-- Journal of Economic Research- - - - - -
Volume 22, Issue 86, Fall 2022, 7-36
joer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/joer.2023.69382.1086

Original Research 2476
Received: 03/ Aug /2022 Review: 10/May/2023 Accepted: 09/Jul/2023
eISSN: 6453- ISSN: 1735-210x

Informational Asymmetry between Institutional and Individual Traders: Evidence from Tehran Stock Exchange

Gholamreza Keshavarz Haddad * — Associate professor, Department of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Hamed Vahidi — Master's Degree, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Abstract

Informational asymmetry between institutional and individual traders is one of the widely examined issues in financial markets. The preference of each of these groups to attain personal information may provide other traders with important information. Novice traders, seeking opportunities for profit, can benefit by aligning themselves with the more informed group and monitoring their trading activities.This study aims to determine the winner group at attaining more personal information, by breaking down the probability of informed trading (PIN), a widely accepted metric for assessing informational risk, into two main components: the probability of informed trading of individuals (DPIN) and the probability of informed trading of institutions (SPIN). Moreover, the relation between these two components and the stock return has been tested using Fama-MacBeth two-step regression (1973). Our research draws on data from 35 companies listed on the Tehran Stock Exchange and Iran's Fara-Bourse, spanning 19 seasons, from December 2015 to October 2020. Our findings challenge previous studies, revealing that institutional traders possess a distinct informational advantage over individual traders. Furthermore, our findings show that the effect of DPIN and SPIN on stock return is not statistically significant.

Keywords: Institutional investors, Individual investors, DPIN, SPIN, Informational inequality.

JEL Classification: G14, G19, D82.

* Corresponding Author: g.k.haddad@sharif.edu
How to Cite: Keshavarz Haddad, Gh., Vahidi, H. (2022). Informational Inequality between Institutional and Individual Traders: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Research*, 86(22), 7- 36.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۵/۱۲ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۱۸

ISSN:۱۷۳۵-۲۱۰X

eISSN: ۶۴۵۳-۲۴۷۶

-- پژوهشنامه اقتصادی ---------

دوره ۲۲، شماره ۸۶، پاییز ۱۴۰۱، ۷-۳۶

joer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/10.22054/joer.2023.69382.1086

نابرابری اطلاعاتی بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی: شواهدی از بازار سهام تهران

غلامرضا کشاورز حداد * دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

حامد وحیدی کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

چکیده

نابرابری اطلاعاتی بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی از موضوعات مهم در بازارهای مالی محسوب می‌شود. برتری هر یک از این گروه‌ها در کسب اطلاعات شخصی، می‌تواند اطلاعات مهمی را در اختیار دیگر معاملگران قرار دهد. معامله‌گران تازه‌کار می‌توانند با شناسایی گروه برتر در کسب اطلاعات و پیروی از معاملات آن‌ها، کسب سود کنند. از این رو پژوهش حاضر سعی داشته با استفاده از تجزیه مولفه احتمال معاملات آگاهانه (PIN)، یکی از معروف‌ترین سنجه‌های ریسک اطلاعات، به دو مولفه احتمال معاملات آگاهانه حقیقی (DPIN) و احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN)، به این موضوع بپردازد که بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی، کدام گروه از اطلاعات شخصی بیشتری برخوردارند. همچنین رابطه بین این دو مولفه و بازدهی سهام با استفاده از رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) آزمون شده است. در این راستا، از داده‌های ۳۵ نماد پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در دوره ۱۹ فصلی از دی‌ماه ۹۴ تا مهرماه ۹۹ استفاده شده است. نتایج نشان داد که برخلاف مطالعات پیشین، معامله‌گران حقوقی از اطلاعات بیشتری در معاملاتشان برخوردار هستند. بااین‌حال، اثر احتمال معاملات آگاهانه حقیقی و حقوقی بر بازده سهام، از نظر آماری معنی‌دار نیست..

کلید واژه: سرمایه‌گذاران حقیقی، سرمایه‌گذاران حقوقی، احتمال معاملات آگاهانه حقیقی، احتمال معاملات آگاهانه حقوقی، نابرابری اطلاعاتی

طبقه‌بندی JEL: G14, G19, D82

* نویسنده مسئول: g.k.haddad@sharif.edu

۱. مقدمه

در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری، فرض می‌شود که توزیع اطلاعات بین افراد برابر است؛ در حالی که این مفروضات در واقعیت مصداق نداشته و سرمایه‌گذاران، اطلاعات متفاوتی نسبت به یک سهم واحد دارند. این عدم تقارن اطلاعات بین سرمایه‌گذاران بر قیمت سهم بی‌تاثیر نخواهد بود و اختلال‌هایی در قیمت‌گذاری آن ایجاد می‌کنند. بررسی‌های انجام شده در این حوزه نیز به این موضوع اشاره دارند و در این بررسی‌ها، سه گروه از شرکت‌کنندگان در بازارهای مالی قابل شناسایی هستند: سرمایه‌گذاران آگاه[1]، اخلال‌گران[2] و بازارگردان‌ها[3]، (Black, 1986). اما این سوال امکان طرح می‌یابد که در بین معامله‌گران، چه کسی آگاه و چه کسی ناآگاه است. گروهی از محققان برای پاسخ به این سوال، فرضیه‌هایی همچون فرضیه معامله‌گر آگاه[4] را مطرح کردند. طبق این فرضیه، بین بازده آینده سهام و مالکیت سرمایه‌گذار دارای اطلاعات، رابطه‌ی مثبتی وجود دارد؛ در این صورت، اگر گروهی از سرمایه‌گذاران را به عنوان معامله‌گر آگاه فرض کنیم، انتظار می‌رود سهم‌هایی که آن‌ها می‌خرند، نسبت به سهم‌هایی که می‌فروشند، بازدهی بیشتری در آینده داشته باشند. علاوه بر این، پژوهشگران بسیاری جهت اندازه‌گیری میزان عدم تقارن بین معاملگران، مدل‌های متعددی تبیین کردند که از میان آن‌ها، مدل احتمال معاملات آگاهانه[5] و اختلاف قیمت بین سفارش خرید و فروش[6] از مهم‌ترین سنجه‌ها در این زمینه هستند.

پژوهش‌های بسیاری بر پایه مدل‌های معرفی شده در زمینه عدم تقارن اطلاعات صورت گرفته است که یافته‌های آن‌ها نشان‌دهنده وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران در بازار سهام کشورهای مختلف است. این پژوهش‌ها پاسخ‌های متفاوتی برای این سوال که بین معامله‌گران چه کسانی آگاه‌ترند، داشته‌اند. نتایج برخی از آن‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران حقوقی در به دست آوردن اطلاعات جدید و معامله

1 Informed
2 Noise Traders
3 Market makers
4 Informed Trader Hypothesis
5 Probability of Informed Trading (PIN)
6 Bid-Ask Spread

کردن براساس این اطلاعات در جایگاهی بهتری قرار دارند (Kim & Verrecchia, 1991). از این رو، در بسیاری از این مطالعات، سرمایه‌گذاران حقوقی به عنوان معامله‌گران آگاه (مطلع) و سرمایه‌گذاران حقیقی به عنوان معامله‌گران اخلالگر شناخته می‌شوند. این درحالی است که برخی از مطالعات مانند کانیل و همکاران[1] (۲۰۱۲) و چن و همکاران[2] (۲۰۱۴)، نظر متفاوتی دارند. این گروه از محققان با استفاده از فرضیه معامله‌گر آگاه توضیح می‌دهند که در بازارهای مالی، گروهی از سرمایه‌گذاران حقیقی، به اطلاعات خصوصی دسترسی داشته و مبادلات خود را بر اساس این اطلاعات انجام می‌دهند. بنابراین، این موضوع که بین سرمایه‌گذاران حقیقی و سرمایه‌گذاران حقوقی کدام گروه اطلاعات شخصی بیشتری در دسترس دارد، همچنان به عنوان یک سوال پا بر جاست.

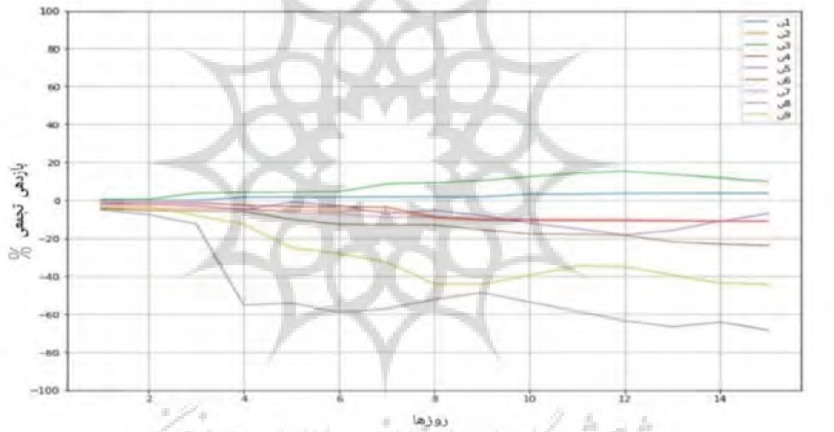
پژوهش‌های داخلی نیز به بررسی عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. در این میان می‌توان به پژوهش راعی و همکاران (۱۳۹۲)، دولو و عزیزی (۱۳۹۶) و شمس‌الدینی و همکاران (۱۳۹۶) اشاره کرد که اغلب این پژوهش‌ها بر پایه مدل احتمال معاملات آگاهانه (PIN)[3] بنا شده است. یافته‌های این مطالعات نشان می‌دهد که عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و بر بازدهی سهام اثر قابل توجهی دارد. علاوه بر این، یافته‌های پژوهش بیگدلی و تهرانی (۱۳۹۵) نشان‌دهنده این است که رابطه معناداری بین اعتماد بیش از حد سرمایه‌گذاران حقوقی با حجم معاملات آن‌ها وجود دارد. با این حال در میان این مطالعات، پژوهشی به بررسی عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی نپرداخته است.

بررسی‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران حقوقی در به دست آوردن بازدهی اغلب، بهتر از سرمایه‌گذاران حقیقی عمل می‌کنند. نمودار (۱)، بازدهی تجمعی ۹ نماد معاملاتی موجود در بورس تهران و فرابورس ایران را برای ۱۵ روز معاملاتی نشان می‌دهد. برای این منظور معاملات مربوط تغییر مالکیت حقیقی و حقوقی

1 Kaniel, R., et al.
2 Chen, H., et al.
3 probability of informed trading

برای نمادهای فعال در بورس تهران و فرابورس ایران را برای دوره یک ساله منتهی به مهر ۱۳۹۹ بررسی شده است و از بین این نمادها، ۹ نماد انتخاب شده است. این ۹ نماد بر حسب بیشترین میزان تغییر مالکیت حقیقی به حقوقی (ن۱) به بیشترین میزان تغییر مالکیت حقوقی به حقیقی (ن۹) به ترتیب نام‌گذاری شده‌اند. نمودار (۱) نشان می‌دهد که نمادهایی که بیشترین تغییر مالکیت را از حقیقی‌ها به حقوقی‌ها در یک سال داشتند، بازده تجمعی بالاتری در ۱۵روز پایانی این دوره، نسبت به دیگر نمادها، داشته‌اند. این موضوع می‌تواند نشانه‌ای از وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی در بورس اوراق بهادار تهران باشد.

نمودار ۱. تغییرات بازدهی تجمعی حول تغییرات مالکیت حقیقی به حقوقی



توضیح: نمودار، نشان دهنده تغییرات بازده تجمعی ۹ نماد فعال در بورس ایران برای ۱۵ روز معاملاتی را نشان می‌دهد. پس از بررسی معاملات مربوط به تغییر مالکیت حقیقی و حقوقی برای دوره یک ساله از مهر ۱۳۹۸ تا مهر ۱۳۹۹ از میان نمادهای موجود ۹ نماد را انتخاب کرده و آن‌ها بر حسب بیشترین تغییرات مالکیت حقیقی به حقوقی (ن۱) به بیشترین تغییر مالکیت حقوقی به حقیقی (ن۹) مرتب شده‌اند؛ سپس نمودار بازدهی تجمعی را برای ۱۵ روز معاملاتی پایانی دوره یک ساله رسم شده است. می‌توان مشاهده کرد که نمادهایی که تغییر مالکیت حقیقی به حقوقی بیشتر بوده، بازده‌ی بالاتری را کسب کرده‌اند.
ماخذ: یافته‌های پژوهش بر پایه داده‌های TSE Client

با توجه به مطالب مطرح شده، هدف این مقاله یافتن پاسخی برای پرسش‌های زیر است:

- بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی کدام یک آگاه‌تر است؟
- چه ارتباطی میان بازده یک نماد خاص و شاخص‌های معاملات آگاهانه معامله‌گران حقیقی (DPIN)[1] و حقوقی (SPIN)[2] وجود دارد؟

در پرسش دوم این پژوهش به دنبال پاسخ این سوال هستیم که آیا برتری اطلاعاتی معامله‌گران حقیقی و حقوقی بر بازده سهام اثر گذار است یا خیر. در پژوهش ایزلی و همکاران[3] (۱۹۹۶) که اثر شاخص PIN را بر بازدهی بررسی کردند به این نتیجه رسیدند که این مولفه می‌تواند به عنوان مولفه‌ای از ریسک بازار در نظر گرفته شود. از این رو، سوال دوم پژوهش حاضر این است که آیا می‌توان متغیرهای معاملات آگاهانه هر یک از گروه‌های حقیقی و حقوقی را به عنوان مولفه‌ای از ریسک اطلاعات در بازار سهام شناخت.

یافتن پاسخ این سوالات می‌تواند اطلاعات ارزشمندی از محیط اطلاعاتی شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران ارائه کند و چگونگی توزیع اطلاعات بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی در بازار می‌تواند راهنمایی برای معامله‌گران برای کسب سود باشد. از این رو، پژوهش حاضر سعی دارد میزان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی را در شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، محاسبه کند. برای پاسخ به پرسش این پژوهش حجم معاملات خرید و فروش روزانه و بازده، ارزش دفتری و ارزش بازاری فصلی ۳۵ نماد معاملاتی از دی ماه ۱۳۹۴ تا مهر ماه ۱۳۹۹ استفاده می‌شود. در این راستا، با استفاده از مدل تبیین شده توسط سای و همکاران[4] (۲۰۱۰) که PIN را به دو مولفه احتمال معاملات آگاهانه سرمایه‌گذاران حقیقی (DPIN) و احتمال معاملات آگاهانه سرمایه‌گذاران حقوقی (SPIN) تجزیه کردند، مولفه‌های مربوط به هر گروه تخمین زده می‌شود و از این طریق می‌توان دریافت که بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی، کدام گروه آگاه‌تر است.

در ادامه به منظور یافتن میزان اثرگذاری عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی بر بازدهی سهام، رابطه بین بازده سهم و احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها و

1 probability of informed trading of individuals
2 probability of informed trading of institutions
3 Easley, D., et al.
4 Cai, J., et al.

حقوقی‌ها بررسی می‌شود. برای این منظور با استفاده از مجموعه داده‌های مربوط به شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران، چند مدل اقتصاد سنجی تخمین زده می‌شود. در این مدل‌ها، سعی بر آن است که وجود رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی و بازدهی سهام سنجیده شود. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که معامله‌گران حقیقی نسبت به معامله‌گران حقوقی، آگاه‌ترند، اما تفاوت زیادی بین آگاهی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی در معاملاتشان مشاهده نمی‌شود.

ساختار مقاله حاضر در ادامه به این صورت است که در بخش بعدی به چهارچوب نظری و پیشینه پژوهش در این حوزه پرداخته شده و پس از آن در بخش سوم، داده‌های مورد استفاده در این پژوهش معرفی شده است. در ادامه مدل‌های استفاده شده تصریح می‌شود. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش بیان شده و در پایان نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

یکی از مهم‌ترین موضوعات ریزساختارهای بازار، رابطه بین مبادله‌گر آگاه و ناآگاه است. در مدل‌های مربوط به این موضوعات وجود سه نوع شرکت‌کننده در بازارهای مالی ثابت شده است: سرمایه‌گذاران آگاه، اخلال‌گران و بازارگردان‌ها. در این مدل‌ها، فرض بر آن است که سرمایه‌گذاران آگاه به دنبال حداکثر کردن سود انتظاری خود هستند. علاوه بر این، اخلال‌گران با تقاضاهای تصادفی باعث تاثیرات غیرقابل پیش‌بینی بر قیمت سهام می‌شوند (Kyle, 1985). در همین راستا، مدل‌هایی به منظور اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران تبیین شد.

۲-۱. دو سنجه برای کمی‌سازی عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران

در حوزه عدم تقارن اطلاعات دو سنجه معروف وجود دارد: ۱- اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش (Copeland & Dan Galai, 1983) و ۲- احتمال معاملات آگاهانه (PIN) (Easley, et al, 1996)

تحقیقات روی اختلاف قیمت سفارش خرید و فروش نشان می‌دهد که این اختلاف، معامله‌گر را با سه نوع هزینه روبه‌رو می‌کند: هزینه پردازش سفارش[1]، هزینه نگهداری موجودی[2] و هزینه انتخاب معکوس[3]. بازارگردان‌ها هنگام معاملات خود با بالاتر قرار دادن قیمت سهم در زمانی که آن را می‌فروشند (نسبت به زمانی که می‌خرند) خودشان را نسبت به ضرر معامله با معامله‌گران آگاه محافظت می‌کنند که به آن هزینه انتخاب معکوس می‌گویند. در میان هزینه‌های مربوط به اختلاف قیمت سفارش خرید و فروش، انتخاب معکوس نشان‌دهنده درجه عدم تقارن اطلاعات است. از این رو، تحقیقات بسیاری به بررسی اختلاف قیمت سفارش خرید و فروش به منظور پی بردن به تاثیر دسترسی به اطلاعات خصوصی بر عدم تقارن اطلاعات بین معامله‌گران در بازار سهام، پرداخته‌اند (Callahan, et al, 1997).

برخی از مقالات جدید مربوط به اثر عدم تقارن اطلاعات از مدل‌های تخمین احتمال ورود معامله‌گران آگاه و ناآگاه استفاده می‌کنند. این مدل‌ها، اغلب بر پایه مدل ایزلی و همکاران (۱۹۹۶)[4] استوار شده‌اند. ایزلی و همکاران در مقاله خود به دنبال توضیح تفاوت‌های مشاهده شده در سهم‌های فعال و غیرفعال هستند. از این رو، مدلی را معرفی کردند که قادر به محاسبه عدم تقارن اطلاعات از طریق تخمین احتمال معاملات آگاهانه (PIN) است. این مدل در بسیاری از مقالات به منظور تخمین احتمال معاملات آگاهانه به کار بسته شده است و برخی مقالات نیز به توسعه این مدل در ابعاد مختلف اقدام کرده‌اند. ایزلی و همکاران (۲۰۱۲) نیز به توسعه مدل PIN پرداختند و مدلی را تحت عنوان احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم محور[5](VPIN) معرفی کردند. مدل جدید آن‌ها قادر است ریسک اطلاعات را براساس حجم معاملات اندازه‌گیری کند.

لی و وو[6] (۲۰۰۵) چهارچوب‌های مدل PIN را توسعه دادند. آن‌ها در مقاله خود به بررسی تفاوت زمانی مبادلات سرمایه‌گذاران آگاه و ناآگاه و ارتباط بین آن‌ها

1 Order Processing Cost
2 Iinventory Holding Cost
3 Adverse Selection Cost
4 Easley, D., et al.
5 Volume Synchronized Probability of Informed Trading
6 Lei, Q. & Wu, G.

می‌پردازند. در این مقاله نرخ ورود سرمایه‌گذار ناآگاه نسبت به زمان متغیر است و وابسته به عملکرد گذشته سهم و بازار است. مبادلات سرمایه‌گذران آگاه نیز تابعی از نرخ ورود سرمایه‌گذاران ناآگاه است و نسبت به هرگونه تغییر این نرخ، عقلایی پاسخ می‌دهد.

دورات و یانگ[1] (۲۰۰۹) که به دنبال توسعه مدل PIN بودند، دست به تجزیه PIN بـه دو مولفـه، احتمـال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN)[2] و احتمال شوک متقارن سفارش‌هـا (PSOS)[3]، زدند تا منشا قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات را شناسایی کننـد. آن‌ها احتمال شوک متقارن سفارش‌ها را معیار عدم نقدشوندگی دانستند، از این رو، مدل احتمـال معاملات آگاهانه تعدیل شده (AdjPIN) را به عنوان شاخص عدم تقارن اطلاعاتی توسعه داده‌اند.

از دیگر مطالعاتی که اقدام به توسعه مدل PIN کردند، می‌توان به پژوهش سای و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرد. در این پژوهش، PIN برای دو گروه از معامله‌گران، حقیقی و حقوقی، تجزیه شده است. طبق این مدل، احتمال معاملات بر پایه اطلاعات به دو بخش، احتمال معاملات آگاهانه حقیقی (DPIN) و احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) تقسیم شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

به منظور دستیابی به پاسخ پرسش اول این پژوهش از مدل سای و همکاران (۲۰۱۰) (SPIN و DPIN) استفاده می‌شود. این مدل، گسترش یافته مدل PIN ایزلی و همکاران است. در مدل PIN، معامله‌گر آگاه هنگامی سفارش خرید می‌گذارد که سیگنال مثبت دریافت کند و هنگامی سفارش فروش می‌گذارد که سیگنال منفی دریافت کند، اما معامله‌گر ناآگاه، بدون توجه به اطلاعات، سفارش خرید و فروش خود را می‌گذارد. در این مدل فرض شده است که سفارش‌های معامله‌گر آگاه و معامله‌گر ناآگاه از فرآیندهای پوآسن[4] مستقل با نرخ ورود ثابت پیروی می‌کند.

---

1 Duarte, J. & Young, L.
2 Adjusted probability of informed trading
3 Probability of Symmetric Order Shocks
4 Poisson process

۳-۱. مدل $SPIN$ و $DPIN$

سای و همکاران (۲۰۱۰) مدل PIN را گسترش دادند و آن را به دو بخش SPIN و DPIN تجزیه کردند. در این مدل، معامله‌گران حقیقی و حقوقی از یکدیگر جدا شده و برای هر یک از این گروه، مولفه احتمال معاملات آگاهانه محاسبه می‌شود. در این مدل، تنها تعداد معاملات در بازار مشاهده می‌شود و مقادیر ورود معامله‌گران به بازار قابل مشاهده نیست و به مانند مدل PIN، فرض می‌شود که معامله‌گر و بازارگردان در روزهای معاملاتی $t=1,\ldots,T$ با یکدیگر معامله می‌کند و زمان به صورت پیوسته در نظر گرفته می‌شود. بازارگردان ریسک خنثی و رقابتی فرض شده و قیمت پیشنهاد خرید و پیشنهاد فروش توسط او تعیین می‌شود. در هر روز معاملاتی، مشخص خواهد شد که چه نوع سیگنالی وجود دارد. خبر خوب یا بد، ارزش دارایی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در این مدل نیز رخدادهای اطلاعاتی، توزیع مستقل از یکدیگر دارند و با احتمال α، یک روز دارای اطلاعات است و این اطلاعات با احتمال $(1-\delta)$ خبر خوب و با احتمال δ خبر بد است.

سای و همکاران در مدلشان فرض را بر این قرار می‌دهند که چهار نوع معامله‌گر وجود دارد؛ حقوقی‌های آگاه، حقوقی‌های ناآگاه، حقیقی‌های آگاه و حقیقی‌های ناآگاه. در هر روز معاملاتی، ورود معامله‌گران ناآگاه توسط یک فرآیند پوآسن مستقل تعیین می‌شود و این معامله‌گران ناآگاه با نرخ ε برای خرید یا فروش وارد بازار می‌شوند که این ε به دو بخش حقیقی و حقوقی تقسیم می‌شود. به اندازه β درصد از ε مربوط به حقیقی‌های ناآگاه است و $(1-\beta)$ درصد از آن مربوط به حقوقی‌های ناآگاه است. تمامی معامله‌گران آگاه ریسک خنثی و رقابتی هستند و تنها هنگامی که سیگنال خبر خوب (بد) دریافت کنند برای حداکثر کردن سود خود شروع به خرید (فروش) می‌کنند. فرآیند ورود این گروه نیز مستقل است و نرخ ورود معامله‌گران آگاه برابر است با μ که با این نرخ اقدام به خرید یا فروش می‌کنند. μ نیز به دو بخش حقیقی و حقوقی تقسیم می‌شود. قسمتی از حجم معاملات معامله‌گران آگاه که مربوط به حقیقی‌هاست، برابر است با ϕ و بخشی که مربوط به حقوقی‌های آگاه است، برابر است با $(1-\phi)$.

فلوچارت (۱)، نمودار درختی یک روز معاملاتی است که به خوبی مطالب بیان شده را نشان می‌دهد. در مدل SPIN و DPIN، B_{1t} و B_{2t} به ترتیب نشان‌دهنده حجم خرید حقیقی‌ها و حقوقی‌ها و S_{1t} و S_{2t} به ترتیب نشان‌دهنده حجم فروش حقیقی‌ها و حقوقی‌ها است. در این صورت، تابع درست‌نمایی به صورت رابطه (۱) خواهد بود.

$$\theta = (\alpha, \delta, \beta, \phi, \mu, \varepsilon) \quad (۱)$$

$$\begin{aligned}
&L(\theta|B_1, B_2, S_1, S_2) \\
&= (1-\alpha)\left(e^{-\beta\varepsilon}\frac{(\beta\varepsilon)^{B_1}}{B_1!}e^{-(1-\beta)\varepsilon}\frac{\left((1-\beta)\varepsilon\right)^{B_2}}{B_2!}e^{-\beta\varepsilon}\frac{(\beta\varepsilon)^{S_1}}{S_1!}e^{-(1-\beta)\varepsilon}\frac{\left((1-\beta)\varepsilon\right)^{S_2}}{S_2!}\right) \\
&+ \alpha\delta\left[e^{-\beta\varepsilon}\frac{(\beta\varepsilon)^{B_1}}{B_1!}e^{-(1-\beta)\varepsilon}\frac{\left((1-\beta)\varepsilon\right)^{B_2}}{B_2!}e^{-(\mu\phi+\beta\varepsilon)}\frac{(\mu\phi+\beta\varepsilon)^{S_1}}{S_1!}e^{-(\mu(1-\phi)+(1-\beta)\varepsilon)}\frac{(\mu(1-\phi)+(1-\beta)\varepsilon)^{S_2}}{S_2!}\right] \\
&+ \alpha(1 \\
&- \delta)\, e^{-\beta\varepsilon}\frac{(\beta\varepsilon)^{S_1}}{S_1!}e^{-(1-\beta)\varepsilon}\frac{\left((1-\beta)\varepsilon\right)^{S_2}}{S_2!}e^{-(\mu\phi+\beta\varepsilon)}\frac{(\mu\phi+\beta\varepsilon)^{B_1}}{B_1!}e^{-(\mu(1-\phi)+(1-\beta)\varepsilon)}\frac{(\mu(1-\phi)+(1-\beta)\varepsilon)^{B_2}}{B_2!}
\end{aligned}$$

با فرض استقلال روزها، تابع راستنمایی با قابل مشاهده بودن داده‌های D= $(B_1, B_2, S_1, S_2)_{t=1}^{T}$ برای T روز به صورت رابطه (۲) است.

$$L(\theta|D) = \prod_{t=1}^{T} L(\theta|B_{1t}, B_{2t}, S_{1t}, S_{2t}) \quad (۲)$$

با تخمین پارامترها از طریق حداکثر راست‌نمایی، می‌توان مقادیر احتمال معامله آگاهانه، احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها (SPIN) و حقیقی‌ها (DPIN) را به صورت رابطه‌های (۳)، (۴) و (۵) محاسبه کرد.

$$\text{PIN} = \frac{\alpha\mu}{2\varepsilon + \alpha\mu} \quad (۳)$$

$$\text{SPIN} = \frac{\alpha(1-\phi)\mu}{2\varepsilon(1-\beta) + \alpha(1-\phi)\mu} \quad (۴)$$

$$\mathrm{DPIN} = \frac{\alpha\phi\mu}{2\varepsilon\beta + \alpha\phi\mu} \quad (۵)$$

برای برآورد تابع درستنمایی از الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO)[1] استفاده شده است. الگوریتم PSO برای تست پورتفولیوی ریسک سرمایه‌گذاری محدود و نامحدود به منظور به دست آوردن پرتفولیو ریسک بهینه استفاده می‌شود. سپس تخمین پارامترهای تابع راستنمایی با استفاده از داده‌های روزانه حجم معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی، معیارهای SPIN و DPIN در هر فصل برای هر یک از ۳۵ نماد نمونه محاسبه می‌شود. با محاسبه این دو معیار می‌توان به این سوال پاسخ داد که کدام گروه از معامله‌گران (حقوقی‌ها یا حقیقی‌ها) نسبت به دیگری برتری اطلاعاتی دارد.

برای یافتن پاسخ این پرسش که آیا عدم تقارن اطلاعاتی بین این دو گروه بر بازده سهام تاثیرگذار است یا خیر از مدل رگرسیونی استفاده می‌شود که در ادامه به توضیح آن پرداخته خواهد شد. به منظور یافتن پاسخ سوال دوم این پژوهش و بررسی اثر SPIN و DPIN بر بازده سهام از رگرسیون فاما و مکبث[2] (۱۹۷۳) استفاده شده است. همانند یان و ژانگ[3] (۲۰۱۴) از متغیرهای اندازه شرکت، بتا، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، عدم نقدشوندگی آمیهود، ممنتوم کوتاه‌مدت و ممنتوم میان‌مدت به عنوان متغیرهای کنترل استفاده می‌شود (رابطه (۶)).

در رابطه (۶)، α_{jt}، j=0,…,8 ضرایب تخمین زده شده هستند و ε_{it} جز خطایی با میانگین صفر است. R_{it} بازدهی اضافی فصلی است که از تفاوت بازدهی فصلی سهم و نرخ بدون ریسک (معادل نرخ بازدهی اخزا) به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} R_{it} &= \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p \\ &+ \alpha_{2t}LSIZE_{it} + \alpha_{3t}LBM_{it} + \alpha_{4t}ILLIQ_{it} + \alpha_{5t}RET1_{it} + \alpha_{6t}RET2to4_{it} + \alpha_{7t}SPIN_{it} \\ &+ \alpha_{8t}DPIN_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (۶)$$

1 Particle Swarm Optimization
2 Fama, E. & MacBeth, J.
3 Yan, Y., et al.

پارامتر $\hat{\beta}_p$ بتای پرتفوی است که از روش فاما و فرنچ (۱۹۹۲)[1] برای محاسبه آن اقدام می‌شود. برای این منظور از بازدهی ماهانه هر سهم استفاده می‌شود. ابتدا بر اساس بتای هر سهم، مجموعه ۳۵ سهم نمونه، رتبه‌بندی می‌شود؛ سپس، سهم‌ها بر اساس رتبه‌هایشان به ۷ پرتفوی مساوی تقسیم شده و بازده فصلی هر پرتفوی محاسبه می‌شود (با وزن یکسان). در ادامه، بازده پرتفوی‌ها بر بازده شاخص به صورت همزمان و با یک وقفه برازانیده می‌شود (بتای هر پرتفوی برابر مجموع ضرایب بازده شاخص بازار است). سرانجام، بتای هر پرتفوی به کل سهم‌های موجود در آن اختصاص می‌یابد. اولین بار در مقاله بلک و همکاران[2] (۱۹۷۲) از بتای بازار به منظور تست کردن مدل CAPM[3] استفاده شد در این مقاله با توجه به اینکه تخمین بتا بر اساس سبدهای متنوع شده، دقیق‌تر از تک سهم است از سبدهایی که بر اساس بتا تشکیل شده بودند، استفاده شد.

در مقاله بلک و همکاران (۱۹۷۲) به منظور جلوگیری از خطای اندازه‌گیری از داده‌های مربوط به گذشته سهام (۲ تا ۵ سال قبل) برای تخمین بتاها و رتبه‌بندی آن‌ها استفاده شده است که به آن بتاهای پیش-رتبه‌بندی[4] گفته می‌شود. فاما و مکبث (۱۹۷۳) نیز به منظور حل مشکل همبستگی بین پسماندهای در رگرسیون مقطعی از رگرسیون دو مرحله‌ای استفاده کردند تا مدل CAPM را آزمون می‌کنند.

$LSIZE$ برابر لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام در انتهای فصل است (رابطه (۷)).

$$LSIZE = \ln(N \times P) \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، N تعداد سهام جاری شرکت و P قیمت سهام است. LBM برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش دفتری حقوق صاحبان سهم نسبت به ارزش بازار آن در پایان فصل قبل است.

$ILLIQ$ لگاریتم معیار عدم نقدشوندگی است که در مقاله آمیهود[5] (۲۰۰۲) به کار رفته است؛ این معیار برابر با میانگین قدرمطلق بازدهی یک روز نسبت به حجم معامله

1 Fama, E. & French, K.
2 Black, F., et al.
3 Capital asset pricing model
4 Pre-ranking beta
5 Amihud, Y.

همان روز در یک دوره است. با توجه به اینکه معادله رگرسیونی بر اساس داده‌های فصلی است برای هر یک از ۱۹ فصل برای نمادهای نمونه، معیار عدم نقدشوندگی آمیهود محاسبه می‌شود (رابطه (۸)).

$$ILLIQ = \frac{1}{N}\sum_{d=1}^{N}\frac{|r_{id}|}{VOL_{id}} \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، r_{id} بازدهی سهم i در روز d و VOL_{id} حجم معاملات سهم در همان روز است. N تعداد روزهای معاملاتی سهم در فصل است. $RET1$ ممنتوم کوتاه‌مدت است که برابر بازدهی فصل گذشته سهم است (رابطه (۹)) و در مقاله چگادیش[1] (۱۹۹۰) از بازدهی فصل گذشته سهم استفاده شده است.

$$RET1 = R_{t-1} \quad (۹)$$

$RET2to4$ ممنتوم میان‌مدت است که برابر بازدهی تجمعی نماد از ۴ فصل گذشته تا ۲ فصل گذشته است (رابطه (۱۰)). در مقاله چگادیش و تیتمن[2] (۱۹۹۳) دوره ممنتوم میان‌مدت از ۴ فصل قبل تا ۱ فصل قبل در نظر گرفته شده است.

$$RET2to4 = \sum_{m=t-4}^{t-2} R_m \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، R_m بازدهی سهام در فصل‌های m=(t-2,t-3,t-4) است.

هدف سوال دوم پژوهش، ارزیابی اثر هر کدام از معیارهای تخمین زده شده (SPIN و DPIN) بر بازدهی سهم‌های نمونه در طول زمان است؛ برای این منظور از مدل رگرسیونی فاما و مکبث (۱۹۷۳) استفاده می‌کنیم. در گام اول برای هر فصل یک رگرسیون مقطعی با استفاده از داده‌های ۳۵ نماد نمونه اجرا می‌کنیم. بدین وسیله ضرایب متغیرهای کنترلی و متغیرهای توضیحی برای هر فصل تخمین زده می‌شود (رابطه (۱۱)).

1 Jegadeesh, N.
2 Jegadeesh, N., et al.

$$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}SPIN_i + \alpha_{8t}DPIN_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

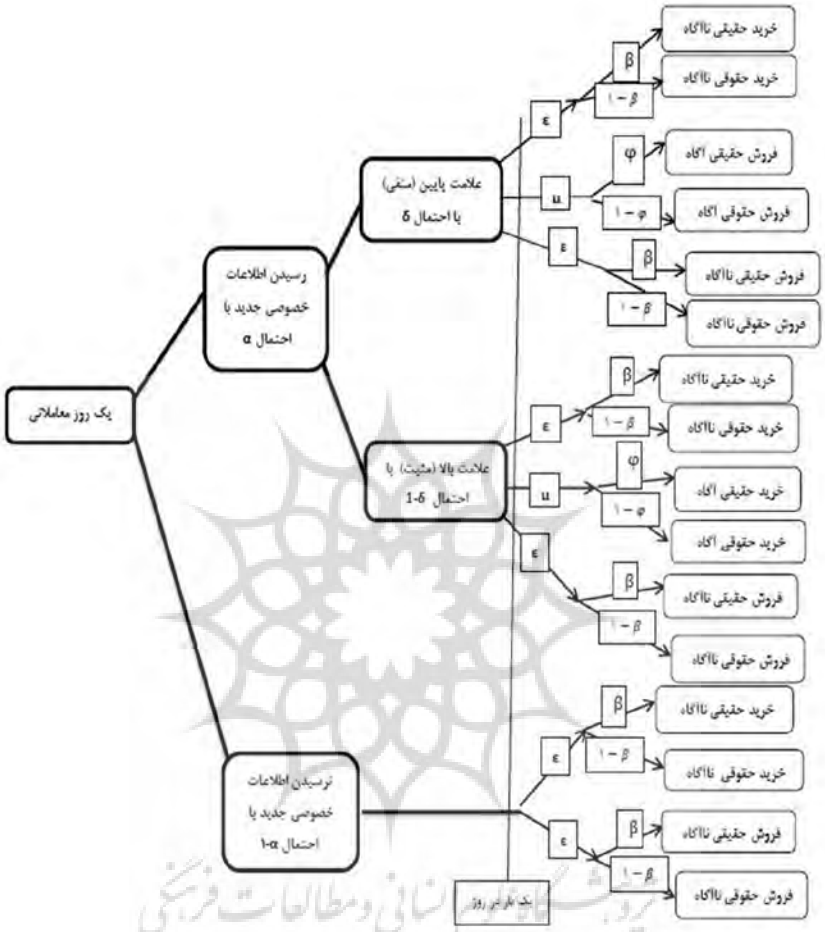
در مرحله بعدی، از تمام ضرایب تخمین زده شده در مرحله اول، میانگین سری-زمانی گرفته می‌شود. با توجه به آنکه ضرایب رگرسیون مقطعی به صورت فصلی وجود دارد و برای هر یک از متغیرها به تعداد ۱۹ ضریب رگرسیونی وجود دارد، می‌توان از طریق رابطه (۱۲) از ضرایب رگرسیون مقطعی برای ۱۹ فصل مورد بررسی در این پژوهش، میانگین سری- زمانی گرفت. از طریق رابطه (۱۳) نیز می‌توان واریانس هر یک از ضرایب متغیرهای کنترلی و متغیرهای توضیحی را محاسبه کرد.

$$\widehat{\alpha_j} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\hat{\alpha}_{jt} \quad (۱۲)$$

$$\sigma^2(\widehat{\alpha_j}) = \frac{1}{T^2}\sum_{t=1}^{T}(\hat{\alpha}_{jt} - \widehat{\alpha_j})^2 \quad (۱۳)$$

در رابطه (۱۲) و (۱۳)، $j=0,\ldots,8$ و T برابر با ۱۹ است (تعداد فصل‌های مورد مطالعه در این پژوهش). معنی‌داری ضرایب $\widehat{\alpha_7}$ و $\widehat{\alpha_8}$ به معنی تاثیرگذاری عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی به عنوان یک عامل ریسک بر بازدهی سهام است. در نتیجه با استفاده از داده‌ها و مدل بیان شده می‌توانیم به این پرسش پاسخ دهیم که آیا نتایج این پژوهش، مطالعات تجربی پیشین انجام شده در این حوزه را تایید خواهد کرد؟ و آیا برتری هر یک از این گروه‌ها در داشتن اطلاعات شخصی، بر بازدهی سهام تاثیرگذار است یا خیر؟

نمودار ۲. نمودار درختی فرآیند معامله در مدل DPIN و SPIN



در نمودار (۲)، ساختار فرآیند معامله؛ یعنی مدل سای و همکاران (۲۰۱۰) نشان داده می‌شود که در آن α احتمال وجود اطلاعات، δ احتمال سیگنال منفی، μ نرخ ورود معامله‌گر آگاه که φ درصد آن مربوط به ورود حقیقی‌ها است. همچنین ε نرخ ورود معامله‌گر ناآگاه که β درصد آن مربوط به ورود حقوقی‌ها است. با تخمین پارامترها می‌توان به احتمال معاملات بر مبنای اطلاعات هر گروه حقیقی و حقوقی را تخمین زد و به پرسش اول این پژوهش پاسخ داد. ماخذ: پژوهش سای و همکاران (۲۰۱۰)

٤. داده‌های پژوهش

داده‌های مورد نیاز برای پاسخ به پرسش اول این پژوهش شامل حجم معاملات خرید و فروش روزانه سهم به تفکیک حقیقی و حقوقی است. برای این منظور در این پژوهش از داده‌های مربوط به معاملات ۳۵ نماد معاملاتی از دی ماه ۱۳۹۴ تا مهر ماه ۱۳۹۹ استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است. نمادهای انتخاب شده در نمونه پژوهش، مربوط به شرکت‌هایی هستند که:

- تعداد روزهای معاملاتی آن بیشتر از ۶۰ روز در سال است (به منظور دستیابی به نمادهای با نوسانات بالا)
- از ابتدای دوره مورد بررسی در بورس اوراق بهادار تهران یا فرابورس ایران حضور داشته‌اند.
- میانگین قیمت پایانی نمادهای انتخاب شده در طول دوره مورد بررسی، نزدیک هم است (به منظور از بین بردن اثر سطح قیمت).

در جدول (۱) توصیف آماری داده‌های مربوط به پرسش اول پژوهش حاضر ارائه شده است که حجم خرید و فروش معاملات به تفکیک حقیقی و حقوقی و نیز تعداد معامله‌گران به تفکیک حقیقی و حقوقی نشان داده شده است.

به منظور پاسخگویی به سوال دوم پژوهش، داده‌های مربوط به این ۳۵ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. این داده‌ها شامل تغییرات فصلی قیمت سهام به عنوان بازده سهام، ارزش دفتری و ارزش بازاری هر یک از این نمادهای معاملاتی در هر فصل است. جدول (۲)، آمار توصیفی از این داده‌ها را نشان می‌دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۱. خلاصه آماری داده‌ها

حجم معامله (بر حسب تعداد سهم معامله شده)				تعداد معامله‌گران			
حقیقی		حقوقی		حقیقی		حقوقی	
فروش	خرید	فروش	خرید	فروش	خرید	فروش	خرید
۷۳۲/۲	۸۹۷/۲	٤٥/۱	۲۸۱/۱	۱۹۳/۰۳	۲۷٥/۹٤	۱/٥۱٤	۱/۷٥	میانگین
۸/۹۱۲	۱۰/۲٤۸	۳۷/۲۳	۱۸۱/۲۳	٥٦۰/۹۱	۱٤۸۰/۳۰	۲/٥۸۱	۲/٤٥۳	انحراف معیار
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	حداقل
۱/۰۳۲	۰/٦۰	۰/۲۳	۰/۳۰۸	٥۳/۸۷	٥۹/۳	۰/۸۱	۱/۰۲	میانه
۱٦۹۱/٥۰	۱۸٤۷/٦۹۲	٤٦٦٦/٤۹۹	٤٦٦٦/٤۹۹	٤٤٥۲٥	۱٥۷٤٤۲	۲٦٥	۲۰۷	حداکثر

در جدول (۱) داده‌های مربوط به ۳۵ نماد معاملاتی ثبت شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران پس از گذراندن از ۳ فیلتر بالا برای دوره دی ماه ۱۳۹٤ تا مهر ماه ۱۳۹۹ انتخاب شده است، سپس برای هر یک از این نمادها که داده‌های مربوط به خرید و فروش روزانه سهم را به تفکیک حقیقی و حقوقی در اختیار داریم، آماره‌های میانگین، انحراف معیار، حداقل مقدار، میانه و حداکثر مقدار را برای حجم معاملات و تعداد معامله‌گران آن در دوره یاد شده حساب شده است. سپس این آماره‌ها را برای کلیه نمادها محاسبه شده که در جدول نشان داده شده است (به عنوان مثال، عدد ۲۰۷ در جدول نشان دهنده بیشترین تعداد خریداران حقوقی از بین تمام معاملات روزانه انجام شده این ۳۵ نماد برای دوره یاد شده است). اعداد مربوط به حجم معاملات خرید و فروش بر حسب میلیون سهم است.

جدول ۲. خلاصه آماری داده‌ها

	میانگین	انحراف معیار	میانه	حداکثر	حداقل
درصد بازدهی فصلی	-۲/٦٤٤	٤۷/۱۸۸	-۱۳/۸۸۹	۳۱۱/٤٤۸	-۹٥/۲۹۲
ارزش بازاری	۳۳٦۹٦۹۷۸/٦۸	۱۸۰۳۲۳۱۲۷/۹۰	۲۹۸۱٤٥٥/٤۸	۳۲۰٦٦۲۸۹۱٥/۲٥	۱۲٥٦۲٦/٦
ارزش دفتری	۹٤۷۲۷٥۱/۸	۳۰٦۸۳۹۱٥/۳	۹٥۱۲٦۰	۳۱٦۱۰٦۰۹۰	۲۹۱۰

در جدول (۲) آماره‌های توصیفی میانگین، انحراف معیار، میانه، حداکثر و حداقل برای داده‌های استفاده شده برای بخش دوم پژوهش که شامل بازدهی فصلی، ارزش بازاری و ارزش دفتری برای ۳۵ نماد نمونه در دوره دی ماه ۱۳۹٤ تا مهر ماه ۱۳۹۹ است، ارائه شده است. ارقام مربوط به ارزش بازاری و ارزش دفتری بر حسب میلیون ریال است.

۵. یافته‌های پژوهش

مهم‌ترین آماره‌های توصیفی مربوط به نتایج برآورد پارامترهای تابع درستنمایی مدل SPIN و DPIN و متغیرهای احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها و حقیقی‌ها در جدول (۳) ارائه شده است. در این راستا، تابع درستنمایی به تفکیک سهم در هر فصل، حداکثر شده و پارامترهای α، δ، β، φ، μ و ε را برای هر یک از ۳۵ نماد نمونه، تخمین زده شده است و بر اساس روابط (۷) و (۸)، مولفه‌های SPIN و DPIN ، محاسبه شده است.

جدول ۳. تخمین پارامترهای تابع درستنمایی

پارامترهای تخمین زده شده تابع درستنمایی	نماد	میانگین	انحراف از معیار	میانه
احتمال وجود اطلاعات جدید	α	۰/۵۲۸	۰/۲۷۶	۰/۵۴۳
احتمال بد بودن اطلاعات جدید	δ	۰/۵۱۳	۰/۲۷۱	۰/۵۳
درصد حقیقی‌ها از معامله‌گران ناآگاه	β	۰/۴۳۲	۰/۲۷۹	۰/۳۸۴
درصد حقیقی‌ها از معامله‌گران آگاه	φ	۰/۵۱۴	۰/۲۸۱	۰/۵۱۸
نرخ ورود معامله‌گر آگاه	μ	۴۹۷/۱۹۹	۲۳۴/۹۹۴	۵۰۲/۳۸۲
نرخ ورود معامله‌گر ناآگاه	ε	۵۰۵/۱۶۵	۲۴۳/۲۸۳	۴۹۲/۶۶۸
احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها	SPIN	۰/۲۴۰	۰/۲۳۶	۰/۱۶۲
احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها	DPIN	۰/۲۶۶	۰/۲۲۹	۰/۲۱۱

در جدول (۳)، میانگین، انحراف معیار و میانه برای ٦ پارامتر برآورد شده تابع درستنمایی (α، δ، β، φ، μ و ε) و ۲ متغیر احتمال معاملات آگاهانه حقوقی و حقیقی برای تمام داده‌های نمونه که شامل ۳۵ سهم در طول ۱۹ فصل، از دی ۹٤ تا مهر ۹۹، است، ارائه شده است.

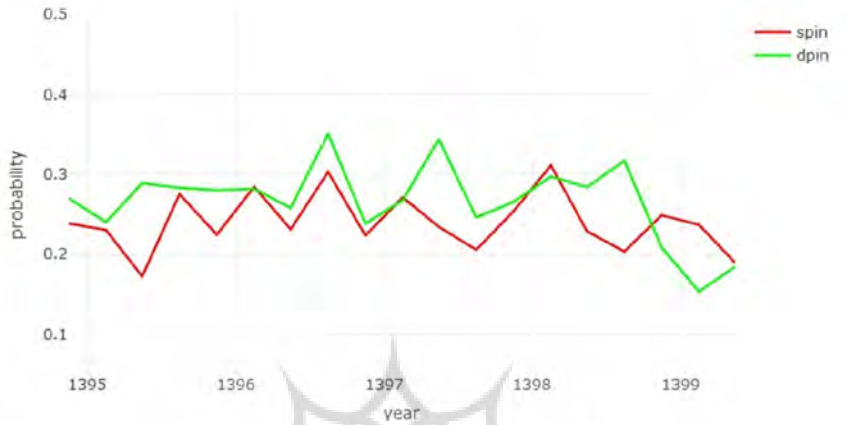
با توجه به جدول (۳)، میانگین احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها برابر با ۰/۲۴ و بیانگر آن است که به طور میانگین ۲۴ درصد از معاملات حقوقی‌ها آگاهانه بوده و میانگین احتمال معاملات حقیقی‌ها برابر با ۰/۲۶۶ است. این نتیجه نشان می‌دهد به طور میانگین، ۲۷ درصد از معاملات حقیقی‌ها بر مبنای اطلاعات بوده است. بررسی‌های زمانی دو متغیر SPIN و DPIN حاکی از آن است که میانگین مقطعی احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها –به غیر از فصول آخر– در تمامی دوره مورد بررسی این پژوهش، بیشتر از میانگین مقطعی متغیر احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها ست؛ اگر چه این دو متغیر نوسانات مشابهی در طول زمان داشته‌اند. این موضوع در نمودار (۳) به خوبی نشان داده شده است.

یافته نشان داده شده در نمودار (۳) گویای آن است که حقیقی‌ها در معاملاتشان نسبت به حقوقی‌ها از اطلاعات خصوصی بیشتری برخوردار بوده‌اند؛ نکته حائز توجه آن است که در چهار فصل آخر این دوره، هر دو متغیر SPIN و DPIN روند نزولی داشته‌اند که در بین آن‌ها، DPIN به مقدار بیشتری کاهش یافته است؛ به طوری که در سه فصل آخر، متغیر DPIN از SPIN کمتر شده است. این دوران دقیقا مصادف است با زمانی که تعداد زیادی از معامله‌گران جدید به بورس اوراق بهادار تهران وارد شدند که اغلب این معامله‌گران تازه‌کار را افراد حقیقی تشکیل می‌دادند. ورود این تازه‌کارها به بازار می‌تواند دلیلی بر کاهش مقدار این دو شاخص، به ویژه DPIN، در این دوره باشد.

نتایج برآوردهای دو احتمال معاملات آگاهانه حقیقی و حقوقی در جدول (۳) و نمودار (۳) آورده می‌شود. مقادیر میانگین دو پارامتر تخمین زده شده SPIN و DPIN، اختلاف چندانی از هم ندارند و با یک تفاوت جزئی، مقادیر احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها بیشتر از مولفه مربوط به حقوقی‌ها است که طبق آن می‌توان ادعا کرد که معامله‌گران حقیقی در معاملاتشان نسبت به معامله‌گران حقوقی آگاه‌ترند. این یافته‌ها، برخلاف نتایج پژوهش سای و همکاران (۲۰۱۰) است. طبق یافته‌های پژوهش آن‌ها که در بورس اوراق بهادار چین صورت گرفته است، مقادیر میانگین SPIN و DPIN تخمینی به ترتیب برابر ۰/۲۴ و ۰/۲۶ است که نشان‌دهنده آگاه‌تر بودن معامله‌گران حقوقی در بورس سهام این کشور است. در همین رابطه، یافته‌های پژوهش چن و همکاران (۲۰۱۴) در بورس اوراق بهادار تایوان نشان می‌دهد که حقیقی‌های بزرگ که با حجم بالاتری معامله می‌کنند، دسترسی به اطلاعات بیشتری دارند و حتی نسبت به حقوقی‌های بزرگ نیز آگاه‌ترند که با نتایج پژوهش حاضر همخوانی دارد.

میانگین مولفه‌های SPIN و DPIN تخمین زده شده در پژوهش حاضر نشان می‌دهد که ۲۶ درصد از حجم معاملات حقیقی‌ها و ۲۴ درصد از حجم معاملات حقوقی‌ها بر اساس اطلاعات شخصی صورت می‌گیرد. با توجه به بزرگ بودن این مقادیر، انتظار می‌رود که به عنوان یک عامل ریسک بر بازدهی سهام اثرگذار باشد. از این رو، با رد شدن فرضیه اول این تحقیق، مبنی بر آگاه‌تر بودن معامله‌گران حقوقی، در ادامه به بررسی رابطه بازده و احتمال معاملات آگاهانه حقیقی و حقوقی پرداخته می‌شود.

نمودار ۳. مقایسه میانگین دو متغیر احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) و احتمال معاملات آگاهانه حقیقی (DPIN)



نمودار (۳)، میانگین مقطعی مولفه SPIN و DPIN ۳۵ نماد نمونه در طول ۱۹ فصل مورد بررسی در این پژوهش از دی ماه ۱۳۹٤ تا مهر ۱۳۹۹ نشان می‌دهد.
ماخذ: یافته‌های پژوهش با استفاده از مولفه‌های تخمین زده شده

۵-۱. نتایج آزمون فرضیه

به منظور پاسخ به پرسش دوم این پژوهش و بررسی اثر ریسک اطلاعات سهامداران حقیقی و حقوقی بر بازده سهام، ۶ مدل رگرسیونی به‌کار بسته می‌شود. نتایج بررسی رابطه بازده سهام با احتمال معاملات آگاهانه حقیقی و حقوقی در جدول (۴) گزارش شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، ضرایب مولفه‌های بتا، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازاری، مومنتوم کوتاه‌مدت و مومنتوم بلندمدت در تمامی مدل‌ها معنی‌دار هستند؛ این در حالی است که دو مولفه DPIN و SPIN با وجود داشتن ضرایب منفی، در اغلب این مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار نیستند. در این مدل‌های رگرسیونی، علاوه بر دو مولفه DPIN و SPIN، معیار عدم نقد شوندگی آمیهود نیز معنی‌دار نیستند.

در مدل ۱، همچون پژوهش یان و ژانگ (۲۰۱۴) از ۶ متغیر بتا، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازاری، مومنتوم کوتاه‌مدت، مومنتوم بلندمدت و عدم نقدشوندگی

آمیهود به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است. نتایج این مدل نشان می‌دهد که دو مولفه DPIN و SPIN بر بازدهی سهام اثری ندارد.

نتایج مدل ۲ مشابه مدل ۵۱ است و با حذف معیار آمیهود تغییری در معنی‌داری این دو مولفه دیده نمی‌شود. در مدل‌های بعدی تنها اثر یکی از دو مولفه DPIN و SPIN بر بازدهی سهام مورد بررسی قرار گرفته است.

در مدل ۳، متغیرهای SPIN و عدم نقد شوندگی آمیهود در مدل وجود ندارد و مولفه DPIN به همراه ۶ متغیر کنترل دیگر در مدل به کار رفته است. طبق نتیجه این مدل، DPIN اثری بر بازدهی ندارد و ضریب آن، معنی‌دار نیست.

مدل ۴ مانند مدل ۳ است با این تفاوت که به جای DPIN، از مولفه SPIN استفاده شده است. در صورت عدم احتساب DPIN و متغیر عدم نقدشونگی آمیهود در مدل رگرسیونی، مولفه SPIN معنی‌دار نخواهد بود و تاثیری بر بازدهی نخواهد داشت.

در دو مدل دیگر از مولفه عدم نقدشونگی آمیهود استفاده شده است، اما تنها یکی از دو مولفه DPIN و SPIN، در این مدل‌ها به کار رفته است. در مدل ۵ اثرگذاری مولفه DPIN در نبود مولفه SPIN و حضور مولفه عدم نقدشونگی آمیهود و دیگر پنج متغیر کنترلی، آزمون می‌شود که نتایج این مدل نشان می‌دهد که تحت این شرایط نیز، مولفه DPIN از نظر آماری معنی‌دار نیست.

نتایج به دست آمده از مدل ۶، زمانی که معیار آمیهود در مدل وجود دارد، اما مولفه DPIN در مدل حضور ندارد، نشان می‌دهد که ضریب مولفه احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) در سطح اطمینان ۹۵ معنادار و برابر با ۰/۱- است. این بدین معناست که در ازای ۱۰ درصد افزایش احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها، بازده سهام ۱ درصد کاهش می‌یابد.

به طور کلی می‌توان ادعا کرد که DPIN و SPIN، تاثیری بر بازدهی ندارد و نمی‌توانند به عنوان شاخصی از ریسک اطلاعات، قیمت‌گذاری شوند؛ زیرا، ضریب احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها (DPIN)، در هیچ یک از مدل‌ها و ضریب احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها (SPIN) در اغلب مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار نیستند.

جدول ٤. نتایج بررسی رابطه بازده و احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) و حقیقی (DPIN)

	مدل ۱	مدل۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥	مدل ٦
عرض از مبدا	۰/۵۹٤* (۱/۷۰۱)	۰/۷۰٦ (۱/۲۲٤)	۰/٦۷۱ (۱/۵٦٦)	۰/۷۲٦ (۱/۳۵۵)	۰/٦۹۵* (۱/۷٤۲)	۰/۷۷٦ (۱/٤۱٤)
بتا (BETA)	۰/۰۷۲*** (۸/۹۸۷)	۰/۰۵۳۸*** (٤/۳۷٤)	۰/۰٤۱۷*** (۳/۱۷۰)	۰/۰٤۲٤*** (۳/۹۰۸)	۰/۰۵۲۸*** (٤/۰۱۵٤)	۰/۰۵۱*** (۳/۸۱۳)
اندازه شرکت (LSIZE)	−۰/۰۱٦۷* (−۱/۷٤۱)	−۰/۰۲۲** (−۲/۱۱۵)	−۰/۰۲۱** (−۲/۷۰٤)	−۰/۰۲۳۱** (−۲/۱۲۸)	−۰/۰۲۷** (−۲/۲۱۳)	−۰/۰۲۵** (−۲/۳۲۵)
ارزش دفتری به ارزش بازار (LBM)	۰/۰۳۸٤*** (۳/۳۵۳)	۰/۰۲۹٤٦** (۲/۱٤٦)	۰/۰۳۸۲** (۲/۰۲٦)	۰/۰۳۷۱** (۲/۰۲۳)	۰/۰۳۹٤** (۲/۰٤۱)	۰/۰۳۳۲** (۲/۱۷۳)
عدم نقدشوندگی آمیهود (ILLIQ)	۰/۰۰۱۹۱ (۱/۱۵۳)	—	—	—	۰/۰۰۱۹۳** (۲/٤۹۵)	۰/۰۰۱۹٤** (۲/٤۳۱)
مومنتوم کوتاه‌مدت (**RET1**)	−۰/۰۹۱٤** (−۲/۵۷۷)	−۰/۰۵٤* (−۱/۸۲٤)	−۰/۰۵۳* (−۱/۷۹٦)	−۰/۰۵۲ (−۱/٤۸۵)	−۰/۰۳۳* (−۱/۸۸٦)	−۰/۰۲۹ (−۰/۹۰۸)
مومنتوم میان‌مدت (**RET2to4**)	−۰/۰٦٦*** (−۳/۰۷٤)	−۰/۰٤۷** (−۲/۱۰۹)	−۰/۰٤٤* (−۱/۸۲۲)	−۰/۰٤٦* (−۱/۹۸۵)	−۰/۰٤۱* (−۱/۸۳۳)	−۰/۰٤٤** (−۲/٦۳۲)
احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها (**SPIN**)	−۰/۰۱۹۹ (−۰/٤۱٦)	−۰/۰۷۸ (−۱/۱٦۲)	—	−۰/۰۸۵۸ (−۱/۵۷۳)	—	−۰/۰۹٦** (−۲/۲٦۱)
احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها (**DPIN**)	−۰/۰٦۹ (−۰/۵۷۷)	−۰/۰٦۸ (−۱/۳۳۷)	−۰/۰٦۱٤ (−۱/۳۱۲)	—	−۰/۰۵٤٦ (−۱/۱٦۷)	—
ضریب تعیین (R^2)	۰/۳٦۹	۰/۳۲٤	۰/۲۸۱	۰/۲۷۹	۰/۳۱٦	۰/۳۲۷

ادامه جدول ٤.

مدل ۱	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}SPIN_i + \alpha_{8t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$
مدل ۲	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}RET1_i + \alpha_{5t}RET2to4_i + \alpha_{6t}SPIN_i + \alpha_{7t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$
مدل ۳	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}RET1_i + \alpha_{5t}RET2to4_i + \alpha_{6t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$
مدل ٤	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}RET1_i + \alpha_{5t}RET2to4_i + \alpha_{6t}SPIN_i + \varepsilon_{it}$
مدل ٥	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$
مدل ٦	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}SPIN_i + \varepsilon_{it}$

جدول (٤) نتایج تخمین ٦ مدل رگرسیونی را نشان می‌دهد. متغیر توضیحی این مدل‌ها، R_{it}، بازدهی فصلی ۳۵ سهم نمونه برای دوره دی ماه ۱۳۹٤ تا مهر ۱۳۹۹ است. متغیرهای کنترلی این مدل‌ها شامل بتا پرتفولیو، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، ممنتوم کوتاه‌مدت، ممنتوم میان‌مدت و عدم نقدشوندگی آمیهود است که به طور فصلی برای دوره ۱۹ فصلی مورد بررسی در این پژوهش، جمع‌آوری شده است. DPIN و SPIN نیز به ترتیب احتمال معاملات آگاهانه حقیقی و حقوقی است که به صورت فصلی تخمین زده شده است. آماره‌های t در داخل پرانتز گزارش شده است.

***، ** و * به ترتیب بیانگر معناداری آماری در سطح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

۵-۲. بررسی استحکام نتایج

با توجه به یافته‌های پژوهش پونیت هاندا و همکاران[1] (۱۹۸۹) انتخاب فواصل بازدهی شرکت‌ها روی تخمین بتا سهم و در نتیجه بر پارامتر $\hat{\beta}_p$ بتای پرتفوی تاثیر می‌گذارد. از این رو، بار دیگر پارامتر بتا پرتفولیو را بر اساس داده‌های روزانه بازدهی سهم‌های نمونه تخمین می‌زنیم و سپس به ارزیابی اثر معیارهای تخمین زده شده (DPIN و SPIN) بر

1 Puneet Handa, S., et al.

بازدهی سهم‌های نمونه می‌پردازیم. با توجه به نتایج جدول (۵) مشاهده می‌شود که تفاوتی در نتایج ایجاد نشده است و همچنان DPIN و SPIN ، تاثیری بر بازدهی ندارند و ضرایب این متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نیست. علاوه بر این، مقادیر ضریب متغیرهای دیگر و معناداری آن‌ها تفاوت چندانی با یافته‌های جدول (۵) ندارد.

جدول ۵. بررسی استحکام نتایج ارزیابی رابطه بازده و احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) و حقیقی (DPIN)

	مدل ۱	مدل۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥	مدل ٦
عرض از مبدا	۱/۵۱۷ (۱/۲٤٥)	۱/۰۱۳ (۱/۱٥۸)	۰/۹٦۷ (۱/٥۲٦)	۱/۰٥۱ (۱/٤۱٦)	۱/۰٦٦* (۱/۸۸٥)	۱/۱۷۳* (۱/۷۲۲)
بتا (BETA)	۰/۰۸۳*** (۸/۹٦۷)	۰/۰٥٥*** (٤/۰٤٥)	۰/۰٥٤٦*** (٤/۰٦۲)	۰/۰٥۷*** (۳/۹٤۸)	۰/۰٥۱۷*** (٤/۰٤۰)	۰/۰٥٤٤*** (۳/۸۸٤)
اندازه شرکت (LSIZE)	−۰/۰۱٦۰* (−۱/۷٤۱)	−۰/۰۳٦۸** (−۲/۷۰۰)	−۰/۰۳٥۸** (−۲/٦٦۲)	−۰/۰۳۸٤** (−۲/٦٥۹)	−۰/۰۳۸٦*** (−۳/۰۱٤)	−۰/۰٤۱۹*** (−۲/۹۹۲)
ارزش دفتری به ارزش بازار (LBM)	۰/۰۳٦۸*** (۳/۷۲۱)	۰/۰۳۰۱** (۲/۲۱٦)	۰/۰۳۸٤** (۲/۱۳۷)	۰/۰۳۷٤** (۲/۱۹۹)	۰/۰٥۱۱** (۲/٤٤۱)	۰/۰٤۸٤** (۲/٥۰٦)
عدم نقدشوندگی آمیهود (ILLIQ)	۰/۰۰۳۱ (۱/۲٥۰)	—	—	—	۰/۰۰۳٥ (۱/۲۲۸)	۰/۰۰۲۸٦ (۱/۲٤۳)
مومنتوم کوتاه‌مدت (**RET1**)	−۰/۰۹۱۳** (−۲/٥۰۲)	−۰/۰۷٥** (−۲/۰۸۷)	−۰/۰۸۱۳** (−۲/۲۱٥)	−۰/۰٦۰۸ (−۱/٦۳۹)	−۰/۰۸۳۷** (−۲/۱٦۰)	−۰/۰٦۳ (−۱/٦۲۳)
مومنتوم میان‌مدت (**RET2to4**)	−۰/۰۹۷*** (−۳/۰۸۱)	−۰/۰٦۳* (−۱/۸۹۰)	−۰/۰٦٤* (−۱/۸۳۷)	−۰/۰٥۹* (−۱/۷٥۷)	−۰/۰٦۹* (−۱/۸۹٥)	−۰/۰٦۳* (−۱/۷۸۸)
احتمال معاملات آگاهانه حقوقی‌ها (**SPIN**)	−۰/۰۳۰۷ (−۰/٤۸٤)	−۰/۰٦۳ (−۱/٤۰٦)	—	−۰/۰۷٤ (−۱/٦۷)	—	−۰/۱۰۲** (−۲/۲٦)

ادامه جدول ۵.

	مدل ۱	مدل۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥	مدل ٦
احتمال معاملات آگاهانه حقیقی‌ها (**DPIN**)	-۰/۰۳۰٤ (-۰/٥٤٤)	-۰/۰۷۰ (-۱/۳٥۰)	-۰/۰٦۳ (-۱/۲۰۳)	–	-۰/۰٦٤٦ (-۱/۲۷٥)	–
ضریب تعیین ($\mathbf{R^2}$)	۰/۳٦٥	۰/۳۲٤	۰/۲۹۹	۰/۲۹۱	۰/۳۲٦	۰/۳۲٥
مدل ۱	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}SPIN_i + \alpha_{8t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$					
مدل ۲	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}RET1_i + \alpha_{5t}RET2to4_i + \alpha_{6t}SPIN_i + \alpha_{7t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$					
مدل ۳	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}RET1_i + \alpha_{5t}RET2to4_i + \alpha_{6t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$					
مدل ٤	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}RET1_i + \alpha_{5t}RET2to4_i + \alpha_{6t}SPIN_i + \varepsilon_{it}$					
مدل ٥	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}DPIN_i + \varepsilon_{it}$					
مدل ٦	$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}\hat{\beta}_p + \alpha_{2t}LSIZE_i + \alpha_{3t}LBM_i + \alpha_{4t}ILLIQ_i + \alpha_{5t}RET1_i + \alpha_{6t}RET2to4_i + \alpha_{7t}SPIN_i + \varepsilon_{it}$					

جدول (۵)، نتایج تخمین ٦ مدل رگرسیونی را نشان می‌دهد که در آن بتا پرتفولیو بر اساس داده‌های روزانه تخمین زده شده است. متغیر توضیحی این مدل‌ها، R_{it}، بازدهی فصلی ۳۵ سهم نمونه برای دوره دی ماه ۱۳۹٤ تا مهر ۱۳۹۹ است. متغیرهای کنترلی این مدل‌ها شامل بتا پرتفولیو، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، ممنتوم کوتاه‌مدت، ممنتوم میان‌مدت و عدم نقدشوندگی آمیهود است که به طور فصلی برای دوره ۱۹ فصلی مورد بررسی در این پژوهش، جمع‌آوری شده است. DPIN و SPIN نیز به ترتیب احتمال معاملات آگاهانه حقیقی و حقوقی ست که به صورت فصلی تخمین زده شده است. آماره‌های t در داخل پرانتز گزارش شده است.

***، ** و * به ترتیب بیانگر معناداری آماری در سطح اطمینان ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

شفافیت اطلاعاتی، موضوعی است که همواره در میان بازارهای مالی اهمیت قابل توجهی داشته و یکی از مولفه‌های مهم در تعیین استراتژی سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. شرکت‌ها به منظور تامین مالی و ادامه فعالیت خود، نیازمند شفاف‌سازی صورت حساب‌های مالی هستند و سرمایه‌گذاران نیز برای تصمیمات مالی خود به شفافیت اطلاعاتی بازارهای مالی، نیاز دارند. وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران سهام می‌تواند بر عملکرد دیگر معامله‌گران و همچنین موفقیت شرکت‌های بورسی تاثیر قابل ملاحظه‌ای داشته باشد. پژوهش‌های گذشته نشان می‌دهد که بین دو گروه بزرگ معامله‌گران، حقیقی و حقوقی، نابرابری اطلاعاتی وجود دارد. برخی از این پژوهش‌ها بیان می‌کنند که معامله‌گران حقوقی، دسترسی به اطلاعات شخصی دارند و بر اساس آن معامله می‌کنند، اما برخی دیگر نظر متفاوتی دارند و معتقدند که گروهی از سرمایه‌گذاران حقیقی در بازارهای مالی فعالیت می‌کنند که نسبت به سرمایه‌گذاران حقوقی از اطلاعات شخصی بیشتری بهره‌مند می‌شوند. از این رو، پژوهش حاضر سعی دارد با به‌کارگیری یکی از معیارهای پذیرفته شده در ادبیات سنجش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی، محیط اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دهد.

پژوهش حاضر با تجزیه PIN به دو مولفه احتمال معاملات آگاهانه حقیقی (DPIN) و احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) به اندازه‌گیری عدم تقارن بین این دو گروه از معامله‌گران و تاثیر آن بر بازدهی سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج به دست آمده نشان داد که مولفه تخمین زده شده DPIN به طور میانگین بالاتر از مولفه تخمینی SPIN و به ترتیب برابر با ۲۶/۶ و ۲۴ درصد است. این اختلاف ناچیز بین میانگین‌های این دو مولفه، نشانگر آن است که برخلاف یافته‌های پژوهش سای و همکاران (۲۰۱۰)، معامله‌گران حقیقی که در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت می‌کنند در معاملاتشان نسبت به معامله‌گران حقوقی، آگاه‌ترند. این عدم تقارن اطلاعاتی بین معامله‌گران حقوقی و حقیقی در اواخر دوره مورد بررسی پژوهش به نفع حقوقی‌ها بود که نشان از ورود معامله‌گران حقیقی ناآگاه و تازه‌کار به بازار سرمایه در این دوره بوده است.

همچنین نتایج بررسی رابطه بازده سهام و احتمال معاملات آگاهانه حقوقی (SPIN) و حقیقی (DPIN)، گویای آن بود که ضریب این دو مولفه در مدل‌های رگرسیونی به

کار رفته در این پژوهش از نظر آماری معنی‌دار نبوده و می‌توان ادعا کرد که این دو مولفه بر بازدهی سهام اثرگذار نیستند.

از آنجا که تعداد معاملات خرید و فروش بر تخمین مولفه‌های DPIN و SPIN تاثیر بسزایی دارند به کارگیری داده‌های مربوط به تعداد معاملات خرید و فروش به جای داده‌های حجم معاملاتی هر گروه، می‌تواند تخمین بهتری از این دو مولفه ارائه دهد. از این رو، پیشنهاد می‌شود برای تخمین میزان عدم تقارن بین این دو گروه، مدل‌های دیگر نیز بررسی شود. علاوه بر این با توجه به آنکه در میان سرمایه‌گذاران حقوقی، نهادهای دولتی حمایت‌کننده از بازار نیز وجود دارند و تفکیک معاملات این گروه از معاملات دیگر سرمایه‌گذاران حقوقی با توجه به در دسترس نبودن اطلاعات آن امکان‌پذیر نیست به عنوان محدودیتی برای این پژوهش محسوب می‌شود. از این رو، پیشنهاد می‌شود که از مدل‌های دیگر برای بررسی عدم تقارن اطلاعاتی بین این دو گروه استفاده شود.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Gholamreza Keshavarz Haddad http://orcid.org/0000-0001-5873-8217

Haamed Vahidi

منابع

شمس الدینی، مصطفی، شهیکی تاش، محمدنبی، خداداد کاشی، فرهاد. (۱۳۹۵). سنجش ضریب عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*. ۳۱(۱)، ۶۰-۷۲.

DOI: 10.22067/JEAD2.V31I1.55540

دولو، مریم، عزیزی، نازنین.(۱۳۹۶). واکاوی منشا قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات شواهدی از معیار احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده. *تحقیقات مالی دانشگاه تهران*, ۱۹(۳), ۴۱۵-۴۳۸.

DOI: 10.22059/jfr.2018.251305.1006600

مهرآرا، محسن، سهیلی، حبیب (۱۳۹۷). پویایی های ورود معامله گران مطلع و نامطلع به بورس تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۲۰(۳)، ۱۶۱-۱۸۸.

DOI: 10.29252/jemr.8.32.55

راعی، رضا، عیوض لو، رضا، عباس‌زاده اصل، امیرعلی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدلهای ریزساختار بازار. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰(۳۴)، ۱۳-۲۴

اسلامی بیدگلی، غلامرضا، طهرانی، اشرف. (۱۳۸۹). بررسی رابطه اعتماد بیش از حد سرمایه‌گذاران انفرادی و حجم مبادلات آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰(۳۹)، ۲۳۱-۲۵۳.

References

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.

Black, F. (1986). Noise, *Journal of Finance*, 41(3), 529-43.

Callahan, C., & Lee, Ch. & Yohn, T. (1997). Accounting Information and Bid-Ask Spread. *Accounting Horizons*. 11(1). 50-60.

Chen, H.-L., Chow, E. H. & Shiu, C.-Y. (2014). The Informational Role of Individual Investors in Stock Pricing: Evidence from Large Individual and Small Retail Investors. *Pacific-Basin Finance Journal*, Elsevier, 31(C), 36-56.

Copeland, T. E. & Galai, D. (1983). Information Effects on the Bid-Ask Spread. *The Journal of Finance*, 38(5), 1457–1469.

Cai, J., He, J., He, J. (2010). How Better Informed Are the Institutional Investors? *Economics Letters*, 106(3), 234-237.

Chen, H.-L., Chow, E. H. & Shiu, C.-Y. (2014). The Informational Role of Individual Investors in Stock Pricing: Evidence from Large Individual and Small Retail Investors.

Duarte, Jefferson, & Young, Lance. (2009). Why is PIN priced? *Journal of Financial Economics*. 30(2). 119-138.

Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'hara, M. (2002). Is Information Risk a Determinant of Asset Returns? *Journal of Finance*. 57(5), 2185–2221.

Easley, D., Kiefer, N. M., O'hara, M. & Paperma, J. B. (1996). Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks. *Journal of Finance*, 59(4), 1405-1436.

Fama, E. F. & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427–465.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

Jegadeesh, N. (1990), Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. *The Journal of Finance*, 45(1): 881-898.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91

Kaniel, R., Saar, G. & Titman, S. (2008). Individual Investor Trading and Stock Returns. *Journal of Finance*. 63(1), 273-310. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01316.x

Kaniel, R., Liu, S., Saar, G., & Titman, S. (2012). Individual Investor Trading and Returns Patterns around Earnings Announcements. *Journal of Finance*. 67(1), 639-680. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01727.x

Kim, O., & Verrecchia, R. E. (1991). Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 302-321.

Lei, Q. & Wu, G. (2005). Time-varying informed and unnformed trading activities. *Journal of Financial Markets*, 153-181.

Verma, R., Baklaci, H. & Soydemir, G. (2008). The impact of rational and irrational sentiments of individual and institutional investors on DJIA and S&P500 index returns. *Journal of Behavioral Finance*, 18(16), 1303-1317. Doi: 10.1080/09603100701704272

Yan, Y. & Zhang, S. (2014). Quality of PIN estimates and the PIN-return relationship. *Journal of Banking and Finance*, 43(c), 137–149.

Shamsoddini, M., Shahikitash, M.N. & Khodadad Kashi, F. (2016). Measuring Asymmetric Information in Food Products and Beverages Industry's Active Firms in Tehran Stock Exchange. *Journal of Agricultural Economics and Development*. 31(1). 60-72. [In Persian]

Davallou, M. & Azizi, N. (2017). The Investigation of Information Risk Pricing; Evidence from Adjusted Probability of Informed Trading Measure. *Financial Research Journal*, 19(3), 415 - 438. [In Persian]

Mehrara, M. & Soheyli, H. (2018). Arrival Dynamics of Informed and Uninformed Traders into Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, 265-288. [In Persian]

Raei, R., Eyvazlu, R. & Mohammadi, S. (2013). Survey on Information Risk using Microstructure Models. *The Modares Journal of Management Research in Iran*, 17(3), 71-85. [In Persian]

Eslami Bigdeli, G. & Tehrani, A (2010). Investigating the Relationship between Overconfidence of Individual Investors and the Volume of their Trades in the Tehran Stock Exchange. *Economic Research Journal*, 10(39), 231-253. [In Persian]

استناد به این مقاله: کشاورز حداد، غلامرضا و وحیدی، حامد. (۱۴۰۱). نابرابری اطلاعاتی بین معامله‌گران حقیقی و حقوقی: شواهدی از بازار سهام تهران، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۸۶ (۲۲)، ۷-۳۶.

Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.