

Estimating Information Asymmetry using Market Microstructure Measures; A Case Study of Energy Sector Companies Listed in Iranian Stock Exchange

Parisa Mohajeri

Department of Economics, Associate Professor of Economics, Alleme
Tabataba'i University, Tehran, Iran

Reza Taleblou

Department of Economics, Associate Professor of Economics, Alleme
Tabataba'i University, Tehran, Iran

Abstract

The Probability of Informed Trading (PIN) is one of the important measures of market microstructure that is generally used to estimate the level of information asymmetry. Estimating PIN can be challenging due to boundary solutions, local maxima, and Floating Point Exceptions (FPE). Additionally, the prevailing assumption of the existence of only one information layer per trading day in PIN is inconsistent with the real-world empirical evidence and exposes it to a considerable underestimation bias. In this paper, we estimate information asymmetry for 90 listed companies in the energy sector during the period from 2017:Q1 to 2023:Q2, utilizing the Multi-Layer Probability of Informed Trading (MPIN) model introduced by Ghachem and Ersan (2023). The findings indicate: First, the assumption of a single information layer is satisfied for only 2.6% of the 1,200 stock/season observations, which implies the necessity of using MPIN to estimate information asymmetry. Second, the use of PIN not only leads to significant underestimation bias, but also provides an inaccurate picture of the ranking of companies from the perspective of information asymmetry. Third, the energy sector faces an average information asymmetry of 34.4%, and estimations reveal that private information reached its peak in the summer of 2020, exceeding 49%. Fourth, the symbols "Bepeyvand" from the electricity, gas, and steam sub-sector and "Shapna" from the refining sub-sector hold the highest (64.7%) and lowest (18.9%) information asymmetry, respectively.

Keywords: Market Microstructure, Information Asymmetry, Multi-Layer Probability of Informed Trading (MPIN), Hierarchical Agglomerative Clustering (HAC)

۲ | نام مجله | سال ؟ | شماره ؟ | فصل سال (دولت پژوهی | سال اول | شماره ۴ | زمستان ????)

JEL Classification: C۱۳, G۱۰, G۱۴

برآورد عدم تقارن اطلاعات با استفاده از معیارهای ریزساختار بازار؛ مطالعه موردی شرکتهای بورسی حوزه انرژی ایران

پریسا مهاجری

گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

رضا طالبلو

گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

احتمال معاملات آگاهانه (PIN)، یکی از معیارهای مهم ریزساختار بازار است که عموماً برای سنجش سطح عدم تقارن اطلاعات استفاده می‌شود. برآورد PIN به دلیل راه‌حل‌های مرزی، حداکثر محلی و استثنای نقطه اعشار (FPE) می‌تواند مشکل‌ساز باشد. همچنین حاکم بودن فرض وجود فقط یک لایه اطلاعاتی در هر روز معاملاتی در PIN، با شواهد تجربی دنیای واقعی ناسازگار بوده و آن را در معرض اریب کم‌برآوردی قابل ملاحظه‌ای قرار می‌دهد. در مقاله حاضر با استفاده از مدل احتمال چندلایه معاملات آگاهانه (MPIN) که توسط قاچم و ارسان (۲۰۲۳) ارائه شده است، عدم تقارن اطلاعات برای ۵۵ شرکت بورسی فعال در حوزه انرژی طی دوره ۱۳۹۶:Q۱ تا ۱۴۰۲:Q۱ برآورد شده است. یافته‌های مقاله حاضر حاکی از آن است که اولاً برای ۲/۶۷ درصد از ۱۲۰۰ مشاهده سهام/فصل، فرض وجود یک لایه اطلاعاتی برقرار است که دلالت بر ضرورت به‌کارگیری MPIN برای برآورد عدم تقارن اطلاعات دارد. ثانیاً به‌کارگیری PIN نه تنها با اریب کم‌برآوردی روبروست بلکه تصویر نادرستی از رتبه‌بندی شرکت‌ها از منظر عدم تقارن اطلاعات به دست می‌دهد. ثالثاً صنعت انرژی کشور به طور متوسط با عدم تقارن اطلاعات ۳۴/۴ درصدی روبروست و برآوردها نشان می‌دهد که وجود اطلاعات خصوصی در تابستان ۱۳۹۹ به اوج خود رسیده و بیش از ۴۹ درصد بوده است. رابعاً نماد «بیپوند» از زیربخش برق، گاز و بخار و نماد «شینا» از زیربخش «پالایشگاه» با عدم تقارن اطلاعات ۶۴/۷۵ و ۱۸/۹ درصدی به ترتیب در جایگاه بالاترین و کمترین عدم تقارن اطلاعات قرار می‌گیرند.

کلیدواژه‌ها: ریزساختار بازار، عدم تقارن اطلاعات، احتمال چندلایه معاملات آگاهانه (MPIN)،

خوشه‌بندی تجمعی سلسله‌مراتبی (HAC)، صنعت انرژی

طبقه‌بندی JEL: C۱۳، G۱۰، G۱۴

۱. مقدمه

احتمال معاملات آگاهانه (PIN)^۱، از معیارهای پرکاربرد در ریزساختار بازار^۲ برای تشخیص سطح عدم تقارن اطلاعات است و احتمال معاملاتی که با اطلاعات انجام می‌شود را برآورد می‌کند. به رغم مطالعات گسترده خارجی در حوزه اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات و کاربست آن در حوزه‌های کاربردی دیگر، بررسی فضای پژوهشی ایران حاکی از آن است که اولاً پژوهش‌های مرتبط با این حوزه انگشت‌شمارند. ثانیاً روش‌های اصلاحی و تعمیم‌یافته چه از منظر شیوه برآورد و چه از منظر فروض حاکم بر مدل، چندان مورد توجه پژوهش‌های داخلی قرار نگرفته است.

مشارکت اصلی مقاله حاضر، پوشش این خلأ پژوهشی و ارائه تصویر دقیق‌تری از مقادیر عدم تقارن اطلاعات در بازار سهام شرکت‌های فعال در حوزه انرژی، حول سه پرسش اصلی است: اولاً چه تفاوتی بین میانگین مقادیر برآوردی شدت عدم تقارن اطلاعات صنعت انرژی با استفاده از مدل‌های PIN و MPIN وجود دارد؟ ثانیاً میزان اریب عدم تقارن اطلاعات برآورد شده با استفاده از مدل PIN در هر یک از زیربخش‌های انرژی (مشمول بر «شیمیایی و پتروشیمی»، «پالایشی» و «برق، گاز، بخار») چقدر است؟ ثالثاً بیشترین عدم تقارن اطلاعات برآورد شده با استفاده از مدل MPIN در هر یک از فصول طی دوره ۱۳۹۶:Q۱ تا ۱۴۰۲:Q۱ مربوط به سهام کدامیک از شرکت‌های فعال در حوزه انرژی است؟ در راستای پاسخ به پرسش‌های مذکور، عدم تقارن اطلاعات با استفاده از مدل‌های PIN و MPIN، که مبتنی بر روش‌های اصلاحی و توسعه‌یافته ارسان و آلیشی (۲۰۱۶)^۳ و قاچم و ارسان (۲۰۲۳)^۴ است، برآورد خواهند شد.

۱. Probability of Informed Trading (PIN)

۲. مدوهاون (۱۹۹۷) ریزساختار بازار را بررسی فرآیندی می‌داند که طی آن، تقاضاهای سرمایه‌گذاران در قیمت و حجم معاملات متبلور می‌شود. ایزلی و اوهارا (۱۹۹۲) نیز ریزساختار بازار را مطالعه فرآیند و نتیجه مبادله تحت قوانین صریح می‌داند.

۳. Ersan & Alici (۲۰۱۶)

۴. Ghachem & Ersan (۲۰۲۳)

با عنایت به توضیحات مذکور مقاله حاضر در شش بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری ارائه خواهد شد. پیشینه تجربی داخلی و خارجی محور سوم از مقاله حاضر را تشکیل خواهد داد. بخش چهارم به توضیح پایه‌های آماری و روش تحقیق اختصاص خواهد یافت. ارائه مهم‌ترین یافته‌های تجربی موضوع محور پنجم مقاله حاضر خواهد بود و در نهایت، جمع‌بندی از مهم‌ترین نتایج پژوهش ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

طبق فرض مدل PIN، رویدادهای خبری (وجود یا نبود خبر) به صورت روزانه دارای توزیع برنولی است. روزهای حاوی خبر به دو حالت اخبار خوب و بد تقسیم می‌شود که به صورت روزانه از توزیع برنولی دیگری استخراج می‌شود. فرض بر آن است که تعداد معاملات خرید و فروش در هر بازه زمانی، توزیع پواسون داشته باشد. شدت فرآیند پواسونی خرید یا فروش به درجه نفوذ نسبی معامله‌گران آگاه و ناآگاه بستگی دارد. معامله‌گران آگاه صرفاً در صورت وجود خبر خوب خریداری می‌کنند و در صورت وجود خبر بد، می‌فروشند. در اصل، PIN یک فرآیند پواسونی مازول شده برنولی است و معیار PIN نیز فراوانی نسبی مورد انتظار از معاملات آگاهانه را نشان می‌دهد.

تابع درستنمایی مشترک^۱ EHO مدل PIN (که پژوهشگران ریزساختار بازار عمدتاً از آن استفاده نموده‌اند) به صورت رابطه (۱) نمایش داده می‌شود (ایزلی و اوهارا (۱۹۹۲)^۲، ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲، ۲۰۰۸، ۲۰۱۰):

$$L(\theta(B_t, S_t)) = \alpha(1 - \delta)e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^{B_t}}{B_t!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^{S_t}}{S_t!} + \alpha e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^{B_t}}{B_t!} e^{-(\mu + \varepsilon_s)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^{S_t}}{S_t!} + (1 - \alpha) e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^{B_t}}{B_t!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^{S_t}}{S_t!} \quad (1)$$

که B_t و S_t تعداد کل خرید و فروش‌ها برای هر روز مشخص است. بردار پارامترها، $\theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ است که در آن، α بیانگر احتمال وقوع خبر، δ احتمال وجود خبر بد مشروط به وقوع یک رویداد خبری، μ شدت معاملات آگاهانه و در نهایت، ε_b و ε_s شدت

۱. Easley, Hvidkjaer & O'Hara (EHO)

۲. Easley et al. (۱۹۹۸)

معاملات ناآگاهانه خریدار و فروشنده است. برآوردگر حداکثر درستنمایی (MLE)^۱ متناظر برای پارامترهای α و δ در تابع درستنمایی روزانه، یکی از دو مقدار صفر یا یک را برای هر روز معاملاتی در نظر می‌گیرد. به طور خاص، اگر هیچ رویداد اطلاعاتی، قبل از روز معاملاتی رخ نداده باشد، برآوردگر مقدار صفر را برای α تعیین می‌کند و اگر رویداد اطلاعاتی اتفاق افتاده باشد، مقدار یک را منظور می‌کند. به طور مشابه، برآوردگر δ مقدار یک را برمی‌گزیند، اگر رویداد اطلاعاتی حاوی اخبار بد باشد و مقدار صفر را انتخاب می‌کند اگر خبر خوب باشد (ایزلی و اوهارا ۱۹۹۲، ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲، ۲۰۰۸، ۲۰۱۰).

این مدل، چندین فرض برای اندازه‌گیری PIN دارد. نخست آنکه فرض می‌شود رویدادهای اطلاعاتی فقط خارج از ساعات معاملاتی رخ می‌دهند تا دوره‌های مشاهداتی گسسته با طول یکسان ایجاد شود. رویدادهای اطلاعاتی حداکثر یک‌بار برای هر روز مشخص امکان وقوع دارند و طی زمان، همبستگی ندارند. معامله‌گران ناآگاه، ریسک‌خشی هستند و قیمت‌ها را مفروض در نظر می‌گیرند، حال آنکه معامله‌گران ناآگاه برای اهداف نقدینگی معامله می‌کنند. علاوه بر این، تمام روزهای معاملاتی مستقل از یکدیگر در نظر گرفته می‌شود. در نتیجه احتمال درستنمایی مشترک مشاهده داده‌ها، $M = (B_t, S_t)_{t=1}^T$ طی T روز به صورت حاصلضرب درستنمایی‌های روزانه به دست می‌آید:

$$L(\theta|M) = \prod_{t=1}^T L(\theta|B_t, S_t) \quad (2)$$

با استفاده از اعداد خرید و فروش روزانه در بازه زمانی T روز، پنج پارامتر که توأمان تابع احتمال مشترک را به حداکثر می‌رسانند از طریق تکنیک MLE برآورد می‌شوند. پس از برآورد پارامترها، PIN که احتمال معاملات آگاهانه را اندازه‌گیری می‌کند از طریق رابطه (۳) محاسبه می‌شود.

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (3)$$

ایزلی و اوهارا (۱۹۹۲)، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را به صورت نرخ ورود برآوردی معاملات آگاهانه ($\alpha\mu$) [که از حاصلضرب احتمال وقوع رویداد خبری (α) در شدت

۱. Maximum Likelihood Estimation (MLE)

معاملات آگاهانه (μ) است] تقسیم بر نرخ ورود برآوردی همه معاملات در یک روز مشخص ($\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s$) تعریف می کنند.

در حدود ۲۰ هزار سهام مورد بررسی توسط EHO، این نتیجه حاصل شد که در ۷۱۶ مورد، غیرهمگرایی و در ۴۵۶ مورد راه حل گوشه‌ای در برآورد MLE حاصل می شود. براون و همکاران (۲۰۰۴)^۱ بین ۱۴ تا ۱۹ درصد از نمونه مورد بررسی را به دلیل بروز راه حل های گوشه‌ای حذف کردند. دو دلیل اصلی برای شکست بهینه‌یابی وجود دارد؛ اولاً جریان معاملات بیش از حد و کمتر از حد که منجر به وقوع مسئله FPE می شود. ثانیاً الگوریتم بهینه‌یابی و شرایط شروع که به جای دستیابی به حداکثر کلی به حداکثر موضعی دست می یابد. در روش برآورد EHO، عباراتی نظیر $e^{-(\mu+\varepsilon_b)}$ در معادله (۱)، هنگامی که $\mu + \varepsilon_b$ بزرگ است، دلیل اصلی بروز FPE هستند. برای رفع این مشکل، EHO فاکتورگیری لگاریتم درستیابی را طبق رابطه (۴) پیشنهاد می دهند که ضمن ارتقای کارایی محاسباتی، خطای برش^۲ را که منبث از بروز FPE است، حذف می کند.

$$L(\theta|B_t, S_t) = \log[\alpha\delta e^{-\mu} x_b^{B_t - M_t} x_s^{-M_t} + \alpha(1 - \delta)e^{-\mu} x_b^{-M_t} x_s^{S_t - M_t} + (1 - \alpha)x_b^{B_t - M_t} x_s^{S_t - M_t}] - (\varepsilon_b + \varepsilon_s) + M_t(\log x_b + \log x_s) + B_t \log(\mu + \varepsilon_b) + S_t \log(\mu + \varepsilon_s) - \log(B_t! S_t!) \quad (۴)$$

که در آن، $M_t = [\min(B_t, S_t) + \max(B_t, S_t)]/2$ ، $x_b = \mu + \varepsilon_b$ و $x_s = \mu + \varepsilon_s$ ، هنگامی که بردار پارامتر $\theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ برآورد می شود، مجموعه راه حل های ممکن پایه (BFS)^۳ به دست می آید. لین و کی (۲۰۱۱)^۴ که از این پس با LK نمایش داده می شود، توضیح می دهند که BFS واقعی که از طریق حداکثرسازی لگاریتم درستیابی به دست می آید، کوچکتر از BFS نظری است. طبق مشاهده LK، عبارت درستیابی EHO در معادله (۴) غیردقیق بوده و ذاتاً اریب به سمت پایین دارد. برای اجتناب از این اریب و بهبود دقت محاسباتی، LK فاکتورگیری مجددی از تابع لگاریتم درستیابی را از طریق رابطه (۵) پیشنهاد می دهد.

۱. Brown et al. (۲۰۰۴)

۲. Truncation Error

۳. Basic Feasible Solutions (BFS)

۴. Lin & Ke (۲۰۱۱)

$$\log L(\theta|B_t, S_t) = \log[\alpha\delta e^{(k_{v,t}-k_{max,t})} + \alpha(1-\delta)e^{(k_{v,t}-k_{max,t})} + (1-\alpha)e^{(k_{r,t}-k_{max,t})}] + \quad (5)$$

$$B_t \log(\mu + \varepsilon_b) + S_t \log(\mu + \varepsilon_s) + (\varepsilon_b + \varepsilon_s) - k_{max,t} - \log(B_t! S_t!)$$

که در آن، $k_{r,t} = -\mu - S_t \log(1 + \mu/\varepsilon_s)$ ، $k_{v,t} = -\mu - B_t \log(1 + \mu/\varepsilon_b)$ ، $k_{\max,t} = \max(k_{v,t}, k_{r,t}, k_{p,t})$ و $-B_t \log(1 + \mu/\varepsilon_b) - S_t \log(1 + \mu/\varepsilon_s)$ است. مشکلات محاسباتی PIN، به همین جا ختم نمی‌شود و به کارگیری فاکتورگیری LK، بروز مسئله راه‌حل مرزی در برآوردها را تشدید می‌کند. برای حل این مسئله، دو رویکرد توسط یان و ژانگ (۲۰۰۶، ۲۰۱۲)^۱ و گان و همکاران (۲۰۱۵)^۲ ارائه می‌گردد.

یان و ژانگ (۲۰۱۲) [که از این پس با YZ نشان داده می‌شود] برای رفع مسئله راه‌حل‌های مرزی یا گوشه‌ای، یک الگوریتم با دو اقدام اصلاحی را پیشنهاد می‌کنند. در گام نخست به جای یک بار اجرای MEL، تابع را تا ۱۲۵ بار با مجموعه‌های مختلف مقادیر اولیه اجرا نموده و حداکثرسازی را با بالاترین مقدار احتمال انتخاب می‌کنند. در گام دوم، پیش از انتخاب، مقادیر حداکثری با راه‌حل‌های مرزی را حذف می‌کنند. طبق الگوریتم YZ، پارامترهای احتمال یعنی α و δ در بین مقادیر مجموعه $X = (0.1, 0.3, 0.5, 0.7, 0.9)$ مفروض در نظر گرفته می‌شوند. علاوه بر این، مقادیر اولیه برای ε_b به همین ترتیب و با ضرب میانگین خرید روزانه، یعنی \bar{B} در مقادیر X به دست می‌آیند. بدین ترتیب، فضای راه‌حل ممکن برای سه متغیر به صورت خطی در نظر گرفته می‌شود که منجر به ۱۲۵ ترکیب (۵×۵×۵) می‌شود. در مرحله بعدی، مقادیر مورد انتظار نهایی خرید و فروش‌های روزانه مندرج در تابع درستی‌مندی معادله (۱) با استفاده از رابطه (۶) استخراج می‌گردد.

$$E(B) = \alpha(1-\delta)\mu + \varepsilon_b \quad (6)$$

$$E(S) = \alpha\delta\mu + \varepsilon_s \quad (7)$$

با تعریف $E(B) = \bar{B}$ و $E(S) = \bar{S}$ ، که \bar{B} میانگین خرید (فروش) روزانه است و جایگذاری مقادیر اولیه تعیین شده برای α و δ و ε_b (α' ، δ' و ε_b')، مقادیر اولیه متناظر برای μ و ε_s (μ' و ε_s')، به راحتی می‌توان به معادلات (۶) و (۷) دست یافت. مقدار μ'

۱. Yan & Zhang (۲۰۰۶، ۲۰۱۲)

۲. Gan et al. (۲۰۱۵)

ایجاد شده همواره مثبت‌اند زیرا ε_j^b ، کسری از \bar{B} است. در مقابل، ε_j^s که از معادله (۷) استخراج می‌شود، می‌تواند مقادیر مثبت و منفی داشته باشد. بنابراین، حذف مجموعه‌هایی با مقادیر منفی ε_j^s ضروری است. برای نمونه در ۱۲۵ مجموعه یان و ژانگ، ۴۵ مجموعه حذف می‌شوند. پس از حذف این مجموعه‌ها، MLE برای مجموعه پارامترهای اولیه باقیمانده، اجرا می‌شود. در مرحله آخر، برآوردهای مربوط به راه‌حل‌های مرزی حذف می‌شوند. در نهایت از میان برآوردهای باقیمانده، برآوردی انتخاب می‌شود که بالاترین مقدار احتمال را دارد. براون و همکاران (۲۰۰۴)، راه‌حل‌های کوچکتر از ۰/۰۲ و بزرگتر از ۰/۹۸ را به عنوان نقاط دورافتاده معرفی می‌کنند، اما در یان و ژانگ (۲۰۱۲) به صراحت این مقادیر بیان نمی‌شود.

در راه‌حل اصلاحی دوم، گان و همکاران (۲۰۱۵)، روش جدیدی را با استفاده از تجزیه و تحلیل خوشه‌ای پیشنهاد می‌کنند. نویسندگان بر این باورند که برآوردهای حاصل از MLE با استفاده از الگوریتم YZ در مقایسه با برآوردهای آنان، دقت کمتری دارند لذا برآوردهای خود را به عنوان مقادیر اولیه برای MLE پیشنهاد می‌کنند. پژوهشگران از تجزیه و تحلیل خوشه‌ای برای تفکیک سه طبقه در داده‌های تجاری یعنی روزهای «بدون رویداد»، روزهای با «رویداد خوب» و روزهای با «رویداد بد» استفاده می‌کنند. تجزیه و تحلیل بر اساس عدم تعادل سفارش روزانه انجام می‌شود به طوری که خوشه شامل روزهای دارای بیشترین (کمترین) میانگین عدم تعادل سفارش به خوشه اخبار خوب (بد) منتسب می‌شود و خوشه باقیمانده در میانه نیز به عنوان خوشه «بدون رویداد» تعریف می‌شود.

خوشه‌بندی سلسله مراتبی تجمعی (HAC)^۱ با پیوند کامل در ایجاد سه گروه جداگانه از روزها اجرا می‌شود. هدف HAC، اتصال نقاط داده‌ای نزدیک به یکدیگر با رویکرد پایین به بالا است که در آن، هر مشاهده در خوشه جداگانه شروع می‌شود و نزدیک‌ترین جفت‌خوشه‌ها در هر مرحله ترکیب می‌شوند تا زمانی که n تعداد خوشه (۳ خوشه در این مورد) وجود داشته باشد. خوشه‌بندی پیوند کامل که به آن «خوشه‌بندی دورترین همسایه»^۲ نیز گفته می‌شود، دو خوشه را

۱. Hierarchical Agglomerative Clustering (HAC)

۲. Farthest Neighbor Clustering

بر اساس فاصله بین دورترین اعضای هر خوشه ترکیب می‌کند. تجزیه و تحلیل خوشه‌ای، به برآورد «الگوریتم خوشه‌بندی مقدار اولیه» منتهی می‌شود. سپس MLE با استفاده از فاکتورگیری LK و پارامترهای اولیه به دست آمده از طریق الگوریتم خوشه‌بندی برآورد می‌شود که از آن تحت عنوان $CPIN-LK^1$ یاد می‌کنند. بدین ترتیب CPIN روش وقت گیر MLE را خصوصاً برای برآورد مجموعه پارامترهای اولیه YZ حذف می‌کند و پارامترهای اولیه را با سرعت بیشتری برآورد می‌کند. سپس MLE با استفاده از فاکتورگیری LK و پارامترهای اولیه برآورد شده توسط CPIN اجرا می‌شود. مطالعه گان و همکاران (۲۰۱۵) که عملکرد برآوردهای CPIN-LK برای سری‌های شبیه‌سازی شده در مقایسه با MLE با فاکتورگیری LK و الگوریتم YZ اندکی بهتر است.

این در حالی است که ارسان و آلیشی (۲۰۱۶) با استفاده از ۵۰۰۰ شبیه‌سازی نشان می‌دهند که PIN برآورد شده از طریق CPIN-LK اریب قابل ملاحظه‌ای داشته و به طور معنی‌داری بیشتر از الگوریتم YZ است. آنان نشان می‌دهند که علاوه بر فقدان دقت در برآوردهای PIN، تمامی پارامترهای برآورد شده توسط CPIN-LK اریب بالایی دارند. به منظور کاهش اشکالات مورد انتظار مربوط به اجرای یک‌بار MLE با مجموعه‌ای از پارامترهای اولیه، ارسان و آلیشی (۲۰۱۶)، مجموعه‌های منطقی اضافی از پارامترهای اولیه را به دست می‌آورند که اجرای بیش از یک‌بار تابع MLE را امکان‌پذیر می‌سازد. مجموعه‌های منطقی، مجموعه‌هایی از مقادیر اولیه هستند که انتظار می‌رود به مقادیر واقعی، نزدیک‌تر باشند و برآوردهای بهتری را به دست دهند.

فرآیند خوشه‌بندی تجمعی با توزیع هر روز در یک خوشه جداگانه شروع می‌شود. با ترکیب دو خوشه با کمترین فاصله در هر مرحله، فرآیند خوشه‌بندی ادامه می‌یابد تا زمانی که دو خوشه «رویداد» و «بدون رویداد» بر اساس عدم تعادل مطلق در سفارش به دست آید. سپس فاکتورگیری LK تابع MLE را با مجموعه‌های اولیه به دست آمده از این الگوریتم جدید، یعنی $LK-CPIN_A$ اجرا می‌شود که در آن، z مخفف تعداد حداکثرسازی‌های انجام شده (و همچنین تعداد مجموعه‌های مقادیر اولیه) است. با استفاده

۱. Clustering Probability of Informed Trading-Lin & Ke (CPIN-LK)

از مجموعه‌های مقادیر اولیه که از خوشه‌های ممکن در داده‌ها استخراج شده‌اند، MLE برآورد می‌شود. در نهایت نیز برآوردی با بالاترین مقدار احتمال از میان Z اجرا انتخاب می‌شود لذا انتظار می‌رود که حداکثرسازی‌های چندباره و اضافی، کیفیت برآوردها را بهبود بخشد.

علاوه بر پیشرفت‌ها و توسعه‌هایی که راه‌حل‌های اصلاحی برای برآورد PIN به منظور حذف مسئله FPE، راه‌حل‌های گوشه‌ای و حداکثرهای محلی ارائه نمودند، دو توسعه مهم دیگر از مدل PIN ارائه می‌گردد. نخست، مدل احتمال تعدیل شده معاملات آگاهانه (AdjPIN)^۱ است که توسط دوراته و یانگ (۲۰۰۹)^۲ معرفی شد. این مدل، این فرض را به چالش می‌کشد که معاملات صرفاً توسط معامله‌گران ناآگاه نقدینگی و معامله‌گران آگاه انجام می‌شود و احتمال شوک نقدینگی را برای هر دو طرف خرید و فروش به حساب می‌آورد. توسعه دوم، مدل احتمال چندلایه معاملات آگاهانه (MPIN)^۳ معرفی شده توسط ارسان (۲۰۱۶) است که بر خلاف مدل PIN اولیه، لحاظ انواع اطلاعات چندگانه را امکان‌پذیر نموده و فرض می‌کند که رویدادهای اطلاعاتی در لایه‌هایی با شدت یکسان معاملات آگاهانه خوشه‌بندی می‌شوند. کنار گذاشتن فرض وجود یک نوع منحصر به فرد از اطلاعات، امکان برخورد دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تر با معاملات آگاهانه را فراهم می‌کند.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات بسیاری در رابطه با به‌کارگیری PIN در موضوعات مختلف وجود دارد. محور برخی از پژوهش‌ها عبارتند از پوشش تحلیل‌گران (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۸)، خرد کردن سهام (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۱)^۴، ساختار مالکیت (دنيس و واتسون، ۲۰۰۱)^۵، تأثیر PIN بر اثرات قیمتی معاملات و همبستگی سریالی در معاملات (چانگ و همکاران، ۲۰۰۵)^۶،

۱. Adjusted Probability of Informed Trading (AdjPIN)

۲. Duarte & Young (۲۰۰۹)

۳. Multilayer Probability of Informed Trading (MPIN)

۴. Easley et al. (۲۰۰۱)

۵. Dennis & Weston (۲۰۰۱)

۶. Chung et al. (۲۰۰۵)

قیمت گذاری کمتر از حد در عرضه اولیه سهام (ایلول و پاگانو، ۲۰۰۶)^۱، رتبه بندی اعتباری (آدیرز-وایت و ردی، ۲۰۰۶)^۲، اثرات فصلی (کانگ، ۲۰۱۰)^۳ و بازدهی های سهام (ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲)^۴، براون و همکاران، ۲۰۰۴، پان و پوتشمن، ۲۰۰۶^۵، براون و هیلگیست، ۲۰۰۷^۶، چن و همکاران، ۲۰۰۷^۷ و دوراته و همکاران، ۲۰۰۸^۸، ایزلی و همکاران، ۲۰۱۰^۹، برآورد PIN در محدوده زمانی ورود اطلاعات عمومی (وگا، ۲۰۰۶)^{۱۰}، اثرات PIN بر مومنتوم قیمت (چن و ژائو، ۲۰۱۲)^{۱۱}، PIN و تأثیر آن بر هزینه سرمایه (جایارامان و وو، ۲۰۲۰)^{۱۲}، PIN و تأثیر آن بر هم حرکتی بازده سهام در زمان وقوع بلایای طبیعی (ما و همکاران، ۲۰۲۲)^{۱۳} و انتشار اخبار جعلی مرتبط با کووید ۱۹ و سطح عدم تقارن اطلاعات در بازار سهام رومانی (سیوی و همکاران، ۲۰۲۳)^{۱۴}.

تعداد پژوهش های انجام شده طی یک دهه اخیر در ارتباط با اندازه گیری PIN، بسیار بیشتر از قبل است. هنری و همکاران (۲۰۱۵)^{۱۵} دریافتند که هنگام افزایش احتمال وقوع رویداد اطلاعاتی یا افزایش PIN، فروش استقرایی^{۱۶} قبل از افت بازار افزایش می یابد. آتیلگان (۲۰۱۴)^{۱۷} نشان می دهد که قابل پیش بینی بودن سودهای اعلامی توسط گستره های نوسانات، با عدم تقارن اطلاعات افزایش می یابد. وو و همکاران (۲۰۱۴)^{۱۸} به اثر مثبت

-
۱. Ellul & Pagano (۲۰۰۶)
 ۲. Odders-White & Ready (۲۰۰۶)
 ۳. Kang (۲۰۱۰)
 ۴. Easley et al. (۲۰۰۲)
 ۵. Pan and Poteshman (۲۰۰۶)
 ۶. Brown and Hillegeist (۲۰۰۷)
 ۷. Chen et al. (۲۰۰۷)
 ۸. Duarte et al. (۲۰۰۸)
 ۹. Easley et al. (۲۰۱۰)
 ۱۰. Vega (۲۰۰۶)
 ۱۱. Chen & Zhao (۲۰۱۲)
 ۱۲. Jayaraman and Wu (۲۰۲۰)
 ۱۳. Ma et al. (۲۰۲۲)
 ۱۴. Cepoi et al. (۲۰۲۳)
 ۱۵. Henry et al. (۲۰۱۵)
 ۱۶. Short Selling
 ۱۷. Atilgan (۲۰۱۴)
 ۱۸. Wu et al. (۲۰۱۴)

معنی دار PIN بر گستره اختیارات یک بازارساز اشاره می‌کنند. هو (۲۰۱۴)^۱ مشاهده می‌کند که نامتعادل بودن سفارش در اختیارات، بازده را پیش‌بینی می‌کند و قدرت پیش‌بینی‌کنندگی برای شرکت‌هایی با مقادیر PIN بزرگتر، معنی دار است. یافته‌های دسزاری و هوانگ-مایر (۲۰۱۵)^۲ حاکی از آن است که اثر مثبت بازدهی غیرعادی سهام بر تغییرات آتی در سود سه‌ماهه، هنگامی قوی‌تر است که بازدهی‌ها بیانگر مقادیر بالاتری از اطلاعات خصوصی باشند که با PIN اندازه‌گیری می‌شود.

به رغم وجود ادبیات غنی نظری در ارتباط با برآورد احتمال معاملات آگاهانه در بازار سهام و کاربست فزاینده آن در پژوهش‌های تجربی خارجی طی سه دهه 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 به طوری که تاریخ انتشار نخستین مقاله علمی در ایران به سال ۱۳۹۶ باز می‌گردد. دوم، صرف‌نظر از این غفلت دو دهه‌ای، تعداد مطالعات منتشر شده در دهه اخیر انگشت شمار است و طبق بررسی‌های صورت گرفته از طریق پایگاه‌های اطلاعاتی فصلنامه‌های علمی داخلی، به ۸ مقاله می‌رسد. سوم ۵ مقاله از ۸ مقاله به دو دلیل مورد توجه قرار نگرفته‌اند، ابهام در روش برآورد PIN و برآوردهای اریب‌دار از احتمال معاملات آگاهانه (به طوری که این احتمال در دو مقاله، نزدیک به صفر و در دو مقاله دیگر حدود ۸۰ درصد برآورد شده است که نه تنها با یافته‌های مقالات خارجی و ۳ مقاله داخلی دیگر ناسازگار است بلکه حاکی از بروز مسئله راه‌حل گوشه‌ای در برآورد PIN است که به نظر می‌رسد نویسندگان توجهی به رفع آن نداشته‌اند). چهارم، مدل MPIN در هیچ‌یک از مقالات داخلی مبنای برآورد احتمال معاملات آگاهانه قرار نگرفته است. طالبلو و همکاران (۱۳۹۸) و طالبلو و رحمانیانی (۱۳۹۶) از مدل PIN استفاده نموده‌اند و مقدار عدم تقارن اطلاعات را ۲۳ درصد گزارش نموده‌اند و دولو و عزیزی (۱۳۹۶) در مطالعه دیگری از مدل AdjPIN برای برآورد احتمال

۱. Hu (۲۰۱۴)

۲. De Cesari & Huang-Meier (۲۰۱۵)

معاملات آگاهانه استفاده کرده‌اند که مقدار ۱۹ درصدی را برای وجود اطلاعات خصوصی اعلام نموده‌اند.

۴. پایه‌های آماری و روش تحقیق

۴-۱. پایه‌های آماری

در راستای برآورد عدم تقارن اطلاعات در مقاله حاضر، داده‌های لحظه‌ای روزانه سهام شرکت‌های فعال در حوزه انرژی مشتمل بر ۵۵ شرکت در قالب ۳ زیربخش «شیمیایی و پتروشیمی»، «پالایشگاهی» و «برق، گاز و بخار» در دوره ۱۳۹۶:Q۱ تا ۱۴۰۲:Q۱ جمع‌آوری شده است. داده‌ها از وب سایت بازار بورس اوراق بهادار تهران گردآوری و با نرم‌افزار پایتون پالایش شده است. ۵۵ شرکت فعال در حوزه انرژی با لحاظ دو ملاحظه مهم یعنی وجود داده‌های با کیفیت با تواتر بالا (تعداد اندک روزهای بسته بودن نماد معاملاتی) و پوشش طیفی از شرکت‌ها با اندازه‌های مختلف انتخاب شده‌اند. شایان ذکر است در هر لحظه، تعداد بسیار زیادی داده مظنه در سطوح مختلف خرید و فروش وجود دارد. از این رو در ابتدا، داده‌های سرخط خرید و فروش جمع‌آوری شده است که برای هر یک از ۵۵ نماد در بازه ۲۵ فصل مورد بررسی، بیش از ۳۰ میلیون سطر داده وجود دارد. در ادامه، به دلیل ناهمسانی زمان معاملات، داده‌های سرخط مظنه‌های خرید و فروش در بازه یک ثانیه تجمیع شده‌اند سپس داده‌های قیمت به صورت میانگین وزنی و داده‌های مقدار به صورت مجموع (در سطح یک ثانیه) تجمیع گردیده‌اند. پس از آن، قیمت و مقدار مبادله شده با سرخط‌های مظنه خرید و فروش با یکدیگر منطبق شده‌اند. داده‌های ثانیه‌ای برای هر روز با استفاده از الگوریتم لی و ردی (۱۹۹۶)^۱، مبنای شناسایی منشأ مبادله (طرف عرضه یا طرف تقاضا) قرار گرفته‌اند. در انتها در چارچوب روش ارسان و آلیشی (۲۰۱۶) و ارسان و قاجم (۲۰۲۳) به ترتیب پارامترهای مدل PIN و MPIN برآورد و برای تخمین احتمال معاملات آگاهانه در هر فصل استفاده شده‌اند. تابع درستی‌مایی به صورت جداگانه برای هر نماد و در هر فصل تشکیل شده

۱. Lee & Ready (۱۹۹۱)

است و سپس با استفاده از یک پردازنده $corei9$ به صورت پردازش موازی در نرم افزار R برآورد شده است.

۴-۲. روش تحقیق؛ کاربرت مدل MPIN در برآورد عدم تقارن اطلاعات

مدل MPIN ارسان (۲۰۱۶)، تعمیم مدل PIN است که لحاظ انواع رویدادهای اطلاعاتی (یا لایه‌های اطلاعاتی) را امکان پذیر می‌کند. هنگامی که تعداد لایه‌های J برابر ۱ باشد، این مدل به PIN اولیه تبدیل می‌شود. این مدل به طور 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 لایه جدید) در نظر گرفته می‌شود. سوم، این مدل به طور ضمنی امکان وقوع رویدادهای اطلاعاتی را در ساعات معاملاتی فراهم می‌کند.

با توجه به اینکه رویدادهای اطلاعاتی متمایل به خوشه‌بندی در لایه‌های مختلف هستند. لذا استفاده از یک لایه 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 تعمیم یافته استفاده می‌شود که انواع متعدد اطلاعات را در نظر گرفته و هر لایه، شامل رویدادهای اطلاعاتی با حجم معاملات یکنواخت است.

احتمال مشاهده B خرید و S فروش در یک روز بدون رویداد مشابه آنچه در مدل PIN اولیه پیشنهاد شده است، با استفاده از معادله (۸) نشان داده می‌شود

$$P(B, S | \text{بدون رویداد}) = e^{-\varepsilon_b \frac{\varepsilon_b^B}{B!}} e^{-\varepsilon_s \frac{\varepsilon_s^S}{S!}} \quad (8)$$

در یک روز با رویداد اطلاعاتی خوب از لایه j احتمال مشاهده B خرید و S فروش عبارتند از:

$$P(B, S | j \text{ رویداد خوب از لایه } j) = e^{-(\mu_j + \varepsilon_b)} \frac{(\mu_j + \varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s \frac{\varepsilon_s^S}{S!}} \quad (9)$$

به طور مشابه، در یک روز با رویداد اطلاعاتی بد از لایه j احتمال مشاهده B خرید و S فروش عبارتند از:

$$P(B, S | j \text{ رویداد بد از لایه } j) = e^{-\varepsilon_b \frac{\varepsilon_b^B}{B!}} e^{-(\mu_j + \varepsilon_s) \frac{(\mu_j + \varepsilon_s)^S}{S!}} \quad (10)$$

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

$$\begin{aligned} ((B, S) | \theta_M) = & \sum_{j=1}^J \alpha_j (1 - \delta_j) e^{-(\mu_j + \varepsilon_b) \frac{(\mu_j + \varepsilon_b)^B}{B!}} e^{-\varepsilon_s \frac{\varepsilon_s^S}{S!}} + \\ & L \sum_{j=1}^J \alpha_j \delta_j e^{-\varepsilon_b \frac{\varepsilon_b^B}{B!}} e^{-(\mu_j + \varepsilon_s) \frac{(\mu_j + \varepsilon_s)^S}{S!}} + (1 - \sum_{j=1}^J \alpha_j) e^{-\varepsilon_b \frac{\varepsilon_b^B}{B!}} e^{-\varepsilon_s \frac{\varepsilon_s^S}{S!}} \end{aligned} \quad (11)$$

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 لایه 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 این صورت $\delta_j = 0$ می‌باشد. همانند مدل PIN اصلی، فرض می‌شود که رویدادها، خارج از ساعات معاملاتی رخ می‌دهند و مستقل از یکدیگرند. بنابراین درستمایی مشترک مشاهده $M = (B_i, S_i)_{i=1}^I$ در طول I روز، حاصلضرب احتمالات روزانه خواهد بود:

$$L(M | \theta_M) = \prod_{i=1}^I L(\theta_M | (B_i, S_i)) \quad (12)$$

که $\theta_M = (\alpha_1, \dots, \alpha_J, \delta_1, \dots, \delta_J, \mu_1, \dots, \mu_J, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ بردار پارامتری به طول $(3J+2)$ خواهد بود. احتمالات رویدادها برای هر لایه 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. بر خلاف مدل PIN، به رویدادهای اطلاعاتی متعدد در روز اجازه داده می‌شود تا اثر تجمعی ایجاد کنند که می‌تواند به عنوان متعلقات به یک لایه جداگانه شناسایی شود. هنگامی که برآورد حداکثر درستمایی از بردار پارامترهای θ_M به دست آمد، MPIN از طریق معادله (13) محاسبه می‌شود:

$$MPIN = \frac{\sum_{j=1}^J \alpha_j \mu_j}{\sum_{j=1}^J \alpha_j \mu_j + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \quad (13)$$

که در آن، صورت کسر بیانگر کل معاملات آگاهانه تجمعی در لایه‌های اطلاعاتی مختلف بوده و مخرج کسر نیز کل معاملات را نشان می‌دهد. علاوه بر احتمال کلی معاملات آگاهانه در معادله (۱۳) محاسبه شده است، مدل MPIN امکان بررسی احتمال معاملات آگاهانه برای لایه‌های خاص را فراهم می‌کند (ارسان، ۲۰۱۶).

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

وقوع حداکثر یک رویداد اطلاعاتی در هر روز، یکی از مهم‌ترین فروض مدل PIN است که با ماهیت بازارهای مالی امروزه که به سرعت در حال تغییر و تحول‌اند، سازگاری چندانی ندارد. کنار گذاشتن این فرض، مستلزم در نظر گرفتن لایه‌های متعدد اطلاعاتی است که تمامی اطلاعات مرتبط در یک مدل معاملاتی روزانه را پوشش می‌دهد. بدین ترتیب با لحاظ لایه‌های متعدد اطلاعاتی می‌توان تنوع کیفیت اطلاعات را در نظر گرفت و رویدادهای متعدد در یک روز را شناسایی نمود.

در جدول (۱) نشان داده شده است که فرض وقوع یک رویداد در مدل PIN، صرفاً در ۲/۶۷ درصد از ۱۲۰۰ زوج فصل/سهام برقرار است و در بیش از ۷۵ درصد زوج فصل/سهام، ۲ تا ۵ لایه اطلاعاتی وجود دارد و برای مابقی (حدود ۲۲ درصد)، بیش از ۶ لایه اطلاعاتی قابل شناسایی است.

جدول (۱). تعداد لایه‌های اطلاعاتی در ۱۳۸۷ فصل/سهام صنعت انرژی طی دوره ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱

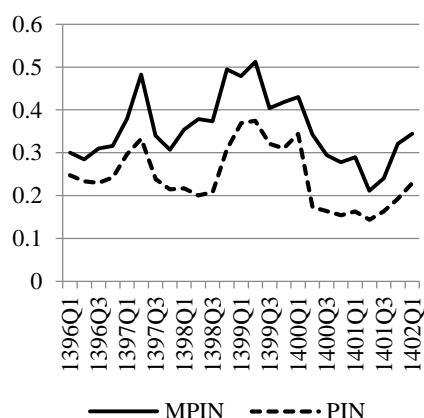
تعداد لایه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
تعداد وقوع	۳۲	۲۰۵	۲۷۲	۲۵۹	۱۶۷	۹۵	۷۲	۳۰	۱۹	۱۶
سهام (درصد)	۲/۶۷	۱۷/۰۸	۲۲/۶۷	۲۱/۵۸	۱۳/۹۲	۷/۹۲	۶	۲/۵۰	۱/۵۸	۱/۳۳
تعداد لایه‌ها	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	۱۹	
تعداد وقوع	۱۰	۹	۴	۵	۳	-	-	۱	۱	
سهام (درصد)	۰/۸۳	۰/۷۵	۰/۳۳	۰/۴۲	۰/۲۵	-	-	۰/۰۸	۰/۰۸	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

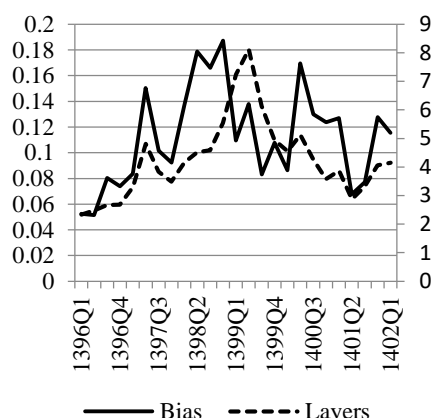
۵-۱. برآورد عدم تقارن اطلاعات در بخش انرژی

در نمودار (۱)، میانگین مقادیر برآورد شده PIN و MPIN برای ۱۳۸۷ زوج فصل/سهام و در نمودار (۲) روند تغییرات اریب PIN به موازات با تعداد لایه‌های شناسایی شده در MPIN ترسیم شده است. برآوردها حاکی از آن است که:

نمودار (۱). میانگین مقادیر MPIN و PIN
صنعت انرژی طی دوره ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱



نمودار (۲). میانگین مقدار اریب PIN و تعداد لایه‌های شناسایی شده در MPIN



مأخذ: یافته‌های تحقیق

یک) میانگین PIN بین حدود ۱۴ تا ۳۷ درصد و MPIN بین ۲۱ تا ۵۱ درصد در نوسان است. دو) میانگین مقادیر MPIN در تمامی فصول، بیشتر از PIN است و مقادیر MPIN به طور متوسط حدوداً ۴۶ درصد بیشتر از PIN است. این مشاهده دلالت بر وجود احتمال بالاتر برای مواجهه با یک معامله گر آگاه با استفاده از مدل MPIN دارد که با انتظارات نظری سازگار است، زیرا همانطور که پیش‌تر تبیین شد، مدل PIN بخشی از معاملات آگاهانه در لحاظ نمی‌کند در حالی که مدل MPIN با لحاظ دقیق معاملات آگاهانه، احتمال بالاتری را برای وجود اطلاعات خصوصی و انجام معاملات آگاهانه در بازارهای مالی برآورد می‌کند.

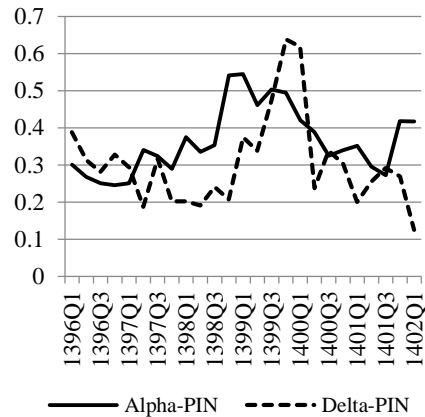
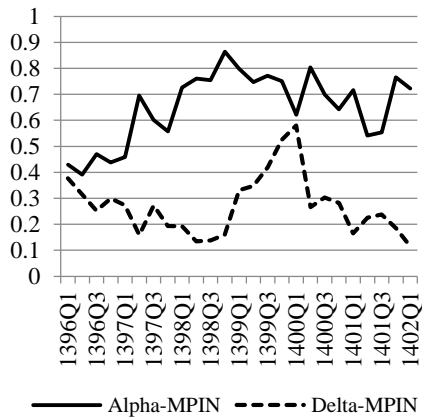
سه) میانگین مقادیر MPIN و PIN الگوی مشابهی از افت و خیز را تجربه می‌کنند، لکن تفاوت میان آن دو در طول زمان ثابت نیست و به رغم آن که در ابتدای دوره مورد بررسی، ارقام نسبتاً یکسانی را اتخاذ نموده‌اند اما به مرور بر میزان اختلاف مقادیر افزوده شده است به طوری که طبق نمودار (۲)، کم‌برآوردی PIN از حدود ۵ درصد در فصول اول و دوم سال ۱۳۹۶ به حدود ۱۲ درصد در فصل اول ۱۴۰۲ افزایش یافته است. بالاترین اریب نیز به

سه ماهه چهارم ۱۳۹۸ اختصاص دارد که PIN با کم‌برآوردی ۱۸ درصدی در عدم تقارن اطلاعات روبرو بوده است.

چهار) اریب PIN ریشه در فرض «وجود یک لایه اطلاعاتی» دارد و بدیهی است اگر تعداد لایه‌های اطلاعاتی شناسایی شده در مدل MPIN، یک لایه باشد در آن صورت، عدم تقارن اطلاعات برآورد شده از طریق این دو روش، نباید تفاوت چندانی داشته باشند. طبق نمودار (۲) در فصول مختلف سال ۱۳۹۶ که مدل MPIN به طور متوسط ۲ لایه اطلاعاتی شناسایی نموده است، اریب PIN اندک بوده و بین ۵ تا ۸ درصد نوسان می‌کند، حال آنکه به موازات با افزایش تعداد لایه‌های اطلاعاتی، اریب PIN با سرعت رو به افزایش است (شیب منحنی پرننگ در فاصله ۴:۱۳۹۶ تا ۴:۱۳۹۸). پس از آن نیز رفتار اریب PIN و تعداد لایه‌های اطلاعاتی تقریباً مشابه بوده به طوری که به موازات با افزایش تعداد لایه‌های اطلاعاتی، عموماً اریب PIN نیز افزایش یافته است و برعکس.

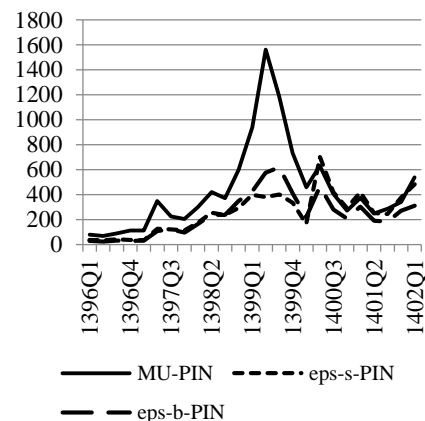
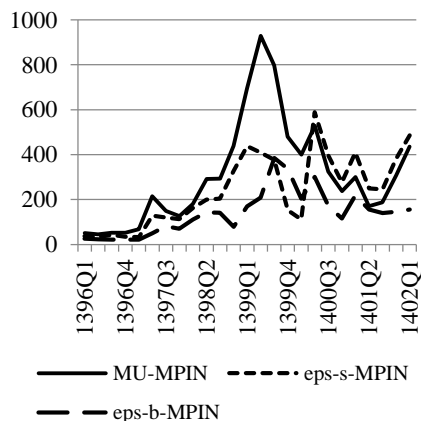
روند تحولات پارامترهای احتمال و شدت در مدل‌های MPIN و PIN به ترتیب در نمودارهای (۳) و (۴) نمایش داده شده است. پیش‌بینی نظری از مقدار پارامتر احتمال وقوع رویداد اطلاعاتی (α)، برآورد مقادیر بالاتر α توسط MPIN در مقایسه با PIN است که مشاهدات تجربی مقاله حاضر، این پیش‌بینی را تأیید می‌کند. با مقایسه پنل‌های الف و ب نمودار (۳)، مقادیر α برآوردی توسط مدل MPIN در تمامی فصول بیشتر از (حدود ۱/۸ برابر) مقادیر متناظر برآورد شده در مدل PIN است. پارامتر δ که بیانگر احتمال بد بودن رویداد اطلاعاتی است در هر دو مدل، تفاوت چندانی به طور متوسط نداشته و میانگین آن در بازه زمانی مورد مطالعه برای مدل‌های MPIN و PIN به ترتیب ۲۷ و ۳۰ درصد است.

نمودار (۳). متوسط پارامترهای احتمال در مدل MPIN و PIN



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۴). متوسط پارامترهای شدت برآورد شده در مدل MPIN و PIN



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۴)، پارامتر شدت معاملات آگاهانه (μ)، شدت معاملات ناآگاهانه طرف خریدار (ϵ_b) و شدت معاملات ناآگاهانه طرف فروشنده (ϵ_s) را در دو مدل MPIN و PIN منعکس می‌کند. از آنجایی که 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 برآورد شده توسط مدل MPIN کوچکتر از مدل PIN باشد که شواهد تجربی مقاله حاضر نیز گواه این مدعاست. میانگین مقدار μ به طور

متوسط در مدل MPIN برابر ۳۱۰ و در مدل PIN برابر با ۴۳۶ است. شدت معاملات ناآگاهانه طرف خریدار و فروشنده برای مدل MPIN به ترتیب ۱۴۰ و ۲۳۸ و میانگین مقادیر متناظر برای مدل PIN به ترتیب ۲۳۶ و ۲۵۴ می‌باشد.

۵-۲. برآورد عدم تقارن اطلاعات در زیربخش‌های انرژی

میانگین مقادیر عدم تقارن اطلاعات برآورد شده در بخش انرژی و زیربخش‌های آن به تفکیک فصول در جدول (۲) ارائه شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که: یک- اختلاف قابل‌ملاحظه‌ای بین میانگین مقادیر MPIN و PIN برای هر یک از زیربخش‌های انرژی وجود دارد به طوری که میانگین MPIN برای سه زیربخش انرژی مشتمل بر «شیمیایی و پتروشیمی»، «پالایشگاه» و «برق، گاز، بخار» به ترتیب ۴۹، ۴۵ و ۴۱ درصد بیشتر از PIN است.

دو- میانگین لایه‌ها در زیربخش‌های انرژی تفاوتی ندارد و به طور متوسط بیش از ۴ لایه برای هر یک از صنایع قابل شناسایی است.

سه- اریب PIN در زیربخش‌های انرژی با تعداد لایه‌های اطلاعاتی رابطه دارد. عمدتاً در دوره‌های با تعداد اندک لایه‌های اطلاعاتی، اریب PIN نیز کمتر است و برعکس.

چهار- در سه‌ماهه چهارم سال ۱۳۹۸ و سه‌ماهه اول و دوم سال ۱۳۹۹، بالاترین عدم تقارن اطلاعات در بخش انرژی و زیربخش‌های آن مشاهده می‌شود و احتمال معاملات آگاهانه در این فصول به طور متوسط ۵۰ درصد بوده است.

جدول (۲). میانگین مقادیر برآوردی عدم تقارن اطلاعات در بخش انرژی و زیربخش‌های آن با استفاده از مدل‌های MPIN و PIN طی دوره ۱۳۹۶:۱ تا ۱۴۰۲:۱

تعداد لایه	برق، گاز، بخار		پالایشگاهی			شیمیایی و پتروشیمی			میانگین بخش انرژی			
	تعداد لایه	PIN	MPIN	تعداد لایه	PIN	MPIN	تعداد لایه	PIN	MPIN	تعداد لایه	PIN	
۲/۳۳	%۲۶/۶۳	%۲۹/۵۹	۲/۲۵	%۲۱/۵۱	%۲۷/۱۰	۲/۳۶	%۲۵/۵۲	%۳۱/۰۵	۲/۳۳	%۲۴/۷۷	%۳۰/۰۱	۱۳۹۶-Q۱
۲/۶۷	%۳۰/۴۵	%۳۵/۹۱	۲/۷۵	%۲۲/۹۴	%۲۸/۸۸	۲/۳۳	%۲۱/۶۱	%۲۶/۴۶	۲/۴۷	%۲۳/۳۲	%۲۸/۴۶	۱۳۹۶-Q۲
۳	%۲۰/۶۶	%۳۲/۵۰	۳/۱۳	%۲۴/۴۹	%۳۳/۹۲	۲/۴۶	%۲۲/۹۴	%۲۹/۷۳	۲/۶۸	%۲۲/۹۵	%۳۰/۹۸	۱۳۹۶-Q۳
۲/۸۶	%۳۲/۱۰	%۳۸/۲۷	۲/۵۰	%۲۰/۴۹	%۲۷/۲۴	۲/۶۹	%۲۳/۳۳	%۳۱/۱۳	۲/۶۸	%۲۴/۲۱	%۳۱/۵۹	۱۳۹۶-Q۴
۳/۵۷	%۳۲/۸۴	%۴۴/۹۱	۳/۱۳	%۲۶/۱۰	%۳۴/۵۱	۳/۲۷	%۲۹/۹۷	%۳۷/۱۷	۳/۲۹	%۲۹/۶۱	%۳۷/۹۷	۱۳۹۷-Q۱
۴/۲۹	%۳۵/۴۹	%۵۱/۰۳	۵/۱۳	%۳۳/۷۱	%۵۴/۸۴	۴/۸۶	%۳۲/۵۱	%۴۵/۷۲	۴/۸۱	%۳۳/۲۵	%۴۸/۲۸	۱۳۹۷-Q۲
۳/۷۱	%۲۹/۰۷	%۴۲/۵۹	۴/۵۰	%۲۱/۴۶	%۳۱/۸۶	۳/۶۸	%۲۳/۲۵	%۳۲/۴۲	۳/۸۴	%۲۳/۸۳	%۳۳/۹۷	۱۳۹۷-Q۳
۳/۴۳	%۲۲/۸۱	%۳۲/۱۵	۳/۵۰	%۱۸/۲۲	%۲۹/۶۳	۳/۵۰	%۲۲/۱۵	%۳۰/۵۹	۳/۴۹	%۲۱/۴۴	%۳۰/۶۷	۱۳۹۷-Q۴
۵/۷۵	%۲۹/۳۳	%۴۳/۹۶	۳/۶۳	%۱۷/۷۵	%۳۳/۴۳	۳/۸۶	%۲۰/۷۰	%۳۳/۴۷	۴/۱۶	%۲۱/۶۷	%۳۵/۳۷	۱۳۹۸-Q۱
۴/۵۰	%۲۲/۸۰	%۴۲/۴۸	۴	%۱۹/۰۱	%۲۹/۴۶	۴/۶۷	%۱۹/۵۵	%۳۸/۹۳	۴/۵۲	%۲۰/۰۱	%۳۷/۹۰	۱۳۹۸-Q۲
۵/۲۲	%۲۴/۹۲	%۴۳/۷۳	۵/۴۴	%۱۵/۶۶	%۳۶/۹۵	۴/۱۳	%۲۱/۰۵	%۳۵/۵۷	۴/۵۸	%۲۰/۷۶	%۳۷/۳۶	۱۳۹۸-Q۳
۵/۷۸	%۳۱/۰۲	%۴۷/۸۷	۶/۶۷	%۳۰/۹۳	%۵۴/۳۸	۵/۱۳	%۳۰/۶۱	%۴۸/۴۸	۵/۵۴	%۳۰/۷۵	%۴۹/۴۷	۱۳۹۸-Q۴
۷/۳۳	%۳۵/۰۵	%۴۹/۰۴	۸/۱۱	%۴۱/۵۷	%۴۸/۰۶	۶/۹۷	%۳۶/۱۵	%۴۷/۵۵	۷/۲۴	%۳۶/۹۴	%۴۷/۹۱	۱۳۹۹-Q۱
۹/۷۰	%۴۳/۹۶	%۵۵/۹۱	۹/۶۳	%۳۹/۸۵	%۵۲/۸۱	۷/۲۳	%۳۴/۷۵	%۴۹/۳۶	۸/۱۲	%۳۷/۴۶	%۵۱/۲۶	۱۳۹۹-Q۲
۶/۶۰	%۴۱/۰۴	%۴۲/۴۶	۵/۷۸	%۳۴/۱۱	%۳۹/۴۳	۶/۰۹	%۲۸/۵۸	%۴۰/۰۶	۶/۱۳	%۳۲/۱۱	%۴۰/۴۱	۱۳۹۹-Q۳
۴/۴۴	%۴۰/۲۰	%۴۴/۸۳	۵/۴۴	%۲۷/۰۶	%۳۶/۶۱	۴/۹۴	%۲۹/۱۱	%۴۲/۴۴	۴/۹۴	%۳۱/۰۶	%۴۱/۸۳	۱۳۹۹-Q۴
۴/۸۲	%۴۲/۲۳	%۵۰/۶۷	۴/۳۳	%۳۹/۶۷	%۴۱/۸۱	۴/۵۳	%۳۰/۴۷	%۴۰/۸۷	۴/۵۶	%۳۴/۴۰	%۴۳/۰۳	۱۴۰۰-Q۱
۵/۹۱	%۱۶/۰۱	%۳۸/۸۹	۴/۳۰	%۱۹/۶۵	%۳۳/۱۱	۵/۱۲	%۱۷/۰۳	%۳۳/۱۱	۵/۱۳	%۱۷/۳۰	%۳۴/۲۶	۱۴۰۰-Q۲
۴	%۱۶/۶۳	%۳۰/۱۰	۵	%۱۴/۳۹	%۲۳/۶۷	۴/۱۵	%۱۶/۹۲	%۳۰/۸۶	۴/۲۷	%۱۶/۴۰	%۲۹/۴۰	۱۴۰۰-Q۳
۳/۲۰	%۱۲/۷۴	%۱۹/۸۸	۳/۶۰	%۱۳/۸۴	%۱۹/۷۲	۳/۶۸	%۱۶/۶۵	%۳۲/۴۶	۳/۵۷	%۱۵/۴۱	%۲۷/۷۷	۱۴۰۰-Q۴
۴/۷۰	%۱۸/۲۱	%۳۵/۵۴	۳/۵۰	%۱۴/۷۶	%۲۶/۰۱	۳/۷۴	%۱۶/۲۱	%۲۷/۹۶	۳/۸۷	%۱۶/۳۱	%۲۹/۰۱	۱۴۰۱-Q۱
۳	%۱۶/۰۵	%۲۱/۰۷	۲/۹۰	%۱۳/۳۱	%۱۸/۹۵	۲/۸۲	%۱۴/۲۱	%۲۱/۸۲	۲/۸۷	%۱۴/۳۸	%۲۱/۱۵	۱۴۰۱-Q۲
۳/۷۸	%۲۲/۲۹	%۳۲/۴۷	۳/۲۰	%۱۳/۶۳	%۱۹/۷۴	۳/۲۴	%۱۵/۳۶	%۲۳/۰۹	۳/۳۲	%۱۶/۳۲	%۲۴/۰۵	۱۴۰۱-Q۳
۴/۳۳	%۲۵/۰۵	%۳۳/۲۱	۴/۴۰	%۱۵/۷۱	%۲۷/۸۴	۳/۸۸	%۱۸/۸۸	%۳۳/۰۷	۴/۰۶	%۱۹/۳۳	%۳۲/۱۱	۱۴۰۱-Q۴
۴/۵۰	%۲۳/۰۹	%۳۶/۳۴	۴/۳۰	%۲۰/۴۵	%۳۰/۸۸	۴/۰۳	%۲۳/۵۴	%۳۵/۰۴	۴/۱۵	%۲۲/۸۸	%۳۴/۴۴	۱۴۰۲-Q۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق



۳-۵. برآورد عدم تقارن اطلاعات در شرکت‌های فعال در حوزه انرژی

مقایسه بین میانگین برآورد PIN و MPIN در سطح سهام شرکت‌های فعال در حوزه انرژی، تصویر دقیق‌تری از ارباب PIN نشان می‌دهد که در قالب نمودارهای (۵) و (۶) به تصویر کشیده شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که:

یک- دامنه پراکندگی عدم تقارن اطلاعات بر اساس مدل MPIN در سطح خرد (سهام شرکت‌ها) بسیار وسیع‌تر بوده و از ۶/۴ درصد (برای سهام بجهرم از گروه برق، گاز، بخار در دوره ۱۴۰۱:۳) تا ۸۹/۹ درصد (برای سهام بیپوند از گروه برق، گاز و بخار در دوره ۱۳۹۹:۲) گسترده است. احتمال مبادلات آگاهانه بر اساس مدل PIN در بازه ۱/۹ درصد (برای نماد شلعب از گروه شیمیایی و پتروشیمی در دوره ۱۴۰۰:۱) تا ۸۸/۵ درصد (برای نماد بیپوند از گروه برق، گاز، بخار برای دوره ۱۳۹۹:۲) قرار می‌گیرد. این در حالی است که دامنه پراکندگی وجود اطلاعات خصوصی در سطح کلان بین ۲۱/۱ (در دوره ۱۴۰۱:۲) تا ۵۱/۳ درصد (در دوره ۱۳۹۹:۲) در نوسان بوده است.

دو- میانگین عدم تقارن اطلاعات در زیربخش شیمیایی و پتروشیمی برای کل دوره مورد بررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۵/۱ درصد است. در بین ۳۴ شرکت سهامی که در این زیربخش فعالیت دارند، میانگین عدم تقارن اطلاعات ۱۹ شرکت، بیشتر از متوسط صنعت است و سطح عدم تقارن اطلاعات در مابقی شرکت‌ها، کمتر از متوسط صنعت بوده است. شرکت‌های «شسینا»، «کلر»، «شپارس»، «بوعلی» و «شفن» با احتمال مبادلات آگاهانه ۴۴/۷، ۴۴/۵، ۴۰/۸، ۴۰/۴ و ۳۹/۷ درصدی در صدر رده‌بندی عدم تقارن اطلاعات در صنعت شیمیایی و پتروشیمی قرار می‌گیرند و در مقابل، شرکت‌های «جم پیلن»، «شگویا»، «آریا»، «جم» و «تاپیکو» با احتمال مبادلات آگاهانه ۲۸/۲، ۲۸/۵، ۲۹/۵، ۲۹/۹ و ۳۰ درصدی، کمترین عدم تقارن اطلاعات را تجربه می‌کنند.

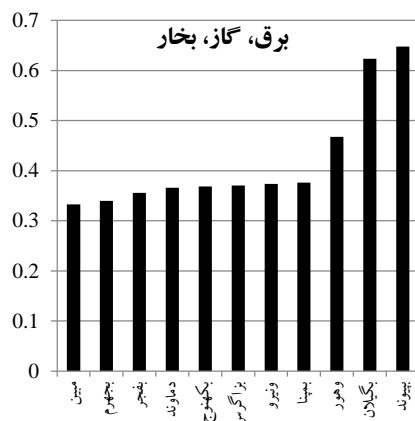
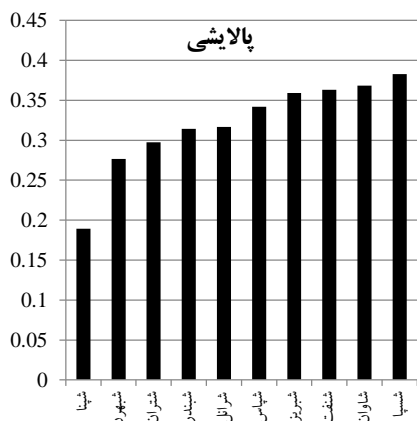
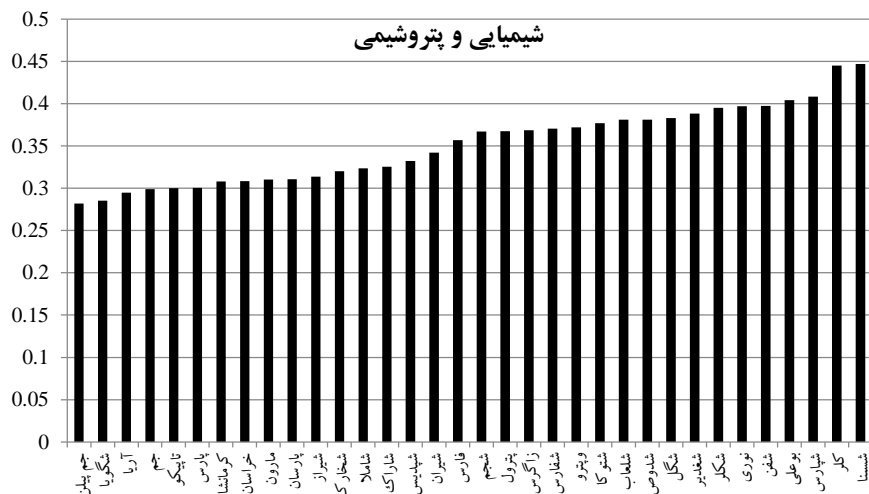
سه- برآورد عدم تقارن اطلاعات بر اساس مدل PIN، تصویر متفاوتی را از منظر مقدار و رتبه‌بندی احتمال مبادله آگاهانه در صنعت شیمیایی و پتروشیمی ارائه می‌دهد. میانگین عدم تقارن اطلاعات در این صنعت ۲۳/۵ درصد برآورد می‌شود که حدود ۱۱/۶ درصد نسبت به MPIN کم‌برآوردی دارد. میزان کم‌برآوردی در شرکت‌های مختلف، متفاوت است و همین موضوع سبب شده است تا رتبه‌بندی متفاوتی از عدم تقارن اطلاعات با استفاده از روش PIN به دست آید. برای نمونه، نماد شامل با احتمال مبادلات آگاهانه ۲۷/۱ درصدی، در جایگاه سوم بیشترین عدم تقارن اطلاعات از منظر PIN قرار می‌گیرد، در حالی که در رتبه‌بندی MPIN، در جایگاه ۱۲ام و در زمره شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعات کمتر نسبت به متوسط صنعت رتبه‌بندی می‌شود. نماد نوری که بر اساس عدم تقارن اطلاعات برآورد شده توسط PIN، جایگاه دوم کمترین عدم تقارن اطلاعات را به خود اختصاص می‌دهد از منظر برآورد MPIN، ششمین شرکت با عدم تقارن اطلاعات بالا است.

چهار- میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش پالایشی با ۱۰ شرکت مورد بررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۰/۹ درصد است. بالاترین و کمترین عدم تقارن در این صنعت به ترتیب به نماد شسپا (با احتمال مبادلات آگاهانه ۳۸/۳ درصد) و شپنا (با عدم تقارن اطلاعات ۱۸/۹ درصد) اختصاص دارد. برآوردها با استفاده از مدل PIN حاکی از آن است که متوسط صنعت، با عدم تقارن اطلاعات ۲۲/۳ درصدی روبرو است و نمادهای شپاس (با ۲۶/۲ درصد) و شپنا (با ۱۴/۲ درصد) به ترتیب در جایگاه نخست و آخر عدم تقارن اطلاعات قرار می‌گیرند. متفاوت بودن میزان اریب PIN در سطح شرکت‌ها سبب شده است تا علاوه بر مقدار متفاوت عدم تقارن اطلاعات، رتبه‌بندی نیز دستخوش تغییر گردد.

پنج- طبق برآورد MPIN از وجود اطلاعات خصوصی در صنعت برق، گاز و بخار با ۱۱ نماد مورد بررسی، میانگین عدم تقارن اطلاعات در این صنعت بیش از ۳۶ درصد است. بیشترین سطح عدم تقارن اطلاعات در نماد بیوند (با ۶۴/۷۵ درصد) و کمترین سطح آن در نماد مبین (با ۳۲/۳ درصد) رخ داده است. میانگین برآورد شده بر اساس مدل PIN در صنعت مذکور، ۲۹/۷ درصد است و بیشترین و کمترین سطح اطلاعات خصوصی نیز به

ترتیب در نماد بپیوند (۴۷/۹ درصد) و مبین (۲۱/۹) رخ می‌دهد. هر چند جایگاه ۶ شرکت از ۱۱ شرکت در رتبه‌بندی بر اساس PIN متفاوت از MPIN است.

نمودار (۵). میانگین عدم تقارن اطلاعات شرکتهای فعال در حوزه انرژی با مدل MPIN



مأخذ: یافته‌های تحقیق

اطلاعات را برجسته تر می‌سازد. ثانیاً عدم تقارن اطلاعات برآورد شده با مدل‌های PIN و MPIN برای صنعت انرژی، ۳ زیربخش اصلی آن (مشمول بر شیمیایی و پتروشیمی، پالایشگاهی، برق-گاز-بخار) و ۵۵ شرکت فعال در هر یک از این زیربخش‌ها چه مقدار با یکدیگر تفاوت دارند و به بیان دیگر اریب PIN در برآورد اطلاعات خصوصی چقدر است؟ ثالثاً 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 برآورد شده به سهام کدام شرکت‌ها مرتبط است؟ یافته‌ها حاکی از آن است که:

یک- صرفاً ۲/۶۷ درصد از ۱۲۰۰ داده سهام/فصل، یک لایه اطلاعاتی دارند، در حالی که برای بیش از ۷۵ درصد مجموعه داده‌ها ۲ تا ۵ لایه و برای مابقی یعنی حدود ۲۲ درصد، بیش از ۶ لایه اطلاعاتی قابل شناسایی است. 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.

دو- مقدار PIN در صنعت انرژی و در فصول مختلف بین ۱۴ تا ۳۷ درصد در نوسان است و به طور متوسط ۲۲/۹ درصد است. در بین ۳ زیربخش انرژی، پالایشگاه با کمترین عدم تقارن اطلاعات (۲۰/۴ درصد) و شیمیایی و پتروشیمی با بیشترین عدم تقارن اطلاعات (۲۳/۵ درصد) مواجه بوده‌اند و وجود اطلاعات خصوصی در بخش برق، گاز و بخار ۲۳/۱ درصد بوده است. مقدار PIN برآورد شده در صنعت انرژی، بیشتر از مقدار گزارش شده ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) برای بازار سهام آمریکا (حدود ۱۹/۱ درصد)، هوانگ و همکاران (۲۰۱۳)^۱ برای بازار سهام کره جنوبی (۲۰/۱ درصد) و نزدیک به برآورد مارتینز و پائلو (۲۰۱۴)^۲ برای بازار سهام برزیل (۲۵ درصد) می‌باشد. مقدار PIN برآورد شده در مقاله حاضر، اندکی بیشتر از مقادیر برآورد شده در مقالات طالبو و همکاران (۱۳۹۸) و دولو و عزیز (۱۳۹۶) است که به ترتیب ۲۳ درصد و ۱۹ درصد ذکر کرده‌اند که به نظر

۱. Hwang et al. (۲۰۱۳)

۲. Martins & Paulo (۲۰۱۴)

می‌رسد دلیل اصلی این اختلاف، ریشه در تفاوت دوره، شرکت‌های مورد بررسی و روش اندازه‌گیری معاملات آگاهانه داشته باشد.

سه- مقدار MPIN برآورد شده در تمامی فصول و برای تمامی شرکت‌های فعال در حوزه انرژی و زیربخش‌های آن، بالاتر از مقدار PIN است. میانگین مقدار در فصول مختلف برای صنعت انرژی بین ۲۱ تا ۵۱ درصد است و به طور متوسط، مقدار ۳۴/۴ درصدی را طی دوره مورد بررسی تجربه نموده 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. این مشاهده حکایت از آن دارد که احتمال رویارویی با یک معامله‌گر آگاه با استفاده از مدل MPIN به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از مدل PIN است که با انتظارات نظری مطابقت دارد. از آنجایی که مدل PIN، بخشی از معاملات آگاهانه را از دست می‌دهد، مدل MPIN، با لحاظ دقیق‌تر آن، احتمال بالاتری را برای معاملات آگاهانه توأم با اطلاعات در بازارهای مالی برآورد می‌کند.

چهار- اریب PIN ریشه در فرض «وجود یک لایه اطلاعاتی» دارد و در فصول مختلف سال ۱۳۹۶ که مدل MPIN به طور متوسط ۲ لایه اطلاعاتی برای شرکت‌های فعال در حوزه انرژی را شناسایی نموده است، اریب PIN بسیار اندک بوده و بین ۵ تا ۸ درصد نوسان می‌کند، حال آنکه به موازات با افزایش تعداد لایه‌های اطلاعاتی، اریب PIN با سرعت رو به افزایش است و در ۱۳۹۸:۴ به رقم حدوداً ۱۸/۷ درصدی می‌رسد.

پنج- گستره عدم تقارن اطلاعات در سطح زیربخش‌های انرژی (در سطح تحلیل میانه) حدود ۱/۲۵ برابر گستره عدم تقارن اطلاعات در سطح انرژی است به طوری که بین ۱۸/۹ درصد (برای پالایشگاه در ۱۴۰۱:۲) تا ۵۵/۹ درصد (برای برق، گاز و بخار در ۱۳۹۹:۲) در نوسان است، در حالی که دامنه پراکندگی MPIN در سطح کلان‌تر یعنی کل صنعت انرژی، مقادیر ۲۱ درصد تا ۵۱ درصد را منعکس می‌نمود. دامنه پراکندگی عدم تقارن اطلاعات در سطح خرد (سهام شرکت‌ها) نسبتاً وسیع‌تر بوده و از ۶/۴ درصد (برای سهام بجهرم از گروه برق، گاز، بخار در دوره ۱۴۰۱:۳) تا ۸۹/۹ درصد (برای سهام بیوند از گروه برق، گاز و بخار در دوره ۱۳۹۹:۲) گسترده است. این سطح از پراکندگی اطلاعات خصوصی در سطح

بنگاه‌ها (سطح خرد)، حدوداً ۲/۸ برابر کل صنعت انرژی (سطح کلان) و ۲/۲۵ برابر متوسط عدم تقارن اطلاعات در زیربخش‌های انرژی (سطح میانه) است.

شش - میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش شیمیایی و پتروشیمی با ۳۴ نماد مورد بررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۵ درصد است. کمترین عدم تقارن اطلاعات در این بخش به جم پیلن (با متوسط اطلاعات خصوصی ۲۸/۲ درصدی) و بیشترین آن به شسینا (با متوسط اطلاعات خصوصی ۴۴/۷ درصدی) اختصاص دارد.

هفت - میانگین عدم تقارن اطلاعات در بخش پالایشگاه با ۱۰ شرکت مورد بررسی بر اساس مدل MPIN حدوداً ۳۰/۹ درصد است. نماد «شینا» با عدم تقارن اطلاعات ۱۸/۹ درصدی، کمترین احتمال وجود اطلاعات خصوصی را در معاملات به خود اختصاص داده است در حالی که در سوی دیگر طیف، نماد «شسپا» با عدم تقارن اطلاعات ۳۸/۳ درصدی قرار می‌گیرد.

هشت - طبق برآورد MPIN از وجود اطلاعات خصوصی در صنعت برق، گاز، بخار با ۱۱ نماد مورد بررسی، میانگین عدم تقارن اطلاعات در این صنعت ۳۶/۳ درصد است. بیشترین سطح عدم تقارن اطلاعات در نماد «بیوند» با ۶۴/۷۵ درصد و کمترین سطح آن در نماد «مبین» با ۳۲/۳ درصد رخ داده است.

نه - برآورد PIN و پارامترهای آن نه تنها اریب دارد بلکه تصویر نسبتاً متفاوتی از جایگاه و رتبه‌بندی شرکت‌ها ارائه می‌دهد.

با توجه اینکه از یک سو شدت عدم تقارن اطلاعات در ایران نسبت به مقادیر برآورد شده 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 (برق، گاز و بخار) و شرکت‌های کوچکتر (نظیر بیوند، بگیلان 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 نماید. همچنین، تحلیل اثرگذاری و کارایی سیاست‌ها به ویژه اعمال محدودیت‌های معاملاتی نظیر محدودیت‌های حجمی و دامنه نوسان قیمت که در

کشورهای مختلف با هدف کاهش عدم تقارن اطلاعات و ارتقای اعتماد سرمایه‌گذاران خرد اعمال می‌شود، می‌تواند محور پژوهش‌های تکمیلی آتی قرار گیرد تا در طراحی و به‌کارگیری سیاست‌های بهینه یاری رساند. با عنایت به یافته‌های مقالات طالبلو و مهاجری (۱۴۰۱)، مهاجری و طالبلو (۱۴۰۱) و طالبلو و مهاجری (۱۳۹۹) مبنی بر افزایش شدت سرریز تلاطمات در بازار سهام ایران طی سال‌های اخیر و همچنین مطالعه مهاجری و همکاران (۱۴۰۱) در ارتباط با سرمایه‌گذاری شرکت‌های بورسی فعال در حوزه انرژی، به نظر می‌رسد تحلیل تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر ریسک‌های سیستمی در بازار سهام ایران، سرمایه‌گذاری و هزینه تأمین مالی از مهم‌ترین موضوعاتی است که می‌تواند اهمیت و نقش عدم تقارن اطلاعات را در بازار سهام بیش از پیش روشن سازد.

۷. تعارض منافع

ORCID

Parisa Mohajeri

<https://orcid.org/0000-0001-7971-0678>

Reza Taleblou

<https://orcid.org/0000-0002-8679-2920>

۸. منابع

- دولو، مریم و عزیزی، نازنین (۱۳۹۶). واکاوی منشأ قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات؛ شواهدی از معیار احتمال آگاهانه تعدیل شده. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۳)، ۴۳۸-۴۱۵.
- طالبلو، رضا و رحمانیانی، مولود (۱۳۹۶). اندازه‌گیری سطح عدم تقارن اطلاعات برای شرکت‌های منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران: احتمال مبادله آگاهانه (PIN). *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۹، ۷۳-۹۸.
- طالبلو، رضا، شاکری، عباس و رحمانیانی، میلاد (۱۳۹۸). مقایسه روش‌های مختلف تخمین احتمال مبادله آگاهانه در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴(۷۸)، ۱-۲۹.
- طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا (۱۳۹۹). الگوسازی سرایت تلاطم در بازار سهام ایران؛ رویکرد فضا-حالت غیرخطی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۵(۴)، ۹۹۰-۹۶۳.

طالبلو، رضا و مهاجری، پریسا (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 اقتصادیسنجی*، ۷(۳)، ۹۵-۱۲۵.

مهاجری، پریسا و طالبلو، رضا (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)، ۳۵۶-۳۲۱.

مهاجری، پریسا، رضا، طالبلو و خان‌احمدی، فاطمه (۱۴۰۱). برآورد تلاطم قیمت نفت با استفاده از روش تلاطم تصادفی (SV) و تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۱(۲)، ۱۹۰-۱۶۱.

Atilgan, Y. (۲۰۱۴). Volatility Spreads and Earnings Announcement Returns. *Journal of Banking and Finance*, ۳۸, ۲۰۵-۲۱۵.

Brown, S. & Hillegeist, S.A. (2007). How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry. *Review Accounting Studies*, 12(2-3), 443-477.

Brown, S., Hillegeist, S.A. & Lo, K. (2004). Conference Calls and Information Asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 37(3), 343-366.

Cepoi, C.O., Dragota, V., Trifan, R. & Lordache, A. (۲۰۲۳). Probability of Informed Trading during the COVID-۱۹ Pandemic: the Case of the Romanian Stock Market. *Financial Innovation*, ۹(۳۴), ۱-۲۷.

Chen, Q., Goldstein, I. & Jiang, W. (2007). Price Informativeness and Investment Sensitivity to Stock Price. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 619-650.

Chen, Y., & Zhao, H. (۲۰۱۲). Informed Trading, Information Uncertainty, and Price Momentum. *Journal of Banking and Finance*, ۳۶(۷), ۲۰۹۵-۲۱۰۹.

Chung, K.H., Li, M. & McNish, T.H. (2005). Information-Based Trading, Price Impact of Trades, and Trade Autocorrelation. *Journal of Banking & Finance*, 29(7), 1645-1669.

Davallou, M. & Azizi, N. (2012). The Investigation of Information Risk Pricing; Evidence from Adjusted Probability of Informed Trading Measure. *Financial Research Journal*, 19(3), 415-438 (In Persian).

Dennis, P.J. and Weston, J. (2001). Who's Informed? An Analysis of Stock Ownership and Informed Trading. American Finance Association 2002 Atlanta Meetings, Chicago, IL.

De Cesari, A. & Huang-Meier, W. (۲۰۱۵). Dividend Changes and Stock Price Informativeness. *Journal of Corporate Finance*, ۳۵, ۱-۱۷.

Duarte, J. & Young, L. (۲۰۰۹). Why Is Pin Priced? *Journal of Financial Economics*, ۹۱(۲), ۱۱۹-۱۳۸.

Duarte, J., Han, X., Harford, J. & Young, L. (2008). Information Asymmetry, Information Dissemination and the Effect of Regulation FD on the Cost of Capital. *Journal of Financial Economics*, 87(1), 24-44.

Easley D., & O'Hara, M. (1992). Time and the Process of Security Price Adjustment. *Journal of Finance*, 47(2), 577-700.

Easley, D., O'Hara, M. & Paperman, J.B. (1998). Financial Analysts and Information-Based Trades. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 175-201.

Easley, D., O'Hara, M. & Saar, G. (2001). How Stock Splits Affect Trading: A Microstructure Approach. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), 25-51.

Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'Hara, M. (2002). Is Information Risk a Determinant of Asset Returns? *The Journal of Finance*, 57(0), 2110-2221.

Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'Hara, M. (2003). Factoring Information into Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(2), 293-309.

Ellul, A. & Pagano, M. (2006). IPO Underpricing and after-Market Liquidity. *Review of Financial Studies*, 19(2), 381-421.

Ersan, O. (2017). Multilayer Probability of Informed Trading. *SSRN Electronic Journal*.

Ersan, O. & Alici, A. (2017). An Unbiased Computation Methodology for Estimating the Probability of Informed Trading (PIN). *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 47, 74-94.

Gan, Q., Wei, W. C., & Johnstone, D. (2010). A Faster Estimation Method for the Probability of Informed Trading using Hierarchical Agglomerative Clustering. *Quantitative Finance*, 10(11), 1800-1821.

Ghachem M. & Ersan O. (2022). PINstimation: An R Package for Estimating Models of Probability of Informed Trading. *SSRN Electronic Journal*.

Henry, T. R., Kisgen, D. J., & Wu, J. J. (2010). Equity Short Selling and Bond Rating Downgrades. *Journal of Financial Intermediation*, 24, 19-111.

Hu, J. (2014). Does Option Trading Convey Stock Price Information? *Journal of Financial Economics*, 111(3), 720-740.

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), 148-177.

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), 3804-3888.

Kang, M. (2010). Probability of Information-Based Trading and the January Effect. *Journal of Banking and Finance*, 34(12), 2980-2994.

Lee, C. M., & Ready, M. J. (1991). Inferring Trade Direction from Intraday Data. *The Journal of Finance*, 46(2), 733-747.

Lin, W.W. & Ke, W.C. (2011). A Computing Bias in Estimating the Probability of Informed Trading. *Journal of Financial Markets*, 14(4), 625-640.

Ma, R., Marshall, B. R., Nguyen, H. T., Nguyen, N. H., & Visaltanachoti, N. (۲۰۲۲). Climate Events and Return Comovement. *Journal of Financial Markets*, ۶۱, ۱۰۰۷۳۱.

Madhavan, A., Richardson, M. & Roomans, M. (۱۹۹۷). Why Do Security Prices Change? a Transaction-Level Analysis of NYSE Stocks. *Review of Financial Studies*, ۱۰(۴), ۱۰۲۵-۱۰۶۴.

Martins, O.S. & Paulo, E. (۲۰۱۴). Information Asymmetry in Stock Trading, Economic and Financial Characteristics and Corporate Governance in the Brazilian Stock Market. *Accounting & Finance Review*, ۲۰ (۶۴), ۳۳-۴۵.

Mohajeri, P. & Taleblou, R. (۲۰۲۳). Investigating the Dynamic of Volatility Spillovers across Sector's Return Utilizing a Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Connectedness Approach; Evidence from Iranian Stock Market. *Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, ۵۷(۲), ۳۲۱-۳۵۹ (In Persian).

Mohajeri, P., Taleblou, R. & KhanAhmadi, F. (۲۰۲۲). Estimating Oil Price Volatility Using Stochastic Volatility (SV) and Its Impact on Corporate Investment. *Iranian Energy Economics*, ۱۱(۲), ۱۶۱-۱۹۰ (In Persian).

Odders-White, E. & Ready, M.J. (2006). Credit Ratings and Stock Liquidity. *Review of Financial Studies*, 19(1), 119-157.

Pan, J. & Poteshman, A.M. (2006). The Information in Option Volume for Future Stock Prices. *Review of Financial Studies*, 19(3), 871-908.

Taleblou, R. & Rahmaniani, M. (۲۰۱۷). Measuring Probability of Informed Trading in Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Modeling Research*, ۸(۲۹), ۷۳-۹۸ (In Persian).

Taleblou, R., Shakeri, A. & Rahmaniani, M. (۲۰۱۹). Comparing Different Methods of Estimation for Probability of Informed Trading in Tehran Stock Exchange. *Iranian Journal of Economic Research*, ۲۴(۷۸), ۱-۲۹ (In Persian).

Taleblou, R. & Mohajeri, P. (۲۰۲۲). Connectedness and Risk Spillovers in Iranian Stock Market: Using TVP-VAR in a Sectoral Analysis. *Journal of Econometric Modeling*, ۷(۳), ۹۵-۱۲۵ (In Persian).

Taleblou, R. & Mohajeri, P. (۲۰۲۱). Modeling the Transmission of Volatility in the Iranian Stock Market; Space-State Nonlinear Approach. *Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, ۵۵(۴), ۹۶۳-۹۹۰ (In Persian).

Vega, C. (۲۰۰۶). Stock Price Reaction to Public and Private Information. *Journal of Financial Economics*, ۸۲(۱), ۱۰۳-۱۳۳.

Wu, W.S., Liu, Y.J., Lee, Y.T. & Fok, R.C. (۲۰۱۴). Hedging Costs, Liquidity, and Inventory Management: the Evidence from Option Market Makers. *Journal of Financial Markets*, ۱۸, ۲۵-۴۸.

Yan, Y. & Zhang, S. (2006). An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading. Working Paper, University of Pennsylvania.

Yan, Y. & Zhang, S. (2012). An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading. *Journal of Banking and Finance*, 36 (2), 454-467.