPIN با استفاده از مشاهدات کل روزهای سال به دست می‌آید.

۱. یان و ژانگ (۲۰۱۲) نشان دادند با افزایش تعداد مجموعه‌های مقادیر اولیه، دقت تخمین به میزان بسیار کمی افزایش می‌یابد؛ بنابراین افزایش پیچیدگی محاسبات ناشی از افزایش مقادیر اولیه، کمک شایانی به بهبود دقت تخمین نمی‌کند. انتخاب مجموعه دیگری برای مقادیر اولیه فوق تأثیر شایان توجهی بر نتایج ندارد، زیرا این مقادیر تنها به‌عنوان مقادیر اولیه تخمین مقادیر اصلی به کار می‌رود.

۲. معاملاتی که قیمتی بیش از میانگین قیمت‌های پیشنهادی دارد، به‌عنوان خرید و آنهایی که قیمتی پایین‌تر از میانگین قیمت پیشنهادی خرید و فروش داشته باشد، با عنوان فروش طبقه‌بندی می‌شوند. اگر قیمت برابر میانگین قیمت‌های پیشنهاد شده، اما بیشتر از قیمت معامله قبلی باشد، خرید بوده و در غیر این صورت فروش است. با توجه به اینکه در برخی داده‌های دریافت شده امکان دارد برخی سفارش‌ها ثبت نشده باشد، همانند لی و ردی (۱۹۹۱) در صورت عدم وجود مظنه از قانون تیک استفاده می‌شود.

۲. تخمین احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها بدون احتساب مشاهدات ۱۰ روز قبل و بعد از تاریخ اعلان سود سه ماهه (EAD).
- عدم نقدشوندگی (ILLIQ): به‌منظور محاسبه عدم نقدشوندگی، از معیار آمیهود (۲۰۰۲) استفاده می‌شود. متغیر ILLIQ برابر لگاریتم معیار آمیهود است.

$$ILLIQ = \log \left(\frac{1}{Days} \sum_{d=1}^{days} \frac{R_i}{VOID_{itd}} \right) \quad \text{رابطه ۱۲}$$

که R_i بازده سهام روز t ؛ $VOID_{itd}$ حجم معاملات روز t و $Days$ تعداد روزهای معاملاتی سهم در ماه است.

- بتا (BETA): برای تخمین بتا از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۲) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که ابتدا بتای سهام انفرادی با استفاده از رگرسیون بازده ماهانه سهام بر بازده شاخص به‌صورت همزمان و با یک وقفه و طی دوره تخمین ۲ ساله برآورد می‌شود (بتای سهم برابر مجموع ضرایب بازده شاخص بازار است)؛ سپس، کل سهام نمونه در انتهای هر سال بر اساس بتا به ۱۰ پرتفوی مساوی طبقه‌بندی شده و بازده ماهانه (با وزن برابر) هر پرتفوی محاسبه می‌شود. در ادامه، بازده پرتفوی‌ها بر بازده شاخص به‌صورت همزمان و با یک وقفه، برازش می‌شود (در این حالت نیز بتای پرتفوی حاصل جمع ضرایب برآورد شده بازده شاخص بازار است). در نهایت، بتای هر پرتفوی به کل سهام موجود در آن تخصیص می‌یابد.
- اندازه شرکت (LSIZE): لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در انتهای سال است.

$$LSIZE = \ln(N \times P) \quad \text{رابطه ۱۳}$$

- در رابطه ۱۳، N تعداد سهام جاری شرکت و P قیمت بازار سهام است.
- نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (LBM): لگاریتم طبیعی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی قبل به ارزش بازار آن که از حاصل ضرب تعداد سهام جاری شرکت در آخرین قیمت هر سهم در پایان سال گذشته به‌دست می‌آید.

$$LBM_t = \ln \left(\frac{E_{t-1}}{N \times P_{t-1}} \right) \quad \text{رابطه ۱۴}$$

که E_{t-1} ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در سال $t-1$ ؛ P_{t-1} قیمت بازار سهام در سال $t-1$ و N تعداد سهام جاری شرکت است.

- مومنتوم کوتاه‌مدت (RET1): بر مبنای بازده ماه گذشته سهام اندازه‌گیری می‌شود (جگادیش، ۱۹۹۰).

$$RET1 = R_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۵}$$

که R_{t-1} بازده سهام در ماه $t-1$ است.

- مومنتوم میان مدت (RET2 to 12): بر اساس بازده تجمعی سهام از دوازده ماه قبل تا دو ماه قبل محاسبه می‌شود (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳).

$$RET2to12 = \sum_{m=t-12}^{t-2} R_m \quad \text{رابطه ۱۶}$$

که R_m بازده سهام در ماه $m = (t-2, \dots, t-12)$ است.

یافته‌های پژوهشی

آمار توصیفی پارامترهای برآورد شده تابع درستنمایی (مبنای محاسبه AdjPIN و PSOS) در قسمت «الف» و متغیرهای احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها در قسمت «ب» جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی

میانگین	انحراف معیار	نماد	پارامتر
الف) پارامترهای برآوردی تابع درستنمایی			
۰/۵۲	۰/۱۴	α	احتمال ورود اطلاعات جدید
۰/۵۰	۰/۲۰	δ	احتمال خوب بودن خبر جدید
۰/۲۶	۰/۱۳	θ	احتمال وقوع خبری که موجب شوک متقارن سفارش‌ها شود
۳/۳۶	۵/۷۶	μ_b	نرخ خرید معامله‌گر آگاه
۱/۹۲	۹/۵۵	μ_s	نرخ فروش معامله‌گر آگاه
۲/۱۱	۷/۸۴	ε_b	نرخ خرید معامله‌گر ناآگاه
۳/۴۴	۴/۶۳	ε_s	نرخ فروش معامله‌گر ناآگاه
۱/۹۱	۷/۰۱	η_b	نرخ خرید ناشی از شوک متقارن سفارش‌ها
۱/۶۳	۴/۹۹	η_s	نرخ فروش ناشی از شوک متقارن سفارش‌ها
ب) احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها قبل و پس از رفع اثر اعلان سود			
۰/۱۷۴	۰/۱۲۱	۰/۱۹۲	احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (All day AdjPIN)
۰/۰۹۷	۰/۱۰۲	۰/۱۲۳	احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (All-dayPSOS)
۰/۱۷۸	۰/۱۱۹	۰/۲۰۱	احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده پس از رفع اثر اعلان سود (Ex-EAD-AdjPIN)
۰/۰۹۷	۰/۱۰۲	۰/۱۲۴	احتمال شوک متقارن سفارش‌ها پس از رفع اثر اعلان سود (Ex-EAD-PSOS)

با توجه به جدول ۱، میانگین احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده مبتنی بر کل مشاهدات (All day AdjPIN) با مقدار ۰/۱۹۲ نشان می‌دهد به‌طور میانگین ۱۹/۲ درصد کل معاملات شرکت‌های نمونه از نوع معاملات آگاهانه و بر اساس اطلاعات خصوصی بوده است. پایین‌ترین میزان معاملات آگاهانه با رقم ۱/۱۷ درصد مربوط به سال ۱۳۸۸ و بالاترین میزان معاملات آگاهانه معادل ۸۲/۰۹ درصد مربوط به سال ۱۳۹۲ است که سهم ۸۲/۰۹ درصدی معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی را نشان می‌دهد. همچنین به‌طور میانگین ۱۲/۳۹ درصد معاملات صورت گرفته ناشی از اخبار عام منتشر شده بوده که موجب تحریک همزمان سفارش‌های خرید و فروش شده است. از این رو، به‌طور میانگین حدود ۱۲ درصد معاملات ناشی از عدم نقدشوندگی معاملات سهام بوده است. با مقایسه سطح احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده قبل و پس از رفع اثر اعلان سود، می‌توان دریافت میزان معاملات آگاهانه پس از رفع اثر اعلان سود افزایش داشته است. بدین مفهوم که اعلان سود موجب کاهش سطح عدم تقارن اطلاعاتی شده است.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

نتایج بررسی رابطه بازده سهام با احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها^۱ قبل از رفع اثر اعلان سود در جدول ۲ گزارش شده است. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، اثر AdjPIN ذیل مدل ۱ دارای ضریب مثبت و معنادار ۰/۰۳۹ است. بدین مفهوم که عدم تقارن اطلاعاتی قیمت‌گذاری شده و در ازای ۱۰ درصد افزایش احتمال معاملات آگاهانه سهام، بازده آن حدود ۰/۴ درصد افزایش می‌یابد. این در حالی است که تأثیر PSOS از نظر آماری معنادار نیست. اثر عدم نقدشوندگی معنادار و دارای ضریب ۰/۰۰۲- است. در صورت عدم احتساب PSOS (مدل ۵)، ضریب متغیر عدم نقدشوندگی مثبت و معنادار (۰/۰۱۸) است. بر خلاف استدلال دوواری و یانگ (۲۰۰۹) مبنی بر انتساب منشأ قیمت‌گذاری PIN به عدم نقدشوندگی مبتنی بر PSOS و عدم قیمت‌گذاری AdjPIN، مشاهده می‌شود که عدم تقارن اطلاعاتی مبتنی بر AdjPIN در حضور دو شاخص متفاوت عدم نقدشوندگی (PSOS و معیار آمیهد)، کماکان قیمت‌گذاری می‌شود و تحمل ریسک اطلاعات مستحق انتظار کسب پاداش است؛ در حالیکه PSOS به‌عنوان شاخص عدم نقدشوندگی معاملات سهام، قیمت‌گذاری نشده است.

۱. رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) بر اساس داده‌های ۴۳ شرکت و در هر یک از ماه‌های بازه زمانی شش‌ساله (۷۲ ماه) برآزش می‌شود.

جدول ۲. نتایج بررسی رابطه بازده و احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارشی‌ها قبل از رفع اثر اعلان سود

مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	
۰/۰۳۵***	۰/۰۳۴***		۰/۰۳۱***	۰/۰۳۹***	احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده
(۵/۱۶)	(۵/۹۸)		(۵/۲۱)	(۵/۶۰)	(All day AdjPIN)
	۰/۰۱۸	۰/۰۱۴		۰/۰۱۷	احتمال شوک متقارن سفارش‌ها
	(-۰/۰۵)	(-۰/۲۴)		(۰/۸۸)	(All day PSOS)
۰/۰۱۸***				-۰/۰۰۲***	عدم نقدشوندگی آمیهود (ILLIQ)
(-۵/۰۶)				(-۴/۵۹)	
۰/۰۰۵***	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۵***	بتا (BETA)
(۴/۴۲)	(۴/۳۰)	(۳/۷۰)	(۳/۸۵)	(۳/۹۶)	
-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۰۹**	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۱**	-۰/۰۰۲***	اندازه شرکت (LSIZE)
(-۴/۰۱)	(-۲/۲۵)	(-۳/۶۲)	(-۲/۳۷)	(-۳/۰۵)	
۰/۰۰۹***	۰/۰۰۹***	۰/۰۰۸***	۰/۰۰۹***	۰/۰۱۱***	ارزش دفتری به ارزش بازار (LBM)
(۷/۹۹)	(۷/۵۰)	(۶/۷۷)	(۷/۰۲)	(۷/۸۰)	
۰/۰۱۹*	۰/۰۱۸***	۰/۰۲۸***	۰/۰۱۹***	۰/۰۰۷**	مومنتوم کوتاه‌مدت (RET1)
(۱/۹۱)	(۵/۱۰)	(۷/۰۱)	(۴/۷۱)	(۲/۳۷)	
۰/۰۰۲***	۰/۰۰۲**	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۲***	مومنتوم میان‌مدت (RET2to12)
(۳/۰۱)	(۲/۴۰)	(۴/۷۰)	(۲/۶۹)	(۳/۱۷)	
۰/۰۱۹*	۰/۰۱۹**	۰/۰۲۸***	۰/۰۳۰***	۰/۰۲۱	عرض از مبدأ
(۱/۷۷)	(۲/۴۳)	(۵/۴۴)	(۲/۷۰)	(۰/۹۱)	
۰/۲۹۴	۰/۲۷۹	۰/۲۳۲	۰/۲۶۶	۰/۳۰۱	ضریب تعیین (R ^۲)
۰/۱۰۲	۰/۱۰۳	۰/۱۰۲	۰/۱۰۲	۰/۱۰۳	ضریب تعیین تعدیل شده (Adj.R ^۲)
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 all\ day\ AdjPIN_i + \alpha_2 all\ day\ PSOS_i + \alpha_3 ILLIQ_i + \alpha_4 BETA_i + \alpha_5 LSIZE_i + \alpha_6 LBM_i + \alpha_7 RET1_i + \alpha_8 RET2to12_i + e_i$					مدل ۱
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 all\ day\ AdjPIN_i + \alpha_2 BETA_i + \alpha_3 LSIZE_i + \alpha_4 LBM_i + \alpha_5 RET1_i + \alpha_6 RET2to12_i + e_i$					مدل ۲
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 all\ day\ PSOS_i + \alpha_2 BETA_i + \alpha_3 LSIZE_i + \alpha_4 LBM_i + \alpha_5 RET1_i + \alpha_6 RET2to12_i + e_i$					مدل ۳
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 all\ day\ AdjPIN_i + \alpha_2 all\ day\ PSOS_i + \alpha_3 BETA_i + \alpha_4 LSIZE_i + \alpha_5 LBM_i + \alpha_6 RET1_i + \alpha_7 RET2to12_i + e_i$					مدل ۴
$R_i = \alpha_0 + \alpha_1 all\ day\ AdjPIN_i + \alpha_2 ILLIQ_i + \alpha_3 BETA_i + \alpha_4 LSIZE_i + \alpha_5 LBM_i + \alpha_6 RET1_i + \alpha_7 RET2to12_i + e_i$					مدل ۵

***، ** و * به ترتیب بیان‌کننده معناداری آماری در سطح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

نتایج به‌دست آمده از مدل ۴ ضمن تأیید یافته‌های مدل ۱ نشان می‌دهد عدم کنترل نقدشوندگی آمیهد، تغییر در قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی و عدم قیمت‌گذاری PSOS ایجاد نمی‌کند. در آزمون قیمت‌گذاری AdjPIN ذیل مدل ۲ مشخص شد بدون کنترل اثر نقدشوندگی مورد تأکید دوواری و یانگ (۲۰۰۹)، ضریب این متغیر با مقدار ۰/۰۳۱ به لحاظ آماری معنادار است. این یافته مؤید نتایجی است که ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) با استفاده از PIN بدان دست یافتند. از این رو AdjPIN به‌عنوان معیار عدم تقارن اطلاعاتی و نه شاخص عدم نقدشوندگی، در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود. نتیجه به‌دست آمده از مدل ۳ نشان می‌دهد PSOS عامل ریسک سیستماتیک نیست که بتوان در ازای تحمل آن انتظار کسب پاداش داشت. اگر قیمت‌گذاری PIN نشئت گرفته از عدم نقدشوندگی باشد، انتظار می‌رود در صورت کنترل اثر آن، رابطه معناداری بین بازده سهام و AdjPIN برقرار نباشد. در همین رابطه، بر اساس نتایج مدل ۵ می‌توان در تأیید یافته ایزلی و همکارانش (۲۰۱۰) و بر خلاف نتایج دوواری و یانگ (۲۰۰۹) ادعا کرد AdjPIN پس از کنترل اثر نقدشوندگی، کماکان در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. این یافته مهر تأییدی بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی است.

به‌منظور بررسی اثر اعلان سود بر رابطه بازده با احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها، این دو متغیر پس از رفع اثر اعلان سود برآورد شده و به‌صورت احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده پس از رفع اثر اعلان سود (Ex-EAD-AdjPIN) و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها پس از رفع اثر اعلان سود (Ex-EAD-PSOS) نشان داده شدند. نتایج آزمون اثر اعلان سود بر رابطه بین احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها با بازده سهام در جدول ۳ گزارش شده است.

در جدول ۳ رابطه بازده سهام با احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده (Ex-EAD AdjPIN) و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (Ex-EADPSOS) پس از رفع اثر اعلان سود بررسی شده است. نتایج به‌دست آمده از مدل ۶ بیان‌کننده آن است که کماکان Ex-EAD AdjPIN به عنوان شاخص ریسک اطلاعات قیمت‌گذاری شده و Ex-EADPSOS بر بازده سهام تأثیر معناداری ندارد. مقایسه نتایج مدل‌های ۶ و ۱ به‌منظور بررسی اثر اعلان سود حاکی از آن است که ضریب احتمال معاملات آگاهانه پس از رفع اثر اعلان سود، افزایش ناچیزی تجربه کرده که نشان می‌دهد اعلان سود بر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی اثر جزئی دارد.

جدول ۳. نتایج بررسی رابطه بازده و احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن

سفارش‌ها پس از رفع اثر اعلان سود

مدل ۱۰	مدل ۹	مدل ۸	مدل ۷	مدل ۶	
-.۰۳۶***	-.۰۳۵***		-.۰۳۲***	-.۰۴۱***	احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده پس از رفع اثر اعلان سود (Ex-EAD-AdjPIN)
(۵/۴۳)	(۶/۱۸)		(۵/۵۷)	(۵/۶۰)	
	-.۰۱۸	-.۰۱۵		-.۰۱۷	احتمال شوک متقارن سفارش‌ها پس از رفع اثر اعلان سود (Ex-EAD-PSOS)
	(-۰/۰۸)	(-۰/۰۶)		(۰/۸۸)	
-۰/۰۰۲***				-۰/۰۰۲***	عدم نقدشوندگی آمیهود (ILLIQ)
(-۵/۰۳)				(-۴/۵۹)	
-.۰۰۵***	-.۰۰۵***	-.۰۰۴***	-.۰۰۴***	-.۰۰۵***	بتا (BETA)
(۴/۴۳)	(۴/۵۴)	(۳/۸۰)	(۳/۹۵)	(۳/۹۶)	
-۰/۰۰۳***	-۰/۰۰۱**	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۱**	-۰/۰۰۲***	اندازه شرکت (LSIZE)
(-۳/۹۸)	(-۲/۲۶)	(-۲/۶۱)	(-۲/۴۳)	(-۳/۰۶)	
-.۰۱۰***	-.۰۰۹***	-.۰۰۹***	-.۰۰۹***	-.۰۱۱***	ارزش دفتری به ارزش بازار (LBM)
(۷/۸۵)	(۷/۳۴)	(۶/۷۲)	(۷/۰۷)	(۷/۸۰)	
-.۰۰۶**	-.۰۱۹***	-.۰۲۹***	-.۰۲۰***	-.۰۰۸۷**	مومنتوم کوتاه‌مدت (RET1)
(۱/۹۹)	(۵/۲۵)	(۷/۱۲)	(۴/۹۶)	(۲/۳۷)	
-.۰۰۳***	-.۰۰۲**	-.۰۰۴***	-.۰۰۳***	-.۰۰۳***	مومنتوم میان‌مدت (RET2to12)
(۳/۰۳)	(۲/۳۷)	(۴/۰۱)	(۲/۷۹)	(۳/۱۷)	
-.۰۳۴*	-.۰۱۹**	-.۰۲۸***	-.۰۲۹***	-.۰۱۹	عرض از مبدأ
(۱/۶۵)	(۲/۳۵)	(۳/۳۹)	(۲/۷۰)	(۰/۹۱)	
۰/۲۹۶	۰/۲۸۴	۰/۲۳۳	۰/۲۶۶	۰/۳۰۱	ضریب تعیین (R ^۲)
۰/۱۰۲	۰/۱۰۲	۰/۱۰۲	۰/۱۰۲	۰/۱۰۳	ضریب تعیین تعدیل شده (Adj.R ^۲)
$= \alpha_0 + \alpha_1 EX - EAD AdjPIN_i + \alpha_2 EX - EAD PSOS_i + \alpha_3 ILLIQ_i + \alpha_4 BETA_i + \alpha_5 LSIZE_i + \alpha_6 LBM_i + \alpha_7 RET1_i + \alpha_8 RET2to12_i + e_i$					مدل ۶
$= \alpha_0 + \alpha_1 EX - EAD AdjPIN_i + \alpha_2 BETA_i + \alpha_3 LSIZE_i + \alpha_4 LBM_i + \alpha_5 RET1_i + \alpha_6 RET2to12_i + e_i$					مدل ۷
$= \alpha_0 + \alpha_1 EX - EAD PSOS_i + \alpha_2 BETA_i + \alpha_3 LSIZE_i + \alpha_4 LBM_i + \alpha_5 RET1_i + \alpha_6 RET2to12_i + e_i$					مدل ۸
$= \alpha_0 + \alpha_1 EX - EAD AdjPIN_i + \alpha_2 EX - EAD PSOS_i + \alpha_3 BETA_i + \alpha_4 LSIZE_i + \alpha_5 LBM_i + \alpha_6 RET1_i + \alpha_7 RET2to12_i + e_i$					مدل ۹
$= \alpha_0 + \alpha_1 EX - EAD AdjPIN_i + \alpha_2 ILLIQ_i + \alpha_3 BETA_i + \alpha_4 LSIZE_i + \alpha_5 LBM_i + \alpha_6 RET1_i + \alpha_7 RET2to12_i + e_i$					مدل ۱۰

***، **، * و * به ترتیب بیان‌کننده معناداری آماری در سطح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

در صورت رفع اثر اعلان سود، با افزایش ۱۰ درصدی احتمال معاملات آگاهانه، بازده سهام ۰/۱۶ درصد بیش از زمانی می‌شود که از اثر اعلان سود باقی است. این یافته نشان می‌دهد اعلان سود بر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی اثرگذار بوده و سرمایه‌گذاران اثر یاد شده را قیمت‌گذاری می‌کنند، یعنی در صورت عدم اعلان سود، عدم تقارن اطلاعاتی افزایش یافته و سرمایه‌گذاران بازده بالاتری طلب می‌کنند. از این رو فرضیه ۳ مبنی بر اثرگذاری اعلان سود بر رابطه بازده سهام و Ex-EAD AdjPIN در سطح اطمینان ۹۹ درصد تأیید می‌شود. حال آن که فرضیه ۴ مبنی بر اثرگذاری اعلان سود بر رابطه بازده سهام و Ex-EADPSOS تأیید نمی‌شود. بررسی همزمان اثر Ex-EAD AdjPIN و Ex-EADPSOS پس از رفع اثر اعلان سود ذیل مدل ۹ نشان می‌دهد به ازای ۱ درصد افزایش احتمال معامله آگاهانه تعدیل شده، بازده سهام معادل ۰/۰۳۵ درصد افزایش می‌یابد. با مشاهده معناداری اثر متغیر اخیر می‌توان ادعا کرد پس از رفع اثر اعلان سود احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده، عامل ریسک سیستماتیک و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها، عامل ریسک غیرسیستماتیک است و عدم نقدشوندگی آمیهد تغییر در قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی و عدم قیمت‌گذاری احتمال شوک متقارن سفارش‌ها ایجاد نمی‌کند. در صورت عدم کنترل اثر نقدشوندگی ذیل مدل ۷، ضریب ۰/۰۳۲ احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده در سطح اطمینان ۹۹ درصد به لحاظ آماری معنادار است. همانند ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی تأیید شده و بر خلاف دوواری و یانگ (۲۰۰۹) مشخص شد احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده پس از رفع اثر اعلان سود (-Ex-EAD AdjPIN) به‌عنوان معیار عدم تقارن اطلاعاتی قیمت‌گذاری می‌شود. اما بر اساس نتایج مدل ۸ نمی‌توان قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات را ناشی از احتمال شوک متقارن سفارش‌ها دانست، زیرا ضریب این متغیر (۰/۰۱۵) از نظر آماری معنادار نیست. همانند ایزلی و همکارانش (۲۰۱۰) در پاسخ به این چالش که قیمت‌گذاری PIN ناشی از عدم نقدشوندگی است، در مدل ۱۰ قیمت‌گذاری احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده پس از رفع اثر اعلان سود و کنترل نقدشوندگی (معیار آمیهد) بررسی شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (با ضریب ۰/۰۳۶) کماکان از نظر آماری معنادار بوده و قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی متأثر از اعلان سود و نقدشوندگی مخدوش نمی‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر با تجزیه PIN به دو مؤلفه احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها، به بررسی قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات و منشأ آن در بورس اوراق بهادار

تهران پرداخت. نتایج به دست آمده نشان داد احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده حائز اثر معناداری بر بازده سهام بوده و این نتیجه دال بر قیمت گذاری ریسک اطلاعات است. نتایج به دست آمده ضمن عدم تأیید قیمت گذاری احتمال شوک متقارن سفارش ها (مؤلفه دیگر ریسک اطلاعات)، نشان داد لحاظ کردن اثر یاد شده نمی تواند قیمت گذاری احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده را دستخوش تغییر کند. به بیان دیگر، نمی توان دلیل قیمت گذاری ریسک اطلاعات را ناشی از احتمال شوک متقارن سفارش ها دانست. تغییر حجم معاملات ناشی از اعلان سود نیز قادر نیست با تغییری که در PIN ایجاد می کند، روابط اخیر را متأثر کند. بر این اساس، می توان ادعا کرد عدم تقارن اطلاعاتی یک عامل ریسک سیستماتیک بوده و افزایش آن موجب فزونی بازده مورد انتظار سهام می شود. قیمت گذاری احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) در بورس اوراق بهادار تهران، مؤید یافته هوانگ، لی، لیم و پارک (۲۰۱۳) و یان و ژانگ (۲۰۱۴) مبنی بر قیمت گذاری احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده در بورس اوراق بهادار کره است، اما نتایج دوواری و یانگ (۲۰۰۹) را به چالش می کشد. دلیل این تفاوت را می توان در نحوه تخمین معیار احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) جست و جو کرد. نتایج حاکی از عدم تأثیر احتمال شوک متقارن سفارش ها بر بازده سهام است، از این رو می توان ادعا کرد متغیر یاد شده، عامل ریسک غیرسیستماتیک است. این در حالی است که دوواری و یانگ (۲۰۰۹) و یان و ژانگ (۲۰۱۴) شواهدی دال بر قیمت گذاری آن ارائه کردند. احتمالاً این تضاد نتایج به دلیل تفاوت ساختاری بازارها است. در ایالات متحده، قیمت پیشنهادی برای خرید و فروش بر پایه مطنه اعلام شده بازارسازان ایجاد می شود، در حالیکه این قیمت در ایران توسط سفارش معامله گران بازار تعیین می شود و می تواند تخمین ها را دچار تورش کند. از آنجا که تعداد معاملات خرید و فروش تأثیر شگرفی بر تخمین متغیرهای احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده و احتمال شوک متقارن سفارش ها دارد، به کارگیری سایر الگوریتم ها و تحلیل حساسیت نتایج به منظور یافتن کم خطا ترین الگوریتم، می تواند تخمین های دقیق تری ارائه کند. از این رو پیشنهاد می شود برای مقایسه نتایج و دستیابی به روش بهتر طبقه بندی معاملات به خرید و فروش، الگوریتم های دیگر نیز بررسی شود.^۱

۱. بدیهی است نتایج پژوهش می تواند متأثر از دوره زمانی بررسی باشد و در موقعیت زمانی متفاوت دستخوش تغییر شود، از این رو، پژوهش های بیشتری لازم است تا بتوان نتایج به دست آمده را تحلیل و تفسیر کرد.

منابع

- راعی، ر.؛ عیوض‌لو، ر.؛ عباس‌زاده اصل، ا. ع. (۱۳۹۶). بررسی رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰(۳۴)، ۲۴-۱۳.
- عیوض‌لو، ر.؛ راعی، ر.؛ محمدی، ش. (۱۳۹۱). اثرات تقویم در احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۸، ۱۷-۵.
- راعی، ر.؛ عیوض‌لو، ر.؛ محمدی، ش. (۱۳۹۲). بررسی ریسک اطلاعات با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۷(۳)، ۸۵-۷۱.

References

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Ball, R., & Kothari, S. P. (1991). Security returns around earnings announcements. *Accounting Review*, 66(4), 718-738.
- Chae, J. (2005). Trading volume, information asymmetry and timing information. *Journal of Finance*, 60(1), 413-442.
- Chen, Q., Goldstein, I., & Jiang, W. (2007). Price Informativeness and Investment to Sensitivity Stock Price. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 619-650.
- Chen, Y., & Zhao, H. (2012). Informed trading, information uncertainty and pricemomentum. *Journal of Banking and Finance*, 36 (7), 2095-2109.
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138.
- Easley, D., & O'Hara, M. (2004). Information and the Cost of Capital. *Journal of Finance*, 59(4), 1553-1583.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57(5), 2185-2221.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2010). Factoring information into returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), 293-309.
- Eom, K. S., Kang, J., & Kwon, K. Y. (2017). PIN, Adjusted PIN, and PSOS: Difference of Opinion in the Korean Stock Market. *Asia Pac J Financ Study*, 46(3), 463-490.
- Eyvazlu, R., Raei, R., & Mohammadi, S. (2013). Calendar Effects of Insider Trading Probability. *Journal of Securities Exchange*, 18, 5-17. (in Persian)

- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Finnerty, J. (1976). Insider's Activity and Inside Information: A Multivariate Analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 11(2), 205-215.
- Francis, J., LaFond R., Olsson P., & Schipper, K. (2005). The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327.
- Fuller, K., Ness, B., & Ness, R. (2010). Is information risk priced for NASDAQ-listed securities? *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 34 (3), 301-312.
- Grossman, S. J., & Stiglitz J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Hwang, L., Lee, W., Lim, S., & Park, K. (2013). Does information risk affect the implied cost of equity capital? An analysis of PIN and adjusted PIN. *Journal of Accounting and Economics*, 55(2), 148-167.
- Jaffe, J. F. (1974). Special information and insider trading. *Journal of Business*, 47(3), 410-428.
- Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *Journal of Finance*, 45(3), 881-898.
- Jegadeesh, N., Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Kim, O., & Verrecchia, R. E. (1991). Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 302-321.
- Kubota, K., & Takehara, H. (2009). Information Based Trade, PIN Variable and Portfolio Style Differences: Evidence from Stock Exchange Firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17 (3), 319-337.
- Lee, C. M. C., & Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intradaily data. *Journal of Finance*, 46(2), 733-746.
- Mohanram, P., & Rajgopal, S. (2009). Is PIN priced risk? *Journal of Accounting and Economics*, 47(3), 226-243.
- Odders-White, E., & Ready, M. (2006). Credit Ratings and Stock Liquidity. *Review of Financial Studies, Society for Financial Studies*, 19(1), 119-157.
- Pástor, L. & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Return. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685.

- Petchey, J., Wee, M., & Yang, J. (2016). Pinning down an effective measure for probability of informed trading. *Pacific-Basin Finance Journal*, 40(Part B), 456-475.
- Raei, R., Eivazlu, R., Abbaszadeh Asl, A. (2017). Investigation on relation between information asymmetry and liquidity via market microstructures model in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(34), 13-24.
- Raei, R., Eyvazlu, R., & Mohammadi, S. (2013). Survey on Information Risk using Microstructure Models. *The Modares Journal of Management Research in Iran*, 17(3), 71-85. (in Persian)
- Yan, Y., & Zhang, S. (2012). An improved estimation method and empirical properties of the probability of informed trading. *Journal of Banking and Finance*, 36(2), 454-467.
- Yan, Y., & Zhang, S. (2014). Quality of PIN estimates and the PIN-return relationship. *Journal of Banking and Finance*, 43(c), 137-149.

Archive of SID