

بررسی ریسک اطلاعات با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار

رضا راعی^{۱*}، رضا عیوض‌لو^۲، شاپور محمدی^۳

۱. دانشیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

۳. دانشیار دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

دریافت: ۹۱/۶/۵

پذیرش: ۹۱/۱۲/۲۰

چکیده

مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌ها توزیع اطلاعات را متقارن فرض کرده و بده-بستان یکسانی را برای سرمایه‌گذاران در نظر می‌گیرند. در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی و برخورداری برخی معامله‌گران از اطلاعات خصوصی، سرمایه‌گذاران با ریسک اطلاعات روبه‌رو خواهند بود؛ این ریسک عبارت است از ریسک معامله با معامله‌گران مطلع. ایزلی و همکاران وی احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی را به‌عنوان شاخص اطلاعات معرفی کرده و مدل ریزساختاری را به این منظور توسعه داده‌اند [۸، صص ۲۱۸۵-۲۲۲۱].

این مقاله قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات را در بورس اوراق بهادار تهران مطالعه کرده و رابطه بین اندازه شرکت و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی را بررسی می‌کند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (شاخص ریسک اطلاعات) قادر به توضیح بازده سهام می‌باشد. ده درصد افزایش در احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی ۲/۸ درصد افزایش در بازده را به همراه خواهد داشت. همچنین ارتباط منفی و معنی‌داری بین اندازه شرکت و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی وجود دارد.

کلیدواژه‌ها: احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN)، مدل‌های ریزساختار بازار، مدل‌های مبتنی بر اطلاعات، قیمت‌گذاری دارایی‌ها، اندازه شرکت.



۱- مقدمه

در مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، افراد باورهای مشترکی داشته و دارایی‌ها بر اساس باورهای مشترک قیمت‌گذاری می‌شوند. در اینحالت تنها ریسک بازار لحاظ شده و در حالت تعادل، افراد به‌خاطر تحمل چنین ریسک بازده به‌دست می‌آورند. زمانی‌که اطلاعات متفاوتی در بین افراد وجود داشته باشد- که به‌طور کامل در بازار آشکار نشده است- موضوع از پیچیدگی خاصی برخوردار خواهد شد.

در یک بازار که افراد باورهای متفاوتی (بنا به دلایل گوناگون) دارند، مشارکت‌کنندگان در چنین بازار بده- بستان‌های متفاوتی ریسک و بازده را درک کرده و مهم‌تر اینکه پرتفوی‌های متفاوتی را نگهداری می‌کنند. به این ترتیب این افراد متحمل ریسک غیرسیستماتیک می‌شوند. اینکه آیا این افراد در واقع به‌دلیل تحمل ریسک غیرسیستماتیک پاداش دریافت می‌کنند یا نه به این موضوع بستگی دارد که باورهای آنها تا چه حدی به واقعیت نزدیک می‌باشد. معامله‌گری با باورهای صحیح در دنیایی که عده‌ای دیگر باورهای ناصحیحی دارند، قادرند تا بازده اضافی به دست آورند. نکته دیگر اینکه هیچ چیز غیرمنطقی در خصوص هیچ فردی وجود ندارد: افراد اطلاعات متفاوتی دریافت کرده، استنباط درستی از اطلاعات خود و قیمت‌های بازاری به‌عمل می‌آورند، اما در نهایت باورهای متفاوتی دارند چراکه تمامی اطلاعات به‌طور کامل آشکار نشده‌اند. افراد با اطلاعات خصوصی باورهای بهتری داشته و به‌درستی بازده‌های اضافی مورد انتظاری روی برخی از دارایی‌ها به‌دست آورده و پرتفوی‌های بهتری نسبت به افراد فاقد اطلاعات خصوصی نگهداری می‌کنند. به این ترتیب وجود اطلاعات خصوصی باعث به‌وجود آمدن بازده‌های اضافی مورد انتظار روی برخی از دارایی‌ها می‌شود.

وجود عدم تقارن اطلاعاتی لزوم بررسی معامله‌های مبتنی بر اطلاعات و تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی را آشکار می‌سازد. ایزلی و همکاران وی مدل ریزساختاری را ارائه کرده‌اند که احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی را اندازه‌گیری می‌کند^۱، صص ۲۱۸۵-۲۲۲۱]. به این ترتیب معیاری برای سنجش ریسک اطلاعات به‌دست می‌آید. تحقیق حاضر به‌دنبال بررسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی بوده و رابطه بین بازده سهام و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی را مطالعه می‌کند. در ادامه و به‌منظور

بررسی رابطه بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی و متغیرهای بنیادی شرکت، رابطه بین PIN و اندازه شرکت نیز مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

۲- مروری بر پیشینه تحقیق

مدل‌های تئوریک در حوزه ریزساختار بازار به دو بخش طبقه‌بندی می‌شوند: مدل‌های مبتنی بر موجودی^۱ و مدل‌های مبتنی بر اطلاعات^۲. مدل‌های مبتنی بر موجودی به فرایند معامله به‌مثابه مسئله تطبیق می‌نگرند که باید بازارساز از قیمت‌ها برای ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضا استفاده کنند. عامل اصلی در این رویکرد، وضعیت موجودی^۳ بازارساز می‌باشد. از سوی دیگر، مدل‌های مبتنی بر اطلاعات به‌فرایند معامله به‌مثابه یک بازی شامل معامله‌گران با اطلاعات نامتقارن می‌نگرند. در این تحقیق از مدل‌های مبتنی بر اطلاعات استفاده شده که در ادامه به تشریح آنها پرداخته می‌شود.

مدل‌های مبتنی بر اطلاعات بر پایه دیدگاه‌های باقیهوت^۴ بنا شده‌است [۲]. وی نظریه‌ای را مطرح کرد که قیمت‌ها را بدون اتکا به هزینه معاملاتی و با در نظر داشتن نقش اطلاعات تشریح می‌کند. به‌اعتقاد ویمعامله هزینه‌ای را در بردارد که نشان می‌دهد برخی از سرمایه‌گذاران اطلاعات بهتری نسبت به سایر سرمایه‌گذاران در اختیار دارند. برای جلوگیری از ورشکستگی بازارساز، زیان بالقوه ناشی از معامله با معامله‌گران مطلع باید از راه سود حاصل از معامله با معامله‌گران نامطلع جبران شود. این سود از راه اختلاف بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش حاصل می‌شود. کولپند^۵ و گالایی^۶ نشان دادند بازارسازی که قادر به تمایز بین سرمایه‌گذار مطلع و نامطلع نمی‌باشد، همواره دامنه مظنه مثبتی را به‌منظور جبران زیان مورد انتظار معامله با سرمایه‌گذاران مطلع در نظر می‌گیرد [۳].

در تحقیقات انجام‌شده در خصوص بحث اطلاعات در ریزساختار بازار، موضوع از دو منظر عدم تقارن اطلاعاتی و اطلاعات ناکامل مورد بررسی قرار گرفته است. ونگ مدلی از قیمت‌گذاری دارای ارایی می‌کند که در آن وجود معامله‌گران با اطلاعات بیشتر باعث بروز مسئله انتخاب نامناسب شده و معامله‌گران نامطلع بازده اضافی به‌منظور صرف ریسک



معامله با معامله‌گران مطلع مطالبه می‌کنند [۴]. از طرف دیگر و به ادعای ایشان، معامله آگاهانه باعث آگاهاننده‌تر شدن قیمت‌ها شده و به این ترتیب ریسک سرمایه‌گذاران نامطلع کاهش پیدا کرده و صرف ریسک نیز کاهش پیدا می‌کند. جونز و اسلزاک مدل تئوریکي ارائه می‌کنند که اثر وجود اطلاعات نامتقارن را در بازده‌های دارایی مدنظر قرار می‌دهد [۵]. بر اساس مقاله ایشان، اطلاعات نامتقارن می‌تواند روی بازده دارایی تأثیرگذار باشد. ایزلی و اوهارا مدل تعادلی انتظارها را توسعه دادند که در آن اطلاعات عمومی و خصوصیبازده دارایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به زعم این دو محقق، وجود اطلاعات بیشتر حتی اطلاعات خصوصیدر حالت کلی بهتر از نبود اطلاعات است [۶، صص ۱۵۵۳-۱۵۸۳]. از سوی دیگر مرتون قیمت‌گذاری دارایی را در حالتیکه ممکن است معامله‌گران از وجود برخی از دارایی‌ها ناآگاه باشند، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد [۷]. کمبود تقاضا برای چنین دارایی‌های ناشناخته باعث می‌شود که آن دارایی‌ها در حالت تعادل بازده بالاتری داشته باشند. تحلیل ارائه شده از شوی ایشان موضوع اطلاعات ناکامل را مدنظر قرار می‌دهد. رویکرد استفاده شده در این تحقیق توجه به اطلاعات نامتقارن می‌باشد.

در توسعه مدل‌های مبتنی بر اطلاعات، یک مجموعه از تحقیقات ریزساختار درصد سنجش و مدلسازی ریسک معامله با معامله‌گران مطلع برآمدند. ایزلی و همکاران وی به‌منظور تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، متغیری را با عنوان PIN^v معرفی می‌کنند [۸، صص ۲۱۸۵-۲۲۲۱]. به این وسیله ایزلی و همکاران وی قادر شدند تا معیاری از ریسک اطلاعات یا همان ریسک معامله با سرمایه‌گذاران مطلع را ارائه کنند.

ایزلی و اوهارا ادعا می‌کنند در صورتیکه بازار به‌طور پویا کارا باشد، PIN می‌تواند نقش اساسی در تفسیر رفتار بازار ایفا کند [۶، صص ۱۵۵۳-۱۵۸۳]. عمومیت بخشیدن به کارایی بازار به‌منظور پوشش اطلاعات ناهمگن- که توسط ایزلی و اوهارا با عنوان کارایی پویای بازار^h نامیده شد [۶، صص ۱۵۵۳-۱۵۸۳]- می‌تواند پاسخی به پارادکس گراسمن و استیگلیتز باشد که عنوان می‌کردند اگر این فرضیه را بپذیریم که همواره اخبار به‌طور آنی در قیمت‌ها اثرگذار نیستند، باید یک مرحله گذار وجود داشته باشد که در آن برخی از معامله‌گران اطلاعاتی در اختیار دارند که کل بازار از آن آگاهی ندارد [۸].

مدل‌های ریزساختار مبتنی بر اطلاعات، معامله را به‌عنوان یک بازی بین بازاریابان و معامله‌گران فرض می‌کند که در روزهای معاملاتی تکرار می‌شود. بر اساس این مدل‌ها ورود معامله‌گران به بازار در روز معاملاتی i از یک فرایند پواسون پیروی می‌کند. ایزلی و همکاران به‌منظور تخمین پارامترها در مدل ساختاری خود از حداکثر درست‌نمایی^۱ استفاده می‌کنند که روشی برای تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در خصوص یک سهم را فراهم می‌کند [۱، صص ۲۱۸۵-۲۲۲۱].

بر اساس مدل ساختاری، تابع احتمال مدل فرایند معامله برای یک روز معاملاتی مشخص به شکل زیر می‌باشد.

رابطه ۱

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

α : احتمال وجود اطلاعات جدید، δ : احتمال یک سیگنال پایین، μ نرخ ورود معامله‌گر مطلع، ε_b : نرخ ورود خریدار نامطلع، ε_s : نرخ ورود فروشنده نامطلع؛ B : تعداد معامله‌های خرید و S : تعداد معامله‌های فروش.

این تابع احتمال ترکیبی از توزیع‌های احتمال می‌باشد که معامله‌ها براساس احتمال وقوع آنها وزن داده شده‌اند. با استفاده از شروط مستقل بودن وقوع معامله در روزهای معاملاتی، تابع احتمال i روز به شکل زیر به دست می‌آید.

رابطه ۲

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

در رابطه بالا، تابع احتمال معامله در i روز، $V(\theta|M)$ ، از حاصل ضرب تابع احتمال مدل فرایند معامله $(L(\theta|B_i, S_i))$ از روز یک تا روز i به دست می‌آید. در نهایت احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات با استفاده از متغیر PIN از رابطه ۳ به دست



می آید.

رابطه ۳

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b}$$

در رابطه بالا، $\alpha\mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b$ نرخ ورود تمام سفارش‌ها بوده و $\alpha\mu$ نرخ ورود سفارش‌های مثبتی بر اطلاعات می‌باشد؛ به عبارت دیگر رابطه بالا نسبت سفارش‌های وارد شده از سوی معامله‌گران مطلع بوده به کل سفارش‌ها و احتمال این را که معامله آغازین مثبتی بر اطلاعات باشد، نشان می‌دهد.

ایزلی و همکاران در مطالعه خود به تخمین احتمال معامله مثبتی بر اطلاعات خصوصی (PIN) در بورس نیویورک پرداخته‌اند [۱، صص ۲۱۸۵-۲۲۲۱]. نتیجه اصلی تحقیق ایشان این بود که اطلاعاتی قیمت دارایی‌ها اثر می‌گذارد: سهام با احتمال بالای معامله مثبتی بر اطلاعات نرخ‌های بالاتری از بازده را به همراه دارند. بر اساس یافته آنها، تفاوت ۱۰ درصدی در شاخص PIN بین دو سهم منجر به تفاوت ۲/۵ درصدی در بازده سالانه می‌شد. کولپند، وانگ و زنگ نشان دادند که احتمال معامله مثبتی بر اطلاعات (PIN) نقش بااهمیتی در توضیح بازده‌های ماهانه در بورس شانگهای داشته است [۹]. کوئتا و تاکهارا دریافتند که متغیر PIN برای شرکت‌های کوچک‌تر بالاتر می‌باشد، همچنین رابطه مثبتی بین بازده و احتمال معامله مثبتی بر اطلاعات وجود دارد [۱۰]. لو و وونگ با بررسی آزمون‌های برش مقطعی قیمت‌گذاری دارایی‌ها نشان دادند که PIN عامل تعیین‌کننده قیمت‌گذاری در بورس سهام تایوان محسوب می‌شود (افزایش ۱۰ درصدی در PIN، افزایش ۴ تا ۷ درصدی در بازده سالانه سهام را به همراه دارد) [۱۱].

ایزلی و همکاران با استفاده از بازده پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس PIN عاملی را توسعه بخشید (PINF) که قادر است در کنار متغیرهای مدل سه عاملی فاما و فرنچ، اثر تکانه و نقدشوندگی بازدهی را توضیح دهد [۱۲]. لیاو^۱، لین^{۱۱} و زو^{۱۲} رابطه بین ویژگی‌های بنیادی شرکت و احتمال معامله مثبتی بر اطلاعات (PIN) را بررسی کردند. این محققان دریافتند که گردش دارایی و بازده سود نقدی، مهم‌ترین شاخصه‌های شرکتی هستند که بر متغیر PIN در یک شرکت اثرگذار هستند [۱۳].

در تحقیقی که در خصوص ریزساختار بازار در بورس اوراق بهادار تهران انجام

شده‌است، پویانفر، راعی و محمدی با استفاده از رویکرد مدلسازی دیرش معامله‌ها (انگل و راسل)^{۱۳} دریافتند که رابطه معنادار بین جهت معامله و مظنه‌ها در بورس تهران وجود داشته و نیز فاصله بین معاملها و دامنه مظنه در شکل‌گیری مظنه‌ها از نظر آماری معنادار می‌باشد [۱۴].

۳- فرضیه‌های تحقیق

این تحقیق به دنبال مطالعه دو فرضیه اصلی می‌باشد.

۳-۱- فرضیه اول

ارتباط مثبت و معنادار بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و بازده سهام وجود دارد.

۳-۲- فرضیه دوم

ارتباط منفی و معنادار بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و اندازه شرکت وجود دارد.

۴- روش تحقیق

داده‌های مورد نیاز این تحقیق عبارت است از قیمت سفارش‌های خرید و فروش و قیمت معامله‌های میان‌روزی سهام و از اطلاعات موجود در شرکت مدیریت فناوری اطلاعات به‌دست آمده‌است. سفارش‌های خرید و فروش و اطلاعات معاملاتی میان‌روزی از آغاز دی ماه سال ۱۳۸۷ تا پایان اسفند ۱۳۸۹ جمع‌آوری شده‌است.

پس از گردآوری داده‌های تحقیق، بر اساس الگوی لی و ردی معامله‌های میان‌روزی به معامله‌های خرید و معامله‌های فروش طبقه‌بندی شده و تعداد معامله‌های خرید (B) و فروش (S) در هر روز محاسبه شده‌است [۱۵]. در الگوریتم لی و ردی از میانه قیمت‌های پیشنهادی



خرید و فروش استفاده شده است. الگوریتم مزبور مشتمل بر سه مرحله می باشد:

(۱) معامله‌هایی که در قیمتی بیشتر (کمتر) از میانه قیمت‌های پیشنهادی انجام شوند، معامله‌های سمت خرید (فروش) طبقه‌بندی می‌شوند؛

(۲) معامله‌هایی که در قیمتی برابر با میانه قیمت‌های پیشنهادی اما بیشتر (کمتر) از قیمت معامله قبلی انجام شوند، معامله‌های سمت خرید (فروش) طبقه‌بندی می‌شوند؛

(۳) معامله‌هایی که در قیمتی برابر با میانه قیمت‌های پیشنهادی و قیمت معامله قبلی انجام شده اما بیشتر (کمتر) از آخرین قیمت معامله‌های متفاوت باشد، معامله سمت خرید (فروش) طبقه‌بندی می‌شوند.

تحقیق حاضر به منظور تخمین معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بین سال‌های ۸۷ تا ۸۹ مورد بررسی قرار داده است. به این منظور نخست سهام شرکت‌هایی که حداقل در ۶۰ درصد از روزهای معاملاتی مورد معامله قرار گرفته‌اند، انتخاب شدند. سپس روزهایی بررسی شده‌اند که حداقل ۱۰ معامله در آن روز صورت گرفته باشد. در نهایت تعداد ۳۷ شرکت به عنوان نمونه این تحقیق مطالعه شدند.

به منظور تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در محیط EViews و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی رابطه (۱)، ۸۱۶ تخمین شرکت-ماه انجام شده و پارامترهای PIN به دست آمده سپس احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی برای هر شرکت ماه محاسبه شد. پس از تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی با استفاده از رگرسیون داده‌های پانل به بررسی رابطه بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و بازده سهام پرداخته شد. همچنین با استفاده از رگرسیون برش مقطعی رابطه بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) و اندازه مورد مطالعه قرار گرفت.

۵- یافته‌های تحقیق

در این تحقیق برای حداکثر درست‌نمایی (ML) مدل (رابطه ۱) از نرم‌افزار EViews استفاده شده. مدل یادشده در هر ماه برای هریک از شرکت‌های نمونه تخمین زده شده است. پس از تخمین پارامترهای تحقیق- با استفاده از رابطه ۳- احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در هر ماه برای شرکت‌های نمونه محاسبه شده است. خلاصه نتایج تخمین‌های انجام شده به شرح جدول ۱ می‌باشد.

جدول ۱ خلاصه نتایج تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در بورس اوراق بهادار تهران

پارامتر	توضیحات	میانگین	انحراف معیار	میان‌ه
ϵ_b	نرخ ورود خریدار نامطلع	۳/۰۳۸	۱/۱۹۷	۲/۸۶۰
ϵ_s	نرخ ورود فروشنده نامطلع	۳/۴۱۲	۱/۱۵۵	۳/۲۲۸
μ	نرخ ورود معامله‌گر مطلع	۳/۹۳۹	۱/۰۸۳	۳/۸۶۰
α	احتمال وجود اطلاعات جدید	۰/۴۹۸	۰/۰۶۳	۰/۵۰۰
δ	احتمال یک علامت پایین	۰/۴۹۸	۰/۰۴۶	۰/۵۰۰
PIN	احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی	۰/۲۳۷	۰/۰۴۱	۰/۲۳۵

ریسک اطلاعات در ادبیات تحقیق به‌عنوان ریسک معامله با معامله‌گران مطلع محسوب می‌شود. ایزلی و همکاران وی احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) را به‌عنوان شاخص ریسک اطلاعات معرفی می‌کنند^۱، صص ۲۱۸۵-۲۲۲۱]. این بخش نتایج تأثیر شاخص ریسک اطلاعات (PIN) بر بازده سهام را مورد توجه قرار می‌دهد. برای بررسی اثر ریسک اطلاعات بر بازده سهام مدل در زیر تخمین زده شده‌است.

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}R_{mt} + \gamma_{2t}Size_{it} + \gamma_{3t}PIN_{it} + v_{it} \quad \text{رابطه ۴}$$

برای تخمین معادله رگرسیونی بالا از روش سطح مقطعی ثابت و با وزندهی سطح مقطعی^۴ داده‌های پانل استفاده شده‌است. نتایج تخمین به شرح جدول ۲ است.

جدول ۲ قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۶۷۱۸	(۰/۲۰۳۷)	-۲/۲۹۸۱	۰/۰۰۱۰
بازده بازار	۰/۸۸۰۲	(۰/۰۷۳۳)	۱۲/۰۱۰۱	۰/۰۰۰۰
احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات	۰/۲۸۲۷	(۰/۰۹۷۱)	۲/۹۱۱۱	۰/۰۰۳۷
اندازه	۰/۰۴۲۱	(۰/۰۱۳۴)	۳/۱۳۵۸	۰/۰۰۱۸



ادامه جدول ۲

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
آماره‌های موزون				
R^2	۰/۲۲۶۹		آماره F	۶/۱۷۱۴
R^2 تعدیل شده	۰/۱۹۰۱		احتمال (آماره F)	۰/۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون	۲/۰۳۵۱			
آماره‌های غیر موزون				
R^2	۰/۲۰۲۳		آماره دوربین-واتسون	۲/۱۲۷۸

نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی (PIN) در معادله رگرسیونی به‌طور معناداری متفاوت از صفر است. آماره t برای ضریب PIN برابر ۲/۹۱۱ می‌باشد. علامت ضریب PIN مثبت و مقدار آن برابر ۰/۲۸۳ است؛ به عبارتی یک رابطه معنادار و مثبت بین شاخص ریسک اطلاعات (PIN) و بازده سهام وجود دارد. ده درصد افزایش در احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، ۲/۸ درصد افزایش در بازده را به همراه خواهد داشت.

مدل رگرسیونی مورد مطالعه، بازدهی بازار و عامل اندازه را به‌عنوان متغیرهای کنترلی شامل می‌شود. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب بازدهی بازار (Rm) به‌طور معنادار متفاوت از صفر است. آماره t برای ضریب بازده بازار برابر ۱۲/۰۱۰ می‌باشد. علامت ضریب بازدهی بازار مثبت و مقدار آن برابر با ۰/۸۸۰ است.

ضریب متغیر اندازه (لگاریتم نپری ارزش بازار) به‌طور معنادار متفاوت از صفر می‌باشد. آماره t برای ضریب عامل اندازه برابر ۳/۱۳۶ است. علامت ضریب عامل اندازه مثبت بوده و مقدار آن برابر ۰/۰۴۲ می‌باشد. به این ترتیب می‌توان گفت که بازده با عامل اندازه رابطه مستقیم دارد.

به‌منظور بررسی آثار تصادفی و آثار ثابت از آزمون‌های هاسمن و آزمون آثار ثابت استفاده شد. نتایج آزمون هاسمن به‌شرح جدول ۳ است.

جدول ۳ آزمون هاسمن- اثرات تصادفی همبسته

احتمال	درجه آزادی	آماره مربع کای	
۰/۰۲۹۳	۳	۹/۰۰۲۵	تصادفی- برش مقطعی
مقایسه آزمون اثرات تصادفی برش مقطعی			
احتمال	تصادفی	ثابت	متغیر
۰/۱۲۰۶	۰/۹۷۸۷	۰/۹۳۸۵	بازده بازار
۰/۰۰۴۳	۰/۱۹۵۸	۰/۳۳۳۳	احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات (PIN)
۰/۰۲۵۵	۰/۰۰۵۷	۰/۰۳۸۲	اندازه

براساس نتایج تخمین بالا ($p\text{-value} = ۰/۰۲۹۳$)، فرض صفر رد شده است و آثار تصادفی نمی‌تواند روش مناسبی برای تخمین ضرایب در پانل باشد. به این ترتیب در این تحقیق از آثار ثابت برای تخمین پانل استفاده شده است. به‌منظور بررسی ضرورت استفاده از مدل آثار ثابت از آزمون آثار ثابت زاید استفاده می‌شود. نتایج آزمون به‌شرح جدول ۴ است.

جدول ۴ آزمون آثار ثابت زاید

آزمون اثرات		آماره	درجه آزادی	احتمال
ثابت - برش مقطعی		۱/۲۴۴۴	(۳۴/۷۷۸)	۰/۱۶۱۹
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۱۲۶۹	۰/۰۳۹۵	-۳/۲۱۵۶	۰/۰۰۱۴
بازده بازار	۰/۹۲۳۷	۰/۰۷۰۳	۱۳/۱۳۰۳	۰/۰۰۰۰
احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات	۰/۱۷۶۳	۰/۰۸۸۳	۱/۹۷۷۰	۰/۰۴۶۲
اندازه	۰/۰۰۶۲	۰/۰۰۱۹	۳/۲۴۰۲	۰/۰۰۱۲
آماره‌های موزون				
R^2	۰/۱۸۴۹		آماره F	۶۱/۳۸۲۵
R^2 تعدیل شده	۰/۱۸۱۸		آماره دوربین واتسون	۱/۹۹۴۱



فرضیه صفر در این آزمون این است که آثار ثابت زاید هستند. بر اساس نتایج بالا، شواهد کافی مبنی بر رد فرضیه صفر وجود ندارد. به منظور بررسی رابطه بین اندازه شرکت و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی، معادله رگرسیونی (۵) تخمین زده شده است.

$$PIN_i = c + \beta \ln(MV)_i + \epsilon_i \quad \text{رابطه ۵}$$

شایان ذکر است که شاخص اندازه‌گیری اندازه در این معادله، لگاریتم نپری ارزش بازار شرکت بوده است. متوسط احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی هر شرکت به عنوان متغیر وابسته می‌باشد. نتایج تخمین به شرح جدول ۵ می‌باشد.

جدول ۵ رابطه بین اندازه و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۲۳۱۰	-۰/۱۸۰	۱۲/۸۱۰۱	-۰/۰۰۰۰
اندازه	-۰/۰۰۳۶	-۰/۰۰۰۹	-۴/۰۸۹۹	-۰/۰۰۰۰
ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۰۳۲	-۰/۰۰۲۸	۱/۱۴۸۹	-۰/۲۵۱۰
PIN(-۱)	-۰/۲۲۹۸	-۰/۰۲۷۱	۶/۱۸۶۸	-۰/۰۰۰۰
R^2	-۰/۱۰۴۵		معیار اطلاعات آکائیک	-۳/۷۲۶۵
R^2 تعدیل شده	-۰/۱۰۰۶		معیار اطلاعات شوارتز	-۳/۷۰۰۵
آماره F	۲۷/۰۶۶۰		معیار حنان-کوئین	-۳/۷۱۶۴
احتمال	-۰/۰۰۰۰		آماره دوربین واتسون	۱/۹۷۱۵

همانگونه که نتایج بالا نشان می‌دهد، ضریب اندازه برابر -۰/۰۰۳۶ بوده که به‌طور معناداری متفاوت از صفر است. آماره t برای ضریب اندازه برابر -۴/۰۸۹۹ می‌باشد. علامت ضریب اندازه در تخمین بالانشان می‌دهد که احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی با اندازه شرکت رابطه معکوس دارد؛ به عبارت دیگر، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی برای شرکت‌های بزرگ‌تر کمتر و برعکس برای شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر می‌باشد. عرض از مبدأ نیز برای این معادله به‌طور معناداری متفاوت از صفر و مثبت است و مقدار آن برابر

۰/۲۳۱ و آماره t برابر ۱۲/۸۱۰۱ می‌باشد.

۶- نتیجه‌گیری

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که احتمال وقوع معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در بورس اوراق بهادار تهران به توضیح بازده سهام می‌باشد. ده درصد افزایش در احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، ۲/۸ درصد افزایش در بازده را به همراه خواهد داشت. به این ترتیب می‌توان مشارکت‌کنندگان در بورس اوراق بهادار ریسک اطلاعات را قیمت‌گذاری می‌کنند؛ به عبارت دیگر هرچه ریسک اطلاعات بیشتر باشد، بازده نیز بالاتر خواهد بود. سرمایه‌گذاران برای معامله با معامله‌گران مطلع ریسک (ریسک اطلاعات) قائل هستند و از این رو بازده بالاتری را نیز برای آن مطالبه می‌کنند.

همچنین یک رابطه منفی و معناداری بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات و اندازه شرکت یافت شد؛ به عبارتی شرکت‌های بزرگ‌تر معامله‌های مبتنی بر اطلاعات کمتر و شرکت‌های کوچک‌تر معامله‌های مبتنی بر اطلاعات بیشتری را شاهد هستند. این موضوع می‌تواند از شفافیت اطلاعاتی شرکت‌های بزرگ‌تر و سطح پوشش تحلیلی‌گران بالاتر آنان نشأت گرفته باشد.

۷- پی‌نوشت‌ها

1. Inventory models
2. Information-based models
3. Inventory position
4. Bagehot
5. Copeland
6. Galai
7. Probability of Information based trades
8. Dynamic market efficiency
9. Maximum likelihood
10. Chuan Liao
11. Chien-Ting Lin
12. Lei Xu
13. Autoregressive Conditional Duration (ACD)
14. Cross-section weights



۸- منابع

- [1] Easley D., Soerenand H., O'Hara M.; "Is information risk a determinant of asset returns?"; *Journal of Finance*, No. 57, 2002.
- [2] Bagehot W.; "The only game in town"; *Financial Analysts Journal*, 27, 1971.
- [3] Copeland, T. and Galai D.; "Information effects and the bid-ask spread"; *Journal of Finance*, pp. 38, 1983.
- [4] Wang J.; "A model of intertemporal asset prices under asymmetric information"; *Review of Economics Studies*, No. 60, 1993.
- [5] Jones C.M., Steven L.S.; "The theoretical implications of asymmetric information on the dynamic and cross-sectional characteristics of asset returns"; Working Paper, *University of North Carolina, Chapel Hill*, 1999.
- [6] Easley D., O'Hara M.; "Information and the cost of capital"; *Journal of Finance*, 59, 2004.
- [7] Merton R.C.; "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information"; *Journal of Finance*, Vol. 42, 1986.
- [8] Grossman S., Stiglitz J.; "On the impossibility of informationally efficient markets"; *American Economic Review*, No. 70, 1980.
- [9] Copeland L., Woon K.W., Yong Z.; "Information-based trade in the Shanghai stock market"; *Global Finance Journal*, 20, 2009.
- [10] Kubota K., Takehara H.; "Information based trade, PIN variable and portfolio style differences: Evidence from stock exchange firms"; *Pacific-Basin Finance Journal*, No. 17, 2009.
- [11] Lu Y.C. Wong W.K., Wong W.K.; "Probability of information-based trading as a pricing factor in Taiwan stock market"; *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 33, 2009.
- [12] Easley David, Hvidkjaer Soeren and O'Hara Maureen; "Factoring Information into Returns"; *Working Paper*, 2008.
- [13] Liao C., Lin C-T, Lei X.; "Firm characteristics and information risk"; *The*

Finsia Journal of Applied Finance, 2, 2010.

- [14] Pauyan-far A., Raie R., Mohammadi Sh., "The process price formation in the Tehran Stock Exchange: Infrastructural approach," *Journal of the Accounting and Auditing Review*; Vol. 16, No. 25, PP. 21-38, 2009 [In Persian].
- [15] Lee M.C., Ready M.J.; "Inferring trade direction from intraday data"; *Journal of Finance*, XLVI, 1991.

