[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

«مقاله علمی_پژوهشی»

آیا افشای اطلاعات به کاهش معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و شوک متقارن جریان سفارش در بورس اوراق بهادار تهران منجر می‌شود؟

صادق رضایی[1]، محسن مهرآرا[2]، علی سوری[3]

تاریخ دریافت:۹۸/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۹/٤/۳۱

چکیده

در بازارهای مالی تقارن اطلاعات و تفسیر همگن از اطلاعات در میان معامله‌گران از شروط اصلی برقراری کارایی بازار است، اما این شروط در واقعیت نقض می‌شود. در این مطالعه با استفاده از الگوی بدیع مارکف پنهان، ابتدا به بررسی روند شاخص‌های پویای معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی و اختلاف تفاسیر معامله‌گران پرداخته، سپس با تعیین «پنجره رویداد» ۲۱ روزه تأثیر افشای اطلاعات با اهمیت، بر روند آن شاخص‌ها بررسی شده است. در این راستا، احتمال روزانه معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و احتمال شوک متقارن جریان سفارش (PSOS) برای ۳۲ نماد از ۱۱ صنعت بورسی طی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ تخمین‌زده شد. PIN بعنوان شاخصی برای ریسک اطلاعات نامتقارن و PSOS شاخصی برای شدت اختلاف و ناهمگنی تفاسیر معامله‌گران در بازار است که تغییرات و شدت آنها نقش مهمی در شکل‌گیری قیمت و نقدشوندگی بازار سهام دارند. نتایج نشان می‌دهد که اغلب نمادهایی که ارزش بازاری بالاتری داشته‌اند، ریسک اطلاعات نامتقارن و اختلاف تفاسیر کمتری را در مقایسه با سایر نمادها تجربه کرده‌اند. به‌طور کلی، می‌توان گفت که شدت اطلاعات نامتقارن و شوک‌های ناشی از اختلاف تفاسیر معامله‌گران در بورس تهران بیشتر از سایر بورس‌های توسعه‌یافته است. همچنین، انتشار عمومی اطلاعات به‌طور معناداری موجب کاهش PIN برای سه روز متوالی و افزایش PSOS برای ۱۰ روز متوالی می‌شود، اما شدت اثرگذاری آن بر PIN ضعیف‌تر از PSOS است. در واقع، در بورس تهران برتری اطلاعاتی بخشی از معامله‌گران مطلع، همواره مستقل از انتشار عمومی اطلاعات بوده، همچنین اختلاف تفاسیر معامله‌گران با افشای عمومی تشدید و ادامه‌دار می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C58,G14,G10

واژه‌های کلیدی: معامله‌گران مطلع، شوک متقارن جریان سفارش، انتشار اطلاعات، مارکف پنهان.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، دانشگاه تهران، (نویسنده مسئول) Email: sadeqrezaie@ut.ac.ir

۲. استاد اقتصاد، دانشگاه تهران Email: mmehrara@ut.ac.ir

۳. دانشیار اقتصاد، دانشگاه تهران Email: alisouri@ut.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از مباحثی که در الگوهای ریزساختار بازار[1] مورد توجه است، تأثیر اطلاعات بر معاملات دارایی‌ها به ویژه اطلاعات نهانی (خصوصی) است که به شکل‌گیری پدیده اطلاعات نامتقارن[2] منجر می‌شود. باید توجه کرد که حتی اگر همه معامله‌گران به اطلاعات یکسانی دسترسی داشته باشند، ممکن است آن را به صورت متفاوتی تفسیر کنند؛ زیرا اثر این اطلاعات بر ارزش دارایی را با لحاظ دیگر اطلاعات خود در زمینه‌های متفاوت، ارزیابی می‌کنند. این موضوعات، نظریات کلاسیک بازارهای مالی را دچار چالش مهمی کرده است.

در نظریات کلاسیک بازارهای مالی دو فرض چالش برانگیز وجود دارد که در عمل در بازارهای مالی نقض می‌شود. یکی، اینکه تمامی اطلاعات بدون اصطکاک، هزینه و به شکل متقارن در دسترس همه فعالان بازار قرار دارد، اما در واقعیت اینگونه نیست. این موضوع با مطالعات آکرلوف[3] (۱۹۷۰) و گروسمن و استیگلیتز[4] (۱۹۸۰) وارد ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها شد و اکنون این اتفاق نظر وجود دارد که بدون در نظر داشتن مسئله اطلاعات نامتقارن، نمی‌توان عملکرد بازارهای مالی را به درستی تحلیل کرد. دیگری، اینکه طبق فروض کلاسیک اگر اطلاعاتی در مورد بازار انتشار یابد، به‌دلیل عقلایی و همگن بودن انتظارات، افراد واکنش یکسانی خواهند داشت، اما در واقعیت اینگونه نیست و حتی زمانی که یک خبر یا اطلاعات واحدی برای عموم اعلام می‌شود، افراد تفاسیر متفاوتی از آن دارند و در نتیجه واکنش همگنی نسبت به اطلاعات منتشره ندارند. درواقع، اگر چه نظریه بازار کارآ (فاما[5]، ۱۹۷۰) ادعا می‌کند که بخش اصلی بازار مالی توسط سرمایه‌گذاران عقلایی اداره می‌شود، اما مطالعات اخیر نشان می‌دهد که احساسات و تفسیرهای شخصی افراد، تصمیمات سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهد

1 . Market Microstructure
2 . Asymmetric Information
3. Akerlof
4. Grossman, Stiglitz
5. Fama

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

(دیلانگ و همکاران[1]،۱۹۹۰). همچنین، مطالعات لی[2] (۲۰۰۶) و شاماکر[3] (۲۰۱۲) نیز این موضوع را تایید کرده‌اند. یکی از مشکلات بازار سهام در ایران که فعالان بازار همواره از آن به عنوان معضلی قابل توجه یاد می‌کنند عدم شفافیت کافی و رفتار احساسی بخشی از معامله‌گران در این بازار و سوء استفاده‌های صورت گرفته توسط برخی از معامله‌گران به واسطه اطلاعات خصوصی (نهانی) است. این معضلات تاثیر بسزایی بر کارایی و نقدشوندگی بازار سهام دارند (آمیهود و مندلسون[4] ۱۹۸۶، دیاموند و ورشیا[5] ۱۹۹۱، ایزلی و همکاران[6] ۲۰۰۲) و یافته‌های نظری به اثر افشای اطلاعات بر کاهش ریسک اطلاعات نامتقارن و اختلاف تفاسیر تاکید دارند. بنابراین، سنجش میزان ریسک اطلاعات نامتقارن، شدت اختلاف تفاسیر معامله‌گران و تاثیر انتشار عمومی اطلاعات بر آنها، می‌تواند یکی از موضوعات مهم در بورس تهران باشد و بررسی آن ضروری است.

پرکاربردترین شاخص‌هایی که در مطالعات مالی برای سنجش میزان معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و اختلاف تفاسیر معامله‌گران در بازار از آن استفاده شده است، به ترتیب به احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی[7] (PIN) و احتمال شوک متقارن جریان سفارش[8] (PSOS) مشهور است. شاخص دیگری که در مطالعات برای سنجش وجود معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی مورد استفاده قرار می‌گیرد، VPIN[9] بوده که به صورت نسبت متوسط حجم معاملات نامتوازن به کل حجم معاملات در یک دوره زمانی است. شاخص VPIN در بازارهایی که معاملات پربسامد دارند،[10] برای سنجش ریسک نقدینگی در بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد (ایزلی و همکاران[11]، ۲۰۱۱ و آبدا و

1 . DeLong et al
2. Li et al
3 . Schumaker et al
4 . Amihud & Mendelson
5 . Diamond & Verrecchia
6 . Easley et al
7 Probability of Informed Trading
8 Probability of Symmetric Order Shocks
9 Volume-Synchronized Probability of Informed Trading
10 High Frequency Trading Markets
11 Easly et al

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

یاگوب[1]، ۲۰۱۲) که با توجه حجم معاملات بورس تهران، این شاخص برای بورس تهران مناسب نیست.

مطالعات نظری و تجربی زیادی این موضوع را بیان می‌کنند که انتشار عمومی اطلاعات موجب کاهش ریسک اطلاعاتی و افزایش کارایی بازار می‌شود، به‌طوری که معاملات در روند عادی و بدون شوک انجام می‌شوند. مطالعه حاضر، نخست به‌دنبال استخراج روند PIN و PSOS با استفاده از الگوی مارکف پنهان[2] یکی از جدیدترین روش‌های مطرح در این حوزه است و سپس به آزمون تجربی رابطه انتشار عمومی اطلاعات با اهمیت سهام با شاخص‌های PIN و PSOS می‌پردازد. منظور از اطلاعات بااهمیت، شامل اطلاعات تعیین شده در ماده ۱۳ دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات برای شرکت‌های ثبت شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران بوده که تحت عنوان «اطلاعات بااهمیت» است و صورت‌های مالی ادواری (یک، سه، شش، نه ماهه و سالانه) در سایت کدال منتشر می‌شود. ازاین‌رو، ساختار مقاله در ادامه به این صورت خواهد بود. در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهش در این حوزه بررسی می‌شود، در بخش سوم روش‌شناسی و الگوی‌های مورد استفاده، بررسی خواهند شد. در قسمت چهارم یافته‌های مطالعه و در قسمت پنجم نیز نتیجه‌گیری ارایه می‌شود.

۲. مبانی نظری

هنگامی که اطلاعاتی مانند صورت‌های مالی سالانه شرکت (نماد معاملاتی)، انتشار عمومی می‌شود، سرمایه‌گذاران براساس آن اطلاعات، می‌توانند در مورد وضعیت آتی ارزش سهام آن شرکت، پیش‌بینی داشته باشند. در رابطه با اطلاعات خصوصی نیز به همان صورت، وقتی بخشی از معامله‌گران به اطلاعات نهانی شرکتی دسترسی داشته باشند، می‌توانند در مورد وضعیت آتی سهام پیش‌بینی داشته و با انگیزه حداکثرسازی سود،

1 . Abad and Yague

2 .Hidden Markov Model

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]

[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

سفارش‌های معاملاتی خود را ارسال و انجام دهند. بنابراین، وجود اطلاعات، چه به صورت عمومی و چه به صورت خصوصی یکی از عوامل اصلی انجام معاملات در بازار است.

هرچند معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی همواره در درون بازار وجود دارند و شایعاتی در مورد آنها مطرح می‌شود، اما در اغلب مواقع شواهد مستقیمی در این خصوص ارایه و اثبات نمی‌شود، زیرا عموم فعالان بازار به ریز اطلاعات مربوط به معاملات سهم دسترسی ندارند و از طرف دیگر اثبات ارتباط معامله گران با شرکت یا شناسایی کانال اخذ اطلاعات نهانی نیز بسیار مشکل است (مهرآرا و سهیلی، ۱۳۹۷). یکی از شاخص‌های سنجش معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی، PIN است که اولین بار توسط ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) برای بازار نیویورک معرفی شد. از زمانی که ایزلی و همکاران[1] (۱۹۹۶ و ۱۹۹۷)، و ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) اثرات اطلاعات نامتقارن بر قیمت گذاری و نوسانات دارایی را بررسی کرده‌اند، مطالعات زیادی در ادبیات اقتصاد مالی، از PIN برای سنجش اثر اطلاعات نامتقارن بر قیمت دارایی‌ها استفاده کرده‌اند (پروه و تی‌سی[2]، ۲۰۱۲). در واقع، PIN شاخصی برای اندازه‌گیری اطلاعات نامتقارن در بازار دارایی‌های مالی به کار گرفته می‌شود و یکی از شاخص‌های نشان دهنده ریسک اطلاعات نامتقارن بازار است (ایزلی و همکاران ۲۰۰۲ و ۲۰۰۸، یان و ژانگ[3] ۲۰۱۲، مارزو و زاگاگلیا[4] ۲۰۱۴، ین و ژائو ۲۰۱۵، آگودلو و همکاران[5] ۲۰۱۵، پاپاریزوس و همکاران[6] ۲۰۱۶).

دوارت و یانگ (۲۰۰۹) در چارچوب مطالعه ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) موضوع ورود معامله‌گران مطلع به بازار و وجود اطلاعات نامتقارن در بازار بود را توسعه دادند و مفهوم جدیدی به نام «شوک متقارن جریان سفارش[7]» را مطرح و الگوسازی کردند. ایشان که شوک متقارن جریان سفارش را مطرح کردند، این پدیده را ناشی از وجود اختلاف در

1 .Easly et al
2 . Preve and Tse
3 .Yan & Zhang
4 .Marzo & Zagaglia
5.Agudelo et al
6 .Paparizos
7 .Symmetric Order-flow Shock

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

تفاسیر معامله‌گران از اطلاعات عمومی دانستند (کانل و پیرسون[1] ۱۹۹۵ و ساکار و شوارتز[2] ۲۰۰۹)، به طوری که این موضوع موجب افزایش سفارش‌های خرید و فروش به صورت همزمان و با شدت بیشتر از روند عادی معاملات می‌شود. برای مثال، در ۲۹ مرداد سال ۱۳۹۶ که اطلاعات تصمیمات مجمع عمومی نماد وبملت منتشر شد، از آن روز تا دو روز دیگر شاهد افزایش قابل توجه و همزمان سفارش‌های خرید و فروش بودیم، به طوری که نوسان شدید قیمتی رخ داد و در یک روز معاملاتی چندین بار درصد تغییرات آخرین قیمت سهم از مثبت ۵ درصد به منفی ۵ درصد و بر عکس آن تکرار شد. در واقع، براساس یافته‌های تجربی هر چقدر تعداد شوک‌های متقارن جریان سفارش یک نماد معاملاتی زیاد و شدید باشد، نشانگر بالا بودن ریسک نقدشوندگی آن نماد است (دوارت و یانگ ۲۰۰۹ و ین و ژائو ۲۰۱۵).

۳. پیشینه تحقیق

در این تحقیق، پیشینه مطالعات انجام شده در رابطه با موضوع تحقیق، به دو گروه تقسیم‌بندی شده است. گروه نخست مطالعاتی که صرفاً به اندازه‌گیری PIN و PSOS (ایستا و پویا) پرداخته‌اند. این مطالعات ابتدا بر مبنای مطالعات ایزلی و همکاران از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۲ به تخمین PIN ایستا پرداخته‌اند. مانند مطالعات خارجی کوبوتا و تاکهارا[3](۲۰۰۹) در مورد شرکت‌های منتخب در دوره بورس توکیو، لو[4] و همکاران(۲۰۰۹) در مورد بورس تایوان، کوپلند[5] و همکاران(۲۰۰۹) در خصوص بورس شانگهای، دی و رادهاکریشنا[6] (۲۰۱۵)، در بورس نیویورک، سپوی و تاما[7] (۲۰۱۶) برای

1 .Kandel and Pearson
2 .Sarkar and Schwartz
3. Kubota & Takehara
4. Lu et al
5. Copeland et al
6. Dey & Radhakrishna
7. Cepoi & Toma

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

بورس بخارست، بلاسکو و کردور[1] (۲۰۱۷)، در بورس اسپانیا و گوردون و وو[2] (۲۰۱۸) در خصوص بورس اوراق بهادار استرالیا است. در مورد مطالعات داخلی انتشار یافته در خصوص شاخص ایستای PIN، می‌توان به مطالعه راعی و همکاران(۱۳۹۲)، افلاطونی و سهرابی(۱۳۹۴)، شمس‌الدینی و همکاران (۱۳۹۶) و طالبلو و رحمانیانی (۱۳۹۶) اشاره کرد. PIN پویا ابتدا توسط ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) ، سپس توسط بین بارکوسکا[3] (۲۰۱۳) ، با استفاده از داده‌های بازار نقد معامله یورو در لهستان، آگودلو و همکاران[4] (۲۰۱۵) برای شش بازار سهام در آمریکای لاتین تخمین زده شد. در خصوص مطالعات داخلی، مهرآرا و سهیلی (۱۳۹۷) برای اولین بار به محاسبه PIN پویا در بازار ایران با استفاده از روش‌های مختلف بهینه‌سازی بدیع پرداختند. همچنین، دوارت و یانگ (۲۰۰۹)، مطالعه لائی و همکاران[5] (۲۰۱۴) برای ۴۷ کشور منتخب، کوبوتا و تاکهارا[6] (۲۰۱۵) در بازار سهام توکیو، به تخمین همزمان PIN و PSOS پرداخته‌اند. در مطالعات داخلی نیز دولو و عزیزی (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی ایستای دوارت و یانگ (۲۰۰۹) با تجزیه PIN به دو مؤلفه احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده[7] و احتمال شوک متقارن جریان سفارش‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. نقطه اشتراک نتایج این مطالعات، آن است که سطح احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس اوراق بهادار تهران بالاتر از مطالعات مشابه در بورس‌های جهانی است و با توجه به وجود محدودیت-های معاملاتی و کم بودن عمق بازار در مقایسه با بازارهای جهانی، بالاتر بودن سطح عدم تقارن اطلاعات در این بازار دور از انتظار نیست.

1. Blasco & Corredor
2 .Gordon & Wu.
3 .Bień-Barkowska
4. Agudelo et al
5. Lai et al
6. Kubota and Takehara
7. Adjusted Probability of Informed Trading

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

گروه دیگر مطالعات، شامل مطالعات معدودی که به تأثیر انتشار عمومی اطلاعات بر روند PIN و PSOS پرداخته‌اند که شامل؛ ین و ژائو (۲۰۱۵) برای بورس نیویورک، ایوم و همکاران[1] (۲۰۱۷) برای بازار سهام کره جنوبی، ژوو، ین و ژائو[2] (۲۰۱۹) برای ارتباط شش شاخص اصلی بازارهای سهام آمریکا با انگیزه‌های معاملاتی در معاملات صندوق‌های قابل معامله (ETF)، ژو و همکاران[3] (۲۰۲۰) برای صندوق‌های قابل معامله در بازار سهام آمریکا است. این مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که انتشار عمومی اطلاعات به‌طور معناداری به کاهش PIN و افزایش PSOS منجر می‌شود.

به طور کلی، در مطالعات خارجی تخمین PIN و PSOS پویا و تاثیر انتشار اطلاعات بر آنها، برای بازارهای توسعه‌یافته (که عمق و شفافیت بالا و محدودیت‌های نوسان قیمتی ندارند) صورت گرفته و مطالعه‌ای به این شکل برای بازارهای توسعه‌نیافته (که عمق و شفافیت پایین و محدودیت‌های نوسان قیمتی دارند) با توجه به تفاوت‌های مهم در ریزساختار این بازارها انجام نشده است. در مطالعات داخلی نیز این موضوع در بازار سهام ایران مورد بررسی قرار نگرفته است، به‌طوری که این مقاله در مقایسه با مطالعات داخلی نه تنها از نظر مدلسازی، بلکه از نظر محتوای نظری (به‌ویژه تخمین روزانه PSOS) و پاسخگویی به این سؤال که «آیا انتشار عمومی اطلاعات بر کاهش ریسک اطلاعات نامتقارن و ریسک ناهمگنی معامله‌گران در بورس تهران کمک می‌کند؟» ، دارای نوآوری است. همچنین باید توجه کرد که اهمیت ایجاد سازوکارهای مناسب برای کاهش معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی و افزایش نقدشوندگی و کارایی بازار سهام ایران، استخراج روند پویای PIN و PSOS و بررسی رابطه این متغیرها با میزان افشای عمومی اطلاعات ضروری است.

1. Eom et al
2. Xu, Yin & Zhao
3. Xu et al

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

در این مطالعه احتمال پویای معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و شوک متقارن جریان سفارش براساس الگوی مطالعه ین و ژائو (۲۰۱۵) استخراج می‌شود و سپس براساس یک مدل پنل تأثیر انتشار اطلاعات بر روند احتمال‌های یادشده مورد بررسی قرار می‌گیرد.

الف. الگوی مارکف پنهان

پایه نظری الگوهای مارکف پنهان(HMM)[1] در اواخر دهه ۱۹۶۰ و اوایل دهه ۱۹۷۰ توسط بوآم و همکارانش[2] (۱۹۶۶، ۱۹۶۷ و ۱۹۷۰) پایه‌گذاری شد. الگوهای مارکف پنهان برای تشریح توزیع‌هایی به کار می‌روند که مشاهدات آنها وابسته به وضعیت[3] (رژیم) غیرقابل مشاهده بوده و این وضعیت‌ها دارای فرآیند مارکف هستند. آنها الگوهای گسترده و منعطفی هستند که برای سری‌های زمانی تک‌متغیره و چندمتغیره کاربرد دارند. این الگوها به‌ویژه در سری‌های گسسته[4] به کار گرفته می‌شوند (زوچینی و همکاران[5]، ۲۰۱۶). این الگوها به دو دلیل اصلی؛ ۱- ویژگی‌های ساختار ریاضی قوی و ۲- از همه مهم‌تر کاربردهای مختلف الگوی مارکف پنهان در علوم مختلف، اخیراً به صورت فزآینده مورد توجه قرار گرفته است. الگوی مارکف پنهان کاربرد بسیار مفیدی در حوزه رفتار بازار سهام دارد (انگل و همیلتون[6]، ۱۹۹۰: ۶۹۰). روش HMM، چندین ویژگی مهم و برتر نسبت به سایر روش‌هایی که تا به حال برای تخمین احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و احتمال شوک متقارن جریان سفارش استفاده شده‌اند، دارد:

۱- روش HMM، یک روش جامع بوده و روش‌های ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)، دوارت و یانگ (۲۰۰۹) و ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) حالت خاصی از روش

1. Hidden Markov Model
2. Baum et al
3. State
4. Discrete Valued Series
5. Zucchini et al
6. Engel and Hamilton

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

HMM هستند که برای تخمین احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و عمومی مورد استفاده قرار گرفته است (ین و ژائو ۲۰۱۵).

۲- وضعیت‌های پنهان در مورد سفارش‌های معاملاتی را تخمین می‌زند و در تخمین آن نسبتاً دقت بالایی دارد. شبیه‌سازی‌های ین و ژائو (۲۰۱۵) برای بورس‌های ایالات متحده آمریکا مقایسه آن با مقادیر تخمین‌زده شده براساس داده‌های واقعی اثبات کننده این موضوع است.

۳- مطالعات قبلی در مورد فضای اطلاعاتی بازار، یا PSOS را تخمین نزده‌اند (مانند: ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۸) یا PSOS را به صورت ایستا و با فرض ثابت بودن PSOS در طول روزهای معاملاتی، تخمین زده‌اند (مانند دوارت و یانگ، ۲۰۰۹). در حالی که در این روش، PSOS به صورت پویا برای هر روز معاملاتی تخمین‌زده می‌شود و فرض محدودکننده ثابت بودن این احتمال در طول روزهای مختلف معاملاتی وجود ندارد.

روش HMM استفاده شده در این مطالعه، متشکل از دو قسمت است: ۱- یک متغیر وضعیت دو بعدی و غیرقابل مشاهده که از فرایند تصادفی به شکل $(H \equiv (H_{b;t}, H_{s;t}): t = 1,2,\dots,T)$ تبعیت می‌کند و خاصیت مارکف دارد. ۲- یک فرایند دوتایی[1] قابل مشاهده (معاملات انجام شده) که به صورت $X_t \equiv (B_t, S_t): t = 1,2,\dots,T)$ در نظر گرفته می‌شود. T افق زمانی در نظر گرفته شده، H_t نشان دهنده وضعیت پنهان در روز t و B_t و S_t به ترتیب نشان دهنده تعداد سفارش‌های خرید و فروش در روز است. به صورت ریاضی یک مدل HMM عبارت است از:

$$P(H_t|H_{(t-1)}) = P(H_t|H_{t-1}) \quad , \quad P(X_t|X_{(t-1)}, H_{(t)}) = P(X_t|H_t) \qquad (۱)$$

1 . Binary

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

با فرض اینکه وضعیت روز معاملاتی tام به صورت (i,j) است، جریان‌های سفارش خرید و فروش با دو متغیر مستقل و براساس توزیع پواسن وارد بازار می‌شوند. احتمال مشاهده b_t سفارش خرید و s_t سفارش فروش در روز به صورت $P_{i,j}(X_t = x_t) = P_i(b_t)P_j(s_t)$ و $P_i(b_t) = e^{-\lambda_{b;i}} \frac{(\lambda_{b;i})^{b_t}}{b_t!}$ و $P_j(s_t) = e^{-\lambda_{s;j}} \frac{(\lambda_{s;j})^{s_t}}{s_t!}$ است که $\lambda_{s;j}$ و $\lambda_{b;i}$ به ترتیب نرخ ورود سفارش‌های فروش و خرید هستند. احتمال غیرشرطی برای مشاهده وضعیت $x_t = (b_t, s_t)$ در روز t ام به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$P(X_t = x_t) = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} P\left(x_t \middle| H_{b;t} = i, H_{s;t} = j\right) P\left(H_{b;t} = i, H_{s;t} = j\right) = u_t P(x_t) 1 \quad (۲)$$

احتمال غیرشرطی وضعیت (i,j) در روز tام برابر است با $u_{i,j;t} = P(H_{b;t} = i, H_{s;t} = j)$ و $u_t \equiv (u_{1,1;t}, \dots, u_{1,n;t}, \dots, u_{m,1;t}, \dots, u_{m,n;t})$ بردار سطری است که توزیع وضعیت‌ها در روز tام را نشان می‌دهد. ازآنجایی که Γ ماتریس انتقال (رابطه۳) می‌باشد، توزیع وضعیت‌ها در روز $t+h$ ام را می‌توان از $u_{t+h} = u_t \Gamma^h$ بدست آورد.

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \gamma_{1,1;1,1} & \gamma_{1,1;1,2} & \cdots & \gamma_{1,1;m,n-1} & \gamma_{1,1;m,n} \\ \gamma_{1,1;2,1} & \gamma_{1,2;1,2} & \cdots & \gamma_{1,2;m,n-1} & \gamma_{1,2;m,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{m,n-1;1,1} & \gamma_{m,n-1;1,2} & \cdots & \gamma_{m,n-1;m,n-1} & \gamma_{m,n-1;m,n} \\ \gamma_{m,n;1,1} & \gamma_{m,n;1,2} & \cdots & \gamma_{m,n;m,n-1} & \gamma_{m,n;m,n} \end{pmatrix} \quad (۳)$$

$$\gamma_{i,j;k,l} \equiv P\left(H_{b;t+1} = k, H_{s;t+1} = l \middle| H_{b;t} = i, H_{s;t} = j\right) \quad (۴)$$

$$P(X_t = x_t) = \sum_{i=1}^{m}\sum_{j=1}^{n} P\left(x_t \middle| H_{b;t} = i, H_{s;t} = j\right) P(H_{b;t} = i, H_{s;t} = j) = u_t P(x_t) 1 \quad (۵)$$

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

که در آن $P(x_t)$ یک ماتریس قطری با ابعاد $mn \times mn$ بوده و به صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$P(x_t) \equiv \begin{pmatrix} P_1(b_t)P_1(s_t) & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & P_m(b_t)P_n(s_t) \end{pmatrix}, 1 \equiv \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix} \quad (۶)$$

روش HMM همچنین توزیع احتمال وضعیت‌های هر روز را به شرط وجود تاریخچه معاملات مشاهده شده به صورت زیر بیان می‌کند:

$$P\left(H_{b;t} = i, H_{s;t} = j \middle| X_t = x_t\right) = \frac{P(X_{(T)} = x_{(T)}, H_{b;t} = i, H_{s;t} = j)}{P(X_{(T)} = x_{(T)})} \quad for\ t = 1,2,\dots,T \quad (۷)$$

پارامترهای مدل از طریق روش حداکثر درستنمایی تخمین زده می‌شود. پارامترهای HMM، شامل $u_1, \Gamma, \lambda_{b;i}$ و $\lambda_{sj} (i = 1,2,\dots,m, j = 1,2,\dots n)$ است که از طریق تابع راستنمایی به صورت $L\left(\Theta \middle| x_{(T)}\right) = u_1 P(x_1)\Gamma P(x_2)\Gamma P(x_3) \cdots \Gamma P(x_T)1$ تخمین‌زده می‌شود. Θ متشکل از پارامترهای تابع پواسن ($\lambda_{s;j}$ و $\lambda_{b;i}$)، عناصر ماتریس انتقال ($\gamma_{i,j;k,l}$) و ماتریس احتمال اولیه وضعیت‌ها (u_1) است. یادآوری می‌شود که تعداد بهینه وضعیت‌های پنهان الگو، براساس معیاراطلاعاتی آکائیک[1] (AIC) تعیین می‌شود به طوری که تعداد وضعیتی بهینه است که کمترین مقدار آکائیک را مدل داشته باشد.

در این تحقیق برای تخمین الگوی مارکف پنهان از روش بوآم-ولچ (۱۹۷۰) استفاده می‌کنیم که به روش EM[2] مشهور است. در این روش ابتدا وضعیت‌های پنهان به شکل داده‌های گم‌شده فرض می‌شود، سپس امید ریاضی داده‌های گم‌شده محاسبه و در الگوی کامل جایگذاری و در نهایت تخمین حداکثر درستنمایی انجام می‌شود. EM یک الگوریتم تکراری بوده و زمانی که داده‌های گم‌شده[3] وجود دارد، برای تخمین تابع

1 . Akaike Information Criterion
2 . Expectation and Maximization Algorithm
3 . Missing Data

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. روش EM این امکان را ایجاد می‌کند که حتی با وجود داده‌ها و مشاهدات گم‌شده بتوان لگاریتم حداکثر درستنمایی را تخمین زد، به‌طوری که لگاریتم حداکثر درستنمایی مانند حالتی باشد که هیچ مشاهده یا داده‌ای از دست نرفته باشد و به اصطلاح «لگاریتم حداکثر درستنمایی داده‌های کامل[1]» تخمین زده شود.

در الگوی این تحقیق، وضعیت‌های پنهان به عنوان داده‌های گم‌شده در نظر گرفته می‌شود و مجموعه پارامترهای لگاریتم حداکثر درستنمایی داده‌های کامل (CDLL) - در اینجا یعنی Θ - براساس سری زمانی قابل مشاهده سفارش‌های خرید و فروش و سری زمانی غیرقابل مشاهده وضعیت‌ها[2] تخمین زده می‌شود که به شکل ریاضی $\log(P(X_{(T)} = x_{(T)}, H_{(T)} = h_{(T)}|\Theta))$ نشان داده شده است. در این رابطه $h_{(T)}$ سری زمانی تحقق یافته متغیر وضعیت H_t از واحد زمانی ۱ تا T است.

بعد از تخمین $\lambda_{s;j}$ و $\lambda_{b;i}$ اجزای تشکیل دهنده نرخ های ورود معامله‌گران براساس انگیزه ورود به بازار و با استفاده از روش‌های خوشه‌بندی k-means به صورت زیر تفکیک خواهد شد.

$$\begin{aligned} \lambda_{b;i} &= \varepsilon_{b;i} + \mu_{b;i} + \upsilon_{b;i}, \quad i = 1,2,\dots,m \\ \lambda_{s;j} &= \varepsilon_{s;j} + \mu_{s;j} + \upsilon_{s;j}, \quad j = 1,2,\dots,n \end{aligned} \tag{۸}$$

در واقع، همواره بخشی از سفارش‌ها مستقل از فضای اطلاعاتی بازار برای اهداف نقدینگی وارد بازار می‌شوند که نرخ ورود سفارش‌های خرید و فروش با انگیزه نقدینگی به ترتیب با $\varepsilon_{b;i}$ و $\varepsilon_{s;j}$ نشان داده شده است. بخش دیگر سفارش‌ها که براساس فضای اطلاعاتی (خصوصی یا عمومی) بازار ایجاد می‌شوند شامل نرخ ورود سفارش‌های خرید و فروش براساس اطلاعات خصوصی که به ترتیب با $\mu_{b;i}$ و $\mu_{s;j}$ مشخص شده و نرخ ورود معامله‌گرانی که براساس اطلاعات عمومی وارد بازار شده و به ایجاد پدیده SOS منجر می‌شوند را به ترتیب با $\upsilon_{b;i}$ و $\upsilon_{s;j}$ نشان می‌دهیم.

1 . Complete-Data Log-Likelihood
2 . Unobservable Time Series of States

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

با به دست آوردن نرخ‌های ورود معامله‌گران با انگیزه‌ها مختلف، احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات به صورت زیر تخمین زده می‌شود. در واقع، احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی برابر با نسبت تعداد سفارش‌های خرید و فروش انتظاری ناشی از معامله‌گران مطلع در روز tام به تعداد انتظاری کل سفارش‌های معاملاتی در روز است:

$$PIN_t = \frac{\sum_{i,j}(\mu_{b;i}+\mu_{s;j})P(H_{b;t}=i,H_{s;t}=j|x_{(T)})}{\sum_{i,j}(\lambda_{b;i}+\lambda_{s;j})P(H_{b;t}=i,H_{s;t}=j|x_{(T)})} \quad (۹)$$

همچنین احتمال شوک متقارن جریان سفارش برابر با نسبت تعداد سفارش‌های خرید و فروش انتظاری ناشی از اطلاعات عمومی در روز tام به تعداد انتظاری کل سفارش‌های معاملاتی در روز است:

$$PSOS_t = \frac{\sum_{i,j}(\upsilon_{b;i}+\upsilon_{s;j})P(H_{b;t}=i,H_{s;t}=j|x_{(T)})}{\sum_{i,j}(\lambda_{b;i}+\lambda_{s;j})P(H_{b;t}=i,H_{s;t}=j|x_{(T)})} \quad (۱۰)$$

ب. الگوی پنل

برای بررسی رفتار احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و عمومی حول زمان-های افشای اطلاعات مالی، داده‌های روزانه PIN و PSOS به دست آمده از بخش قبلی بر روی متغیرهای موهومی روز رویداد[1] رگرس می‌شود. داده‌های متغیرهای موهومی براساس بررسی تاریخچه اطلاعیه‌های منتشر شده هر شرکت در سامانه جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال)[2] سازمان بورس و اوراق بهادار به‌دست می‌آید. اطلاعیه‌های مورد نظر، شامل انتشار اطلاعات بااهمیت مطابق ماده ۱۳ دستورالعمل اجرایی افشای اطلاعات برای شرکت‌های ثبت شده در سازمان بورس اوراق بهادار تهران و صورت‌های مالی ادواری است. برای این منظور، پنجره رویداد[3] تعریف می‌شود، به طوری که این پنجره دارای ۲۱ روز بوده که شامل ۱۰ روز معاملاتی قبل از افشای اطلاعات مالی (روز رویداد) و ۱۰ روز معاملاتی بعد

1. Event Day Dummies
2 . www.codal.ir
3 . Event Window

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

از روز رویداد است. از آنجا که در بورس تهران هر روز معاملاتی تا ساعت ۱۲:۳۰ برقرار است، افشای اطلاعاتی با اهمیتی که از ساعت ۱۱:۰۰ به بعد در هر روز معاملاتی منتشر می-شود برای روز معاملاتی بعدی در نظر گرفته شده است.

الگوی پنل این بخش مانند مطالعات پاتون و وراردو [1](۲۰۱۲) و یین و ژائو (۲۰۱۵) به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۱)

$$PIN_{it} = \alpha_i^A + \delta_{-10}I_{i,t-10} + \delta_{-9}I_{i,t-9} + \cdots + \delta_0 I_{i,t} + \cdots + \delta_{10}I_{i,t+10} + \varepsilon_{it}$$

(۱۲)

$$PSOS_{it} = \alpha_i^S + \delta_{-10}I_{i,t-10} + \delta_{-9}I_{i,t-9} + \cdots + \delta_0 I_{i,t} + \cdots + \delta_{10}I_{i,t+10} + \varepsilon_{it}$$

در رابطه بالا، اگر روز tام معاملاتی مصادف با انتشار اطلاعات مالی باشد، $I_{it} = 1$ و در غیر این صورت $I_{it} = 0$ در نظر گرفته می‌شود، به‌طوری که ۲۱ تا متغیر موهومی به-صورت داده‌های پنل تعریف شده است. متوسط اثر معاملات مبتنی بر اطلاعات در خارج از پنجره رویداد، توسط اثرات ثابت شرکت‌ها یعنی α_i^A و α_i^S به دست می‌آید. ضریب تأثیر افشای اطلاعات بر روند PIN و PSOS توسط δ ها به‌وسیله نرم‌افزار Eviews تخمین زده می‌شود.

ج. داده‌های تحقیق و تقسیم‌بندی معاملات به خرید و فروش

مدل‌های ریزساختار بازار برای شناسایی جریان غیرقابل مشاهده اطلاعات خصوصی و شوک متقارن جریان سفارش به نوسانات قیمت‌ها و حجم معاملات متکی هستند و زمانی می‌توانند نتایج درست و مستحکم ارایه دهند که نمادهای معاملاتی مورد بررسی دارای روزهای معاملاتی زیاد باشند و در هر روز معاملاتی تعداد و حجم معاملات و تغییر قیمت قابل توجهی را تجربه کرده باشند. ازاین‌رو، اگر یک نماد معاملاتی در اکثر روزهای معاملاتی تعداد معاملات و تغییرات قیمت بسیار محدودی را تجربه کرده باشد، نمی‌توان از

1 . Patton & Verardo

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

آن نماد در اینگونه مدل‌های ریزساختاربازار استفاده کرد. بنابراین در این مطالعه از بعضی از نمادها مانند صنایع حمل‌ونقل، محصولات کانی غیرفلزی و کاشی و سرامیک استفاده نشده و از نمادهای حایز شرایط یادشده استفاده شده است. نمادهای انتخاب شده از هر صنعت، مربوط به شرکت‌هایی هستند که بیشترین تعداد روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت در طول روز را در دوره مورد بررسی داشته‌اند. برای انتخاب نمادها، ابتدا تعداد روزهایی که معاملات هر نماد در بازه مورد بررسی دست کم در دو قیمت متفاوت انجام شده با استفاده از کد نویسی در نرم افزار R محاسبه شده است. پس از محاسبه تعداد روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت برای نمادهای پرمعامله هرکدام از ۱۱ صنعت مورد بررسی، نمادها بر مبنای داشتن بیشترین روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت مرتب شده-اند و سه نماد نخست از هر صنعت انتخاب شده‌اند. ضمناً، برای صنعت واسطه‌گری مالی شرکت‌های بورسی تنها ۲ نماد حایز شرایط شدند.

داده‌های لازم در مورد معاملات روزانه نمادهای منتخب از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران استخراج شده است. سپس، معاملات انجام‌شده با استفاده از قاعده تیک[1] به دو بخش معاملات فروش و معاملات خرید تقسیم شده‌اند. فرآیند این روش به این صورت است که معاملات هر روز بر حسب زمان انجام، مرتب می‌شوند و قیمت هر معامله با معامله قبلی خود مقایسه می‌شود. اگر قیمت معامله نسبت به معامله قبلی کاهش یافته باشد، معامله فروش و اگر قیمت افزایش یافته باشد، معامله خرید انجام شده است. اگر در چند معامله مکرر قیمت تغییر نکند، قیمت معامله با آخرین معامله‌ای که بعد از آن قیمت تغییر کرده است، مقایسه می‌شود (مهرآرا و سهیلی، ۱۳۹۷، ص. ۷۳). در نتیجه، بدیهی است که باید از داده‌های نمادهایی استفاده کرد که ضمن داشتن تعداد روزهای معاملاتی زیاد، تغییر قیمت نسبتاً زیادی نیز در بازه مطالعه داشته باشند.

همچنین در این مطالعه برای اینکه بتوان تصویر نزدیکتری نسبت به واقعیت بازار داشت، از هر کدام صنایع بورسی ایران که شرایط لازم یادشده در بازه زمانی مطالعه حاضر را

1 . The Tick Rule

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

احراز کرده باشند، حداقل دو نماد انتخاب شده است. به‌طوری که ۳۲ نماد معاملاتی از ۱۱ صنعت بورسی مختلف انتخاب شده و بازه زمانی این مطالعه از پنج فروردین سال ۱۳۹۴ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۷ مورد استفاده قرار گرفته است.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

تعیین تعداد وضعیت‌ها[1] در برازش الگوی مارکف پنهان، یکی از موارد کلیدی در تصریح الگو است. در مطالعات بازارهای مالی که اطلاعات دقیقی در خصوص تعداد وضعیت‌ها (وضعیت فضای اطلاعاتی بازار) وجود ندارد، تعیین تعداد بهینه وضعیت‌ها نیاز به آماره اطلاعاتی دارد. تعداد وضعیت‌های پنهان برای هر نماد لزوماً یکسان نیست و از نمادی به نماد دیگر می‌تواند متفاوت باشد. ازاین‌رو، باید تعداد بهینه وضعیت‌های پنهان شناسایی شود. متداول‌ترین آماره اطلاعاتی که در این گونه الگوها استفاده می‌شود، آماره آکائیک[2] (AIC) است (کاپه و همکاران[3] ۲۰۰۵، فصل ۱۵، ین و ژائو ۲۰۱۵، زوچینی و همکاران ۲۰۱۶، فصل ۶). در این مطالعه نیز از این معیار برای تعیین تعداد وضعیت‌های پنهان استفاده می‌شود. آمار توصیفی نتایج تعیین تعداد وضعیت‌های پنهان برای کل نمادهای مورد بررسی، در جدول ۱ نشان داده شده است. همچنین در بخش ضمایم، تعداد بهینه وضعیت‌های پنهان که از نظر آماره آکائیک در رتبه‌های دوم و سوم بهینگی قرار دارند، برای همه نمادهای معاملاتی مورد نظر، ارایه شده است.

جدول ۱. تعداد وضعیت‌های پنهان

آماره	میانگین	میانه	انحراف معیار
مقدار	۱۴/۱۷	۱۳	۳/۱۳

منبع: یافته های پژوهش

1.State
2. Akaike Information Criterion
3. Cappé et al.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

برای تعیین تعداد بهینه وضعیت‌های پنهان هر نماد معاملاتی، الگوی مارکف پنهان برای تعداد دو تا ۵۰ وضعیت پنهان برازش شده و مدلی که پایین‌ترین آماره آکائیک را داشته انتخاب شده است. نتایج برازش الگوی مارکف پنهان و محاسبه معادلات (۹) و (۱۰) برای ۳۲ نماد معاملاتی بورسی تخمین زده شده است و آماره‌های توصیفی سری زمانی PIN و PSOS در بخش ضمایم ارایه شده است. همچنین، متوسط نرخ ورود معامله گران بر اساس انگیزه ورود به بازار برای همه نمادهای معاملاتی مورد نظر، در بخش ضمایم آورده شده است.

میانگین PIN در بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ برای نمادهای مورد بررسی بین ۰/۲۰۴ (مرقام) و ۰/۳۸۱ (کروی) متغیر بوده است. ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) PIN پویا را برای اولین بار برای بورس نیویورک محاسبه و PIN را بعنوان شاخص ریسک اطلاعات بازار معرفی کرده‌اند. در مطالعه ایشان، دامنه تغییرات میانگین PIN برای بورس نیویورک بین ۰/۰۸۳ تا ۰/۱۸۷ بوده است. همچنین ین و ژائو (۲۰۱۵) نیز با استفاده از روش مارکف پنهان، PIN را برای بورس نیویوک محاسبه کرده‌اند که دامنه تغییرات میانگین این شاخص بین ۰/۰۸۶ تا ۰/۱۹۱ بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که ریسک اطلاعات در بورس تهران بسیار فراتر از بازار توسعه یافته‌ای مانند نیویورک است. در این خصوص می‌توان گفت که به‌دلیل وجود نمادهایی با عمق معاملاتی کم که ایجاد شایعات و انتشار اخبار نادرست، دستکاری قیمت‌ها و بازارسازی در مورد آنها به آسانی امکان‌پذیر است، سطوح حداکثری احتمال مواجه شدن با معامله‌گران مطلع که نسبت به عموم اطلاعات بیشتری از آینده قیمت سهام دارند، نیز در بازار تهران فراتر از بازارهای توسعه یافته است.

موضوع دیگری که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفته است؛ PSOS است. کمترین میانگین PSOS در نمادهای مورد بررسی ۰/۱۷۳ (وبملت) و بیشترین میانگین ۰/۴۰۹ (دانا) بوده است که در مقایسه با یافته‌های دوارت و یانگ (۲۰۰۹) برای بورس نیویورک (بین ۰/۱۲ و ۰/۲۵) تفاوت قابل توجهی را نشان می‌دهد. این موضوع نشان می-دهد که به طور متوسط حداقل ۱۷/۳ درصد و حداکثر ۴۰//۹ درصد معاملات – در بورس

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

تهران در بازه زمانی مورد نظر- ناشی از شوک متقارن سفارش یا اختلاف تفاسیر معامله-گران بوده است. این تفاوت در مقادیر حداقل و حداکثر PSOS بازار تهران (به عنوان بازار در حال توسعه) و نیویورک (به عنوان بازار توسعه‌یافته) نیز مشهود است. از آنجا که PSOS نشان‌دهنده اختلاف تفسیر معامله‌گران از اطلاعات عمومی است، تفاوت‌های بنیادی در سطوح اقتصادی و بازارهای مالی این دو کشور و همچنین تفاوت‌های ساختاری و نهادی (مانند وجود دامنه نوسان قیمت در بورس تهران که موجب تدام اثر اطلاعات منتشرشده برای چندین روز و عدم تخلیه اثر آن تا چندین روز، مالکیت بخش دولتی و شبه‌دولتی در شرکتهای بورسی بزرگ در بورس تهران که باعث افزایش ریسک اطلاعاتی از طریق کاهش شفافیت مالی و افزایش سوءاستفاده از اطلاعات نهانی، سواد مالی عموم سرمایه‌گذاران که تاثیر مستقیم بر تصمیمات و جریان سفارش‌های معامله‌گران در بازار دارد و...) بورس تهران و نیویورک می‌تواند عامل مسلط در این یافته ها باشد.

معاملات مبتنی بر اطلاعات حول زمان‌های افشای اطلاعات با اهمیت

الگوی تعیین شده در روابط (۱۱) و (۱۲) تخمین زده شده و در نتایج آن در جداول ۲ و ۳ ارایه شده است. براساس نتایج نشان داده شده در جدول (۲)، مدل پنل تصادفی توسط آماره آزمون‌های لیمر[1] و هاسمن[2] تأیید می‌شود.

1. Limer
2. Hausman

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

جدول ۲. آماره آزمون‌های نتایج الگوی‌های پنل

	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	انحراف از میانگین رگرسیون	آماره F	دوربین- واتسون
مدل PIN	۰/۲۸۷	۰/۲۱۴	۰/۰۴۶	۲۴/۲۶	۱/۳۲
مدل PSOS	۰/۲۹۳	۰/۲۸۸	۰/۰۶۳	۲۷/۱۳	۱/۲۲
	آماره آزمون F لیمر		**آماره آزمون هاسمن**	**نتیجه**	
مدل PIN	۴۷/۲۱		۰/۰۰	تأیید مدل پنل تصادفی	
مدل PSOS	۴۸/۸۵		۰/۰۰	تأیید مدل پنل تصادفی	

منبع: یافته های پژوهش

جدول شماره ۳ نشان می‌دهد که افشای اطلاعات با اهمیت سهام، چگونه روند شاخص ریسک اطلاعات نهانی (PIN) و شاخص شوک متقارن جریان سفارش (PSOS) را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]

[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

جدول ۳. معاملات مبتنی بر اطلاعات حول افشای اطلاعات با اهمیت

متغیر وابسته PSOS			متغیر وابسته PIN		
t-stat.	δ(%)	روز	t-stat.	δ(%)	روز
−۱/۱۷۰	−۱/۹۵	−۱۰	−۰/۰۳۱	−۰/۰۱	−۱۰
−۱/۳۱۲	−۱/۴۰	−۹	−۰/۱۵۰	−۰/۰۴	−۹
−۰/۲۴۴	−۰/۳۸	−۸	−۱/۳۸۸	−۰/۰۱	−۸
−۱/۸۰۷	−۲/۲۲	−۷	−۰/۰۴۳	−۰/۰۴	−۷
−۱/۷۰۴	−۲/۳۶	−۶	۰/۱۴۶	۰/۱۰	−۶
۰/۱۸۳	۰/۲۹	−۵	۰/۳۱۶	۰/۰۵	−۵
۰/۵۶۴	۰/۸۷	−۴	۰/۱۵۴	۰/۰۴	−۴
۰/۳۴۵	۰/۵۸	−۳	۰/۱۲۰	۰/۲۶	−۳
۲/۸۹۲	۴/۹۲**	−۲	−۰/۹۱۵	−۰/۱۲	−۲
۳/۲۲۶	۱۱/۶۵**	−۱	−۰/۴۶۵	−۰/۹۸	−۱
۲/۰۵۳	۳۶/۱۲**	۰	−۳/۳۵۴	−۰/۱۰*	۰
۱۱/۴۷۵	۲۰/۵۹**	۱	−۲/۳۲۷	−۰/۶۱*	۱
۵/۳۵۹	۱۳/۵۶**	۲	−۲/۱۰۱	−۰/۲۸*	۲
۴/۶۷۸	۸/۸۱**	۳	۱/۰۲۱	۰/۳۳	۳
۶/۰۱۷	۸/۱۴**	۴	۱/۰۰۶	۰/۰۸	۴
۴/۵۳۳	۸/۷۳**	۵	۰/۲۵۹	۰/۰۸	۵
۲/۲۹۵	۷/۹۲**	۶	۰/۲۴۶	۰/۵۲	۶
۲/۲۱۰	۳/۶۷**	۷	۱/۶۹۵	۰/۴۶	۷
۱/۰۱۵	۵/۹۹	۸	۱/۳۴۸	۰/۳۵	۸
۱/۶۸۶	۳/۸۴	۹	۱/۱۸۳	۰/۴۱	۹
۱/۰۸۶	۲/۷۳	۱۰	۰/۹۶۰	۰/۳۴	۱۰

انتشار اطلاعات با اهمیت تنها در سه روز معاملاتی به کاهش معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی می‌شود و در سایر روزهای معاملاتی پنجره رویداد، تأثیر معناداری بر PIN ندارد. در واقع، اثرگذاری انتشار عمومی اطلاعات زیاد دوام نمی‌آورد و برخی از معامله‌گران با دسترسی به اطلاعات نهانی، دوباره برتری اطلاعاتی نسبت به سایر معامله‌گران

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

کسب می‌کنند. به هر حال باید توجه کرد که در روز انتشار اطلاعات و روزهای ۱ و ۲، PIN، به ترتیب ۰/۱، ۰/۶۱ و ۰/۲۸ درصد کاهش می‌یابد و نشان دهنده این است که انتشار عمومی اطلاعات به کاهش معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی منجر می‌شود. این موضوع مشابه نتایج مطالعات ین و ژائو (۲۰۱۵) و تتلوک[1] (۲۰۱۰) است.

همچنین، انتشار عمومی اطلاعات با اهمیت موجب افزایش اختلاف تفاسیر بین سرمایه-گذاران می‌شود، به طوری که در روز انتشار، PSOS بیش از ۳۶ درصد به صورت معنادار افزایش می‌یابد. سپس در روزهای بعدی اثرگذاری مثبت آن بر PSOS ادامه می‌یابد، اما شدت اثرگذاری به تدریج کاهش می‌یابد، به‌طوری که از روز ۷ به بعد اثرگذاری افشای اطلاعات بر PSOS از بین می‌رود. در واقع، با گذشت زمان، متخصصان بازار سهام با ارایه تحلیل‌های مالی دقیق‌تر و انتشار این تحلیل‌ها، تفاسیر سرمایه‌گذارن در خصوص اطلاعات منتشرشده، اختلاف تفاسیر سرمایه‌گذاران کاهش یافته و همگرا می‌شوند.

در مورد معناداری دو روز قبل از انتشار عمومی اطلاعات نمی‌توان علت دقیقی ارایه کرد، اما براساس تجربه میدانی در بورس تهران، بنظر می‌رسد قبل از انتشار عمومی اطلاعات، اغلب شایعاتی در خصوص وضعیت شرکت بورسی مطرح می‌شود که بعد از آن شرکت تصمیم می‌گیرد در خصوص شایعات شفاف سازی انجام دهد. همچنین باید توجه کرد که در بسیاری از موارد، ریشه انتشار آن شایعات، سوءاستفاده از اطلاعات درونی شرکت‌ها توسط برخی از تحلیل‌گران است. برای مثال به کررات در بورس تهران مشاهده شده است که چندین روز قبل از انتشار عمومی تصمیمات هیئت مدیره شرکت‌های بورسی، شایعاتی در رسانه‌ها توسط برخی از تحلیلگران در خصوص اطلاعات بااهمیت مانند تغییر نرخ فروش محصول، تصمیمات احتمالی دولت در خصوص نرخ مالیات، تعرفه و میزان یارانه تولید، تصمیمات توسعه خطوط تولید، مشارکت در مزایده یا مناقصه مهم و... مطرح می‌شود. احتمالاً این موضوع می‌تواند یکی از دلایل معنادار بودن اثر دو روز معاملاتی بر افزایش PSOS در بورس تهران باشد.

1 . Tetlock

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

باید توجه کرد که انتشار اطلاعات با اهمیت در خصوص سهام مورد بررسی در بورس تهران، اثرگذاری کمتری در کاهش احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی دارد، اما تأثیر قابل توجه و متداوم‌تری بر افزایش اختلاف تفاسیر سرمایه‌گذاران دارد. این موضوع در حالی است که در بازارهای سهام توسعه‌یافته‌ای مانند بورس نیویورک و سئول میزان افزایش اختلاف تفاسیر سرمایه‌گذاران در اثر انتشار عمومی اطلاعات به آن شدت نیست. اما در خصوص اثر انتشار اطلاعات با اهمیت بر PIN، نتایج یافته‌های بورس تهران و بازارهای توسعه یافته مشابه همدیگرند. در خصوص این موضوع می‌توان به مطالعات تتلوک (۲۰۱۰)، ین و ژائو (۲۰۱۵) و شیک‌ایوم و همکاران[1] (۲۰۱۶)، مراجعه کرد.

٦. نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از الگوی بدیع مارکف پنهان به‌منظور مدلسازی معاملات مبتنی بر اطلاعات، روند معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و شوک متقارن جریان سفارش (PSOS) طی دوره زمانی ۱۳۹۴/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸، استخراج و بررسی شد. عدم تقارن اطلاعات و اختلاف تفاسیر در میان معامله‌گران از موارد مهم نقض فروض کلاسیک نظریه کارایی بازار است که وقوع آنها فرایند کشف قیمت، نقدشوندگی و کارایی بازار را تحت تاثیر منفی قرار می‌دهند. در واقع، PIN شاخصی برای ریسک اطلاعات نامتقارن در بازار و PSOS شاخصی برای شدت اختلاف تفاسیر و ناهمگنی معامله‌گران در بازار است که تغییرات و شدت آنها نقش مهمی در شکل‌گیری قیمت و نقدشوندگی سهام دارند. در الگوی مارکف پنهان، وضعیت‌های پنهان، انعکاس‌دهنده فضای اطلاعاتی روزهای معاملاتی است که به طور مستقیم قابل مشاهده نیستند، اما روند معاملات را تحت تأثیر قرار می‌دهند. وضعیت‌ها می‌توانند با توجه به اینکه معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی بوده یا مبتنی بر اختلاف تفسیر اطلاعات عمومی است، طبقه‌بندی شوند و الگوی مارکف پنهان این موضوع را امکان‌پذیر کرده است. سپس با تعیین پنجره

1 . Shik Eom et al

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

رویداد ۲۱ روزه، اثر انتشار عمومی اطلاعات با اهمیت بر روند PIN و PSOS مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج نشان می‌دهد که در بین ۱۱ صنعت مورد بررسی، اغلب نمادهای منتخب که ارزش بازاری بالاتری داشته‌اند، PIN و PSOS کمتری را تجربه کرده‌اند. زیرا این نمادها همواره مورد توجه فعالان بازار، تحلیل‌گران و رسانه‌ها بوده و فضای اطلاعاتی پیرامون آنها نیز به نسبت شفاف‌تر است. در نتیجه، هم ریسک اطلاعات نامتقارن و هم اختلاف تفاسیر اطلاعات عمومی این نمادها، به نسبت پایین‌تر است. در مقابل نمادهایی که ارزش بازاری به نسبت پایین‌تری داشته‌اند، اغلب ریسک اطلاعات نامتقارن و اختلاف تفاسیر اطلاعات عمومی بالایی داشته‌اند. به نظر می‌رسد تمرکز نسبتاً پایین فعالان و تحلیل‌گران بازار در خصوص این نمادها در دوره مورد بررسی، یکی از دلایل آن موضوع بوده است. میانگین کل PIN (۲۷/۵ درصد) و PSOS (۲۷ درصد) در نمادهای مورد بررسی این مطالعه از مقدار محاسبه شده در اغلب مطالعات انجام شده با مدل ایستا در خصوص بورس تهران (PIN ، بین ۱۹ تا ۲۴ درصد و PSOS، ۱۲/۳ درصد) بالاتر است و این اختلاف برای میانگین احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی کمتر از میانگین کل احتمال روزانه شوک‌های متقارن جریان سفارش است. همچنین مقایسه نتایج مطالعه حاضر با مطالعات خارجی گویای آن است که علاوه بر بالاتر بودن سطح میانگین ریسک اطلاعات نامتقارن و شوک متقارن جریان سفارش در بورس تهران، حداکثر سطوح تجربه شده این ریسک‌ها نیز بسیار فراتر از بازار توسعه‌یافته‌ای همچون بورس نیویورک است. فاصله زیاد حداکثر PIN (۸۱/۲ درصد) و PSOS (۸۰/۵ درصد) و میانگین آنها (به ترتیب میانگین ۲۷/۵ درصد برای PIN و ۲۷ درصد برای PSOS) در بورس تهران آشکار می‌کند که استفاده از الگوهای پویا (مانند الگوی مطالعه حاضر) که بتوانند تغییرات در طی زمان را اندازه‌گیری کنند در مطالعات مربوط به بازارهایی مانند بورس تهران اهمیت بالایی دارد.

همچنین، نتایج الگوی پنل نشان می‌دهد که انتشار عمومی اطلاعات با اهمیت سهام، به‌طور معناداری موجب کاهش PIN و افزایش PSOS می‌شود، اما شدت اثرگذاری آن بر

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

PSOS شدیدتر و متداوم‌تر است. این موضوع نشان می‌دهد که برتری اطلاعاتی برخی از معامله‌گران به واسطه دسترسی به اطلاعات نهانی کمتر تحت تأثیر انتشار عمومی اطلاعات قرار می‌گیرد. در حالی که اختلاف تفاسیر سرمایه‌گذاران بیشتر بوده به‌طوری که تا هشت روز معاملاتی افزایش معنادار در PSOS ادامه پیدا می‌کند.

با توجه به نتایج این مطالعه، می‌توان پیشنهاد کرد که سیاست‌گذاران و مسئولان سازمان بورس تهران با تلاش برای شناسایی و استفاده از ابزارها و قوانین نوین، در دو جنبه ۱- افزایش سهم معامله‌گری حرفه‌ای در بورس از طریق هدایت مردم به سمت سرمایه‌گذاری به‌واسطه صندوق‌های سرمایه‌گذاری سهام و ۲- محدودسازی کانال‌های انتقال اطلاعات خصوصی - با تاکید بر شرکت‌ها و صنایعی که سطوح میانگین و حداکثری بالاتری از PIN و PSOS دارند- تمرکز کنند. ازاین‌رو، انجام مطالعات اقتصاد مالی و حسابداری توسط محققان برای شناسایی عوامل مؤثر بر سطوح این ریسک‌ها در بورس تهران در راستای کمک به سیاست‌گذاران برای کاهش این ریسک‌ها در بورس تهران، توصیه می‌شود.

تقدیر و تشکر

مقاله حاضر، حاصل بخشی از رساله دوره دکتری رشته اقتصاد مالی در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران است و نویسندگان این مقاله از حمایت‌های دانشکده یادشده، تشکر می‌کنند.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

منابع و مآخذ

- Abada, D. & Yagüeb, J. (2012). From PIN to VPIN: An introduction to order flow toxicity. *The Spanish Review of Financial Economics,* 10, 74-83.
- 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(C), 149-161.
- Akerlof, G. A. (1970). The market for" lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*, 83(3), 488-500.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock return: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, *5,* 31–56.
- Amihud, Y., Mendelson, H. (1986). Liquidity and stock returns. *Financial Analyst Journal,* 42, 43-48.
- Aslan, H., Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'hara, M. (2011). The characteristics of informed trading: Implications for asset pricing. *Journal of Empirical Finance*, 18(5), 782-801.
- Baker, M. and J, Stein. (2003)." Market Liquidity as a Sentiment Indicator "*Journal of Financial Markets*, 7 (3).
- Bień-Barkowska, K. (2013). Informed and uninformed trading in the EUR/PLN spot market. *Applied Financial Economics*, 23(7), 619-628.
- Blasco, N., & Corredor, P. (2017). The Information Environment, Informed Trading, and Volatility. *Journal of Behavioral Finance*, 18(2), 202-218.
- Bortolotti B, De Jong F, Nicodano G.and S, Ibolya. (2006)." Privatization and Stock Market Liquidity" *Journal of Banking and Finance*, Social Scien Electronic Publishing.
- Cappé O, Moulines O, Rydén T. 2005. *Inference in Hidden Markov Models. Springer*: New York.
- Cepoi, C. O., & Toma, F. M. (2016). Estimating Probability of Informed Trading on the Bucharest Stock Exchange. *Finance a Uver*, 66(2), 140-160.
- Copeland, L., Wong, W. K., & Zeng, Y. (2009). Information-based trade in the Shanghai stock market. *Global Finance Journal*, 20(2), 180-190.
- Davallou, M. & Azizi, N. (2017). The Investigation of Information Risk Pricing; Evidence from Adjusted Probability of Informed Trading Measure. *Financial Research*, 19(3), 415-438. {In Persian}

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]

[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

- DeLong, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. & Waldmann, R.J. Noise trader risk in financial markets, *Journal of Political Economy* 98 (1990) 703-738.
- Dey, M. K., & Radhakrishna, B. (2015). Informed trading, institutional trading, and spread. *Journal of Economics and Finance*, 39(2), 288-307.
- Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The journal of Finance*, 46(4), 1325-1359.
- Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138.
- Easley, D., R.F Engle, M. O'Hara and Liuren Wu, 2008, Time Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades, Journal of Financial Econometrics, vol. 6(2), 171-207.
- Easley, D., S. Hvidkjaer and M. O'Hara, 2002, Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*. 57, 2185-2221.
- Engel, C. and Hamilton, J.D. (1990). Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know it? *American Economic Review*, Vol. 80, pp. 689-713.
- Eom, K. S, Kang, J. and Kwon, K. Y. (2017). PIN, Adjusted PIN, and PSOS: Difference of Opinion in the Korean Stock Market. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*. V.46, Issue3.Pp 463-490.
- Fama E.F (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25 (2) (1970), pp. 383-417
- Gordon, N., & Wu, Q. (2018). Informed trade, uninformed trade and stock price delay. *Applied Economics*, 50(26), 2878-2893.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 70(3), 393-408.
- Kandel E, Pearson N. 1995. Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets. *Journal of Political Economy*. 103: 831–872.
- Kubota K., Takehara H. (2009). Information based trade, PIN variable, and portfolio style differences: evidence from stock exchange firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 319-337.
- Lai, S., Ng, L., and Zhang, B., 2014. Does PIN affect equity prices around the world? *Journal of Financial Economics* 114, 178–195.
- Li, F. Li (2006). Do stock market investors understand the risk sentiment of corporate annual reports? *Working Paper*.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

- Lu, Y.C., and Wong W.K. (2009). Probability of information-based trading as a pricing factor in Taiwan stock market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 33, 31-49.
- Marzo M. and Zagaglia P. (2014). Asymmetric information and term lending in the Euro money market: Evidence from the beginning of the turmoil. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 54(4): 487-499.
- Mehrara, M. & Soheyli, H. (2018). Arrival Dynamics of Informed and Uninformed Traders into Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, 20(3), 265-288. {In Persian}
- Mehrara, M. & Soheyli, H. (2018). Estimating the Dynamics of Information Risk at the Tehran Stock Exchange. *Economic Modeling Research*, 8(32), 55-90. {In Persian}
- Paparizos P., Dimitriou D., Kenourgiosb D. and Simos Th. (2016). On high frequency dynamics between information asymmetry and volatility for securities. *The Journal of Economic Asymmetries*, 13: 21–34.
- Preve D., Tse Y. K (2012). Estimation of time-varying adjusted probability of informed trading and probability of symmetric order-flow shock. *Journal of Applied Econometrics*., 28, pp. 1138-1152.
- Raei,R., Eyvazlu,R.& Mohammadi, S. (2012). Calendar Effects of Insider Trading Probability. *Securities Exchange*, 5(18), 1-15. {In Persian}
- Raei,R., Eyvazlu,R.& Mohammadi, S. (2013). Estimating Probability of Private Information Based Trade Using Microstructure Model. *Financial Research*, 15(1), 17-28. {In Persian}
- Raei,R., Eyvazlu,R.& Mohammadi, S. (2013).Survey on Information Risk using Microstructure Models. *Management Research in Iran*, 17(3), 71-85. {In Persian}
- Rahmanian,M. & Taleblo, R (2017). Measuring Probability of Informed Trading in Tehran Stock Exchange. *Economic Modeling Research*, 8(29), 73-98. {In Persian}
- Sarkar A, Schwartz R. (2009). Market sidedness: Insights into motives for trade initiation. *Journal of Finance* 64: 375–423.
- Schumaker R.P., Y.L. Zhang, C.N. Huang, H. Chen. (2012). Evaluating sentiment in financial news articles, Decision Support Systems, 53, Pp. 458-464.
- Tetlock P. (2010). Does public financial news resolve asymmetric information? *Review of Financial Studies* 23(9), 3520–3557.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]

[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

- Xu, L., Xu, L., Zhao, J., & Yin, X. (2020). Information-based trading and information propagation: Evidence from the exchange traded fund market. *International Review of Financial Analysis*, 70(1), 1-10.
- Xu, L., Yin, X., & Zhao, J., (2019). Differently motivated exchange traded fund trading activities and the volatility of the underlying index. *Accounting & Finance*. 59(1), 859-886.
- 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.
- Yin, X., & Zhao, J. (2015). A Hidden Markov Model Approach to Information□Based Trading: Theory and Applications. *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), 1210-1234.
- Zucchini, W., MacDonald, L.L & Langrock, R. (2016). *Hidden Markov Models for Time Series*. London: Taylor & Francis Group CRC Press.

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]

[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

پیوست ها

پیوست ۱. آمارهای توصیفی سری روزانه PIN (۱۳۹٤-۱۳۹۷)

ردیف	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
۱	سفارس	۰/۲۷۱	۰/۰۶۲	۰/۱۳۲	۰/۲۵۲	۰/۸۰۹
۲	آسیا	۰/۲۲۴	۰/۰۴۹	۰/۱۲۲	۰/۲۲۲	۰/۳۲۶
۳	شپدیس	۰/۲۷۹	۰/۰۵۲	۰/۱۴۲	۰/۲۷۲	۰/۴۳۷
۴	کروی	۰/۳۸۱	۰/۰۷۷	۰/۲۰۲	۰/۴۰۴	۰/۶۴۶
۵	البرز	۰/۲۳۹	۰/۰۷۸	۰/۰۷۸	۰/۲۴۴	۰/۴۲۲
۶	کاما	۰/۲۷۹	۰/۰۴۶	۰/۱۶۱	۰/۲۸۰	۰/۴۹۸
۷	دکوثر	۰/۲۱۴	۰/۰۴۳	۰/۰۸۹	۰/۲۱۴	۰/۳۶۸
۸	فولاد	۰/۳۳۲	۰/۰۴۸	۰/۲۴۴	۰/۳۲۸	۰/۴۹۴
۹	فملی	۰/۲۰۷	۰/۰۳۵	۰/۱۳۰	۰/۲۰۷	۰/۳۰۱
۱۰	مداران	۰/۲۶۶	۰/۰۶۸	۰/۱۱۲	۰/۲۵۵	۰/۵۲۲
۱۱	قنیشا	۰/۲۹۸	۰/۱۵۵	۰/۰۹۱	۰/۲۴۷	۰/۷۸۹
۱۲	خبهمن	۰/۲۴۲	۰/۰۴۸	۰/۱۲۳	۰/۲۳۸	۰/۳۸۴
۱۳	وبملت	۰/۲۰۶	۰/۰۴۰	۰/۰۵۰	۰/۲۰۴	۰/۳۱۳
۱۴	مرقام	۰/۲۰۴	۰/۰۶۵	۰/۰۸۴	۰/۱۸۹	۰/۴۶۵
۱۵	خودرو	۰/۳۶۲	0/057	۰/۰۶۴	۰/۳۶۷	۰/۶۰۰
۱۶	دسبحا	۰/۲۸۲	۰/۰۴۱	۰/۱۰۵	۰/۲۸۲	۰/۳۸۴
۱۷	سشرق	۰/۳۱۰	۰/۰۳۹	۰/۰۷۸	۰/۳۰۹	۰/۴۱۶
۱۸	شبهرن	۰/۲۳۹	۰/۰۶۴	۰/۰۱۳	۰/۲۵۰	۰/۴۲۷
۱۹	دانا	۰/۲۸۹	۰/۰۹۱	۰/۰۲۲	۰/۲۹۷	۰/۴۷۹
۲۰	کرماشا	۰/۲۴۷	۰/۰۵۱	۰/۱۱۹	۰/۲۴۲	۰/۴۳۳
۲۱	غپینو	۰/۳۰۱	۰/۰۴۲	۰/۱۷۵	۰/۳۱۴	۰/۴۳۷
۲۲	شبریز	۰/۲۴۸	۰/۰۷۴	۰/۰۵۹	۰/۲۵۴	۰/۴۲۲
۲۳	شاراک	۰/۲۹۳	۰/۰۸۳	۰/۱۲۷	۰/۲۹۶	۰/۴۶۳
۲۴	رتاپ	۰/۱۷۷	۰/۰۲۳	۰/۰۸۶	۰/۱۷۹	۰/۲۲۱
۲۵	ستران	۰/۳۰۲	۰/۰۷۱	۰/۱۴۳	۰/۳۰۵	۰/۴۹۹
۲۶	غبشهر	۰/۳۳۰	۰/۰۴۹	۰/۲۲۸	۰/۳۲۲	۰/۸۱۲
۲۷	فباهنر	۰/۳۱۱	۰/۰۶۳	۰/۱۹۰	۰/۲۹۲	۰/۵۲۴

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

ردیف	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
۲۸	کگل	۰/۳۲۱	۰/۰۷۸	۰/۱۶۷	۰/۳۰۴	۰/۵۱۲
۲۹	والبر	۰/۲۹۴	۰/۰۵۷	۰/۱۲۳	۰/۲۸۸	۰/۴۹۲
۳۰	وسینا	۰/۲۵۸	۰/۰۶۱	۰/۱۰۷	۰/۲۶۴	۰/۴۰۹
۳۱	شپنا	۰/۲۴۷	۰/۰۶۲	۰/۱۱۳	۰/۲۴۶	۰/۴۳۵
۳۲	خزامیا	۰/۲۷۴	۰/۰۴۷	۰/۱۱۳	۰/۲۷۸	۰/۴۷۲

پیوست ۲. آماره های توصیفی سری روزانه PSOS (۱۳۹۴-۱۳۹۷)

ردیف	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
۱	سفارس	۰/۳۲۷	۰/۱۰۵	۰/۰۰۴	۰/۳۲۰	۰/۶۹۲
۲	آسیا	۰/۲۳۶	۰/۰۶۷	۰/۰۱۸	۰/۲۳۹	۰/۴۱۶
۳	شبدیس	۰/۱۷۷	۰/۰۸۸	۰/۰۰۲	۰/۱۷۴	۰/۵۳۲
۴	کروی	۰/۲۹۷	۰/۱۲۰	۰/۰۰۸	۰/۲۹۸	۰/۷۳۵
۵	البرز	۰/۳۱۹	۰/۱۱۴	۰/۰۰۲	۰/۳۲۶	۰/۷۱۳
۶	کاما	۰/316	۰/۱۰۳	۰/۰۱۹	۰/۳۱۸	۰/۶۳۶
۷	دکوثر	۰/۳۳۹	۰/۰۹۸	۰/۰۰۹	۰/۳۳۷	۰/۶۸۲
۸	فولاد	۰/۱۷۴	۰/۰۸۳	۰/۰۰۳	۰/۱۶۵	۰/۴۳۹
۹	فملی	۰/۲۲۹	۰/۰۷۰	۰/۰۱۲	۰/۲۲۵	۰/۴۶۴
۱۰	مداران	۰/۲۹۲	۰/۱۱۳	۰/۰۰۷	۰/۳۰۱	۰/۷۱۵
۱۱	قنیشا	۰/۳۱۱	۰/۱۱۶	۰/۰۱۰	۰/۳۰۸	۰/۶۷۱
۱۲	خبهمن	۰/۲۰۸	۰/۰۸۹	۰/۰۰۷	۰/۲۰۷	۰/۵۲۲
۱۳	وبملت	۰/۱۷۳	۰/۰۸۴	۰/۰۰۱	۰/۱۶۵	۰/۴۸۸
۱۴	مرقام	۰/۲۳۶	۰/۰۷۲	۰/۰۱۳	۰/۲۲۹	۰/۵۶۴
۱۵	خودرو	۰/۲۸۱	۰/۱۲۶	۰/۰۰۵	۰/۲۶۴	۰/۶۸۱
۱۶	دسبحا	۰/۳۳۸	۰/۰۹۶	۰/۰۰۶	۰/۳۵۳	۰/۵۳۹
۱۷	سشرق	۰/۲۴۷	۰/۰۸۷	۰/۰۰۴	۰/۲۴۹	۰/۵۴۸
۱۸	شبهرن	۰/۳۳۲	۰/۱۳۳	۰/۰۰۶	۰/۳۳۶	۰/۸۰۵
۱۹	دانا	۰/۲۴۳	۰/۰۹۲	۰/۰۱۳	۰/۲۳۹	۰/۵۳۴
۲۰	کرماشا	۰/۲۴۴	۰/۱۰۲	۰/۰۵۷	۰/۲۳۴	۰/۵۴۸
۲۱	غپینو	۰/۳۵۳	۰/۰۹۷	۰/۰۳۲	۰/۳۷۰	۰/۵۲۹

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

ردیف	نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
۲۲	شبریز	۰/۲۸۳	۰/۱۱۷	۰/۰۰۵	۰/۲۸۱	۰/۶۲۵
۲۳	شاراک	۰/234	۰/۱۰۳	۰/۰۱۳	۰/۲۲۵	۰/۵۷۹
۲۴	رتاپ	۰/۳۰۱	۰/۰۵۸	۰/۱۱۹	۰/۳۱۳	۰/۴۶۶
۲۵	ستران	۰/۲۷۵	۰/۱۰۰	۰/۰۱۸	۰/۲۷۳	۰/۵۸۸
۲۶	غبشهر	۰/۲۷۹	۰/۱۰۲	۰/۰۰۷	۰/۲۸۵	۰/۵۶۱
۲۷	فباهنر	۰/۲۵۹	۰/۱۳۱	۰/۰۰۲	۰/۲۴۰	۰/۷۰۶
۲۸	کگل	۰/۳۵۷	۰/۱۱۲	۰/۰۵۷	۰/۳۷۰	۰/۶۴۴
۲۹	والبر	۰/۳۷۵	۰/۰۹۷	۰/۰۲۳	۰/۳۸۵	۰/۵۸۷
۳۰	وسینا	۰/۲۵۸	۰/۱۰۰	۰/۰۳۳	۰/۲۵۶	۰/۵۱۶
۳۱	شپنا	۰/۱۹۷	۰/۰۷۳	۰/۰۲۱	۰/۱۹۶	۰/۴۳۱
۳۲	خزامیا	۰/۲۴۹	۰/۰۹۲	۰/۰۱۰	۰/۲۵۷	۰/۵۰۴

پیوست ۳. تعداد بهینه وضعیت‌های نمادهای معاملاتی

نماد	تعداد بهینه وضعیت (۱)	AIC	تعداد بهینه وضعیت (۲)	AIC	تعداد بهینه وضعیت (۳)	AIC
سفارس	۱۳	۶۴۹/۳۶	۹	۶۵۱/۶۶	۱۱	۶۶۰/۴۶
آسیا	۱۶	۵۷۹/۳۳	۲۱	۵۸۷/۱۲	۱۹	۶۱۱/۲۳
شپدیس	۱۳	۵۵۱/۰۸	۱۵	۵۵۹/۴۴	۱۱	۵۹۹/۰۲
کروی	۱۰	۶۴۴/۱۸	۱۳	۶۴۷/۴۳	۹	۶۵۹/۶۰
البرز	۱۸	۵۳۸/۲۴	۲۲	۵۴۱/۱۱	۱۵	۵۴۴/۰۹
کاما	۱۳	۶۳۹/۳۶	۱۴	۶۴۰/۵۱	۱۰	۶۶۱/۱۳
دکوثر	۱۱	۶۰۹/۹۶	۱۳	۶۳۷/۷۳	۱۴	۶۴۸/۴۳
فولاد	۱۸	۵۴۳/۳۷	۲۳	۵۴۵/۸۰	۱۶	۵۴۹/۲۶
فملی	۱۷	۵۶۶/۷۶	۲۰	۵۷۱/۵۵	۱۹	۵۸۳/۳۵
مداران	۹	۶۵۸/۲۹	۱۰	۶۶۰/۶۳	۱۱	۶۷۱/۳۳
قنیشا	۱۳	۵۸۲/۰۹	۱۶	۵۸۶/۴۶	۱۴	۶۳۳/۱۲
خبهمن	۱۶	۵۵۳/۸۳	۱۹	۵۵۴/۴۷	۱۸	۵۵۶/۱۶
وبملت	۱۳	۵۸۵/۳۳	۱۴	۵۸۷/۳۴	۱۵	۵۸۸/۰۸
مرقام	۱۳	۵۷۵/۶۴	۸	۵۷۷/۶۹	۱۱	۵۷۹/۱۰

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

نماد	تعداد بهینه وضعیت (۱)	AIC	تعداد بهینه وضعیت (۲)	AIC	تعداد بهینه وضعیت (۳)	AIC
خودرو	۱۵	۵۴۶/۷۳	۱۷	۵۴۸/۲۶	۱۴	۵۴۹/۵۲
دسبحا	۲۰	۵۵۷/۳۰	۲۳	۵۵۸/۵۴	۱۷	۵۶۱/۲۴
سشرق	۸	۶۶۶/۶۶	۱۱	۶۶۹/۵۹	۹	۶۷۲/۰۳
شبهرن	۲۰	۵۳۷/۰۷	۲۲	۵۳۸/۶۵	۱۸	۵۳۹/۷۳
دانا	۱۲	۶۵۰/۳۵	۹	۶۵۱/۴۳	۱۱	۶۵۳/۰۴
کرماشا	۱۳	۵۸۸/۷۱	۱۴	۵۹۳/۲۰	۱۵	۵۹۵/۳۱
غپینو	۱۷	۵۶۱/۰۶	۲۰	۵۶۲/۵۷	۱۶	۵۶۴/۴۳
شبریز	۱۵	۵۷۹/۴۹	۱۷	۵۸۰/۸۱	۱۳	۵۸۲/۶۱
شاراک	۱۷	۵۵۸/۱۲	۱۸	۵۵۹/۵۸	۱۶	۵۶۰/۱۴
رتاپ	۱۳	۵۹۸/۸۶	۱۵	۶۰۰/۰۵	۱۱	۶۰۱/۲۲
ستران	۱۳	۵۹۰/۰۱	۱۱	۵۹۰/۶۱	۱۲	۵۹۲/۲۲
غبشهر	۱۷	۵۴۵/۱۷	۱۵	۵۴۵/۵۳	۱۴	۵۴۷/۱۷
فباهنر	۱۴	۵۷۲/۴۲	۱۶	۵۷۳/۳۵	۱۲	۵۷۷/۵۴
کگل	۱۳	۶۱۰/۱۱	۱۶	۶۱۰/۱۵	۱۱	۶۱۲/۰۵
والبر	۱۳	۶۲۷/۲۹	۱۷	۶۲۸/۳۲	۱۴	۶۳۱/۹۱
وسینا	۷	۶۶۱/۳۳	۹	۶۶۱/۸۸	۱۱	۶۶۳/۹۷
شپنا	۱۶	۵۶۱/۴۸	۱۳	۵۶۲/۷۲	۱۷	۵۶۴/۳۶
خزامیا	۱۷	۵۴۶/۶۸	۱۵	۵۴۸/۸۵	۱۸	۵۵۰/۳۲

پیوست ٤. میانگین نرخ ورود معامله گران براساس انگیزه ورود

نماد	میانگین نرخ ورود معامله‌گران با انگیزه اطلاعات خصوصی	میانگین نرخ ورود معامله‌گران با انگیزه اطلاعات عمومی	میانگین نرخ ورود معامله‌گران با انگیزه نقدینگی
سفارس	۴۹/۱۷	۸۸/۶۱	۳۲/۱۶
آسیا	۵۲/۳۲	۱۴۶/۴۴	۴۰/۲۹
شپدیس	۲۲۱/۷۹	۶۱۴/۳۲	۲۵۶/۵۷
کروی	۲۷۴/۰۹	۹۳۶/۰۸	۱۷۰/۵۸
البرز	۳۴۶	۱۴۳۵/۵۷	۲۰۶/۵۱
کاما	۶۲/۶۳	۱۵۵/۱۷	۳۶/۷۴

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

نماد	میانگین نرخ ورود معامله‌گران با انگیزه اطلاعات خصوصی	میانگین نرخ ورود معامله‌گران با انگیزه اطلاعات عمومی	میانگین نرخ ورود معامله‌گران با انگیزه نقدینگی
دکوثر	۱۲/۳۸	۴۲/۸۰	۵/۷۴
فولاد	۳۰/۳۶	۸۸/۱۵	۱۸/۷۳
فملی	۳۳/۵۷	۱۱۱/۱۳	۴۱/۷۳
مداران	۴۵/۷۲	۱۲۴/۲۲	۳۱/۵۹
قنیشا	۳۹/۴۳	۱۳۹/۴۲	۲۲/۸۰
خبهمن	۱۰۳/۴۷	۲۲۹/۲۱	۴۶/۶۸
وبملت	۱۰۹/۴۵	۱۸۶/۵۸	۸۲/۱۴
مرقام	۸۳/۴۴	۲۰۱/۱۹	۵۴/۲۵
خودرو	۴۰/۶۱	۱۷۷/۱۹	۳۳/۶۷
دسبحا	۸۰/۳۷	۲۲۳/۱۷	۷۷/۵۵
سشرق	۴۶/۰۷	۱۸۵/۶۹	۱۳/۰۲
شبهرن	۲۳۳/۹۰	۶۵۵/۹۱	۶۱/۴۱
دانا	۵۷/۷۹	۲۲۷/۰۶	۳۶/۷۸
کرماشا	۳۰/۰۳	۸۱/۶۴	۲۰/۹۹
غپینو	۹۱/۱۰	۲۰۸/۲۹	۷۲/۸۵
شبریز	۱۵۵/۴۶	۵۰۳/۶۹	۱۱۶/۲۴
شاراک	۲۱۳/۵۴	۶۷۷/۲۷	۲۳۵/۶۴
رتاپ	۵۲/۳۷	۱۱۸/۱۴	۲۹/۰۷
ستران	۴۲/۱۳	۱۲۹/۴۷	۳۵/۶۵
غبشهر	۲۸/۴۲	۱۲۵/۹۵	۲۶/۰۸
فباهنر	۱۰۰/۴۳	۲۷۲/۵۰	۵۹/۳۳
کگل	۵۹/۰۱	۲۵۲/۱۹	۵۹/۶۱
والبر	۶۹/۳۳	۲۴۱/۲۷	۳۵/۳۲
وسینا	۳۱/۳۴	۹۳/۳۰	۲۷/۶۹
شپنا	۹۸/۲۷	۲۶۵/۶۱	۶۸/۲۷
خزامیا	۳۰۹/۶۵	۱۰۷۷/۲۴	۱۴۱/۸۰

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]
[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

[Downloaded from system.khu.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.10.40.4.3]

[DOI: 10.29252/jemr.10.40.33]

Does Disclosure Lead to Lower Informed Trading and Symmetric Order-follow Shocks in the Tehran Stock Exchange?

Sadeq Rezaei[1], Mohsen Mehrara[2], Ali Souri[3]

Received:2020/02/10 Accepted: 2020/07/21

Abstract

In financial markets, the symmetry of information and the homogeneous interpretation of information among traders is one of the main conditions for market efficiency, but these conditions are in fact violated. In this paper first; we accurately estimated the dynamic measures of trades stemming from information asymmetry and diverse opinions among investors indices by a hidden Markov model. Thereafter, we consider an event window of 21 days to investigate impact of information disclosure on that indices. For this purpose, we estimated the daily measures of probability of informed trading (PIN) and symmetric-order flow shock (PSOS) 32 Tehran Stock Exchange (TSE) stocks belonging to 11 industries of TSE during the period from 2015 to 2018. PIN is an indicator of asymmetric information risk and PSOS indicating diverse opinions among investors whose variations and intensity play an important role in price formation and stock liquidity. These results show that in most stocks that have higher market value experience less risks of asymmetric information and diverse opinions shocks than other stocks. Entirely, it appears that the average and the maximum of information risk and diverse opinions shocks at TSE are higher than in developed markets. Also, information disclosure decreases PIN for three days and increases PSOS for 10 days, significantly, but its impact on PIN is weaker than PSOS. Actually, in TSE, information advantage of some informed traders are independent of announcements as well as announcements causes opinion diversities to rise and stand up.

Keywords: Informed Trading, Symmetric Order Shock, Information Disclosure, Hidden Markov Model.

JEL Classification: C58, G14, G10

---

1. Ph. D Student of Financial Economics, University of Tehran, Email:sadeqrezaie@ut.ac.ir
2. Professor of Economics, University of Tehran, Email:mmehrara@ut.ac.ir
3. Associate Professor of Economics, University of Tehran, Email:alisouri@ut.ac.ir