فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی ـ سال ۱۵ ـ شماره ۶۱ ـ بهار ۱۳۹۸
صفحات ۷۹ تا ۱۰۰

بررسی تاثیر عرضه و تقاضای اطلاعات در فضای مجازی بر میزان سودآوری سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

سعید شیرکوند *
سعید فلاح پور **
امیرمهدی صبائی ***

چکیده

هم‌اکنون حجم قابل توجهی از اطلاعات مالی و غیر مالی مستخرجه از صورت‌های مالی و سایر منابع اطلاعاتی در ارتباط با یک سهم از طریق فضای مجازی و منابع خبری شاغل در این حوزه منتقل می‌شود که این اطلاعات نقش بسزایی را در شکل‌دهی تقاضا برای یک سهم و نهایتاً بازده آن سهم دارد، بر همین اساس پژوهش حاضر به بررسی اثر عرضه و تقاضای اطلاعات از طریق فضای مجازی پرداخته است تا مشخص نماید آیا عرضه و تقاضای اطلاعات می‌تواند بر بازده و ریسک در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار اثر معناداری داشته باشد یا خیر. پژوهش حاضر در دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ در بین ۵۰ شرکت عضو بورس اوراق بهادار به صورت روزانه صورت پذیرفته است، به منظور برآورد اثرات عرضه و تقاضا از مدل خودتوضیح برداری در داده‌های تابلویی استفاده شده است، هم‌چنین مدل تصریح شده به روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد گردیده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که عرضه و تقاضای اطلاعات هر دو توانسته‌اند اثر معناداری بر میزان بازده سهام شرکت‌های نمونه مورد بررسی داشته است. هم‌چنین نتایج پژوهش حاکی از آن است که سهم عرضه و تقاضای اطلاعات در ریسک بازده نیز در طول زمان در حال افزایش است.

واژگان کلیدی: عرضه اطلاعات، تقاضای اطلاعات، بازده سهام، مدل‌های خودتوضیح برداری.

---

* استادیار گروه مدیریت مالی، دانشگاه تهران
** دانشیار گروه مدیریت مالی، دانشگاه تهران
*** * دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول) amirmahdi.sabaei@yahoo.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۴/۰۸ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۲۴**

مقدمه

شناخت فرآیند تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان در بازارهای مالی که متأثر از اطلاعات متنوعی همچون صورت‌های مالی یک شرکت و اخبار منتشره از سوی منابع اطلاعاتی مختلف می‌باشد، موضوعی مهم برای مقام ناظر و سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. در اغلب تحقیقات در این زمینه، پژوهشگران کوشیده‌اند به مطالعه و درک رفتار سرمایه-گذاری مشارکت کنندگان بازار و به‌دنبال آن تأثیر این عوامل بر قیمت و بازده اوراق بهادار بپردازند چرا که رفتارهایی که بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مشارکت کنندگان در بازار تأثیر می‌گذارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند (ریان و تافلر[1]،۲۰۰۴). به ویژه در دهه اخیر، پژوهشگران مالی سعی در تبیین و یافتن علل موارد خاص با کمک سایر علوم همانند روانشناسی، علوم اجتماعی و فیزیک داشته‌اند، استفاده از "دستاوردهای روانشناسی در نظریه پردازی‌های اقتصادی منجر به شکل‌گیری گرایش" مالی رفتاری" گردید (ولدکامپ[2]،۲۰۰۶) . بسیاری از مفاهیم حوزه مالی رفتاری، مفاهیم انتزاعی بوده به نحوی که برای اندازه‌گیری آن باید شاخص‌های کمی ارائه گردد. اطلاعات نقش مهمی در این حوزه دارد به طوری که می‌تواند بر رفتار سرمایه‌گذاران در سرمایه‌گذاری موثر واقع شود. در همین راستا پژوهش حاضر به بررسی اثر اطلاعات بر بازده و واریانس بازده پرداخته است. مقاله حاضر در چهار بخش تنظیم شده است؛ در بخش دوم پژوهش ادبیات و پیشینه مطالعات در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی بیان شده است. در بخش سوم مقاله طراحی مدل، بررسی داده‌های پژوهش و تجزیه و تحلیل نتایج ارائه شده است. در نهایت، بخش آخر مقاله به بیان نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص یافته است.

ادبیات و پیشینه پژوهش

مبانی نظری

این پژوهش یک مدل انتظارات عقلایی چند مرحله‌ای از معامله سهام را توسعه می‌دهد که در آن سرمایه‌گذاران اطلاعات متفاوتی در رابطه با ارزش پایه سهام دارند. سرمایه‌گذاران در بازار سهام براساس اطلاعات خصوصی خود و اطلاعات به‌دست آمده از قیمت تسویه

1. Ryan and Taffler
2. Veldkamp

بازار و نیز دیگر اخبار عمومی به صورت رقابتی معامله می‌کنند.

بخش حاضر یک مدل چند دوره‌ای از معامله سهام بر اساس اطلاعات مختلف[1] ارائه می‌دهد. در هر روز معاملاتی سرمایه‌گذاران هم اطلاعات شخصی و هم عمومی در مورد ارزش پایه سهام را دریافت می‌کنند، عمده اطلاعات منتشر شده از صورت‌های مالی شرکت استخراج می‌گردد، براساس این اطلاعات، سرمایه‌گذاران بصورت رقابتی در بازار معامله می‌کنند تا یا شوک‌های عرضه (معامله بدون اطلاعات[2]) و یا مورد تغییرات آینده قیمت (معامله با اطلاعات[3]) را با هم تطبیق دهند. می‌توان ساختار اطلاعات را به صورت رابطه ذیل در نظر گرفت[4]:

فرض کنید $\mathcal{I}$ تعداد سرمایه‌گذاران در اقتصاد باشد. سرمایه‌گذار $i \in \mathcal{I}$ به دنبال آن است که مطلوبیت مورد انتظار زیر را حداکثر کند:

(۱)

$$E\left[-e^{\lambda W_t^i} | F_t^i\right]$$

که در آن W_T^i مصرف در آخرین روز T و $\mathcal{F}_t^i$ مجموعه اطلاعات در روز t و λ ضریب ریسک‌گریزی اروپارت[5] است. فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران تنها در آخرین روز مصرف می‌کنند. می‌توان نشان داد که مصرف در طول دوره را نیز به سادگی تعمیم داد. همه سرمایه‌گذاران، توزیع پیشین یکسانی برای Θ_0، δ و Π دارند. فرض می‌شود توزیع‌های پیشین[6] آنها به صورت زیر است:

$$\pi \sim N(0, \sigma_\pi^2), \delta \sim N(0, \sigma_\delta^2), \pi \sim \theta_0 \left(0, {\sigma_\theta^2}/{1 - \sigma_\theta^2}\right) \quad (۲)$$

و Θ_0، δ و Π ناهمبسته‌اند. لازم بذکر است که توزیع پیشین Θ_0 یک توزیع مانا از Θ_t است. این مفروضات برای ساده‌سازی مطالب آتی در نظر گرفته می‌شود. به منظور بررسی تعادل در بازار ابتدا تعاریف ذیل بیان می‌شود:

1. differential information
2. non-informational trading
3. informational trading
4. Hua,H and Wang,J. (2001). Differential Information and Dynamic Behavior of Stock Trading Volume, MIT press
5. Arrow-Pratt
6. prior distributions

$\mathcal{F}_t^{c}$معادل اطلاعات مشترکی که در زمان t در دسترس همه سرمایه‌گذاران است.
$\mathcal{F}_t^{p,i}$معادل اطلاعات خصوصی که در دسترس سرمایه‌گذاران i در زمان t است.
$\mathcal{F}_t^{i}$معادل کل اطلاعات دردسترس سرمایه‌گذاران i در زمان t.

اگر برای هر روند تصادفی $\{Z_t\}$نشانه‌گذاری $\underline{Z}_t = \{Z_1, \dots, Z_t\}$ را معرفی شود، که در آن $\underline{Z}_t$ تاریخچه Z_t را تازمان t و شامل t نشان می‌دهد، آنگاه می‌توان نوشت:

$$\mathrm{F}_t^c = \{F_0, \underline{P}_t, \underline{Y}_t\}, \mathrm{F}_t^{p,i} = \left\{\underline{S}_t^i\right\} \; and \; \mathrm{F}_t^i = \left\{F_0, \underline{P}_t, \underline{Y}_t, \underline{S}_t^i\right\} \quad (۳)$$

سپس برای هر فرایند تصادفی $\mathcal{F}^c$ انتظارات شرطی بر روی $\mathcal{F}_t^{c}$، $\mathcal{F}_t^{p,i}$و $\mathcal{F}_t^{i}$ به ترتیب به صورت زیر تعریف شده است:

$$\hat{Z}_t^c \equiv E[Z_t|\mathrm{F}_t^c], \hat{Z}_t^{p,i} \equiv E\left[Z_t|\mathrm{F}_t^{p.i}\right], \hat{Z}_t^i \equiv E\left[Z_t|\mathrm{F}_t^i\right] \quad (۴)$$

در نهایت فرض می‌شود عبارت‌های زیر

$$E_t^c[.] \equiv E[.|\mathrm{F}_t^c], E_t^{p,i}[.] \equiv E\left[.|\mathrm{F}_t^{p,i}\right], E_t^i[.] \equiv E\left[.|\mathrm{F}_t^i\right] \quad (۵)$$
$$V_t^c[.] \equiv Var[.|\mathrm{F}_t^c], V_t^{p,i}[.] \equiv Var\left[.|\mathrm{F}_t^{p,i}\right], V_t^i[.] \equiv Var\left[.|\mathrm{F}_t^i\right]$$

به ترتیب امید ریاضی و واریانس‌های مشروط بر مجموعه اطلاعات مختلفی که به صورت بالا تعریف شد را نمایش دهد. به طور خاص، معادلات زیر

$$o_t^c \equiv V_t^c[\pi], and \; o_t \equiv V_t^i[\pi] \quad (۶)$$

واریانس‌های شرطی ارزش دارایی‌های پایه Π برای سرمایه‌گذاری که فقط اطلاعات عمومی دارد و سرمایه‌گذاری که هم اطلاعات عمومی و هم خصوصی را نشان می‌دهد. با فرض آن که کیفیت اطلاعات خصوصی میان سرمایه‌گذاران کاملا متقارن است، $\mathrm{V_t}^{\mathrm{i}}[\Pi]$ باید میان همه سرمایه‌گذاران یکسان باشد. در حقیقت معامله بر اساس اطلاعات سرمایه-گذاران بستگی به عایدی مورد انتظار سفته‌بازی[1] و ریسک سرمایه‌گذاری دارد. همانطور که سرمایه‌گذاران به معامله ادامه می‌دهند، اطلاعات خصوصی بیشتری از طریق قیمت‌ها آشکار می‌شود و عایدی مورد انتظار از سفته‌بازی کاهش می‌یابد. با این وجود، ریسک سفته‌بازی بستگی به دو عامل دارد. یکی عدم قطعیت در عایدی آینده سهام و دیگری فرصت‌های معامله باقی‌مانده قبل از انجام معامله حاضر. نااطمینانی در عایدی آتی به مرور

1. speculation

زمان کاهش می‌یابد، چرا که اطلاعات خصوصی بیشتری آشکار می‌شود، که باعث می‌شود سرمایه‌گذاران جسورانه‌تر به سفته‌بازی بپردازند. از سوی دیگر، با توجه به گذشت زمان، فرصت‌های معامله کم‌تری به‌وجود می‌آید و امکان تغییر یک موقعیت[1] از بین می‌رود. این باعث می‌شود امکان انجام سفته‌بازی‌های جسورانه کاهش یابد. بده-بستان بین این دو عامل، استراتژی معامله پویای سرمایه‌گذاران را تعیین می‌کند. به این ترتیب، سرمایه‌گذاران اوایل (زمان‌های اول) موقعیت‌های سفته‌بازی جسورانه‌ای اتخاذ می‌کنند و هر چه به پایان نزدیکتر شوند از این موقعیت‌ها خروج می‌شوند (موقعیت‌های محتاطانه‌تری برمی‌گزینند).

همچنین بررسی‌ها منجر به نتایج جالبی در رابطه با حجم معاملات و نوسان قیمت شده است. اطلاعات برونزا منجر به معامله و تغییر قیمت سهام می‌شود زیرا با اطلاعات جدید هم انتظارات و هم نااطمینانی در باره ارزش پایه سهام تغییر می‌یابد. بنابراین حجم بالای معاملات انجام شده به واسطه اطلاعات برونزای عمومی یا خصوصی همیشه با نوسانات شدید قیمت همراه است. با این وجود، حجم معاملات انجام‌شده به واسطه اطلاعات خصوصی موجود با نوسانات غیر عادی شدید قیمت همراه نیست. در این مورد، معامله به‌طور عمده ناشی از نیاز سرمایه‌گذاران به خروج از موقعیت‌هایشان علیه یکدیگر است. این باعث تغییرات زیادی در انتظارات و یا عدم اطمینان در مورد ارزش پایه سهام نمی شود.[2]

نتایج مطالعات دارای دلالت‌های تجربی متعددی است. به خوبی مشخص است که حجم بالای معاملات نشان‌دهنده همبستگی بالایی است.[3] در بازار رقابتی، زمانی که سرمایه‌گذاران اطلاعات جدید عمومی یا خصوصی دریافت می‌کنند، معاملات اتفاق می‌افتد. هنگامی که همه اطلاعات عمومی است دسته‌بندی معاملات نشان می‌دهد که

---

1. position

۲. اگرچه ما در اینجا بر رفتار تلاطم قیمت تمرکز نمی‌کنیم، اما ذکر این نکته مفید است که با توجه به وجود اطلاعات ناهمگن، پس از یک شوک اطلاعاتی برون‌زا، تغییرات قیمتی به وجود می‌آید (به گراندی و مکنیکولز (۱۹۸۹) و شالن (۱۹۹۳) نیز مراجعه کنید). این بدان معنا است که با اطلاعات خصوصی، جریان اطلاعات مستقل می‌تواند در طول زمان منجر به تغییراتی در قیمت می‌شود که به صورت سریالی هم‌بسته هستند. با این حال، تغییرات بعدی (ثانویه) در قیمت در مقایسه با واکنش اولیه نسبتاً کوچک است و با گذشت زمان کاهش می‌یابد. این حجم ثانویه معاملات در مقایسه با حجم اولیه می‌تواند قابل توجه باشد و بسیار تغییر کند.

۳. برای مطالعات بیشتر در مورد حجم کل معامله سهام به مطالعات Gallant, Rossi and Tauchen (1992), Campbell, Grossman, and Wang (1993), and LeBaron (1992) مراجعه کنید.

اطلاعات دریافتی جدید به صورت سریالی همبسته‌اند.[۱] با این وجود مدل مورد استفاده در این پژوهش نشان می‌دهد که هنگامی که اطلاعات خصوصی وجود دارد دسته‌بندی معاملات انجام شده می‌تواند با ورودی اطلاعات مستقل انجام شود. نویسندگانی همچون کلارک (۱۹۷۳)، لاموركس و لاستراپ[۲] (۱۹۹۲،۱۹۹۰) تلاش کردند تا ارتباط نوسان قیمت با جریان اطلاعات پایه در بازار و استفاده از حجم معاملات به عنوان معیار اندازه-گیری جریان اطلاعات را نشان دهند. نتایج نشان می‌دهد زمانی‌که اطلاعات خصوصی است، ممکن است حجم معاملات از جریان اطلاعات عقب افتاده باشد. علاوه بر این، حجم معاملات انجام شده توسط اطلاعات جدید با تغییرات قیمت قابل توجهی همراه است در حالی که حجم معاملات انجام شده توسط اطلاعات (خصوصی) موجود نیست.[۳]

هم‌چنین مطالعاتی در مورد مدل‌های معاملات پویا در مواردی که برخی سرمایه‌گذاران اطلاعات خصوصی بهتری یا بیشتری از بقیه سرمایه‌گذاران دارند انجام شده است (وانگ (۱۹۹۳)، گنوت و کایل (۱۹۹۱) و فاستر و ویسواناتان (۱۹۹۳))[۴]. به طور خاص وانگ (۱۹۹۴) مدل حجم معاملات بین‌دوره‌ای با اطلاعات خصوصی بهتر[۵] ارائه داده است. در مدل فعلی اطلاعات خصوصی، از اطلاعات متفاوتی که هر سرمایه‌گذار مقداری اطلاعات که بقیه سرمایه‌گذاران ندارند، گرفته می‌شود.

پیشینه تحقیق

مطالعات خارجی

هاکامو و ریس[۶] (۲۰۱۲) توجه به کل بازار و شرکت‌ها را با استفاده از حجم جستجو در موتور جستجوگرگوگل اندازه گیری کرده و دریافتند این شاخص با شاخص‌های قبلیِ

---

۱ برای مطالعات در مورد مدل‌های معامله پویا بدون اطلاعات خصوصی به Huffman (1987) and Dumas (1989) مراجعه کنید. Wang (1994) را نیز ببینید.

۲. Clark (1973), and Lamoureux and Lastrapes (1990,1992)

۳. وضعیتی را بررسی می‌کند که در آن سرمایه‌گذاران به صورت استراتژیک در جهت حداکثرسازی عواید حاصل از معاملات مبتنی بر اطلاعات خود رفتار می‌کنند. آنها به تدریج معامله می‌کنند تا از نشر سریع اطلاعات خصوصی خود بازداری کنند و سود بیشتری کسب نمایند. Admati and Pfleiderer (1988) نیز یک مدل معامله را با رفتار استراتژیک مورد مطالعه قرار می‌دهند. در این مقاله ما رویکرد رقابتی را دنبال می‌کنیم.

4. Wang (1993), Gennotte and Kyle (1991), and Foster and Viswanathan (1993).

5. superior private information

6. Hakamu and Rays

"توجه" دارای همبستگی می‌باشد. چانگ و همکاران[1] (۲۰۱۲) با بررسی ۱۳۱ شرکت پذیرفته شده در بورس کره به این نتیجه رسیدند که با افزایش کمیت افشا لزوماً منطقی بودن ارزش‌یابی سهام افزایش نمی‌یابد. پدرو و دیگران[2] (۲۰۱۳) از جستجوی گوگل بمنظور پیش‌بینی فعالیت بازار سهام استفاده کردند. آن‌ها دریافتند افزایش جستجوی اطلاعات در موتور جستجوگر گوگل برای سهام منجر به افزایش موقت نوسان و حجم معاملات و افت در بازده تجمعی می‌شود. همچنین افزایش در جستجوی اینترنتی برای شاخص بازار باعث کاهش بازده شاخص و افزایش نوسان می‌گردد. تاکدا و واکائو[3] (۲۰۱۴) با استفاده از داده های ۱۸۹ سهام شرکت ژاپنی بین سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۱ دریافتند که بین حجم جستجوی نام شرکت‌ها در گوگل و بازده همبستگی قوی مثبت و حجم معاملات همبستگی ضعیف مثبت وجود دارد.

هوانگ و دیگران[4] (۲۰۱۴) در بررسی خود دریافتند که جستجوی اینترنتی که با شاخص جستجوی گوگل اندازه‌گیری می‌شود، در وضعیت عادی و پررونق بازده را به خوبی پیش‌بینی می‌نماید. آن ها توجیه نمودند که بازارهای رکودی به دلیل ترس از ریسک سیستماتیک اثر توجه را محدود نموده و ارتباط بین جستجوی اینترنتی و بازده سهام را تضعیف می‌نماید. چادهری[5] (۲۰۱۴) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که رابطه معکوس و معناداری بین کیفیت افشا و فراریت قیمت سهام وجود دارد.

آباربانل و کیم[6] (۲۰۱۵) در پژوهش خود دریافتند که روز اعلام سود، بازده سطح بالاتری از آگاهی‌دهندگی دارد. همچنین قیمت‌ها نسبت به کسب سودهای قبلی واکنش کمتری نشان می‌دهد. از طرفی دیگر در پیرامون تاریخ افشای پیش‌بینی، واکنش بازار به اطلاعات نامتقارن شرکت‌ها بیشتر است.

لیو و گیانگ[7] (۲۰۱۶) دریافتند که حجم جستجوی خودجوش (بر مبنای اخبار) موجب افزایش فشار خرید (فروش) می‌شود، و پوشش رسانه‌ای می‌تواند به صورت منفی اثر حجم جستجو را روی قیمت سهام تعدیل نماید.

1. Chang et al
2. Pedro et al
3. Takadu and Vakau
4. Hung et al
5. Chadhari
6. Abarbanell and Kim
7. Liu and Giyang

گیلیم و دیگران[1] (۲۰۱۶) با استفاده از پروکسی جستجوی آنلاین اینترنتی برای اندازه-گیری تقاضای سفته بازانه سهام، دریافتند که تقاضای سفته بازانه باعث افزایش بازده آتی بازار شده و متعاقباً بازده به وضعیت قبلی باز می‌گردد. همچنین نشان دادند تقاضای سفته بازانه روی سهام باعث افزایش نوسان در بازده آن می‌گردد.

لوتفور و همکاران[2] (۲۰۱۷) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که در روز اعلام سود تقسیمی، بازده غیرعادی سهام اتفاق نمی‌افتد اما در روزهای قبل از اعلام تقسیم سود سهمی، بازده سهام منفی و در روزهای بعد از اعلام سود سهمی بازده سهام مثبت است. ضمن آن که چنین رابطه‌ای بین سود نقدی سهام و بازده سهام مشاهده نگردید.

مطالعات داخلی

خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش خود با استفاده از الگوی رگرسیون چندمتغیره و روش داده‌های تابلویی، نشان دادند که رابطه معنادار و منفی بین سطح کیفی افشا و مدیریت سود اقلام تعهدی و واقعی سود وجود دارد. همچنین نتایج با استفاده از الگوی رگرسیون لاجیت نتیجه‌گیری کردند که رابطه معنادارِ منفی بین مدیریت کلی سود و سطح کیفی افشا وجود دارد.

پورحیدری و عرب‌آبادی (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی رابطه تغییرات قیمت سهام و افشای اختیاری در بورس اوراق بهادار تهران کردند. نتایج نشان می‌دهد که هنگام کاهش بزرگ‌تر قیمت سهام، احتمال افشای اخبار (خوب یا بد) بیشتر است، ولی ارتباطی بین بزرگی افزایش قیمت سهام و احتمال افشای اخبار (خوب یا بد) وجود ندارد. به طور کلی، این پژوهش نشان می‌دهد که مدیران برای حداکثرسازی قیمت سهام شرکت خود، اخبار خوب را افشا و اخبار بد را حفظ می‌کنند، اما کاهش قیمت سهام ناشی از یک رویداد عمومی، مانند اعلامیه سود و زیان، می‌تواند مدیر را به افشای اخبار بد حفظ شده تحریک کند؛ چرا که با کاهش بزرگ‌تر قیمت سهام، ممکن است از نظر مدیر اخبار دیگر بد نبوده و چه بسا اکنون اخبار خوب تلقی شود.

راعی و حسینی (۱۳۹۵) در پژوهشی نشان دادند در پیشبینی جهت قیمت سهام با استفاده از قیمت سهام و پیشنهادهای خرید و فروش (ترکیب داده های قیمت و شبکه اجتماعی)

1. Gilim et al
2. Lutfor et al

نسبت به پیشبینی فقط با قیمت سهام در دوره رونق برای شرکتهای پربیننده و در دوره رکود برای ۱۰ سهم فعال تفاوت معناداری وجود دارد.

عرب صالحی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی به مطالعه نقش عدم اطمینان اطلاعات حسابداری بر واکنش سرمایه گذاران به اعلام سود پرداخته و یافته ها حاکی از این موضوع است که سرمایه گذاران نسبت به اخبار خوب سود واکنش کمتری از خود نشان می دهند که این واکنش کمتر با رویکرد محافظه کاری همخوانی دارد.

بزرگ اصل و ادیبی (۱۳۹۵) نشان دادند وجود اخبار منفی در طول یک فصل بر محتوای اطلاعاتی سود آن فصل مثبت و معنادار است.

روش شناسی و یافته های پژوهش

بازه زمانی مورد بررسی در این پژوهش، داده‌های سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ بوده که به صورت روزانه استخراج شده است. جامعه آماری در پژوهش حاضر تمام شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران است. هم‌چنین ۲۵ شرکت از بین شرکت‌هایی که بیشترین تقاضای اطلاعات را دارند و ۲۵ شرکت از میان شرکت‌هایی که بیشترین ارزش بازاری را دارند به عنوان نمونه در نظر گرفته شده است. بدین منظور از مولفه‌های تعداد دانلودها از سامانه کدال[1]، تعداد جستجو از سایت گوگل[2]، تعداد جستجو در سایت مدیریت فناوری بورس[3]، تعداد جستجو در سایت تدان[4] و تعداد بازدید از پست‌ها در مورد هر نماد در تلگرام[5] به منظور برآورد تقاضای اطلاعات از طریق «تحلیل مولفه‌های اصلی[6]» استفاده شده است. در این روش شاخصی بدست خواهد آمد که ترکیب خطی از مولفه‌های استفاده شده است. فرم کلی این شاخص به صورت معادله ۷ است.

$$(۷)\ index = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i C_i$$

که در معادله فوق C مولفه‌های استفاده شده و α_i بارهای عاملی هریک از این مولفه است. متغیر مولفه اصلی به عنوان متغیر تقاضای اطلاعات این پژوهش می‌باشد که همراه با متغیر عرضه اطلاعات اثرات آنها بر بازده و واریانس بازده سهام شرکت‌های بورس اوراق

1. Codal
2. Google
3. Tsetmc.com
4. Tedan
5. Telegram
6. Principle Component Analysis (PCA)

بهادار تهران می‌باشند، بررسی می‌شود. هم‌چنین متغیر عرضه اطلاعات با استفاده مولفه‌های تعداد نظرات در وب سایت سهام یاب[1] (بزرگترین شبکه اجتماعی اینترنتی بازار سرمایه کشور به لحاظ تعداد کاربر و بازدید کننده)، تعداد «پسندیدن ها» در سهام یاب، تعداد «عدم پسندیدن» ها در سایت سهام یاب و تعداد پست‌ها در مورد هر نماد در تلگرام با استفاده از «تحلیل مولفه‌ی اصلی» برآورد شده است. محاسبات با استفاده از روش تحلیل مولفه‌های اصلی و با بکارگیری نرم افزار ایویوز انجام شده است. برآورد بارهای عاملی هریک از مولفه‌ها در جدول ۱ذکر شده است. در این پژوهش تعداد ۵ شاخص به عنوان شاخص کاندید برای شاخص تقاضا و عرضه اطلاعات تعیین شده است. همانطور که از جدول ۱ قابل مشاهده است هر یک از شاخص‌های برآورد شده مقدار معینی را از ماتریس واریانس و کوواریانس توضیح داده‌اند. باتوجه به نتایج بدست آمده شاخص اول ۷۷ درصد توضیح‌دهندگی را به خود اختصاص داده است و شاخص دوم با کاهش قابل توجه نسبت به شاخص اول تنها توانسته است ۱۲/۵ درصد را برای توضیح‌دهندگی ماتریس واریانس و کوارایانس مولفه‌های تقاضا و عرضه اطلاعات داشته است.

جدول ۱: بارهای عاملی شاخص تقاضای اطلاعات

نام مولفه	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
کدال	۰/۴۵۳	۰/۳۰۶	۰/۰۴۱	-۰/۱۸۶	-۰/۱۵۷
تدان	۰/۴۱۳	۰/۲۷۶	-۰/۶۳۳	-۰/۵	-۰/۰۰۳
تلگرام	۰/۴۰۶	-۰/۴۲۸	-۰/۱۰۸	۰/۴۱۵	-۰/۶۴۶
گوگل	۰/۳۳۲	۰/۷۴۸	۰/۱۵۴	۰/۵۴۲	۰/۰۶۵
فناوری بورس	۰/۴۰۹	-۰/۴۱۴	-۰/۱۷۶	۰/۲۸۲	۰/۷۴۱

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان طور که در جدول فوق قابل مشاهده است بیشترین سهم را در شاخص اول مولفه کدال با بار عاملی ۰/۴۵۳ داشته است و مولفه تدان نیز با بار عاملی ۰/۴۱۳ در برآورد شاخص اول در رتبه دوم قرار داد. نتایج برآورد نشان می‌دهد که مولفه مدیریت فناوری بورس بار عاملی ۰/۴۰۹ را به خود اختصاص داده است و به این اندازه در برآورد شاخص تقاضای اطلاعات سهم داشته است. مولفه شبکه پیام رسان تلگرام نیز سهمی برابر با ۰/۴۰۶

1. Sahamyab.com

در برآورد شاخص اول تقاضای اطلاعات داشته است. نتایج برآورد شاخص تقاضای اطلاعات نشان می‌دهد که مولفه موتور جستجوگرگوگل در برآورد شاخص اول تقاضای اطلاعات بار عاملی ۰/۳۳۲ را داشته است. همانطور که قبلا نیز بیان شد نتایج تحقیق نشان داد که این شاخص توانسته است ۷۷ درصد از ماتریس واریانس و کوواریانس را به خود اختصاص دهد و بهترین شاخص توسط محاسبات تحقیق گزارش شده است. نتایج تحقیق هم‌چنین نشان می‌دهد که مولفه کدال در شاخص دوم بار عاملی ۰/۰۳ را به خود اختصاص داده است و مولفه تدان نیز سهمی برابر با ۰/۲۷۶ در توضیح شاخص تقاضای اطلاعات داشته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سهم مولفه‌های تلگرام و فناوری بورس در برآورد شاخص دوم تقاضای اطلاعات منفی شده است و به ترتیب سهم هر یک از این مولفه‌ها برابر با ۰/۰۸- و ۰/۴۱۴- بوده است. هم‌چنین نتایج تحقیق حاکی از آن است که مولفه گوگل در برآورد شاخص دوم تقاضای اطلاعات مقدار ۰/۷۴۸ سهم داشته است که در بین سایر بارهای عاملی بیشترین سهم بوده است. شاخص دوم تنها توانسته است که ۱۲/۱ درصد در توضیح ماتریس واریانس و کوواریانس سهم داشته باشد. بنابراین شاخص اول به عنوان شاخص تقاضای اطلاعات در تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتیجه محاسبات برآورد عرضه اطلاعات نیز به صورت ذیل است.

جدول ۲- بارهای عاملی شاخص عرضه اطلاعات

نام مولفه	PC1	PC2	PC3	PC4
عدم پسندیدن	۰/۲۳۸	۰/۶۶۷	۰/۶۶۴	۰/۲۳۹
کامنت	۰/۶۶	۰/۲۳	-۰/۲۴۶	-۰/۶۶
تلگرام	۰/۷۰۶	۰/۰۱	-۰/۰۱	۷۰۶,۰
پسندیدن	۰/۰۹	-۰/۷۰۸	۰/۷۰۵	۰/۰۲

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که از جدول ذیل قابل مشاهده است مولفه‌ی تلگرام بیشترین سهم را در تعیین عرضه اطلاعات داشته است. در ادامه به بررسی اثر شاخص تقاضای اطلاعات و عرضه اطلاعات بر بازده و ریسک بازده پرداخته شده است.

در ابتدا به منظور صحت مدل‌سازی ابتدا با استفاده از آزمون هدری[1] مانایی متغیرها

1. Padre

مورد بررسی قرار گرفته است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد تنها متغیر بازده نامانا است و با تغییرات مرتبه اول و آزمون متغیر تغییرات گرفته شده می‌توان مشاهده نمود که این متغیر نیز مانا است. نتایج آزمون در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول شماره ۳- نتایج آزمون هدری

متغیرها	احتمال در سطح	احتمال در تغییرات مرتبه اول
بازدهی	۰/۰۰۰	۰/۲۲۵
تقاضای اطلاعات	۰/۴۹۱	-
عرضه اطلاعات	۰/۲۵۸	-

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه ماهیت روابط بین متغیرها و همچنین مطالب بیان‌شده در قسمت قبل در این بخش از خودتوضیح برداری به‌منظور توصیف روابط بین متغیرها در قالب یک مدل استفاده می‌شود. مدل ضمنی پژوهش به صورت معادله ۸ است:

$$(۸) Y_{it} = \beta_1 Y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

که در معادله ۸ عبارت Y_{it} برداری از متغیرها شامل بازده، تقاضا و عرضه‌ی اطلاعات است. آنچه که درمدل‌های خودتوضیح برداری مهم است تعیین وقفه‌ی بهینه در مدل است که نتایج معیارهای گوناگون حاکی از این است که بهترین وقفه در مدل پژوهش ۱ وقفه است. نتایج در جدول شماره ۴ نمایش داده شده است.

جدول ۴- تعیین وقفه بهینه

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-۳۸۷/۸۹۴۲	NA	۶۲۸۳/۴۴۳	۲۰/۰۹۷۱۴	۲۰/۲۶۷۷۶	۲۰/۱۵۸۳۵
۱	-۱۳۳/۲۰۴۰	*۳۱/۷۴۸۹۲	*۰/۷۱۶۲۴	*۸/۶۷۷۱۲۷	۱۲/۲۱۲۷۲	۹/۲۲۸۰۸۵
۲	-۱۲۰/۹۰۶۶	۱۶/۳۹۶۴۶	۰/۰۹۲۶۸۲	۸/۸۶۷۰۰	۱۱/۰۸۵۰۹	۹/۶۶۲۸۳۶

(منبع: یافته‌های پژوهش)

علیت گرنجر

در این بخش به بررسی علّیت بین بازده متغیرها پرداخته شده است. ذکر این نکته ضروری است که عبارت علّیت به این معنا نیست که متغیر ب اثر یا نتیجه الف است. در واقع، علّیت بدین معناست که با استفاده از مقادیر الف به همراه مقادیر سایر متغیرهای کنترل می‌توان رفتار آینده ب را نسبت به حالتی که تنها به مقادیر گذشته ب در مدل اکتفا شود، بهتر

پیش‌بینی نمود.

روش ارائه شده توسط گرنجر (۱۹۶۹)، برای آزمون رابطه علّی بین سری‌های زمانی که در ادبیات به آن آزمون گرنجر سنتی نیز گفته می‌شود. این آزمون با استفاده از آزمون والد که دارای توزیع فیشر است انجام می‌شود به‌بیان‌دیگر:

شاخص تقاضای اطلاعات علّیت بازده نیست اگر و فقط اگر $C_{21}(L)=0$

بازده علّیت شاخص تقاضای اطلاعات نیست اگر و فقط اگر $C_{12}(L)=0$

با توجه به مطالبی که ذکر شد تخمین فرم تحویل یافته علّیت مورد آزمون قرار گرفت که خلاصه نتایج به شرح زیر است.

جدول ۵- نتیجه آزمون علّیت گرنجر متغیرها

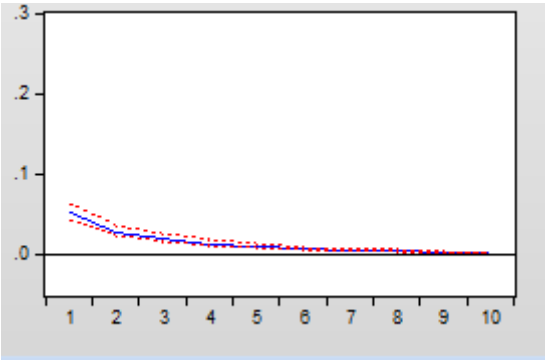
نام متغیر	مقدار احتمال
در معادله شاخص تقاضای اطلاعات	
عرضه اطلاعات	۰/۰۲۲
بازده	۰/۰۰۰
در معادله بازده	
شاخص تقاضای اطلاعات	۰/۰۰۰
عرضه اطلاعات	۰/۰۰۱
در معادله عرضه اطلاعات	
شاخص تقاضای اطلاعات	۰/۹۳۹
بازده	۰/۷۵۳

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که از جدول فوق قابل مشاهده است. بجز در معادله عرضه اطلاعات، متغیرهای موجود در مدل توانسته اند که علیت گرنجر متغیر وابسته باشند. نتایج علیت گرنجر نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد عرضه و تقاضای اطلاعات علیت گرنجر متغیر بازده شرکت‌های بورسی هستند. بنابراین با توجه نتایج بدست آمده از آزمون علیت گرنجر می‌توان بیان نمود که شاخص تقاضا و عرضه اطلاعات اثر معناداری بر بازده شرکت‌های بورسی در دوره مورد بررسی در این پژوهش داشته اند. بنابراین می‌توان انتظار داشت که این دو متغیر توان توضیح و پیش‌بینی بازدهی و ریسک را در مدل برخوردار باشند. در ادامه به بررسی توابع عکس العمل آنی تقاضا و عرضه اطلاعات بر بازده و ریسک بازده پرداخته شده است.

تابع عکس العمل آنی تقاضای و عرضه اطلاعات بر بازده

در شکل ۱ تابع کنش و واکنش تقاضای اطلاعات بر بازده شرکت‌ها نشان داده شده است. همان‌طور که در شکل نشان داده شده است با افزایش تقاضا در دوره اول بازده شرکت‌ها افزایش می‌یابد اما در دوره‌های بعدی این افزایش بازده شرکت‌ها کمتر خواهد شد و در نهایت به صفر همگرا می‌شود. این اثرات را می‌توان ناشی از این امر دانست که با افزایش تقاضای اطلاعات می‌توان انتظار داشت که جو مثبت در مورد سهام افزایش یابد و سهامداران انتظار افزایش سودآوری شرکت‌ها را داشته باشند. افزایش تقاضای اطلاعات در مورد سهام شرکت‌ها را می‌توان نوعی دریافت خبر به بازار به منظور رغبت بازار در خرید سهام شرکت‌ها تلقی نمود و همین امر سبب افزایش در تقاضا در خرید سهام شرکت‌ها خواهد شد و بر این اساس می‌توان انتظار داشت که بازده سهام افزایش یابد.

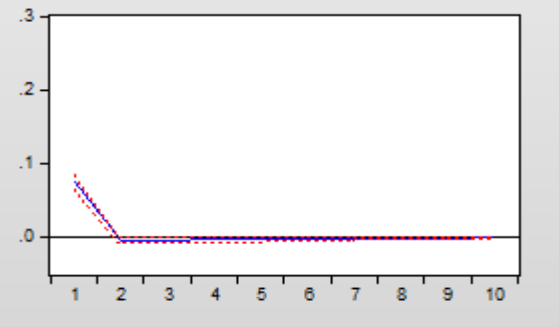


(منبع: یافته‌های پژوهش)

شکل۱- تابع عکس العمل آنی تقاضای اطلاعات بر بازده

در شکل ۲ تابع عرضه اطلاعات بر بازده شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در عرضه اطلاعات در دوره اول بازده افزایش می‌یابد اما در دوره‌های بعدی این افزایش شروع به کاهش می‌کند و در نهایت به صفر همگرا می‌شود. این روند را می‌توان این‌گونه توجیه نمود که با افزایش عرضه اطلاعات می‌توان انتظار داشت که شفافیت در مورد وضعیت مالی سهام افزایش یاید و سهامداران با اطلاعات بیشتری به خرید و فروش سهام بپردازند و این امر می‌تواند منجر به افزایش بازده سهام

شرکت‌ها گردد اما با گذشت زمان اثرات مثبت عرضه اطلاعات بر بازده کاهش می‌یابد و در نهایت به صفر خواهد رسید.



(منبع: یافته‌های پژوهش)

شکل ۲-تابع عکس العمل آنی عرضه اطلاعات بر بازده

در ادامه به بررسی اثرات تجزیه ریسک متغیر بازده پرداخته شده است.

تجزیه ریسک

در این بخش به بررسی سهم هر یک از متغیرها در نوسانات بازده پرداخته شده است. به عبارت دیگر در این بخش نشان داده شده است که هر یک از متغیرها در طول زمان چگونه ریسک بازده را تحت تاثیر قرار می‌دهند. برای این منظور از تجزیه واریانس استفاده گردید که نتایج در جدول شماره ۵ ارائه شده است.

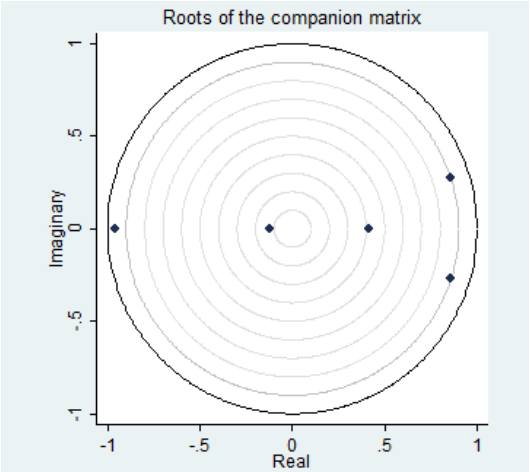
جدول ۵- تجزیه ریسک بازده

دوره /متغیر	بازده	تقاضای اطلاعات	عرضه اطلاعات
دوره اول	٪۸۸	٪۷/۴۵	٪ ۳/۶۲
دوره دوم	٪ ۸۸	٪۷/۴۲	٪ ۴/۵۶
دوره سوم	٪ ۸۷/۵۸	٪۷/۴۲	٪ ۴/۹۹
دوره چهارم	٪ ۸۷/۳۶	٪۷/۴۴	٪ ۵/۲۲
دوره پنجم	٪ ۸۷/۲۵	٪۷/۴۵	٪ ۵/۲۸
دوره ششم	٪ ۸۷/۲۵	٪۷/۵۷	٪ ۵/۳۱
دوره هفتم	٪ ۸۷/۱۷	٪۷/۴۸	٪ ۵/۳۳
دوره هشتم	٪ ۸۷/۱۵	٪۷/۴۹	٪ ۵/۳۴
دوره نهم	٪ ۸۷/۱۴	٪۷/۵۰	٪ ۵/۳۴

دوره /متغیر	بازده	تقاضای اطلاعات	عرضه اطلاعات
دوره دهم	٪ ۸۷/۱۳	۲٪۷/۵	٪ ۵/۳۴

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که در دوره اول کل ریسک بازده ناشی از خود بازده است و سهم سایر متغیرها در این دوره کم است. باتوجه تجزیه واریانس می‌توان مشاهده نمود که در دوره دوم ۸۸ درصد ریسک بازده ناشی از خود بازده است و بعد از آن تقاضای اطلاعات با حدود ۷ درصد بیشترین سهم را در شکل‌گیری ریسک بازده داشته است. همانطور که جدول فوق نشان می‌دهد در دوره سوم ۷/۴۲ درصد توانسته است در توضیح نوسانات بازده سهم داشته باشد در حالی‌که در دوره چهارم این سهم افزایش یافته است و به ۷/۴۴ درصد رسیده است. باتوجه به نتایج تجزیه واریانس می‌توان متوجه شد که سهم شاخص تقاضای اطلاعات در شکل‌گیری نوسانات بازده با گذشت زمان در حال افزایش است. هم‌چنین با نتایج نشان می‌دهد که سهم عرضه اطلاعات در دوره سوم نسبت به دوره دوم افزایش یافته است و به ۴/۹۹ درصد رسیده است. باتوجه نتایج بدست آمده از تجزیه ریسک بازده می‌توان بیان نمود که سهم عرضه اطلاعات نیز با گذر زمان درحال افزایش است. باتوجه نتایج حاصل از اطلاعات می‌توان استدلال نمود که تقاضای اطلاعات نسبت به عرضه اطلاعات سهم بیشتری در شکل دهی نوسانات بازده شرکت‌ها داشته است. در ادامه پایداری مدل مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی ریشه واحده در درون دایره واحد قرار گرفته است و این امر بیانگر پایدای مدل است. لتوکپول (۲۰۰۵) و همیلتون (۱۹۹۴) اظهار می‌دارند که مدل‌های خود رگرسیون برداری هنگامی پایدار است که کلیه مقادیر ویژه ماتریس همراه اکیداً کوچکتر از یک باشند. برقراری این شرط (پایداری) سبب معکوس دار شدن مدل خودرگرسیون برداری پانل و امکان نمایش آن به صورت یک مدل میانگین محترک از مرتبه بی‌نهایت خواهد شد که تفسیر توابع کنش و واکنش و تجزیه واریانس را فراهم می‌سازد شکل ذیل نشان می‌دهد که تمامی مقادیر ویژه در دورن دایره واحد قرار دارند و شرط پایداری را برای مدل استفاده شده در تحقیق اثبات می‌کنند. شکل ۳ پایداری مدل را نشان می‌دهد.



(منبع: یافته‌های پژوهش)

شکل ۳- مقادیر ویژه مدل

نتیجه گیری

برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی نیاز به اطلاعاتی است که بتوان با کمک آنها منابع موجود و در دسترس را به نحوی مطلوب تخصیص داد. یکی از مهمترین عوامل در تصمیم گیری صحیح، اطلاعات مناسب و مرتبط با موضوع تصمیم است که اگر به درستی فراهم و پردازش نشوند، اثرات منفی برای فرد تصمیم گیرنده در پی خواهد داشت. از سوی دیگر، نوع و چگونگی دستیابی به اطلاعات نیز حائز اهمیت است. در صورتیکه اطلاعات مورد نیاز به صورت نامتقارن در بین افراد توزیع شود (انتقال اطلاعات به صورت نابرابر بین مردم صورت گیرد)، می‌تواند نتایج متفاوتی را در بین فعالین در بازار سرمایه سبب شود. از این رو در این پژوهش به بررسی تاثیر عرضه و تقاضای اطلاعات در فضای مجازی بر میزان بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. در ابتدا شاخص تقاضای اطلاعات با استفاده از مولفه‌های ذکر شده، محاسبه گردید. نتایج نشان داد که شاخص اول به عنوان شاخص اصلی ۷۷ درصد توان توضیحی دارد و نسبت به سایر شاخص‌ها برتری دارد. در ادامه پژوهش به برآورد مدل تحقیق پرداخته شد. نتایج نشان داد که متغیرهای تقاضا و عرضه اطلاعات توانسته‌اند علیت گرنجر متغیر بازده باشند. در ادامه به برآورد توابع کنش و واکنش بر بازده پرداخته شد. نتایج این توابع نشان داد که اثر شوک ناشی از متغیرهای عرضه و تقاضای اطلاعات در ابتدا مثبت است و در بلندمدت

به صفر با نوسان همگرا خواهد شد. تجزیه ریسک بازده نیز در بخش بعدی پژوهش انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که سهم شاخص تقاضای اطلاعات و عرضه اطلاعات در نوسانات بازده شرکت‌ها در طول زمان افزایش می‌یابد. نتایج بدست آمده در این پژوهش به صورت کلی نتایج مطالعات انجام شده در این حوزه را مورد تایید قرار می‌دهد و تایید می‌کند که اطلاعات می‌تواند بازدهی و ریسک را تحت تاثیر قرار دهد. هم‌چنین از آنجایی‌که تقاضا و عرضه اطلاعات می‌تواند بر بازدهی و ریسک اثر گذار باشد در نتیجه می‌توان متوجه شد که در صورتی که عدم تقارن اطلاعات میان عرضه و تقاضا کننده اطلاعات وجود داشته باشد بازدهی و ریسک نیز تحت تاثیر قرار خواهد گرفت که هم‌راستا با نتایج مطالعات انجام شده است.

منابع

پورحیدری، امید و عرب‌آبادی، رحیم (۱۳۹۳). رابطه تغییرات قیمت سهام و افشای اختیاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱: ۵۶-۳۱.

بزرگ اصل، موسی و ادیبی، آزاده (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین محتوای اطلاعاتی اعلامیه های سود فصلی و اخبار منفی در طول فصل. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۳: ۲۵-۵۴.

خدامی‌پور، احمد، خورشیدی، علیرضا و شیرزاد، علی (۱۳۹۲). اثر کیفیت افشا بر انواع مدیریت سود. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰: ۳۵-۲۱.

راعی، رضا و حسینی، سیدفرهنگ (۱۳۹۵). بررسی توانایی نظرات کاربران شبکه های اجتماعی بر پیشبینی جهت و قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه گذاری*، ۱۹: ۲۲-۳۸.

عرب صالحی، مهدی و حمیدیان، نرگس (۱۳۹۷). بررسی نقش عدم اطمینان اطلاعات حسابداری بر واکنش سرمایه گذاران به اعلام سود. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۵: ۱۴۷-۱۷۰.

Allen, B., 1990. "Information as an economic commodity". *The American Economic Review 80, 268–273.*

Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Ebens, H., 2001a. "The distribution of realized stock return volatility". *Journal of Financial Economics 61, 43–76.*

Antweiler, W., Frank, M.Z., 2004. "Is all that talk just noise? The information content of internet stock message boards". *The Journal of Finance 59, 1259–1294.*

Alsaeed, K. (2005). "The association between firm characteristics and disclosure". *Journal of American Academy of Business, 7(1), 310-321.*

Aouadi, A., Arouri, M. and Teulon, F., 2013. "Investor attention and stock market activity: Evidence from France", Economic Modelling, vol. 35, 674-681.

Bank, M., Larch, M. and Peter, G., (2011), "Google Search Volume and its Influence on Liquidity and Returns of German Stocks", *Financial Markets and Portfolio Management, 25, 239-264.*

Barber, B.M., Odean, T., 2001. "The internet and the investor". *Journal of Economic Perspectives 15, 41–54.*

Barber, B.M., Odean, T., 2008. "All that glitters: the effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors". *Rev. Financ. Stud. 21, 785–818.*

Berry, T.D., Howe, K.M., 1994. "Public information arrival". *The Journal of Finance 49, 1331–1346.*

Barry, C. B. & Brown, S. J. (1985). "Differential information and security market equilibrium". *The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 20(2), 407-422*

Bushman, R. M., & Smith, A. J. (2003). "Transparency, financial accounting information, and corporate governance". *FRBNY Economic Policy Review, 9(1), 65-87*

Bessembinder Hendrik , Chan Kalok , Seguin Paul J., 1996. "An empirical examination of information, differences of opinion, and trading activity", *Journal of Financial Economics, Elsevier, vol. 40(1), 105-134.*

Binswanger Mathias, 2004. "How important are fundamentals? Evidence from a structural VAR model for the stock markets in the US, Japan and Europe", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Elsevier, vol. 14(2), 185-201.*

Bollerslev, T., 1986. "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity". *Journal of Econometrics 31, 307–327.*

Bollerslev, T., Tauchen, G.E., Zhou, H., 2009. "Expected stock returns and variance risk premia". *Review of Financial Studies 22, 4463–4492.*

Choi, H., Varian, H., 2006. "Predicting the Present with Google Trends". *Working Paper, Google Inc.*

Chang, K.D., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., 2012. "Investor psychology and security market under- andover-reactions". *Journal of Finance 53, 839–886.*

Da, Z., Engelberg, J. and Gao, P., (2011). "In Search of Attention". *Journal of Finance, 5, 1461-1499.*

Dimpfl, Thomas & Jank, Stephan, 2011. "Can internet search queries help to predict stock market volatility"? *CFR Working Papers 11-15, University of Cologne, Centre for Financial Research (CFR).*

Drake, M.S., Roulstone, D.T., Thornock, J.R., 2012. "Investor information demand: evidence from Google searches around earnings announcements". *J. Account. Res. 50, 1001–1040.*

Dzielinski,M., 2011. "Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market". *Finance Res. Lett. 9 (3), 167–175.*

Chadhari, D.W., 2014. "Liquidity and the cost of capital". *Journal of Finance 46, 1325–1359.*

Chaudhry, R. (2014). "An interactive disclosure on stock price volatility applied to stock market". *International Journal of*

Management, 2(7), 8-11.
Chen, S., X. Chen & Cheng, Q. (2008). "Do family firms provide more or less voluntary disclosure". *Journal of Accounting Research, 46(3), 499-536.*
Elizabeth Blankespoor, Gregory S. Miller, and Hal D. White (2014). "The Role of Dissemination in Market Liquidity: Evidence from Firms' Use of Twitter". *The Accounting Review: Vol. 89, No. 1, pp. 79-112.*
Gilim, D., O'Hara, M., Paperman, J.B., 2016. "Financial analysts and information-based trade". *Journal of Financial Markets 1, 175–201.*
Ginsberg, J., Mohebbi,M., Patel, R., Brammer, L., Smolinski,M., Brilliant, L., 2009. "Detecting influenza epidemics using search engine query data". *Nature 457, 1012–1014.*
Hakamu, K.D., and Rays, S., 2012. "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in common stockreturns". *Journal of Finance 52, 1–33.*
Hua,H and Wang,J. (2001). "Differential Information and Dynamic Behavior of Stock Trading Volume", *MIT press*
Hung, D., Engle, R.F., O'Hara, M.,Wu, L., 2014. "Time varying arrival rates of informed and uninformed trades".*Working Paper, Cornell University*
Kalev, P., Liu, W., Pham, P.K., Jarnecic, E., 2004. "Public information arrival and volatility of intraday stock returns". *Journal of Banking and Finance 28, 1441–1467.*
Kita, Arben and Wang, Qingwei, March 2012 "Investor Attention and FX Market Volatility". *Social Science Research Network*
Kulkarni, R.K. Haynes, R., Stough, and J.H.P. Paelinck. "Forecasting housing prices with Google econometrics". *School of Public Policy, George Mason University, Fairfax, VA 22030, 2009.*
Moscarini, G., Smith, L., 2002. "The law of large demand for information". *Econometrica 70, 2351–2366.*
Liu and, D., Giyang, M, 2016. "Liquidity, information, and infrequently tradedstocks". *Journal of Finance 51, 1405–1436.*
Pedro, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., Waldmann, R.J., 2013. "Noise trader risk in financial markets". *Journal of Political Economy 98, 703–738.*
Rubin, A., Rubin, R., 2010. "Informed investors and the internet". *Journal of Business Finance and Accounting 37, 841–865.*
Ryan, P., Taffler, R.J., 2004. "Are economically significant stock returns and trading volumes driven by firm-specific news releases"? *Journal of Business Finance and Accounting 31, 49–82.*
Takadu, D., and Vakau, M., 2014. "Time and the process of security

price adjustment". *Journal of Finance 47, 577–604.*
Veldkamp, L.L., 2006. "Media frenzies in markets for financial information". *The American Economic Review 96, 577–601.*
Vlastakis, N., Markellos, R.N., 2012. "Information demand and stock market volatility". *J. Bank. Finance 36, 1808–1821.*
Wei Xiong , Lin Peng . "Investor Attention, Overconfidence and Category Learning". *Journal of Financial Economics 80, 2006, 563-602.*