فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۵۳ بهار ۱۴۰۰ سال چهاردهم ـ تاریخ دریافت: ۹۸/۰۶/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۰۶ ص ۸۸-۱۱۴

سنجش ریسک عدم تقارن اطلاعات نمادهای معاملاتی شرکت‌های بیمه در بورس اوراق بهادار تهران با معیار احتمال معاملات آگاهانه (PIN) و بررسی اثرات تقویمی و اثرات ثابت شرکتی بر شاخص عدم تقارن اطلاعات

محمد میرباقری جم [۱]/ حمیدرضا کردی تمندانی [۲]

چکیده

اهداف این پژوهش سنجش میزان ریسک عدم تقارن اطلاعات بین فعالان بازار در خریدوفروش نمادهای فعال شرکت‌های بیمه در بورس از طریق معیار احتمال معاملات آگاهانه (PIN) در هر روز معاملاتی، رتبه‌بندی نمادهای معاملاتی شرکت‌های بیمه براساس شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات (PIN-۱) و ارزیابی اثرات تقویمی و اثرات ثابت شرکتی با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی بر احتمال معاملات آگاهانه است. داده‌های مورد استفاده شامل مظنه‌های‌برتر خریدوفروش ثبت شده به صورت لحظه‌ای (میلی‌ثانیه‌ای) و تمامی اطلاعات حجم، تعداد و قیمت معاملات در یک روز معاملاتی به صورت لحظه‌ای از ابتدای بازشدن تا بسته‌شدن بازار (۹:۰۰ تا ۱۲:۳۰) در هرروز معاملاتی از فروردین ۱۳۹۴ تا پایان اسفند ۱۳۹۵ است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که: سال ۱۳۹۵ در بین ۸ نماد فعال شرکت‌های بیمه در بورس (ما۱، البرز۱، ملتح۱، دانا۱، آسیا۱، ملت۱، پارسان۱، پارسیانح۱)، بیشترین مقدار شاخص ریسک عدم‌تقارن اطلاعات مربوط به نماد موسسه بیمه‌ما ۰/۸۶ و کمترین مقدار مربوط به نماد هلدینگ بیمه‌پارسیان (پارسیانح۱) ۰/۷۲ است؛ به عبارتی برآورد احتمال معاملات آگاهانه نماد ما۱ تقریبا ۱۴ درصد و نماد پارسیانح۱ تقریبا ۲۸ درصد است. فرضیه وجود اثرات ثابت شرکتی در هر سال تایید شده است. در سطح اطمینان ۹۵٪ اثرات تقویمی مانند تعطیلات رسمی بر شاخص PIN تأثیر معنی‌دار نداشته ولی اثرات تقویمی مانند تغییر ماه و فصل تأثیر معنی‌دار دارند. احتمال معاملات آگاهانه نمادهای صنعت بیمه از سطح ۰/۳ درصد در سال ۱۳۹۴ به سطح ۱۶/۷ درصد در سال ۱۳۹۵ افزایش یافته و در نتیجه شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات در مبادله سهام صنعت بیمه کاهش یافته است.

واژگان کلیدی: عدم تقارن اطلاعات، بورس اوراق بهادار تهران، احتمال معاملات آگاهانه (PIN)، اثرات تقویمی، اثرات ثابت شرکتی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14, G22, G32, C33, C55

---

۱. استادیار دانشگاه صنعتی شاهرود (نویسنده مسئول) m.mirbagherijam@shahroodut.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد اسلامی و مالی دانشگاه استانبول.

۱- مقدمه

عدم تقارن اطلاعات وضعیتی است در معاملات و عقدقراردادها، که یک طرف اطلاعات بیشتر و بهتر از طرف دیگر دارد (Townsend, 1981 & Harris). به طور کلی عدم تقارن اطلاعات در سه سطح مدیران، سهامداران (معامله‌گران) و تحلیل‌گران مالی بنگاه‌ها قابل طرح بوده و مبنای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات در سطوح مختلف متفاوت است. جیلسن و همکاران[۳] (۱۹۹۸) و کریشنانوامی و سوبرامانیام[۴] (۱۹۹۹)، تفاوت پیش‌بینی‌های سود هر سهم (Eps) توسط تحلیل‌گران مالی را ناشی از عدم تقارن اطلاعات مالی تحلیل‌گران می‌دانند؛ براین اساس شاخص‌سازی عدم تقارن اطلاعات تحلیل‌گران مالی، بر مبنای میزان انحرافات پیش‌بینی‌های سود سهم انجام می‌شود. عدم تقارن اطلاعات در سطح مدیران بنگاه‌ها با شاخص‌هایی مانند نسبت ارزش بازار به حقوق صاحبان سهام[۵]، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری دارایی‌ها[۶] و نسبت سود به قیمت سهام[۷] سنجیده می‌شود؛ مبنای این شاخص‌ها مزیت اطلاعاتی مدیران یک بنگاه در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری و جریان‌های آتی وجوه بنگاه نسبت به مدیران دیگر بنگاه‌ها و در نتیجه رشد بیشتر بنگاه است[۸].

عدم تقارن اطلاعات در سطح سهامداران را، به صورت مزیت اطلاعاتی برخی از سهامداران نسبت به دیگران در مبادله سهام تعریف می‌کنند؛ در صورت وجود عدم تقارن اطاعات در بازار، معامله‌گران ناآگاه به اندازه بازده اضافی که نصیب معامله‌گران آگاه شده، زیان می‌کنند و به همین دلیل زیان احتمالی ناشی از عدم تقارن اطلاعات (ریسک عدم تقارن اطلاعات) از جذابیّت بازار می‌کاهد. بازار سهام با توجه به گستردگی تعداد نمادهای معاملاتی در آن، یکی از بازارهایی که به شدت تحت تأثیر نامتقارن بودن اطلاعات بین سهامداران است. لذا رتبه‌بندی نمادهای معاملاتی در بورس براساس شاخص عدم تقارن اطلاعات از منظر سهامداران جهت اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری مناسب و از منظر نهاد ناظر جهت نظارت موثر بر بازار حائز اهمیت است. مسئله اصلی در این رتبه‌بندی، شاخص‌سازی صحیح عدم تقارن اطلاعات و برآورد صحیح مقدار شاخص با داده‌های واقعی است.

در ادبیات مالی شاخص‌سازی عدم تقارن اطلاعات بین سهامداران و معامله‌گران اوراق بهادار بر مبنای رفتار خرد آنها در بازار اوراق بهادار شکل یافته و متداول‌ترین شاخص معرفی شده در این

---

[3] Gilson, Healy, Noe & ,Palepu
[4] Krishnaswami & Subramaniam
[5] Market-to-book ratio of equity
[6] Market-to book ratio of assets
[7] Earnings to price ratio
[۸] برای مطالعه بیشتر در مورد معیارهای مختلف سنجش عدم تقارن اطلاعات به مقاله (Clarke & Shastri, 2001) رجوع کنید.

زمینه شاخص احتمال معاملات آگاهانه[9] (PIN) است. لوف و بومل[10] (۲۰۱۸) برای سنجش عدم تقارن اطلاعات سهامداران از شاخص ضریب تغییرات حجم معاملات[11] (VCV) استفاده می‌کنند. آنها نشان داده‌اند که شاخص VCV با برآورد شاخص PIN وابسته بوده و لذا به علت سهولت محاسبه آن را معیار مناسبی بجای شاخص PIN در سنجش عدم تقارن اطلاعات معرفی می‌نمایند[12].

با توجه به اهمیت برآورد صحیح مقدار شاخص PIN در رتبه‌بندی نمادها، الگوریتم‌های مختلفی در تخمین این شاخص ارائه شده و ادبیات گسترده‌ای در این زمینه وجود دارد که از آن جمله می‌توان به الگوریتم جستجوی شبکه‌ای یان و ژانگ[13] (۲۰۱۲) (YZ)، الگوریتم خوشه‌بندی زنجیره‌ای سلسله مراتبی گان و همکاران[14] (۲۰۱۵) (GAN) و الگوریتم ارسان و آلیشی[15](۲۰۱۶) (EA) اشاره کرد. کلیک و تنیک[16] (۲۰۱۶) الگوریتم‌های مختلف YZ و EA و GAN را باهم مقایسه نموده و نشان داده‌اند که سرعت محاسبات و کارایی برآورد پارامترهای مدل PIN با الگوریتم EA بیشتر از سایر الگوریتم‌ها است.

هدف این پژوهش برآورد شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات سهامداران در خرید و فروش نمادهای فعال شرکت‌های بیمه در بورس (آسیا۱، البرز۱، دانا۱، ملت۱، ما۱، پارسیان۱، ملتح۱ و پارسیانح۱) برمبنای مدل PIN است. پارامترهای مدل PIN در اینجا با الگوریتم ارسان و آلیشی (EA) برای هر روز معاملاتی از ۱۳۹۴/۱/۱ تا ۱۳۹۵/۱۲/۲۹ محاسبه می‌شود. علت استفاده از این الگوریتم سرعت و کارایی نسبی آن نسبت به الگوریتم‌های GAN و YZ است. هدف دیگر آزمون یکسان بودن شاخص عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های بیمه است و بررسی اینکه تعطیلات تقویمی، تغییرات فصلی و روزهای هفته، آیا بر سطح شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات تأثیر معنی‌دارد یا خیر؟ و در پایان رتبه‌بندی شرکت‌های بیمه براساس شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات است. تحقیق

---

[9] Probability of Informed Trading

[10] Lof, M., & Bommel, van

[11] Volume Coefficient of Variation (VCV)

[12] شاخص ضریب تغییرات حجم معاملات (VCV)، میزان پراکندگی توزیع غیریکنواخت معاملات را در یک دوره معین نشان می‌دهد و در استفاده از این شاخص برای سنجش عدم تقارن اطلاعات، به طور ضمنی فرض می‌شود که منشاء توزیع غیریکنواخت معاملات فقط ناشی از عدم تقارن اطلاعات معامله‌گران است در حالیکه انتشار خبر جدید در بازار ممکن است باعث عدم توزیع غیریکنواخت معاملات گردد. در مدل شاخص PIN، احتمال وقوع خبرجدید، خبر خوب (بد) و احتمال معاملات آگاهانه به همراه سایر پارامترهای مدل برآورد شده و به همین دلیل در سنجش عدم تقارن اطلاعات شاخص PIN به شاخص VCV ترجیح داده می‌شود.

[13] Yan & Zhang

[14] Gan, Wei, & Johnstone (2015)

[15] Ersan & Alıcı, 2016

[16] Duygu Çelik and Murat Tiniç

حاضر برمبنای هدف آن از نوع کاربردی و برمبنای ماهیت و روش تحقیق از نوع تجربی و علّی بوده و گردآوری اطلاعات آن به روش کتابخانه‌ای انجام یافته است. ادامه ساختار مقاله به صورت پیشینه، روش تحقیق، یافته‌های تحقیق و نتیجه‌گیری و جمع‌بندی سازماندهی‌شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

به طور کلی محتوای مطالعات انجام یافته در زمینه عدم تقارن اطلاعات شامل موارد زیر است: ۱- تبیین مفهوم عدم تقارن اطلاعات، ۲- سنجش و اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات که با شاخص‌سازی انجام می‌شود و ۳- کاربردهای عدم تقارن اطلاعات از جمله بررسی اینکه تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر تصمیمات مالی فعالان بازار و اثرات متقابل عدم تقارن اطلاعات با متغییرهای مانند بازده، تلاطم بازده و حجم معاملات و نقدشوندگی سرمایه چگونه است.

مفهوم عدم تقارن اطلاعات اولین بار توسط اکرلف[۱۷] (۱۹۷۸) در بازار خرید و فروش اتومبیل بیان شده و بعدها توسط اسپنس[۱۸] (۱۹۷۸) و روتچیلد و استیگلیتز[۱۹] (۱۹۷۸) گسترش یافته است. عدم تقارن اطلاعات بین فعالان بازار را می‌توان با طراحی مکانیسم‌هایی و تنظیم بهینه قراردادها بین طرفین معامله تاحدی کاهش داد؛ به عنوان مثال مکانیزم گارانتی کالاها، (به اندازه مدت گارانتی) به خریداران فرصت دستیابی به سطحی از اطلاعات که فروشندگان کالاها در زمان فروش داشته‌اند را می‌دهد (آرونن[۲۰] ۲۰۰۳)؛ علاوه براین کیفیّت افشای اطلاعات مالی و گزارشگری نقش موثری در کاهش سطح عدم تقارن اطلاعات بین فعالان بازار سهام (Brown & Hillegeist, 2007).

سنجش عدم تقارن اطلاعات با شاخص‌سازی و برآورد مقدار شاخص با داده‌های واقعی امکان‌پذیر است؛ شاخص احتمال معاملات آگاهانه (PIN) یکی از متداول‌ترین شاخص‌های مورد استفاده در این زمینه بوده که توسط ایزلی و همکاران در سال (۱۹۹۶) معرفی شده و بعدها توسعه یافتهو نسخه‌های مختلفی از آن مانند VPIN[۲۱] توسط آلیشی و همکاران (۲۰۱۲)، DPIN[۲۲] توسط

---

17 Akerlof (1978)
18 Spence (1978)
19 Rothschild, M., & Stiglitz, J. (1978)
20 Auronen, L. (2003, May)
21 Volume-synchronized probability of informed trading (VPIN)
22 Dynamic intraday version of PIN (DPIN)

چانگ و همکاران[۲۳] (۲۰۱۴) و TR-VPIN[۲۴] توسط پاپاریزوس و همکاران[۲۵] (۲۰۱۶) ارائه شده است.

شیوه‌های برآورد و محاسبه شاخص PIN نیز مورد توجه پژوهش‌گران بوده و براین اساس لین و ک[۲۶] (۲۰۱۱) عوامل ایجاد کننده خطا در بهینه‌سازی تابع درستنمایی مدل تخمین شاخص PIN را شناسایی نموده و نشان داده‌اند که اقلام بسیار بزرگ یا بسیار کوچک[۲۷] مظنه‌های خرید و فروش علت اصلی بروز خطا در تخمین شاخص است. کلیک و تنیک (۲۰۱۶) الگوریتم‌های مختلف YZ و EA و GAN در برآورد شاخص PIN را باهم مقایسه نموده و ایرادات اساسی هر یک از شیوه‌های ایزلی و همکاران[۲۸] (۲۰۱۰) (EHO) و لین و ک (۲۰۱۱) (LK) در تجزیه تابع درستنمایی مدل تخمین شاخص PIN را تبیین نموده است. شایان ذکر است که خوشه‌بندی داده‌ها اساس سه الگوریتم مذکور بوده و لذا در کار با مجموعه داده‌های بزرگ انعطاف بیشتری دارند. علاوه بر مطالعات فوق، نیهلم[۲۹] (۲۰۰۲)، بوهمر و همکاران[۳۰] (۲۰۰۷)، یان و ژانگ (۲۰۱۲)، پچی و همکاران[۳۱] (۲۰۱۶) و گان و همکاران[۳۲] (۲۰۱۷)، نیز موضوع برآورد شاخص عدم تقارن اطلاعات مبتنی بر معیار PIN را مورد توجه قرار داده‌اند.

مطالعات انجام یافته از منظر کاربردی نیز متعدد بود و در آنها ارتباط و تأثیر متقابل عدم تقارن اطلاعات با متغیرهای بازده سهام، تلاطم بازده سهام و نقدشوندگی بازار و غیره مورد توجه قرار گرفته است. به عنوان مثال کاریماپاسو و پایاردینی[۳۳] (۲۰۱۱) ارتباط بین تلاطم بازار اوراق بهادار را با عدم تقارن اطلاعات و سانکروسمی و همکاران[۳۴] (۲۰۱۳) تأثیر گزارشگری شرکت‌ها بر کاهش عدم تقارن اطلاعات سهامداران، آلیشی و همکاران[۳۵] (۲۰۰۲) و چن و زو[۳۶] (۲۰۱۲) و چانگ و همکاران (۲۰۱۴)

23 Chang, Chang & ,Wang
24 Transaction-signed version of VPIN (TR-VPIN)
25 Paparizos, Dimitriou, Kenourgios & ,Simos
26 Lin, H.W.W. and Ke, W.C., 2011
27 Overflow or Underflow
28 Easley, Hvidkjaer & ,O'Hara, 2010
29 Nyholm, 2002
30 Boehmer, Grammig & ,Theissen, 2007
31 Petchey, Wee & ,Yang, 2016
32 Gan, Wei & ,Johnstone, 2017
33 Krishnaswami, S., & Subramaniam, V. (1999)
34 Sankaraguruswamy, S., Shen, J., & Yamada, T. (2013)
35 Easley, Hvidkjaer & ,O'Hara (2000)
36 Chen & Zhao, 2012

و خان و نام[۳۷] (۲۰۱۵) تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر تغییرات بازده سهام و هوانگ و همکاران[۳۸] (۲۰۱۳) تأثیر عدم تقارن اطلاعات بر هزینه سرمایه را بررسی نموده‌اند.

در زمینه سنجش عدم تقارن اطلاعات بازار سهام مبتنی بر معیار PIN و تأثیر آن بر بازده و تلاطم سهام چند مطالعه در داخل کشور انجام یافته که در اینجا به آنها اشاره شده است: کردی تمندانی (۱۳۹۶)، شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را به صورت روزانه براساس معیار PIN و با استفاده از داده‌های لحظه‌ای مظنه‌های خرید و فروش سهام در سال ۱۳۹۴ برآورد نموده و سپس شرکت‌های بورس را براساس شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات رتبه‌بندی کرده است. ۸ شرکت برتر بورس عبارتند از: سیمان اصفهان، سیمان ایلام، سیمان صوفیان، سالمین، شهد ایران، گروه صنعتی ملی، معدنی دماوند و پالایش نفت اصفهان که شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات برای انجام معاملات نمادهای این شرکت‌ها در بورس صفر برآورد شده است.

کردی تمندانی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر ریسک عدم تقارن اطلاعات برآورد شده مبتنی بر معیار PIN بر بازده سهام و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نظر به همبستگی نامتقارن بین بازده سهام و حجم معاملات در بورس (شهیکی تاش، میرباقری جم ۱۳۹۴)، کردی تمندانی برای بررسی رابطه متقابل بازده سهام وحجم معاملات با لحاظ تلاطم آنها و تأثیر شاخص PIN به عنوان متغیر برونزا بر بازده سهام و حجم معاملات در بورس از مدل DCC-GARCH استفاده نموده و نشان داده که تأثیر ریسک عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و تلاطم بازده سهام معنی‌دار است.

شمس الدینی و همکاران (۱۳۹۶) براساس معیار PIN ضریب عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی را برای سال‌های ۹۴-۱۳۸۷ با استفاده از داده‌های روزانه بیشترین و کمترین قیمت معامله سهام برآورد کرده و نشان داده‌اند که شاخص عدم تقارن اطلاعات با گذر زمان در شرکت‌های مورد بررسی کاهش یافته به صورتی که سطح عدم تقارن اطلاعات از بیشترین مقدار میانگین آن در سال ۱۳۸۸ از ۸۴٪ به کمترین مقدار آن در سال ۱۳۹۴ یعنی تقریبا ۳۵٪ رسیده است.

---

[37] Kang & Nam, 2015

[38] Hwang, Lee, Lim & ,Park, 2013

با توجه به نوع داده‌های مورد استفاده و شیوه‌های برآورد شاخص PIN، اشکالات عدیده‌ای بر نتایج برآورد شده شاخص عدم تقارن اطلاعات نمادهای معاملاتی در مطالعات داخلی وارد است؛ از جمله اینکه، بیشترین و کمترین قیمت معامله سهام ممکن است صرفا توسط معامله‌گران ناآگاه در خرید و فروش آنلاین سهام پیشنهاد و در تابلو بازار ثبت شده باشد و لذا توزیع احتمال داده‌های بیشترین و کمترین قیمت معامله انعکاس واقعی از جریان روزانه اطلاعات در بازار نباشد. همچنین جریان اطلاعات مالی نمادهای معاملاتی در بازار لحظه‌ای است و استفاده از داده‌های روزانه برآوردهای غیرواقعی از شاخص عدم تقارن اطلاعات خواهد داد. اگرچه در مطالعات کردی تمندانی (۱۳۹۵) و کردی تمندانی (۱۳۹۶) از داده‌های لحظه‌ای استفاده شده ولی شیوه محاسبه شاخص PIN در این مطالعات بر طبقه‌بندی ساده داده‌های مظنه‌های (قیمت) پیشنهادی لحظه‌ای خرید (Ask) و فروش (Bid) استوار یافته است و گاها به علت وجود اقلام بزرگ و کوچک در مظنه‌های پیشنهادی و ایجاد خطا در بهینه‌سازی تابع درستنمایی مدل، محاسبه شاخص PIN امکان‌پذیر نیست. به همین دلیل با وجود اینکه تعداد روزهای معاملاتی ثبت شده به عنوان مثال برای نماد آسیا۱ در سال ۱۳۹۳ برابر ۲۲۰ روز بوده ولی شاخص PIN در مطالعه کردی تمندانی فقط برای ۶۲ روز معاملاتی برآورد شده و برای ۱۵۸ روز دیگر خطا رخ داده است. طبقه‌بندی ساده مظنه‌های پیشنهادی به این صورت که ابتدا داده‌های مظنه‌های خرید و فروش همانند جدول زیر براساس جهت و اندازه تغییرات آنها در ردیف‌های مظنه‌های آغاز-خرید[۳۹]، مظنه‌های آغاز-فروش[۴۰] و مظنه‌های ثبت شده بدون-معامله[۴۱] طبقه‌بندی شده، سپس براساس تعداد مشاهدات ردیف‌ها، نسبت معامله‌گران آگاه به مجموع کل معامله‌گران (آگاه و ناآگاه) به عنوان احتمال معاملات آگاهانه برآورد می‌شود؛ شایان ذکر است که تعداد معامله‌گران آگاه از مجموع مشاهدات ردیف‌های آغاز-خرید و آغاز-فروش حاصل می‌شود و مجموع مشاهدات ردیف بدون معامله در جدول نیز بیانگر تعداد معامله‌گران ناآگاه است[۴۲].

[39] Buy-initiated trades
[40] Sell-initiated trades
[41] No-trades
[۴۲] برای توضیحات اضافی رجوع کنید به (READY, 1991 & LEE)

جدول(۱): ساختار طبقه‌بندی ساده داده‌های مظنه‌های خرید و فروش

	مظنه‌های خرید (Pb) – مظنه‌های فروش (Ps)		
آغاز – خرید (Buy-initiated)	افزایش – افزایش	اندازه افزایش > اندازه کاهش	اندازه کاهش < اندازه افزایش
آغاز – فروش (Sell-initiated)	کاهش – کاهش	اندازه افزایش < اندازه کاهش	اندازه کاهش > اندازه افزایش
بدون معامله (No-trade)	بدون تغییر – بدون تغییر	اندازه افزایش = اندازه کاهش	اندازه کاهش = اندازه افزایش

(ماخذ: یافته‌های محقق)

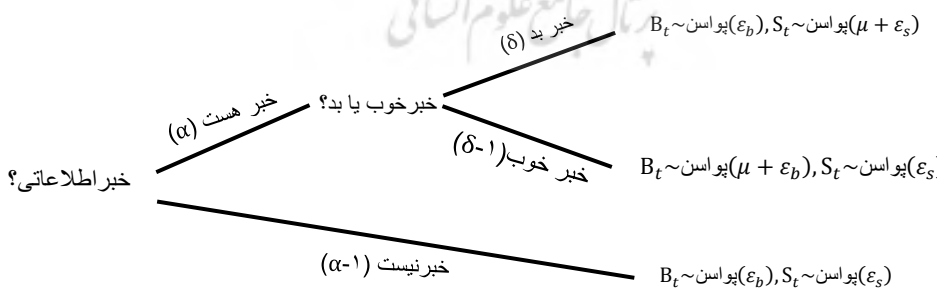
۳- روش تحقیق

۳-۱- معرفی مدل تخمین شاخص احتمال معاملات آگاهانه (PIN)

برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات معیارهای گوناگونی وجود دارد، در اینجا جهت اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعات از معیار یا شاخص احتمال معاملات آگاهانه استفاده می‌شود. در پژوهش‌ها مدل تخمین این شاخص به مدل PIN معروف است. مقدار شاخص احتمال معاملات آگاهانه هر نماد معاملاتی به همراه سایر پارامترهای مدل از طریق اطلاعات تراکنش‌های خرید و فروش سهام قابل برآورد است.

در مدل تخمین احتمال معاملات آگاهانه همانند شکل (۱)، هریک از سه رویداد زیر ممکن است در یک روز معاملاتی روی دهد: ۱- هیچ خبری در مورد سهام وجود ندارد $(\emptyset)$، ۲- خبر خوب وجود دارد (g) و ۳- خبر بد وجود دارد (b). احتمالات بی‌قید و شرط این رویدادها با فرمول‌های زیر نشان داده می‌شوند:

$\Pr(\emptyset) = (1-\alpha)$ ، $\Pr(g) = \alpha(1-\delta)$ و $\Pr(b) = \alpha\delta$، به ترتیب، که α احتمال رویداد اطلاعاتی در روز معاملاتی رخ داده است و δ احتمال اینکه رویداد اطلاعاتی خبر بد باشد.



شکل ۱- مدل معاملات آگاهانه (PIN)- ماخذ: گان و همکاران (۲۰۱۵)

معامله‌گران مطلع افرادی هستند که به محض کسب اطلاعات خصوصی از بازار آگاهانه اقدام به خرید و فروش سهام می‌نمایند. فرض می‌شود نرخ خرید و فروش معامله‌گران مطلع دارای توزیع پواسن بوده و متوسط آن طی دوره‌ای که رویداد خبری وجود داشته برابر با μ است؛ مقدار این نرخ طی دوره (روز) ثابت بوده و مقدار آن بستگی به نوع خبر (بد یا خوب بودن خبر) ندارد. در صورتی که در بازار رویداد خبری نباشد، صرفا معامله‌گران نامطلع در بازار خرید و فروش انجام می‌دهند، و فرض می‌شود که نرخ‌های خرید و فروش معامله‌گران نامطلع نیز دارای توزیع پواسن بوده و متوسط آنها به ترتیب برابر با ε_s و ε_b است که مقدار آن چه در بازار رویداد خبری باشد یا نباشد طی دوره ثابت است. احتمال غیرشرطی معاملات آگاهانه در یک روز معاملاتی (PIN) که به صورت نسبت معاملات آگاهانه به کل معاملات تعریف می‌شود از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu+\varepsilon_b+\varepsilon_s} \quad (۱)$$

رابطه بالا نشان می‌دهد که وقتی که احتمال وقوع رویداد خبری (α) افزایش یابد و یا معاملات آگاهانه انجام یافته (μ) طی دوره بیشتر شود، سطح عدم تقارن اطلاعات بین معامله‌گران افزایش می‌یابد، ولی با افزایش تمایل معامله‌گران به انجام معاملات ناآگاهانه (ε_b و ε_s) سطح عدم تقارن اطلاعات کاهش می‌یابد. زمانی شاخص PIN (احتمال معاملات آگاهانه) صفر است که خبر جدیدی اتفاق نیفتد (α=0)یا معامله‌گران از وقوع خبر جدید آگاه نشده باشد (μ=0)؛ اگر اطلاعات جدید به دست معامله‌گران برسد، α>0 باشد و اطلاعات داده‌شده باعث عدم‌تقارن شود، PIN مثبت است.

پارامترهای مجهول در رابطه (۱) و پارامتر δ باهم مجموعه $\theta = \{\delta, \alpha, \mu, \varepsilon_b, \varepsilon_s\}$ را تشکیل می‌دهند که عناصر این مجموعه با حداکثرسازی تابع درستنمایی حاصل از توزیع مشترک معاملات انجام یافته خرید (B) و فروش (S) طی یک دوره به صورت مراحل زیر قابل برآورد است:

- هر دوره به N بازه زمانی تجزیه شده و توزیع مشترک معاملات انجام یافته در هر یک از بازه‌های زمانی (مثلا یک روز) به صورت رابطه (۲) نوشته می‌شود[۴۳]. شایان ذکر است که در اینجا به طور ضمنی فرض می‌شود که تعداد معاملات در واحد زمان دارای توزیع پواسن بوده و فاصله زمانی معاملات دارای توزیع نمایی است[۴۴]:

---

[۴۳] اثبات رابطه (۲) در ضمیمه ارائه شده است جهت مطالعه بیشتر به صفحه ۳ مقاله Zagaglia, P. (2013) رجوع نمایید.

[۴۴] آزمون توزیع نمایی فاصله زمانی انجام معاملات (توزیع پواسن دفعات معاملات در واحد زمان) برای یک روز معین مثلا ۱۳۹۵/۱۱/۲۳ با استفاده از نرم افزار آماری EasyFit 5.5 انجام یافته و نتایج آن در ضمیمه تحقیق ارائه شده است. باتوجه به اینکه مقدار آماره کولموگروف-اسمیرنوف برآورد شده کمتر از مقدار بحرانی آن در سطح اطمینان ۹۹ درصد است لذا فرضیه H0 مبنی بر توزیع نمایی

$$f(\theta|B,S) = [\alpha.\delta.\varepsilon_b^B e^{-\varepsilon_b}.(\varepsilon_s+\mu)^S e^{-(\varepsilon_s+\mu)} + \alpha(1-\delta).(\varepsilon_b+\mu)^B e^{-(\varepsilon_b+\mu)}.\varepsilon_s^S e^{-\varepsilon_s} + (1-\alpha).\varepsilon_b^B e^{-\varepsilon_b}.\varepsilon_s^S e^{-\varepsilon_s}]/[B!\,S!] \quad (۲)$$

- باتوجه به مستقل بودن رویدادهای اطلاعاتی در هر یک از بازه‌های زمانی مختلف، لگاریتم تابع درستنمایی معاملات انجام یافته طی دوره به صورت مجموع لگاریتم تابع درستنمایی هر یک از بازه‌ها است.
- پارامترهای مجهول مجموعه θ با حداکثرسازی تابع درستنمایی معاملات انجام یافته طی دوره به دست می‌آید، یعنی: $\hat{\theta} = \arg Max \sum_{t=1}^{N} \log[f(\theta|B_t,S_t)]$

پس از برآورد پارامترهای مجهول مجموعه θ ، مقدار شاخص PIN از رابطه (۱) برآورد می‌شود.

۳-۲- مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی

جهت ارزیابی اثرات تقویمی و اثرات ثابت شرکتی بر احتمال معاملات آگاهانه، مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی با اثرات ثابت به صورت رابطه (۳) را درنظر بگیرید. فرض کنید که Y_i متغیر وابسته و X_i بردار متغیرهای مستقل که شامل T مشاهده برای شرکت i ام می‌باشد. در این مدل تفاوت‌های فردی یا گروهی را می‌توان در جمله ثابت α_i منعکس نمود. به عبارتی α_i بیانگر اثر تمامی عواملی است که به صورت مقطعی بر y_{it} تأثیر می‌گذارند، اما اثر این عوامل در طول زمان ثابت بوده و مقدار آن بایستی به همراه سایر پارامترهای مدل برآورد گردد.

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

α_i برای هر گروه، متفاوت است. به منظور برآورد α_i، برای هر گروه یک متغیر مجازی تعریف می‌شود. لذا با استفاده از متغیرهای مجازی می‌توان رابطه (۳) را به صورت زیر نوشت:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \cdots + \alpha_n D_n + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

به عنوان مثال D_1 برای گروه ۱ برابر ۱ و برای سایر گروه‌ها برابر صفر است. برای گروه دوم نیز $D_2 = 1$ و برای سایر گروه‌ها برابر صفر است. ضرایب در رابطه (۴) با حداقل نمودن مجموع مجذور خطاها، به دست آورد.

فاصله زمانی انجام معاملات برای همه نمادهای معاملاتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد پذیرفته می‌شود. شایان ذکر است که پارامترهای توزیع نمایی و پواسن نیز برآورد شده است. برای سایر روزهای معاملاتی نیز این آزمون قابل انجام است ولی به دلیل محدودیت صفحات مقاله از آوردن نتایج همه روزها صرف نظر شده است.

شایان ذکر است که یکی از فروض مهم مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی مربوط به همبستگی اثرات فردی با متغیرهای توضیحی است. در مدل اثرات ثابت همبستگی وجود دارد ولی در مدل اثرات تصادفی همبستگی وجود ندارد. در اینجا از آزمون هاسمن در تشخیص وجود اثرات تصادفی استفاده می‌شود. جهت آزمون معنادار بودن اثرات ثابت (ضریب α_i) نیز از نسبت t استفاده می‌شود[۴۵].

٤- یافته‌های تحقیق

٤-١- اطلاعات و داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در تحقیق شامل مظنه‌های خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران است که به صورت لحظه‌ای (میلی ثانیه‌ای) ثبت می‌شود و از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران قابل دستیابی است. حجم فایل اطلاعات مظنه‌های خرید و فروش همه نمادهای معاملاتی در بورس برای سال‌های ۹۴-۹۵ در حدود ۱۱/۳ گیگ است، لذا به علت حجم زیاد اطلاعات، برای استخراج و فراخوانی داده‌های مربوط به نمادهای مورد مطالعه در تحقیق از نرم افزار بانک‌های اطلاعاتی SQL.Server.2012 استفاده شده است؛ در مرحله بعد اطلاعات فراخوانی شده به محیط نرم افزار R وارد شده و با برنامه نویسی در این محیط و استفاده از بسته‌ی محاسباتی InfoTrad محاسبات پارامترهای مدل تخمین شاخص PIN انجام یافته است. داده‌های مظنه‌های برتر اول حجم پیشنهادی خرید (QB1) و فروش (QS1) جهت برآورد پارامترهای مدل استفاده شده است[۴۶].

٤-٢- تخمین پارامترهای مدل PIN

پارامترهای مدل تخمین شاخص PIN برای هر روز معاملاتی از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا پایان سال ۱۳۹۵ محاسبه شده و نتایج آن در جداول (۲) تا (۷) و نمودار (۱) خلاصه شده است.

جدول‌های (۲) و (۳) توزیع فراوانی مقدار برآورد احتمال معاملات آگاهانه را به ترتیب در سال‌های ۹۴ و ۹۵ نشان می‌دهد. در سال ۱۳۹۴ مقدار برآورد احتمال معاملات آگاهانه برای نماد آسیا۱ در ۱۸۹ روز از ۱۹۹ روز معاملاتی برابر صفر بوده است؛ به عبارتی عدم تقارن اطلاعات بین سهامداران برای مبادله نماد آسیا۱ در ۱۸۹ روز از ۱۹۹ روز ۱۰۰ درصد بوده است؛ مبادله نماد البرز۱ در سال ۱۳۹۴ در ۲۰۵ روز از ۲۲۰ روز معاملاتی با وضعیت عدم تقارن اطلاعات کامل بین سهامدارن انجام

[۴۵] برای مطالعه بیشتر در این زمینه به کتاب اقتصادسنجی پیشرفته علی سوری صفحه ۱۱۲۸ مراجعه شود.

[۴۶] نمونه‌ای از تصویر فراخوانی داده‌های مظنه‌های برتر در ضمیمه ارائه شده است.

یافته است و در ۱۲ روز برآورد مقدار احتمال معاملات آگاهانه کمتر از ۰/۱ بوده است؛ به همین ترتیب نتایج برای سایر نمادها قابل بیان است؛ پارسیانح۱ در سال ۱۳۹۴ مبادله نشده و لذا ستون مربوطه در جدول (۲) خالی است. اگر معیار رتبه‌بندی نمادهای معاملاتی را نسبت روزهای که مبادله با وضعیت عدم تقارن اطلاعات کامل صورت یافته به تعداد کل روزهای معاملاتی در نظر بگیرم، آنگاه این نسبت برای نمادهای دانا۱ و البرز۱ کمتر از بقیه نمادها بوده و لذا براین اساس شرکت‌های بیمه دانا و بیمه البرز به ترتیب رتبه‌های اول و دوم را از منظر سطح تقارن اطلاعات سهامداران به خود اختصاص داده‌اند. مقایسه فراوانی هر یک از نمادها ردیف به ردیف در جدول (۲) و (۳) حاکی از کاهش سطح عدم تقارن اطلاعات سهامداران در سال ۱۳۹۵ نسبت به ۱۳۹۴ است؛ به عنوان مثال فراوانی روزهای مبادله نماد بیمه آسیا با وضعیت عدم تقارن اطلاعات کامل در سال ۱۳۹۵ به ۱۶ روز کاهش یافته است و در ۱۰ روز از ۱۳۹ روز مبادله این نماد با سطح احتمال بیش از ۸۰ درصد آگاهانه بوده است.

جدول(۲): توزیع فراوانی مقدار برآورد احتمال معاملات آگاهانه در سال ۱۳۹۴

PIN-1394	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	ما۱	پارسیان۱	ملتح۱
۰	۱۸۹	۲۰۵	۲۰۳	۱۵۰	۱۳۵	۱۶۳	۲۷
۰-۰.۱	۸	۱۲	۹	۵	۷	۷	۱
۰.۱-۰.۲	۰	۱	۱	۰	۰	۰	۰
۰.۲-۰.۳	۱	۱	۳	۰	۱	۰	۰
۰.۳-۰.۴	۱	۱	۲	۱	۰	۰	۰
۰.۴-۰.۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰.۵-۰.۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰.۶-۰.۷	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰.۷-۰.۸	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰.۸-۰.۹	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۰.۹-۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
مجموع تعداد روزهای معاملاتی	۱۹۹	۲۲۰	۲۱۸	۱۵۶	۱۴۳	۱۷۰	۲۸

جدول(۳): توزیع فراوانی مقدار برآورد احتمال معاملات آگاهانه در سال ۱۳۹۵

PIN-1395	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	ما۱	پارسیان۱	ملتح۱	پارسیانح۱
۰	۱۶	۳۲	۲۱	۳۴	۳۱	۲۲	۵	۴
۰-۰.۱	۷۴	۷۴	۶۵	۶۳	۶۶	۶۶	۱۴	۱۰
۰.۱-۰.۲	۱۶	۱۲	۱۰	۱۱	۱۵	۱۴	۳	۳
۰.۲-۰.۳	۷	۹	۴	۱۱	۸	۷	۰	۲
۰.۳-۰.۴	۶	۶	۲	۳	۸	۶	۰	۱
۰.۴-۰.۵	۵	۶	۳	۸	۴	۶	۰	۲
۰.۵-۰.۶	۲	۳	۵	۵	۱	۶	۰	۰
۰.۶-۰.۷	۳	۶	۰	۲	۱	۲	۲	۶
۰.۷-۰.۸	۰	۳	۴	۳	۲	۵	۱	۱
۰.۸-۰.۹	۵	۱	۵	۳	۴	۳	۱	۰
۰.۹-۱	۵	۲	۳	۵	۲	۲	۰	۱
جمع	۱۳۹	۱۵۴	۱۲۲	۱۴۸	۱۴۲	۱۳۹	۲۶	۳۰

جدول‌های (۴) و (۵) متوسط پارامترهای برآورد شده مدل PIN را در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. ارقام این جداول میانگین ساده پارامترهای برآورد شده روزانه در سال‌های مذکور است و مقایسه نتایج آنها نشان می‌دهد که احتمال وقوع خبرهای جدید و خبرهای خوب مربوط به شرکت‌های بیمه در بورس در سال ۱۳۹۴ بیشتر از سال ۱۳۹۵ بوده است.

جدول(۴): متوسط پارامترهای مدل PIN در شرکت‌های بیمه سال ۱۳۹۴

نماد معاملاتی	احتمال وقوع خبر جدید (Alph)	احتمال وقوع خبر خوب(Delt)	نرخ خریدوفروش آگاهانه (Miu)	نرخ خرید ناآگاهانه (Epsi_b)	نرخ فروش ناآگاهانه (Epsi_s)	احتمال معاملات آگاهانه(PIN)	شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات (1-PIN)	تعداد روزهای معاملاتی
آسیا۱	۰.۹۳۶۵	۰.۹۷۳۳	۶۸.۷	۰.۰۰۰۰	۳۶۷۷۳	۰.۰۰۳۳	۰.۹۹۶۷	۱۹۹
البرز۱	۰.۹۲۹۷	۰.۹۷۲۹	۲۰۸.۱	۰.۰۰۰۰	۲۳۱۴۱	۰.۰۰۳۸	۰.۹۹۶۲	۲۲۰
دانا۱	۰.۹۴۸۸	۰.۹۷۸۸	۳۴۱.۷	۰.۰۰۰۰	۶۸۱۱۰	۰.۰۰۸۱	۰.۹۹۱۹	۲۱۸
ملت۱	۰.۸۷۹۵	۰.۹۲۶۴	۲۳.۴	۰.۰۰۰۰	۳۴۰۷۹	۰.۰۰۲۰	۰.۹۹۸۰	۱۵۶
ما۱	۰.۹۱۳۱	۰.۹۶۲۰	۳۶.۱	۰.۰۰۰۰	۱۸۵۸۲	۰.۰۰۲۵	۰.۹۹۷۵	۱۴۳
پارسیان۱	۰.۸۸۰۹	۰.۹۰۰۹	۵.۵	۰.۰۰۰۰	۱۰۵۶۲	۰.۰۰۰۵	۰.۹۹۹۵	۱۷۰
ملتح۱	۰.۸۸۹۳	۰.۸۶۷۷	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۹۴۸۸۰	۰.۰۰۰۰	۱.۰۰۰۰	۲۸
پارسیانح۱	–	–	–	–	–	–	–	۰

جدول (۵): متوسط پارامترهای مدل **PIN** در شرکت‌های بیمه سال ۱۳۹۵

نماد معاملاتی	احتمال وقوع خبر جدید (Alph)	احتمال وقوع خبر خوب(Delt)	رخ خریدوفروش آگاهانه (Miu)	رخ خرید ناآگاهانه (Epsi_b)	رخ فروش ناآگاهانه (Epsi_s)	احتمال معاملات آگاهانه(PIN)	شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات (1-PIN)	داد روزهای معاملاتی
آسیا۱	.۰۸۰۲	.۷۲۰۷	.۰	.۰۰۰۰		.۱۶۱۶	.۸۳۸۴	۳۹
البرز۱	۰.۰۸۲۸	۰.۶۵۳۷	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۱۴۱۹	۰.۸۵۸۱	۱۵۴
دانا۱	۰.۱۰۹۷	۰.۶۷۳۴	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۱۶۰۵	۰.۸۳۹۵	۱۲۲
ملت۱	۰.۱۰۴۰	۰.۶۶۱۰	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۱۶۷۴	۰.۸۳۲۶	۱۴۸
ما۱	۰.۰۹۴۰	۰.۷۱۳۸	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۱۳۷۱	۰.۸۶۲۹	۱۴۲
پارسیان۱	۰.۱۱۹۰	۰.۷۰۶۸	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۱۶۹۰	۰.۸۳۱۰	۱۳۹
ملتح۱	۰.۱۰۵۱	۰.۶۴۵۴	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۱۴۶۱	۰.۸۵۳۹	۲۶
پارسیانح۱	۰.۲۶۴۱	۰.۷۴۴۱	۰.۰	۰.۰۰۰۰	۰	۰.۲۷۵۰	۰.۷۲۵۰	۳۰

میانگین ساده پارامترهای برآورد شده روزانه مدل PIN برای هر یک از روزهای هفته شنبه تا چهارشنبه، ماه‌ها و فصل‌ها در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ محاسبه شده و نتایج آن در جدول‌های (۶) تا (۹) برای شاخص احتمال معاملات آگاهانه ارائه شده است. به عنوان مثال ۶۴ روز از ۳۳۸ روزمعاملاتی نماد آسیا۱ طی دو سال در روز شنبه بوده و میانگین مقدار شاخص در این ۶۴ روز برابر با ۰/۰۷۷۱ شده است (جدول ۶). علاوه براین با تحلیل واریانس دو عاملی[47] (ANOVA) ارقام و نتایج مندرج در این جداول، آزمون فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات مبادله سهام شرکت‌های بیمه در حالت‌های زیر انجام یافته و نتایج آن در جدول (۱۰) ارائه شده است:

۱- فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های بیمه در روزهای هفته.
۲- فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های بیمه در ماه‌های مختلف.
۳- فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های بیمه در فصول مختلف.
۴- فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های بیمه در دو سال ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵.

[47] Analysis of variance

دلیل استفاده از روش تحلیل واریانس دو عاملی، آزمون فرضیه یکسان نبودن شاخص احتمال معاملات آگاهانه و شناسایی عامل تغییر شاخص در مبادله نمادهای شرکت‌های بیمه است. نتایج نشان می‌دهد که: بین متوسط مقادیر برآورد شده احتمال معاملات آگاهانه شرکت‌های بیمه در روزهای مختلف هفته تفاوت معنی‌دار وجود داشته و منشاء این تفاوت، عامل شرکت‌های بیمه است؛ لذا فرضیه ۱ در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود؛ همچنان که در نمودار (۱) به تصویر کشیده شده، احتمال معاملات آگاهانه نماد «پارسیانح۱» تفاوت معنی‌دار با دیگر نمادها دارد. متوسط مقادیر برآورد شده احتمال معاملات آگاهانه هر یک از نمادهای شرکت‌های بیمه تفاوت معنی‌داری با یگدیگر در ماه‌ها، فصول و سال‌های مختلف نداشته است. منشاء تفاوت شاخص PIN در هریک از جداول (۷) تا (۹) به ترتیب ناشی از عامل تغییر ماه، فصل و سال است. به عبارتی دیگر در یک ماه مشخص تفاوت معنی‌داری بین متوسط شاخص PIN شرکت‌های بیمه وجود نداشته است. به همین ترتیب تفاوت معنی‌داری بین شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های بیمه در یک سال مشخص یا در یک فصل مشخص وجود نداشته ولی تغییر ماه، فصل و سال باعث تغییر شاخص شده لذا فرضیه‌های ۲ و ۳ و ۴ در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شوند.

جدول (۶): متوسط شاخص PIN در روزهای هفته طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۴

روزهای هفته	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	ما۱	پارسیان۱	ملتح۱	پارسیانح۱	صنعت
شنبه	۰.۰۷۷۱	۰.۰۴۸۵	۰.۰۳۹۸	۰.۰۹۳۱	۰.۰۵۴۲	۰.۰۶۱۷	۰.۰۵۸۵	۰.۵۰۴۱	۰.۰۷۷۷
یکشنبه	۰.۰۳۴۳	۰.۰۷۴۲	۰.۰۵۷۸	۰.۰۵۴۶	۰.۱۰۹۲	۰.۰۷۶۶	۰.۰۹۱۹	۰.۴۷۳۲	۰.۰۸۹۴
دوشنبه	۰.۰۷۹۳	۰.۰۵۰۳	۰.۰۳۵۹	۰.۰۴۵۳	۰.۰۵۳۰	۰.۰۳۹۶	۰.۰۱۹۱	۰.۱۱۴۰	۰.۰۶۴۸
سه شنبه	۰.۰۷۹۲	۰.۰۸۲۲	۰.۱۱۱۳	۰.۱۱۹۲	۰.۰۶۰۴	۰.۰۸۸۸	۰.۰۸۱۴	۰.۰۶۱۳	۰.۰۹۶۹
چهارشنبه	۰.۰۷۱۱	۰.۰۴۵۱	۰.۰۶۴۸	۰.۰۹۹۲	۰.۰۶۶۹	۰.۱۲۰۱	۰.۰۹۰۲	۰.۰۹۶۹	۰.۰۹۴۰

جدول (۷) : متوسط شاخص PIN در ماه‌های مختلف طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۴

ماه‌های سال	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	ما۱	پارسیان۱	ملتح۱	پارسیانح۱	صنعت
فروردین	۰.۲۲۷۶	۰.۱۱۲۱	۰.۰۱۵۱	۰.۱۳۱۰	۰.۲۱۵۸	۰.۲۰۶۵			۰.۱۴۴۶
اردیبهشت	۰.۰۵۳۲	۰.۰۸۱۱	۰.۱۰۰۵	۰.۱۶۹۹	۰.۰۳۰۵	۰.۰۳۸۸	۰.۱۷۸۰		۰.۰۸۳۴
خرداد	۰.۰۳۲۷	۰.۰۲۵۷	۰.۰۴۸۹	۰.۰۷۷۷	۰.۰۸۱۵	۰.۰۴۷۹	۰.۰۸۴۵		۰.۰۴۶۴
تیر	۰.۰۶۶۴	۰.۰۳۹۹	۰.۰۲۴۶	۰.۰۸۲۰	۰.۰۷۴۷	۰.۰۶۹۲			۰.۰۵۵۱
مرداد	۰.۰۷۳۶	۰.۰۵۷۱	۰.۰۷۷۹	۰.۰۰۴۲	۰.۰۶۵۰	۰.۰۱۷۶	۰.۰۰۰۰		۰.۰۸۵۴
شهریور	۰.۰۱۳۱	۰.۰۳۳۱	۰.۰۸۸۴	۰.۱۴۲۹	۰.۰۸۱۵	۰.۱۱۰۷	۰.۰۵۰۶		۰.۰۸۳۷
مهر	۰.۰۶۸۱	۰.۰۳۸۳	۰.۰۴۷۶	۰.۰۱۶۹	۰.۰۶۱۱	۰.۰۳۶۴	۰.۰۰۰۰		۰.۰۴۹۰
آبان	۰.۰۵۰۲	۰.۰۹۷۹	۰.۰۵۴۳	۰.۰۶۷۴	۰.۰۶۴۱	۰.۰۶۷۴			۰.۰۹۶۱
آذر	۰.۰۵۲۸	۰.۰۶۷۵	۰.۰۶۹۸	۰.۰۴۴۳	۰.۰۶۰۳	۰.۰۶۱۶	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۷۸۸
دی	۰.۰۹۴۴	۰.۰۹۱۴	۰.۰۳۰۶	۰.۰۸۶۰	۰.۰۱۹۹	۰.۱۲۲۲		۰.۲۰۵۲	۰.۰۹۴۷
بهمن	۰.۰۶۴۹	۰.۰۳۲۰	۰.۰۰۹۳	۰.۰۲۴۱	۰.۰۸۲۳	۰.۰۶۹۴		۰.۳۷۶۰	۰.۰۷۸۴
اسفند	۰.۱۰۲۵	۰.۰۵۱۶	۰.۱۷۲۰	۰.۱۶۳۷	۰.۰۵۱۰	۰.۰۴۱۱		۰.۱۷۴۷	۰.۱۲۷۳

جدول (۸): متوسط شاخص PIN در فصول مختلف طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۴

فصل	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	ما۱	پارسیان۱	ملتح۱	پارسیانح۱	صنعت
بهار	۰.۰۸۲۹	۰.۰۷۵۵	۰.۰۵۷۱	۰.۱۲۶۱	۰.۱۳۲۳	۰.۱۰۲۲	۰.۱۲۵۶		۰.۰۸۸۸
تابستان	۰.۰۴۸۹	۰.۰۴۳۵	۰.۰۶۴۸	۰.۰۷۶۸	۰.۰۷۴۱	۰.۰۶۸۸	۰.۰۲۶۳		۰.۰۷۵۱
پاییز	۰.۰۵۸۱	۰.۰۶۸۵	۰.۰۵۶۶	۰.۰۴۵۶	۰.۰۶۱۹	۰.۰۵۶۲	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۷۴۸
زمستان	۰.۰۸۶۰	۰.۰۵۶۰	۰.۰۷۲۱	۰.۰۹۲۸	۰.۰۴۹۳	۰.۰۸۳۱		۰.۲۸۴۵	۰.۰۹۹۷

جدول (۹): متوسط شاخص PIN در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵

سال	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	ما۱	پارسیان۱	ملتح۱	پارسیانح۱	صنعت
۱۳۹۴	۰.۰۰۳۳	۰.۰۰۳۸	۰.۰۰۸۱	۰.۰۰۲۰	۰.۰۰۲۵	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۳۳
۱۳۹۵	۰.۱۶۱۶	۰.۱۴۱۹	۰.۱۶۰۵	۰.۱۶۷۴	۰.۱۳۷۱	۰.۱۶۹۰	۰.۱۴۶۱	۰.۲۷۵۰	۰.۱۶۶۹
متوسط دوره	۰.۰۶۸۴	۰.۰۶۰۶	۰.۰۶۲۸	۰.۰۸۲۶	۰.۰۶۹۶	۰.۰۷۶۳	۰.۰۷۰۳	۰.۲۷۵۰	۰.۰۸۴۶

جدول (۱۰) : نتایج تحلیل واریانس آزمون فرضیه‌های یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه

۱-آزمون فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در روزهای هفته

منشاء تغییرات	مجموع انحرافات (SS)	درجه آزادی (df)	میانگین مجموع انحرافات(MS)	مقدار آماره F	P-val ue	مقدار بحرانی آماره F
عامل روزهای هفته	۰.۰۲۴۴	۴	۰.۰۰۶۱	۰.۹۱۱۴	۰.۴۷۰۹	۲.۷۱۴۱
عامل شرکت‌های بیمه	۰.۱۴۴۲	۷	۰.۰۲۰۶	۳.۰۸۰۹	۰.۰۱۵۵	۲.۳۵۹۳
خطا	۰.۱۸۷۲	۲۸	۰.۰۰۶۷			

نتیجه آزمون: فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در روزهای هفته در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و منشاء تغییر شاخص عامل شرکت‌های بیمه (اثرات ثابت شرکتی) است.

۲-آزمون فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در ماه‌های مختلف

منشاء تغییرات	مجموع انحرافات (SS)	درجه آزادی (df)	میانگین مجموع انحرافات(MS)	مقدار آماره F	P-val ue	مقدار بحرانی آماره F
عامل تغییر ماه	۰.۰۵۷۷	۱۱	۰.۰۰۵۲	۲.۹۸۲۳	۰.۰۰۳۶	۱.۹۶۷۵
عامل شرکت‌های بیمه	۰.۰۰۴۸	۵	۰.۰۰۱۰	۰.۵۴۷۴	۰.۷۳۹۵	۲.۳۸۲۸
خطا	۰.۰۹۶۸	۵۵	۰.۰۰۱۸			

نتیجه آزمون: فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در ماه‌های مختلف در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و منشاء تغییر شاخص عامل تغییر ماه است.

۳-آزمون فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در فصول مختلف

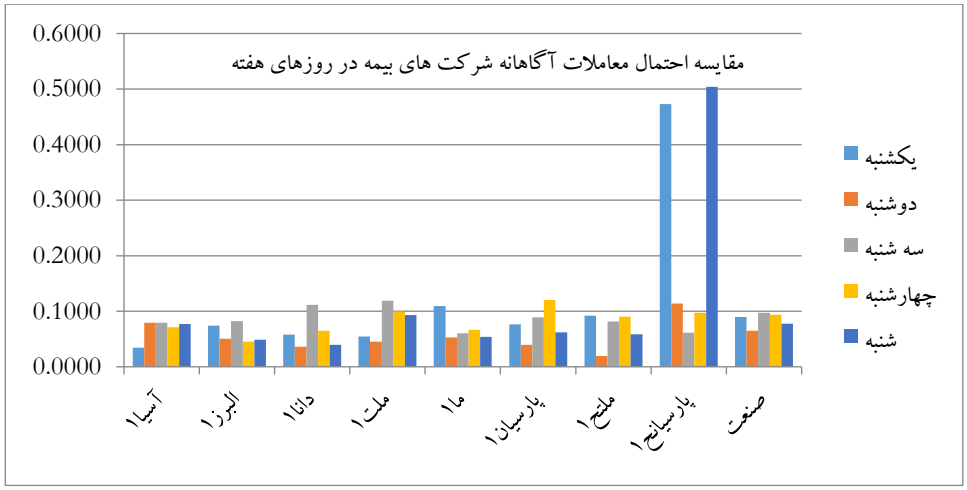
منشاء تغییرات	مجموع انحرافات (SS)	درجه آزادی (df)	میانگین مجموع انحرافات(MS)	مقدار آماره F	P-val ue	مقدار بحرانی آماره F
عامل تغییر فصل	۰.۰۰۵۲	۳	۰.۰۰۱۷	۵.۰۱۰۲	۰.۰۱۳۳	۳.۲۸۷۴
عامل شرکت‌های بیمه	۰.۰۰۱۹	۵	۰.۰۰۰۴	۱.۱۱۹۴	۰.۳۹۱۶	۲.۹۰۱۳
خطا	۰.۰۰۵۲	۱۵	۰.۰۰۰۳			

نتیجه آزمون: فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در فصول مختلف در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و منشاء تغییر شاخص، عامل تغییر فصل است.

۴-آزمون فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در سال‌های ۹۴ و ۹۵

منشاء تغییرات	مجموع انحرافات (SS)	درجه آزادی (df)	میانگین مجموع انحرافات(MS)	مقدار آماره F	P-val ue	مقدار بحرانی آماره F
عامل تغییر سال	۰.۰۸۰۸	۱	۰.۰۸۰۸	۹۴۹.۵۵۹۱	۰.۰۰۰۰	۵.۹۸۷۴
عامل موسسات بیمه	۰.۰۰۰۵	۶	۰.۰۰۰۱	۱.۰۳۳۷	۰.۴۸۴۵	۴.۲۸۳۹
خطا	۰.۰۰۰۵	۶	۰.۰۰۰۱			

نتیجه آزمون: فرضیه یکسان بودن شاخص ریسک عدم تقارن شرکت‌های بیمه در سال‌های ۹۴ و ۹۵ در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود و منشاء تغییر شاخص، عامل تغییر سال است.



نمودار (۱): مقایسه احتمال معاملات آگاهانه شرکت‌های بیمه در روزهای هفته

٤-۳- بررسی اثرات تقویمی و اثرات ثابت شرکتی

جهت بررسی اثرات ثابت شرکتی و اثرات تقویمی که شامل تغییرات سال، فصل، ماه و تعطیلات رسمی کشور است از مدل رگرسیون داده‌های تابلویی و متغیرهای مجازی[۴۸] استفاده شده و نتایج بررسی در جداول (۱۱) تا (۱۳) خلاصه شده است. برآورد مدل رگرسیون تحقیق[۴۹] پس از آزمون مانایی متغیرها و آزمون‌های تشخیص مدل انجام می‌شود. نتایج آزمون مانایی متغیرهای تحقیق به روش دیکی فولر[۵۰] (ADF) در جدول (۱۱) نشان میدهد که شاخص PIN همه نمادهای معاملاتی مورد بررسی در سطح مانا (پایا) هستند[۵۱].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۴۸] برای دوره مورد نظر مقدار متغیرمجازی ۱ و برای سایر دوره‌ها مقدار آن صفر منظور می‌شود.

[۴۹] معادله رگرسیون برآورد شده در اینجا به صورت زیر درنظر گرفته شده است که در آن اثر متغیرهای برونزا مانند متغیرهای مجازی شروع تعطیلات رسمی، شروع هفته کاری، متغیرهای مجازی ماه ها، فصل‌ها و سال‌ها به همراه متغیر کنترلی اندازه شرکت بر روی متغیر وابسته مدل (شاخص PIN) برآورد شده است. نسبت حق بیمه تولیدی شرکت به حق بیمه تولیدی در صنعت بیمه به عنوان متغیر کنترلی اندازه شرکت استفاده شده است. شایان ذکر است که به علت تشکیل ماتریس منفرد، متغییرهای مجازی فصل‌ها در تخمین مدل نهایی حذف شده‌اند.

PIN~D_sat+D_Wed+D_M1+D_M2+D_M3+D_M4+D_M5+D_M6+D_M7+D_M8+D_M9+D_M10+D_M11+D_M12+D_Q1+D_Q2+D_Q3+D_Q4+D_Y1+D_Y2+Size

[۵۰] Augmented-Dickey-Fuller Unit Root Test

[۵۱] شایان ذکر است که آزمون مانایی در اینجا فقط برای متغییر وابسته (شاخص PIN نمادهای معاملاتی) انجام شده است. مقادیر متغیر کنترلی هر نماد معاملاتی در هر سال ثابت بوده و مقادیر متغیرهای مجازی صفر و یک است لذا نیاز به آزمون مانایی ندارند. دیگر روش‌های آزمون مانایی عبارتند از: روش ERS (Elliott, Rothenberg and Stock)، روش KPSS، روش فلیپس و پرون (PP)، روش اسمیت و فلیپس (SP) و روش زیوت و اندرس (ZA).

جدول (۱۱): نتایج آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

شاخص PI N نماد معاملاتی	آسیا۱	البرز۱	دانا۱	ملت۱	پارسیان۱	ما۱	ملتح۱	پارسیانح۱
آماره آزمون(ADF)	-۸.۱۸۰۱	-۸.۵۶۱۸	-۷.۶۰۹۶	-۷.۸۴۱۴	-۷.۴۱۴۳	-۸.۳۱۳۳	-۳.۵۱۵۵	-۲.۰۴۲۷
مقدار بحرانی آماره آزمون در سطح ۵ ٪	-۱.۹۵	-۱.۹۵	-۱.۹۵	-۱.۹۵	-۱.۹۵	-۱.۹۵	-۱.۹۵	-۱.۹۵
نتیجه آزمون	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا	مانا

نتایج آزمون‌های تشخیص مدل رگرسیون در جدول (۱۲) ارائه شده است. فرضیه H0 در آزمون ضریب لاگرانژ (F لیمر) مبنی بر همگن بودن مقاطع در سطح اطمینان ۹۹٪ رد و درنتیجه فرضیه مخالف یعنی ناهمگن بودن مقاطع تایید می‌شود. به عبارتی الگوی صحیح تخمین ضرایب متغیرهای توضیحی مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی خواهد بود. آزمون تشخیص الگوی اثرات ثابت از الگوی اثرات تصادفی با آزمون هاسمن انجام یافته است. نتایج آزمون نشان دهنده وجود اثرات ثابت شرکتی در مدل برآورد شده است. نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و نرمال بودن توزیع پسماندها بیانگر همسانی واریانس و نرمال بودن توزیع پسماندهای مدل برآورد شده است.

جدول (۱۲): نتایج آزمون‌های تشخیص و تصریح صحیح مدل رگرسیون

نوع آزمون	آماره آزمون و (P_value)	فرضیه H0 و نتیجه
آزمون ضریب لاگرانژ (F لیمر)	F=4.0811 (0.0084)	رد فرضیه H0 مبنی برعدم وجود اثرات ثابت شرکتی.
آزمون هاسمن (Hausman Test)	Chisq.=20.0590 (0.0017)	رد فرضیه H0 مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی
آزمون واریانس ناهمسانی	LR=10.4673 (0.2063)	تایید فرضیه H0 مبنی بر همسانی واریانس پسماندها
آزمون نرمال بودن توزیع پسماندها (جارک-برا)	Jarque-Bera=195.555 (0.3212)	تایید فرضیه H0 مبنی بر نرمال بودن توزیع پسماندها

نتایج تخمین مدل رگرسیون در جدول (۱۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول ضرایب برآورد شده هیچ یک از متغیرهای مجازی مانند شروع تعطیلات رسمی و شروع هفته کاری در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار نبوده و در نتیجه فرضیه‌های تأثیر تعطیلات رسمی و تغییرات فصلی بر شاخص PIN پذیرفته نمی‌شود. ضریب متغیرهای مجازی ماه‌های خرداد، تیر، مرداد، مهر و بهمن در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار بوده و لذا فرضیه اثرات ماه‌های مذکور بر شاخص PIN مورد تایید واقع می‌شود. مقایسه اندازه ضرایب برآورد شده متغیرهای مجازی ماه‌ها نشان می‌دهد که تأثیر ماه‌های مذکور بر شاخص

PIN یکسان نبوده و شدت تأثیر بهمن ماه بیشتر از سایر ماه‌ها است[۵۲]. معنی‌دار بودن برآورد ضریب متغیر مجازی سال در مدل حاکی از اثر معنی‌دار تغییر سال بر احتمال معاملات آگاهانه مبادله سهام در بورس دارد؛ مثبت بودن ضریب متغیر مجازی سال ۱۳۹۵ بیانگر افزایش سطح شاخص PIN و در نتیجه کاهش سطح ریسک عدم تقارن اطلاعات فعالان بازار در سال ۱۳۹۵ نسبت به سال ۱۳۹۴ بوده است. معنی‌دار نبودن ضریب متغیر کنترلی اندازه شرکت در سطح اطمینان ۹۰٪ نشان می‌دهد که سهم حق بیمه تولیدی شرکت‌های بیمه در صنعت بیمه تأثیری بر سطح عدم تقارن اطلاعات معامله‌گران سهام این شرکت‌ها ندارد. با توجه به نتایج جدول (۱۳) مقدار آماره دوربین-واتسون حاکی از عدم وجود مشکل خودهمبستگی است. همچنین براساس آماره F، معادله رگرسیون در کل معنی‌دار است. ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰.۲۷۱۲ می‌باشد که نشان می‌دهد حدود ۲۷ درصد تغییرات متغیر وابسته قابل استناد به متغیرهای توضیحی می‌باشد و بقیه تغییرات متغیر وابسته ناشی از تغییرات سایر عوامل می‌باشد که در اینجا نادیده گرفته شده است.

جدول (۱۳): نتایج تخمین مدل رگرسیون تحقیق(بررسی وجود اثرات تقویمی و اثرات ثابت شرکتی)

متغیرهای توضیحی (مجازی و کنترلی)		ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره- t	P_value
عرض از مبدا	C	۰.۰۲۶۱	۰.۰۱۴۱	۱.۸۵۶۵	۰.۰۶۳۴
شروع تعطیلات	D_SAT?	-۰.۰۰۸۷	۰.۰۰۹۱	-۰.۹۶۰۷	۰.۳۳۶۷
پایان تعطیلات	D_WED?	-۰.۰۰۱۳	۰.۰۰۹۱	-۰.۱۴۷۵	۰.۸۸۲۷
فروردین	D_M1?	۰.۰۱۱۹	۰.۰۱۹۲	۰.۶۲۳۵	۰.۵۳۲۹
اردیبهشت	D_M2?	-۰.۰۰۶۶	۰.۰۱۸۲	-۰.۳۶۰۶	۰.۷۱۸۴
خرداد	D_M3?	-۰.۰۴۰۰	۰.۰۱۷۷	-۲.۲۶۱۵	۰.۰۲۳۷
تیر	D_M4?	-۰.۰۳۰۸	۰.۰۱۷۰	-۱.۸۱۷۰	۰.۰۶۹۲
مرداد	D_M5?	-۰.۰۲۸۷	۰.۰۱۶۸	-۱.۷۰۸۱	۰.۰۸۷۶
شهریور	D_M6?	-۰.۰۰۲۰	۰.۰۱۶۳	-۰.۱۲۲۰	۰.۹۰۲۹

[۵۲] شایان ذکر است که با توجه به تفاوت تأثیر ماه‌های مختلف بر شاخص PIN می‌توان نتیجه گرفت که تغییر فصل نیز بر شاخص PIN موثر خواهد بود ولی به علت تشکیل ماتریس منفرد، امکان وارد نمودن همزمان متغیرهای مجازی تغییر فصل و متغیرهای مجازی تغییر ماه در مدل نیست. با این وجود می‌توان حالتی را در نظر گرفت که بجای متغیرهای مجازی تغییر ماه، متغیرهای مجاری تغییر فصل را وارد مدل نمود ولی به علت محدودیت صفحات تحقیق از ارایه نتایج تخمین مدل در این حالت صرف نظر شده است.

متغیرهای توضیحی (مجازی و کنترلی)		ضریب برآورد شده	خطای استاندارد	آماره t	P_value
مهر	D_M7?	-۰.۰۳۶۱	۰.۰۱۷۰	-۲.۱۱۸۷	۰.۰۳۴۱
آبان	D_M8?	-۰.۰۱۰۹	۰.۰۱۶۲	-۰.۶۷۰۵	۰.۵۰۲۵
آذر	D_M9?	-۰.۰۲۱۴	۰.۰۱۷۲	-۱.۲۴۲۲	۰.۲۱۴۲
دی	D_M10?	-۰.۰۰۹۶	۰.۰۱۶۳	-۰.۵۹۰۰	۰.۵۵۵۲
بهمن	D_M11?	-۰.۰۴۱۰	۰.۰۱۶۳	-۲.۵۱۸۸	۰.۰۱۱۸
سال ۱۳۹۵	D_Y2?	۰.۱۲۵۸	۰.۰۰۸۳	۱۵.۱۷۲۳	۰.۰۰۰۰
اندازه شرکت	Size	-۰.۰۳۱۸	۰.۱۱۳۳	-۰.۲۸۰۳	۰.۷۷۹۲
وقفه متغیر وابسته	Lag PIN	۰.۰۵۹۷	۰.۰۲۵۱	۲.۳۸۱۹	۰.۰۱۷۲
آماره دوربین واتسون		DW = ۱.۸۹۴۹			
ضریب تعیین (R2)		۰.۳۴۰۶			
ضریب تعیین تعدیل شده (R2_Adjusted)		۰.۲۷۱۲			
آماره F (برازش کلی مدل)		F=22.4074 , p-value: < 2.22e-16			

۵- نتیجه‌گیری

عدم تقارن اطلاعات در بورس اوراق بهادار باعث کسب سود و زیان‌های ناگهانی زیادی برای برخی از سهامداران شده است؛ پژوهش‌های زیادی در حال تحقیق هستند تا بتوانند معیاری مناسبی را برای اندازه‌گیری ریسک عدم تقارن اطلاعات بین معامله‌گران در مبادله نمادهای فعال در بورس ارائه دهند؛ در پژوهش حاضر نیز از مدل PIN (احتمال شرطی معاملات آگاهانه) استفاده شده و بر اساس داده‌های لحظه‌ای (میلی ثانیه‌ای) ثبت‌شده در سامانه معاملات بورس، میزان احتمال معاملات آگاهانه مبادله نمادهای فعال شرکت‌های بیمه در بورس در هر روز معاملاتی از ۱۳۹۴/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۵/۱۲/۳۰ برآورد شده است. پس از تخمین شاخص عدم تقارن اطلاعات در هر روز معاملاتی، آزمون فرضیه‌های تحقیق مبنی بر یکسان بودن متوسط شاخص عدم تقارن اطلاعات نمادهای فعال شرکت‌های بیمه در بورس به روش تحلیل واریانس دو عاملی و آزمون اثرات تقویمی (مانند تعطیلات هفتگی، تغییرات فصلی و روزهای هفته) و اثرات ثابت شرکتی (مانند اندازه شرکت و سهم بنگاه در بازار) بر شاخص عدم تقارن اطلاعات با استفاده از مدل رگرسیون داده‌های تابلویی و متغیرهای مجازی انجام یافته و نتایج زیر به دست آمده است:

- سطح شاخص احتمال معاملات آگاهانه در مبادله همه نمادهای شرکت‌های بیمه در سال ۱۳۹۵ افزایش معنی‌دار در مقایسه با سال ۱۳۹۴ داشته است. لذا براین اساس می‌توان نتیجه گرفت که شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات در مبادله نمادهای فعال صنعت بیمه کاهش یافته است؛ این کاهش ممکن ناشی از بهبود در نظارت و گزارشگری مالی شرکت‌های بیمه باشد؛ بازنگری آیین‌نامه‌های توانگری مالی، حاکمیت شرکتی، ذخایر فنی، ایجاد سامانه سنهاب و غیره از جمله دلایل بهبود نظارت و گزارشگری مالی در شرکت‌های بیمه است.

- نتایج تحلیل واریانس دو عاملی نشان می‌دهد که متوسط شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات مبادله نمادهای شرکت‌های بیمه در روزها، ماه‌ها و فصول مختلف و نیز در سال‌های ۹۴ و ۹۵ یکسان نبوده و تفاوت بین آنها معنی‌دار است. منشاء تفاوت متوسط شاخص عدم تقارن اطلاعات مبادله نمادهای شرکت‌های بیمه در روزهای هفته، عامل اثرات ثابت شرکتی بوده، اما برای فصول و ماه‌ها و سال‌های مختلف منشاء تفاوت، تغییر ماه، فصل و سال است و اثرات ثابت شرکتی عامل تغییر متوسط شاخص عدم تقارن اطلاعات نیست. به عبارتی اطلاعات خصوصی معامله‌گران در مورد نمادهای معاملاتی شرکت‌های بیمه حداکثر برای دوره‌های کمتر از یک ماه (مثلا یک هفته) ارزش استفاده داشته و برای دوره یک ماه و بیشتر ارزش استفاده نداشته و ارزش این اطلاعات خصوصی پس از سپری شدن یک هفته از بین خواهد رفت.

- نتایج تخمین مدل رگرسیون نشان می‌دهد که تعطیلات تقویمی تأثیر معنی‌دار بر مقدار شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات مبادله نماد هر یک شرکت‌های بیمه در بورس ندارد. همچنین شدت تأثیر ماه‌های مختلف بر شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات یکسان نیست. تفاوت شدت تأثیر ماه‌های مختلف و معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مجازی برخی از ماه‌ها مانند خرداد، تیر، مرداد، مهر و بهمن می‌تواند ناشی از تفاوت تاریخ سال مالی شرکت‌های بیمه باشد. اندازه شرکت که در اینجا به صورت سهم حق‌بیمه تولیدی شرکت در صنعت بیمه تعریف شده، تأثیر معنی‌داری بر سطح عدم تقارن اطلاعات معامله‌گران ندارد.

رتبه‌بندی نمادهای فعال شرکت‌های بیمه در بورس براساس شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات سهامدارن در مبادله سهام هدف دیگر تحقیق مورد توجه واقع شده است. شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات ۸ نماد فعال صنعت بیمه در بورس (آسیا۱، البرز۱، دانا۱، ملت۱، ما۱، پارسیان۱، ملتح۱ و پارسیانح۱) به صورت روزانه در سال‌های ۹۵-۱۳۹۴ برآورد شده است؛ رتبه‌بندی داده‌های

تابلویی با شیوه‌های مختلفی مانند شیوه خوشه‌بندی[۵۳]، تاپسیس[۵۴]، برآورد ضریب تغییرات[۵۵]، میانگین ساده شاخص و توزیع فراوانی نسبی انجام می‌شود که در اینجا جهت سادگی صرفا از دو شیوه آخر در رتبه‌بندی نمادهای فعال شرکت‌های بیمه استفاده شده و نتایج زیر به دست آمده است:

- بیشترین مقدار میانگین ساده شاخص ریسک عدم تقارن اطلاعات در سال ۱۳۹۵ مربوط به نماد شرکت بیمه ما (ما۱) ۰/۸۶ و کمترین مقدار مربوط به نماد هلدینگ بیمه پارسیان (پارسیانح۱) ۰/۷۲ است؛ به عبارتی برآورد احتمال معاملات آگاهانه نماد ما۱ تقریبا ۱۴ درصد و نماد پارسیانح۱ تقریبا ۲۸ درصد است.
- رتبه‌بندی نمادهای معاملاتی با معیار فراوانی نسبی روزهای مبادله با وضعیت عدم تقارن اطلاعات نمادهای دانا۱ و البرز۱ کمتر از بقیه نمادها بوده و لذا براین اساس شرکت‌های بیمه دانا و بیمه البرز به ترتیب رتبه‌های اول و دوم را از منظر سطح تقارن اطلاعات سهامداران به خود اختصاص داده‌اند.

پیشنهادات

براساس معنی‌دار بودن اثرات ثابت شرکتی در شاخص احتمال معاملات آگاهانه، به سهامداران پیشنهاد می‌شود که جهت افزایش احتمال معاملات آگاهانه قبل از سرمایه‌گذاری شناخت لازم از وضعیت شرکت‌های سرمایه‌پذیر داشته باشند. معنی‌دار بودن اثرات ثابت شرکتی بر شاخص PIN، همچنین ضرورت نظارت نهادهای ناظر بر بازا سهام را نمایان می کند؛ چون که با کاهش اثر عوامل شرکتی تا حدی می توان سطح عدم تقارن اطلاعات بین معامله‌گران را در مبادله نمادهای معاملاتی کاهش داد. باتوجه به نتایج پژوهش توصیه می‌شود که بیمه مرکزی متناسب با سطح عدم تقارن اطلاعات نسبت به گزارشگری مالی و افشای اطلاعات شرکت‌های بیمه‌ای نظارت مستمر داشته باشند تا نمادهای معاملاتی این شرکت‌ها آگاهانه انجام شود. همچنین سازمان بورس اوراق بهادار مستمر اقدام به انتشار شاخص سطح عدم تقارن اطلاعات نمادهای معاملاتی نماید تا سهامداران براساس آن در خرید و فروش سهام تصمیم بهتر اتخاذ نمایند.

---

53 Cluster analysis
54 Technique for Order of Preference by Similarity to Ideal Solution (TOPSIS)
55 Coefficient of Variation (CV)

منابع و مآخذ

۱. کردی تمندانی، حمیدرضا؛ ۱۳۹۶؛ «سنجش ریسک عدم تقارن اطلاعات و رتبه‌بندی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیار احتمال انجام معاملات آگاهانه (PIN)»؛ دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ استاد راهنما: غلامرضا زمانیان؛ صص ۱۰-۳۰.

۲. کردی تمندانی، امین؛ ۱۳۹۵؛ «تأثیر ریسک عدم تقارن اطلاعات بر بازده سهام و حجم معاملات شرکت‌های منتخب بورس اوراق بهادار تهران». دانشگاه سیستان و بلوچستان؛ استاد راهنما: غلامرضا زمانیان؛ صص۲۳-۲۹.

۳. شمس الدینی، مصطفی؛ شهیکی تاش، محمدنبی؛ خداداد کاشی، فرهاد؛ ۱۳۹۶؛ «سنجش ضریب عدم تقارن اطلاعات شرکت‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنی بورس اوراق بهادار تهران»؛ اقتصاد و توسعه کشاورزی؛ سال سی و یکم، شماره ۱؛ صص ۶۰-۷۲.

۴. شهیکی تاش، محمدنبی؛ میرباقری جم، محمد؛ ۱۳۹۴. «بررسی همبستگی نامتقارن بین بازده سهام، حجم معاملات و تلاطم بازار سهام تهران (رویکرد DCC-GARCH)». مجله تحقیقات اقتصادی؛ دوره ۵۰، شماره ۲؛ صص ۳۵۹-۳۸۷.

5. Akerlof, G. A. (1978). "The Market for "lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism". Uncertainty in Economics, pp. 235-251. doi:10.1016/B978-0-12-214850-7.50022-X
6. Auronen, L. (2003, May). "Asymmetric Information: Theory and Applications". In Seminar of Strategy and International Business as Helsinki University of Technology .
7. Boehmer, E., Grammig, J. and Theissen, E., 2007. "Estimating the probability of informed trading—does trade misclassification matter?" Journal of Financial Markets, 10(1), pp. 26-47.
8. Brown, S., & Hillegeist, S. A. (2007). "How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry". Review of Accounting Studies, 12(2–3), pp. 443–477. doi:10.1007/s11142-007-9032-5
9. Celik, D., & Tinii, M. (2016). "InfoTrad: An Extensive R Package for Estimating the Probability of Informed Trading". SSRN Electronic Journal. Retrieved from https://doi.org/10.2139/ssrn.2889323
10. Chang, S. S., Chang, L. V., & Wang, F. A. (2014). "A Dynamic Intraday Measure of the Probability of Informed Trading and Firm-specific Return Variation". Journal of Empirical Finance, 29, pp. 80–94. doi:10.1016/j.jempfin.2014.02.003
11. Chen, Y., & Zhao, H. (2012). "Informed Trading, Information Uncertainty, and Price Momentum". Journal of Banking & Finance, 36(7), pp. 2095–2109. doi: 10.1016/j.jbankfin.2012.03.016

12. Clarke, J., & Shastri, K. (2001). "On Information Asymmetry Metrics". SSRN Electronic Journal. Retrieved from https://doi.org/10.2139/ssrn.251938
13. Easley, D., Hvidkjaer, S., & O'Hara, M. (2010). "Factoring Information into Returns". Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45(02), pp. 293–309. doi:10.1017/S0022109010000074
14. Easley, D., Hvidkjaer, S. and O'hara, M., 2002. "Is information risk a determinant of asset returns?", The journal of finance, 57(5), pp. 2185-2221.
15. Easley, D., Kiefer, N.M., O'hara, M. and Paperman, J.B., 1996. "Liquidity, information, and infrequently traded stocks". The Journal of Finance, 51(4), pp.1405-1436.
16. Easley, D., López de Prado, M. M., & O'Hara, M. (2012). "Flow Toxicity and Liquidity in a High-frequency World". Review of Financial Studies, 25(5), pp. 1457–1493. doi:10.1093/rfs/hhs053
17. Ersan, O., & Alıcı, A. (2016). "An Unbiased Computation Methodology for Estimating the Probability of Informed Trading (PIN)". Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 43, pp. 74–94. doi: 10.1016/j.intfin.2016.04.001
18. Gan, Q., Wei, W. C., & Johnstone, D. (2015). "A Faster Estimation Method for the Probability of Informed Trading Using Hierarchical Agglomerative Clustering". Quantitative Finance, 15(11), pp. 1805-1821. doi:10.1080/14697688.2015.1023336
19. Gan, Q., Wei, W. C., & Johnstone, D. (2017). "Does the Probability of Informed Trading Model Fit Empirical Data?", Financial Review, 52(1), pp. 5–35. doi:10.1111/fire.12130
20. Gilson, S. C., Healy, P. M., Noe, C. F., & Palepu, K. (1997). "Information Effects of Spin-offs, Equity Carve-outs, and Targeted Stock Offerings". SSRN Electronic Journal. Retrieved from https://doi.org/10.2139/ssrn.42904
21. Harris, M., & Townsend, R. M. (1981). Resource allocation under asymmetric information. Econometrica (pre-1986), 49(1), 33.
22. Hwang, L.-S., Lee, W.-J., Lim, S.-Y., & Park, K.-H. (2013). "Does Information Risk Affect the Implied Cost of Equity Capital? An Analysis of PIN and Adjusted PIN". Journal of Accounting and Economics, 55(2–3), pp. 148–167. doi:10.1016/j.jacceco.2013.01.005
23. Kang, M., & Nam, K. (2015). "Informed Trade and Idiosyncratic Return Variation". Review of Quantitative Finance and Accounting, 44(3), pp. 551-572. doi:10.1007/s11156-013-0417-1
24. Krishnaswami, S., & Subramaniam, V. (1999). "Information Asymmetry, Valuation, and the Corporate Spin-off Decision". Journal of Financial Economics, 53(1), pp. 73–112. doi:10.1016/S0304-405X(99)00017-3
25. Lee, C. and Ready, M.J., 1991. "Inferring trade direction from intraday data". The Journal of Finance, 46(2), pp.733-746.
26. Lin, H.W.W. and Ke, W.C., 2011. "A computing bias in estimating the probability of informed trading". Journal of Financial Markets, 14(4), pp.625-640.

27. Lof, M., & Bommel, van. (2018, January 1). "Asymmetric Information and the Distribution of Trading Volume". Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3106595
28. Nyholm, K. (2002). "Estimating the probability of informed trading". Journal of Financial Research, 25(4), pp. 485-505. doi:10.1111/1475-6803.00033
29. Paparizos, P., Dimitriou, D., Kenourgios, D., & Simos, T. (2016). "On High Frequency Dynamics between Information Asymmetry and Volatility for Securities". The Journal of Economic Asymmetries, 13, pp. 21–34. doi:10.1016/j.jeca.2015.10.001
30. Petchey, J., Wee, M., & Yang, J. (2016). "Pinning Down an Effective Measure for Probability of Informed Trading". Pacific-Basin Finance Journal, 40, pp. 456–475. doi:10.1016/j.pacfin.2016.06.006
31. Rothschild, M., & Stiglitz, J. (1978). "Equilibrium in Competitive Insurance Markets: an Essay on the Economics of Imperfect Information". Uncertainty in Economics, pp. 257–280. doi:10.1016/B978-0-12-214850-7.50024-3
32. Sankaraguruswamy, S., Shen, J., & Yamada, T. (2013). "The Relationship between the Frequency of News Release and the Information Asymmetry: the Role of Uninformed Trading". Journal of Banking & Finance, 37(11), pp. 4134–4143. doi:10.1016/j.jbankfin.2013.07.026
33. Spence, M. (1978). "Job market signaling". Uncertainty in Economics, pp. 281-306. doi:10.1016/B978-0-12-214850-7.50025-5
34. Yan, Y., & Zhang, S. (2012). "An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading". Journal of Banking & Finance, 36(2), pp. 454–467. doi:10.1016/j.jbankfin.2011.08.003
35. Zagaglia, P. (2013). "PIN: Measuring Asymmetric Information in Financial Markets with R". R Journal, 5(1).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Measuring the Asymmetry Information Risk of Trading Symbols of Insurance Companies in the Tehran Stock Exchange Based on the Probability of Informed Trading (PIN) Criteria, Survey the Calendar Effects, And Fixed Firm's Effects on Information Asymmetry Indices

Mohammad Mirbagherijam [56]
Hamid Reza Kurdi Tamandani [57]

Abstract:
The objective of this research are to measure the risk of information asymmetry between market participants in trading active symbols of insurance companies in Tehran Stock Exchange through the probability of informed trading (PIN) criteria per trading day, and to rank the trading symbols of insurance companies based on the information asymmetry risk index (1- PIN), and to assess calendar effects and fixed firm's effects on PIN by using panel data regression model. The data used include best's quotes for the purchasing and selling recorded instantly (milliseconds) and all information of volume, number and price of transactions from opening to closing time of market (9:00 to 12:30) on each trading day from 21/03/2015 to 20/03/ 2017. The results of the research show that: In 2015, among the 8 active symbols of insurance companies (Ma1, Alborz1, MellatH1, Dana1, Asia1, Mellat1, Parsian1 and ParsianH1), the largest value of asymmetry information risk index related to the Ma1 symbol was 0.86 and the lowest value of index related to the ParsianH1 symbol was 0.72; In other words, probability of informed trading for symbol Ma1 is approximately 14% and for symbol ParsianH1 is approximately 28%. The hypothesis of firm-fixed-effects is confirmed each year. At the 95% confidence level, the calendar effects such as official holidays have no significant effect on the PIN index whereas calendar effects such as months and seasons changes have significant effect. The probability of informed trading of insurance industry symbols has increased from level 0.3% in 2015 to 16.7% in 2016, and as a result, the asymmetric information risk had been fallen in the insurance industry.

Keywords Information asymmetry, Tehran Stock Exchange, Probability of informed trading (PIN), Calendar effects, Firm's fixed effects fixed effects.

JEL Classification: G14, G22, G32, C33, C55

56. Assistant Professor, Shahrood University of Technology (Corresponding Author). m.mirbagherijam@shahroodut.ac.ir
57. Ph.D. Student of Islamic and Financial Economics, University of Istanbul.