

پویایی‌های معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و شوک متقارن سفارش در بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد مارکف پنهان^۱

صادق رضایی

دکتری اقتصاد/دانشگاه تهران، sadeqrezaie@ut.ac.ir

محسن مهرآرا*

استاد اقتصاد/دانشگاه تهران، mmehrara@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۸/۱۱/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۲/۱۴

چکیده

این مطالعه با استفاده از رویکرد جدیدی به بررسی روند پویای معاملات ناشی از عدم تقارن اطلاعات و اختلاف تفاسیر معامله‌گران پرداخته است. به این منظور، احتمال روزانه معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و شوک متقارن سفارش (PSOS) برای ۳۲ نماد از ۱۱ صنعت بورس طی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۷ تخمین زده شد. PIN بعنوان شاخصی برای ریسک اطلاعات نامتقارن 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. نتایج نشان داد که حداقل و حداکثر مقدار شاخص‌های PIN و PSOS در مقایسه با متوسط سالانه و چهارساله خودشان، فاصله قابل توجهی دارند. این موضوع بیانگر تغییرات قابل توجه ریسک اطلاعاتی در طول زمان و لزوم استفاده از الگوهای پویا برای بررسی آن است. همچنین، اغلب نمادهایی که ارزش بازاری بالاتری داشته‌اند، ریسک اطلاعات نامتقارن و اختلاف تفاسیر در اطلاعات عمومی کمتری را در مقایسه با سایر نمادها تجربه کرده‌اند. به‌طور کلی می‌توان گفت که شدت عدم تقارن اطلاعات و شوک‌های ناشی از اختلاف تفاسیر معامله‌گران در بورس تهران بیشتر از سایر بورس‌های توسعه‌یافته است. تکانه ارزی سال ۱۳۹۷ نیز به‌طور محسوس به تشدید اختلاف تفاسیر معامله‌گران در صنایع پتروشیمی و فلزی منجر شده است.

واژه‌های کلیدی: معامله‌گران مطلع، شوک متقارن سفارش، الگوهای ریزساختار بازار، مارکف پنهان.

طبقه‌بندی JEL: G14, G10, C58.

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه تهران است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

تأثیر اطلاعات بر معاملات دارایی‌ها به ویژه اطلاعات خصوصی یکی از مسایل کلیدی در محافل علمی و مباحث مطرح بین محققان و فعالان بازارهای مالی 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 و برخی از افراد که به اطلاعات خصوصی و مهم دسترسی دارند، قبل از انتشار عمومی اطلاعات، به طور مستقیم و غیرمستقیم وارد معاملات در بازار مالی می‌شوند و سود قابل توجهی را کسب می‌کنند، در حالی که سایر فعالان بازار از آن محروم شده و حتی از این بابت متضرر می‌شوند. این موضوع با مطالعات آکرلوف^۱ (۱۹۷۰) و گروسمن و استیگلitz^۲ (۱۹۸۰) وارد ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها شد. معمولاً در وضعیت وجود اطلاعات خصوصی، عدم توازن بین سفارش‌های خرید و فروش برای سهام شرکت‌ها مشاهده می‌شود و بسته به نوع اطلاعات (منفی یا مثبت)، شاهد افزایش شدید سفارش فروش یا خرید می‌شویم. فرض دیگری از نظریات کلاسیک که در واقعیت بازار نقض می‌شود، این است که تمامی افراد برداشت و تفسیر یکسانی از اطلاعات در دسترس دارند. به عبارت دیگر، طبق فروض کلاسیک اگر اطلاعاتی در مورد بازار انتشار یابد، به دلیل 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. همچنین، اگر چه نظریه بازار کاراً (فاما^۳، ۱۹۷۰) ادعا می‌کند که بخش اصلی بازار مالی توسط سرمایه‌گذاران عقلایی اداره می‌شود، اما مطالعات نشان می‌دهد که احساسات و تفسیرهای شخصی افراد، تصمیمات سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دیلانگ و همکاران^۴، ۱۹۹۰). علاوه بر این، مطالعات لی^۵ (۲۰۰۶) و شاماکر^۶ (۲۰۱۲) نیز نشان

¹ Akerlof

² Grossman & Stiglitz

³ Fama

⁴ DeLong et al.

⁵ Li et al.

⁶ Schumaker et al.

داده است که واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی بازار متأثر از عامل‌های احساسی و تفسیرهای شخصی از اطلاعات عمومی بوده است. وجود تفاسیر متفاوت در بین فعالان بازار می‌تواند در شرایط وجود اطلاعات خصوصی و اطلاعات عمومی رخ دهد. در این شرایط معمولاً افزایش متقارنی در سفارش‌های خرید و فروش رخ می‌دهد. یعنی به‌رغم وجود توازن تقریبی در سفارش‌های خرید و فروش، میزان سفارش خرید و فروش به‌طور همزمان افزایش قابل توجهی دارند که به شوک‌های متقارن جریان سفارش^۱ مشهور است.

پرکاربردترین شاخص‌هایی که در مطالعات مالی برای سنجش میزان استفاده از اطلاعات خصوصی و عمومی در بازار از آن استفاده شده است، به ترتیب به احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی^۲ (PIN) و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات عمومی که به احتمال شوک متقارن سفارش^۳ (PSOS) مشهور است. در این مطالعه تلاش خواهد شد تا با استفاده از الگوی مارکف پنهان^۴ یکی از جدیدترین روش‌های مطرح در این حوزه به بررسی پویایی‌های معاملات مبتنی بر اطلاعات عمومی و خصوصی به‌شکل پویا در بورس تهران پرداخته شود. ساختار مقاله در ادامه به این صورت خواهد بود. در بخش دوم ادبیات موضوع پژوهش بررسی می‌شود، در بخش سوم چارچوب متدولوژی و الگوی مورد استفاده، بررسی خواهند شد. در قسمت چهارم تحلیل‌های تجربی و در قسمت پنجم نیز نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

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 ارائه و اثبات نمی‌شود، زیرا عموم فعالان بازار به ریز اطلاعات مربوط به معاملات سهم دسترسی ندارند و از طرف دیگر اثبات ارتباط معامله‌گران با شرکت یا شناسایی کانال اخذ اطلاعات نهانی نیز بسیار مشکل است (مهرآرا و سهیلی^۵، ۱۳۹۷). ازاین‌رو، برای سنجش معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی، به تخمین احتمال

^۱ Symmetric order-flow shocks

^۲ Probability of Informed Trading

^۳ Probability of Symmetric Order Shocks

^۴ Hidden Markov Model

^۵ Mehrara & Soheyli (2018)

معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) می‌پردازند که اولین بار توسط ایزلی و همکاران^۱ (۲۰۰۲) برای بازار نیویورک معرفی شد.

از زمانی که ایزلی و همکاران (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 احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات (PIN) برای سنجش اثر اطلاعات نامتقارن بر قیمت دارایی‌ها استفاده کرده‌اند (پروه و تی‌سی^۲، ۲۰۱۲). در واقع، احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات (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^۳، ۲۰۱۲؛ مارزو و زاگالیا^۴، ۲۰۱۴؛ ین و ژائو^۵، ۲۰۱۵؛ آگودلو و همکاران^۶، ۲۰۱۵؛ پاپاریزوس و همکاران^۷، ۲۰۱۶).

دوارت و یانگ^۸ (۲۰۰۹) در چارچوب مطالعه ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) که در خصوص ورود معامله‌گران مطلع به بازار و وجود اطلاعات نامتقارن در بازار بود را توسعه دادند و موضوع جدیدی به نام «شوک جریان سفارش متقارن»^۹ را مطرح و الگوسازی کردند. ایشان این پدیده را ناشی از وجود اختلاف در تفاسیر معامله‌گران از اطلاعات عمومی دانستند. این موضوع موجب افزایش سفارش‌های خرید و فروش به صورت همزمان و با شدت بیشتر از روند عادی معاملات می‌شود. برای الگوسازی و بررسی آثار شوک متقارن جریان سفارش در بازار دارایی‌های مالی، از شاخصی به نام احتمال شوک متقارن جریان سفارش (PSOS) در ادبیات اقتصاد مالی از سال ۲۰۰۹ به بعد استفاده 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

¹ Easley et al.

² Preve & Tse

³ Yan & Zhang

⁴ Marzo & Zagaglia

⁵ Yin & Zhao

⁶ Agudelo et al.

⁷ Papanizos

⁸ Duarte & Young

⁹ Symmetric Order-flow Shock

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 سفارش یک نماد معاملاتی زیاد و شدید باشد، نشانگر بالا بودن ریسک نقدشوندگی آن نماد است.

در این تحقیق، مطالعات انجام شده در خصوص معاملات مبتنی بر اطلاعات (خصوصی و عمومی) به سه گروه تقسیم‌بندی شده است. گروه نخست که بر مبنای مطالعات ایزلی و همکاران از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۲ و با فرض توزیع مستقل روزانه ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار (حالت ایستا) به تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی پرداخته‌اند. در این خصوص می‌توان به مطالعات خارجی کوبوتا و تاکهارا^۱ (۲۰۰۹) در مورد شرکت‌های منتخب در دوره بورس توکیو، لو و همکاران^۲ (۲۰۰۹) در مورد بورس تایوان، کوپلند و همکاران^۳ (۲۰۰۹) در خصوص بورس شانگهای، دی و رادهاکریشنا^۴ (۲۰۱۵)، در بورس نیویورک، سپوی و تاما^۵ (۲۰۱۶) برای بورس بخارست، بلاسکو و کردور^۶ (۲۰۱۷)، در بورس اسپانیا و گوردون و وو^۷ (۲۰۱۸) در خصوص بورس اوراق بهادار استرالیا اشاره کرد. مطالعات داخلی انتشار یافته در خصوص تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی نیز از شاخص ایستای PIN بهره برده‌اند، می‌توان به مطالعه راعی، عیوض‌لو و محمدی^۸ (۱۳۹۲)، افلاطونی و سهرابی^۹ (۱۳۹۴) و طالبلو و رحمانیانی^{۱۰} (۱۳۹۶) اشاره کرد. 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 محدودهای معاملاتی و کم بودن

¹ Kubota & Takehara

² Lu et al.

³ Copeland et al.

⁴ Dey & Radhakrishna

⁵ Cepoi & Toma

⁶ Blasco & Corredor

⁷ Gordon & Wu.

⁸ Raei, Eyvazlu & Mohammadi (2013)

⁹ Aflatooni & Sohrabi (2015)

¹⁰ Rahmaniiani & Taleblo (2017)

عمق بازار در مقایسه با بازارهای جهانی، بالاتر بودن سطح عدم تقارن اطلاعات در این بازار دور از انتظار نیست.

گروه دوم، مطالعاتی که به بررسی معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی به صورت پویا پرداخته‌اند که از آن جمله می‌توان به ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) اشاره کرد که برای نخستین بار به موضوع پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بورس نیویورک پرداخته است. در این خصوص مطالعات مهمی که انجام شده است شامل؛ بین بارکوسکا^۱ (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های بازار نقد معامله یورو در لهستان، آگودلو و همکاران^۲ (۲۰۱۵) برای شش بازار سهام در آمریکای لاتین که آنها نتیجه‌گیری می‌کنند که تفاوت و تنوع قابل توجهی بین این بازارهای آمریکای لاتین برقرار است. 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. نتایج ایشان نشان می‌دهد که ریسک اطلاعات در بورس تهران دارای سطح میانگین و حداکثر مقدار، میزان بسیار بالاتری در مقایسه با بازارهای توسعه‌یافته است.

گروه سوم، شامل مطالعات معدودی که در کنار بررسی معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی، به معاملات مبتنی بر اطلاعات عمومی نیز پرداخته‌اند و با محاسبه PSOS تأثیر اطلاعات عمومی را در فضای اطلاعاتی بازار بررسی کرده‌اند. اغلب این مطالعات، PSOS را با فرض ثابت و ایستا بودن آن محاسبه کرده‌اند (که البته بسیار محدودکننده است). از میان مهمترین این مطالعات می‌توان به دوارت و یانگ (۲۰۰۹) اشاره کرد. بدیهی است که بهترین تخمین از PSOS زمانی شکل خواهد گرفت که در کنار محاسبه PIN پویا، PSOS نیز به صورت پویا محاسبه شود. مهمترین این مطالعات شامل؛ مطالعه لائی و همکاران^۳ (۲۰۱۴) برای ۴۷ کشور منتخب، کوبوتا و تاکهارا^۴ (۲۰۱۵) در بازار سهام توکیو، ین و ژائو^۵ (۲۰۱۵) برای بورس نیویورک اشاره کرد. ین و ژائو (۲۰۱۵) یک روش بدیعی را برای محاسبه معاملات مبتنی بر اطلاعات (خصوصی و عمومی) با

¹ Bień-Barkowska

² Agudelo et al.

³ Lai et al.

⁴ Kubota & Takehara

⁵ Yin & Zhao

تشخیص وضعیت‌های پنهان در بازار با استفاده از مدل مارکف پنهان^۱ (HMM) ارایه داده‌اند. ژوو، ین و ژائو^۲ (۲۰۱۹) برای ارتباط شش شاخص اصلی بازارهای سهام آمریکا با انگیزه‌های معاملاتی در معاملات صندوق‌های قابل معامله (ETF)، ژو و همکاران^۳ (۲۰۲۰) برای صندوق‌های قابل معامله در بازار سهام آمریکا با استفاده از الگوی مارکف پنهان به تخمین همزمان PIN و PSOS پرداختند و نتایج ایشان نشان می‌دهد که مدل مارکف پنهان نسبت به سایر روش‌ها، انطباق بهتری با واقعیت دارد. اخیراً ایوم و همکاران^۴ (۲۰۱۷) نیز به تخمین PIN و PSOS پویا در بازار سهام کره جنوبی پرداخته‌اند و نتایج ایشان نشان می‌دهد که همبستگی بالایی بین آن دو احتمال وجود داشته، اما شدت نوسان PSOS در طول زمان بیشتر از PIN است. در مطالعات داخلی نیز دولو و عزیزی^۵ (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی ایستای دوارت و یانگ (۲۰۰۹) با تجزیه PIN به دو مؤلفه احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده^۶ و احتمال شوک متقارن سفارش‌ها در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ پرداخته‌اند. ایشان نشان دادند که احتمال معاملات آگاهانه تعدیل‌شده (ایستا) تأثیر معنی‌داری بر شکل‌گیری قیمت سهام دارد، اما اثر احتمال شوک متقارن سفارش‌ها (ایستا) از نظر آماری معنادار نشده است.

۳- چارچوب متدولوژی

در این مطالعه برای به دست آوردن احتمال پویای معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و شوک متقارن سفارش‌ها از الگوی مطالعه ین و ژائو (۲۰۱۵) استفاده می‌شود. در این الگو، معامله‌گران به سه گروه تقسیم می‌شوند، به‌طوری که شامل معامله‌گران با اطلاعات خصوصی، اطلاعات عمومی و معامله‌گرانی که بدون توجه فضای اطلاعاتی برای رفع نیازهای نقدینگی خود وارد بازار می‌شوند.

¹ Hidden Markov Model

² Xu, Yin & Zhao

³ Xu et al.

⁴ Eom et al.

⁵ Davalou & Azizi (2017)

⁶ Adjusted Probability of Informed Trading

الگوی مارکف پنهان

پایه نظری الگوهای مارکف پنهان (HMM)^۱ در اواخر دهه ۱۹۶۰ و اوایل دهه ۱۹۷۰ توسط بوآم و همکارانش^۲ (۱۹۶۶، ۱۹۶۷ و ۱۹۷۰) پایه‌گذاری شد. الگوهای مارکف پنهان برای تشریح توزیع‌هایی به کار می‌روند که مشاهدات آنها وابسته به وضعیت^۳ (رژیم) غیرقابل مشاهده بوده و این وضعیت‌ها دارای فرآیند مارکف هستند. این الگوها به‌ویژه در سری‌های گسسته^۴ به کار گرفته می‌شوند (زوحینی و همکاران^۵، ۲۰۱۶).

این الگوها به دو دلیل؛ ۱- ویژگی‌های ساختار ریاضی قوی و ۲- از همه مهم‌تر کاربردهای مختلف الگوی مارکف پنهان در علوم مختلف، اخیراً به صورت فزاینده مورد توجه قرار گرفته است. الگوی مارکف پنهان کاربرد بسیار مفیدی در حوزه رفتار بازار سهام دارد (انگل و همیلتون^۶، ۱۹۹۰). از آنجا که این الگو، توزیع داده‌های سری زمانی و پارامترهای آنها را براساس وضعیت‌های مختلف غیرقابل مشاهده شکل می‌دهد، می‌تواند در مدل‌سازی تغییرات فضای اطلاعاتی در بازارهای مالی و مدل‌سازی رفتار معامله‌گران مورد استفاده قرار گیرد.

روش HMM استفاده شده در این مطالعه، متشکل از دو قسمت است: ۱- یک متغیر وضعیت دو بعدی غیرقابل مشاهده که از فرایند تصادفی تبعیت کرده $(H \equiv (H_{b;t}, H_{s;t}): t = 1, 2, \dots, T)$ و خاصیت مارکف دارد. ۲- فرایندی دوتایی است که برای معاملات مشاهده شده 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:

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

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. در واقع، برای

^۱ Hidden Markov Model

^۲ Baum et al.

^۳ State

^۴ Discrete Valued Series

^۵ Zucchini et al.

^۶ Engel & Hamilton

محاسبه نرخ ورود معامله‌گران به بازار براساس توزیع آماری پواسن مدل‌سازی می‌شود. احتمال مشاهده b_t سفارش خرید و s_t سفارش فروش در روز به صورت $P_{i,j}(X_t = b_t, s_t) = P_i(b_t)P_j(s_t)$ 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 $\lambda_{b;i}$ و $\lambda_{s;j}$ به ترتیب نرخ ورود سفارش‌های فروش و خرید هستند.

احتمال غیرشرطی وضعیت (i,j) در روز t ام 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 t ام را نشان می‌دهد. از آنجایی که Γ ماتریس انتقال (رابطه ۳) می‌باشد، توزیع وضعیت‌ها در روز $t+h$ ام را می‌توان از $u_{t+h} = u_t \Gamma^h$ بدست آورد. ماتریس انتقال برای توصیف انتقال‌های یک زنجیره مارکوف تشکیل می‌شود. هر یک از درایه‌های این ماتریس عدد حقیقی غیرمنفی است که احتمال رفتن از وضعیتی به وضعیت دیگر را نشان می‌دهد. درایه‌های ماتریس انتقال $(\gamma_{i,j;k,l})$ در واقع احتمال قرار گرفتن بازار در وضعیت فضایی اطلاعاتی (k,l) به شرطی که در وضعیت اطلاعاتی فضایی (i,j) قرار داشته است.

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

$$\gamma_{i,j;k,l} \equiv P(H_{b;t+1} = k, H_{s;t+1} = l | H_{b;t} = i, H_{s;t} = j) \quad (3)$$

پارامترهای مدل از طریق تابع حداکثر درست‌نمایی تخمین زده می‌شود. پارامترهای HMM شامل $u_1, \Gamma, \lambda_{b;i}$ و $\lambda_{s;j}$ ($i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n$) است که از طریق تابع راست‌نمایی به صورت $L(\theta | x_{(T)}) = u_1 P(x_1) \Gamma P(x_2) \Gamma P(x_3) \dots \Gamma P(x_T) 1$ تخمین زده می‌شود. یادآوری می‌شود که تعداد بهینه وضعیت‌های پنهان الگو، براساس معیار اطلاعاتی آکائیک^۱ (AIC) تعیین می‌شود.

در این تحقیق برای تخمین الگوی مارکف پنهان از روش بوام-ولج (۱۹۷۰) استفاده می‌کنیم که به روش EM^۲ مشهور است. این روش یک الگوریتم تکراری بوده و زمانی

^۱ Akaike Information Criterion

^۲ Expectation and Maximization Algorithm

که داده‌های گم‌شده^۱ وجود دارد، برای تخمین تابع حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. در الگوی این تحقیق، وضعیت‌های پنهان به مانند داده‌های گم‌شده در نظر گرفته می‌شود و مجموعه پارامترهای لگاریتم حداکثر درست‌نمایی داده‌های کامل^۲ (CDLL) - در اینجا یعنی Θ - براساس سری زمانی قابل مشاهده سفارش‌های خرید و فروش و سری زمانی غیرقابل مشاهده وضعیت‌ها^۳ تخمین زده می‌شود که به شکل ریاضی $\log(P(X_{(T)} = x_{(T)}, H_{(T)} = h_{(T)} | \Theta))$ نشان داده شده است. بعد از تخمین $\lambda_{s,j}$ و $\lambda_{b,i}$ اجزای تشکیل دهنده نرخ‌های ورود معامله‌گران براساس انگیزه ورود به بازار و با استفاده از روش‌های خوشه‌بندی به صورت زیر تفکیک خواهد شد.

$$\begin{aligned} \lambda_{b,i} &= \varepsilon_{b,i} + \mu_{b,i} + v_{b,i}, \quad i = 1, 2, \dots, m \\ \lambda_{s,j} &= \varepsilon_{s,j} + \mu_{s,j} + v_{s,j}, \quad j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (۴)$$

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 $v_{b,i}$ و $v_{s,j}$ نشان می‌دهیم.

برای تقسیم‌بندی نرخ ورود معامله‌گران به انگیزه‌های مختلف یادشده، از روش خوشه‌بندی K-means استفاده می‌شود. این خوشه‌بندی یکی از روش‌های یادگیری بدون نظارت بوده و هدف آن تقسیم‌بندی داده‌ها به خوشه‌های مختلف است، به طوری که داده‌های درون یک خوشه بیشترین شباهت به یکدیگر را داشته و از طرف دیگر داده‌های قرار گرفته در خوشه‌های مختلف بیشترین تفاوت را داشته باشند. باید توجه کرد که وجود وضعیت‌های معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی یا شوک متقارن سفارش آثار خود را به ترتیب در معاملات نامتوازن حجم بالای معاملات متوازن نشان می‌دهند (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲؛ دورات و یانگ، ۲۰۰۹؛ ین و ژائو، ۲۰۱۵). بنابراین، با توجه به

¹ Missing Data

² Complete-Data Log-Likelihood

³ unobservable time series of states

منطق شناسایی وجود PIN و PSOS و همچنین متداول بودن روش k-means در خوشه‌بندی داده‌ها با حجم بالا در ادبیات داده کاوی، از روش k-means استفاده شده است. این روش در دو گام به صورت زیر انجام می‌شود:

گام ۱: تقسیم‌بندی وضعیت‌های پنهان به دو گروه بر حسب اطلاعات خصوصی و عمومی

براساس یافته‌های ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) وجود اطلاعات خصوصی موجب بروز معاملات نامتوازن شدید می‌شود. بنابراین، برای شناسایی وضعیت‌های پنهان در روزهای معاملاتی باید معاملات نامتوازن مشاهده شده خوشه‌بندی شوند. از این رو، نخست با استفاده از روش تحلیل خوشه‌بندی K-mean به خوشه‌بندی معاملات نامتوازن مشاهدات پرداخته می‌شود. به طوری که تفاضل تعداد معاملات خرید و فروش برای دوره زمانی مورد بررسی ($|b_t - s_t|$ for $t = 1, 2, \dots, T$)، توسط روش K-means خوشه‌بندی می‌شود. اگر تنها یک خوشه وجود داشته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که معاملات متوازن مشاهده شده، مشابه همدیگر هستند و دلیل موجهی بر وجود اطلاعات خصوصی در دوره مورد بررسی وجود ندارد. بنابراین می‌توان گفت که $\mu_{b,i} = \mu_{s,j} = 0$ برای همه وضعیت‌های پنهان برقرار است. منطق این موضوع این است که معاملاتی که با انگیزه نیاز نقدینگی و اطلاعات عمومی انجام می‌شود، معاملات نامتوازن کوچک است، در حالی که اطلاعات خصوصی معاملات نامتوازن شدیدی را ایجاد می‌کنند.

اگر از تحلیل خوشه‌بندی، چندین خوشه برای معاملات نامتوازن استخراج شود، خوشه‌هایی که مراکز آنها کوچکتر از مرکز خوشه متداول (پرتکرار)^۱ باشد، به عنوان خوشه‌های فاقد اطلاعات خصوصی تعیین می‌شوند. منطق این موضوع بر این اساس است که اطلاعات خصوصی به ایجاد معاملات نامتوازن شدیدتر از حالت معمول منجر می‌شوند و منطقی است که فرض شود که در اغلب روزهای معاملاتی اطلاعات خصوصی وجود ندارد. درواقع، خوشه پرتکرار به عنوان نقطه برش^۲ تعیین می‌شود. از این رو، $|\lambda_{b,i} - \lambda_{s,j}|$ را به عنوان مشاهده خارج از نمونه^۳ در نظر گرفته می‌شود و به خوشه‌ای اختصاص می‌یابد که مرکزش نزدیک به آن است. اگر $|\lambda_{b,i} - \lambda_{s,j}|$ متعلق به خوشه‌ای باشد که

^۱ Most Frequent

^۲ Cut-off Point

^۳ Out-of-Sample Observation

فاقد معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی باشد، یعنی $\mu_{b,i} = \mu_{s,j} = 0$ می‌شود و $\mathcal{S}$ را به عنوان مجموعه‌ای تعیین می‌شود که حاوی اینگونه وضعیت‌ها است. حال اگر وضعیت (i, j) متعلق به $\mathcal{S}$ نباشد، آن وضعیت دارای اطلاعات خصوصی است و در این صورت:

$$\mu_{b,i} = |\lambda_{b,i} - \lambda_{s,j}| - |\lambda_{b,i^*} - \lambda_{s,j^*}| \text{ and } \mu_{s,j} = 0 \text{ if } \lambda_{b,i} > \lambda_{s,j} \quad (5)$$

$$\mu_{b,i} = 0 \text{ and } \mu_{s,j} = |\lambda_{b,i} - \lambda_{s,j}| - |\lambda_{b,i^*} - \lambda_{s,j^*}| \text{ if } \lambda_{b,i} < \lambda_{s,j}$$

که در آن (i^*, j^*) به عنوان وضعیت مچینگ^۱ برای وضعیت (i, j) است که یک وضعیت معاملات متوازن در مجموعه $\mathcal{S}$ بوده و نزدیک به معاملات متوازن وضعیت (i, j) است. به زبان ریاضی:

$$(i^*, j^*) = \operatorname{argmin}_{(i^*, j^*) \in \mathcal{S}} |\lambda_{b,i} + \lambda_{s,j} - |\lambda_{b,i} - \lambda_{s,j}|| - (\lambda_{b,i^*} + \lambda_{s,j^*} - |\lambda_{b,i^*} - \lambda_{s,j^*}|) \quad (6)$$

وضعیت مچینگ (i^*, j^*) به عنوان پراکسی^۲ برای معاملاتی که عدم توازن پایینی دارند، در نظر گرفته می‌شود و این معاملات ناشی از انگیزه‌های نیاز نقدینگی و یا شوک متقارن جریان سفارش در وضعیت (i, j) هستند. برای نشان دادن مجموعه وضعیت-هایی که حاوی اطلاعات خصوصی هستند علامت $\mathcal{A}$ در نظر گرفته می‌شود. گام ۲: طبقه‌بندی وضعیت‌های پنهان به دو مجموعه دارای اطلاعات عمومی و نبود اطلاعات عمومی.

معاملات با انگیزه نیازهای نقدینگی در همه روزهای معاملاتی وجود دارد و اینگونه معاملات به صورت متوازن هستند، به طوری که متوسط تعداد معاملات خرید و فروش تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند. همان طور که دوواری و یانگ (۲۰۰۹) بحث کرده‌اند، اگر یک رویداد اطلاعات عمومی موجب بروز اختلاف نظر و تفسیر در بین معامله‌گران شود، هر دو بخش سفارش‌های خرید و فروش افزایش قابل توجهی خواهند داشت، به-طوری که یک شوک به معاملات متوازن وارد می‌شود. بنابراین برای تشخیص وضعیت-های دارای اختلاف نظر و تفسیر از اطلاعات عمومی، روش خوشه‌بندی k-means بر روی معاملات متوازن $b_t + s_t - |b_t - s_t| (t = 1, 2, \dots, T)$ انجام می‌شود. اگر تنها یک خوشه موجود باشد، این موضوع نشان می‌دهد که معامله‌گران تفسیر بسیار مشابهی

¹ Matching

² Proxy

از اطلاعات عمومی داشته‌اند و همه معاملات متوازن با انگیزه نیازهای نقدینگی انجام شده است. بنابراین می‌توان گفت که $v_{b,i} = v_{s,j} = 0$ برای همه وضعیت‌های (i, j) است.

اگر بیش از یک خوشه وجود داشته باشد، فرآیند مشابهی مانند گام (۱) انجام می‌شود. به طوری که خوشه‌هایی که مراکز آنها بزرگتر از مرکز خوشه پرتکرار باشد، به عنوان وضعیت وجود اختلاف تفسیر در اطلاعات عمومی تشخیص داده می‌شود. برای وضعیت (i, j) امید ریاضی تعداد معاملات متوازن $|\lambda_{b,i} - \lambda_{s,j}| + \lambda_{b,i} + \lambda_{s,j}$ به عنوان مشاهده خارج از نمونه در نظر گرفته می‌شود و خوشه‌ای که مرکز آن نزدیک به امید ریاضی است، تعیین می‌شود. سپس $\mathcal{P}$ به عنوان مجموعه‌ای در نظر گرفته می‌شود که دارای وضعیت‌هایی است اختلاف تفسیر از اطلاعات عمومی است و مابقی وضعیت‌ها مجموعه $\mathcal{L}$ را تشکیل می‌دهند. حال اگر وضعیت (i, j) متعلق به مجموعه $\mathcal{L}$ باشد، می‌توان گفت که $v_{b,i} = v_{s,j} = 0$ است. اگر وضعیت (i, j) متعلق به مجموعه $\mathcal{P}$ باشد، به صورت زیر عمل می‌شود:

$$\begin{aligned} v_{b,i} &= \lambda_{b,i} - \mu_{b,i} - \max_{(i^\#, j^\#) \in \mathcal{L} \cap \mathcal{S}} \{\lambda_{b,i^\#}\} \\ v_{s,j} &= \lambda_{s,j} - \mu_{s,j} - \max_{(i^\#, j^\#) \in \mathcal{L} \cap \mathcal{S}} \{\lambda_{s,j^\#}\} \end{aligned} \quad (7)$$

باید توجه کرد که $\mu_{s,j}$ و $\mu_{b,i}$ در گام نخست به دست آمده‌اند. حال برای به دست آوردن $\varepsilon_{b,i}$ و $\varepsilon_{s,j}$ می‌توان از اشتراک مجموعه‌های تعریف شده استفاده کرد. در واقع، از سویی، مجموعه $\mathcal{L}$ متشکل از وضعیت‌هایی است که معاملات ناشی از انگیزه نیاز نقدینگی و اطلاعات خصوصی است. از سوی دیگر، مجموعه $\mathcal{S}$ شامل وضعیت‌هایی است که معاملات ناشی از نیاز نقدینگی و اطلاعات عمومی است. اشتراک این دو مجموعه $\mathcal{L} \cap \mathcal{S}$ نیز نشان دهنده وضعیت‌هایی است تنها ناشی از معاملات نیاز نقدینگی است.

حال 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 t ام به تعداد انتظاری کل سفارش‌های معاملاتی در روز است:

$$PIN_t^{HMM} = \frac{\sum_{i,j} (\mu_{b;i} + \mu_{s;j}) P(H_{b;i} = i, H_{s;j} = j | x_{(T)})}{\sum_{i,j} (\lambda_{b;i} + \lambda_{s;j}) P(H_{b;i} = i, H_{s;j} = j | x_{(T)})} \quad (۸)$$

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

$$PSOS_t^{HMM} = \frac{\sum_{i,j} (\nu_{b;i} + \nu_{s;j}) P(H_{b;i} = i, H_{s;j} = j | x_{(T)})}{\sum_{i,j} (\lambda_{b;i} + \lambda_{s;j}) P(H_{b;i} = i, H_{s;j} = j | x_{(T)})} \quad (۹)$$

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)، دوواری و یانگ (۲۰۰۹) و ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) حالت خاصی از روش HMM هستند که برای تخمین احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و عمومی مورد استفاده قرار گرفته است (ین و ژائو، ۲۰۱۵).

۲- این الگو، وضعیت‌های پنهان در مورد سفارش‌های معاملاتی را تخمین می‌زند و در تخمین آن نسبتاً دقت بالایی دارد. شبیه‌سازی‌های ین و ژائو (۲۰۱۵) برای بورس نیویورک و مقایسه آن با مقادیر تخمین‌زده شده براساس داده‌های واقعی اثبات‌کننده این موضوع بوده است.

۳- در مطالعات پیشین، یا PSOS تخمین‌زده نشده است (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 دواری 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.

داده‌های تحقیق و تقسیم‌بندی معاملات به خرید و فروش

مدل‌های ریزساختار بازار به‌ویژه الگوی این مطالعه، زمانی می‌توانند نتایج درست و مستحکم ارائه 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. زیرا مدل‌های ریزساختار بازار برای شناسایی جریان غیرقابل مشاهده اطلاعات خصوصی و عمومی به نوسانات قیمت‌ها و حجم معاملات متکی هستند. 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. یادآوری می‌شود که این شناسایی با استفاده از نرم افزار R اجرا شده است. 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^۱ به دو بخش معاملات فروش و معاملات خرید تقسیم شده‌اند. از هر کدام صنایع بورسی ایران که شرایط لازم یادشده در بازه زمانی مطالعه حاضر را 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.

۴- تحلیل‌های تجربی

تعیین تعداد وضعیت‌ها در برازش الگوی مارکف پنهان، یکی از موارد کلیدی در تصریح الگو است. در مطالعات بازارهای مالی که اطلاعات دقیقی در خصوص تعداد وضعیت‌ها^۲ (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.

متداول‌ترین آماره اطلاعاتی که در این گونه الگوها استفاده می‌شود، آماره آکائیک^۳ (AIC) است (کاپه و همکاران،^۴ ۲۰۰۵؛ فصل ۱۵؛ ین و ژائو، ۲۰۱۵؛ زوجینی و

¹ The Tick Rule

² State

³ Akaike Information Criterion

⁴ Cappé et al.

همکاران، ۲۰۱۶؛ فصل ۶). در این مطالعه نیز از این معیار برای تعیین تعداد وضعیت-های پنهان استفاده می‌شود. آمار توصیفی نتایج تعیین تعداد وضعیت پنهان براساس آماره آکاییک هر بهینه‌یابی تابع حداکثر درستنمایی برای کل نمادهای مورد بررسی به‌صورت جدول ۱ نشان داده شده است:

جدول (۱): تعداد وضعیت‌های پنهان

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

منبع: یافته‌های تحقیق.

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 (۸) و (۹) برای ۳۲ نماد معاملاتی بورسی به صورت سری زمانی احتمال‌های معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی و عمومی در نمودار ۱ ترسیم شده است. در جداول ۲ و ۳ نیز آماره-های توصیفی سری زمانی این احتمالات ارائه شده است.

جدول (۲): آمارهای توصیفی سری روزانه PIN (۱۳۹۷-۱۳۹۴)

ردیف	نماد	اختصار	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
۱	سفارس	PINSFKZ	۰/۲۷۱	۰/۰۶۲	۰/۱۳۲	۰/۲۵۲	۰/۸۰۹
۲	آسیا	PINASIA	۰/۲۲۴	۰/۰۴۹	۰/۱۲۲	۰/۲۲۲	۰/۳۲۶
۳	شپدیس	PINPRDZ	۰/۲۷۹	۰/۰۵۲	۰/۱۴۲	۰/۲۷۲	۰/۴۳۷
۴	کروی	PINROOI	۰/۳۸۱	۰/۰۷۷	۰/۲۰۲	۰/۴۰۴	۰/۶۴۶
۵	البرز	PINBALB	۰/۲۳۹	۰/۰۷۸	۰/۰۷۸	۰/۲۴۴	۰/۴۲۲
۶	کاما	PINBAMA	۰/۲۷۹	۰/۰۴۶	۰/۱۶۱	۰/۲۸۰	۰/۴۹۸
۷	دکوتر	PINDKSR	۰/۲۱۴	۰/۰۴۳	۰/۰۸۹	۰/۲۱۴	۰/۳۶۸
۸	فولاد	PINFOLD	۰/۳۳۲	۰/۰۴۸	۰/۲۴۴	۰/۳۲۸	۰/۴۹۴
۹	فملی	PINMSMI	۰/۲۰۷	۰/۰۳۵	۰/۱۳۰	۰/۲۰۷	۰/۳۰۱
۱۰	مداران	PINDADE	۰/۲۶۶	۰/۰۶۸	۰/۱۱۲	۰/۲۵۵	۰/۵۲۲
۱۱	قنیشا	PINGNBO	۰/۲۹۸	۰/۱۵۵	۰/۰۹۱	۰/۲۴۷	۰/۷۸۹
۱۲	خبهمن	PINBHMN	۰/۲۴۲	۰/۰۴۸	۰/۱۲۳	۰/۲۳۸	۰/۳۸۴
۱۳	وبملت	PINBMLT	۰/۲۰۶	۰/۰۴۰	۰/۰۵۰	۰/۲۰۴	۰/۳۱۳
۱۴	مرقام	PINIAGM	۰/۲۰۴	۰/۰۶۵	۰/۰۸۴	۰/۱۸۹	۰/۴۶۵

۰/۶۰۰	۰/۳۶۷	۰/۰۶۴	۰/۰۵۷	۰/۳۶۲	PINIKCO	خودرو	۱۵
۰/۳۸۴	۰/۲۸۲	۰/۱۰۵	۰/۰۴۱	۰/۲۸۲	PINDSOB	دسب‌ها	۱۶
۰/۴۱۶	۰/۳۰۹	۰/۰۷۸	۰/۰۳۹	۰/۳۱۰	PINSSHR	سشرق	۱۷
۰/۴۲۷	۰/۲۵۰	۰/۰۱۳	۰/۰۶۴	۰/۲۳۹	PINNBEH	شبه‌رن	۱۸
۰/۴۷۹	۰/۲۹۷	۰/۰۲۲	۰/۰۹۱	۰/۲۸۹	PINBDAN	دانا	۱۹
۰/۴۳۳	۰/۲۴۲	۰/۱۱۹	۰/۰۵۱	۰/۲۴۷	PINPKER	کرماش	۲۰
۰/۴۳۷	۰/۳۱۴	۰/۱۷۵	۰/۰۴۲	۰/۳۰۱	PINMINO	غپینو	۲۱
۰/۴۲۲	۰/۲۵۴	۰/۰۵۹	۰/۰۷۴	۰/۲۴۸	PINPNTB	شبریز	۲۲
۰/۴۶۳	۰/۲۹۶	۰/۱۲۷	۰/۰۸۳	۰/۲۹۳	PINPARK	شاراک	۲۳
۰/۲۲۱	۰/۱۷۹	۰/۰۸۶	۰/۰۲۳	۰/۱۷۷	PINEPRS	رتاپ	۲۴
۰/۴۹۹	۰/۳۰۵	۰/۱۴۳	۰/۰۷۱	۰/۳۰۲	PINSTEH	ستران	۲۵
۰/۸۱۲	۰/۳۲۲	۰/۲۲۸	۰/۰۴۹	۰/۳۳۰	PINSBEH	غبشهر	۲۶
۰/۵۲۴	۰/۲۹۲	۰/۱۹۰	۰/۰۶۳	۰/۳۱۱	PINBAHN	فباهر	۲۷
۰/۵۱۲	۰/۳۰۴	۰/۱۶۷	۰/۰۷۸	۰/۳۲۱	PINGOLG	کگل	۲۸
۰/۴۹۲	۰/۲۸۸	۰/۱۲۳	۰/۰۵۷	۰/۲۹۴	PINALBZ	والبر	۲۹
۰/۴۰۹	۰/۲۶۴	۰/۱۰۷	۰/۰۶۱	۰/۲۵۸	PINVSIN	وسینا	۳۰
۰/۴۳۵	۰/۲۴۶	۰/۱۱۳	۰/۰۶۲	۰/۲۴۷	PINPNES	شینا	۳۱
۰/۴۷۲	۰/۲۷۸	۰/۱۱۳	۰/۰۴۷	۰/۲۷۴	PINZMYD	خزامیا	۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق.

جدول فوق نشان می‌دهد که میانگین احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی 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) که PIN پویا را برای اولین بار برای بورس نیویورک محاسبه کردند روش و تقسیم بندی متفاوت از روش شناسی مطالعه حاضر داشته‌اند 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 نیویورک 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 به دلیل وجود نمادهایی با عمق معاملاتی کم که ایجاد شایعات و انتشار اخبار نادرست، دستکاری قیمت‌ها و بازسازی 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؛ احتمال شوک متقارن سفارش‌ها بوده که آماره‌های توصیفی آن برای نمادهای مورد بررسی در جدول ۳، ارایه شده است. همانطور که در بخش مبانی نظری بیان شد، PSOS نخست توسط دوارت و یانگ (۲۰۰۹) به صورت ایستا و با توجه طبقه‌بندی جدیدی از معامله‌گران محاسبه شد. ایشان با اتکا به آزمون‌های همبستگی، PSOS را به عنوان شاخص عدم نقدشوندگی سهام معرفی کردند. اما ین و ژائو (۲۰۱۵) با محاسبه پویای روزانه این شاخص، نشان دادند که PSOS شاخصی برای نشان دادن معاملات مبتنی بر اطلاعات عمومی است و صرفاً با توجه به مقدار میانگین PSOS سهام نمی‌توان در مورد نقدشوندگی آن اظهار نظر کرد.

جدول (۳): آماره های توصیفی سری روزانه PSOS (۱۳۹۴-۱۳۹۷)

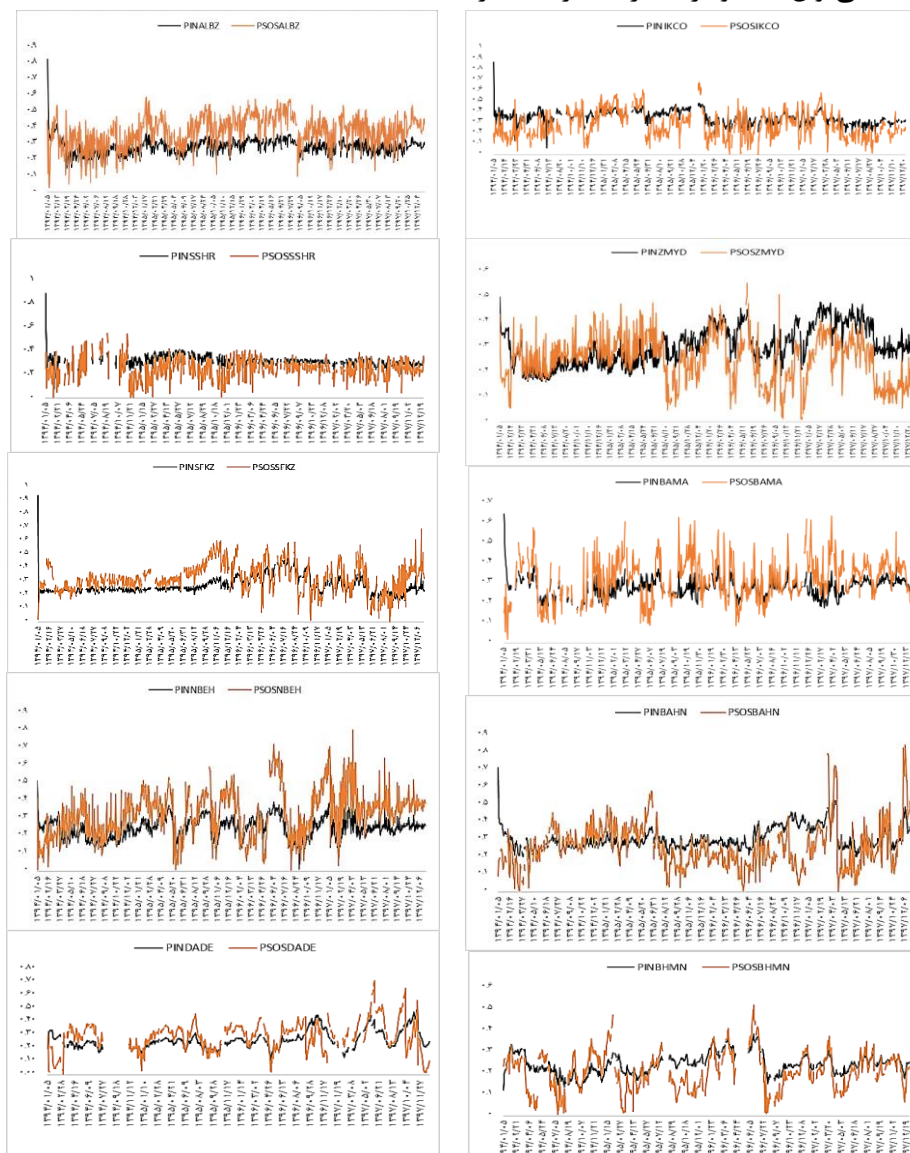
ردیف	نماد	اختصار	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میان	حداکثر
۱	سفارس	PSOSSFKZ	۰/۳۲۷	۰/۱۰۵	۰/۰۰۴	۰/۳۲۰	۰/۶۹۲
۲	آسیا	PSOSASIA	۰/۲۳۶	۰/۰۶۷	۰/۰۱۸	۰/۲۳۹	۰/۴۱۶
۳	شب‌دیس	PSOSPRDZ	۰/۱۷۷	۰/۰۸۸	۰/۰۰۲	۰/۱۷۴	۰/۵۳۲
۴	کروی	PSOSROOI	۰/۲۹۷	۰/۱۲۰	۰/۰۰۸	۰/۲۹۸	۰/۷۳۵
۵	البرز	PSOSBALB	۰/۳۱۹	۰/۱۱۴	۰/۰۰۲	۰/۳۲۶	۰/۷۱۳
۶	کاما	PSOSBAMA	۰/۳۱۶	۰/۱۰۳	۰/۰۱۹	۰/۳۱۸	۰/۶۳۶
۷	دکوثر	PSOSDKSR	۰/۳۳۹	۰/۰۹۸	۰/۰۰۹	۰/۳۳۷	۰/۶۸۲
۸	فولاد	PSOSFOLD	۰/۱۷۴	۰/۰۸۳	۰/۰۰۳	۰/۱۶۵	۰/۴۳۹
۹	فملی	PSOSMSMI	۰/۲۲۹	۰/۰۷۰	۰/۰۱۲	۰/۲۲۵	۰/۴۶۴
۱۰	مداران	PSOSDADE	۰/۲۹۲	۰/۱۱۳	۰/۰۰۷	۰/۳۰۱	۰/۷۱۵
۱۱	قنیشا	PSOSGNBO	۰/۳۱۱	۰/۱۱۶	۰/۰۱۰	۰/۳۰۸	۰/۶۷۱
۱۲	خبهمن	PSOSBHMN	۰/۲۰۸	۰/۰۸۹	۰/۰۰۷	۰/۲۰۷	۰/۵۲۲
۱۳	وبملت	PSOSBMLT	۰/۱۷۳	۰/۰۸۴	۰/۰۰۱	۰/۱۶۵	۰/۴۸۸
۱۴	مرقام	PSOSIAGM	۰/۲۳۶	۰/۰۷۲	۰/۰۱۳	۰/۲۲۹	۰/۵۶۴
۱۵	خودرو	PSOSIKCO	۰/۲۸۱	۰/۱۲۶	۰/۰۰۵	۰/۲۶۴	۰/۶۸۱
۱۶	دسبحا	PSOSDSOB	۰/۳۳۸	۰/۰۹۶	۰/۰۰۶	۰/۳۵۳	۰/۵۳۹
۱۷	سشرق	PSOSSSHR	۰/۲۴۷	۰/۰۸۷	۰/۰۰۴	۰/۲۴۹	۰/۵۴۸

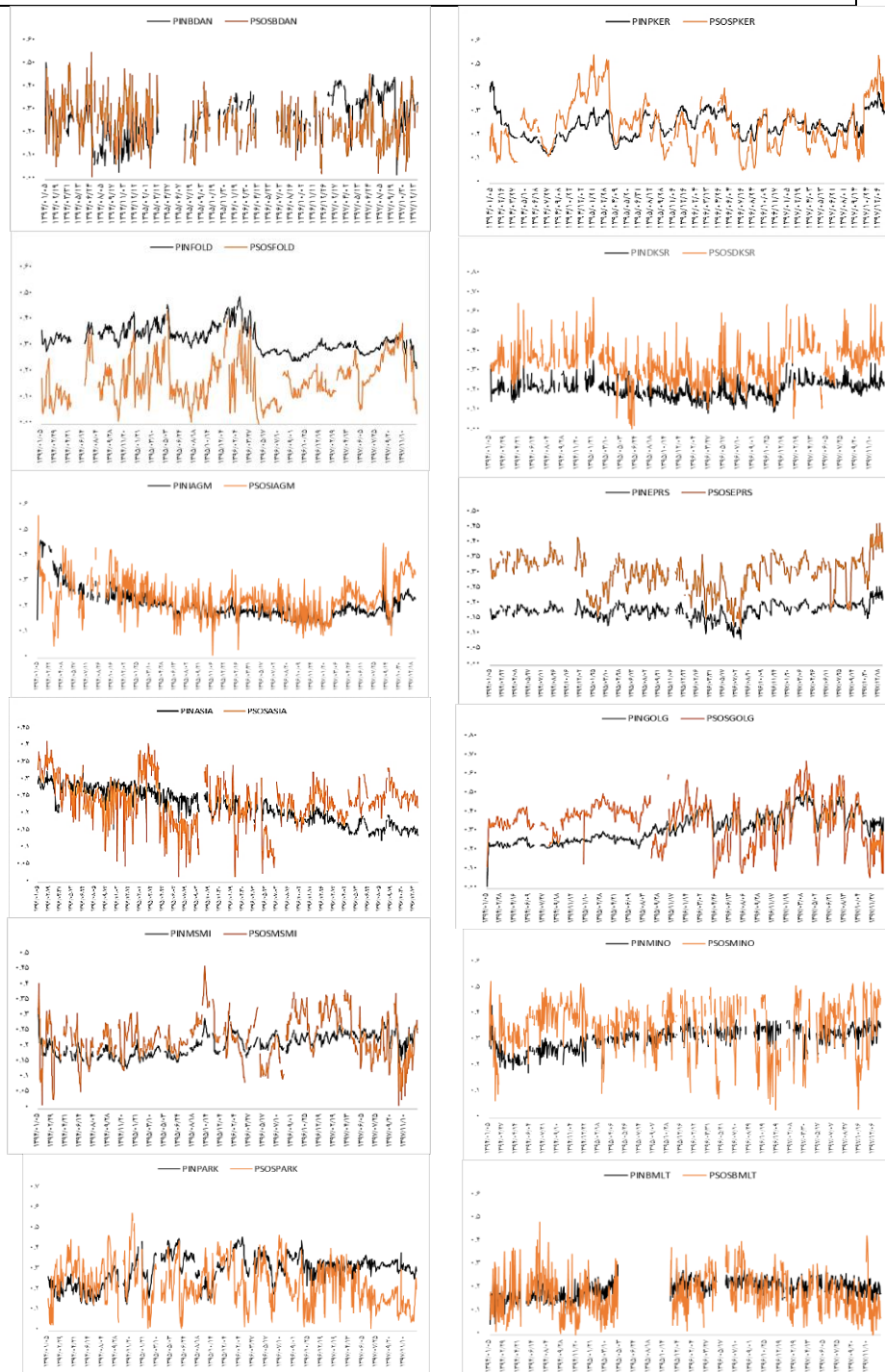
فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۱/ بهار ۱۴۰۰								
۴۳								
۰/۸۰۵	۰/۳۳۶	۰/۰۰۶	۰/۱۳۳	۰/۳۳۲		PSOSNBEH	شبه‌رن	۱۸
۰/۵۳۴	۰/۲۳۹	۰/۰۱۳	۰/۰۹۲	۰/۲۴۳		PSOSBDAN	دانا	۱۹
۰/۵۴۸	۰/۲۳۴	۰/۰۵۷	۰/۱۰۲	۰/۲۴۴		PSOSPKER	کرماشا	۲۰
۰/۵۲۹	۰/۳۷۰	۰/۰۳۲	۰/۰۹۷	۰/۳۵۳		PSOSMINO	غپینو	۲۱
۰/۶۲۵	۰/۲۸۱	۰/۰۰۵	۰/۱۱۷	۰/۲۸۳		PSOSPNTB	شبریز	۲۲
۰/۵۷۹	۰/۲۲۵	۰/۰۱۳	۰/۱۰۳	۰/۲۳۴		PSOSPARK	شاراک	۲۳
۰/۴۶۶	۰/۳۱۳	۰/۱۱۹	۰/۰۵۸	۰/۳۰۱		PSOSEPRS	رتاپ	۲۴
۰/۵۸۸	۰/۲۷۳	۰/۰۱۸	۰/۱۰۰	۰/۲۷۵		PSOSSTEH	ستران	۲۵
۰/۵۶۱	۰/۳۸۵	۰/۰۰۷	۰/۱۰۲	۰/۲۷۹		PSOSSBEH	غبشهر	۲۶
۰/۷۰۶	۰/۲۴۰	۰/۰۰۲	۰/۱۳۱	۰/۲۵۹		PSOSBAHN	فباهنر	۲۷
۰/۶۴۴	۰/۳۷۰	۰/۰۵۷	۰/۱۱۲	۰/۳۵۷		PSOSGOLG	کگل	۲۸
۰/۵۸۷	۰/۳۸۵	۰/۰۲۳	۰/۰۹۷	۰/۳۷۵		PSOSALBZ	والبر	۲۹
۰/۵۱۶	۰/۲۵۶	۰/۰۳۳	۰/۱۰۰	۰/۲۵۸		PSOSVSIN	وسینا	۳۰
۰/۴۳۱	۰/۱۹۶	۰/۰۲۱	۰/۰۷۳	۰/۱۹۷		PSOSPNES	شپنا	۳۱
۰/۵۰۴	۰/۲۵۷	۰/۰۱۰	۰/۰۹۲	۰/۲۴۹		PSOSZMYD	خزامیا	۳۲

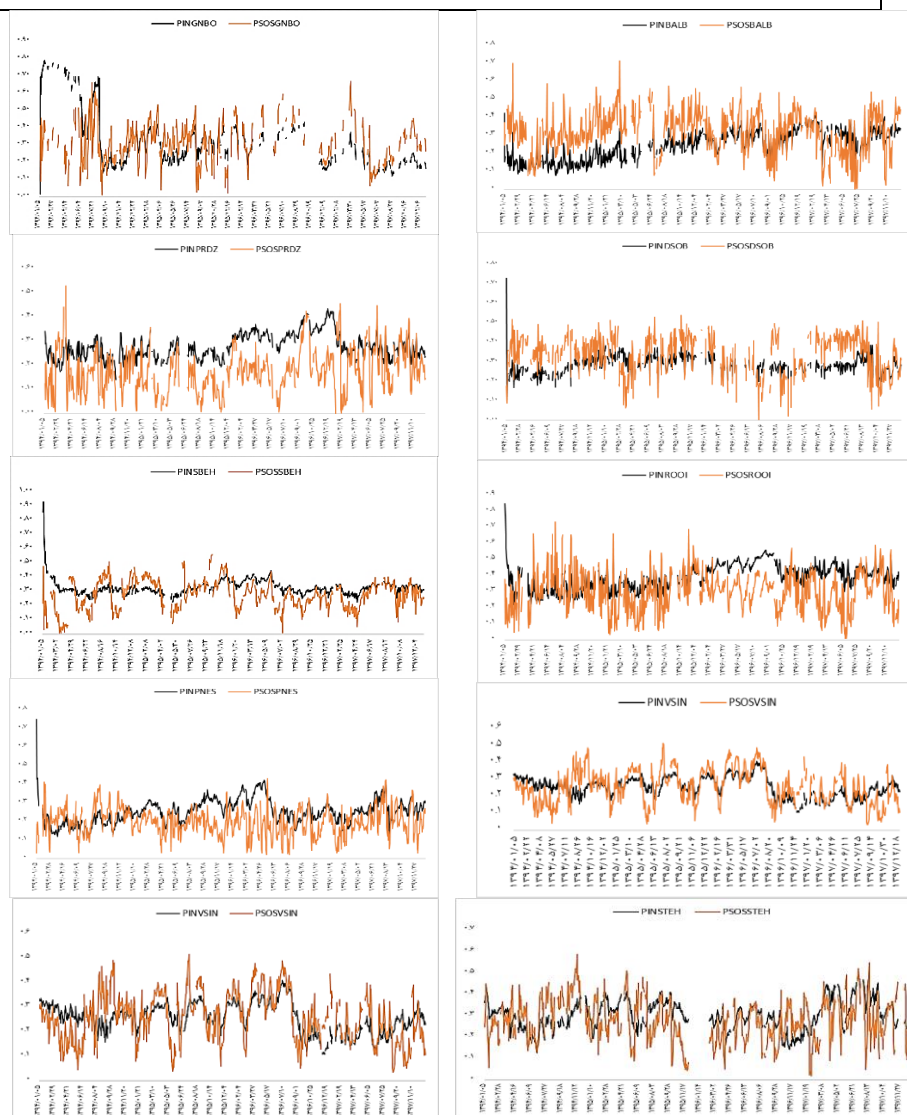
منبع: یافته‌های تحقیق.

کمترین میانگین احتمال شوک‌های متقارن سفارش 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 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 نشان دهنده تأثیر اطلاعات عمومی و اختلاف تفسیر معامله‌گران از این اطلاعات عمومی است، تفاوت‌های بنیادی در سطوح اقتصادی و بازارهای مالی این دو کشور و همچنین تفاوت‌های ساختاری و نهادی بورس تهران و نیویورک می‌تواند عامل مسلط این موضوع باشد. در واقع، اقتصاد ایالات متحده در سطح کلان تعداد و شدت شوک‌های کمتری نسبت به اقتصاد ایران می‌پذیرد و تفاوت‌های ساختاری و نهادی بورس تهران نیز به مواردی همچون پایین بودن عمق بازار، وجود شایعات و اخبار نادرست پرتکرار و احتمالاً پایین بودن نسبی دانش مالی معامله‌گران بورس تهران مربوط می‌شود. البته باید توجه کرد که بحث در مورد علیت و عوامل مؤثر بر PSOS نیازمند مطالعه‌ای دیگر است. اما نقطه مشترکی که بین بورس تهران و نیویورک در خصوص PSOS وجود دارد،

نوسانی‌تر بودن PSOS در مقایسه با PIN است. برای مقایسه روند این دو احتمال می‌توان به نمودار شماره ۱ مراجعه کرد.







نمودار (۱): روند PIN و PSOS نمادهای مورد نظر

منبع: یافته‌های تحقیق.

گسستگی‌های مشاهده شده در سری‌های زمانی PIN و PSOS مربوط به روزهایی است که امکان محاسبه این احتمال وجود نداشته و خود شامل سه حالت است؛ نخست روزهایی که بازار باز بوده، اما نماد معاملاتی به هر دلیلی بسته بوده است، دوم روزهایی که نماد معاملاتی باز بوده، اما معامله‌ای صورت نگرفته است و سوم روزهایی که تمامی

معاملات سهم در یک قیمت انجام شده و امکان استخراج معاملات خرید و فروش وجود نداشته است. برای مثال نماد وبملت از ۱۳۹۶/۴/۲۸ تا ۱۳۹۶/۵/۲۸ به دلیل برگزاری مجمع عمومی، تصویب و رفع ابهام در صورت‌های مالی متوقف بوده است. در اغلب موارد بازه زمانی مورد بررسی، روند نوسانات PSOS شدیدتر از PIN بوده است. با توجه به اینکه که شوک‌های متقارن سفارش ناشی از اختلاف تفسیر در بین معامله‌گران از اطلاعات عمومی مربوط به نماد مورد نظر است. انتشار هر اطلاعات عمومی که مربوط به سهام باشد، می‌تواند توسط معامله‌گران تفسیر و استفاده شود. از این‌رو، در روزهایی که اطلاعاتی منتشر نمی‌شود، مقدار PSOS به طور نسبی کاهش شدیدی دارد و در روزهایی که اطلاعات مهمی به‌طور عمومی منتشر می‌شود، به دلیل اختلاف تفاسیر معامله‌گران، افزایش قابل توجهی در معاملات خرید و فروش رخ می‌دهد.

همان‌طور که در نمودار شماره ۱ مشهود است، نمادهایی که نرخ ارز نقش کلیدی در تعیین هزینه‌های مواد اولیه و محصولات تولیدیشان (مانند نمادهای پتروشیمی، فلزات و دارویی) دارند، بعد از بحران ارزی نیمه نخست سال ۱۳۹۷، با افزایش نسبی در میزان PSOS مواجه شده‌اند. در واقع، نااطمینانی شدید بازار ارز ایران، انتشار اطلاعاتی ارزی متعدد و گاهی متناقض^۱ و وجود تفسیرها و پیش‌بینی‌های متفاوت حتی در میان اقتصاددانان ایران در خصوص نرخ ارز، موجب شده است که مقدار PSOS در سال ۱۳۹۷ حداقل برای صنایع یادشده، روند افزایشی داشته باشد.

همچنین، نمادهایی که حجم و تعداد معاملات روزانه بیشتری نسبت به بقیه نمادهای مورد بررسی داشته‌اند، میانگین PSOS پایین‌تری داشته‌اند. در این خصوص می‌توان نمادهای وبملت (۰/۱۷۳)، فولاد (۰/۱۷۴)، شیدیس (۰/۱۷۷) و شپنا (۰/۱۹۷) در مقایسه با نمادهای رتاپ (۰/۳۰۱)، قنیشا (۰/۳۱۱)، دسبحا (۰/۳۳۸) و کگل (۰/۳۵۷) اشاره کرد. حجم معاملات روزانه، یکی از شاخص‌های نقدشوندگی سهام است (آمیهود،^۲

^۱ در این خصوص می‌توان به مواردی مانند صدور حداقل ۱۱ اطلاعیه در مورد یکسان‌سازی ارز و صدور بیش از ۲۷ خبر و بخشنامه مهم در خصوص نحوه تخصیص و معامله ارز در نیمه نخست سال ۱۳۹۷ توسط بانک مرکزی اشاره کرد.

^۲ Amihud

۲۰۰۲؛ بیکر و استین،^۱ ۲۰۰۳؛ برتولوتی و همکاران، ۲۰۰۶). بنابراین، می‌توان گفت که تعبیر دوارت و یانگ از PSOS که آن را به عنوان شاخصی برای عدم نقدشوندگی در نظر گرفته‌اند، احتمالاً در بورس تهران نیز برقرار است. اما باید توجه کرد که برای اظهار نظر دقیق در این خصوص، انجام مطالعه‌ای جداگانه با محوریت ارتباط این شاخص‌ها با نقدشوندگی سهام ضروری است.

۵- نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از الگوی بدیع مارکف پنهان به منظور مدلسازی معاملات مبتنی بر اطلاعات، روند معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و شوک‌های متقارن سفارش (PSOS) طی دوره زمانی ۱۳۹۴/۰۱/۰۵ تا ۱۳۹۷/۱۲/۲۸، استخراج و بررسی شد. در واقع، PIN شاخصی برای ریسک عدم تقارن اطلاعات 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 این الگوی مارکف پنهان، وضعیت‌های پنهان، انعکاس‌دهنده فضای اطلاعاتی روزهای معاملاتی است و پویایی‌های معاملات را می‌توان با استفاده از پویایی‌های وضعیت‌های پنهان نشان داد. 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.

نتایج نشان می‌دهد که در بین ۱۱ صنعت مورد بررسی، اغلب نمادهای منتخب که ارزش بازاری بالاتری داشته‌اند، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی و عمومی کمتری را تجربه کرده‌اند. یکی از مهمترین دلایل این موضوع می‌تواند مربوط به ارزش بازاری بالا و شاخص‌ساز بودن این نمادها باشد. 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

¹ Baker & Stein

² Bortolotti

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. باید توجه کرد که پتروشیمی و فلزات اساسی دو صنعتی هستند که احتمال شوک متقارن سفارش آنها بعد از بحران ارزی اوایل سال ۱۳۹۷، افزایش محسوسی نسبت به سال ۱۳۹۶ و سایر صنایع مورد بررسی داشته‌اند. تعیین قیمت خوراک و محصولات این صنایع (در نتیجه بازده سهام این صنایع) براساس بخشنامه‌های نرخ تسعیر ارز بانک مرکزی انجام می‌شود، در حالی که بعد از وقوع تکانه ارزی ۱۳۹۷، بانک مرکزی ایران تعداد زیادی بخشنامه‌های ارزی به صورت پی‌درپی منتشر می‌کرد که گاهی محتوای این بخشنامه‌ها متناقض همدیگر نیز بودند. این موضوع موجب تشدید اختلاف تفاسیر فعالان بازار سهام ایران شده است.

میانگین کل احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (۲۷/۵ درصد) و شوک متقارن سفارش (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 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 سفارش در بورس تهران، حداکثر سطوح تجربه شده این ریسک‌ها نیز بسیار فراتر از بازار توسعه‌یافته‌ای همچون بورس نیویورک است. فاصله زیاد حداکثر احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (۸۱/۲ درصد) و شوک متقارن سفارش (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.

با توجه به نتایج این مطالعه، می‌توان پیشنهاد کرد که سیاست‌گذاران و مسئولان سازمان بورس با تلاش برای شناسایی و استفاده از ابزار و قوانین نوین در راستای کاهش سطح عمومی ریسک اطلاعات در بورس تهران در دو جنبه ۱- افزایش نقش معامله‌گران

حرفه‌ای در بورس و ۲- کاهش کانال‌های انتقال اطلاعات خصوصی، به‌ویژه برکاهش این ریسک‌ها در شرکت‌ها و صنایعی تمرکز کنند که سطوح میانگین و حداکثری بالاتری از احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی و شوک متقارن سفارش را تجربه می‌کنند. ازاین‌رو، در راستای کمک به سیاست‌گذاران به‌منظور برنامه‌ریزی برای کاهش این ریسک‌ها در بورس تهران، انجام مطالعات اقتصاد مالی و حسابداری توسط محققان برای شناسایی عوامل مؤثر بر سطوح این ریسک‌ها در بورس تهران نیز توصیه می‌شود.

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از و برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. دولو، مریم و عزیزی، نازنین (۱۳۹۶). واکاوی منشأ قیمت گذاری ریسک اطلاعات؛ شواهدی از معیار احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۱۹ (۳)، ۴۳۸-۴۱۵.
۲. راعی، رضا، عیوض‌لو، رضا و محمدی، شاپور. (۱۳۹۲). بررسی ریسک اطلاعات با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *فصلنامه پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۷ (۳)، ۷۱-۸۵.
۳. راعی، رضا، محمدی، شاپور و عیوض‌لو، رضا. (۱۳۹۲). تخمین احتمال مبتنی بر اطلاعات خصوصی با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *فصلنامه تحقیقات مالی*، دوره ۱۵ (۱)، ۲۸-۱۷.
۴. رحمانیانی، مولود و طالب‌لو، رضا. (۱۳۹۶). اندازه‌گیری سطح عدم تقارن اطلاعات برای شرکت‌های منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران: احتمال مبادله آگاهانه (PIN). *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۸ (۲۹)، ۹۸-۷۳.
۵. عیوض‌لو، رضا، راعی، رضا و محمدی، شاپور (۱۳۹۱). اثرات تقویم در احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۵ (۱۸)، ۱-۱۵.
۶. مهرآرا، محسن و سهیلی، حبیب (۱۳۹۷). پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۲۰ (۳)، ۲۶۵-۲۸۸.
1. 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.
2. Akerlof, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*, 83 (3), 488-500.
3. Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock return: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5 (1), 31-56.
4. 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.
5. Baker, M., & Stein, J. (2003). Market Liquidity as a Sentiment Indicator. *Journal of Financial Markets*, 7 (3), 271-299.
6. Bień-Barkowska, K. (2013). Informed and uninformed trading in the EUR/PLN spot market. *Applied Financial Economics*, 23 (7), 619-628.

7. Blasco, N., & Corredor, P. (2017). The Information Environment, Informed Trading, and Volatility. *Journal of Behavioral Finance*, 18 (2), 202-218.
8. Bortolotti, B., De Jong, F., Nicodano, G., & Schindele, I. (2006). Privatization and Stock Market Liquidity, *Journal of Banking and Finance*, 31 (2), 297-316.
9. Cappé O., Moulines O., & Rydén T. (2005). *Inference in Hidden Markov Models*. Springer, New York.
10. Cepoi, C. O., & Toma, F. M. (2016). Estimating Probability of Informed Trading on the Bucharest Stock Exchange. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 66 (2), 140-160.
11. Copeland, L., Wong, W. K., & Zeng, Y. (2009). Information-based trade in the Shanghai stock market. *Global Finance Journal*, 20 (2), 180-190.
12. Davalou, 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).
13. DeLong, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. & Waldmann, R.J. (1990). Noise trader risk in financial markets, *Journal of Political Economy*, 98 (4), 703-738.
14. Dey, M. K., & Radhakrishna, B. (2015). Informed trading, institutional trading, and spread. *Journal of Economics and Finance*, 39 (2), 288-307.
15. Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46 (4), 1325-1359.
16. Duarte, J., & Young, L. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*, 91(2), 119-138.
17. Easley, D., Engle, R.F., O'Hara, M., & Wu, L. (2008). Time Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades, *Journal of Financial Econometrics*, 6 (2), 171-207.
18. Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns?. *Journal of Finance*, 57 (5), 2185-2221.
19. Engel, C., & Hamilton, J.D. (1990). Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know it?. *American Economic Review*, 80 (4), 689-713.
20. Eom, K. S, Kang, J., & Kwon, K. Y. (2017). PIN, Adjusted PIN, and PSOS: Difference of Opinion in the Korean Stock Market, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 46 (3), 463-490.
21. Eyvazlu, R., Raee, R., & Mohammadi, S. (2013). Calendar Effects of Insider Trading Probability, *Journal of Securities Exchange*, 5 (18), 1-15 (In Persian).
22. Fama E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25 (2), 383-417.

23. Gordon, N., & Wu, Q. (2018). Informed trade, uninformed trade and stock price delay, *Applied Economics*, 50 (26), 2878-2893.
24. Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets, *The American economic review*, 70 (3), 393-408.
25. Kandel E., & Pearson N. (1995). Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets, *Journal of Political Economy*, 103 (4), 831-872.
26. 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.
27. Lai, S., Ng, L., & Zhang, B. (2014). Does PIN affect equity prices around the world?, *Journal of Financial Economics*, 114 (1), 178-195.
28. Li, F. (2006). *Do stock market investors understand the risk sentiment of corporate annual reports?*, Working Paper, Shanghai Advanced Institute of Finance, Shanghai Jiaotong University.
29. Marzo M., & 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.
30. Mehrara, M., & Soheyli, H. (2018). Arrival Dynamics of Informed and Uninformed Traders into Tehran Stock Exchange, *Financial Research*, 20 (3), 265-288 (In Persian).
31. Papanizos, P., Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2016). On high frequency dynamics between information asymmetry and volatility for securities, *The Journal of Economic Asymmetries*, 13 (1), 21-34.
32. 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 (7), 1138-1152.
33. Raee, R., Eyvazlou, R. & Mohammadi, S. (2013). Estimating Probability of Private Information Based Trade Using Microstructure Model, *Financial Research*, 15 (1), 17-28 (In Persian).
34. Raee, R., Eyvazlou, R. & Mohammadi, S. (2013). Survey on Information Risk using Microstructure Models, *Management Research in Iran*, 17 (3), 71-85 (In Persian).
35. Rahmaniani, M., & Taleblo, R. (2017). Measuring Probability of Informed Trading in Tehran Stock Exchange, *Economic Modeling Research*, 8 (29), 73-98 (In Persian).
36. Sarkar, A., & Schwartz, R. (2009). Market sidedness: Insights into motives for trade initiation, *Journal of Finance*, 6 (1), 375-423.

- 37.Schumaker, R.P., Zhang, Y.L., Huang, C.N., & Chen H. (2012). Evaluating sentiment in financial news articles, *Decision Support Systems*, 53 (3), 458-464.
- 38.Xu, L., Xu, L., Zhao, J., & Zhao, Y. (2020). Information-based trading and information propagation: Evidence from the exchange traded fund market, *International Review of Financial Analysis*, 70 (1), 1-10.
- 39.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.
- 40.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.
- 41.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.
- 42.Zucchini, W., MacDonald, L.L & Langrock, R. (2016). *Hidden Markov Models for Time Series*. Taylor & Francis Group CRC Press, London.