تخمین پویایی‌های ریسک اطلاعات در بورس اوراق بهادار تهران[1]

محسن مهرآرا[2]، حبیب سهیلی[3]

تاریخ دریافت:۹۶/۰۸/۲۸ تاریخ پذیرش:۹۷/۰٤/۱۱

چکیده

هدف این مطالعه بررسی پویایی‌های ریسک اطلاعات در بورس تهران است. بدین منظور، احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای ۲۲ شرکت از ۱۱ صنعت متفاوت بورس تهران در طول چهار سال تخمین زده شد. متوسط این احتمال برای شرکت های نمونه طی دوره ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ معادل ۲۷ درصد برآورد شد. پایین‌ترین میانگین احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی ۲۰/۲ درصد و بالاترین میانگین نیز ۳۹/۴ درصد است. در این مطالعه، پایین‌ترین احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در نمادهای مورد بررسی ۱/۲ درصد و بالاترین میزان آن نیز ۹۳/۳ درصد به دست آمد. این موضوع نشانگر تغییرات قابل‌توجه ریسک اطلاعاتی در طول زمان و لزوم استفاده از مدل‌های پویا برای بررسی آن است. در مجموع، اینگونه استنباط می‌شود که ریسک اطلاعات در بورس تهران دارای سطح میانگین و حداکثر بسیار بالاتری در مقایسه با بازارهای توسعه‌یافته است. دو صنعت پتروشیمی و فلزات اساسی پایین‌ترین سطح ریسک اطلاعات، و دو صنعت بیمه و سیمان بالاترین سطوح آن را ثبت کرده‌اند.

واژه‌های کلیدی: ریسک اطلاعات، اطلاعات خصوصی، مدل‌های ریزساختار بازار، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی JEL: C51,G14,G10 .

---

۱. این مقاله برگرفته از رساله دکتری آقای حبیب سهیلی به راهنمایی آقای دکتر محسن مهرآرا در دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران است.

۲. استاد اقتصاد، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) Email: mmehrara@ut.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تهران Email: habibsoheily@ut.ac.ir

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر با فراهم شدن برخی زیرساخت‌ها و گسترش نهادهای مالی، توجه عموم به بازار سهام به عنوان بازاری مناسب برای سرمایه‌گذاری و کسب سود افزایش یافته است، اما به نظر می‌رسد به‌رغم پیشرفت‌های صورت گرفته، بازار سهام در ایران هنوز فاصله قابل توجهی با یک بازار پویا و کارا دارد که هم نقش اساسی در تأمین مالی بنگاه‌ها بازی می‌کند و هم محلی امن و مطمئن برای سرمایه‌گذاری عموم مردم است. یکی از مشکلات بازار سهام در ایران که فعالان بازار همواره از آن به عنوان معضلی قابل توجه یاد می‌کنند، نبود شفافیت کافی در این بازار و سوء استفاده‌های صورت گرفته توسط برخی از معامله‌گران به واسطه اطلاعات پنهان و خصوصی است. معامله‌گران کمتر مطلعی که در بازار با تغییرات غیرقابل پیش‌بینی و ناگهانی در فروش و خرید سهام شرکت‌ها توسط برخی معامله‌گران مواجه می‌شوند، اغلب تنها بعد از افشای اطلاعات جدید مرتبط با شرکت یا آشکار شدن تصمیمات اثرگذار بر بازار است که دلیل اصلی آن اقدام را در می‌یابند. شیوع اطلاعات پنهان و خصوصی در بازار منافعی را نصیب دارندگان این اطلاعات می‌کند و در نقطه مقابل برای معامله‌گران نامطلعی که با آنها وارد معامله می‌شوند، زیان‌هایی را به همراه دارد. بنابراین معامله‌گران نامطلع علاوه بر ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک، با ریسک تحمل زیان به دلیل معامله با دارندگان اطلاعات نهانی نیز مواجه هستند که اوهارا[1] (۲۰۰۳) آن را ریسک اطلاعات[2] نامیده و پس از آن در ادبیات مالی نیز با همین نام شناخته می‌شود. در واقع ریسک اطلاعات از آنجا ناشی می‌شود که معامله‌گر نمی‌داند طرف دیگر معامله به اطلاعات نهانی دسترسی دارد یا خیر.

هرچند معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی 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 جزئیات مربوط به معاملات سهم دسترسی ندارند

1. .. rrr a
2. Information Risk

و از طرف دیگر، اثبات ارتباط معامله‌گران با شرکت یا شناسایی کانال اخذ اطلاعات نهانی نیز بسیار مشکل است. با این حال، در موارد بسیار معدودی نیز چنین معاملاتی برملا شده و به صورت عمومی مطرح و پیگیری می‌شوند.

با وجود این که اطلاعات به صورت عموم و اطلاعات خصوصی به صورت ویژه، قابلیت سنجش مستقیم ندارند، اما گروهی از مطالعات مالی تلاش کرده‌اند تا با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار[1] به سنجش شدت عدم تقارن اطلاعات در بازارهای مالی بپردازند. پرکاربردترین شاخصی که در مطالعات مالی برای سنجش میزان استفاده از اطلاعات خصوصی در بازار از آن استفاده شده است، احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات[2] (PIN) است که نخستین بار در مطالعاتی توسط ایزلی و همکاران[3] (۱۹۹۶ و ۱۹۹۷) مطرح شد و پس از آن در مطالعه ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) شکل ایستای این شاخص به صورت تکمیل شده و در مطالعه ایزلی و همکارن (۲۰۰۸) شکل پویای آن ارائه شد. در دو دهه اخیر گروه وسیعی از مطالعات تجربی در سطح جهان با استفاده از حالت‌های ایستا و پویای شاخص PIN به تخمین شدت ریسک اطلاعات در بازارهای مختلف مالی پرداخته‌اند.

علیرغم اهمیت شایان موضوع معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی و خصوصی، عمده مطالعات انجام شده در این خصوص در کشور در حوزه استانداردهای حسابداری و حقوقی بوده است. معدود مطالعات اقتصادی و مالی انجام و منتشر شده در کشور در این حوزه نیز بر مبنای فرض محدودکننده یکسان بودن حضور معامله‌گران مطلع و غیرمطلع در بازار در تمامی روزهای معاملاتی و با استفاده از شاخص ایستای PIN، ارائه شده توسط ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) صورت گرفته‌اند. پژوهش حاضر بر آن است که با استفاده از شاخص پویای PIN، که بر مبنای فروض واقع‌بینانه‌تری نسبت به شاخص ایستا محاسبه می‌شود و توسط ایزلی و همکارن (۲۰۰۸) ارائه شده است، احتمال ورود معامله‌گران مطلع به معاملات شرکت‌های منتخب بورس تهران در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ را به صورت پویا

1. Market Microstructure Models
2. Probability of Information-Based Trade
3 . Easley

محاسبه کند و به بررسی دلالت‌های نتایج به دست آمده بپردازد. بدین منظور ساختار مقاله در ادامه به این صورت خواهد بود. در قسمت دوم چارچوب نظری و پیشینه پژوهش در این حوزه بررسی می‌شود، در قسمت سوم مدل مورد استفاده، روش بهینه‌یابی و داده‌های مورد استفاده بررسی خواهند شد. در قسمت چهارم یافته‌های پژوهش و در قسمت پنجم نیز نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲. چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

شکی نیست که بازارهای مالی تحت تأثیر اخبار و اطلاعات گوناگونی قرار دارند، اما در خصوص چگونگی و شدت این اثرگذاری مباحث گوناگونی مطرح شده است. اهمیت اطلاعات در بازارهای مالی عمدتاً به دلیل رابطه نزدیک اطلاعات و قیمت دارایی‌هاست. از یک سو اطلاعات جدید انتظارات معامله‌گران از بازدهی آتی دارایی‌ها را تغییر می‌دهد و از این طریق بر فعالیت‌های معامله‌گران در بازار و قیمت دارایی‌ها اثر می‌گذارد. از سوی دیگر معامله‌گران می‌توانند با استفاده از رفتار قیمت‌ها در بازار به استخراج اطلاعات بپردازند. معامله‌گران نامطلع می‌توانند قسمتی از اطلاعات خصوصی نگهداری شده توسط معامله‌گران مطلع را از تغییرات جاری قیمت دارایی استنتاج کنند. بنابراین همان‌گونه که برونرمِیر[1] (۲۰۰۱) بیان می‌کند، قیمت‌ها در بازارهای مالی هم شاخصی از کمیابی هستند و هم دربردارنده و انتقال دهنده اطلاعات.

آکرلوف[2] (۱۹۷۰) بیان کرد که اطلاعات نامتقارن بین معامله‌گران یک مسأله انتخاب معکوس[3] ایجاد می‌کند. معامله‌گران نامطلع نمی‌توانند تشخیص دهند که تغییرات قیمت ناشی از معامله‌گران مطلع است یا معامله‌گران نامطلع. طرح این مسأله آغازگر گروهی از مطالعاتی بود که به بررسی چگونگی تأثیر اطلاعات نامتقارن بر قیمت دارایی‌ها پرداختند.

1. Brunnermeier
2. Akerlof
3. Adverse Selection

گروسمن و استیگلیتز[1](۱۹۸۰) بیان کردند که قیمت بازار نمی‌تواند به طور کامل نشانگر تمامی اطلاعات مرتبط باشد که اگر چنین بود دیگر هیچ کس انگیزه‌ای برای صرف منابع در راستای جمع‌آوری اطلاعات نداشت. بنابراین تعادل رقابتی با هزینه کسب اطلاعات، در صورتی که بازارها به صورت کامل کارایی اطلاعاتی داشته باشند، وجود نخواهد داشت. این موضوع به عنوان تناقض گروسمن- استیگلیتز[2] مشهور شده است. بنابراین می‌توان گفت که بدون در نظر داشتن مسأله اطلاعات نامتقارن نمی‌توان عملکرد بازارهای مالی را به خوبی درک کرد. اغلب مطالعاتی که بعد از مطالعه گروسمن و استیگلیتز انجام شده‌اند فرض می‌کنند که قیمت‌های تعادلی تنها به صورت جزئی برملاکننده اطلاعات[3] هستند.

هرچند در نظریه استاندارد و کلاسیک قیمت‌گذاری اوراق بهادار فرض می‌شود که مشارکت‌کنندگان در بازار از اطلاعات یکسانی بهره می‌برند، اما در واقعیت چنین وضعیتی برقرار نیست. به طور کلی اطلاعات به دو دسته اطلاعات عمومی و اطلاعات خصوصی طبقه‌بندی می‌شوند. اطلاعات عمومی به آن دسته از اطلاعات گفته می‌شود که به صورت عمومی انتشار یافته است و اطلاعات خصوصی آن بخش از اطلاعات است که به صورت عمومی منتشر نشده است. طبق قانون بازار اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران، اطلاعات نهانی عبارت است از هرگونه اطلاعات افشاء نشده برای عموم که به طور مستقیم و یا غیر مستقیم به اوراق بهادار، معاملات یا ناشر آن مربوط می‌شود و در صورت انتشار بر قیمت و یا تصمیم سرمایه‌گذاران برای معامله اوراق بهادار مربوط تأثیر می‌گذارد.

معامله‌گران مطلع دارای اطلاعات خصوصی در مورد سهام بوده در حالی که سرمایه-گذاران نامطلع از چنین اطلاعاتی بهره‌مند نیستند. افراد با اطلاعات خصوصی باورهای بهتر و نزدیک‌تر به واقعیت دارند و به همین دلیل می‌توانند بازده‌های اضافی روی برخی از دارایی‌ها به دست آورده و پرتفوهای بهتری نسبت به افراد فاقد اطلاعات خصوصی نگهداری می‌کنند. اوهارا (۲۰۰۳) بیان می‌کند که ریسک اطلاعات برای معامله‌گران

1. Grossman & Stiglitz
2. Grossman-Stiglitz Paradox
3. Partially Revealing

غیرمطلع از آن رو ایجاد می‌شود که سود معامله‌گران مطلع در قبال زیان معامله‌گران غیرمطلع حاصل می‌شود. در واقع معامله‌گران نامطلع در مواجهه با معامله‌گران مطلع با ریسکی متفاوت از ریسک‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک هم مواجه هستند که ناشی از اطلاعات بیشتر طرف مقابل است. نکته قابل توجه این است که معامله‌گران غیرمطلع نمی‌توانند با متنوع سازی پرتفوی این ریسک را حذف کنند و این ریسک باقی می‌ماند.

با توجه به مطالبی که بیان شد وجود اطلاعات نامتقارن در بازار سهام و به طور ویژه اطلاعات خصوصی تأثیر قابل توجهی بر عملکرد بازار داشته و بررسی شدت این مشکل و تبعات آن اهمیت شایانی دارد. اما این بررسی در وهله نخست با این مشکل مواجه است که اطلاعات خصوصی به صورت مستقیم قابل مشاهده و سنجش نیستند.

ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها عمدتاً بر عوامل اقتصادی موثر بر قیمت دارایی‌ها تمرکز کرده است و علیرغم این که تمامی دارایی‌ها در بازارها مورد معامله قرار می‌گیرند، ویژگی‌های این بازارها در مدل‌های قیمت‌گذاری لحاظ نمی‌شود. مدل‌های ریزساختار بازار بر این موضوع متمرکز می‌شوند که فرآیند انجام معامله چگونه بر تکامل قیمت معاملات اثر می‌گذارد و سازوکار معامله چگونه فرآیند شکل‌گیری قیمت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع ریزساختار بازار شاخه‌ای از علم مالی است که در ارتباط با چگونگی وقوع معاملات در بازارها قرار دارد. این شاخه به بررسی راه‌هایی می‌پردازد که از طریق آنها، کارکرد بازار عوامل تعیین کننده هزینه مبادله، قیمت‌ها، قیمت‌های پیشنهادی، حجم معاملات و رفتار معامله‌گران را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

هرچند اطلاعات به طور کلی و به طور ویژه اطلاعات خصوصی به طور مستقیم قابل مشاهده نیستند، اما ادبیات ریزساختار بازار، روش‌هایی برای سنجش اطلاعات در مطالعات تجربی فراهم کرده است. شناخته‌شده‌ترین شاخصی که در ادبیات ریزساختار بازار برای سنجش وضعیت جریان اطلاعات خصوصی در بازار و شدت ریسک اطلاعات مطرح شده است، احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات[1] (PIN) است که توسط ایزلی و همکاران

1. Probability of Information-Based Trade

(۱۹۹۶ و ۱۹۹۷) مطرح شد. این شاخص به سنجش اهمیت اطلاعات خصوصی می‌پردازد و بیانگر نسبتی از سفارشات است که توسط معامله‌گران مطلع (دارای اطلاعات خصوصی) صورت می‌گیرد. PIN به عنوان شاخصی از اطلاعات خصوصی تابعی از جریان غیرعادی سفارش[1] است. فرض مبنایی محاسبه این شاخص این است که اطلاعات عمومی به صورت مستقیم در قیمت‌ها لحاظ شده‌اند، در حالی که اطلاعات خصوصی در فشار اضافی خرید یا فروش(جریان غیرعادی سفارش) منعکس می‌شود. سطح معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی با استفاده از PIN اندازه‌گیری می‌شود.

ایزلی و همکاران نخستین بار در مطالعاتی در سال‌های ۱۹۹۶ و ۱۹۹۷ نشان دادند که چگونه با استفاده از یک مدل ساختاری می‌توان تخمین‌های مشخصی از احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در یک سهم به دست آورد. مجموعه مطالعات تجربی صورت گرفته در خصوص سنجش معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی بر مبنای تخمین شاخص PIN را می‌توان به دو گروه تقسیم‌بندی کرد، مطالعات مبتنی بر شاخص ایستای PIN و مطالعات مبتنی بر شاخص پویای PIN.

گروه نخست که تشکیل دهنده بخش عمده مطالعات تجربی در این حوزه هستند، 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 نهانی در بازارها و زمان‌های مختلف پرداخته‌اند. به عنوان نمونه ایزلی و همکاران(۲۰۰۲) در مطالعه خود به تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس نیویورک پرداخته‌اند که میانگین و انحراف معیار آن به ترتیب ۰/۱۹۱ و ۰/۰۵۷ به دست آمد. همچنین کوبوتا و تاکهارا[2](۲۰۰۹) میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در مورد شرکت‌های منتخب بورس توکیو را ۰/۱۸۹ و انحراف معیار آن را ۰/۰۶۳ به دست آورده‌اند. لو و همکاران[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای در مورد بورس تایوان میانگین احتمال

1. Abnormal Order Flow
2. Kubota & Takehara
3. Lu

معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را ۰/۲۰۱ و انحراف معیار آن را ۰/۰۹ به دست آورده‌اند. کوپلند و همکاران[1] (۲۰۰۹) نیز در مطالعه بورس شانگهای میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را ۰/۱۱۴ به دست آورده‌اند. در مطالعه هوانگ و همکاران[2] (۲۰۱۳)، متوسط احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس کره جنوبی ۰/۲۰۱ به دست آمد.

دی و رادهاکریشنا[3] (۲۰۱۵)، با استفاده از شاخص ایستای PIN و بر مبنای معاملات ۶۵ سهم پذیرفته شده در بورس نیویورک، میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را در این بازار ۰/۲۰۹ و انحراف معیار آن را نیز ۰/۰۴۹ به دست آوردند. سپوی و تاما[4] (۲۰۱۶)، شاخص ایستای PIN را برای سه نماد معاملاتی از بورس بخارست تخمین زدند و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی بر روی این نمادها را ۰/۱۳۰، ۰/۱۱۳ و ۰/۱۱۲ به دست آوردند. بلاسکو و کردور[5] (۲۰۱۷)، نمادهای مورد مطالعه خود از بورس اسپانیا در بازه زمانی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ را بر حسب ارزش بازاری به سه گروه سهم‌های بزرگ، متوسط و کوچک تقسیم کرده‌اند. پس از تخمین شاخص ایستای PIN، متوسط احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای شرکت‌های بزرگ، متوسط و کوچک به ترتیب ۰/۱۲، ۰/۱۴ و ۰/۲۱ به دست آمده و آنها نتیجه‌گیری کرده‌اند که ریسک اطلاعاتی در خصوص شرکت‌های کوچک به نحو آشکاری بیشتر از شرکت‌های بزرگ است.گوردون و وو[6] (۲۰۱۸) در مطالعه خود در خصوص بورس اوراق بهادار استرالیا، شاخص ایستای

1. Copeland
2. Hwang
3. Dey & Radhakrishna
4. Cepoi & Toma
5. Blasco & Corredor
6. Gordon & Wu

PIN را برای نمادهای منتخب از این بازار محاسبه کرده و در نهایت نتیجه گرفته‌اند که میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس استرالیا ۰/۲۵۱ است.

مطالعات داخلی انتشار یافته در خصوص تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی نیز از شاخص ایستای PIN بهره برده‌اند. مطالعه راعی و همکاران(۱۳۹۲) به عنوان نخستین مطالعه داخلی در این زمینه، به تخمین احتمال ماهانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس تهران در فاصله دی ماه ۱۳۸۷ تا اسفند ۱۳۸۹ پرداخته و به این نتیجه رسیده است که میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس تهران بیشتر از مقادیری است که در مطالعات فوق برای بورس‌های خارجی به دست آمده است. در این مطالعه، میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس تهران در دوره مورد بررسی ۰/۲۳ و حداکثر و حداقل مقدار آن برای شرکت‌ها نیز به ترتیب ۰/۴۳ و ۰/۰۶ به دست آمد. افلاطونی و سهرابی(۱۳۹۴) در مطالعه خویش، میانگین احتمال ماهانه استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا پایان ۱۳۹۲ در بورس تهران را ۰/۲۴ به دست آورده‌اند، همچنین حداکثر و حداقل این شاخص ماهانه برای شرکت‌های مورد بررسی در مطالعه آن‌ها ۰/۴۱ و ۰/۰۲ به دست آمده است و در مجموع نتایج مطالعه آن‌ها نزدیک به مطالعه راعی و همکاران(۱۳۹۲) بوده است. شمس‌الدینی و همکاران (۱۳۹۶) به تخمین شاخص ایستای PIN به صورت سالانه و برای شرکت‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی بورس تهران در سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند و به نتایج قابل تأملی دست یافته‌اند. در مطالعه ایشان میانگین احتمال سالانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در این صنعت از ۰/۷۵ و ۰/۸۳ در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ در روندی نزولی به ۰/۳۵ در سال ۱۳۹۴رسیده است و این احتمال برای شرکت‌های مورد بررسی نیز از صفر شروع شده و تا یک می‌رسد. در مطالعه ایشان، در ۲۱ مورد احتمال سالانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی بیش از ۰/۹۹ به دست آمده و این به آن معنی است که در طول یک سال بیش از ۹۹ درصد یا تمامی سفارش‌های رسیده برای معامله سهام این شرکت‌ها مبتنی بر اطلاعات نهانی بوده است و تنها معامله‌گران مطلع وارد معاملات شده‌اند که عجیب به نظر می‌رسد.

طالبلو و رحمانیانی (۱۳۹۶) شاخص ایستای PIN را برای ۱۲ شرکت منتخب از بورس تهران تخمین زده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که میانگین این شاخص در شرکت‌های مورد مطالعه بین ۰/۳۵ تا ۰/۴۰ است.

گروه دوم مطالعات تجربی در خصوص سنجش معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی که مبتنی بر تخمین شاخص PIN در یک چارچوب پویا هستند، بسیار محدودتر از گروه اول بوده‌اند و در مطالعات داخلی پیشین نیز تاکنون از شاخص پویای PIN استفاده نشده است. ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) ضمن معرفی شاخص روزانه PIN، این شاخص را برای ۱۶ شرکت در بورس نیویورک محاسبه کرده‌اند. در نمونه مورد مطالعه آنها حداقل احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی ۰/۰۲۶ و حداکثر آن ۰/۳۵۵ است. همچنین میانگین احتمال PIN روزانه برای تمامی ۱۶ سهم مورد بررسی نیز ۰/۱۳۵ به دست آمده است. بین بارکوسکا[1] (۲۰۱۳)، با استفاده از داده‌های بازار نقد معامله یورو در لهستان در سال ۲۰۰۷، شاخص پویای PIN را محاسبه کرده و به این نتیجه رسید که متوسط این شاخص در این سال برای این بازار ۰/۲۹ بوده است. آگودلو و همکاران[2] (۲۰۱۵) شاخص پویای PIN را برای شش بازار سهام در آمریکای لاتین تخمین زده‌اند. طبق نتایج این مطالعه، میانگین احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در فاصله ۲ آگوست ۲۰۱۰ تا ۴ مارس ۲۰۱۱، در آرژانتین ۰/۳۲۵، برزیل ۰/۲۵۴، شیلی ۰/۲۸۱، کلمبیا ۰/۲۵۴، مکزیک ۰/۲۳۵ و پرو ۰/۳۳۹ بوده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. معرفی مدل و روش تخمین

در این مطالعه برای به دست آوردن احتمال پویای معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی از مدل پویای ارائه شده توسط ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) استفاده می‌شود و روابطی که در

1 . BńńńBarkowska

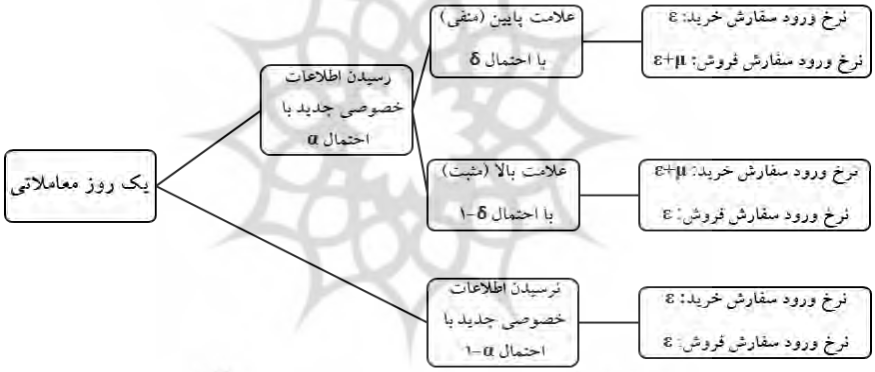
2. Agudelo

ادامه این بخش آورده شده نیز از همین مطالعه گرفته شده است. این مدل، نسخه تکامل یافته مدل ایستای ارائه شده توسط ایزلی و همکاران (۱۹۹۶) است، بنابراین ابتدا توضیح مختصری در مورد مدل ایستا ارائه می‌شود تا ضمن تسهیل درک مدل پویا، برتری آن نسبت به مدل ایستا نیز مشخص شود. در این مدل، معامله‌گران به دو گروه معامله‌گران مطلع و معامله‌گران غیرمطلع تقسیم می‌شوند. فرآیند معاملات در بازار در نمودار (۱) نشان داده شده است. احتمال وجود اطلاعات جدید خصوصی در ابتدای روز معاملاتی با α نشان داده می‌شود. اطلاعات جدید، علامتی در خصوص ارزش دارایی هستند که می‌توانند خبر خوب یا خبر بد محسوب شوند. اخبار خوب با احتمال $(1-\delta)$ و اخبار بد با احتمال δ رخ می‌دهند. معامله‌گران مطلع در صورت رسیدن اطلاعات جدید با نرخ μ وارد بازار می‌شوند، همچنین معامله‌گران نامطلع با نرخ به بازار می‌رسند. چنانچه اطلاعات خصوصی خوب وجود داشته باشند، معامله‌گران مطلع به خریداران سهم اضافه می‌شوند و در صورت بروز اطلاعات بد، به فروش سهم اقدام می‌کنند. آنچه در بازار مشاهده می‌شود تنها تعداد معاملات است و نرخ‌های ورود معامله‌گران به بازار قابل مشاهده نیستند. فرض می‌شود که ورود معامله‌گران به بازار در هر روز معاملاتی (t) از یک فرآیند پوآسون پیروی می‌کند. در ادبیات ریزساختار بازار به طور گسترده‌ای از توزیع پوآسون برای مدلسازی فرآیند ورود معامله‌گران به بازار استفاده می‌شود. دلیل این امر این است که توزیع پوآسون یک توزیع احتمالی گسسته است و احتمال اینکه یک حادثه به تعداد مشخصی در فاصله زمانی ثابتی رخ دهد را شرح می‌دهد؛ بنابراین اگر تعداد ورود معامله‌گران به بازار در هر روز را نوعی متغیر تصادفی بدانیم که به صورت گسسته و در بازه زمانی مشخص(یک روز معاملاتی) اتفاق می‌افتد، با استفاده از توزیع پوآسون می‌توان فرآیند ورود معامله‌گران را مدلسازی کرد و احتمال وقوع هر ترکیبی از ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار را اندازه‌گیری کرد. در مدل ایستای PIN احتمال مشاهده تعداد B معامله خرید و S معامله فروش در روز معین t عبارت است از :

(۱)

$$\Pr\left[y_t=(B,S)\right]=\alpha(1-\delta)e^{-(\mu+2\varepsilon)}\frac{(\mu+\varepsilon)^B(\varepsilon)^S}{B!S!}+\alpha\delta e^{-(\mu+2\varepsilon)}\frac{(\mu+\varepsilon)^S(\varepsilon)^B}{B!S!}+(1-\alpha)e^{-(2\varepsilon)}\frac{(\varepsilon)^{B+S}}{B!S!}$$

می‌توان گفت احتمال ارائه شده در رابطه (۱) ترکیب وزنی از سه احتمال پوآسن است. احتمال این که روزی با اخبار خوب تجربه شود $\alpha(1-\delta)$ ، احتمال روز با خبر بد $\delta\alpha$ و احتمال روز بدون اطلاعات خصوصی جدید $\alpha-1$ است.



نمودار۱ . فرآیند معامله در مدل ارائه شده توسط ایزلی و همکاران(۱۹۹۶)

مدل فوق یک مدل ایستا است به این معنی که ورود معامله‌گران در هر روز از توزیع مستقل و یکسانی به دست می‌آید و نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع در تمامی روزها یکسان فرض می‌شود. اما در واقعیت، فعالان بازار به صورت مستمر به کسب اطلاعات در خصوص فضای معاملات می‌پردازند و برآوردهای خود از ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار را به روز می‌کنند. برای در نظر گرفتن این واقعیت باید از یک

مدل پویا استفاده شود که در آن نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع بتواند در روزهای مختلف، متفاوت باشد.

بر مبنای مدل ایستای ریزساختار مطرح شده در خصوص ورود معامله‌گران به بازار، تعداد روزانه خریدها و فروش‌ها، در برگیرنده اطلاعات مهمی در خصوص نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار است. اگر TT=B+S بیانگر تعداد کل معاملات در یک روز باشد. مقدار انتظاری کل معاملات E[TT] برابر است با جمع میزان معاملات معامله‌گران مطلع و غیرمطلع یعنی:

$$\mathrm{E}[TT]=\alpha(1-\delta)(\varepsilon+\mu+\varepsilon)+\alpha\delta(\mu+\varepsilon+\varepsilon)+(1-\alpha)(\varepsilon+\varepsilon)=\alpha\mu+2\varepsilon \quad (۲)$$

همچنین مقدار انتظاری معاملات غیرمتوازن[1] یعنی K=S-B برابر است با:

$$\mathrm{E}[K]=\alpha\mu(2\delta-1) \quad (۳)$$

بنابراین اگر احتمال رسیدن اخبار بد دقیقاً برابر با ۰/۵ نباشد، مقدار انتظاری معاملات غیرمتوازن، اطلاعاتی در خصوص وقوع معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی ارائه می‌کند. قابل اثبات است که اگر امیدریاضی قدرمطلق معاملات غیرمتوزان[2] را محاسبه کنیم، قسمت مرتبه اول آن به صورت مستقیم در ارتباط با مقدار ورود معامله‌گران مطلع است یعنی $\mathrm{E}[|K|] \triangleq \mu\alpha$. در واقع عدم توازن معاملات خرید و فروش، یک منبع کلیدی اطلاعاتی فعالان بازار برای به روز کردن و اصلاح برآوردهای آنان از ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار است. بنابراین ایزلی و همکاران(۲۰۰۸) در مدل پویایی که برای پیش‌بینی نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع طراحی می‌کنند، در کنار مقادیر گذشته نرخ‌های ورود، مقادیر گذشته مقدار معاملات متوازن و غیرمتوازن را هم وارد می‌کنند. در واقع

1. Trade Imbalance

۲. اندازه معاملات غیرمتوازن می‌تواند مثبت یا منفی باشد، بنابراین باید دقت داشت که «امید ریاضی معاملات غیرمتوازن» متفاوت از «امیدریاضی قدرمطلق معاملات غیرمتوزان» است.

پیش‌بینی فعالان بازار در روز t، از نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار در روز t+۱، با استفاده از پیش‌بینی صورت گرفته برای روز t و نیز معاملات انجام گرفته در این روز به دست می‌آید.

با توجه به این که در مدل پویای ورود معامله‌گران به بازار، نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع در هر روز با توجه به شرایط می‌تواند متفاوت باشد، نرخ ورود معامله‌گران مطلع $\mu\alpha_t$ و نرخ ورود معامله‌گران غیرمطلع ε^2_t است، بنابراین بردار نرخ ورود معامله گران را می‌توان به صورت $\psi_t=[\mu\alpha_t ,\varepsilon^2_t]$ نوشت. با توجه به این که معاملات یک سهم در طول زمان، ممکن است به دلیل تغییر شرایط بازار، تعداد فعالان بازار یا سایر عوامل، روند نزولی یا صعودی داشته باشد، برای حذف اثر روند بر روی نرخ ورود معامله‌گران، از مقدار روند زدایی شده نرخ‌ها که از رابطه $\tilde{\psi}_{it}=\psi_{it}e^{-g_i t},i=1,2$ به دست می‌آید، استفاده می‌شود که در آن g_i بیانگر نرخ رشد ورود معامله‌گر نوع i است. بنابراین می‌توان مدل پویای ورود معامله‌گران را به صورت زیر نوشت:

$$\tilde{\psi}_t = \omega + \sum_{k=1}^{p}\Phi_k\tilde{\psi}_{t-k} + \sum_{j=0}^{q-1}\Gamma_j\tilde{Z}_{t-j} \qquad (۴)$$

در رابطه فوق $\tilde{\psi}_t$ مقادیر روند زدایی شده از پیش‌بینی نرخ ورود معامله‌گران، $Z_t \equiv [|K_t|, TT_t-|K_t|]$ بردار مقادیر معاملات متوازن و غیرمتوازن و $\tilde{Z}_{it}=Z_{it}e^{-g_i t},i=1,2$ مقادیر روندزدایی شده آنهاست. با انجام تغییراتی در رابطه (۴) می‌توان آن را به صورت یک فرآیند ARMA نوشت. به عنوان یک تقریب مرتبه اول داریم $E_{t-1}[\tilde{Z}_t]\doteq\tilde{\psi}_{t-1}$، یعنی پیش‌بینی فعالان بازار در دوره t-۱، از نرخ روندزدایی شده ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار در دوره t ($\tilde{\psi}_{t-1}$)، به طور تقریبی برابر است با امید ریاضی آنچه در واقعیت در زمان t در خصوص ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع به بازار روی خواهد داد

($\tilde{Z}_t$). با توجه به این نکته، می‌توان خطای پیش‌بینی یعنی ξ_t را به این صورت رابطه زیر نوشت:

$$\xi_t \equiv \tilde{Z} - E_{t-1}[\tilde{Z}_t] \doteq \tilde{Z}_t - \tilde{\psi}_{t-1} \qquad (۵)$$

با جایگذاری رابطه ۵، می‌توان رابطه ۴ را به شکل فرآیند ARMA زیر بازنویسی کرد:

$$\tilde{\psi}_t \doteq \omega + \sum_{k=1}^{\max[p,q]} \Phi_k^* \tilde{\psi}_{t-k} + \sum_{j=0}^{q} \Gamma_j \xi_{t-j} \qquad (۶)$$

در رابطه فوق :

$$\Phi_k^* = \begin{cases} \Phi_k + \Gamma_{k-1} & \text{اگر } k \le q \\ \Phi_k & \text{اگر } k > q \end{cases}$$

با فرض p=q=۱ و نیز بازگرداندن روند زمانی می‌توان در نهایت رابطه پیش‌بینی را به صورت زیر نوشت:

$$\psi_t = \omega \circ e^{gt} + \Phi\left[\psi_{t-1} \circ e^{g}\right] + \Gamma Z_t \qquad (۷)$$

در رابطه ۷، $\circ$ نشانگر ضرب هادامارد است. رابطه ۷، پیش‌بینی انجام شده در زمان t در خصوص نرخ ورود معامله‌گران در دوره t+۱ را با توجه به پیش‌بینی انجام شده برای دوره t ($\tilde{\psi}_{t-1}$ پیش‌بینی انجام شده در دوره t−۱ برای دوره t است) و نیز معاملات اتفاق افتاده در روز t به دست می‌دهد. بر مبنای پیش‌بینی انجام شده در خصوص نرخ‌های ورود معامله‌گران در زمان t ، می‌توان احتمال شرطی وقوع B_t معامله خرید و S_t معامله فروش در دوره t را بر مبنای توسعه مدل ایستای (۱) محاسبه کرد. با تغییر رابطه (۱) به صورتی که به جای نرخ‌های ثابت ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع، پیش‌بینی‌های شرطی آنها قرار گیرد به رابطه (۸) می‌رسیم.

$$\Pr\left[y_t=(B_t,S_t)\middle|F_{t-1}\right]=\alpha(1-\delta)e^{-(\mu_{t-1}+2\varepsilon_{t-1})}\frac{(\mu_{t-1}+\varepsilon_{t-1})^{B_t}(\varepsilon_{t-1})^{S_t}}{B_t!S_t!}+\alpha\delta e^{-(\mu_{t-1}+2\varepsilon_{t-1})}\frac{(\mu_{t-1}+\varepsilon_{t-1})^{S_t}(\varepsilon_{t-1})^{B}}{B_t!S_t!}+(1-\alpha)e^{-(2\varepsilon_{t-1})}\frac{(\varepsilon_{t-1})^{B_t+S_t}}{B_t!S_t!} \quad (۸)$$

با در اختیار داشتن ریز اطلاعات مربوط به معاملات خرید و فروش در هر روز و بر مبنای روش حداکثر درستنمایی، می‌توان به تخمین پارامترهای معادلات (۷) و (۸) پرداخت. تابع مجموع لگاریتم درستنمایی بر مبنای سری زمانی خرید و فروش‌ها و با جمع کردن لگاریتم احتمال‌های شرطی روزانه در رابطه (۸) به دست می‌آید:

$$L\left(\{y_t\}_{t=1}^{T}\middle|\Theta\right)=\sum_{t=1}^{T}\ln\Pr\left[y_t=(B_t,S_t)\middle|F_{t-1}\right] \quad (۹)$$

در رابطه (۹)، T بیانگر تعداد روزهای مورد مطالعه و $\Theta=[\alpha \quad g,\omega,\Phi,\Gamma]$ بیانگر بردار پارامترهای مدل است. با حداکثر کردن تابع مجموع درستنمایی به عنوان تابعی از تعداد فروش‌ها و خریدها تخمین پارامترهای مدل به دست می‌آید.

محاسبه احتمال پویای معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در مورد هر سهم، منوط به تخمین ۱۴ پارامتر موجود در روابط (۷) و (۸) و پس از آن استخراج سری‌های زمانی ورود معامله-گران مطلع و غیرمطلع برای هر سهم با استفاده رابطه (۷) است. با توجه به ماهیت غیرخطی رابطه (۸) و نیز وابستگی روابط (۷) و (۸) به یکدیگر، رسیدن به روابط صریح برای مقدار بهینه پارامترها غیرممکن است و برای بهینه‌یابی باید از روش‌های عددی[1] استفاده کرد. به این منظور در پژوهش حاضر، با استفاده از نرم افزار R از الگوریتم سیمپلکس سراشیبی[2] برای تخمین پارامترها استفاده شده است. این الگوریتم برای بهینه‌سازی توابع هدف چندمتغیره غیرخطی، به صورت مستقیم مورد استفاده قرار می‌گیرد و نیازی به استفاده از مشتقات پیچیده این توابع ندارد. این روش با تولید یک سری از سیمپلکس‌ها به تعیین جواب بهینه می‌پردازد. سیمپلکس برای یک تابع n متغیره یک چند ضلعی محدب با n+۱

1. Numerical Methods
2. Downhill Simplex

رأس است (در مسأله حاضر یک سیمپلکس ۱۵ ضلعی). پس از تولید سیمپلکس‌ها، ۱۵ مقدار برای ارزش تابع نیز در ۱۵ رأس سیمپلکس به دست می‌آید که با هم قابل مقایسه هستند. پس از مقایسه مقادیر تابع در ۱۵ رأس سیمپلکس، بدترین رأس که (در یک مسأله حداقل‌سازی) بیشترین مقدار تابع را دارد، با نقطه‌ای دیگر جایگزین می‌شود و فرآیند تا هنگام همگرا شدن به جواب بهینه تکرار می‌شود. در واقع الگوریتم فرآیند تکراری شامل این مراحل است: ۱. مرتب‌سازی رئوس(بر حسب ارزش تابع)، ۲. محاسبه مرکز ثقل سیمپلکس و ۳. جایگزینی بدترین رأس(مجموعه پارامترها) با انعکاس نقاط، انبساط نقاط و انقباض نقاط. مراحل فوق تا هرچه کوچک و کوچکتر شدن چندضلعی و همگرا شدن به جواب بهینه ادامه می‌یابد. در واقع اگر بخواهیم ساده‌تر به عملکرد این الگوریتم بپردازیم، در نهایت مانند بسیاری از روش‌های عددی بهینه‌یابی روش کار این الگوریتم نیز به شکل تخصیص مقادیر به تمامی پارامترها، محاسبه مقدار تابع به ازای پارامترهای داده شده، تخصیص مقادیر جدید به یک یا برخی از پارامترها و مقایسه نتایج است.

پس از یافتن مقادیر بهینه پارامترها که به ازای آنها تابع مجموع درستنمایی حداکثر می‌شود (در عمل و در بهینه‌یابی منهای تابع مجموع درستنمایی حداقل می‌شود)، با جایگذاری پارامترها در رابطه (۷)، سری زمانی نرخ ورود معامله‌گران مطلع یعنی $\mu\alpha$ و نرخ ورود معامله‌گران غیرمطلع یعنی ۲ به دست می‌آید و می‌توان با استفاده از رابطه زیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را برای هر روز محاسبه کرد:

$$PIN_t = \frac{\alpha\mu_{t-1}}{\alpha\mu_{t-1} + 2\varepsilon_{t-1}} \qquad (۱۰)$$

PIN_t نشانگر پیش‌بینی انجام شده در دوره t-۱ در خصوص سهم معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی از کل معاملات در دوره t یا به عبارت دیگر احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در دوره t است.

۳-۲. انتخاب داده‌ها و استخراج معاملات خرید و فروش

برای دستیابی به تصویری مناسب از وضعیت معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی و ریسک اطلاعات در صنایع مختلف بورس تهران، در پژوهش حاضر، داده‌های مربوط به تمامی معاملات انجام شده بر روی ۲۲ نماد معاملاتی از ۱۱ صنعت متفاوت (۲ نماد معاملاتی از هر صنعت)، از ۱۰ فروردین ۱۳۹۲ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۵ مورد استفاده قرار گرفت. در اینجا باید به این نکته اشاره کرد که با توجه به این که برای بخش مهمی از نمادهای بورس تهران، حجم معاملات در اغلب روزهای معاملاتی پایین بوده و در شرایط رکودی بازار ، برای برخی از آنها گهگاه در طی یک روز تنها چند معامله با یک قیمت ثابت انجام می‌شود، استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار (از جمله مدل مورد استفاده در مطالعه حاضر) در خصوص چنین نمادهایی با چالش مواجه است. زیرا همانگونه که بیان شد، این مدل‌ها برای شناسایی جریان غیرقابل مشاهده اطلاعات خصوصی چاره‌ای جز تکیه بر نوسانات قیمت‌ها و حجم معاملات که قابل مشاهده هستند ندارند و در صورتی که برای یک نماد معاملاتی، در اغلب روزهای معاملاتی تعداد معاملات و تغییرات قیمت بسیار محدود باشد، استفاده از این مدل‌ها نمی‌تواند منطقی باشد. با توجه به محدودیت ناشی از عمق کم معاملات، نمادهای برخی از صنایع همچون حمل ونقل، محصولات کانی غیرفلزی و کاشی و سرامیک در بین نمادهای مورد بررسی در مطالعه حاضر نیستند.

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. انتخاب نمادهای با بیشترین روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت از آن رو اهمیت دارد که برای رسیدن به تخمین پویا از ورود معامله‌گران به بازار و استخراج تغییرات محتوای اطلاعاتی معاملات سهم در هر روز، باید بتوان تعداد معاملات سمت خرید و فروش هر روز را برای هر نماد مشخص کرد(چنان که در ادامه می‌آید) که آن نیز منوط به وجود تعداد معاملات کافی همراه با تغییر قیمت است. بنابراین 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 نرم افزار R محاسبه شده است. به عنوان مثال نماد «البرز» در فاصله زمانی ۱۰ فروردین ۱۳۹۲ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۵، در ۹۱۸ روز مورد معامله قرار گرفته است، اما در ۶۵ روز معاملاتی، معاملات این نماد از اولین تا آخرین معامله بدون تغییر قیمت انجام شده است و بنابراین تعداد روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت برای این نماد در این دوره، ۸۵۳ 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 شده‌اند و دو نماد نخست از هر صنعت انتخاب شده‌اند.

داده‌های مورد نیاز در خصوص معاملات روزانه نمادهای منتخب از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران به دست آمده است. پس از استخراج داده‌های مورد نیاز ، معاملات انجام شده با استفاده از قاعده تیک[1] به دو گروه معاملات فروش و معاملات خرید تقسیم شدند. نحوه عملکرد این الگوریتم به این گونه است که معاملات هر روز بر حسب زمان وقوع مرتب می‌شوند و قیمت هر معامله با معامله قبل از خود مقایسه می‌شود. اگر قیمت معامله نسبت به معامله قبلی افزایش یافته باشد، معامله خرید و اگر قیمت کاهش یافته باشد، معامله فروش روی داده است. اگر در چند معامله پیاپی قیمت تغییر نکند، قیمت معامله با آخرین معامله‌ای که پس از آن قیمت تغییر کرده است مقایسه می‌شود. بنابراین اگر تمامی معاملات یک سهم در یک روز با قیمت یکسان انجام شده باشد، امکان طبقه‌بندی معاملات به معاملات خرید و فروش وجود ندارد و به این دلیل، چنانکه اشاره شد، در این مطالعه از هر صنعت نمادهایی انتخاب شده‌اند که بیشترین تعداد روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت را در دوره مورد بررسی داشته‌اند.

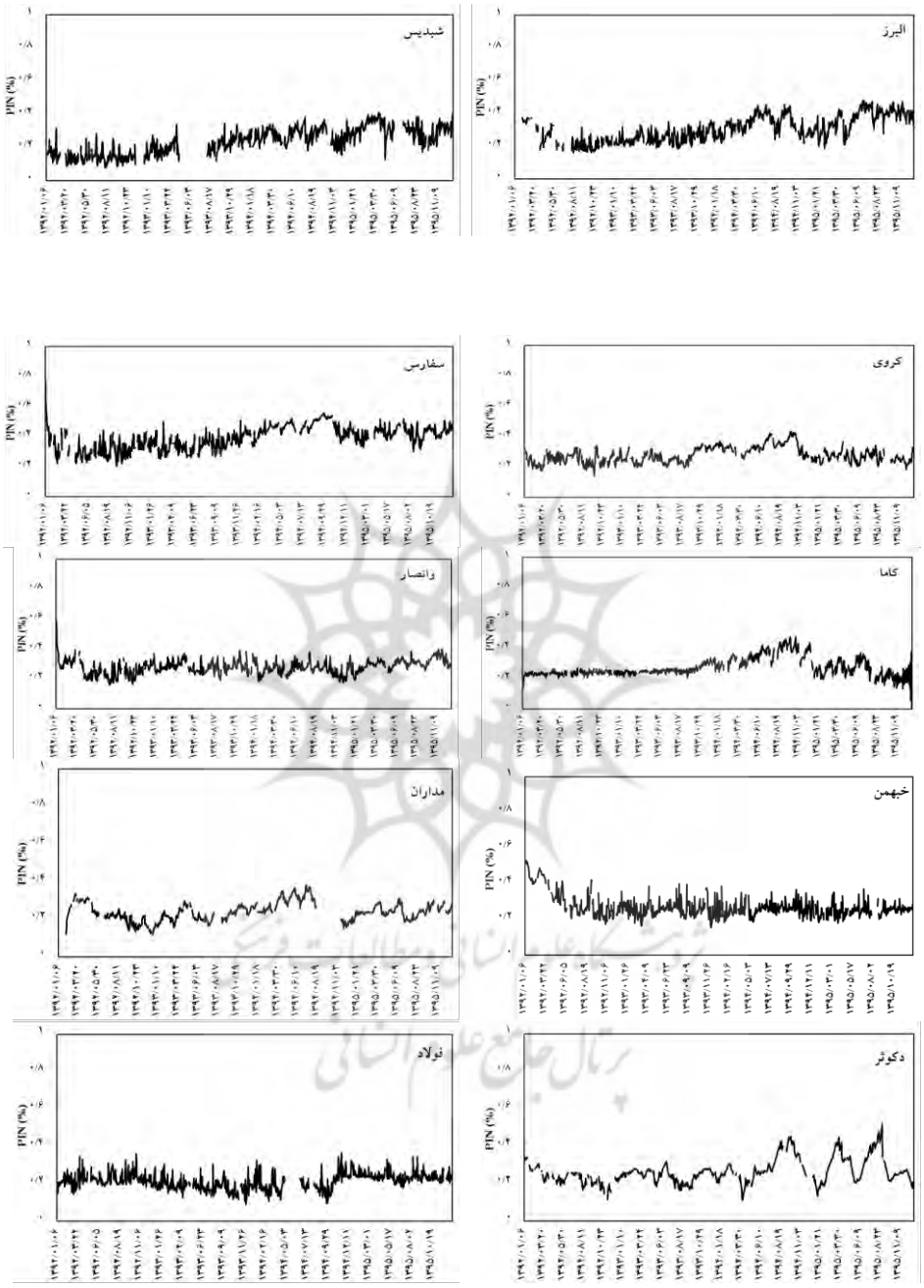
٤. یافته‌های پژوهش

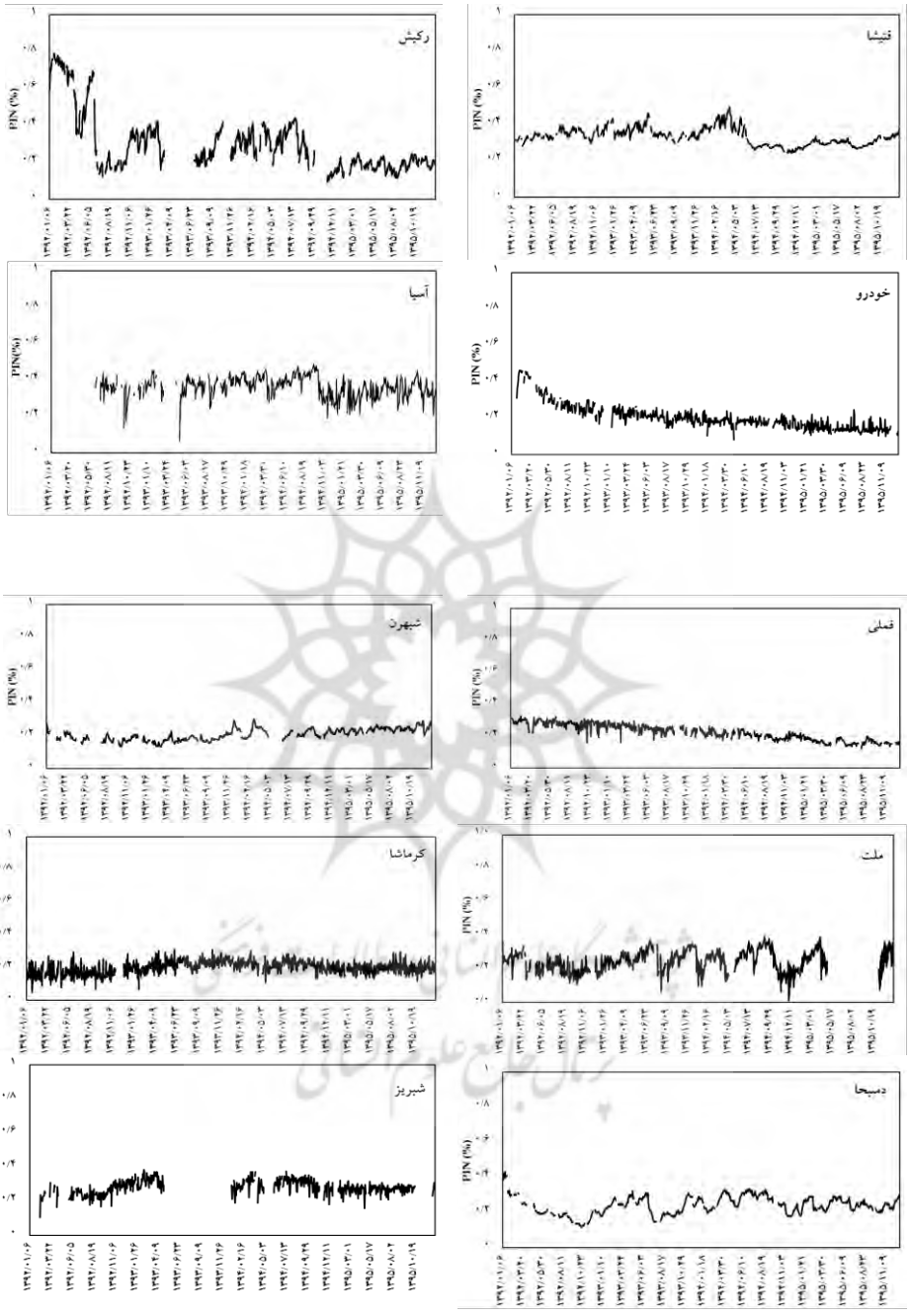
پس از انجام فرآیند بهینه‌یابی بر روی تمامی نمادهای منتخب و به دست آوردن نتایج تخمین معادلات (۷) و(۸)، برای بررسی روند ریسک اطلاعات، سری‌های زمانی احتمال

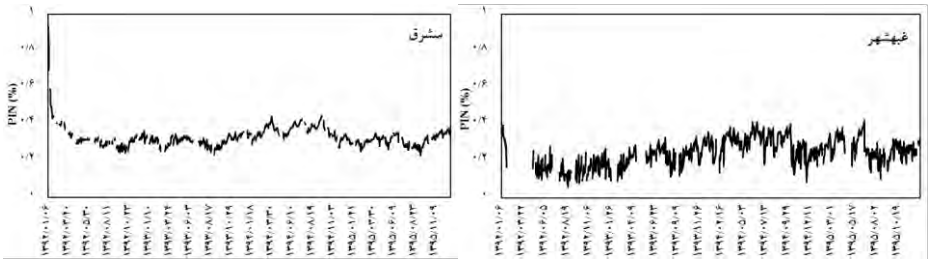
1. The Tck Rule

معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای ۲۲ نماد مورد بررسی محاسبه شده و در نمودار ۲ رسم شده است (برای جلوگیری از طولانی شدن متن مقاله، نتایج کامل تخمین پارامترها در پیوست (۱) ارائه شده است). همچنین آماره‌های توصیفی سری‌های زمانی به دست آمده نیز در جدول شماره ۱ ارائه شده است. گسستگی‌های مشاهده شده در سری‌های زمانی احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی نمادها مربوط به روزهایی است که امکان محاسبه این احتمال وجود نداشته که خود شامل سه حالت است؛ نخست روزهایی که بازار باز بوده است اما نماد معاملاتی به هر دلیلی بسته بوده است، دوم روزهایی که نماد معاملاتی باز بوده اما معامله‌ای صورت نگرفته و سوم روزهایی که تمامی معاملات سهم در یک قیمت انجام شده و امکان استخراج معاملات خرید و فروش وجود نداشته است. ذکر این نکته ضروری است که طولانی‌ترین گسستگی‌های مشاهده شده در نمودار ۲ مربوط به دو نماد شبریز در سال ۱۳۹۳ و ملت در سال ۱۳۹۵ است. این گسستگی‌ها از آنجا ناشی می‌شود که نمادهای پالایشگاهی از جمله شبریز در سال ۱۳۹۳ به دلیل اختلاف بر سر قیمت خوراک و فرآورده‌های نفتی با وزارت نفت و ابهام در پیش‌بینی سود این شرکت‌ها به مدت طولانی بسته بودند و اغلب نمادهای بانکی از جمله ملت نیز در بیشتر ماه‌های سال ۱۳۹۵ به دلیل اختلاف با بانک مرکزی بر سر تهیه صورت‌های مالی بسته بودند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی


البرز
شبدیس
کروی
سفارس
کاما
وانصار
خبهمن
مدارات
دکوثر
فولاد
PIN (%)


رکیش
فنیشا
آسیا
خودرو
شهرن
قملی
کرماشا
ملت
شبریز
دمبحا
PIN (%)



نمودار۲. سری‌های زمانی احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود، برای برخی نمادها نظیر فملی، کرماشا، شبهرن و شبریز نوسانات ریسک اطلاعاتی در دوره مورد بررسی به نسبت محدود بوده است، در حالی که نمادهایی نظیر البرز و رکیش نوسانات بسیار بالایی را در احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی داشته‌اند. این موضوع در انحراف معیار PIN روزانه این نمادها که در جدول شماره ۱ آورده شده است نیز قابل مشاهده است. نگاهی به تغییرات احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی نمادهای مورد بررسی گویای آن است که ریسک اطلاعات برای نمادهای سفارس، شبدیس و البرز در طول دوره مورد بررسی روند افزایشی محسوسی داشته و در مقابل رکیش، خودرو و فملی با کاهش این ریسک مواجه بوده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. آماره‌های توصیفی سری‌های روزانه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

نماد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	میانه	حداکثر
البرز	۰/۳۰۴	۰/۰۷۹	۰/۱۶۰	۰/۲۹۴	۰/۴۷۸
شبدیس	۰/۲۳۹	۰/۰۷۸	۰/۰۷۸	۰/۲۴۴	۰/۴۱۲
کروی	۰/۲۷۹	۰/۰۵۲	۰/۱۴۲	۰/۲۷۲	۰/۴۳۷
سفارس	۰/۳۹۴	۰/۰۷۸	۰/۲۰۲	۰/۴۰۴	۰/۷۷۰
کاما	۰/۲۷۴	۰/۰۶۲	۰/۰۵۸	۰/۲۵۴	۰/۴۷۷
وانصار	۰/۲۷۹	۰/۰۴۷	۰/۱۶۱	۰/۲۸۰	۰/۵۹۴
خبهمن	۰/۲۶۹	۰/۰۶۱	۰/۱۵۴	۰/۲۵۶	۰/۵۳۱
مداران	۰/۲۴۲	۰/۰۴۸	۰/۱۲۳	۰/۲۳۸	۰/۳۸۴
دکوثر	۰/۲۶۶	۰/۰۶۸	۰/۱۱۲	۰/۲۵۵	۰/۵۲۲
فولاد	۰/۲۱۴	۰/۰۴۳	۰/۰۸۹	۰/۲۱۴	۰/۳۶۸
قنیشا	۰/۳۳۲	۰/۰۴۸	۰/۲۴۴	۰/۳۲۸	۰/۴۹۴
رکیش	۰/۲۹۸	۰/۱۵۵	۰/۰۹۱	۰/۲۴۷	۰/۷۸۹
خودرو	۰/۲۰۳	۰/۰۶۵	۰/۰۸۴	۰/۱۸۹	۰/۴۶۵
آسیا	۰/۳۶۲	۰/۰۵۷	۰/۰۶۴	۰/۳۶۷	۰/۶۰۰
فملی	۰/۲۲۵	۰/۰۴۹	۰/۱۲۳	۰/۲۲۵	۰/۳۲۶
شبهرن	۰/۲۰۷	۰/۰۳۵	۰/۱۳۰	۰/۲۰۷	۰/۳۰۱
ملت	۰/۲۴۷	۰/۰۶۴	۰/۰۱۲	۰/۲۵۰	۰/۴۲۷
کرماشا	۰/۲۰۲	۰/۰۴۰	۰/۰۵۰	۰/۲۰۴	۰/۳۱۳
دسبحا	۰/۲۴۲	۰/۰۵۱	۰/۱۱۹	۰/۲۴۲	۰/۴۳۳
شبریز	۰/۲۸۲	۰/۰۴۱	۰/۱۰۵	۰/۲۸۲	۰/۳۸۴
غبهشهر	۰/۲۵۰	۰/۰۷۴	۰/۰۵۹	۰/۲۵۴	۰/۴۲۲
سشرق	۰/۳۳۰	۰/۰۵۳	۰/۲۲۸	۰/۳۲۲	۰/۹۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در ستون دوم جدول شماره ۱، میانگین احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی هریک از نمادهای مورد بررسی را در چهارسال مورد بررسی یعنی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ ارائه شده است. پایینترین میانگین احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی ۲۰/۲ درصد (نماد کرماشا) و بالاترین میانگین نیز ۳۹/۴ (نماد سفارس) بوده است. در مطالعه ایزلی و

همکاران (۲۰۰۸) در خصوص بورس نیویورک، پایین‌ترین میانگین این احتمال ۸/۳ درصد و بالاترین میانگین ۱۸/۷ درصد بوده است که فاصله قابل توجهی را با بورس تهران نشان می‌دهد. با مقایسه دو عدد ۱۸/۷ و ۲۰/۲ می‌توان گفت که در واقع به صورت متوسط، پرریسک‌ترین نماد بورس نیویورک در مطالعه مذکور از نظر وجود اطلاعات خصوصی، کم ریسک‌تر از کم ریسک‌ترین نماد بورس تهران در پژوهش حاضر بوده است. همچنین طبق ستون‌های پنجم و هفتم جدول شماره ۱، پایینترین PIN روزانه تجربه شده در نمادهای مورد بررسی ۱/۲ درصد و بالاترین میزان آن نیز ۹۳/۳ درصد بوده است. اعداد متناظر در مطالعه انجام شده برای بورس نیویورک برابر ۲/۶ و ۳۵/۵ درصد بوده است، بنابراین با مقایسه دو عدد ۹۳/۳ و ۳۵/۵ می‌توان گفت که جدای از بالاتر بودن سطح میانگین ریسک اطلاعات در بورس تهران نسبت به بورس نیویورک، حداکثر سطوح تجربه شده این ریسک در بورس تهران نیز بسیار فراتر از بازار توسعه‌یافته‌ای همچون بورس نیویورک است. این نتیجه را می‌توان در ارتباط مستقیم با فضا و ساختار حاکم بر بورس تهران در قیاس با بازارهای توسعه‌یافته دانست. علاوه بر ضعف کلی بازار در مواردی نظیر افشای به موقع اطلاعات مهم، قدرت نظارتی ناظر بازار و مقابله با تخلفات که باعث بالاتر بودن کلی میانگین ریسک اطلاعات در بازار می‌شود، به دلیل وجود نمادهایی با عمق معاملاتی به نسبت 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 این بازار فراتر از بازارهای توسعه‌یافته است.

با گرفتن میانگین از تمامی احتمالات روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در نمادهای منتخب در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵، عدد ۲۷ درصد به دست می‌آید. این میزان، از مقدار محاسبه شده در اغلب مطالعات انجام شده با مدل ایستا در خصوص بورس تهران که به عدد ۲۴ درصد رسیده بودند بالاتر است. همچنین مقایسه این نتیجه با نتایج مطالعات جهانی انجام شده با استفاده از PIN پویا جالب توجه است. سهم متوسط ۲۷ درصدی

معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی از معاملات بورس تهران، دوبرابر میزان محاسبه شده توسط ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) برای بورس نیویورک یعنی ۱۳/۵ درصد است. همچنین با توجه نتایج مطالعه آگودلو و همکاران (۲۰۱۵)، می‌توان گفت که میانگین سطح ریسک اطلاعات برای بورس تهران از میانگین بورس‌های برزیل (۲۵/۴ درصد)، کلمبیا (۲۵/۴ درصد) و مکزیک(۲۳/۵ درصد) بیشتر و از بورس‌های شیلی(۲۸/۱ درصد)، آرژانتین (۳۲/۵ درصد) و پرو (۳۳/۹ درصد) کمتر است.

با مقایسه اعداد ستون سوم و پنجم جدول شماره ۱ برای نمادهای معاملاتی، مشاهده می‌شود فاصله قابل توجهی بین حداقل و حداکثر PIN روزانه تجربه شده در معاملات آن-ها وجود دارد و چنانچه در نمودار ۲ هم مشاهده می‌شود، سطح ریسک اطلاعات برای اغلب سهم‌ها در طول زمان دامنه تغییرات قابل توجهی دارد. همچنین مشاهده می‌شود نمادهایی که میانگین ریسک اطلاعاتی بسیار نزدیکی دارند (نظیر کروی و انصار یا رکیش و البرز) اختلاف قابل‌توجهی در حداکثر احتمال روزانه مواجه شدن با این ریسک دارند. این موضوع تأییدی بر چشمگیر بودن اطلاعات از دست رفته در خصوص ریسک اطلاعاتی، در صورت استفاده از مدل ایستا به جای مدل پویا است، زیرا چنانکه ذکر شد، مدل ایستا با فرض ابت بودن نرخ ورود معامله‌گران در تمامی روزها محاسبه می‌شود و به یک عدد ثابت می‌رسد.

صنایع سیمان و بیمه تنها صنایعی هستند که احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در هر دو نماد منتخب از هرکدام آن‌ها(سفارس، سشرق، آسیا و البرز) بالاتر از ۳۰ درصد بوده است. به عبارت دیگر در نمونه و دوره مورد بررسی این مطالعه، این دو صنعت ریسک اطلاعات بالاتری نسبت به بقیه صنایع داشته‌اند. همچنین پتروشیمی و فلزات اساسی دو صنعتی هستند که برای هر دو نماد منتخب از هرکدام آن‌ها(شبدیس، کرماشا، فملی و فولاد)، میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی کمتر از ۲۵ درصد بوده است و ریسک اطلاعاتی کمتری در مورد آن‌ها وجود داشته است.

با توجه به ماهیت مقوله اطلاعات خصوصی و اطلاعات نامتقارن، بررسی دقیق علت بالاتر بودن ریسک اطلاعات یک نماد یا یک صنعت در یک دوره زمانی، منوط به بررسی روند انتشار اطلاعات و صورت‌های مالی در طول زمان و رصد رویدادهای مهم مربوط به نماد در طی زمان است که مطالعات و بررسی‌های جداگانه‌ای می‌طلبد، اما با توجه به مباحث مطرح شده در ادبیات مالی، اندازه بنگاه عاملی موثر در شدت عدم تقارن اطلاعاتی است. به عنوان مثال آتیاس[1] (۱۹۸۵)، فریمن[2] (۱۹۸۷)، لورنته و همکاران[3] (۲۰۰۲) و چا[4] (۲۰۰۵) در مطالعات خود بر این موضوع تأکید کرده‌اند که عدم تقارن اطلاعاتی در سهام شرکت‌های کوچک بیشتر از شرکت‌های بزرگ است. چنین استدلال می‌شود که اطلاعات عمومی در دسترس در خصوص بنگاه‌های بزرگ بیشتر از بنگاه‌های کوچک است و از طرف دیگر چون اطلاعات شرکت‌های کوچک کمتر مورد توجه و تجزیه‌و-تحلیل تحلیلگران حرفه‌ای قرار می‌گیرد، احتمال مخدوش یا غیردقیق بودن آنها نیز بیشتر است. بلاسکو و کردور (۲۰۱۷) در راستای تبیین یافته‌های تجربی خود _که در قسمت پیشینه پژوهش به آن اشاره شد_ بیان می‌کنند که فضای اطلاعاتی شرکت‌های بزرگ شفاف‌تر و دسترسی به اطلاعات این شرکت‌ها آسانتر است، بنابراین معامله‌گران غیرمطلع بیشتر جذب چنین شرکت‌هایی می‌شوند، در حالی که فضای اطلاعاتی پیرامون شرکت‌های کوچکتر با ابهام بیشتری مواجه است که محل مناسبی برای فعالیت معامله‌گران مطلع ایجاد می‌کند. با توجه به موارد فوق به نظر می‌رسد، یکی از مهمترین علت‌های پایین بودن ریسک اطلاعاتی در نمادهای مورد بررسی دو صنعت پتروشیمی و فلزات اساسی را باید این موضوع دانست که چون این شرکت‌ها از شرکت‌های با ارزش بازار بالا و به اصطلاح شاخص‌ساز بورس تهران به شمار می‌روند و همواره مورد توجه فعالان بازار، تحلیلگران و رسانه‌ها قرار دارند، فضای اطلاعاتی پیرامون این شرکت‌ها نیز به نسبت شفاف‌تر و احتمال

1 .Atiase

2 .Freeman

3. Llorente et al

4. Chae

مواجه شدن با سوء استفاده از اطلاعات نهانی در معامله آن‌ها نیز کمتر است. در نقطه مقابل، بالا بودن احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در شرکت‌های صنعت بیمه را نیز می‌توان به ارزش بازاری به نسبت اندک آن‌ها، تمرکز کمتر فعالان و تحلیگران بازار و غفلت از این سهم‌ها، مرتبط دانست. همچنین، بخشی از سطح بالای ریسک اطلاعاتی در نمادهای منتخب صنعت سیمان در دوره مورد بررسی پژوهش حاضر را می‌توان ناشی از وضعیت این صنعت این دانست. در سال ۱۳۹۱، عرضه محصول شرکت‌های سیمانی در بورس کالا متوقف شد، این موضوع در کنار مازاد عرضه قابل توجه سیمان (در پی رکود ساخت‌وساز) و رقابت پنهان تولیدکنندگان برای فروش با قیمت‌های پایین‌تر از قیمت مصوب، باعث شد تا حالت چند قیمتی و عدم شفافیت قیمت در بازار سیمان وجود داشته باشد که انتقال این عدم شفافیت به سودآوری این شرکت‌ها می‌تواند یکی از دلایل بالا بودن ریسک اطلاعات آن‌ها در این دوره باشد.

۵. نتیجه‌گیری

کمبود شفافیت و شیوع استفاده از اطلاعات نهانی، یکی از مشکلاتی است که فعالان بازار سهام در ایران همواره از آن گله‌مند هستند و آن را یکی از موانع اصلی توسعه بازار سهام می‌دانند. احتمال مواجه شدن با معامله‌گران مطلع که از اطلاعات بهتری نسبت به عموم خریداران و فروشندگان سهام برخوردارند، ریسکی را بر معامله‌گران نامطلع وارد می‌کند که در ادبیات مالی از آن با عنوان ریسک اطلاعات یاد شده است. علیرغم نقش پراهمیت اطلاعات خصوصی و نهانی در عملکرد بازار، سنجش و بررسی زمان و شدت استفاده از این اطلاعات به سادگی امکان‌پذیر نیست، با این‌حال مدل‌های ریزساختار بازار، روش‌هایی برای سنجش میزان استفاده از اطلاعات نهانی در مطالعات تجربی فراهم کرده‌اند.

شناخته‌شده‌ترین شاخصی که در ادبیات ریزساختار بازار برای سنجش وضعیت جریان اطلاعات خصوصی در بازار و شدت ریسک اطلاعات مطرح شده است، احتمال وقوع

معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی یا PIN است. مطالعات داخلی که پیش از مطالعه حاضر در خصوص سنجش ریسک اطلاعات در بورس تهران منتشر شده‌اند، از شاخص ایستای PIN بهره برده‌اند که علیرغم اطلاعات مفیدی که به دست می‌دهد، فروض محدود کننده مهمی دارد. برای به دست آوردن شاخص ایستای PIN فرض می‌شود که نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع در تمامی روزها یکسان است و در نهایت یک عدد ثابت در خصوص احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای یک دوره به دست می‌آید، در صورتی که در واقعیت فعالان بازار به صورت مستمر و روزانه به کسب اطلاعات در خصوص فضای معاملات می‌پردازند و میزان حضور معامله‌گران (چه مطلع و چه غیرمطلع) در بازار تغییر می‌کند و بنابراین احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی نیز در تمامی روزها یکسان نیست.

برای ارائه تصویر دقیقتر و پویا از وضعیت ریسک اطلاعات در بورس تهران، در پژوهش حاضر از مدل پویای PIN استفاده شد که در آن نرخ ورود معامله‌گران مطلع و غیرمطلع در هر روز با توجه به آخرین اطلاعات موجود تغییر می‌کند و احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی نیز در هر روز به صورت جداگانه محاسبه می‌شود. اطلاعات ریز معاملات انجام شده در هر روز برای ۲۲ نماد از ۱۱ صنعت بورس تهران در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ برای تخمین مدل پویا مورد استفاده قرار گرفت.

نتایج به دست آمده از بهینه‌یابی مدل با استفاده از الگوریتم سیمپلکس سراشیبی نشانگر نوسان قابل توجه ریسک اطلاعات در سهم‌های مختلف در طول دوره مورد بررسی و همچنین فاصله چشمگیر بین حداقل و حداکثر PIN روزانه در معاملات آن‌ها است. همچنین مشاهده شد که نمادهایی با میانگین ریسک اطلاعاتی بسیار نزدیک، اختلاف قابل‌توجهی در حداکثر احتمال روزانه مواجه شدن با این ریسک داشته‌اند. در شرایطی که پایینترین میانگین احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در نمادهای مورد بررسی این مطالعه ۲۰/۲ درصد و بالاترین میانگین نیز ۳۹/۴ به دست آمد، پایینترین PIN روزانه تجربه شده در نمادهای مورد بررسی ۱/۲ درصد و بالاترین میزان آن نیز ۹۳/۳ درصد بوده

است. این نتایج تأیید می‌کنند که استفاده از مدل‌های ایستا (که در تمامی مطالعات پیشین داخلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند) باعث از دست رفتن اطلاعات قابل‌ملاحظه‌ای در خصوص تحولات ریسک اطلاعاتی در طی زمان می‌شود.

میانگین کل احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در نمادهای مورد بررسی این پژوهش ۲۷ درصد به دست آمد که از مقدار محاسبه شده در اغلب مطالعات انجام شده با مدل ایستا در خصوص بورس تهران یعنی ۲۴ درصد اندکی بالاتر است. همچنین مقایسه نتایج مطالعه حاضر با مطالات خارجی گویای آن است که علاوه بر بالاتر بودن سطح میانگین ریسک اطلاعات در بورس تهران، حداکثر سطوح تجربه شده این ریسک در بورس تهران (۹۳/۳ درصد) نیز بسیار فراتر از بازار توسعه یافته‌ای همچون بورس نیویورک(۳۵/۵ درصد) است. فاصله بسیار زیاد حداکثر احتمال روزانه معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی از سطح میانگین آن (۹۳/۳ درصد و ۲۷ درصد) در بورس تهران به این معنی است که استفاده از مدل‌های پویا (مانند مدل مورد استفاده در پژوهش حاضر) که بتوانند تغییرات در طی زمان را بهتر اندازه‌گیری کنند در مطالعات مربوط به بازارهایی مانند بورس تهران اهمیت بالایی دارد.

در بین ۱۱ صنعت مورد بررسی در این پژوهش، نمادهای منتخب دو صنعت بیمه و سیمان بالاترین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را داشته‌اند، به نظر می‌رسد ارزش پایین بازاری و تمرکز به نسبت پایین فعالان و تحلیلگران بازار در خصوص صنعت بیمه و نبود شفافیت قیمت فروش در صنعت سیمان در دوره مورد بررسی، از عوامل مهم بالا بودن ریسک اطلاعات در این صنایع باشد. در نقطه مقابل، پتروشیمی و فلزات اساسی دو صنعتی هستند که ریسک اطلاعاتی به نسبت کمتری در مورد آن‌ها وجود داشته است. یکی از مهمترین علت‌های این موضوع را می‌توان ارزش بازاری بالا و شاخص‌ساز بودن نمادهای این صنایع دانست که باعث می‌شود همواره مورد توجه فعالان بازار، تحلیلگران و رسانه‌ها باشند و فضای اطلاعاتی پیرامون آنها نیز به نسبت شفاف‌تر باشد.

با توجه به نتایج مطالعه حاضر پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران و مسئولان سازمان بورس ضمن تلاش برای شناسایی و استفاده از ابزار و قوانین نوین در راستای کاهش سطح عمومی ریسک اطلاعات در بورس تهران، به صورت ویژه برکاهش این ریسک در شرکت‌ها و صنایعی تمرکز کنند که سطوح میانگین و حداکثری بالاتری از احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را تجربه می‌کنند. در این راستا، انجام مطالعات مالی و حسابداری توسط پژوهشگران برای شناسایی عوامل موثر بر سطح این ریسک در بورس تهران نیز توصیه می‌شود، زیرا پس از شناخت مهمترین نقایص قانونی و ویژگی‌های شرکتی موثر بر ریسک اطلاعات است که می‌توان در راستای برنامه‌ریزی برای کاهش این ریسک در بورس تهران اقدام کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

- Aflatooni, A., Sohrabi, R. (2015). The Effect of Calendar Anomaly of Religious Time on Use of Private Information in Stock Trading. *Journal of Financial Accounting Research*, 7(2), 1-16.
- 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.
- Atiase, R. K. (1985). Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements. *Journal of Accounting Research*, 23(1),21-36.
- Bińń-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.
- Brunnermeier, M. K. (2001). Asset pricing under asymmetric information: Bubbles, crashes, technical analysis, and herding. Oxford University Press on Demand.
- 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.
- Chae, J. (2005). Trading volume, information asymmetry, and timing information. *The journal of finance*, 60(1), 413-442.
- Dey, M. K., & Radhakrishna, B. (2015). Informed trading, institutional trading, and spread. *Journal of Economics and Finance*, 39(2), 288-307.
- Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *The journal of finance*, 57(5), 2185-2221.
- Easley, D., Kiefer, N. M., O'hara, M., & Paperman, J. B. (1996). Liquidity, information, and infrequently traded stocks. *The Journal of Finance*, 51(4), 1405-1436.
- llll yy D N Kiffer a O'Har (7777)) Th iff rr mtt io nnntnnt of the trading process, *Journal of Empirical Finance*, 4(2-3), 159-186.
- llll yy D N Kiefer ddd O'Har (bbbbbb O yyy i th life ff very common stock, *Review of Financial Studies* 10(3), 805-835.

- 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.
- Freeman, R. N. (1987). The association between accounting earnings and security returns for large and small firms. *Journal of Accounting and Economics*, *9*(2), 195-228.
- 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.
- Hwang, L. S., Lee, W. J., Lim, S. Y., & Park, K. H. (2013). Does information risk affect the implied cost of equity capital? An analysis of PIN and adjusted PIN. *Journal of Accounting and Economics*, 55(2-3), 148-167.
- 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.
- Llorente, G., Michaely, R., Saar, G., & Wang, J. (2002). Dynamic volume-return relation of individual stocks. *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1005-1047.
- 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.
- O'Hara, M. (2003). Presidential address: Liquidity and price discovery. *The Journal of Finance*, 58(4), 1335-1354.
- Raee, R., Mohammadi, S., Eyvazlu, R. (2013). Estimating Probability of Private Information Based Trade Using Microstructure Model. *Financial Research*, 15(1), 17-28.
- Rahmaniani M, Taleblo R. (2017). Measuring Probability of Informed Trading in Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Modeling Research*, 8 (29) ,73-98
- Shamsoddini, M., Shahiki Tash, M., & Khodadad Kashi, F. (2017). Measuring Asymmetric Information in Food Products and Beverages Industry's Active Firms in Tehran Stock Exchange. *Agricultural Economics & Development*, 31(1), 60-72.

پیوست ۱. نتایج تخمین معادلات

اعداد درون پرانتز بیانگر انحراف معیار تخمین هریک از پارامترهاست.

پارامتر	نماد معاملاتی							
	البرز	خودرو	دسبحا	رکیش	فولاد	شبهرن	کروی	شبدیس
α	۰/۲۶۳۳۰ (۰/۰۱۴۴۰)	۰/۲۵۷۳۵ (۰/۰۱۵۲۴)	۰/۲۱۳۴۳ (۰/۰۱۲۳۰۲)	۰/۱۷۶۶۰ (۰/۰۳۵۲۲)	۰/۲۶۵۸۹ (۰/۰۰۰۷۱)	۰/۲۶۶۰۴ (۰/۰۰۶۳۴)	۰/۳۹۷۵۵ (۰/۰۱۱۵۴)	۰/۳۱۷۳۳ (۰/۰۱۶۳۰)
δ	۰/۲۴۶۰۱ (۰/۰۲۹۴۶)	۰/۳۱۰۴۱ (۰/۰۲۷۳۴)	۰/۲۵۴۰۲ (۰/۰۳۳۲۱۸)	۰/۲۰۸۳۳ (۰/۰۳۷۸۵)	۰/۲۵۹۴۱ (۰/۰۳۱۰۲)	۰/۱۳۶۷۰ (۰/۰۲۶۰۸)	۰/۲۴۶۰۲ (۰/۰۲۶۱۹)	۰/۱۹۴۵۶ (۰/۰۲۵۲۰)
g_1	۰/۰۰۱۰۶ (۰/۰۰۰۰۵)	−۰/۰۰۱۴۳ (۰/۰۰۰۰۵)	−۰/۰۰۰۳۲ (۰/۰۰۰۰۲)	−۰/۰۰۴۳۳ (۰/۰۰۰۰۲)	−۰/۰۰۰۳۰ (۰/۰۰۰۰۷)	−۰/۰۰۰۰۵ (۰/۰۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۰۷ (۰/۰۰۰۰۱)	−۰/۰۰۰۰۴ (۰/۰۰۰۰۶)
g_2	−۰/۰۰۰۶۹ (۰/۰۰۰۰۴)	−۰/۰۰۰۰۴ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۰۰۱۲ (۰/۰۰۰۰۲)	−۰/۰۰۰۲۶ (۰/۰۰۰۰۶)	−۰/۰۰۰۰۷ (۰/۰۰۰۰۵)	−۰/۰۰۰۱۳ (۰/۰۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۰۰۲۶ (۰/۰۰۰۰۲)
ω_1	۹/۴۳۱۶۲ (۰/۵۷۹۱۴)	۹۵/۹۴۵۳۵ (۲/۱۳۶۲۰)	۲/۵۶۴۸۴ (۰/۱۳۰۰۳۷)	۱۵۳/۰۸۳۷۵ (۰/۴۳۸۴۲)	−۷۰/۵۶۲۵۵ (۱/۵۷۶۳۵)	۱۵/۲۵۸۳۱ (۰/۸۷۵۲۱)	۱۹/۳۰۰۷۰ (۰/۳۴۵۶۹)	۱۷/۵۳۵۷۵ (۱/۱۵۰۰۰)
ω_2	۴/۳۰۷۰۴ (۰/۶۵۲۶۸)	۸۹/۱۱۰۴۲ (۰/۹۱۳۳۹)	۲/۳۴۶۴۰ (۰/۳۹۸۱۲۲)	۸/۴۰۴۴۴ (۰/۷۶۳۴۵)	−۴۳/۴۱۹۱۲ (۱/۱۹۳۰۲)	۵۴/۷۷۵۴۲ (۱/۵۴۴۵۳)	۳۰/۰۸۶۳۵ (۰/۵۰۸۸۱)	۱۵/۴۴۶۲۳ (۰/۷۸۱۰۰)
φ_{11}	۰/۰۷۲۹۳ (۰/۰۱۰۸۶)	۰/۳۹۲۲۱ (۰/۰۰۹۱۳)	۰/۹۳۰۸۹ (۰/۰۳۵۴۶)	−۰/۴۹۰۷۴ (۰/۰۲۴۷۵)	−۰/۷۷۰۵۷ (۰/۰۰۲۹۵)	۰/۵۵۲۲۴ (۰/۰۱۷۰۸)	۰/۴۹۴۷۵ (۰/۰۱۳۹۸)	−۰/۱۲۲۷۵ (۰/۰۲۲۶۰)
φ_{12}	۰/۰۷۰۴۹ (۰/۰۰۵۲۸)	۰/۱۰۳۱۰ (۰/۰۰۲۴۶)	−۰/۰۳۴۰۹ (۰/۰۰۳۰۰۱)	۰/۰۷۱۳۷ (۰/۰۰۴۹۱)	۰/۴۵۱۷۱ (۰/۰۰۲۳۰)	−۰/۰۳۳۹۲ (۰/۰۰۴۴۷)	۰/۰۳۷۲۷ (۰/۰۰۱۲۸)	۰/۰۲۴۵۵ (۰/۰۰۵۴۱)
φ_{21}	۰/۱۸۷۸۳ (۰/۰۲۳۰۴)	−۰/۳۳۰۷۲ (۰/۰۰۶۲۹)	۰/۰۳۴۱۵ (۰/۰۱۶۱۱۷)	−۰/۰۵۰۰۷ (۰/۰۱۴۴۳)	−۱/۸۹۳۸۵ (۰/۰۰۱۸۵)	−۱/۱۲۴۸۴ (۰/۰۹۴۷۳)	−۰/۵۹۶۹۸ (۰/۰۰۰۳۵)	−۰/۵۰۸۲۴ (۰/۰۴۰۰۰)
φ_{22}	۰/۵۸۷۶۷ (۰/۰۰۴۹۱)	۰/۷۷۴۵۶ (۰/۰۰۰۴۹)	۰/۸۱۹۶۳ (۰/۰۰۹۲۶۴)	۰/۷۰۶۷۹ (۰/۰۰۲۱۴)	۱/۱۸۷۹۴ (۰/۰۰۰۵۴)	۰/۶۹۲۴۴ (۰/۰۰۴۳۴)	۰/۸۶۸۹۲ (۰/۰۰۰۸۲)	۰/۷۴۴۴۶ (۰/۰۰۳۴۰)
Γ_{11}	۰/۱۸۳۹۲ (۰/۰۱۲۱۶)	۰/۱۱۹۰۸ (۰/۰۰۰۵۹)	۰/۰۳۱۰۵ (۰/۰۰۲۸۱۸)	۰/۰۳۲۹۹ (۰/۰۰۰۳۸)	۰/۲۷۰۳۲ (۰/۰۰۱۴۳)	۰/۰۸۶۳۹ (۰/۰۰۲۵۷)	۰/۱۹۸۸۸ (۰/۰۰۱۱۱)	۰/۲۵۴۶۵ (۰/۰۱۴۱۰)
Γ_{12}	۰/۰۶۹۳۷ (۰/۰۰۶۲۳)	−۰/۰۱۰۱۷ (۰/۰۰۰۸۴)	۰/۰۱۲۶۳ (۰/۰۰۲۰۶۱)	۰/۰۱۱۸۷ (۰/۰۰۰۲۸)	۰/۰۹۵۳۲ (۰/۰۰۰۸۷)	۰/۰۴۱۳۶ (۰/۰۰۲۱۳)	−۰/۰۰۹۲۰ (۰/۰۰۱۹۹)	۰/۰۵۴۹۰ (۰/۰۰۴۰۹)
Γ_{21}	۰/۲۶۴۴۹ (۰/۰۰۷۱۷)	۰/۲۲۵۲۰ (۰/۰۰۱۶۱)	۰/۱۲۹۰۴ (۰/۰۰۶۹۰۷)	۰/۱۵۶۶۹ (۰/۰۰۳۰۵)	۰/۳۸۶۶۱ (۰/۰۰۱۳۱)	۰/۲۶۱۸۶ (۰/۰۰۵۹۰)	۰/۳۴۶۵۹ (۰/۰۰۱۷۷)	۰/۳۳۸۲۱ (۰/۰۰۸۵۹)
Γ_{22}	۰/۲۹۸۶۲ (۰/۰۰۵۴۷)	۰/۱۳۸۳۰ (۰/۰۰۰۷۱)	۰/۱۰۰۴۸ (۰/۰۰۲۸۶۵)	۰/۲۵۵۲۳ (۰/۰۳۵۲۲)	۰/۳۲۸۰۰ (۰/۰۰۱۹۰)	۰/۲۷۱۷۵ (۰/۰۰۴۵۵)	۰/۱۰۷۹۶ (۰/۰۰۲۱۹)	۰/۲۳۵۷۱ (۰/۰۰۳۷۰)

"

پارامتر	نماد معاملاتی						
	آسیا	مداران	دکوثر	سشرق	وانصار	کرماشا	غبهشهر
α	۰/۴۰۰۴۸ (۰/۰۰۳۱۰)	۰/۲۶۳۶۹ (۰/۰۰۱۴۲)	۰/۲۸۲۶۰ (۰/۰۰۲۳۸)	۰/۳۹۶۱۹ (۰/۰۰۲۵۷)	۰/۳۴۶۷۱ (۰/۰۰۴۰۲)	۰/۳۱۴۴۹ (۰/۰۱۶۲۶)	۰/۲۷۹۵۹ (۰/۰۲۱۷۱)
δ	۰/۲۶۴۷۷ (۰/۰۳۰۲۸)	۰/۲۳۰۹۴ (۰/۰۲۸۰۶)	۰/۲۷۳۰۴ (۰/۰۲۹۲۰)	۰/۲۷۶۷۲ (۰/۰۳۲۲۲)	۰/۱۸۹۶۸ (۰/۰۲۶۴۷)	۰/۲۶۰۹۵ (۰/۰۲۷۶۰)	۰/۲۴۵۹۹ (۰/۰۳۲۴۹)
g_1	۰/۰۰۰۱۷ (۰/۰۰۰۰۳)	۰/۰۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۳۶ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۲ (۰/۰۰۰۰۲)	−۰/۰۰۲۶۵ (۰/۰۰۰۱۳)	−۰/۰۰۰۶۷ (۰/۰۰۰۰۵)
g_2	۰/۰۰۰۱۳ (۰/۰۰۰۰۲)	−۰/۰۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۲۷ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۱۰ (۰/۰۰۰۰۳)	−۰/۰۰۰۴۵ (۰/۰۰۰۰۲)
ω_1	۱۸/۷۴۵۰۰ (۰/۳۶۸۰۸)	۱۶/۶۵۶۳۵ (۰/۲۷۳۷۸)	۴/۰۳۹۶۲ (۰/۰۰۰۰۴)	۵۱/۲۹۹۲۲ (۰/۰۱۱۲۹)	۲۱/۰۳۰۱۶ (۰/۶۲۵۹۱)	۲۵/۱۲۸۶۱ (۲/۳۶۷۹۶)	۵۱/۹۴۸۲۷ (۳/۵۸۵۹۲)
ω_2	۲۰/۴۴۴۸۶ (۰/۱۱۰۱۳)	۳۹/۶۲۳۰۹ (۰/۸۹۹۵۷)	۶/۷۴۵۲۴ (۰/۰۷۸۹۵)	۸۷/۷۶۱۷۹ (۰/۲۸۹۷۵)	۲۶/۷۷۶۰۳ (۰/۶۵۴۰۳)	۶/۰۲۱۹۸ (۰/۴۷۵۱۵)	۳۷/۶۶۷۲۸ (۱/۱۸۷۴۵)
φ_{11}	−۰/۰۳۹۰۴ (۰/۰۱۳۲۶)	۰/۵۵۸۵۶ (۰/۰۰۰۳۴)	۰/۷۱۴۱۳ (۰/۰۰۰۰۱)	−۰/۵۹۱۳۸ (۰/۰۰۱۱۶)	۰/۲۸۳۰۸ (۰/۰۱۳۷۱)	−۰/۳۲۷۸۳ (۰/۰۳۵۸۲)	−۰/۵۳۲۶۳ (۰/۰۲۰۹۸)
φ_{12}	۰/۲۳۸۶۶ (۰/۰۰۴۶۹)	۰/۰۰۶۶۳ (۰/۰۰۱۴۵)	−۰/۱۰۵۴۳ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۴۵۱۳۵ (۰/۰۰۰۵۱)	۰/۰۲۸۰۵ (۰/۰۰۴۱۰)	۰/۱۲۳۸۴ (۰/۰۰۹۴۲)	۰/۱۶۵۸۸ (۰/۰۱۷۴۳)
φ_{21}	−۰/۸۶۷۲۲ (۰/۰۴۶۷۲)	−۰/۸۸۰۲۵ (۰/۰۰۲۵۳)	−۰/۱۱۲۵۳ (۰/۰۰۵۰۱)	−۲/۵۷۷۹۳ (۰/۰۰۰۲۱)	−۰/۶۵۷۴۱ (۰/۰۰۱۱۴)	۰/۹۶۹۳۷ (۰/۰۷۵۶۱)	−۰/۹۷۱۰۸ (۰/۰۵۶۴۵)
φ_{22}	۰/۹۷۱۰۴ (۰/۰۰۱۰۱)	۰/۸۵۲۲۹ (۰/۰۰۱۱۴)	۰/۵۸۱۷۵ (۰/۰۰۰۰۱)	۱/۶۰۷۸۹ (۰/۰۰۱۶۵)	۰/۸۳۷۴۸ (۰/۰۰۱۹۷)	۰/۴۴۵۷۹ (۰/۰۰۶۸۷)	۰/۸۱۳۴۴ (۰/۰۱۰۱۱)
Γ_{11}	۰/۳۰۳۵۱ (۰/۰۰۴۶۹)	۰/۱۱۵۹۱ (۰/۰۰۱۰۷)	۰/۱۵۳۱۱ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۱۵۷۷۲ (۰/۰۰۱۱۴)	۰/۲۹۳۸۳ (۰/۰۰۳۷۱)	۰/۲۳۷۵۵ (۰/۰۱۴۳۷)	۰/۲۰۳۱۴ (۰/۰۱۴۹۵)
Γ_{12}	−۰/۰۷۳۲۲ (۰/۰۰۰۵۲)	−۰/۰۰۱۸۶ (۰/۰۰۱۴۵)	۰/۰۵۸۴۹ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۳۰۶۱ (۰/۰۰۱۳۳)	۰/۰۴۹۱۱ (۰/۰۰۲۰۹)	−۰/۰۰۹۲۸ (۰/۰۰۳۷۳)	−۰/۰۲۴۵۴ (۰/۰۰۱۹۶)
Γ_{21}	۰/۳۵۹۳۷ (۰/۰۰۳۶۶)	۰/۳۴۷۰۹ (۰/۰۰۱۵۸)	۰/۳۸۹۲۸ (۰/۰۰۰۰۱)	۰/۳۱۶۳۰ (۰/۰۰۰۸۹)	۰/۳۸۷۴۳ (۰/۰۰۳۷۱)	۰/۴۳۱۵۳ (۰/۰۱۰۸۰)	۰/۳۹۵۹۵ (۰/۰۰۹۲۸)
Γ_{22}	۰/۰۵۶۶۶ (۰/۰۰۲۹۱)	۰/۰۹۲۳۱ (۰/۰۰۲۴۳)	۰/۱۵۶۴۲ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۳۷۵۴ (۰/۰۰۳۳۲)	۰/۱۸۸۹۰ (۰/۰۰۱۱۷)	۰/۲۵۴۸۳ (۰/۰۰۵۲۶)	۰/۲۳۳۱۶ (۰/۰۰۴۵۷)

پارامتر	نماد معاملاتی						
	سفارس	ملت	قنیشا	شبریز	فملی	کاما	خبهمن
α	۰/۵۴۵۲۰ (۰/۰۰۵۹۸)	۰/۱۹۶۹۰ (۰/۰۰۰۶۵)	۰/۳۷۱۸۴ (۰/۰۰۲۶۷)	۰/۳۸۹۰۷ (۰/۰۰۶۰۸)	۰/۲۲۹۱۱ (۰/۰۱۹۳۷)	۰/۳۰۷۰۰ (۰/۰۰۲۲۶)	۰/۲۸۷۱۹ (۰/۰۰۳۲۵)
δ	۰/۳۲۲۱۸ (۰/۰۲۶۵۴)	۰/۲۶۰۵۹ (۰/۰۳۶۸۴)	۰/۲۷۳۷۴ (۰/۰۲۸۹۲)	۰/۲۴۵۳۰ (۰/۰۳۰۴۸)	۰/۲۳۱۸۶ (۰/۰۳۰۰۳)	۰/۲۲۵۴۱ (۰/۰۲۶۹۲)	۰/۲۱۲۰۶ (۰/۰۲۹۵۱)
g_1	۰/۰۰۰۰۲ (۰/۰۰۰۰۲)	۰/۰۰۲۳۴ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۲ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۰۶۳۰ (۰/۰۰۰۱۹)	−۰/۰۰۰۲۰ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۶۵۳ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۰۰۸۳ (۰/۰۰۰۰۷)
g_2	−۰/۰۰۰۰۶ (۰/۰۰۰۰۱)	۰/۰۰۰۴۱ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۰۲ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۰۰۸۱ (۰/۰۰۰۰۷)	۰/۰۰۲۰۲ (۰/۰۰۰۰۶)	−۰/۰۰۰۳۶ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۰۰۰۲۷ (۰/۰۰۰۰۱)
ω_1	۳۷/۷۶۷۲۸ (۰/۹۰۷۳۲)	۱۰۴/۸۳۹۴۹ (۰/۲۲۳۹۵)	۱۸/۲۱۸۲۵ (۰/۷۴۰۳۵)	۴۳/۳۱۲۰۴ (۲/۶۴۵۷۸)	۲/۵۴۶۹۱ (۰/۱۷۶۴۷)	۰/۳۹۲۴۰ (۰/۰۰۰۰۰)	۶۲/۰۵۸۴۰ (۲/۵۹۸۸۶)
ω_2	۲۹/۴۹۱۰۹ (۰/۳۱۷۷۴)	۹۱/۵۸۱۲۰ (۰/۷۶۴۹۷)	۴۲/۹۱۸۹۰ (۰/۰۰۰۳۷)	۲/۸۲۱۶۰ (۰/۲۰۲۸۵)	۱۳/۶۰۹۱۳ (۰/۶۵۷۱۴)	۶/۵۴۷۲۹ (۰/۱۸۲۳۹)	۴۸/۱۵۲۷۰ (۱/۵۵۷۶۷)
φ_{11}	۰/۱۰۶۲۸ (۰/۰۱۲۵۷)	−۰/۱۷۲۵۲ (۰/۰۰۰۰۱)	−۰/۱۲۳۴۰ (۰/۰۰۰۰۵)	−۰/۲۰۳۳۸ (۰/۰۲۸۶۸)	۰/۸۷۵۴۰ (۰/۰۰۰۹۳)	−۰/۰۰۳۶۷ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۰۷۲۱۵ (۰/۰۰۷۵۳)
φ_{12}	۰/۰۵۶۴۱ (۰/۰۰۵۸۴)	۰/۰۹۰۴۹ (۰/۰۰۰۲۰)	۰/۲۴۹۳۵ (۰/۰۰۰۰۱)	۰/۲۲۴۷۳ (۰/۰۰۰۷۳)	−۰/۰۰۳۶۵ (۰/۰۰۰۱۶)	۰/۲۱۶۴۷ (۰/۰۰۰۰۲)	۰/۰۶۹۴۳ (۰/۰۰۳۳۵)
φ_{21}	−۰/۵۳۲۸۳ (۰/۰۰۰۲۳)	−۰/۰۴۶۹۸ (۰/۰۰۰۹۵)	−۲/۶۱۰۷۷ (۰/۰۰۰۰۷)	۰/۸۸۵۵۴ (۰/۰۰۰۱۸)	۱/۴۶۶۶۴ (۰/۰۰۸۴۰)	۰/۰۰۳۲۸ (۰/۰۰۰۰۰)	−۰/۶۷۰۹۴ (۰/۰۰۳۴۰)
φ_{22}	۰/۸۶۷۹۸ (۰/۰۰۳۹۱)	۰/۴۹۶۸۵ (۰/۰۰۰۸۲)	۱/۵۳۳۳۰ (۰/۰۰۰۰۱)	۰/۴۳۳۶۳ (۰/۰۰۱۴۸)	۰/۰۴۷۵۰ (۰/۰۰۲۹۴)	۰/۵۷۴۸۵ (۰/۰۰۰۰۶)	۰/۸۹۶۶۳ (۰/۰۰۲۰۹)
Γ_{11}	۰/۴۳۶۴۶ (۰/۰۰۴۳۹)	۰/۱۲۳۱۷ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۱۶۹۹۸ (۰/۰۰۰۱۰)	۰/۰۹۴۵۵ (۰/۰۰۵۱۲)	۰/۰۱۳۵۶ (۰/۰۰۰۶۶)	۰/۱۲۷۰۱ (۰/۰۰۰۰۰)	۰/۲۶۷۹۹ (۰/۰۰۳۶۷)
Γ_{12}	۰/۰۴۸۹۷ (۰/۰۰۲۸۳)	۰/۰۱۵۱۴ (۰/۰۰۰۸۲)	۰/۰۱۲۶۳ (۰/۰۰۰۱۷)	−۰/۰۰۹۵۳ (۰/۰۰۲۷۵)	۰/۰۶۰۶۴ (۰/۰۰۰۰۱)	۰/۰۴۴۰۰ (۰/۰۰۰۲۹)	۰/۰۹۵۴۳ (۰/۰۰۲۲۲)
Γ_{21}	۰/۳۶۸۲۹ (۰/۰۰۳۷۷)	۰/۲۲۵۵۳ (۰/۰۰۰۵۳)	۰/۴۲۱۳۷ (۰/۰۰۰۶۰)	۰/۳۹۸۳۰ (۰/۰۰۶۸۵)	۰/۱۸۶۲۳ (۰/۰۰۳۷۰)	۰/۳۳۶۸۴ (۰/۰۰۰۰۴)	۰/۲۹۹۷۴ (۰/۰۰۳۴۲)
Γ_{22}	۰/۱۳۲۸۳ (۰/۰۰۲۳۰)	۰/۲۹۵۱۲ (۰/۰۰۱۰۹)	۰/۰۵۸۹۶ (۰/۰۰۰۰۹)	۰/۱۸۸۸۰ (۰/۰۰۰۸۲)	۰/۳۵۱۷۱ (۰/۰۰۳۴۳)	۰/۲۵۹۲۲ (۰/۰۰۰۵۱)	۰/۱۸۶۹۸ (۰/۰۰۳۷۳)

Estimating the Dynamics of Information Risk at the Tehran Stock Exchange

Mohsen Mehrara[1], Habib Soheyli [2]

Received:2017/11/17 Accepted: 2018/07/02

Abstract

The aim of this study is to investigate the dynamics of information risk at the Tehran Stock Exchange (TSE). We estimated the daily probability of information based trade (PIN) for 22 stocks from 11 different industries of TSE over 4 years. The total average of the daily PIN for all stocks was 27% from 2013 to 2016. The lowest and the highest average of PIN estimates for individual stocks are 20.2% and 39.4%, respectively. In this research, the lowest and the highest daily PIN for individual stocks are estimated as 1.2% and 93.3%, respectively, which indicate that information risk varies substantially along time and there is a substantial need to use dynamic models to study this risk. Generally, it seems that the average and the maximum of information risk at TSE are much higher than in developed markets. Results showed that petrochemical and metal industries benefit from the lowest information risk and the highest is recorded for insurance and cement industries.

Keywords: Information Risk, Private Information, Market Microstructure Models, Tehran Stock Exchange.
JEL Classification: C58, G14, G10.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Prof.essor of Economics, University of Tehran, (Corresponding Author),
Email: mmehrara@ut.ac.ir
2. Ph.D. Candidate of Economics, University of Tehran,
Email: habibsoheily@ut.ac.ir