فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی-بانکی
سال شانزدهم، شمارهٔ ۵۸، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۶۴۳-۶۷۳

برآورد احتمال چندلایهٔ معاملات آگاهانه (MPIN) در چهارچوب ریزساختار بازار مالی؛ مطالعهٔ موردی بخش واسطه‌گری مالی

پریسا مهاجری [*] **رضا طالبلو** [†]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۱۸

چکیده

تعیین سطح دقیق عدم تقارن اطلاعات، هم برای معامله‌گران برای برخورد مناسب‌تر با مسائلی نظیر انتخاب دارایی، زمان‌بندی، بازتعریف سطح ریسک و نرخ بازده موردنیاز و هم برای تنظیم‌گران برای دستیابی به طراحی بازاری با عملکرد خوب ضروری است. احتمال معاملات آگاهانه (PIN) یکی از معیارهای مهم ریزساختار بازار است که عموماً برای سنجش سطح عدم تقارن اطلاعات استفاده می‌شود. برآورد PIN به‌دلیل راه‌حل‌های مرزی، حداکثر محلی، و استثناهای نقطهٔ اعشار (FPE) می‌تواند مشکل‌ساز باشد. همچنین، حاکم‌بودن فرض وجود فقط یک لایهٔ اطلاعاتی در هر روز معاملاتی در PIN، با شواهد تجربی دنیای واقعی ناسازگار است و آن را در معرض اریب کم‌برآوردی چشمگیری قرار می‌دهد. در این مقاله، با استفاده از دو مدل احتمال معاملات آگاهانه (PIN) و احتمال چندلایهٔ معاملات آگاهانه (MPIN) در چهارچوب ریزساختار بازار مالی، میزان عدم تقارن اطلاعات در ۶۶ شرکت فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی طی دورهٔ ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱ برآورد می‌شود. طبق یافته‌ها، اولاً، سطح اطلاعات خصوصی در معاملات سهام به‌شدت افزایش یافته است و متوسط عدم تقارن اطلاعات ۳۵/۶ و ۲۶/۶ درصدی طبق معیارهای MPIN و PIN وجود دارد؛ دوم، صرفاً ۷/۷ درصد از مجموعهٔ داده‌ها، یک لایهٔ اطلاعاتی دارند؛ حال آنکه برای ۷۲ درصد، ۲ تا ۵ لایهٔ اطلاعاتی و برای ۲۰ درصد باقیمانده بیش از ۶ لایهٔ اطلاعاتی شناسایی می‌شود که حکایت از اریب برآوردهای PIN دارد. سوم، کمترین عدم تقارن اطلاعات در بخش بانک و بیشترین آن در بخش لیزینگ مشاهده می‌شود. چهارم، نمادهای «وسکاب» و

[*] دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسندهٔ مسئول)
[†] دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

«وطوبی» به‌ترتیب با ۲۶/۴ درصد و ۵۵/۵ درصد، کمترین و بیشترین عدم تقارن اطلاعات را در معاملات طی این دوره داشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: عدم تقارن اطلاعات، اطلاعات خصوصی، ریزساختار بازار مالی، احتمال معاملات آگاهانه (PIN)، احتمال چندلایهٔ معاملات آگاهانه (MPIN)
طبقه‌بندی JEL: C13، C38، G14، G17

۱ مقدمه

معاملات آگاهانه بیانگر وجود عدم تقارن اطلاعات در یک بازار معین است و معمولاً به معاملات با اطلاعات با کیفیتِ بهتر و یا مهارت‌های پیچیده‌تر برای تجزیه و تحلیل اطلاعات موجود نسبت داده می‌شود (آن و همکاران[1]، ۲۰۰۸). با توجه به تأثیر معاملات آگاهانه بر قیمت‌ها و نقدشوندگی، پژوهشگران بخش قابل‌ملاحظه‌ای از مطالعات را به اندازه‌گیری و توصیف ابعاد و جنبه‌های مربوط به آن اختصاص داده‌اند. باوجود انبوهی از معیارهای جایگزین و جدیدتر، معیارهای بنیادین که در آثار پیشگامان توسعه یافته بود، هنوز کاربرد وسیعی در پژوهش‌های دانشگاهی دارد. در صدر این معیارها، احتمال معاملات آگاهانه (PIN)[2] که توسط ایزلی و همکاران[3] در مجموعه‌ای از مقالات در دهۀ ۱۹۹۰ توسعه یافته است، احتمالاً پرکاربردترین معیار معاملۀ آگاهانه در ادبیات بوده است. یکی از فروض اصلی این مدل وجود یک نوع رویداد اطلاعاتی در هر روز معاملاتی است و هر زمان که رخ می‌دهد، به مقدار معاملات آگاهانۀ یکسانی منجر می‌شود. فرض وجود یک نوع رویداد اطلاعاتی در مدل PIN با شواهد بازارهای مالی متنوع امروزی سازگاری ندارد؛ لذا ارسان (۲۰۱۶)[4] مدل احتمال چندلایۀ معاملات آگاهانه (MPIN)[5] را معرفی کرد که برخلاف مدل PIN اولیه، انواع اطلاعات چندگانه را امکان‌پذیر و فرض می‌کند که رویدادهای اطلاعاتی در لایه‌هایی با شدت یکسان معاملات آگاهانه خوشه‌بندی می‌شوند. کنارگذاشتن فرض وجود یک نوع منحصربه‌فرد از اطلاعات، امکان برخورد دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تر با معاملات آگاهانه را فراهم می‌کند.

بررسی فضای پژوهشی ایران حاکی از انتشار ۱۰ مقاله درزمینۀ کمّی‌سازی عدم تقارن اطلاعات است که در شش مقاله از مدل PIN، در دو مقاله از مدل احتمال تعدیل‌شدۀ معاملات آگاهانه (AdjPIN)[6]، و در دو مقاله از روش MPIN استفاده شده است. شایان ذکر است مقالات انتشاریافته‌ای که MPIN را مبنای برآورد سطح معاملات آگاهانه قرار

---

[1] Ahn et al.

[2] Probability of Informed Trading (PIN)

[3] Easley et al.

[4] Ersan

[5] Multilayer Probability of Informed Trading (MPIN)

[6] Adjusted Probability of Informed Trading (AdjPIN)

داده‌اند، بر کمّی‌سازی عدم تقارن اطلاعات در «صنعت انرژی» و «۱۰ صنعت منتخب بورسی» متمرکز بوده‌اند و تاکنون، روش MPIN مبنای برآورد اطلاعات خصوصی در بخش واسطه‌گری مالی قرار نگرفته است. ازاین‌رو، مشارکت اصلی مقالهٔ حاضر رفع این خلأ پژوهشی و ارائهٔ تصویر دقیق و شفاف از مقادیر عدم تقارن اطلاعات و انجام معاملات با اطلاعات خصوصی در سهام شرکت‌های فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی است. در این راستا، داده‌های لحظه‌ای قیمت و مقادیر سفارش‌های خریدوفروش در هر روز معاملاتی برای ۶۶ شرکت فعال در ۴ زیربخش واسطه‌گری مالی (بانک، بیمه، سرمایه‌گذاری، و لیزینگ) از ابتدای سال ۱۳۹۶ تا انتهای بهار ۱۴۰۲ با به‌کارگیری نرم‌افزار پایتون گردآوری و پالایش شده و مبنای برآورد عدم تقارن اطلاعات سهام/فصل با استفاده از نرم‌افزار R قرار می‌گیرد.

در راستای واکاوی ابعاد مختلف موضوع، مطالب مقالهٔ حاضر در ۵ بخش سازمان‌دهی شده است: پس از مقدمه که بخش نخست از مقاله را تشکیل می‌دهد، ادبیات نظری و پیشینهٔ تجربی محور اصلی مطالب بخش ۲ است. در بخش ۳، روش تحقیق با تمرکز بر نحوهٔ برآورد عدم تقارن اطلاعات با استفاده از مدل MPIN تبیین و در ادامه، پایه‌های آماری ارائه می‌شود. بخش ۴ مقاله به تشریح یافته‌های تجربی در سه سطح کل واسطه‌گری‌های مالی، چهار زیربخش و ۶۶ سهام شرکت اختصاص دارد و در نهایت، در بخش ۵، جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌شوند.

۲ مروری بر ادبیات نظری و پیشینهٔ تجربی

در ادبیات بازار سرمایه، احتمال مبادلهٔ آگاهانه (PIN) در مقایسه با سایر معیارهای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات (مانند تلاطم، سودهای غیرعادی، و تعداد اطلاعیه‌های عمومی دربارهٔ یک شرکت) از محبوبیت بیشتری برخوردار است و به‌عنوان یک معیار مستقل از ریزساختار بازار[1] قلمداد می‌شود و تحت‌تأثیر عوامل غیرمرتبط دیگر قرار نمی‌گیرد (براون و همکاران[2]، ۲۰۰۸). بنابراین، PIN معیار مستقل‌تری است، زیرا مستقیماً از داده‌های معاملاتی هر سهم و با تمرکز بر عدم تعادل بین خریدوفروش در یک دورهٔ معین برآورد می‌شود.

معیار PIN برایند اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات در بازار سرمایه با استفاده از یک مدل چانه‌زنی متوالی توسط ایزلی و همکاران (۱۹۹۶) است که در ادامه توسط ایزلی و

---

[1] Market's Microstructure Data

[2] Brown et al.

همکاران (۲۰۰۲) (مدل EHO)[1] اصلاح و به‌طور مستمر در پژوهش‌های بین‌المللی استفاده شد (کروسس و کاوامورا[2]، ۲۰۰۵؛ وگا[3]، ۲۰۰۶؛ دوراته و یانگ[4]، ۲۰۰۹؛ کانگ[5]، ۲۰۱۰؛ اصلان و همکاران[6]، ۲۰۱۱؛ چن و ژائو[7]، ۲۰۱۲؛ آتیلگان[8]، ۲۰۱۴؛ هنری و همکاران[9]، ۲۰۱۵؛ جایارامان و وو[10]، ۲۰۲۰؛ ما و همکاران[11]، ۲۰۲۲؛ سیپوی و همکاران[12]، ۲۰۲۳).

مدل ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) یا EHO بر عدم تعادل بین رویدادهای خریدوفروش سهام در یک زمان مبتنی است. این عدم تعادل نشانه‌ای از وجود معاملات آگاهانه در نظر گرفته می‌شود که در آن، رویدادهای اطلاعاتی مربوط به یک دارایی به‌طور مستقل از یکدیگر در روزهای معاملاتی با احتمال α تولید می‌شوند. با احتمال δ-۱، بر ارزش دارایی افزوده می‌شود (اگر رویداد اطلاعاتی خوب باشد) و اگر رویداد اطلاعاتی بد باشد، ارزش دارایی را با احتمال δ کاهش می‌دهد. بنابراین دارایی، یک مقدار موردانتظار دارد که با متغیر V نشان داده می‌شود و به‌موجب وقوع یک رویداد اطلاعاتی، ممکن است دو مقدار بالا (افزایش به‌سبب خبر خوب با H) و پایین (کاهش به‌سبب خبر بد با L) را با احتمال δ-۱ و δ به خود بگیرید.

ارزش دارایی مشروط به وقوع سیگنال پایین (L) که نشان‌دهندهٔ خبر بد است، از طریق $\underline{V}$، و به همین صورت، ارزش دارایی مشروط به وقوع سیگنال بالا (H) که بیانگر خبر خوب است، با $\bar{V}$ ارائه می‌شود. بااین‌حال، رویداد حاوی اطلاعاتی ممکن است رخ ندهد؛ بدین معنا که هیچ اطلاعات جدیدی طی دورهٔ معاملاتی ظاهر نگردد. در این مورد، ارزش

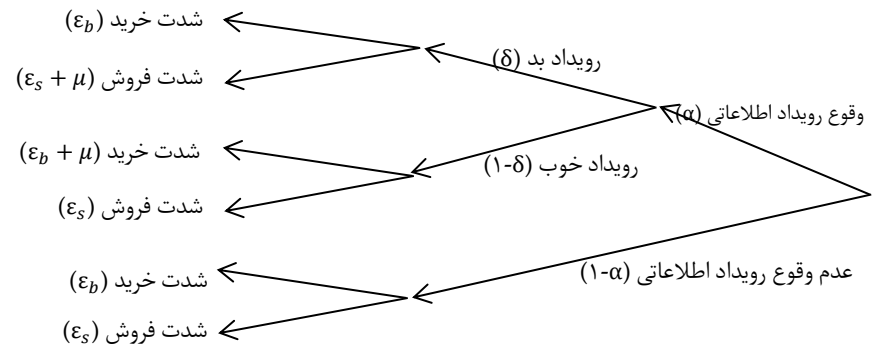
---

[1] Easley, Hvidkjaer & O'Hara (EHO) Model
[2] Cruces & Kawamura
[3] Vega
[4] Duarte & Young
[5] Kang
[6] Aslan et al.
[7] Chen & Zhao
[8] Atilgan
[9] Henry et al.
[10] Jayaraman & Wu
[11] Ma et al.
[12] Cepoi et al.

دارایی در سطح $V^* = \delta\underline{V} + (1-\delta)\overline{V}$ باقی می‌ماند که در آن $\underline{V} < V^* < \overline{V}$ است. بدین‌ترتیب، فرض می‌شود که احتمال وقوع یک رویداد اطلاعاتی α و احتمال عدم وقوع رویداد، α-۱ باشد (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۷).

معامله در بازار سرمایه توسط معامله‌گران آگاه و ناآگاه با یک راهبرد معاملاتی ساده انجام می‌شود؛ بدین معنا که اگر یک معامله‌گرِ آگاه سیگنال بالا (رویداد خوب) را مشاهده کند، اگر قیمت فعلی دارایی کمتر از $\overline{V}$ باشد، اقدام به خریداری سهام خواهد کرد. از سوی دیگر، زمانی‌که حداقل برخی از معامله‌گران ناآگاه به دلایل غیرسفته‌بازانه نظیر نیاز به نقدینگی یا ملاحظات سبد دارایی معامله می‌کنند، تعادل معاملات رخ می‌دهد. بدین‌ترتیب، فرض بر آن است که اگر رویداد اطلاعاتی رخ دهد، بازارساز انتظار داشته باشد که بخشی از معاملات انجام‌شده (μ) به معامله‌گران آگاه اختصاص داشته باشد. علاوه‌براین، فرض می‌شود که احتمال معامله‌گران ناآگاه در زمان بررسی قیمت دارایی $\varepsilon >$ 0 است.

در هر لحظه، معامله‌گران آگاه با دستیابی به اخبار بد با احتمال (δ) در مورد هر دارایی، آن را می‌فروشند؛ درحالی‌که با رسیدن خبر خوب با احتمال $(\delta$-۱)، دارایی را خریداری می‌کنند. بدین‌ترتیب در روزهایی با رویداد اطلاعاتی، سفارش‌ها توسط معامله‌گران آگاه به نرخ μ می‌رسد. بااین‌حال، معامله‌گران ناآگاه اطلاعاتی ندارند که راهبردهای معاملاتی‌شان را هدایت کند. لذا، سفارش‌های خریداران ناآگاه با نرخ ε_b و سفارش‌های فروشندگان ناآگاه با نرخ ε_s انجام می‌شود (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲). این فرایند معاملاتی را می‌توان در قالب شکل ۱ نمایش داد.



شکل ۱ . نمودار درختی فرایند معامله

منبع: ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)

این فرایند معاملاتی از طریق پارامترهای مدل $(\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$، که از طریق حداکثرسازی تابع درست‌نمایی (معادله ۱) برآورد می‌شوند، ارائه می‌گردد.

$$L\big((B,S)|\theta\big) = \alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_b)}\frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon_b}\frac{{\varepsilon_b}^B}{B!}e^{-(\mu+\varepsilon_s)}\frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!} + (1-\alpha)e^{-\varepsilon_b}\frac{{\varepsilon_b}^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (۱)$$

که در آن، B و S به‌ترتیب حجم خریدوفروش سهام در هر دورهٔ معاملاتی را نشان می‌دهد و $\theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ بردار پارامترهایی است که باید برآورد شوند. این تابع ترکیبی از توزیع‌های احتمال پواسون است که با احتمال وجود خبر خوب $\alpha(1-\delta)$، خبر بد $\alpha\delta$، یا نبود خبر $(1-\alpha)$، وزن داده می‌شود. در حداکثرسازی تابع درست‌نمایی روزانه، برآوردها برای عبارات احتمال یعنی α و δ، یا صفر هستند یا یک. برای دورهٔ I روزه، تابع درست‌نمایی مشترک مشاهدهٔ مجموعه‌ای از خریدوفروش‌های روزانه، یعنی $M = (B_i, S_i)_{i=1}^{I}$، به‌صورت معادلهٔ ۲ بیان می‌شود.

$$L(M|\theta) = \prod_{i=1}^{I} L(\theta|B_i, S_i) \quad (۲)$$

پس از برآورد حداکثر درست‌نمایی (MLE) از پارامترهای موجود در θ، احتمال معاملات آگاهانه از طریق نسبت معاملات آگاهانه به کل معاملات از طریق معادلهٔ (۳) محاسبه می‌شود.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu+\varepsilon_b+\varepsilon_s} \quad (۳)$$

که در آن، احتمال وقوع یک رویداد اطلاعاتی با α، احتمال وقوع رویداد اطلاعاتی بد با δ، شدت معاملات آگاهانه با μ، و در نهایت شدت معاملات ناآگاهانه در طرف خریدوفروش به‌ترتیب ε_b و ε_s هستند. ایزلی و اوهارا (۱۹۹۲) بر مبنای رابطهٔ (۳)، احتمال معاملهٔ مبتنی بر اطلاعات را به‌صورت نرخ ورود برآوردی معاملات آگاهانه $(\alpha\mu)$ [که از حاصل‌ضرب احتمال وقوع رویداد خبری (α) در شدت معاملات آگاهانه (μ) است] تقسیم بر نرخ ورود برآوردی همهٔ معاملات در یک روز مشخص $(\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s)$ تعریف می‌کنند.

محاسبهٔ درست‌نمایی مشترک به‌عنوان حاصل‌ضرب تمام احتمالات روزانه مطابق با معادلهٔ (۲) مبتنی بر فرض مستقل‌بودن روزهای معاملات در مدل PIN است. همچنین،

این مدل فرض می‌کند که رویدادهای اطلاعاتی، خارج از ساعت معاملاتی رخ می‌دهند تا از اصطکاکات به‌وجودآمده از طریق فعالیت معاملاتی جلوگیری شود. این موضوع در بازارهای مالی دور از انتظار نیست. بااین‌حال، مدل PIN دو فرض بسیار مرتبط به یکدیگر دارد که هر دو در تطبیق با دنیای واقعی با تردید روبه‌رو هستند. نخستین فرض، وجود یک نوع اطلاعات واحد با مقدار ثابت معاملات آگاهانه است. بر اساس مدل در روزهای خاصی، رویدادهای اطلاعاتی رخ می‌دهد که به افزایش شدت معاملات به‌دلیل ورود معامله‌گران آگاه منجر می‌شود؛ درحالی‌که روزهای بدون رویداد، تعداد خریدوفروش روزانه از توزیع پواسون با پارامترهای میانگین ε_b و ε_s پیروی می‌کند، در یک روز رویداد خوب (رویداد بد)، خرید (فروش) از توزیع پواسون با پارامتر میانگین در حال افزایش تبعیت می‌کند. بنابراین، فرض بر آن است که هر رویداد اطلاعاتی تأثیر یکنواختی دارد. فرض دومی که در مدل PIN موردتردید است، رخ‌دادن حداکثر یک رویداد اطلاعاتی در یک روز است. این فرض که هیچ روزی با ورود رویدادهای اطلاعاتی متعدد وجود ندارد، واقع‌بینانه به‌نظر نمی‌رسد؛ به‌ویژه زمانی‌که ماهیت به سرعت در حال تغییر و متنوع بازارهای مالی امروزی در نظر گرفته شوند. ازآنجاکه منابع بالقوهٔ مختلفی از اطلاعات جدید به‌صورت روزانه وجود دارد، فرض اینکه فقط یک نوع اطلاعات جدید بتواند در یک روز معین تولید شود، قابل‌اطمینان نیست.

برای تأیید ارتباط انتظارات و فروض مرتبط با معاملات آگاهانه در بازارهای مالی، ارسان (۲۰۱۶) روشی را توسعه داد که انواع متفاوتی از اطلاعات (که به لایه‌های اطلاعاتی منتسب هستند) را در هر مجموعه دادهٔ تجربی شناسایی می‌کند. روش جدید که به مدل «احتمال چندلایهٔ معاملات آگاهانه» (MPIN) شهرت دارد، تعمیم مدل PIN است که امکان لحاظ انواع رویدادهای اطلاعاتی (یا لایه‌های اطلاعاتی) را فراهم می‌کند. هنگامی‌که تعداد لایه‌های J برابر ۱ باشد، این مدل به مدل PIN اولیه تبدیل می‌شود. این مدل به‌طور هم‌زمان چند فرض از مدل PIN را کنار می‌گذارد: اول، رویدادهای اطلاعاتی می‌توانند انواع مختلفی داشته باشند، یعنی مقادیر مختلفی از معاملات آگاهانه را ایجاد کنند؛ دوم، بیش از یک رویداد اطلاعاتی در هر روز مشخص می‌تواند رخ دهد. تأثیر کل رویدادهای متعدد که احتمالاً باعث تشدید معاملات آگاهانه می‌شود، پیامد نوع جدید از رویداد اطلاعاتی (یک لایهٔ جدید) در نظر گرفته می‌شود؛ سوم، این مدل به‌طور ضمنی امکان وقوع رویدادهای اطلاعاتی را در ساعات معاملاتی فراهم می‌کند.

الگوریتم خوشه‌بندی در مقالهٔ ارسان (۲۰۱۶)، که روزهای معاملاتی را بر اساس توزیع‌های احتمال متمایز می‌کند، لایه‌های اطلاعاتی را برای بیش از ۹۵ درصد از مجموعه

داده‌های شبیه‌سازی‌شده به‌دقت تعیین می‌کند. این الگوریتم نشان می‌دهد که روزهای اطلاعاتی در اکثریت قریب به اتفاق (۹۶/۴۱٪) جفت سهام/فصل، که از فرایندهای پواسون چندگانه پیروی می‌کنند و نه یک فرایند، بیانگر آن است که فرض PIN در خصوص نوع اطلاعات واحد در بازارهای مالی امروز معتبر نیست. همچنین، یافته‌های تجربی این پژوهش از بورس استانبول، هم‌راستا با نتایج شبیه‌سازی است؛ به‌طوری‌که برای ۷۵ درصد از مجموعه داده‌های موردبررسی در این مقاله ۲ تا ۵ لایهٔ اطلاعاتی مختلف، و برای ۱۸ درصد آن‌ها ۶ تا ۸ لایه شناسایی می‌شود. مدل MPIN نه‌تنها معاملات آگاهانه را با دقت بیشتری اندازه‌گیری می‌کند، بلکه فرد را قادر می‌سازد تا این مفهوم را با جزئیات بیشتری بررسی کند. علاوه بر احتمال معاملات آگاهانهٔ کل، برآوردهای لایه‌ای خاص امکان تفکیک تجزیه و تحلیل را فراهم می‌سازد.

به‌رغم وجود ادبیات غنی نظری در ارتباط با برآورد احتمال معاملات آگاهانه در بازار سهام و کاربست فزایندهٔ آن در پژوهش‌های تجربی خارجی طی سه دههٔ اخیر، بررسی فضای پژوهشی داخلی تصویر متفاوتی را نشان می‌دهد. نخست، تأخیر بیش از دو دهه‌ای در ورود به بحث اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات در بازارهای مالی و برآورد احتمال معاملات آگاهانه در پژوهش‌های دانشگاهی داخلی مشاهده می‌شود؛ به‌طوری‌که تاریخ انتشار نخستین مقالهٔ علمی در ایران به سال ۱۳۹۶ بازمی‌گردد. دوم، صرف‌نظر از این غفلت دودهه‌ای، تعداد مطالعات منتشرشده در دههٔ اخیر انگشت‌شمار است و طبق بررسی‌های صورت‌گرفته از طریق پایگاه‌های اطلاعاتی فصلنامه‌های علمی داخلی، به ۱۰ مقاله می‌رسد. سوم، پنج مقاله از ۱۰ مقاله به دو دلیل موردتوجه قرار نگرفته‌اند: ابهام در روش برآورد PIN و برآوردهای اریب‌دار از احتمال معاملات آگاهانه (به‌طوری‌که این احتمال در سه مقاله نزدیک به صفر و در دو مقالهٔ دیگر حدود ۸۰ درصد برآورد شده است که نه‌تنها با یافته‌های مقالات خارجی و پنج مقالهٔ داخلی دیگر ناسازگار است، بلکه حاکی از بروز مسئلهٔ راه‌حل‌های موضعی و راه‌حل‌های گوشه‌ای در برآورد PIN است که به‌نظر می‌رسد نویسندگان توجهی به رفع آن نداشته‌اند). چهارم، مدل MPIN در دو مقاله با تمرکز بر «بخش انرژی» و «۱۰ صنعت منتخب بورسی» استفاده شده است و بررسی‌ها حاکی از آن است که عدم تقارن اطلاعات در بخش واسطه‌گری مالی با استفاده از مدل MPIN، در هیچ‌یک از مقالات داخلی مبنای برآورد احتمال معاملات آگاهانه قرار نگرفته است. از میان ۱۰ مقاله، پنج مقالهٔ منتشرشدهٔ داخلی به‌طور شفاف و دقیق عدم تقارن اطلاعات را برآورد کرده‌اند که در ادامه با جزئیات بیشتری موردبررسی قرار می‌گیرند.

در مطالعهٔ نخست، طالبلو و رحمانیانی (۱۳۹۶) با استفاده از مدل PIN، احتمال معاملات آگاهانه را برای ۱۲ شرکت طی دورهٔ دی ۱۳۹۳ تا دی ۱۳۹۵ برآورد و میانگین آن را بین ۳۵ درصد تا ۴۰ درصد گزارش کرده‌اند. در مطالعهٔ دوم، دولو و عزیزی (۱۳۹۶) نیز طی دورهٔ ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ و برای ۴۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، احتمال معاملات آگاهانهٔ تعدیل‌شده (AdjPIN) را ۱۹ درصد برآورد کرده‌اند. در مقالهٔ سوم، طالبلو و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از داده‌های ۲۰۶ شرکت منتخب از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دورهٔ فروردین ۱۳۹۴ تا اسفند ۱۳۹۵ و با به‌کارگیری مدل PIN، میانگین احتمال مبادلهٔ آگاهانهٔ ۲۳ درصدی را برآورد کرده‌اند. در مطالعهٔ چهارم، طالبلو و مهاجری (۱۴۰۲) با استفاده از داده‌های ۱۴۰ شرکت در قالب ۱۰ صنعت منتخب طی دورهٔ ۱۴۰۰:۱ تا ۱۴۰۲:۱، عدم تقارن اطلاعات را برآورد کردند و یافته‌های آنان حکایت از بالابودن معاملات آگاهانه در صنعت زراعت و پایین‌بودن عدم تقارن اطلاعات در صنعت فراورده‌های نفتی داشت. شایان ذکر است که ۱۰ صنعت منتخب بورسی در آن مقاله، صنایع کوچک و بزرگ کالامحور را تشکیل داده و هیچ‌یک از زیرگروه‌های واسطه‌گری مالی بررسی نشده است. در مقالهٔ پنجم، مهاجری و طالبلو (۱۴۰۲) با استفاده از داده‌های ۵۵ شرکت بورسی فعال در حوزهٔ انرژی، روش MPIN را مبنای برآورد عدم تقارن اطلاعات ۳۴/۴ درصدی قرار دادند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که در تابستان ۱۳۹۹، اطلاعات خصوصی به اوج خود رسیده و بیش از ۴۹ درصد بوده است.

۳ روش تحقیق و پایه‌های آماری

با توجه به اهداف مطالعهٔ حاضر در ادامه، روش‌شناسی تحقیق با تمرکز بر نحوهٔ برآورد احتمال معاملات آگاهانه با استفاده از مدل MPIN تشریح می‌شود؛ پس از آن نیز پایه‌های آماری ارائه می‌گردد.

۳/۱ روش تحقیق: برآورد عدم تقارن اطلاعات از طریق احتمال معاملات آگاهانهٔ چندلایه (MPIN)

مدل MPIN پیشنهادشده توسط ارسان (۲۰۱۶)، تعمیم مدل PIN است که امکان لحاظ انواع رویدادهای اطلاعاتی (یا لایه‌های اطلاعاتی) را فراهم می‌کند. هنگامی‌که تعداد لایه‌های J برابر ۱ باشد، این مدل به مدل PIN اولیه تبدیل می‌شود. این مدل هم‌زمان چند فرض از مدل PIN را کنار می‌گذارد. اول، رویدادهای اطلاعاتی می‌توانند انواع مختلفی

داشته باشند؛ یعنی مقادیر مختلفی از معاملات آگاهانه را ایجاد کنند. دوم، بیش از یک رویداد اطلاعاتی در هر روز مشخص می‌تواند رخ دهد. تأثیر کل رویدادهای متعدد که احتمالاً باعث تشدید معاملات آگاهانه می‌شود، پیامد نوع جدید از رویداد اطلاعاتی (یک لایهٔ جدید) در نظر گرفته می‌شود. سوم، این مدل به‌طور ضمنی امکان وقوع رویدادهای اطلاعاتی را در ساعات معاملاتی فراهم می‌کند. تفاوت اصلی بین مدل‌های PIN و MPIN این است که مدل PIN صرفاً یک لایهٔ اطلاعاتی را در نظر می‌گیرد، درحالی‌که هر تعداد لایه‌های اطلاعاتی در مدل MPIN مجاز است و برای هر مجموعهٔ داده‌ای برآورد می‌شود.

با توجه به اینکه رویدادهای اطلاعاتی متمایل به خوشه‌بندی در لایه‌های مختلف هستند، لذا استفاده از یک لایهٔ اطلاعاتی واحد در مدل PIN می‌تواند با ترکیب انواع مختلف اطلاعات به برآوردهای نادرستی از حجم معاملات آگاهانه منجر شود. برای بررسی این موضوع، از یک مدل مختلط تعمیم‌یافته استفاده می‌شود که انواع متعدد اطلاعات را در نظر می‌گیرد و هر لایه، شامل رویدادهای اطلاعاتی با حجم معاملات یکنواخت است.

احتمال مشاهدهٔ B خرید و S فروش در یک روز بدون رویداد مشابه آنچه در مدل PIN اولیه پیشنهاد شده است، با استفاده از معادلهٔ ۴ نشان داده می‌شود:

$$P\left(B,S\middle|\text{بدون رویداد}\right)=e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} \qquad (۴)$$

در یک روز با رویداد اطلاعاتی خوب از لایهٔ j، احتمال مشاهدهٔ B خرید و S فروش عبارت‌اند از:

$$P\left(B,S\middle|j\text{ رویداد خوب از لایه}\right)=e^{-(\mu_j+\varepsilon_b)}\frac{(\mu_j+\varepsilon_b)^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} \qquad (۵)$$

به‌طور مشابه، در یک روز با رویداد اطلاعاتی بد از لایهٔ j احتمال مشاهدهٔ B خرید و S فروش عبارت‌اند از:

$$P\left(B,S\middle|j\text{ رویداد بد از لایه}\right)=e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}e^{-(\mu_j+\varepsilon_s)}\frac{(\mu_j+\varepsilon_s)^S}{S!} \qquad (۶)$$

در نتیجه، احتمال روزانهٔ مشاهدهٔ B خرید و S فروش در یک روز از نوع ناشناخته به شرح زیر است:

$$L\big((B,S)|\theta_M\big) = \sum_{j=1}^{J} \alpha_j\big(1-\delta_j\big)e^{-(\mu_j+\varepsilon_b)}\frac{(\mu_j+\varepsilon_b)^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (۷)$$
$$+\sum_{j=1}^{J}\alpha_j\delta_j e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b{}^B}{B!}e^{-(\mu_j+\varepsilon_s)}\frac{(\mu_j+\varepsilon_s)^S}{S!}+(1-\sum_{j=1}^{J}\alpha_j)e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b{}^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_S^S}{S!}$$

که α_j و δ_j برآوردهایی برای هر j است که یکی از دو رقم صفر یا یک را به خود می‌گیرد. اگر هیچ رویداد اطلاعاتی قبلی وجود نداشته باشد، برآوردهای α_1 تا α_j برابر صفر است. از سوی دیگر، اگر یک رویداد اطلاعاتی از لایهٔ j قبل از روز معاملاتی رخ داده باشد، برآورد α_j برابر یک است. اگر این رویداد بد باشد $\delta_j = 1$ و در غیر این‌صورت $\delta_j = 0$ است. همانند مدل PIN اصلی، فرض می‌شود که رویدادها خارج از ساعات معاملاتی رخ می‌دهند و مستقل از یکدیگرند. بنابراین، درست‌نمایی مشترک مشاهدهٔ $M = (B_i, S_i)_{i=1}^{I}$ در طول I روز، حاصل‌ضرب احتمالات روزانه خواهد بود:

$$L(M|\theta_M) = \prod_{i=1}^{I} L\big(\theta_M\big|(B_i,S_i)\big) \quad (۸)$$

که $\theta_M = \big(\alpha_1,\dots,\alpha_J,\delta_1,\dots,\delta_J,\mu_1,\dots,\mu_J,\varepsilon_b,\varepsilon_s\big)$ بردار پارامتری به طول (۳ J+۲) خواهد بود. احتمالات رویدادها برای هر لایهٔ اطلاعاتی از α_1 تا α_J بوده، δ_1 تا δ_J بیانگر احتمالات رویداد بد است؛ μ_1 و μ_J بیانگر شدت‌های معاملات آگاهانه برای هر لایه از رویداد اطلاعاتی است و ε_b و ε_s شدت‌های معاملات ناآگاهانه را نشان می‌دهد. برخلاف مدل PIN، به رویدادهای اطلاعاتی متعدد در روز اجازه داده می‌شود تا اثر تجمعی ایجاد کنند که می‌تواند به‌عنوان متعلقات به یک لایهٔ جداگانه شناسایی شود. هنگامی‌که برآورد حداکثر درست‌نمایی از بردار پارامترهای θ_M به‌دست آمد، MPIN از طریق معادلهٔ ۹ محاسبه می‌شود:

$$MPIN = \frac{\sum_{j=1}^{J}\alpha_j\mu_j}{\sum_{j=1}^{J}\alpha_j\mu_j+\varepsilon_b+\varepsilon_s} \quad (۹)$$

که در آن، صورت کسر بیانگر کل معاملات آگاهانهٔ تجمعی در لایه‌های اطلاعاتی مختلف است و مخرج کسر نیز کل معاملات را نشان می‌دهد. علاوه بر اینکه احتمال کلی معاملات آگاهانه در معادلهٔ ۹ محاسبه شده است، مدل MPIN امکان بررسی احتمال معاملات آگاهانه برای لایه‌های خاص را فراهم می‌کند؛ برای مثال، دو دارایی با سطوح PIN و MPIN بسیار مشابه، ممکن است با توجه به اجزای این سطوح به‌شدت با یکدیگر متفاوت باشند. به‌طور خاص، دارایی با شدت معاملات بسیار بالا که به‌ندرت رخ می‌دهد، نتایج متفاوتی را نسبت به دارایی نشان می‌دهد که معاملات آگاهانهٔ اندک در بسیاری از روزها را

تجربه می‌کند. به‌طور مشابه، دارایی‌هایی با تعداد لایه‌های اطلاعاتی متفاوت که مقادیر PIN یا MPIN یکسانی دارند، مشابه یکدیگر در نظر گرفته نمی‌شوند، زیرا ترکیب معاملات آگاهانهٔ متفاوتی دارند. بنابراین، بررسی لایه‌ها که قابلیت آن در مدل MPIN وجود دارد، تحولات در معاملات آگاهانه را نشان می‌دهد که به‌هنگام استفاده از برآوردهای PIN، نامشخص است. بدین‌ترتیب، MPIN در هر لایهٔ j با استفاده از معادلهٔ ۱۰ محاسبه می‌شود.

$$MPIN_j = \frac{\alpha_j \mu_j}{\sum_{j=1}^{J} \alpha_j \mu_j + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \qquad (۱۰)$$

که صورت کسر، معاملات آگاهانه در لایهٔ j و مخرج کسر، کل معاملات را نشان می‌دهد. برای یک مجموعهٔ داده‌ای مشخص، احتمال بروز رویداد اطلاعاتی، α، مجموع احتمالات رخداد رویدادهای اطلاعاتی مختلف است:

$$\alpha = \sum_{j=1}^{J} \alpha_j \qquad (۱۱)$$

علاوه‌براین، احتمال شرطی اینکه رویداد اطلاعاتی حاوی اطلاعات بد باشد (δ)، میانگین وزنی احتمالات شرطی مختص هر لایه است و نرخ معاملات آگاهانهٔ کل (μ)، میانگین وزنی تمام نرخ‌های معاملات آگاهانه مختص هر لایه است.

$$\delta = \sum_{j=1}^{J} \omega_j \delta_j \quad \Big| \quad \mu = \sum_{j=1}^{J} \omega_j \mu_j \qquad (۱۲)$$

که $\omega_j = \alpha_j / \sum_{j=1}^{J} \alpha_j$ است (ارسان، ۲۰۱۶).

۳/۲ پایهٔ آماری

در راستای برآورد عدم تقارن اطلاعات در این مقاله، داده‌های لحظه‌ای روزانهٔ سهام شرکت‌های فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی مشتمل بر ۶۶ شرکت در قالب چهار زیربخش «بانک»، «بیمه»، «سرمایه‌گذاری»، و «لیزینگ» در دورهٔ ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱ جمع‌آوری شده است. داده‌ها از وبسایت بازار بورس اوراق بهادار تهران گردآوری و با نرم‌افزار پایتون پالایش شده است. ۶۶ شرکت فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی با لحاظ دو ملاحظهٔ مهم یعنی وجود داده‌های باکیفیت با تواتر بالا (تعداد اندک روزهای بسته‌بودن نماد معاملاتی) و شمولیت طیفی از شرکت‌ها با اندازه‌های مختلف انتخاب شده‌اند. شایان ذکر است در هر لحظه، تعداد بسیار زیادی دادهٔ مظنه در سطوح مختلف خریدوفروش وجود دارد. ازاین‌رو در ابتدا، داده‌های سرخط خریدوفروش جمع‌آوری شده است که برای هریک از ۶۶ نماد در

بازه ۲۵ فصل موردبررسی، بیش از ۳۰ میلیارد سطر داده وجود دارد. در ادامه به‌دلیل ناهمسانی زمان معاملات، داده‌های سرخط مظنه‌های خریدوفروش در بازه یک ثانیه تجمیع شده‌اند؛ سپس داده‌های قیمت به‌صورت میانگین وزنی و داده‌های مقدار به‌صورت مجموع (در سطح یک ثانیه) تجمیع گردیده‌اند؛ پس از آن، قیمت و مقدار مبادله‌شده با سرخط‌های مظنهٔ خریدوفروش با یکدیگر منطبق شده‌اند. داده‌های ثانیه‌ای برای هر روز با استفاده از الگوریتم لی و ردی[1] (۱۹۹۶) مبنای شناسایی منشأ مبادله (طرف عرضه یا طرف تقاضا) قرار گرفته‌اند. در انتها در چهارچوب روش حداکثر درست‌نمایی فاکتورگیری‌شدهٔ ارسان و قاچم (۲۰۲۳)، پارامترهای مدل PIN و MPIN برآورد و برای تخمین احتمال معاملات آگاهانه در هر فصل استفاده شده‌اند. تابع درست‌نمایی برای هر نماد در هر فصل تشکیل شده و سپس با استفاده از یک پردازندهٔ corei9 به‌صورت پردازش موازی در نرم‌افزار R برآورد شده است.

۴ برآورد عدم تقارن اطلاعات با استفاده از معیار PIN و MPIN

یکی از مفروضات مهم مدل PIN رخ‌دادن حداکثر یک رویداد اطلاعاتی در هر روز است. این فرض که هیچ روزی با ورود رویدادهای اطلاعاتی متعدد وجود ندارد، به‌ویژه زمانی‌که ماهیت بازارهای مالیِ به‌سرعت در حال تغییر و متنوع امروزی در نظر گرفته شود، واقع‌بینانه به‌نظر نمی‌رسد. همان‌طور که مشاهده شد، شمولیت تمام اطلاعات مرتبط در یک مدل معاملاتی روزانه از طریق لایه‌های اطلاعاتی امکان‌پذیر است. با ترکیب لایه‌های متعدد می‌توان تنوع کیفیت اطلاعات را لحاظ و رویدادهای متعدد در یک روز را مشخص کرد.

[1] Lee & Ready

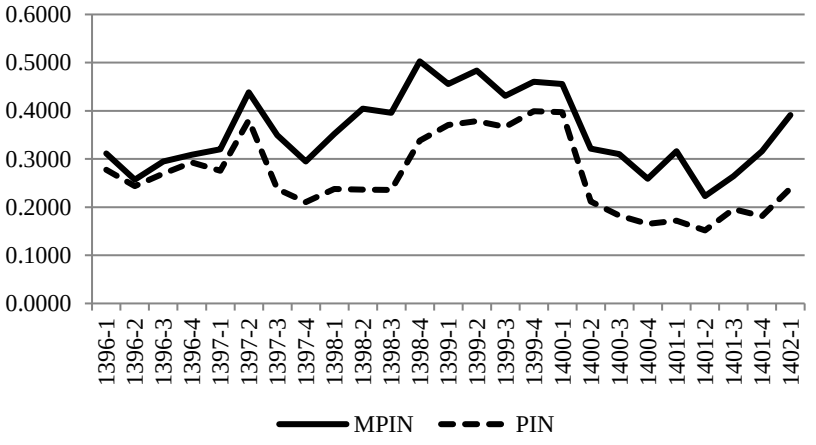
جدول ۱

تعداد لایه‌های اطلاعاتی در ۱۳۸۷ فصل/سهام صنعت واسطه‌گری مالی طی دورهٔ ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱

تعداد لایه‌ها	**۱**	**۲**	**۳**	**۴**	**۵**	**۶**	**۷**	**۸**	**۹**
تعداد وقوع	۱۰۷	۳۱۵	۳۱۲	۲۱۵	۱۵۷	۸۴	۵۶	۵۲	۲۸
سهم (درصد)	۷/۷۱	۲۲/۷۱	۲۲/۴۹	۱۵/۵۰	۱۱/۳۲	۶/۰۶	۴/۰۴	۳/۷۵	۲/۰۲
تعداد لایه‌ها	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸
تعداد وقوع	۲۱	۱۱	۱۰	۷	۳	۴	۱	۳	۱
سهم (درصد)	۱/۵۱	۰/۷۹	۰/۷۲	۰/۵۰	۰/۲۲	۰/۲۹	۰/۰۷	۰/۲۲	۰/۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۱، نشان داده شده است که فرض وقوع یک رویداد در مدل MPIN، صرفاً در ۷/۷۱ درصد از ۱۳۸۷ زوج فصل/سهام برقرار است و در بیش از ۷۲ درصد زوج فصل/سهام، ۲ تا ۵ لایهٔ اطلاعاتی قابل‌شناسایی بوده و برای مابقی (حدود ۲۰ درصد)، بیش از ۶ لایهٔ اطلاعاتی وجود دارد. وجود چند لایهٔ اطلاعاتی حکایت از آن دارد که معامله‌گران آگاه در بازار سهام ایران متنوع‌اند و سطوح متفاوتی از اطلاعات را در انجام معاملات به‌کار می‌گیرند.



شکل 2. میانگین مقادیر PIN و MPIN در ۱۳۸۷ فصل/سهام صنعت واسطه‌گری مالی طی دورهٔ ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

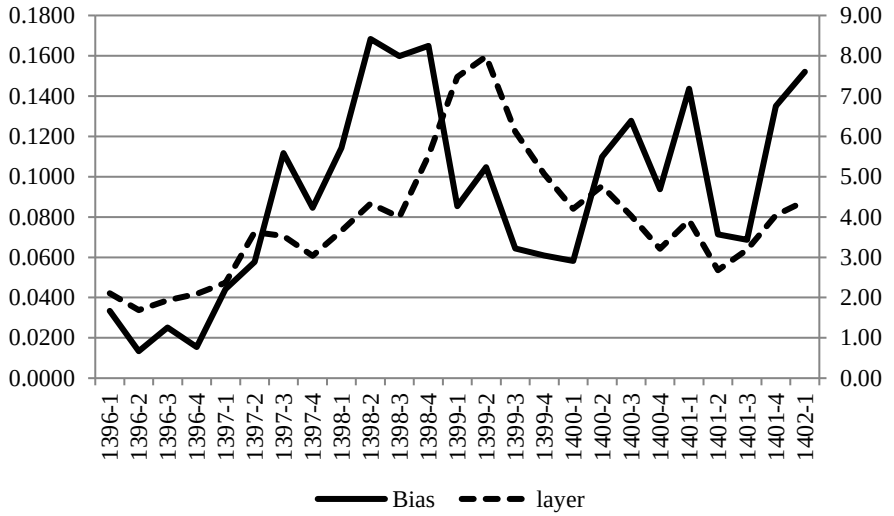
در شکل ۲، میانگین مقادیر برآوردشده PIN و MPIN برای ۱۳۸۷ زوج فصل/سهام و در شکل ۳ روند تغییرات اریب PIN به موازات با تعداد لایه‌های شناسایی‌شده در MPIN ترسیم شده است. برآوردها حاکی از آن است که:

۱) میانگین مقادیر PIN بین حدود ۱۵ درصد تا ۴۰ درصد و میانگین مقادیر MPIN بین ۲۲ درصد تا ۵۰ درصد در نوسان است.

۲) میانگین مقادیر MPIN در تمام فصول بیشتر از PIN، و مقادیر MPIN به‌طور متوسط حدوداً ۳۵ درصد بیشتر از PIN است. این مشاهده بر وجود احتمال بالاتر برای مواجهه با یک معامله‌گر آگاه با استفاده از مدل MPIN دلالت دارد که با انتظارات نظری سازگار است، زیرا همان‌طور که پیش‌تر تبیین شد، مدل PIN بخشی از معاملات آگاهانه را لحاظ نمی‌کند، درحالی‌که مدل MPIN با لحاظ دقیق معاملات آگاهانه، احتمال بالاتری را برای وجود اطلاعات خصوصی و انجام معاملات آگاهانه در بازارهای مالی برآورد می‌کند.

۳) میانگین مقادیر MPIN و PIN الگوی مشابهی از اُفت‌وخیز را تجربه می‌کنند، ولی تفاوت میان آن دو در طول زمان ثابت نیست و به‌رغم آنکه در ابتدای دورهٔ موردبررسی ارقام نسبتاً یکسانی را اتخاذ کرده‌اند، به‌مرور بر میزان اختلاف مقادیر افزوده شده است؛ به‌طوری‌که طبق شکل ۲، اریب PIN نسبت به MPIN مقدار ۱۷ درصدی را تجربه کرده است.

۴) اریب PIN ریشه در فرض «وجود یک لایهٔ اطلاعاتی» دارد و بدیهی است اگر تعداد لایه‌های اطلاعاتی شناسایی‌شده در مدل MPIN یک لایه باشد، در آن‌صورت بین این دو نباید تفاوتی وجود داشته باشد. همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، در فصول مختلف سال ۱۳۹۶ که مدل MPIN به‌طور متوسط ۲ لایهٔ اطلاعاتی (و یا کمتر) شناسایی کرده است، اریب PIN بسیار اندک بوده و بین ۱/۵ درصد تا ۳/۵ درصد نوسان می‌کند؛ حال آنکه به موازات با افزایش تعداد لایه‌های اطلاعاتی، اریب PIN با سرعت رو به افزایش است (شیب منحنی پررنگ در فاصلهٔ ۱۳۹۶:۴ تا ۱۳۹۸:۴). پس از آن نیز رفتار اریب PIN و تعداد لایه‌های اطلاعاتی تقریباً مشابه بوده؛ به‌طوری‌که با افزایش تعداد لایه‌های اطلاعاتی، عموماً بر اریب PIN افزوده شده است و بالعکس.



شکل۳. میانگین مقدار اریب PIN و تعداد لایه‌های شناسایی‌شده در MPIN
مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار PIN برآوردشده در بازار سهام ایران بیشتر از مقادیر ارائه‌شده در ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) برای بازار سهام امریکا (حدود ۱۹/۱ درصد)، هوانگ و همکاران (۲۰۱۳)[1] برای بازار سهام کرهٔ جنوبی (۲۰/۱ درصد) است و تا حدودی به برآورد مارتینز و پائلو (۲۰۱۴)[2] برای بازار سهام برزیل (۲۵ درصد) نزدیک است. همچنین، مقدار MPIN برای بورس استانبول حدود ۳۱/۹ درصد است که کمتر از مقدار متناظر برای ایران می‌باشد. همچنین در مقالهٔ مهاجری و طالبلو (۱۴۰۲)، مقدار MPIN برای صنایع انرژی بین ۲۱ درصد تا ۵۱ درصد در نوسان است و در مقالهٔ طالبلو و مهاجری (۱۴۰۲) نیز مقدار MPIN برای بازار سهام در محدودهٔ ۲۳ درصد تا ۴۵ درصد نوسان می‌کند. مقایسهٔ یافته‌های مقالهٔ حاضر با مقالات مشابه داخلی و خارجی دلالت بر آن دارد که اولاً معامله‌گران آگاه در بازار سهام ایران که از اطلاعات خصوصی بهره‌مند هستند، سهم چشمگیرتری در مقایسه با بازار سهام سایر

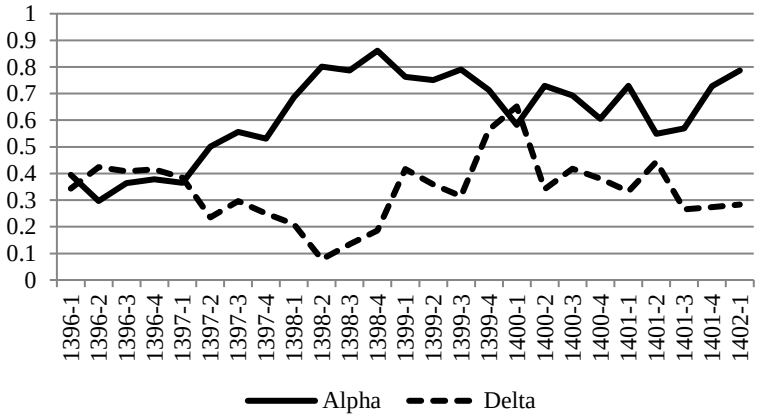
[1] Hwang et al.
[2] Martins & Paulo

کشورهای خارجی دارند و ثانیاً سهم معاملات آگاهانه در بخش واسطه‌گری مالی بازار سهام ایران، بالنسبه بیشتر از متوسط عدم تقارن اطلاعات بازار سرمایهٔ کشور است.

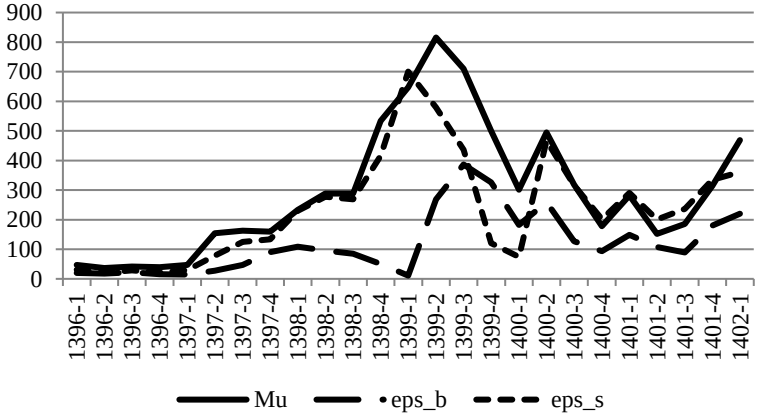
روند تحولات پارامترهای احتمال و شدت در مدل‌های MPIN و PIN در شکل‌های ۴ و ۵ نمایش داده شده است. پیش‌بینی نظری از مقدار پارامتر احتمال وقوع رویداد اطلاعاتی (α) بیانگر بالاتربودن مقدار α برآوردی توسط MPIN است که مشاهدات تجربی مقالهٔ حاضر این پیش‌بینی را تأیید می‌کند. با ملاحظهٔ پنل‌های الف این دو شکل، مقادیر α برآوردی توسط مدل MPIN در تمام فصول بیشتر از مقادیر متناظر در مدل PIN و میانگین مقدار α در مدل PIN کمتر از ۶۰ درصد مدل MPIN است. پارامتر δ که بیانگر احتمال بدبودن رویداد اطلاعاتی است، در هر دو مدل تفاوت چندانی به‌طور متوسط نداشته و میانگین آن در بازه زمانی موردمطالعه برای مدل‌های MPIN و PIN به‌ترتیب ۳۴ درصد و ۳۷ درصد است.

پنل (ب) در شکل‌های ۴ و ۵ پارامتر شدت معاملات آگاهانه (μ)، شدت معاملات ناآگاهانهٔ طرف خریدار (ε_b)، و شدت معاملات ناآگاهانهٔ طرف فروشنده (ε_s) را منعکس می‌کند. ازآنجایی‌که مدل MPIN چندین رویداد اطلاعاتی با شدت‌های متفاوت را در نظر می‌گیرد اما مدل PIN صرفاً رویداد اطلاعات با بالاترین شدت را مدنظر قرار می‌دهد، لذا انتظار نظری آن است که μ برآوردشده توسط مدل MPIN کوچک‌تر از مدل PIN باشد که شواهد تجربی نیز گواه این مدعاست. میانگین مقدار μ به‌طور متوسط در مدل MPIN برابر ۲۹۶ و در مدل PIN برابر با ۴۵۵ است، هرچند روند تحولات آن در هر دو مدل مشابهت زیادی با یکدیگر دارد. شدت معاملات ناآگاهانهٔ طرف خریدار و فروشنده برای مدل MPIN به‌ترتیب ۱۲۰ و ۲۳۲ و میانگین مقادیر متناظر برای مدل PIN به‌ترتیب ۲۳۹ و ۲۲۲ است.

(الف) پارامترهای احتمال: α و δ

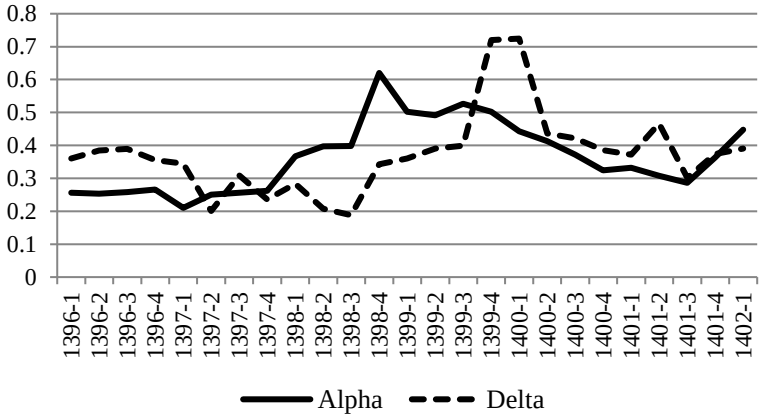


(ب) پارامترهای شدت: μ و ε_b، ε_s

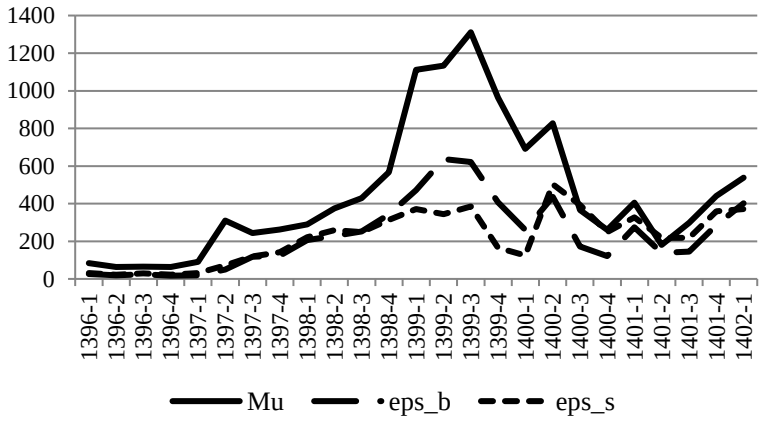


شکل۴. متوسط پارامترهای احتمال و شدت برآوردشده در مدل MPIN
مأخذ: یافته‌های تحقیق

(الف) پارامترهای احتمال: α و δ



(ب) پارامترهای شدت: μ و ε_b، ε_s



شکل ۵. متوسط پارامترهای احتمال و شدت برآوردشده در مدل PIN
مأخذ: یافته‌های تحقیق

با تمرکز بر جزئیات برآوردهای صورت‌گرفته از PIN و MPIN در زیربخش‌های مختلف صنعت واسطه‌گری مالی که در جدول ۲ ارائه شده‌اند، مشاهدات مهم دیگری به شرح زیر وجود دارند.

۱) از منظر عدم تقارن اطلاعات فصلی، بالاترین عدم تقارن اطلاعات در تمام زیربخش‌های واسطه‌گری مالی در سال ۱۳۹۹ و به‌موازات با شکل‌گیری حباب در بازار سرمایه رخ داده است و کمترین عدم تقارن اطلاعات به دو بخش بانک و بیمه در سال ۱۴۰۱ و دو بخش سرمایه‌گذاری و لیزینگ در سال ۱۳۹۶ اختصاص دارد.

۲) در بین زیربخش‌های واسطه‌گری مالی، کمترین عدم تقارن اطلاعات به‌طور متوسط به بخش بانکی (با میانگین ۳۴ درصدی MPIN) و بیشترین آن به بخش لیزینگ (با میانگین ۴۰ درصدی MPIN) تعلق دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بالاترین سطح از وجود اطلاعات خصوصی به صنعت لیزینگ اختصاص دارد که سهم بازاری بسیار اندکی دارند؛ بدین معنا که معاملات آگاهانه و بهره‌مندی از اطلاعات خصوصی در انجام مبادلات در صنعت کوچکی نظیر لیزینگ در مقایسه با بخش بانکی، بالاتر است.

۳) گسترهٔ عدم تقارن اطلاعات در سطح زیربخش‌های واسطه‌گری مالی بیش از ۲ برابر گسترهٔ عدم تقارن اطلاعات در سطح واسطه‌گری مالی است؛ به‌طوری‌که بین ۱۶/۹ درصد (برای سرمایه‌گذاری در ۱۴۰۱:۲) تا ۶۶/۴ درصد (برای لیزینگ در ۱۴۰۰:۱) در نوسان است؛ درحالی‌که دامنهٔ پراکندگی MPIN در سطح کلان‌تر یعنی واسطه‌گری مالی، مقادیر ۲۲ درصد تا ۵۰ درصد را منعکس می‌کرد.

۴) میانگین لایه‌ها در زیربخش‌های مختلف واسطه‌گری مالی متفاوت است و برای بخش بیمه به‌طور متوسط ۳ لایه، برای بخش‌های سرمایه‌گذاری و لیزینگ حدود ۴ لایه و برای بخش بانکی به‌طور متوسط حدود ۵ لایه قابل‌شناسایی است.

۵) مشابه با مشاهدات ارائه‌شده در سطح کل واسطه‌گری‌های مالی، تقریباً اریب PIN در زیربخش‌های واسطه‌گری مالی به تعداد لایه‌های اطلاعاتی بستگی دارد. کمترین اریب (تفاضل PIN و MPIN) به بخش بیمه (با اریب حدوداً ۹ درصد) تعلق دارد که میانگین لایه‌های اطلاعاتی شناسایی‌شده برای آن ۳ لایه است.

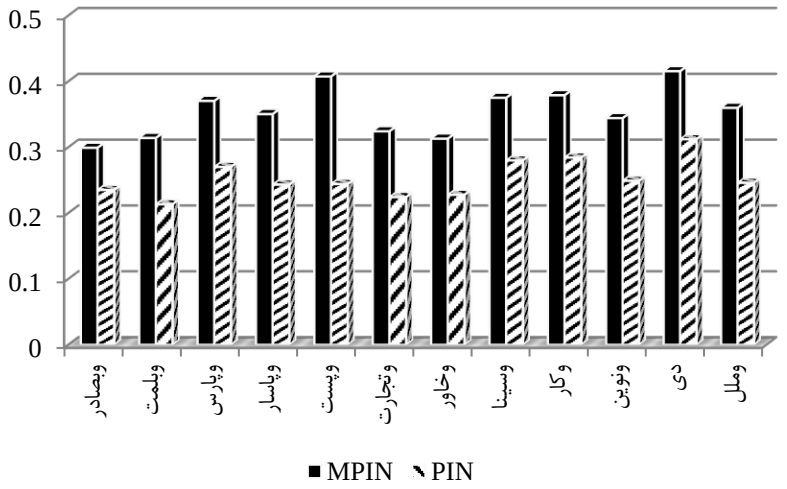
جدول ۲

میانگین مقادیر برآوردی عدم تقارن اطلاعات در واسطه‌گری مالی و زیربخش‌های آن با استفاده از مدل‌های PIN و MPIN طی دورهٔ ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱

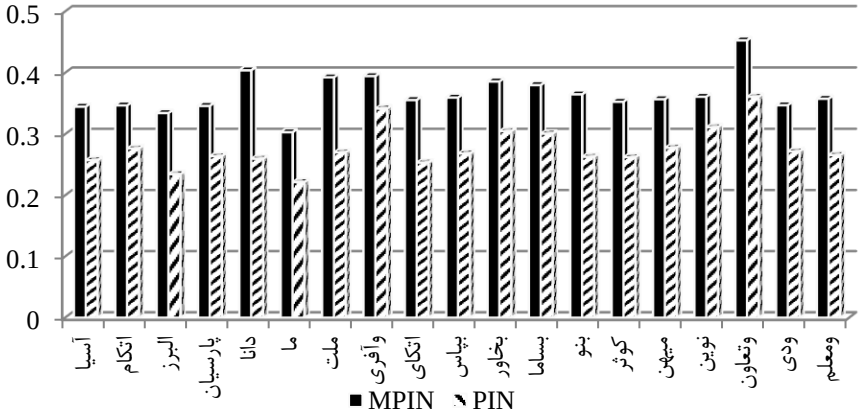
	بانک		بیمه		سرمایه‌گذاری		لیزینگ		میانگین واسطه‌گری‌های مالی	
	MPIN	PIN	تعداد لایه	MPIN	PIN	تعداد لایه	MPIN	PIN	MPIN	PIN
۱-۱۳۹۶	۰/۲۷۹۵	۰/۲۵۹۲	۲/۱۳	۰/۳۵۱۶	۰/۳۲۸۳	۱/۶۳	۰/۲۸۸۶	۰/۲۴۲۰	۰/۳۱۱۲	۰/۲۷۸۷
۲-۱۳۹۶	۰/۲۸۸۸	۰/۲۶۹۶	۱/۴۰	۰/۲۶۱۶	۰/۲۶۶۱	۱/۴۱	۰/۲۲۱۷	۰/۲۰۱۲	۰/۲۵۷۰	۰/۲۴۳۷
۳-۱۳۹۶	۰/۲۱۱۳	۰/۲۱۱۲	۲	۰/۳۶۲	۰/۳۱۹۳	۱/۸۳	۰/۲۷۱۹	۰/۲۴۱۷	۰/۲۹۴۷	۰/۲۶۹۷
۴-۱۳۹۶	۰/۲۸۱۳	۰/۳۴۹۰	۲/۶۷	۰/۳۵۴۰	۰/۳۴۸۰	۲	۰/۲۶۱۸	۰/۲۳۵۱	۰/۳۰۸۵	۰/۲۹۳۰
۱-۱۳۹۷	۰/۲۷۴۹	۰/۲۷۰۶	۳/۵۶	۰/۳۰۰۷	۰/۲۸۶۹	۱/۶۷	۰/۲۱۹۹	۰/۱۷۳۲	۰/۳۱۹۸	۰/۲۷۵۷
۲-۱۳۹۷	۰/۲۹۴۳	۰/۳۸۸۶	۵/۲۰	۰/۴۷۱۸	۰/۴۶۳۰	۲/۰۶	۰/۲۸۴۰	۰/۲۴۸۰	۰/۳۸۴۰	۰/۳۸۰۷
۳-۱۳۹۷	۰/۳۵۲۹	۰/۳۲۰۷	۴۷۰	۰/۳۸۴۴	۰/۳۰۹۲	۲/۹۴	۰/۲۷۳۳	۰/۲۳۳۳	۰/۳۴۹۵	۰/۳۱۸۵
۴-۱۳۹۷	۰/۳۱۹۱	۰/۱۷۵۲	۴۷۵	۰/۳۶۵۵	۰/۳۵۹۷	۲/۴۳	۰/۲۸۱۱	۰/۲۸۱۸	۰/۳۴۰۴	۰/۲۸۰۶
۱-۱۳۹۸	۰/۳۲۵۱	۰/۲۱۵۱	۴۷۵	۰/۴۰۴۹	۰/۳۵۵۵	۲/۵۸	۰/۲۴۲۲	۰/۲۲۱۳	۰/۴۰۹۲	۰/۳۷۰۶
۲-۱۳۹۸	۰/۳۷۲۵	۰/۲۲۸۸	۵/۸۲	۰/۴۰۴۹	۰/۳۷۰۷	۲/۳۷	۰/۲۴۱۵	۰/۲۲۹۳	۰/۳۶۹۵	۰/۳۴۰۸
۳-۱۳۹۸	۰/۳۷۹۹	۰/۱۸۲۳	۵/۱۷	۰/۳۷۰۷	۰/۳۰۹۲	۲/۸۱	۰/۲۴۱۵	۰/۲۲۹۳	۰/۳۴۹۵	۰/۳۰۸۰
۴-۱۳۹۸	۰/۴۶۲۷۷	۰/۲۹۲۴	۶/۷۵	۰/۵۱۱۴	۰/۴۷۰	۴/۵۳	۰/۳۳۰۳	۰/۳۰۸۳	۰/۴۵۱۴	۰/۴۰۸۰
۱-۱۳۹۹	۰/۴۶۸۴	۰/۳۸۰۶	۹/۰۸	۰/۴۵۷۰	۰/۳۲۱۸	۵/۷۹	۰/۴۱۳۰	۰/۳۷۰۴	۰/۴۵۸۷	۰/۴۱۰۴
۲-۱۳۹۹	۰/۴۵۷۳	۰/۳۷۲۷	۱۰/۵۸	۰/۴۸۸۱	۰/۳۶۶۱	۶/۲۶	۰/۳۸۳۱	۰/۳۸۱۳	۰/۴۸۳۴	۰/۴۱۰۳
۳-۱۳۹۹	۰/۳۸۲۲	۰/۳۳۱۲	۷/۶۷	۰/۴۵۱۹	۰/۳۴۳۰	۵/۱۶	۰/۳۷۰۳	۰/۳۴۰۲	۰/۴۸۰۲	۰/۴۱۰۳
۴-۱۳۹۹	۰/۴۳۹۶	۰/۳۵۰۶	۶/۶۷	۰/۴۸۹۵	۰/۳۹۵۴	۴/۴۲	۰/۳۹۵۲	۰/۳۶۹۵	۰/۴۸۹۵	۰/۴۵۹۹
۱-۱۴۰۰	۰/۴۸۳۳	۰/۳۳۰۰	۵/۸۵	۰/۴۶۳۲	۰/۳۶۵۹	۲/۴۴	۰/۴۵۸۱	۰/۴۱۰۴	۰/۴۶۱۲	۰/۴۱۰۴
۲-۱۴۰۰	۰/۴۶۵۳	۰/۱۸۸۸	۵/۵۰	۰/۳۵۱۶	۰/۱۹۰۰	۲/۷۹	۰/۳۲۴۵	۰/۲۱۹۵	۰/۳۰۱۰	۰/۱۶۲۸
۳-۱۴۰۰	۰/۴۸۷۷	۰/۱۸۲۷	۴/۳۳	۰/۳۹۸۹	۰/۲۰۴۳	۲/۹۵	۰/۳۰۱۰	۰/۱۶۴۳	۰/۴۵۷۸	۰/۱۶۴۵
۴-۱۴۰۰	۰/۴۳۱۹	۰/۲۱۶۳	۴	۰/۴۸۵۲	۰/۲۱۶۳	۲/۲۶	۰/۱۷۲۶	۰/۱۷۲۸	۰/۲۹۵۲	۰/۱۶۹۳
۱-۱۴۰۱	۰/۴۸۶۶	۰/۱۵۱۹	۳/۹۱	۰/۴۵۴۲	۰/۲۵۴۳	۲/۴۳	۰/۱۷۲۸	۰/۱۹۲۲	۰/۲۹۵۲	۰/۱۷۳۸
۲-۱۴۰۱	۰/۴۸۲۶	۰/۳۳۵۶	۳/۶۷	۰/۴۵۴۲	۰/۲۵۴۳	۲/۴۳	۰/۱۹۵۹	۰/۱۹۲۲	۰/۲۹۵۲	۰/۱۷۳۸
۳-۱۴۰۱	۰/۴۵۴۶	۰/۱۵۲۶	۳/۵۰	۰/۴۸۹۵	۰/۲۸۹۵	۳/۱۶	۰/۲۱۷۱	۰/۲۱۵۶	۰/۲۹۵۲	۰/۱۷۳۸
۴-۱۴۰۱	۰/۴۸۲۱	۰/۱۸۲۶	۴/۰۸	۰/۴۸۱۰	۰/۲۸۱۰	۳/۱۶	۰/۲۱۷۱	۰/۲۱۷۴	۰/۲۹۵۲	۰/۱۷۳۸
۱-۱۴۰۲	۰/۴۳۸۴	۰/۳۳۹۱	۵/۱۷	۰/۴۷۶۴	۰/۳۴۲۱	۳/۵۳	۰/۲۴۲۱	۰/۲۴۲۸	۰/۴۰۰۱	۰/۳۴۸۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

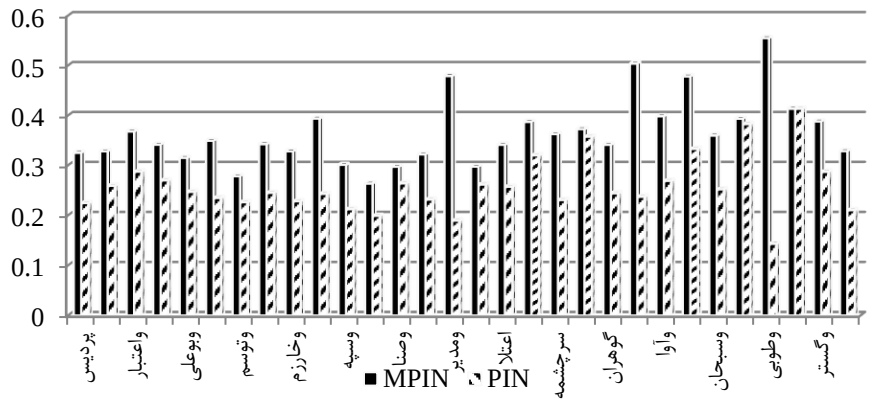
الف- بانک



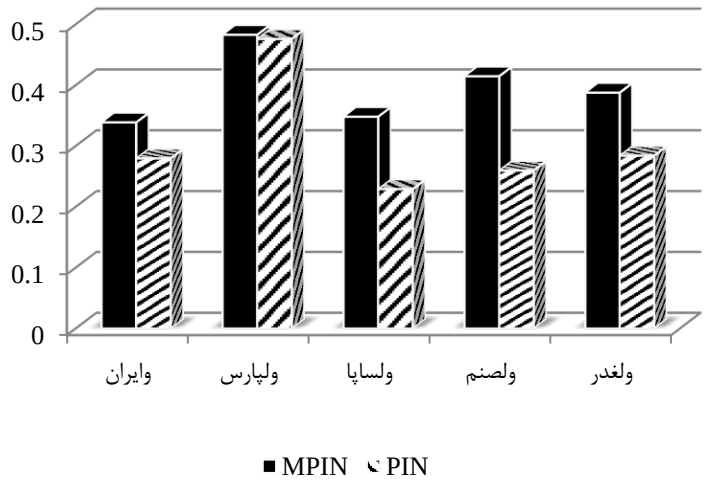
ب- بیمه



ج- سرمایه‌گذاری



د- لیزینگ



شکل ۶. میانگین عدم تقارن اطلاعات سهام شرکت‌های فعال در واسطه‌گری مالی با استفاده از PIN و MPIN

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میانگین برآورد PIN و MPIN در سطح سهام شرکت‌های فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی در قالب شکل ۶ به تصویر کشیده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که:

۱) دامنهٔ پراکندگی عدم تقارن اطلاعات در سطح خرد (سهام شرکت‌ها) بسیار وسیع‌تر بوده و از ۳/۵ درصد (برای سهام وسکاب از گروه سرمایه‌گذاری در دورهٔ ۱۳۹۷:۱) تا ۸۷/۸ درصد (برای سهام مدیریت از گروه سرمایه‌گذاری در دورهٔ ۱۴۰۰:۱) گسترده است.

۲) میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش بانک بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۴/۶ درصد است. پنج نماد بانکی مشتمل بر «وبصادر»، «وبملت»، «وتجارت»، «وخاور» و «ونوین»، سطح عدم تقارن اطلاعات کمتری را در مقایسه با متوسط صنعت بانکی تجربه کرده‌اند، درحالی‌که مقدار معاملات آگاهانه در سایر نمادهای بانکی بیشتر از متوسط گروه بوده است. شایان ذکر است بانک‌های صادرات، تجارت، و ملت در زمرهٔ سه بانک با سرمایهٔ بازاری بزرگ هستند که عدم تقارن اطلاعات کمتری دارند. به‌دلیل اریب PIN و کم‌برآوردی عدم تقارن اطلاعات، علاوه بر این پنج نماد بانکی، نمادهای «وپاسار»، «وپست»، و «وملل» نیز طبق رتبه‌بندی PIN در زمرهٔ بانک‌هایی با عدم تقارن اطلاعات کمتر از متوسط گروه بانکی قرار می‌گیرند. کمترین اریب PIN در نماد «وبصادر» و بیشترین اریب در نماد «وپست» مشاهده می‌شود. این یافته از اهمیت بیشتر به‌کارگیری مدل MPIN در برآورد عدم تقارن اطلاعات در سهام شرکت‌های کوچک‌تر حکایت دارد.

۳) میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش بیمه با ۱۹ شرکت موردبررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۶/۶ درصد است که در بین آن‌ها، مقدار احتمال معاملات آگاهانهٔ ۱۳ شرکت کمتر از متوسط صنعت بوده و برای ۶ شرکت باقیمانده بیشتر از متوسط صنعت است. کمترین سطح عدم تقارن اطلاعات به نماد «ما» با احتمال ۳۰ درصدی اختصاص دارد، درحالی‌که «وتعاون» با میانگین مقدار احتمال معاملات آگاهانهٔ ۴۵ درصدی در صدر گروه بیمه قرار می‌گیرد. عدم تقارن اطلاعات با استفاده از مدل PIN تصویر دیگری ارائه می‌دهد که طبق آن، دو نماد «دانا» و «ملت» نیز ازجملهٔ شرکت‌های بیمه هستند که احتمال معاملات آگاهانه در آن‌ها کمتر از متوسط صنعت است. همچنین برخلاف برآوردهای MPIN، نماد «ونوین» از منظر PIN، عدم تقارن اطلاعات بالاتری را در مقایسه با متوسط صنعت تجربه می‌کند. گفتنی است کمترین اریب PIN در نماد «ونوین» و بیشترین مقدار آن در نماد «دانا» رخ داده است.

۴) طبق برآورد MPIN از وجود اطلاعات خصوصی در صنعت سرمایه‌گذاری، میانگین عدم تقارن اطلاعات در این صنعت ۳۵/۵ درصد است که ۱۶ نماد عدم تقارن اطلاعات کمتری را نسبت به متوسط صنعت تجربه می‌کنند، حال آنکه عدم تقارن اطلاعات در ۱۴ نماد باقیمانده بیشتر از متوسط صنعت است. بیشترین سطح عدم تقارن اطلاعات در نماد «وطوبی» با ۵۵/۵ درصد و کمترین سطح آن در نماد وسکاب با ۲۶/۴ درصد رخ داده است. این در حالی است که طبقه‌بندی PIN تصویری کاملاً متفاوت ارائه می‌دهد؛ به‌طوری‌که نماد «وطوبی» دارای کمترین سطح از عدم تقارن اطلاعات است و بدیهی است که بیشترین اریب PIN نیز به همین نماد اختصاص داشته باشد.

۵) صنعت لیزینگ با مقدار MPIN حدوداً ۴۰ درصدی، بیشترین عدم تقارن اطلاعات را در بین گروه‌های مختلف واسطه‌گری مالی به خود اختصاص داده است. در این صنعت، سه نماد «وایران»، «ولساپا»، و «ولغدر» عدم تقارن اطلاعات کمتری را نسبت به متوسط صنعت تجربه می‌کنند و دو نماد «ولپارس» و «ولصنم» احتمال معاملات آگاهانهٔ بالاتری را ثبت کرده‌اند. از منظر PIN، صرفاً نماد «ولپارس» عدم تقارن اطلاعات بیشتری در مقایسه با متوسط صنعت دارد. همین موضوع سبب شده است که بیشترین اریب کم‌برآوردی PIN به نماد «ولصنم» اختصاص داشته باشد.

۵ جمع‌بندی از یافته‌ها

در این مقاله با تمرکز بر ۶۶ شرکت فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی و با استفاده از نرم‌افزارهای پایتون و R، چند پرسش مهم بررسی می‌شود: اولاً آیا تعداد لایه‌های اطلاعاتی متفاوتی برای داده‌های سهام/فصل (۶۶ شرکت طی دورهٔ ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱) وجود دارد؟ پاسخ مثبت به این پرسش ضرورت به‌کارگیری مدل MPIN برای برآورد عدم تقارن اطلاعات را برجسته‌تر می‌سازد؛ دوم، عدم تقارن اطلاعات برآوردشده با مدل‌های PIN و MPIN برای صنعت واسطه‌گری مالی، چهار زیربخش اصلی آن (مشتمل بر بانک، بیمه، سرمایه‌گذاری، و لیزینگ) و ۶۶ شرکت فعال در هریک از این زیربخش‌ها چه مقدار با یکدیگر تفاوت دارند و به بیان دیگر، اریب PIN در برآورد اطلاعات خصوصی چقدر است؟ سوم، تحولات عدم تقارن اطلاعات طی ۲۵ فصل اخیر منتهی به بهار ۱۴۰۲ چگونه بوده است؟ و در آخر اینکه، بالاترین و کمترین عدم تقارن اطلاعات برآوردشده به سهام کدام شرکت‌ها مرتبط است؟ یافته‌ها حاکی از آن است که:

۱) صرفاً ۷/۷۱ درصد از داده‌های سهام/فصل، یک لایهٔ اطلاعاتی دارند، درحالی‌که برای حدود ۷۲ درصد مجموعهٔ داده‌ها ۲ تا ۵ لایه و برای مابقی (بیش از ۲۰ درصد)، بیش از

۶ لایهٔ اطلاعاتی شناسایی می‌شود. این یافته تقریباً مشابه نتایج ارسان (۲۰۲۳) برای بورس استانبول است که در آن مطالعه، ۳/۶ درصد سهام/فصل دارای یک لایه، حدود ۷۵ درصد داده‌ها دارای ۲ تا ۵ لایه، و مابقی بیش از ۶ لایه داشته‌اند.

۲) مقدار PIN در صنعت واسطه‌گری مالی و در فصول مختلف بین ۱۵ درصد تا ۴۰ درصد در نوسان است و به‌طور متوسط ۲۶/۶ درصد است. در بین ۴ زیربخش واسطه‌گری مالی، بانک با کمترین عدم تقارن اطلاعات (۲۵ درصد) و لیزینگ با بیشترین عدم تقارن اطلاعات (۲۸/۶ درصد) مواجه بوده‌اند و وجود اطلاعات خصوصی در دو بخش بیمه و سرمایه‌گذاری به‌ترتیب ۲۷/۴ و ۲۵/۵ درصد بوده است. مقدار PIN برآوردشده در صنعت واسطه‌گری ایران بیشتر از مقدار گزارش‌شدهٔ ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) برای بازار سهام امریکا (حدود ۱۹/۱ درصد)، هوانگ و همکاران (۲۰۱۳)[1] برای بازار سهام کرهٔ جنوبی (۲۰/۱ درصد)، و نزدیک به برآورد مارتینز و پائلو (۲۰۱۴)[2] برای بازار سهام برزیل (۲۵ درصد) است. مقدار PIN برآوردشده در این مقاله بیشتر از مقادیر برآوردشده در مقالات طالبلو و همکاران (۱۳۹۸) و دولو و عزیزی (۱۳۹۶) است که به‌ترتیب ۲۳ درصد و ۱۹ درصد ذکر کرده‌اند، که به‌نظر می‌رسد دلیل اصلی این اختلاف در تفاوت دوره و شرکت‌های موردبررسی ریشه داشته باشد. طبق فرضیهٔ بازارهای کارا (EMH)[3]، هرچه عدم تقارن اطلاعات کمتر باشد، احتمال دستیابی به سود (یا تحمیل زیان) غیرنرمال از طریق معاملات سهام کمتر خواهد بود.

۳) مقدار MPIN برآوردشده در تمام فصول و برای همهٔ شرکت‌های فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی و زیربخش‌های آن، بالاتر از مقدار PIN است. میانگین مقدار در فصول مختلف برای صنعت واسطه‌گری مالی بین ۲۲ درصد تا ۵۰ درصد است و به‌طور متوسط، مقدار ۳۵/۷ درصدی را طی دورهٔ موردبررسی تجربه کرده است. این رقم کمی بیشتر از عدم تقارن اطلاعات ۳۱/۹ درصدی است که با روش MPIN برای بورس استانبول توسط ارسان (۲۰۱۶) برآورد شده است. همچنین در مقایسه با متوسط ۳۴ درصدی MPIN برای ۱۰ صنعت منتخب بورسی در مقالهٔ طالبلو و مهاجری (۱۴۰۲) و رقم ۳۴/۴ درصدی MPIN برای بخش انرژی در مقالهٔ مهاجری و طالبلو (۱۴۰۲) اندکی بیشتر است. این مشاهده حکایت از آن دارد که احتمال رویارویی با یک

---

[1] Hwang et al.

[2] Martins & Paulo

[3] Efficient Market Hypothesis (EHM)

معامله‌گر آگاه با استفاده از مدل MPIN به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بیشتر از مدل PIN است که با انتظارات نظری مطابقت دارد.

۴) اریب PIN در فرض «وجود یک لایهٔ اطلاعاتی» ریشه دارد و در فصول مختلف سال ۱۳۹۶ که مدل MPIN به‌طور متوسط ۲ لایهٔ اطلاعاتی برای شرکت‌های فعال در حوزهٔ واسطه‌گری مالی (و یا کمتر) شناسایی کرده است، اریب PIN بسیار اندک بوده و بین ۱/۵ درصد تا ۳/۵ درصد نوسان می‌کند، حال آنکه به موازات با افزایش تعداد لایه‌های اطلاعاتی، اریب PIN باسرعت رو به افزایش است و در ۱۳۹۸:۲ به رقم حدوداً ۱۷ درصدی می‌رسد.

۵) گسترهٔ عدم تقارن اطلاعات در سطح زیربخش‌های واسطه‌گری مالی (در سطح تحلیل میانه) بیش از ۲ برابر گسترهٔ عدم تقارن اطلاعات در سطح واسطه‌گری مالی است؛ به‌طوری‌که بین ۱۶/۹ درصد (برای سرمایه‌گذاری در ۱۴۰۱:۲) تا ۶۶/۴ درصد (برای لیزینگ در ۱۴۰۰:۱) در نوسان است، درحالی‌که دامنهٔ پراکندگی MPIN در سطح کلان‌تر یعنی کل صنعت واسطه‌گری مالی، مقادیر ۲۲ درصد تا ۵۰ درصد را منعکس می‌کرد. دامنهٔ پراکندگی عدم تقارن اطلاعات در سطح خرد (سهام شرکت‌ها) بسیار وسیع‌تر بوده و از ۳/۵ درصد (برای سهام وسکاب از گروه سرمایه‌گذاری در دورهٔ ۱۳۹۷:۱) تا ۸۷/۸ درصد (برای سهام مدیریت از گروه سرمایه‌گذاری در دورهٔ ۱۴۰۰:۱) گسترده است.

۶) میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش بانک با ۱۲ نماد موردبررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۴/۶ درصد است. کمترین عدم تقارن اطلاعات در این بخش به بانک صادرات (با متوسط اطلاعات خصوصی ۲۹/۹ درصدی) و بیشترین آن به بانک دی (با متوسط اطلاعات خصوصی ۴۱/۵ درصدی) اختصاص دارد.

۷) میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش بیمه با ۱۹ شرکت موردبررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۶/۶ درصد است. نماد «ما» با عدم تقارن اطلاعات ۳۰/۳ درصدی، کمترین احتمال وجود اطلاعات خصوصی را در معاملات به خود اختصاص داده است، درحالی‌که در سوی دیگر طیف، نماد «وتعاون» با عدم تقارن اطلاعات ۴۵/۳ درصدی قرار می‌گیرد.

۸) طبق برآورد MPIN از وجود اطلاعات خصوصی در صنعت سرمایه‌گذاری با ۳۰ نماد موردبررسی، میانگین عدم تقارن اطلاعات در این صنعت ۳۵/۵ درصد است. بیشترین سطح عدم تقارن اطلاعات در نماد «وطوبی» با ۵۵/۵ درصد و کمترین سطح آن در نماد وسکاب با ۲۶/۴ درصد رخ داده است.

۹) صنعت لیزینگ با پنج نماد فعال، مقدار MPIN حدوداً ۴۰ درصدی را تجربه کرده است و در این صنعت، نماد «وایران» با MPIN ۳۳/۸ درصدی، کمترین عدم تقارن اطلاعات و نماد «ولصنم» با MPIN ۴۱/۴ درصدی، بالاترین احتمال معاملات آگاهانه را ثبت کرده‌اند.

با توجه اینکه از یک‌سو شدت عدم تقارن اطلاعات در ایران نسبت به مقادیر برآوردشده در سایر کشورهای خارجی بالا بوده و روند آن نیز رو به افزایش است و از سوی دیگر، اطلاعات خصوصی در سطح زیربخش‌هایی با سهم بازاری اندک (لیزینگ) و شرکت‌های کوچک‌تر (نظیر وپست در بخش بانکی، وطوبی در بخش سرمایه‌گذاری و ...) بیشتر است، توصیه می‌شود که سازمان بورس اوراق بهادار نظارت بیشتری بر شرکت‌ها و صنایع کوچک داشته و آن‌ها را ملزم به شفافیت بیشتر از طریق انتشار سریع اطلاعات مهم و اثرگذار بر درآمدها و هزینه‌های جاری و آتی شرکت کند. نتایج مطالعات خارجی حاکی از آن است که افزایش عدم تقارن اطلاعات اثر معنی‌داری بر افزایش هزینه‌های تأمین‌مالی و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد. ازاین‌رو، بازارهای مالی کشورها همواره محدودیت‌های معاملاتی نظیر محدودیت‌های حجمی و دامنهٔ نوسان قیمت را بر بازار تحمیل می‌کنند که این محدودیت‌ها با هدف کاهش عدم تقارن اطلاعات و ارتقای اعتماد سرمایه‌گذاران خرد اعمال می‌شود. همچنین، یافته‌های مقالات طالبلو و مهاجری (۱۴۰۱) و مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱) حکایت از افزایش شدت سرریز تلاطمات در بازار سهام ایران طی سال‌های اخیر دارد. لذا، به‌نظر می‌رسد تحلیل تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر ریسک‌های سیستمی در بازار سهام ایران، سرمایه‌گذاری، و هزینهٔ تأمین‌مالی از یک‌سو و نقش محدودیت‌های معاملاتی در کنترل عدم تقارن اطلاعات، از مهم‌ترین محورهای پژوهش‌های تکمیلی آتی هستند که می‌توانند تصویر شفاف‌تر و دقیق‌تری از اهمیت و نقش عدم تقارن اطلاعات را در بازار سهام ارائه دهند و به طراحی مقررات بهینه در بازار سرمایه کمک کنند.

فهرست منابع

دولو، م. و عزیزی، ن. (۱۳۹۶). واکاوی منشأ قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات؛ شواهدی از معیار احتمال معاملات آگاهانهٔ تعدیل‌شده. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۳)، ۴۳۸-۴۱۵.

طالبلو، ر. و رحمانیانی، م. (۱۳۹۶). اندازه‌گیری سطح عدم تقارن اطلاعات برای شرکت‌های منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران: احتمال مبادلهٔ آگاهانه (PIN). *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۲۹، ۷۳-۹۸.

طالبلو، ر.، شاکری، ع.، و رحمانیانی، م. (۱۳۹۸). مقایسهٔ روش‌های مختلف تخمین احتمال مبادلهٔ آگاهانه در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴ (۷۸)، ۱-۲۹.

طالبلو، ر. و مهاجری، پ. (۱۴۰۱). اتصالات و سرریز ریسک در بازار سهام ایران، یک تحلیل بخشی با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر طی زمان (TVP-VAR). *مدلسازی اقتصادسنجی*، ۷(۳)، ۹۵-۱۲۵.

مهاجری، پ. و طالبلو، ر. (۱۴۰۱). بررسی پویایی‌های سرریز تلاطمات بین بازده بخش‌ها با رویکرد اتصالات خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP-VAR)؛ شواهدی از بازار سهام ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۲)، ۳۲۱-۳۵۶.

طالبلو، ر. و مهاجری، پ. (۱۴۰۲). سنجش محتوای اطلاعات در معاملات سهام؛ شواهدی از بازار سرمایهٔ ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۸(۳)، ۴۳۳-۴۵۸.

مهاجری، پ. و طالبلو، ر. (۱۴۰۲). برآورد عدم تقارن اطلاعات با استفاده از معیارهای ریزساختار بازار؛ مطالعهٔ موردی شرکت‌های بورسی حوزهٔ انرژی ایران. *پژوهشنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، انتشار آنلاین از ۲۰ آذر ۱۴۰۲.

Aslan, H., Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2011). The characteristics of informed trading: Implications for asset pricing. *Journal of Empirical Finance*, 18, 782-801.

Atilgan, Y. (2014). Volatility spreads and earnings announcement returns. *Journal of Banking and Finance*, 38, 205-215.

Brown, S., Hillegeist, S. A., & Lo, K. (2008). The effect of earnings surprises on information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 47 (3), 208-225.

Cepoi, C.O., Dragota, V., Trifan, R. & Lordache, A. (2023). Probability of informed trading during the COVID-19 pandemic: The case of the romanian stock market. *Financial Innovation*, 9(34), 1-27.

Chen, Y., & Zhao, H. (2012). Informed trading, information uncertainty, and price momentum. *Journal of Banking and Finance*, 36(7), 2095-2109.

Cruces, J. J., & Kawamura, E. (2005). Insider trading and corporate governance in Latin America. *Research Network Working Paper*, R-513, Inter-American Development Bank.

Duarte, J. & Young, L. (2009). Why is pin priced? *Journal of Financial Economics,* 91(2), 119–138.

Easley D., & O'Hara, M. (1992). Time and the process of security price adjustment. *Journal of Finance*, 47(2), 577–605

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.

Easley, D., Kiefer, N. M. & O'Hara, M. (1997). The information content of the trading process. *Journal of Empirical Finance*, 4(2-3), 159–186.

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., 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.

Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2010). Factoring information into returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), 293–309.

Easley, D., De Prado, M. M., & O'Hara, M. (2011). The Microstructure of the "Flash Crash": Flow toxicity, liquidity crashes, and the probability of informed trading. *Journal of Portfolio Management*, 37(2), 118–128.

Easley, D., López De Prado, M. M., & O'Hara, M. (2012). Flow toxicity and liquidity in a high-frequency world. *Review of Financial Studies*, 25(5), 1457–1493.

Ersan, O. (2016). Multilayer probability of informed trading. *SSRN Electronic Journal*.

Ghachem M. & Ersan, O. (2023). PINstimation: An R package for estimating models of probability of informed trading. *SSRN Electronic Journal*.

Henry, T. R., Kisgen, D. J., & Wu, J. J. (2015). Equity short selling and bond rating downgrades. *Journal of Financial Intermediation*, 24, 89-111.

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.

Jayaraman, S., & Shuang Wu, J. (2020). Should I stay or should I grow? Using voluntary disclosure to elicit market feedback. *The Review of Financial Studies*, 33(8), 38543888.

Kang, M. (2010). Probability of information-based trading and the January effect. *Journal of Banking and Finance*, 34(12), 2985-2994.

Lee, C. M., & Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intraday data. *The Journal of Finance*, 46(2), 733-746.

Ma, R., Marshall, B. R., Nguyen, H. T., Nguyen, N. H., & Visaltanachoti, N. (2022). Climate events and return comovement. *Journal of Financial Markets*, 61, 100731.

Vega, C. (2006). Stock price reaction to public and private information. *Journal of Financial Economics*, 82(1), 103-133.