ترجمه فا
TarjomeFa.Com

ارائه شده توسط:

سایت ترجمه فا

مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده

از نشریات معتبر

ویژگی های اطلاعات، عدم تقارن اطلاعات و بازده های بخش صنعت

چکیده

ما بررسی می نماییم که آیا احتمال معامله آگاه ('PIN')، یک بازار جایگزین با ویژگی های اطلاعاتی که نسبت به ایالات متحده به طور قابل ملاحظه ای متفاوت است، یک عامل تعیین کننده در بازده های سهام در استرالیا است یا خیر. به طور منحصر به فرد، ما اثر قیمت PIN را برای بخش های تاریخی دوگانه کشور، منابع و صنایع، در مقابل هم قرار می دهیم. با استفاده از داده ها برای دوره ۱۹۹۶-۲۰۱۰، ما یک رابطه مثبت چشمگیر را بین PIN و بازده های مورد انتظار در میان سهام های بخش صنایع می یابیم که ارائه دهنده شواهدی در حمایت از کار Easley و O'Hara (۲۰۰۴) است. ما هیچ حق بیمه PIN را در میان سهام بخش منابع و در میان سهام بدون سابقه از درآمدهای عملیاتی، که هر دو برای ماهیت سوداگرانه و عدم قطعیت آنها در مورد ارزش های واقعی دارایی قابل توجه بودند، مشاهده ننمودیم. نتایج ما با شواهد تجربی قبلی که تعصبات رفتاری قوی سرمایه گذار را در ارزش نهادن به سهام های بسیار نامطمئن و یا سهام هایی که ارزش گذاری آنها سخت است مستندسازی می نمایند (Kumar، ۲۰۰۹) سازگار می باشد. یافته های ما، شواهد موجود ترکیبی را روشن می نماید که حق بیمه PIN قوی در NYSE و AMEX اما نه در NASDAQ که در آن سهام ها با تکنولوژی بالا شایع هستند، وجود دارد و نشان می دهد که در هنگام استفاده از PIN در قیمت گذاری سهام بسیار سوداگرانه، باید احتیاط نمود.

کلمات کلیدی: PIN، عدم تقارن اطلاعات، ویژگی های اطلاعات، سهام سوداگرانه، بازده های بخش

۱. مقدمه

احتمال معامله آگاه ('PIN')، یک معیار میکروساختاری از عدم تقارن اطلاعات که توسط Easley و همکاران. (۱۹۹۶) توسعه یافته است، علاقه زیادی را در میان محققان برانگیخته است و راه های گسترده ای را برای مطالعات

تجربی در مورد قیمت گذاری دارایی، امور مالی شرکت ها و میکروساختار بازار باز کرده است. یکی از مهمترین مسائل موضوعی اینست که آیا PIN یک عامل تعیین کننده بازده های دارایی است یا خیر.

Easley و O'Hara (۲۰۰۴) پیشنهاد نموده اند که با یکسان نگهداشتن چیزهای دیگر، یک دارایی با اطلاعات خصوصی تر و اطلاعات عمومی کمتر به عنوان مخاطره آمیز تر در نظر گرفته خواهند شد و در نتیجه سرمایه گذاران (به ویژه سرمایه گذاران ناآگاه) به بازده مورد انتظار بالاتر نیاز خواهند داشت. بنابراین PIN، به عنوان یک نماینده برای ریسک تجارت خصوصی آگاه، یک عامل تعیین کننده در بازده سهام است. Easley و همکاران. (۲۰۰۲) ('EHO')، وجود یک حق بیمه را برای این ریسک در میان سهام فهرست شده در بورس اوراق بهادار نیویورک (NYSE) با مشاهده این مورد مستندسازی نمودند که سهام ها با PIN بالاتر دارای بازده های مورد انتظار بالاتر هستند. توسعه نمونه EHO با گنجاندن سهام فهرست شده در بورس اوراق بهادار آمریکا، (AMEX)، Easley و همکاران. (۲۰۱۰)، شواهد تجربی بیشتری را ارائه نمودند که PIN یک عامل مهم تعیین کننده در بازده های دارایی کنترل کننده برای اثرات سه عامل ریسک Fama-French (۱۹۹۲) و همچنین عوامل لحظه ای و نقدینگی است. از سوی دیگر، Mohanram و Rajgopal (2009) دریافتند که حق بیمه PIN تنها برای یک دوره ۵ ساله در نمونه EHO وجود دارد، و Duarte و Young (۲۰۰۹) نشان می دهند که PIN به دلیل جزء عدم نقدینگی آن قیمت گذاری می شود، نه جزء عدم تقارن اطلاعات آن. Fuller و همکاران. (۲۰۱۰) شواهد کمی یافتند که بازده های اضافی در PIN برای سهام های فهرست شده در NASDAQ، که یک بورس اوراق بهادار برای بخش غالب فن آوری بالا است، در حال افزایش است. آنها نشان دادند که اثر ضعیف قیمت PIN ممکن است نتیجه تفاوت ها بین NYSE و NASDAQ در ساختار بازار و یا در ویژگی های سهام جزء آنها باشد. شواهد ترکیبی از نفوذ PIN بر روی بازده دارایی ها در بازارهای آمریکا، خواستار مطالعات تجربی بیشتر با استفاده از بازارهای جایگزین است و به ما انگیزه می دهد تا اثر قیمت PIN در استرالیا را بررسی نماییم، یک بازار که توسط بخش منابع قابل ملاحظه آن، توسط مکانیسم های تجاری مختلف و توسط ویژگی های اطلاعات مختلف از بازار ایالات متحده مشخص می شود. علاوه بر این، ما از داده های استرالیا برای انجام این نوع از مطالعه تجربی استفاده می نماییم، زیرا، در استرالیا، هیچ

بازارساز وجود ندارد و هیچ معامله ای در بازار در داخل این گستره رخ نمی دهد. بنابراین جهت گیری تجارت (تنظیم شده توسط خریدار در مقابل تنظیم شده توسط فروشنده)، که برای برآورد PIN مورد نیاز است، بدون ارائه تعصبات برآورد که به طور کلی در مطالعات تجربی برای بازارهای آمریکا وجود دارند (Odders-White، ۲۰۰۰ Boehmer و همکاران، ۲۰۰۷) شناسایی شده است.

بورس اوراق بهادار استرالیا (ASX) دارای سهام های فهرست شده بیشتر از صنایع استخراجی، فلزات و معدن کاوی و نفت و گاز، نسبت به هر تبادل عمده دیگر در جهان از جمله در ایالات متحده می باشد. حدود ۴۵٪ از سهام فهرست شده، متشکل از حدود ۲۵٪ از کل ارزش بازار، مربوط به شرکت ها در این صنایع است و همراه با هم، بخش منابع را تشکیل می دهد. باقی مانده شرکت های ذکر شده شامل بخش سهام متعلق به شرکت های صنعتی می شود و به طور نسبت به سهام بخش منابع، به طور متوسط بزرگتر، نقدینه تر و دارای ریسک کمتر هستند.

تمایز این بخش به ویژگی های محیط اطلاعات مربوط به مطالعه ما گسترش یافته است. به طور قابل ذکری، سهام های معدن کاوی، اکتشاف و طلا توسط عاملان بازار به عنوان سهامی شناخته می شوند که در آن سهام غیرقانونی به طور محتمل تر وجود دارد (Tomasic و Pentonoy، 1988). سهام غیرقانونی، یک نمونه نوعی از تجارت آگاه' است که هدف PIN، رفع ان است . با وجود مقرراتی که سهام غیرقانونی را منع می نمایند و افشای اخبار مرتبط با قیمت را اجبار می نمایند، حساسیت بالای قیمت ها به خبر کشف در میان شرکت های اکتشافی، شبیه به یک گزینه خارج از پول (Brown و Burdekin، 2000)، انگیزه بیشتری برای معامله گران خصوصی مطلع را فراهم می کند و شواهد اخیر نشان می دهد که تجارت خصوصی آگاه در این بخش، بیشتر رایج است. به عنوان مثال، قیمت های سهام معدن تقریبا به طور کامل، اثر ارزش اطلاعیه های عمومی (Bird و همکاران، ۲۰۱۳.) را پیش بینی می نمایند و مدیران سهام منابع، از فروش دارندگان سهم خود شرکت قبل از کاهش قیمت سود می برند (Brown و همکاران، ۲۰۰۳). ۲

علاوه بر این، بخش منابع شامل بسیاری از (مرحله اکتشاف) کارگران معدن تازه کار می شود و شواهد قابل توجهی وجود دارد که ارزش های دارایی و اثر ارزش آشکارسازی اطلاعات در میان این شرکت ها نامطمئن تر هستند. به

عنوان مثال، نسبت به آشکارسازی های مالی، آشکارسازی های نظارتی مربوط به پیشرفت پروژه معدن کاوی، پر از اصطلاحات مخصوص یک صنف فنی هستند و کمتر توسط تحلیلگران و محققان مورد بررسی دقیق قرار گرفته است (Ferguson و همکاران، b۲۰۱۱) و، در سراسر خطوط زمانی اکتشاف بسیار طولانی، عدم قطعیت بیشتری را در ارزش بلند مدت دارند. نگرانی از این که تفسیر قوانین افشای مربوط به شرکت های معدن کاوی، نفت و گاز تا حدودی آزاد است، باعث شده است تا یک بررسی اخیر از فهرست قوانین با هدف بهبود قوام و شفافیت (ASX، ۲۰۱۱) صورت گیرد. نظریه Easley و O'Hara (۲۰۰۴) پیش بینی می کند که بازده مورد انتظار نه تنها در تناسب با اطلاعاتی که خصوصی است در حال افزایش است، بلکه متناسب با دقت اعتقادات قبلی در مورد ارزش شرکت ها که 'دقت قبلی نامیده می شود در حال کاهش است. آن نویسندگان توضیح می دهند که دقت قبلی بیشتر در جایی وجود دارد که در آن سرمایه گذاران با یک شرکت بیشتر آشنا هستند. بنابراین هرقدر عدم قطعیت در مورد ارزش های دارایی بیشتر باشد، مانند شرکت های بدون ثبت درآمد عامل، دقت قبلی کوچکتر و حق بیمه ریسک بیشتر است.

با انگیزش توسط شواهد ترکیبی در بازارهای ایالات متحده و توسط شباهت بین سهام NASDAQ وابسته به تکنولوژی و وابسته به کشف سهام منابع استرالیا، ما یک رویکرد جدید را برای در نظر گرفتن جداگانه اثرات PIN در میان بخش منابع و سهام بخش صنعتی در دوره ای از سال ۱۹۹۶ تا سال ۲۰۱۰ اتخاذ نمودیم. ما انتظار داریم که PIN، به عنوان یک اندازه گیری از ریسک اطلاعات خصوصی، در میان سهام بخش منابع نسبت به بخش صنعتی بیشتر باشد. بر خلاف انتظار ما، در می یابیم که توزیع PIN در منابع و بخش صنعتی تقریباً یکسان هستند.

سپس، با اتخاذ رویکردهای مشابه به عنوان EHO، ما به بررسی بازده اضافی اوراق بهادار طبقه بندی شده در اندازه و PIN می پردازیم و آزمون های قیمت گذاری دارایی مقطعی ماهانه را برای سهام فردی انجام می دهیم. با استفاده از نمونه کامل از سهام، ما شواهد کمی یافتیم که PIN به طور قابل توجهی به بازده اضافی مرتبط می شود. با این حال، زمانی که ما اثر دیفرانسیل در میان بخش های سهام شرکت های بزرگ و منابع را در نظر می گیریم، در می یابیم که PIN دارای یک اثر مثبت و معنادار بر بازده های اضافی در میان سهام صنعتی است. این نتیجه نشاندهنده،

پشتیبانی برای تئوری Easley و O'Hara (۲۰۰۴) و نشان می دهد که وزن سهام بخش منابع در استرالیا، شکست ما در مشاهده حق بیمه PIN را در نمونه کامل نشان می دهد. مشاهده بتا، اندازه و حقوق صاحبان سهام ثبت شده برای بازار، افزایش ۰,۱۰ در PIN در سهام صنعتی با افزایش ۲,۷۶٪ در بازده اضافی سالانه در ارتباط است. زمانی که نماینده های EHO را برای نقدینگی، ریسک نقدینگی و نوسانات بازده معرفی می کنیم، این نتیجه قابل توجه باقی می ماند.

در نهایت، ما آزمایش می کنیم که آیا ارتباط PIN با بازده ها از تفاوت ها در دقت قبلی تحت تاثیر قرار می گیرد یا خیر، همانطور که الگوریتم PIN نمی تواند دقت اعتقادات سرمایه گذاران را در مورد ارزش دارایی تشخیص دهد. با استفاده از عدم وجود درآمدهای عامل به عنوان یک نماینده برای عدم دقت قبلی، ما هیچ شواهدی نیافتیم که دقت قبلی پایین تر با بازده مورد انتظار بالاتر مرتبط باشد، همانطور که نظریه Easley و O'Hara (۲۰۰۴) پیش بینی می کند. علاوه بر این، در می یابیم که هیچ حق بیمه PIN در میان سهامی که دارای هیچ سابقه درآمد عامل نیست، وجود ندارد که اکثر آنها سهام منابع و تکنولوژی بالا هستند.

با این حال، یافته های ما مطابق با نوشته های موجود هستند که یک حق بیمه ریسک غیرعادی کم، و یا حتی منفی در میان سهام منابع (Finn و Koivurinne، Ball 2000 و Brown، ۱۹۸۰) را مستندسازی می نماید و مطابق با نوشته هایی که نشان می دهند که سرمایه گذاران، تعصبات رفتاری قوی را در زمان ارزش گذاری سهام عمدتاً غیرمعین و دارای ارزش گذاری سخت نشان می دهند (Kumar، ۲۰۰۹). این امکان وجود دارد که در میان سهام منابع، تجارت با هدف بهره برداری از تعصبات رفتاری سرمایه گذار و / یا تجارتی که ممکن است به رفتار خود ترویجی توسط شرکت های استخراج معادن مربوط باشد (ASIC، 2006؛ O'Shea و همکاران، ۲۰۰۸)، به سر و صدای اندازه گیری PIN اضافه می کند و آزمون هایی که از PIN به عنوان یک معیار از عدم تقارن استفاده می کنند، مبهم می نماید. از سوی دیگر، در واقع PIN می توانند اندازه گیری نمایند که چه چیزی قرار است اندازه گیری شود و عدم وجود حق بیمه PIN در میان سهام نوع سوداگرانه ممکن است به "سوء قیمت گذاری" در ارتباط

با همان تعصبات سرمایه گذار مرتبط شود که تجارت 'آگاه " را جذب می نمایند و یا با اولویت قمار سرمایه گذاران که دیگران نشان می دهند، زمینه ساز بازده های غیر عادی در میان سهام معدن کاوی است (Ord، 1998).

در سه جهت، مقاله ما سهم با ارزشی در نوشته ها دارد. اولاً، ما شواهد تجربی اضافی را در حمایت از پیش بینی Easley و O'Hara (۲۰۰۴) فراهم می نماییم که سهام با اطلاعات خصوصی نسبتا بیشتر باید دارای بازده های مورد انتظار بالاتر با استفاده از داده ها برای یک بازار جایگزین باشند. ما دیدگاه جدیدی نسبت به این اثر را با برجسته نمودن غیاب حق بیمه PIN در میان سهام بخش منابع و در میان سهام بدون هیچ درآمد عملیاتی ارائه می نماییم. نتیجه ما ممکن است با نتایج .Gray et al (2009) موافق باشد که از کیفیت اقلام تعهدی (AQ) به عنوان یک نماینده برای عدم تقارن اطلاعات استفاده نمودند و پیدا کردن AQ یک عامل ریسک قیمت در استرالیا است. نویسندگانی که معیارهای انتخاب نمونه را اتخاذ نمودند که به احتمال زیاد بسیاری از سهام منابع نظری را حذف می نمایند که در آن ما هیچ اثر PIN-قیمت نمی یابیم. یافته های ما دارای پیامدی برای استراتژی های معاملاتی است که روی PIN به عنوان یک معیار از ریسک اطلاعات خصوصی تکیه می کند، همانطور که ما نشان می دهیم که ارتباط آن با قیمت گذاری، کلی نیست.

ثانیا، ما نشان می دهیم که PIN در میان سهام منابع که برای جذب بیشتر تجارت خصوصی آگاه از نوع خودی مشهور است، بیشتر است. این سوال مطرح می شود که آیا ویژگی های تجارت 'آگاه بین بخش های منابع و سهام شرکت های بزرگ متفاوت است و اینکه آیا این تفاوت است که وجود یک حق بیمه PIN را تحت تاثیر قرار می دهد یا خیر. در این راستا خاطر نشان می کنیم که تجارت آگاه که PIN اتخاذ می کند، نه تنها برای مزیت اطلاعات نوع خودی، بلکه برای یک مزیت در ارزیابی اطلاعات عامل مشترک در گستره بازار مرتبط می شود (Evans و Lyons، ۲۰۰۲؛ Green، ۲۰۰۴؛ Pasquariello و Vega، ۲۰۰۷؛ Bardong و همکاران، ۲۰۰۹) و در آن پوشش بیشتری از تحلیلگر در مورد یک مزیت خصوصی در ارزیابی اطلاعات عمومی وجود دارد (Easley و همکاران، ۱۹۹۸). چه PIN یک تجارت آگاه را در بر بگیرد یا نیگیرد، تجارت با دستکاری در میان سهام نظری، یک موضوع برای تحقیق بیشتر است.

در نهایت، اما مهمتر از همه، همانند اولین تحقیقات تجربی برای مستند نمودن اثر قیمت متمایز PIN در میان سهام در بخش های مختلف صنعت، یافته های ما دارای دلالت های بسیار مهم برای پژوهش های موجود و آینده در این حوزه است. ما یک اثر قیمت قوی از PIN را در میان سهام بخش صنعت پیدا کردیم، اما در میان سهام بخش منابع و سهام بدون سابقه ایجاد شده با درآمد عملیاتی نیافتیم. نتایج سازگار با شواهد تجربی قبلی است که تعصبات سرمایه گذار قوی را در قیمت گذاری سهام بسیار نامطمئن و یا نظری مستندسازی نمودند. یافته های ما شواهد تجربی ترکیبی موجود را روشن می نمایند که PIN به شدت در بازارهای NYSE و AMEX قیمت گذاری می شود اما نه در بازار NASDAQ که در آن سهام فن آوری عالی غالب هستند، و نشان می دهند که محققان آینده باید هنگام استفاده از PIN برای قیمت گذاری سهام های بسیار سوداگرانه محتاط باشند، چه در ایالات متحده باشد و یا در دیگر بازارهای بین المللی.

باقی مانده از مقاله به شرح زیر ساختاریافته است. در بخش ۲، ما نمونه و متغیرهایی از جمله معیار PIN را توصیف می کنیم. بخش ۳، روش تجربی و نتایج آزمون برای ارتباط بین PIN و بازده مازاد مورد انتظار را تشریح می نماید. بخش ۴، آزمون های شامل اثر احتمالی دقت قبلی را گسترش می دهد. بخش ۵، توضیحات جایگزین را مورد بحث قرار می دهد و بخش ۶، نتیجه گیری این مقاله است.

۲. اندازه گیری داده ها و متغیرها

۲,۱. معیارهای داده ها و نمونه

نمونه ما ترکیبی از تعداد زیادی از داده ها در سطح شرکت به دست آمده از منابع مختلف در دوره از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۰ است. همه داده های حسابداری از پایگاه داده مالی هستند، پوشش تحلیلگر از پایگاه داده سیستم برآورد کارگزاران نهادی (I/B/E/S) به دست آمده است در حالی که تعداد سهام منتشره و رده صنعت از داده های قیمت سهم و داده های نسبی قیمت ('SPPR') ارائه شده توسط مرکز تحقیقات اوراق بهادار آسیا و اقیانوس آرام ('SIRCA') به دست می آیند. SIRCA نیز معاملات روزانه ASX را فراهم می کند که ما برای محاسبه بازده و اقدامات حجم، و داده های تجارت روزانه ASX مفصل تر استفاده شده برای PIN مورد استفاده قرار دادیم. اندازه

گیری ما از بازده های بازار با استفاده از همه شاخص های عادی صورت می گیرد در حالی که نرخ بدون ریسک ما، نرخ لایحه بانکی ۹۰ روزه است که هر دو از Datastream International به دست آمده است.

با استفاده از تعداد معاملات خرید و فروش روزانه PIN که برگرفته از ۵۲۰ میلیون مشاهدات تجارت در داده های ASX Intraday Trade Data از آغاز ژانویه ۱۹۹۶ می باشد، ما PIN را برای سهام های فردی تخمین می زنیم. همگام با EHO، ما تنها سهام عادی به طور کامل پرداخت شده را می گنجانیم، ودیعه سرمایه گذاری املاک و مستغلات و یک سهام را در هر سالی که در آن روزهای تجارت کمتر از ۶۰ می باشد، حذف می نماییم.

برای گنجانده شدن در رگرسیون ماهانه مقطعی، سهام باید حداقل دارای ۲۴ ماه سابقه تجارت، یک ارزش بازار در دسترس برای دسامبر قبلی و ارزش دفتری غیر منفی از حقوق صاحبان سهام ثبت شده برای سال مالی به پایان رسیده در بین ۳ و ۱۴ ماه قبل از ماه مربوطه باشد. معیارهای واجد شرایط بودن ما به نفع سهام های بزرگتر است و بسیاری از سهام کوچکتر، سهام به ندرت معامله شده و شرکت های دارای عمر کوتاه را حذف می کند. نمونه نهایی ما شامل بین ۲۶۵ و ۷۶۵ سهام در هر سال و ۷۴۶۷۷ مشاهدات بازده ماهانه در سراسر سالهای ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ می شود.

۲,۲. برآورد PIN

ما از روش شناسی برای تخمین احتمال تجارت آگاه (PIN) استفاده می نماییم، همانطور که در Easley و همکاران (۱۹۹۶) ('EKOP') توضیح داده شده است. این معیار از یک مدل ساختار بازار تجاری ترتیبی استنتاج شده است که در آن معامله گران وارد سفارشات خرید (B) و یا سفارشات فروش (S) می شوند: معامله گر آگاه و ناآگاه. تجارت ناآگاهانه به دلایل بیرونی رخ می دهد و همچنین به عنوان تجارت نقدینگی و یا تجارت سر و صدا نامیده می شود. از سوی دیگر، تجارت آگاهانه، تنها در جایی رخ می دهد که در آن یک تاجر اطلاعات مربوط به قیمت را که برای بازار آشکار نشده است حفظ می کند (به اینجا به عنوان یک "رویداد خبری" نامیده می شود). در آغاز روز، یک احتمال α وجود دارد که یک رویداد اخباری رخ دهد و احتمال ($1-\alpha$) وجود دارد که هیچ رویدادی خبری وجود نداشته باشد. خبر ممکن است خبر بد (سیگنال ضعیف)، با احتمالδ ، و یا خبر خوب با احتمال ($1-\delta$) باشد. بنابراین

احتمال یک روز با خبر بد αδ است و احتمال یک روز با خبر خوب α(1-δ) است. معاملات پس از فرآیندهای پواسون پی در پی وارد می شوند. تجارت ناآگاهانه ثابت فرض می شود و در سمت خرید یا فروش وزندهی می شود، بنابراین نرخ ورود سفارشات ناآگاهانه خرید (ε^B) و سفارشات فروش ناآگاهانه (ε^S) برابر هستند. ۴ معاملات آگاهانه به صورت تصادفی در نرخ μ می رسند: اگر سیگنال بد باشد، معامله گران آگاه خواهند فروخت و اگر سیگنال خوب باشد، معامله گر آگاه خواهد خرید. بنابراین، در یک روز که در آن یک سیگنال ضعیف وجود دارد، جریان سفارش فروش برای این روز با توجه به توزیع پواسون با شدت $\mu + \varepsilon^S$ می رسد، در حالی که جریان سفارش فروش (محدود به تجارت ناآگاهانه در سمت خرید) با توجه به توزیع پواسون با شدت ε^B وارد می شود. در مقابل، اگر این سیگنال مثبت باشد، آنگاه، معامله گران آگاه و ناآگاه وارد معامله های سمت خرید می شوند، اما تنها معامله گران ناآگاه وارد معاملات سمت فروش می شوند. این مدل فرض می کند که ناظر از نرخ ورود آگاه است و باورهای خود را با توجه به این ریسک که او در برابر یک معامله گر آگاه تر وارد معامله شده است به روز رسانی می نماید.

بنابراین این احتمال که تجارت بعدی مبتنی بر اطلاعات به عنوان بروز مورد انتظار تجارت آگاهانه تقسیم بر معاملات مورد انتظار کلی محاسبه می شود:

$$\mathrm{PIN} = \alpha\mu / \left(\alpha\mu + \varepsilon^B + \varepsilon^S\right) \qquad (1)$$

توجه: فرض شده است ε^B برابر ε^S. باشد.

در یک روز از نوع ناشناخته، احتمال مشاهده یک تعداد مشخص از خریدها (B) و فروش ها (S) متوسط وزندهی شده اخبار خوب، اخبار بد و هیچ احتمالات اخباری است. روزها، مستقل فرض می شوند.

اطلاعات تجارت روزانه ASX ما، جزئیات تاریخی در مورد تمام معاملات فردی قرار داده شده روی سیستم معاملاتی خودکار بورس اوراق بهادار (SEATS) را ارائه می دهد. بر خلاف تجربه در بازارهای ایالات متحده و اروپا، ASX، یک انحصار مجازی را در معاملات سهام ASX-فهرست شده بدون هیچ رقابت از سیستم های تجاری دیگر مقرر نموده است. عدم وجود محل تجاری جایگزین در استرالیا، استفاده از استراتژی های پیچیده را با هدف پوشش مطالب

اطلاعات تجارت محدود می کند. این کار نویزی را که چنین استراتژی هایی ممکن است در برآوردهای PIN تولید نمایند کاهش می دهد. علاوه بر این، SEAT، یک حساب دفتری سفارش حد باز زمان واقعی الکترونیکی است و نشانه گذاری معاملات را به صورت آغاز شده توسط خریدار (قیمت معادل BID) و یا آغاز شده توسط فروشنده (قیمت معادل ایستاده) بر اساس قوانین اولویت تجارت SEAT میسر می سازد. این، نیاز به استفاده از تکنیک های برآورد برای پی بردن به جهت تجارت را مرتفع می نمایند، مانند الگوریتم Lee و ready (۱۹۹۱) که برای برآوردهای PIN تعصب گزارش شده است (Odders-White، ۲۰۰۰؛ Boehmer و همکاران، ۲۰۰۷). معاملاتی که نه به عنوان خرید و نه فروش (به عنوان مثال معاملات متقابل) طبقه بندی می شوند، مستثنی می شوند، اما کمتر از ۶٪ از کل معاملات را تشکیل می دهند. شمارش ما روی خرید معاملات و فروش پس از ادغام معاملاتی صورت م گیرد که در چندین قسمت اجرا می شوند (به عنوان مثال یک سفارش فروش ممکن است توسط بیش از یک سفارش فروش کوچکتر پر شود). اینها به طور جداگانه در پایگاه داده نشان داده می شوند، بنابراین نسبت به مطالعات آمریکا، با اجتناب از استفاده از تکنیک هایی که بروز معاملات جزئی را تقریب می زنند، مانند تکنیک پیشنهاد شده توسط Hasbrouck (1988)، ما بیشتر سود می بریم.

ما بردار پارامتری $\theta = (\alpha, \delta, \mu, \varepsilon)$ را برای هر سال شرکت با استفاده از تابع احتمال مدل EKOP، و استفاده از یک شبکه از برآوردهای پارامتر اولیه برای α، δ، μ، ε به منظور به حداقل رساندن مسائل غیر همگرایی برآورد می نماییم. ما مشاهدات سال سهام که در آن غیر همگرایی رخ می دهد (۳۶ مورد) و در آن ما با نقض شرایط بهینگی مرتبه دوم (موارد ۱۸۵۹) روبرو می شویم؛ بیشتر راه حل های موجود که در مرزهای (۰ یا ۱) برای آلفا و / یا دلتا و مرتبط، در درجه اول، برای سهام با بیش از چند اقدام به خرید و فروش، را حذف می نماییم. پس از ادغام با مشاهدات غیر گم شده برای متغیرهای دیگر، ۶۴۸۵ مشاهدات واجد شرایط شرکت سال باقی می ماند.

۲,۳. توزیع PIN

جدول ۱ خلاصه آمارها برای PIN و پارامترهای جزء آن را برای سهام نمونه ما فراهم می کند. میانگین PIN ما (۰,۲۴۵) بالاتر از ۰,۱۹۱ گزارش شده توسط EHO است که سازگار با مزیت بیشتری از سهام کوچک غیرنقدینه

می باشد که به طور معمول دارای PIN بالاتر هستند (Aslan و همکاران، ۲۰۱۱). میانگین خطای استاندارد به خوبی نشان نمی دهد که این تخمین ها قابل اطمینان هستند. Epsilon،(ε)، و mu، (μ)، نشان دهنده عدم تقارن قابل توجه منعکس کننده نسبتا سهام نسبتاً کم، بسیار زیاد و به طور فعال معامله شده است.

جدول ۱

خلاصه پارامترهایPIN . ما میانگین، میانه و انحراف استاندارد را برای برآورد احتمال برای نمونه کامل خود (پانل A) و برای زیرنمونه های سهام شرکت های بزرگ و سهام بخش منابع (به ترتیب پانل B و پنل C) از سال ۱۹۹۶ تا سال ۲۰۰۹ گزارش نموده ایم. ما همچنین میانگین و حداکثر خطای استاندارد برآوردها را گزارش نموده ایم. PIN، احتمال معامله آگاهانه محاسبه شده در هر سال تقویمی برای هر شرکت در معادله (۱) است، α احتمال یک رویداد اطلاعات، δ احتمال یک سیگنال خبر بد ، μ نرخ ورود تجارت آگاهانه، $\varepsilon^B(\varepsilon^S)$ نرخ به معاملات ورود خرید (فروش) ناآگاهانه است. N نشان دهنده تعداد مشاهدات سال شرکت. ΔPIN، تغییر سال به سال در PIN است.

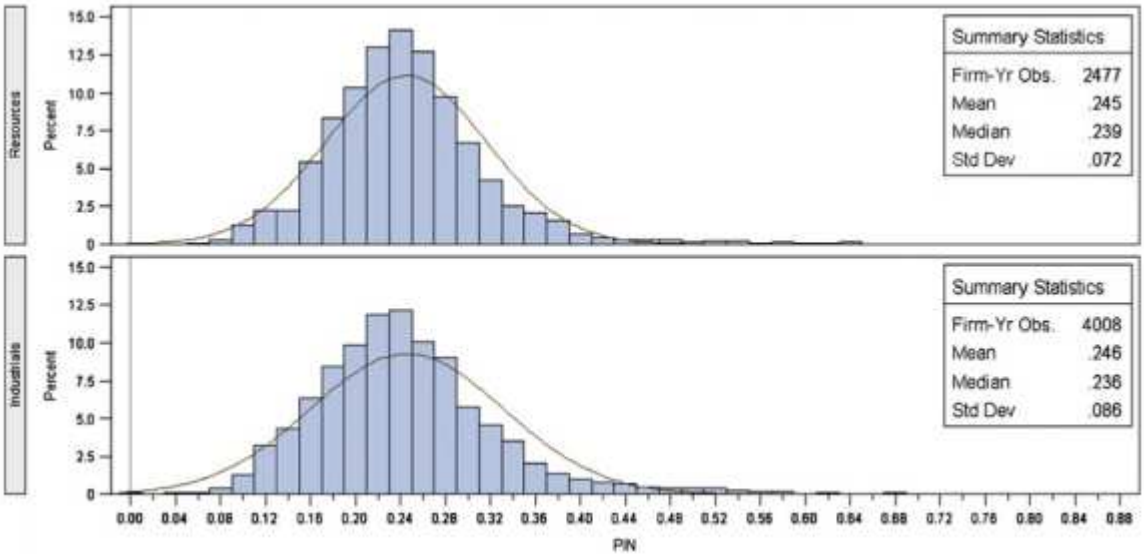
		Parameter estimate			Standard error	
Variable	N	Mean	Median	Std dev	Mean	Max.
Panel A: All stocks						
α	6485	0.251	0.217	0.157	0.035	0.422
δ	6485	0.477	0.467	0.202	0.080	0.264
μ	6485	51.958	18.086	95.675	1.287	9.696
$\varepsilon^B = \varepsilon^S$	6485	40.674	4.509	137.078	0.222	3.092
PIN	6485	0.245	0.238	0.081	0.031	0.107
ΔPIN	5274	0.004	0.003	0.078		
Panel B: Industrials						
α	4008	0.273	0.250	0.159	0.037	0.422
δ	4008	0.489	0.483	0.212	0.076	0.264
μ	4008	51.862	16.382	93.314	1.235	9.696
$\varepsilon^B = \varepsilon^S$	4008	43.088	4.509	128.448	0.233	2.680
PIN	4008	0.246	0.236	0.086	0.030	0.107
ΔPIN	3313	0.005	0.003	0.078		
Panel C: Resources						
α	2477	0.217	0.176	0.147	0.032	0.329
δ	2477	0.457	0.445	0.183	0.086	0.250
μ	2477	52.115	21.010	99.396	1.371	8.643
$\varepsilon^B = \varepsilon^S$	2477	36.768	4.509	149.938	0.204	3.092
PIN	2477	0.245	0.239	0.072	0.032	0.107
ΔPIN	1961	0.002	0.002	0.078		

در نتایج جدول بندی نشده، ما دریافتیم که PIN روی دوره نمونه با وجود افزایش قابل توجه در هر دوی mu (μ) و اپسیلون (ε) کاملا ثابت باقی ماند. این روند شبیه به روند به تصویر کشیده در نمونه ایالات متحده از EHO است. میانگین گردش مالی ماهانه به طور قابل توجهی در ۱۹۹۹-۲۰۰۰ و دوباره در سال ۲۰۰۳ تا سال ۲۰۰۶ افزایش یافت اما با وجود افزایش چشمگیر در تجارت آگاهانه و ناآگاهانه از سال ۲۰۰۶، پس از آن کمی کاهش یافت. این نشان می دهد که افزایش در مو و اپسیلون مربوط به تعداد معاملات افزایش یافته با ارزش کوچک، سازگار با کاهش ها در حداقل اندازه نشانه رخ داده در آوریل ۲۰۰۵ و با هزینه های معامله کاهش یافته است. تغییرات در تجارت پس از سال ۲۰۰۶، در مورد آزمون استحکام ایجاد انگیزه نمود که به طور جداگانه تاثیر PIN بر بازده را در زیر دوره های در نظر بگیریم: ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۶ و سال ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰. دوره دوم، اثرات بحران مالی جهانی اخیر ('GFC') را در بر می گیرد. ثبات PIN، با وجود تغییرات قابل توجهی در حجم معاملات و گردش مالی نشان می دهد که این یک یک نماینده صرف برای نقدینگی نیست.

از لحاظ تاریخی، بازار سهام استرالیا به بخش های صنایع و منابع تفکیک می شود. بخش منابع شامل هر دو بخش انرژی (GICS درجه ۱)، تحت سلطه شرکت های نفت و بخش های گاز و فلزات و معدن (GICS ردیف ۳)؛ به عنوان کدهای CRIF صنعت ۱ و ۳ در پایگاه داده SPPR. جدول ۱، پانل های B و C نشان می دهد که سهام منابع، هر چند به طور متوسط بسیار کوچکتر از سهام صنایع است، دارای سطح متوسط بالاتر از تجارت آگاهانه، μ، (غیرمعنادار) از نظر شرایط اسمی و نسبت به سطح تجارت ناآگاهانه، ε است. با این حال، احتمال کمتر رویدادهای اطلاعات، α، برای سهام بخش منابع (۰,۲۱۷) نسبت به سهام بخش صنایع (۰,۲۷۳) تمایل به کاهش برآورد PIN دارد. بر خلاف انتظار که سهام منابع نشاندهنده احتمال بیشتر تجارت آگاهانه است، شکل ۱ نشان می دهد که توزیع PIN به طور شگفت آوری بین بخش ها مشابه است.

شکل. ۲ نشان دهنده روند در طول زمان متوسط PIN و در صدک های ۵ و ۹۵ است. پراکندگی در PIN بیشتر زمانی ملموس می شود که شرایط اقتصادی در ۰۲-۲۰۰۱ و در ۲۰۰۷ GFC کمتر شناور بودند، با این حال این

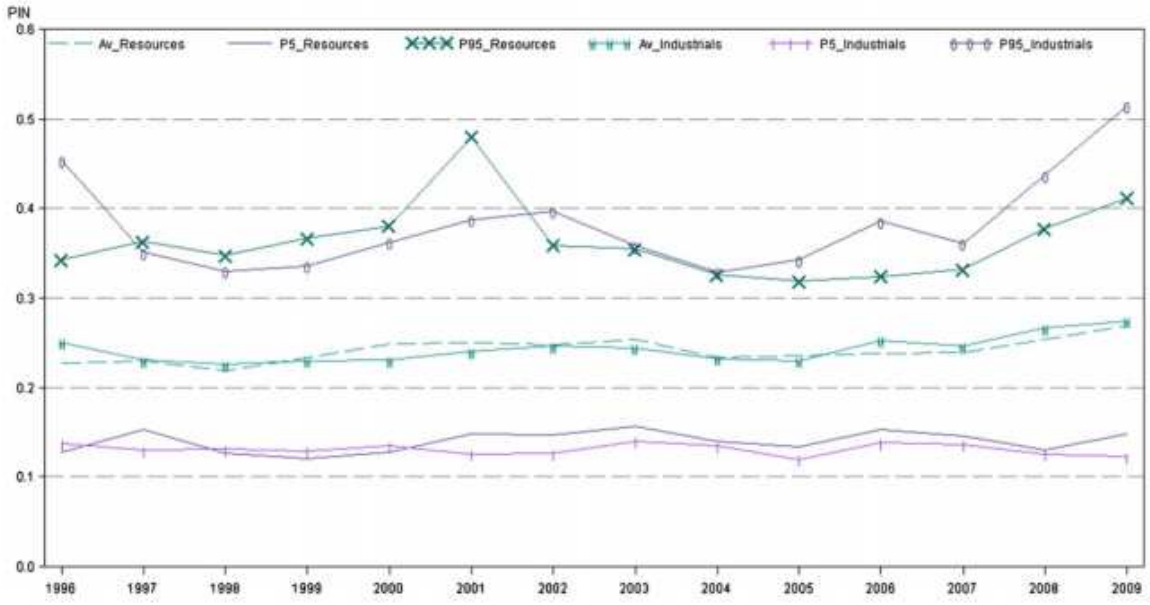
پراکندگی به طور قابل توجهی بین بخش های مختلف متفاوت نیست به جز شاید در سال ۲۰۰۱ زمانی که قیمت کالاها برای شکوفایی دوره ای رشد نیافت.



شکل. ۱. توزیع PIN توسط بخش: سهام منابع (بالا) و صنایع (پایین). منحنی توزیع نرمال نمایش داده می شود.

در نهایت، توزیع تجمعی مقدار مطلق سال به سال تغییرات در PIN، |ΔPIN|، (جدول بندی نشده است) نشان می دهد که PIN ۸۰٪ برای سهام در هر دو بخش صنعت کمتر از ۰,۰۹ در سال تغییر می کند.

به طور کلی، تفاوت قابل توجهی در معیار PIN بین بخش ها وجود ندارد. این با یافته های Aslan و همکاران (۲۰۱۱)، و با انتظارات ما عجیب به نظر می رسد، اما مطابق با شواهدی است که شرکت های اکتشاف (سهام معدن هنوز در تولید) باید دارای PIN شبیه به سهام از بخش های دیگر باشند که نقدینگی مشابه را با وجود شواهدی از انگیزه و فرصت برای تجارت آگاهانه خصوصی در میان شرکت های اکتشاف به اشتراک می گذارند (Poskitt، 2005).



شکل. ۲. PIN به واسطه بخش. میانگین PIN و ۵ (P5) و ۹۵ (P95) درصد از PIN برای سال (محور x) 1996 تا ۲۰۰۹، برای هر یک از بخش های منابع و صنایع.

۲,۴. متغیرهای دیگر

آزمون قیمت گذاری دارایی ما به بررسی تاثیر PIN کنترل کننده بتا، اندازه، و برابری ارزش دفتری به سهم بازار می پردازد: متغیرهایی که Fama و French (۱۹۹۲ مشاهده) یافتند، روی تنوع مقطعی در بازده ها تاثیر می گذارد. ما از EHO در محاسبه اندازه گیری خوداز ریسک سیستماتیک، بتا، با استفاده از اقتباس از رویه اوراق بهادار Fama و MacBeth (۱۹۷۳، 'F-M') برای به حداقل رساندن تغییر درون اوراق بهادار در نسخه های بتا و گنجاندن بازده بازار عقب مانده، همانطور که توسط Dimson (1979) پیشنهاد شده است، برای تصحیح اثرات تجارت غیر همزمان پیروی نمودیم. بازده های سهام پس از تنظیم سود سهام و تغییرات سرمایه هستند و ما از داده های بازده برای مدت طولانی، با شروع ژانویه ۱۹۹۲، برای برآوردهای خود از بتای بازار استفاده نمودیم. به طور خلاصه، برای هر سال برآورد، t-2، ما بازده های ماهانه هر سهام را برای ۶۰ ماه گذشته روی بازده های بازار ارزش-وزندهی شده معاصر و عقب مانده رگرسیون گرفتیم. حداقل ۲۴ مشاهدات ماهانه تصریح شده است. ما ضرایب روی متغیرهای بازده بازار را برای رسدین به نسخه های بتای پیش رتبه بندی برای هر سهام برای هر سال برآورد جمع نمودیم. سپس ما سهام را

در آغاز سال t-1 برای ۴۰ اوراق بهادار بر اساس بتاهای پیش رتبه بندی سال t-2 مرتب سازی نمودیم. سپس برای هر یک از اوراق بهادار، ما یک رگرسیون تمام مدت را برای بازده های اوراق بهادار وزندهی شده-برابر در بازدهای معاصر و عقب مانده بازار برای تعیین بتاهای اوراق بهادار پس از رتبه بندی برای هر هر اوراق بهادار انجام دادیم که ما به سهام جزء اختصاص دادیم، به طوری که سهام های فردی دارای یک بتای اوراق بهادار پس از رتبه بندی، βETA_p بودند که ممکن است سال به سال با توجه به تغییرب ترکیب اوراق بهادار در هر سال، تغییر نماید. در آزمون های استحکام، ما از BETA2 استفاده نمودیم که در برآورد بتا، اثر مقادیر عقب مانده متغیر بازار را مستثنی می نماید.

اندازه برای هر شرکت، لگاریتم پایان ارزش بازار سال است. BTM، نسبت سهام دفتری به سهام بازار است، که برای هر ماه L به صورت $BTM_{i,l} = \ln(BE_{i,l}/\mathrm{MV}_{i,t-1})$ محاسبه می شود که در آن $BE_{i,l}$ ارزش دفتری سهام برای شرکت i برای تاریخ تعادل سالانه حداقل ۳ ماه قبل اما نه بیش از ۱۴ ماه قبل از ماه l است و $MV_{i,t-1}$ ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال t-1 است. ما از تاخیر برای اطمینان از این مورد استفاده نمودیم که ما فرض نمی کنیم که نمی دانیم که معامله گر نمی تواند داشته باشد. ما مشاهداتی را که در آن ارزش حقوق صاحبان سهام منفی است حذف نمودیم و ما ارزش های BTM مثبت را زیر ۰,۰۰۵ fractile و بالاتر از ۰,۹۹۵ fractile به این fractileها برابر بودند.

نفوذ PIN بر بازده ها ممکن است برای ارتباط آن با عوامل دیگر نسبت داده شود که نشان داده شده است که دارای اهمیت در توضیح تغییرات در بازده است. ما مدل قیمت گذاری دارایی در سطح بخش خود را برای گنجاندن کنترل هایی برای ریسک و نقدینگی تکمیل نمودیم. STDEV انحراف استاندارد بازده های روزانه برای سال تقویمی است، و معیاری از عدم قطعیت در ارتباط با بازده است. زمانی که PIN از فراوانی تجارت سهام ترسیم می شود به نقدینگی مرتبط می شود. ما از تعدادی از متغیرهای نقدینگی برای بررسی این مورد استفاده نمودیم که آیا اثر PIN بر بازده مربوط به بحث نقدینگی است یا خیر. مانند EHO، ما برای هر سهام در هر پایان سال تقویمی محاسبه می نماییم: lnTURN، که لگاریتم طبیعی از متوسط درصد گردش مالی سهم ماهانه در ۳ سال قبلی، به عنوان یک اندازه گیری

از تنوع در گردش است، CVTURN، لگاریتم ۱/100 ضریب متوسط تغییر در گردش مالی ماهانه در سراسر آن ۳ سال است. تنوع بالاتر در حجم معاملات نشان دهنده عدم قطعیت بیشتر برای این مورد است که آیا مطالبات نقدینگی برآورده خواهد شد و ممکن است از تجارت آگاهانه جلوگیری نماید. EHO درمی یابد که CVTURN به طور مثبت مربوط به PIN است.

علاوه بر متغیرهای استفاده شده توسط EHO، ما یک معیار (در فرم لگاریتم) از عدم نقدینگی پیشنهاد شده توسط Amihud (2002) با توجه به یافته های متناقض از مسئولیت آن برای اثر قیمت PIN (Duarte و Young، ۲۰۰۹؛ Easley و همکاران، ۲۰۱۰) را گنجاندیم. ما برای هر سال عبارت زیر را محاسبه نمودیم

$$lnILLIQ_t = \log\left(\sum_{d=1}^{n}\left(\frac{|r_{id}|}{\$volume_{id}}\right)/n\right)$$

که در آن $|r_{id}|$ مقدار مطلق بازده روزانه برای سهام i در روز d در سال t (ضرب در ۱ میلیون) و $\$volume_{id}$ حجم دلاری سهام معامله شده در آن روز d است است. به عنوان یک معیار تاثیر قیمت جریان سفارش، ارزش بالا برای lnILLIQ، عدم نقدینگی بیشتر را نشان می دهد.

نشان داده شده است که پوشش تحلیلگر با تجارت آگاهانه بالاتر وتجارت ناآگاهانه بالاتر و PIN پایین تر مرتبط است (Easley و همکاران، ۱۹۹۸) که نشان می دهد که تحلیل گران اطلاعات را ایجاد نمی کنند بلکه نقشی را در کاهش عدم تقارن از طریق پراکندگی اطلاعات بیشتر بازی می کنند. ما علاقه مند به آزمایش این مورد هستیم که آیا این ویژگی محیط اطلاعات شرکت روی نفوذ PIN بر بازده ها تاثیر می گذارد. ما پوشش تحلیلگر از فایل خلاصه تاریخی I/B/E/S برای سهام بین المللی را به دست آوردیم. $ALYST_t$ از تعداد متوسط درآمدهای ماهانه در هر برآورد سهم توسط تحلیلگران مربوط به سال گزارش آینده برای سهام i در سال t استفاده می کند. در ادغام با داده های تجارتی ASX، شرکت ها بدون تطبیق با ارزش $ALYST_t$، دارای پوشش تنظیم شده برابر صفر است. بنابراین lnALYST لگاریتم $(1 + ALYST_t)$ است. D_{ALYST} مجموعه متغیر ساختگی تنظیم شده در ۱ است اگر $ALYST_t$ غیر صفر باشد و در غیر این صورت ۰ می باشد.

۲,۵. آمار خلاصه

جدول ۲ خلاصه آمارها در متغیر برای تمام نمونه (پانل A) و به طور جداگانه برای بخش های صنعتی (پانل B) و بخش منابع (پنل C) سهام را گزارش می دهد

سهام منابع به طور متوسط کوچکتر، با نقدینگی کمتر و ریسکی تر از سهام بخش صنایع می باشند. همگام با عدم تقارن اطلاعات بیشتر در میان سهام منابع، حدود ۶۸٪ از سهام بخش صنایع توسط حداقل یک تحلیلگر تحت پوشش قرار می گیرد در حالی که تنها ۳۶ درصد از سهام منابع را پوشش دریافت خواهند کرد.

همبستگی های ساده (جدول ۳) نشان می دهد که PIN دارای ارتباط ضعیف تر با دیگر متغیرها نسبت به متغیرهای گزارش شده توسط EHO برای نمونه ایالات متحده آنهاست. با این حال، نشانه هایی از روابط، سازگار هستند: PIN بالاتر با نقدینگی پایین تر، نوسانات بازدهی بیشتری (STDEV) و اندازه کوچک تر شرکت مرتبط است. همانطور که Easley و O'Hara (۲۰۰۴) پیش بینی نمودند، PIN به طور مثبت با بازده سهام در ارتباط است در حالی که، مطابق با Easley و همکاران. (۱۹۹۸)، پوشش تحلیلگر منفی به طور منفی به PIN (0.207-) مربوط می شود.

۳. PIN و بازده های بخش صنعت

۳,۱. انواع اوراق بهادار

ابتدا ما رابطه PIN-بازده را در سطح اوراق بهادار را با دسته بندی سهام در پایان هر سال به چارک ها بر اساس SIZE و، به طور مستقل، به tercileها بر اساس PIN بررسی نمودیم.

جدول ۲

آمار خلاصه. این جدول شامل ابزار، میانه ها، و انحراف استاندارد برای نمونه کامل خود از سهام فردی در سراسر دوره ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰ می شود. RTN درصد بازده ماهانه در بیش از ۹۰ روز نرخ لایحه بانکی است. BETA، بتای اوراق بهادار است و مجموع بتاهای برآورد شده در رگرسیون ها از جمله بازده های بازار عقب مانده و همزمان، برآورد شده از دوره کامل با استفاده از ۴۰ اوراق بهادار، اصلاح شده به صورت سالانه، و اختصاص داده شده به سهام

جزء در سال مربوطه است. BETA2، بتای اوراق بهادار است که به طور مشابه برای BETA تخمین زده است، اما بدون گنجاندن مقدار عقب مانده از بازده های بازار در رگرسیون. PIN احتمال معامله اطلاع رسانی شده توسط معادله (۱) است. و به صورت سالانه برای هر سهام برآورد شده است. SIZE، لگاریتم پایان مقدار بازار سال حقوق صاحبان سهام است. BTM لگاریتم ارزش حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام است. SPREAD، متوسط سالانه از میانگین گسترش روزانه است. STDEV انحراف استاندارد بازده روزانه برای سال اندازه گیری است. lnTURN لگاریتم متوسط گردش مالی ماهانه است و CVTURN لگاریتم ضریب تغییرات از گردش مالی ماهانه هر دو سالانه اندازه گیری شده در دسامبر با استفاده گردش مالی ۳۶ ماه گذشته است. D_{ALYST} مقدار ۱ را می گیرد که در آن حداقل ۱ تحلیلگر برآورد بعدی درآمد دوره گزارش هر سهم را فراهم می کند و مقدار ۰ در غیر این صورت است. lnALYST لگاریتم ۱ به علاوه تعداد متوسط تحلیلگران ارائه دهنده برآورد درآمد آینده سهام هر سهم است. lnILLIQ، لگاریتم متوسط سالانه از اندازه گیری روزانه Amihud از نقدینگی ضرب در ۱۰۰۰۰۰۰ است (| RTN | / حجم دلار). پنل A شامل تمام سهام موجود از ۷۴۶۷۷ مشاهدات RTN ماهانه و ۶۴۸۵ مشاهدات شرکت-سال سالانه برای متغیرهای دیگر است. پنل B و پنل C، آمار برای نمونه زیر بخش صنایع (مشاهدات ماهانه: ۴۶۰۶۲. شرکت-سال: ۴۰۰۸) و سهام بخش منابع (مشاهدات ماهانه: ۲۸۶۱۵. شرکت-سال: ۲۴۷۷) نشان می دهد.

	Panel A: All stocks			Panel B: Industrials			Panel C: Resources		
	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev
Rtn%	1.199	0.000	18.013	0.800	0.000	15.267	1.843	0.000	21.701
BETA	1.585	1.607	0.381	1.486	1.424	0.356	1.744	1.771	0.364
BETA2	1.205	1.153	0.261	1.150	1.105	0.247	1.293	1.337	0.258
PIN	0.245	0.238	0.081	0.246	0.236	0.086	0.245	0.239	0.072
SIZE	18.675	18.479	1.945	19.044	18.853	1.889	18.079	17.762	1.885
BTM	−0.758	−0.696	0.974	−0.741	−0.668	0.941	−0.785	−0.749	1.025
SPREAD	0.025	0.018	0.024	0.020	0.014	0.021	0.033	0.028	0.026
STDEV	0.042	0.036	0.027	0.035	0.027	0.024	0.054	0.050	0.026
lnTURN	1.107	1.170	0.887	0.873	0.935	0.845	1.486	1.576	0.820
CVTURN	−0.352	−0.335	0.502	−0.432	−0.416	0.491	−0.224	−0.208	0.493
lnALYST	0.885	0.693	0.946	1.096	0.981	0.947	0.545	0.000	0.840
D_{ALYST}	0.560	1.000	0.496	0.679	1.000	0.467	0.368	0.000	0.482
lnILLIQ	−0.652	−0.194	3.060	−1.066	−0.630	3.065	0.017	0.597	2.932

جدول ۳

همبستگی های ساده. جدول شامل ضریب همبستگی پیرسون برای نمونه کامل سهام فردی در سراسر دوره ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰ می شود. متغیرها همانی هستند همانطور که در جدول ۲ شرح داده شده است.

	Rtn	BETA	BETA2	PIN	SIZE	BTM	SPREAD	STDEV	lnTURN	CVTURN	lnALYST	D_{ALYST}	lnILLIQ
Rtn	1.000												
BETA	0.015	1.000											
BETA2	0.017	0.665	1.000										
PIN	0.014	0.064	0.021	1.000									
SIZE	−0.040	−0.323	−0.176	−0.237	1.000								
BTM	0.055	−0.029	−0.048	0.030	−0.232	1.000							
SPREAD	0.051	0.274	0.149	0.162	−0.741	0.154	1.000						
STDEV	0.041	0.427	0.295	0.133	−0.630	0.075	0.774	1.000					
lnTURN	0.006	0.308	0.308	−0.152	−0.088	−0.081	−0.021	0.224	1.000				
CVTURN	0.015	0.312	0.165	0.282	−0.647	−0.006	0.542	0.534	0.057	1.000			
lnALYST	−0.011	−0.289	−0.137	−0.207	0.757	−0.002	−0.590	−0.513	0.031	−0.610	1.000		
D_{ALYST}	−0.006	−0.244	−0.120	−0.053	0.605	0.009	−0.562	−0.491	−0.074	−0.459	0.830	1.000	
lnILLIQ	0.034	0.247	0.106	0.342	−0.879	0.155	0.771	0.600	−0.230	0.672	−0.749	−0.573	1.000

جدول ۴ پنل A، گزارش متوسط بازدهی اضافی ماهانه (یعنی بازده پس از کسر نرخ بدون ریسک) برای هر اوراق بهادار اندازه گیری شده در سراسر سال بعد از تشکیل اوراق بهادار است و بر اساس برابری وزن و مقدار وزن گزارش دهی شده است. ویژگی های Average SIZE و PIN ا اوراق بهادار ما و نیز متوسط تعداد سهام ها در پنل B گزارش شده اند. بازده های اضافی با استفاده از نمونه کامل و همچنین به عنوان زیر نمونه از بخش صنعتی و بخش منابع سهام نیز نشان داده شده است.

به استثنای بزرگترین سهام، داده ها نشان می دهد که تفاوت بین بازده های اضافی (بالا-پایین) اوراق بهادار PIN در نمونه کامل مثبت است که نشانه ای از بازده برای PIN است. به نظر می رسد سهام بخش صنایع بیشتر ظهور بازده های PIN بالا-پایین مثبت را در برداشته باشد، هر چند، به جز اوراق بهادار رتبه بندی شده مرتبه سوم، آزمون Wilcoxon–Mann–Whitney نشان می دهد که تفاوت به لحاظ آماری معنی دار نیست. در مقابل، در حالی که شواهدی از حق بیمه شرکت- کوچک در میان سهام منابع وجود دارد، هیچ روند خاصی در بازده ها در سراسر رتبه بندی های PIN وجود دارد. بازده های منفی برای PIN بالا منهای اوراق بهادار داد و ستد تامینی PIN پایین نشان می دهد که PIN نشاندهنده ریسک قیمت گذاری شده در میان سهام منابع نیست.

بزرگترین اندازه چارک، یک رابطه PIN-قیمت منفی شبیه به رابطه شناسایی توسط EHO را نشان می دهد. زمانی که ما از اوراق بهادار PIN کم به PIN بالا در هر گروه اندازه حرکت نمودیم، بر خلاف EHO، ما هیچ افزایش سازگاری در بازده های اضافی را نیافتیم، و تنها شواهد ضعیفی یافتیم (دوباره به بخش صنعتی نسبت داده می شود)، زمانی که ما از چارکها با اندازه کوچک به بزرگتر حرکت نمودیم، که اطلاعات خصوصی دارای تاثیر بیشتری بر قیمت برای سهام کوچک نسبت به سهام بزرگ است.

این داده ها برخی از نشانه ها را فراهم می کند که PIN ممکن است دارای اثرات قیمت متفاوت در میان بخش ها باشد، اگر چه نتیجه ممکن است به PIN با برخی از عوامل دیگر (بازدید کنندگان) مرتبط شود که بازده را تحت تاثیر قرار می دهد.

۳,۲. نمونه آزمون-کامل قیمت گذاری دارایی Fama و French

در این بخش ما از EHO پیروی می نماییم و آزمایش می کنیم که آیا PIN در مقطع بازده های کنترل کننده متغیرهای Fama و French (۱۹۹۲) قیمت گذاری می شود یا خیر: بتا، اندازه و ارزش دفتری به قسمت سهام در بازار. در استرالیا، Gaunt (۲۰۰۴)، برای دوره نمونه ۱۹۹۳-۲۰۰۱، و Brailsford و همکاران. (۲۰۱۲)، با استفاده از یک پایگاه داده که شامل ۹۸ درصد از بازار استرالیا ۱۹۸۲-۲۰۰۶ می شود ، مدل سه عاملی Fama و French (بیش از CAPM) را یافتند.

ما رگرسیون مقطعی زیر را هر ماه برای دوره ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰ انجام دادیم.

$$R_{i,tl} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta ETA_p + \gamma_{2t}BTM_{i,l} + \gamma_{3t}SIZE_{i,t-1} + \gamma_{4t}PIN_{i,t-1} + \eta_{i,t} \qquad (2)$$

که در آن $R_{i,tl}$ بازده ماهانه (به طور مداوم ترکیب شده) از سهام i در ماه l از سال t به علاوه نرخ بدون ریسک می باشد، $\gamma_{jt}, j = 0,\ldots 4$ ضرایب برآورد شده هستند و η_{it} عبارت خطا است. $\beta ETAp, BTM, SIZE$ و PIN ، SIZE تخمین زده می شود که در بخش ۲ شرح داده شده است.

ما میانگین های سری زمانی ضرایب Fama و MacBeth (۱۹۷۳، 'F-M') را در تمام ماه ها ارائه می دهیم. با این حال، خطاهای اندازه گیری در نسخه های بتا در طول زمان مرتبط می شوند (در هر فاصله ۶۰ ماه) به دلیل اینکه

۴۸ ماه از داده های متداخل به منظور برآورد بتای امنیتی پیش رتبه به کار گرفته شده در رگرسیون های مقطع پی در پی استفاده می شوند. این باعث همبستگی خودکار در سری زمانی ضرایب برآورد شده می شود. بنابراین ما از روش West-Newey برای اصلاح خطاهای استاندارد برای همبستگی و heteroskedasticity استفاده نمودیم.

روش Fama و MacBeth (۱۹۷۳)، ضرایب را در سراسر سری زمانی T، به یک اندازه وزندهی می نماید که توسط وزن برای همه j و t، $w_{jt} = 1/T$ است. این میانگین در جایی که در آن واریانس سری ثابت نیست، ناکارآمد است اما در طول زمان تغییر می کند. بر این اساس، و برای کمک به مقایسه EHO، ما ضرایب تنظیم شده Litzenberger و Ramaswamy (1979، 'L-R') را نیز گزارش نمودیم که در جمع ضرایب در سراسر رگرسیون مقطعی، وزن ضرایب را به واسطه دقت آنها مشخص می نماید.

جدول ۵ نتیجه رگرسیون مقطعی را فراهم می کند. بر خلاف EHO ، هیچ شواهدی وجود ندارد که ریسک معامله آگاهانه، همانطور که توسط PIN نشان داده شده است، قیمت گذاری می شود. ضریب روی PIN به طور چشمگیری تحت روش های F-M و L-R مثبت است. ما یک ضریب مثبت و معنادار بر BTM و با استفاده از روش LR، ضریب منفی و معنی دار ضعیف را در BETA یافتیم. اثر ارزش برای بازاریابی سازگار با حق بیمه رشد ارزش Fama و French (۱۹۹۲) و با شواهد اخیر است که عامل HML در توضیح بازده های سهام در استرالیا (Fama و French، ۱۹۹۸ Faff ۲۰۰۱؛ Brailsford و همکاران، ۲۰۱۲) معنی دار است. ما یک اثر اندازه ضعیف ر در نتیجه L-R مشاهده نمودیم. Bollen و همکاران (۲۰۰۸) خاطر نشان نمودند که معیارهای انتخاب نمونه برای حذف کوچکترین سهام (در مورد ما، برای عدم تجارت کافی) می تواند یک رابطه مسطح اندازه بازده Chan و Faff (۲۰۰۳) را برای دوره مشاهده عملکرد ۱۹۹۰-۱۹۹۹ ارائه دهد.

نتیجه ما در مورد PIN ممکن است از شواهد آمریکا به دلیل مسائل نمونه خاص در مورد افزایش پس از سال ۲۰۰۶ در تعداد معاملات که از آن برآوردهای PIN ما گرفته شده است، (بخش ۲,۳ را ببینید) و نوسانات بیشتر بازار پس از GFC متفاوت باشد. ما از نمونه تقسیم شده خود، اولین دوره فرعی ۱۹۹۷-۲۰۰۶ و دومی سال ۲۰۰۷ تا سال ۲۰۱۰

استفاده نمودیم. ما آزمون ها را برای هر یک از زیر دوره ها تکرار نمودیم. در نتایج جدول بندی نشده، ما همان نتیجه کیفی را با در نظر گرفتن PIN یافتیم.

ما همچنین آزمایش نمودیم که نتیجه از استفاده از بتا نوع Dimson تحت تاثیر قرار نمی گیرد. ما رگرسیون ها را با استفاده از BETA2 در محل βETA_p تکرار نمودیم و به همان نتیجه رسیدیم: PIN در توضیح بازده ها در مقطع معنی دار نیست.

جدول ۴

بازده اوراق بهادار اضافی اندازه PIN. در پایان هر سال t-1، ما سهام را در چارک ها بر اساس اندازه (مقدار بازار) و، به طور مستقل، به terciles را بر اساس PIN به صورت محاسبه شده در سراسر سال t-1 مرتب سازی نمودیم. ما اوراق بهادار را در تقاطع هر یک از این از دسته ها تشکیل دادیم. برای هر یک از اوراق بهادار، ما بازده اضافی ماهانه وزندهی شده ارزش و وزندهی شده برابر (بازده در بیش از نرخ بدون ریسک) برای ۱۲ ماه بعد از شکل گیری اوراق بهادار محاسبه نمودیم و در پنل A، بازده متوسط اضافی (برحسب درصد) را برای ۱۶۷ ماه از نمونه خود از ژانویه سال ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰ گزارش نمودیم. بالا-پایین، تفاوت در بازده های اضافی برای اوراق بهادار PIN دارای بالاترین رتبه و اوراق بهادار PIN با پایین رتبه در هر چارک اندازه است. ما مقدار-p $(\Pr > |Z|)$ برای آزمون Wilcoxon–Mann–Whitney را برای اهمیت آماری در تفاوت در توزیع بازده های اضافی بین شدید اوراق بهادار-PIN کرانی گزارش نمودیم. پنل B ، PIN متوسط، متوسط SIZE (لگاریتم ارزش بازار) و همچنین میانگین تعداد سهام در هر اوراق بهادار را نشان می دهد. میانگین ها برای اوراق بهادار تشکیل شده، به طور جداگانه تنها با استفاده از سهام بخش صنعتی و بخش منابع ارائه نمودیم. مشاهدات مجموع ماهانه مورد استفاده در شکل گیری اوراق بهادار ۷۴،۶۷۷ (همه)، ۴۶۰۶۲ (صنعتی)، ۲۸۶۱۵ (منابع) بودند.

	All stocks					Industrials					Resources				
	PIN rank					PIN rank					PIN rank				
	Low	Med	High	High-Low	*Pr* > |Z|	Low	Med	High	High-Low	*Pr* > |Z|	Low	Med	High	High-Low	*Pr* > |Z|
Size rank															
Panel A: Average monthly excess returns															
Equal-weighted															
Small	1.430	1.887	1.613	0.183	*0.912*	0.247	0.948	1.003	0.755	*0.475*	2.968	3.204	2.230	−0.738	*0.487*
2	0.273	0.643	0.792	0.519	*0.284*	0.550	0.338	0.846	0.296	*0.420*	0.372	1.002	0.977	0.605	*0.290*
3	0.594	0.829	0.711	0.117	*0.619*	0.069	0.638	0.603	0.535	*0.036*	0.944	0.984	0.545	−0.398	*0.972*
Big	0.524	0.571	0.378	−0.146	*0.902*	0.589	0.251	0.492	−0.098	*0.804*	0.915	1.119	0.386	−0.530	*0.337*
Value-weighted															
Small	0.607	1.202	0.956	0.349	*0.616*	−0.089	0.809	0.703	0.792	*0.285*	2.789	3.137	1.742	−1.047	*0.427*
2	0.575	0.484	0.731	0.156	*0.647*	0.674	0.369	0.815	0.142	*0.614*	0.257	1.169	0.956	0.699	*0.264*
3	0.216	0.691	0.447	0.231	*0.231*	0.175	0.576	0.458	0.283	*0.049*	0.839	1.112	0.634	−0.204	*0.733*
Big	0.630	0.485	0.396	−0.233	*0.776*	0.577	0.383	0.054	−0.522	*0.272*	0.989	0.991	0.612	−0.377	*0.876*
Panel B: Portfolio characteristics															
Average number of firms															
Small	38.4	40.9	36.3			22.1	24.4	24.7			16.9	14.7	12.4		
2	31.4	45.6	38.9			17.8	28.8	25.1			13.4	16.7	14.3		
3	20.6	41.4	54.1			11.2	26.1	34.6			8.9	16.5	19.1		
Big	63.8	26.8	25.1			44.1	16.4	11.0			19.4	11.4	13.2		
Average PIN															
Small	0.173	0.235	0.329			0.170	0.236	0.343			0.177	0.235	0.311		
2	0.180	0.236	0.319			0.178	0.236	0.320			0.187	0.236	0.310		
3	0.180	0.235	0.315			0.178	0.235	0.321			0.184	0.236	0.312		
Big	0.156	0.233	0.321			0.153	0.231	0.321			0.161	0.233	0.322		
Average size															
Small	16.372	16.432	16.383			16.801	16.911	16.782			15.994	16.037	15.998		
2	17.818	17.857	17.856			18.270	18.291	18.334			17.176	17.151	17.147		
3	19.130	19.137	19.176			19.568	19.496	19.522			18.255	18.356	18.315		
Big	21.818	20.693	20.607			21.951	21.008	20.930			21.375	19.954	19.973		

جدول ۵

رگرسیون های مقطعی. ما میانگین سری زمانی ضرایب در آزمون قیمت گذاری دارایی مقطعی را با استفاده از Fama و MacBeth (۱۹۷۳) روش و Litzenberger و Ramaswamy (L-R; 1979) ابزار دقیق وزن (حداقل مربعات وزن دار) گزارش نمودیم. خطاهای استاندارد MacBeth-Fama پس از اعمال تعدیل Newey-غرب برای همبستگی و heteroskedasticity هستند.

متغیر وابسته درصد بازده ماهانه (به طور مداوم ترکیب) در بیش از نرخ آزاد ریسک است. نسخه های بتا، بتاهای اوراق بهادار محاسبه شده از دوره کامل با استفاده از ۴۰ اوراق بهادار می باشد. PIN احتمال تجارت بر اساس اطلاعات موجود در انبار i از سال t-1 است. SIZE، لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (MV) در شرکت i در پایان سال t-1 است، و BTM لگاریتم نسبت مقدار دفتری حقوق صاحبان سهام به مقدار بازار حقوق صاحبان سهام برای شرکت i در سال t-1 است . مقدار آماره t در پرانتز آورده شده است. معناداری در سطوح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ (*، **، *** به ترتیب) می باشد. نمونه ما برای ۱۶۷ ماه ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰ است

	BETA	SIZE	BTM	PIN
Fama–MacBeth	−0.771*	0.102	0.268**	0.486
	(−1.80)	(1.03)	(2.31)	(0.70)
L-R	−0.619*	0.158*	0.270**	0.931
	(−1.96)	(1.87)	(2.53)	(1.37)

۳,۳. آزمون-های قیمت گذاری دارایی Fama و French- به واسطه بخش صنعتی

اگر چه Aslan و همکاران (۲۰۱۱) نشان می دهند که صنایع ممکن است در سطح ریسک اطلاعات خصوصی متفاوت باشند، هیچ چیز در تئوری Easley و O'Hara (۲۰۰۴) وجود ندارد که نشان می دهد که ریسک باید در یک صنعت قیمت گذاری شود و در دیگر نشود. با این حال، ما استدلال کرده ایم که تفاوت های بین بخش های صنایع و منابع ممکن است مربوط به نتیجه آزمون دارایی قیمت گذاری مرتبط باشد. در این بخش ما تفاوت در سطح بخش در نفوذ PIN بر بازده را آزمایش می نماییم. ما معادله. (۲) را با D_{IND} (متغیر ساختگی تنظیم شده برابر با ۱ اگر سهام، سهام بخش صنایع باشد و در غیر این صورت ۰) تقویت می نماییم و با متغیر تعاملی، $D_{IND}{}^{*}PIN$. به طور خاص، ما رابطه زیر را استفاده می کنیم:

$$R_{i,tl} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta ETA_p + \gamma_{2t}BTM_{i,l} + \gamma_{3t}SIZE_{i,t-1} + \gamma_{4t}PIN_{i,t-1} + \lambda_{ot}D_{IND} + \lambda_{1t}\left(D_{IND} * PIN_{i,t-1}\right) + \eta_{i,t} \quad (3)$$

در واقع، ضریب D_{IND} در بردارنده تفاوت در رهگیری رگرسیون برای سهام صنعتی روی رهگیری برای مورد پایه (سهام بخش منابع) است. در درجه اول ما به ضریب PIN علاقه مند هستیم، که نشاندهنده اثر قیمت PIN در میان سهام منابع و ضریب $D_{IND}{}^{*}PIN$ است که اثر افزایشی قیمت گذاری PIN در میان سهام صنعتی نسبت به اثر افزایشی سهام بخش منابع است.

ما تفاوت قابل توجهی را در اثر PIN بین بخش ها یافتیم. هر دو روش F-M و L-R نشان می دهد که PIN، در توضیح تغییرات در بازده، معنادار است که در جدول ۶ مدل ۱ نشان داده شده است. با این حال، با اشاره به نتیجه L-R، ضریب در PIN برای بخش پایه (منابع) منفی است (۲,۴۲۰-) و در سطح ۱۰٪ معنی دار است، در حالی که ضریب بر متغیر تعاملی، $D_{IND}{}^{*}PIN$ ، در شرایط مطلق (۳,۸۵۷) بالاتر و در سطح ۵ درصد مثبت است.

بخش های متضاد اثر قیمت-PIN بین بخش ها در مدل ۲ شبیه است که شامل اثر متغیرهای Fama و French مشابه می شود. نتیجه L-R نشان دهنده ضریب بسیار معنادار در متغیر PIN تعاملی (۴,۰۲۹) است در حالی که PIN به خودی خود دیگر معنی دار نیست. این نتیجه نشان می دهد که PIN به طور مثبت با بازده اضافی در میان سهام صنعتی مرتبط است و در میان سهام منابع مرتبط نیست. ما این نتیجه را به این معنی تفسیر می نماییم که افزایش ۰,۱۰ در PIN با ۰,۲۳٪ بازده ماهانه اضافی (۲,۷۶ درصد در سال) در میان سهام صنعتی همراه است. با اشاره به نتیجه FM، تاثیر منفی PIN بر بازده سهام بخش منابع تنها به طور ضعیف قابل توجه است اما نشان می دهد، هر PIN هر چه باشد، به سوء قیمت گذاری در میان این سهام ها کمک می کند.

جدول ۶

رگرسیون مقطعی با بخش صنعت. ما گزارش میانگین سری زمانی ضرایب در آزمون قیمت گذاری دارایی مقطعی با استفاده از Fama و MacBeth (۱۹۷۳) روش و Litzenberger و Ramaswamy (LR، 1979) ابزار دقیق وزن (وزن حداقل مربعات). خطاهای استاندارد MacBeth-Fama پس از اعمال تعدیل Newey-غرب برای همبستگی و heteroskedasticity هستند. متغیر وابسته درصد بازده ماهانه (به طور مداوم ترکیب) در بیش از نرخ آزاد ریسک است. نسخه های بتا بتا اوراق بهادار محاسبه شده از دوره کامل با استفاده از ۴۰ اوراق بهادار می باشد. PIN احتمال تجارت بر اساس اطلاعات موجود در انبار من از سال t-1 است. اندازه لگاریتم مقدار بازار حقوق صاحبان سهام (MV) در شرکت من در پایان سال t-1 است، و BTM لگاریتم نسبت مقدار دفتری حقوق صاحبان سهام به مقدار بازار حقوق صاحبان سهام برای شرکت من در سال t-1 است . D_{IND} متغیر ساختگی که معادل ۱ برای سهام در بخش صنعتی و ۰ در غیر این صورت می باشد. متغیر های تعاملی، $D_{IND}*PIN$ نشان D_{IND}ضرب PIN. مقدار آماره t در پرانتز آورده شده است. اهمیت است که در ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ سطح (*، **، *** به ترتیب) می شود. تعدیل R مربع که در آن قابل اجرا نشان داده شده است. نمونه ما این است که برای ۱۶۷ ماه ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰.

Model	1		2	
	F-M	L-R	F-M	L-R
Intercept	0.170	0.309	−0.909	−2.188
	(0.21)	(0.49)	(−0.43)	(−1.22)
D_{IND}	−0.821	−1.061**	−1.013*	−1.286***
	(−1.33)	(−2.06)	(−1.82)	(−2.63)
BETA			−0.702*	−0.659**
			(−1.91)	(−2.49)
SIZE			0.124	0.187**
			(1.27)	(2.27)
BTM			0.271***	0.284***
			(2.63)	(2.85)
PIN	−2.876**	−2.420*	−2.181*	−1.725
	(−2.24)	(−1.76)	(−1.70)	(−1.29)
$PIN*D_{IND}$	3.756**	3.857**	3.740**	4.029***
	(2.31)	(2.55)	(2.41)	(2.68)
Adjusted R-Squared	0.024		0.051	

۳,۴. اثر نقدینگی و دیگر متغیرهای ریسک

ما برای استحکام حق بیمه PIN توسط افزایش رگرسیون خود با کنترل های EHO برای نقدینگی و ریسک آزمایش) آزمایش نمودیم: گردش مالی (lnTURN)، پیشنهاد-درخواست-گسترش (گسترش)، تنوع در گردش (CVTURN) و نوسانات بازده (STDEV: جدول ۷، مدل های ۱ تا ۵، نشان می دهد که در حضور هر و همه متغیرهای کنترل، اثر دیفرانسیل PIN بر بازده برای سهام صنایع نسبت به سهام منابع (به عنوان برآورد ضریب برای متغیر $D_{IND}*PIN$) تا حدودی کاهش می یابد اما از نظر آماری معنی دار باقی مانده است. تنوع گردش مالی (CVTURN) و تنوع بازده (STDEV) هر دو به طور منفی و معناداری مربوط به بازده اضافی می شوند، در مقابل آنچه که ما ممکن است انتظار داشته باشیم، اگر ریسک جبران شود. با این حال، در حالی که این متغیرها به طور کامل اثر PIN را در میان سهام صنایع نمی کنند، به نظر می رسد آنها اثر (منفی) PIN را در میان سهام منابع به سطح غیرمعنادار متفاوت از صفر (مدل ۲ و ۴) کاهش دهند.

در مدل ۶، ما اندازه گیری خود از عدم نقدینگی، lnILLIQ را با توجه به ارتباط آن با PIN معرفی می نماییم (نگاه کنید به جدول ۳ ارتباط ۰,۳۴۲) و در پرتوی شواهد Duarte و Young (۲۰۰۹)، این متغیر روی PIN در بازده های متوسط نفوذ دارد. ما دریافتیم که اثر قیمت PIN تا حد زیادی بدون تغییر است: ضریب روی $D_{IND}*PIN$ در

سطح ۱۰٪ از اهمیت استفاده از هر دو روش FM و LR به طور مثبت قابل توجهی است. قابل ذکر است که lnILLIQ در رگرسیون معنی دار نبود.

به طور کلی، نتایج ما نشان می دهد که PIN در بر گیرنده چیزی بیش از عدم نقدینگی در میان سهام بخش صنایع است و دارای تأثیر مثبت و معنادار بر بازده اضافی در میان سهام کنترل کننده متغیرهای French-Fama، ریسک نقدینگی و بازده عدم قطعیت است. PIN هیچ تاثیری قوی بر بازده های بخش منابع ندارد.

۳,۵. اثر پوشش تحلیلگر

در جدول ۷ مدل ۷، ما نماینده خود برای پوشش تحلیلگر، lnALYST را معرفی می نماییم همانطور که ما تفاوت معنی داری را در این نسبت اطلاعات بین سهام بخش صنایع و منابع (جدول ۲) خاطر نشان نمودیم. ما ضریب روی lnALYST را مثبت دیدیم و در سطح ۱٪ بسیار معنادار است. علاوه بر این، تفاوت در اثر PIN بین بخش ها در حال حاضر از نظر آماری معنی دار است. این نتیجه تمایل به حمایت از ارتباط PIN با محیط اطلاعات شرکت ها دارد و نشان می دهد که تفاوت ها در پوشش تحلیلگر ممکن است استفاده از اطلاعات 'خصوصی' را در بر گیرد که مربوط به نفوذ PIN روی قیمت است.

با توجه به نقشی که تحلیلگران در ارزیابی و انتشار اطلاعات به طور گسترده ای بازی می کنند، و ماهیت سوداگرانه تر از بسیاری از سهام بخش منابع، این نتیجه، این امکان را افزایش می دهد که فقدان اثر PIN-قیمت در میان سهام ها ممکن است به دقت دانشی مرتبط شود برای یک شرکت وجود دارد.

جدول ۷

رگرسیون مقطعی با بخش صنعت و با نقدینگی و دیگر متغیرهای ریسک است. ما گزارش میانگین سری زمانی ضرایب در آزمون قیمت گذاری دارایی مقطعی با استفاده از Fama و MacBeth (۱۹۷۳) روش (پانل A) و Litzenberger و Ramaswamy (LR، 1979) ابزار دقیق وزن (پانل B). خطاهای استاندارد Fama-MacBeth پس از اعمال تعدیل Newey-غرب برای همبستگی و heteroskedasticity هستند. متغیر وابسته

درصد بازده ماهانه (به طور مداوم ترکیب) در بیش از نرخ آزاد ریسک است. نسخه های بتا، بتا اوراق بهادار محاسبه شده از دوره کامل با استفاده از ۴۰ اوراق بهادار می باشد. PIN احتمال تجارت بر اساس اطلاعات موجود در انبار من از سال t-1 است. اندازه لگاریتم مقدار بازار حقوق صاحبان سهام (MV) در شرکت من در پایان سال t-1 است، و BTM لگاریتم نسبت مقدار دفتری حقوق صاحبان سهام به مقدار بازار حقوق صاحبان سهام برای شرکت من در سال t-1 است ، گسترش به طور متوسط سالانه به طور متوسط گسترش روزانه برای سال t-1 است. STDEV انحراف استاندارد از بازده در روز به مدت سال t-1 است. lnTURN لگاریتم از متوسط سال گردش مالی ماهانه T-3 به T-1 است. CVTURN لگاریتم از ضریب تغییرات از ماهانه سال گردش مالی T-3 به T-1 است. lnALYST لگاریتم از ۱ به علاوه تعداد متوسط تحلیلگران، در سال t-1 است، ارائه برآورد سهام من در درآمد آینده هر سهم. lnILLIQ لگاریتم از متوسط سالانه ۱۰۰۰۰۰۰ بار اندازه گیری Amihud روزانه نقدینگی است (| RTN | / حجم دلار) برای هر سهام من برای سال t-1 محاسبه می شود. D_{IND} متغیر ساختگی که معادل ۱ برای سهام در بخش صنعتی و ۰ در غیر این صورت می باشد. متغیر های تعاملی (D_{IND}*PIN) نشان دهنده D_{IND} ضرب PIN. مقدار آماره t در پرانتز آورده شده است. اهمیت است که در ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ سطح (*، **، *** به ترتیب) می شود. تعدیل R مربع که در آن قابل اجرا نشان داده شده است. نمونه ما این است که برای ۱۶۷ ماه ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر ۲۰۱۰.

Panel A: Fama–Macbeth								*Panel B: Litzenberger–Ramaswamy*						
Model								Model						
	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5	6	7
Intercept	−0.313	0.782	−0.738	1.858	2.181	2.013	4.462**	−1.870	−1.071	−1.436	0.942	0.952	0.109	3.569**
	(−0.15)	(0.38)	(−0.36)	(1.00)	(1.12)	(0.77)	(2.30)	(−1.06)	(−0.62)	(−0.82)	(0.58)	(0.55)	(0.05)	(2.02)
D_{IND}	−1.185**	−0.925	−0.982*	−0.952*	−1.001*	−0.978*	−1.020*	−1.453***	−1.220**	−1.245**	−1.233**	−1.293**	−1.275**	−1.290**
	(−2.17)	(−1.62)	(−1.80)	(−1.71)	(−1.78)	(−1.72)	(−1.81)	(−2.96)	(−2.46)	(−2.56)	(−2.53)	(−2.59)	(−2.55)	(−2.57)
BETA	−0.534	−0.638*	−0.694*	−0.467	−0.265	−0.282	−0.229	−0.472*	−0.599**	−0.648**	−0.402	−0.222	−0.248	−0.184
	(−1.55)	(−1.76)	(−1.90)	(−1.40)	(−0.89)	(−0.96)	(−0.79)	(−1.96)	(−2.25)	(−2.45)	(−1.61)	(−0.99)	(−1.11)	(−0.83)
SIZE	0.110	0.000	0.115	−0.011	−0.054	−0.044	−0.190**	0.188**	0.103	0.154**	0.043	0.033	0.055	−0.129
	(1.13)	(0.00)	(1.30)	(−0.13)	(−0.61)	(−0.32)	(−1.99)	(2.29)	(1.29)	(1.99)	(0.59)	(0.43)	(0.47)	(−1.52)
BTM	0.249**	0.215**	0.276***	0.212**	0.132	0.132	0.095	0.265***	0.239**	0.282***	0.218**	0.160*	0.166*	0.121
	(2.50)	(2.16)	(2.87)	(2.34)	(1.47)	(1.47)	(1.12)	(2.73)	(2.42)	(2.91)	(2.31)	(1.72)	(1.82)	(1.36)
PIN	−3.062**	−1.283	−2.181*	−1.709	−1.750	−1.690	−1.579	−2.469*	−0.966	−1.718	−1.423	−1.380	−1.457	−1.167
	(−2.43)	(−0.95)	(−1.72)	(−1.34)	(−1.34)	(−1.29)	(−1.20)	(−1.82)	(−0.71)	(−1.30)	(−1.08)	(−1.01)	(−1.06)	(−0.85)
PIN*D_{IND}	3.937**	3.362**	3.620**	3.002*	2.960*	2.830*	2.584	4.058***	3.709**	3.865***	3.354**	3.068**	2.935*	2.492
	(2.56)	(2.10)	(2.37)	(1.91)	(1.82)	(1.74)	(1.56)	(2.70)	(2.45)	(2.63)	(2.25)	(2.05)	(1.96)	(1.64)
lnTURN	−0.329***				−0.262***	−0.265**	−0.372***	−0.323***				−0.262***	−0.222*	−0.375***
	(−3.58)				(−2.62)	(−2.05)	(−3.49)	(−3.53)				(−2.78)	(−1.87)	(−3.59)
CVTURN		−0.684***			−0.591***	−0.578***	−0.487***		−0.536***			−0.411**	−0.446***	−0.311*
		(−3.92)			(−3.31)	(−3.12)	(−2.83)		(−3.36)			(−2.54)	(−2.69)	(−1.94)
SPREAD			−2.044		11.242	11.637	9.738			−1.528		10.942	11.187	9.228
			(−0.26)		(1.21)	(1.17)	(1.05)			(−0.24)		(1.42)	(1.39)	(1.19)
STDEV				−18.025***	−19.200**	−19.376**	−18.129**				−20.099***	−22.963***	−23.294***	−22.042***
				(−2.96)	(−2.58)	(−2.58)	(−2.47)				(−4.38)	(−4.58)	(−4.62)	(−4.45)
lnILLIQ						0.002							0.030	
						(0.03)							(0.41)	
lnALYST							0.396***							0.416***
							(2.96)							(3.19)
Adj. R-Squared	0.052	0.051	0.055	0.055	0.061	0.061	0.062							

۴. PIN، دقت اطلاعات و بازده های بخش صنعت

در این بخش ما بررسی می کنیم که آیا اثر PIN بر بازده های اضافی در میان سهام بخش منابع توسط 'دقت قبل از اطلاعات مربوط به شرکت پنهان می شود یا خیر. عدم تقارن اطلاعات و دقت نباید با هم کار کنند؛ دقت ممکن است تجارت آگاهانه را تشویق نماید، همانطور که اطمینان بیشتر معامله گر را از تحقق سود فراهم می کند (McNichols و Trueman، 1994) اما عدم تقارن بیشتر ممکن است دقت متوسط را کاهش دهد اگر اطلاعات معامله گر آگاه به طور کامل برای نیاز نقدینگی کافی نشان داده نشده باشد (Lambert و همکارانش، ۲۰۱۲). Easley و O'Hara (۲۰۰۴) نشان می دهند که شرکت ها با دقت کوچکتر در باورها در مورد ارزش، مانند کسانی که بدون سابقه درآمد هستند، به احتمال زیاد از هزینه بالاتر سرمایه رنج می برند. اگر دقت پایین تر با سهام PIN پایین تر مرتبط شود، آنگاه پس از آن دقت اثر روی بازده ممکن است اثر دیگری را خراب می کند.

ما از وجود یا عدم وجود درآمدهای عملیاتی به عنوان یک نماینده برای دقت قبلی استفاده نمودیم و آزمایش کردیم که که آیا PIN تأثیر مثبتی بر بازده کنترل اثر متغیر دقت دارد یا خیر. ما درآمدهای عملیاتی سالانه را در هر مرحله تعادل سالانه برای هر شرکت استخراج نمودیم و یک متغیر ساختگی، D_{OPR} را ایجاد نمودیم که برابر با ۱ برای سهام با درآمدهای عملیاتی سالانه بیشتر از ۵ درصد از مقدار بازار و برابر با ۰ در غیر این صورت تنظیم می شود.

نمونه کاهش یافته ما شامل مشاهدات غیر از دست رفته برای ۴۹۹۱ شرکت-سال می شود. جدول ۸ نشان می دهد که یک سوم از نمونه دارای درآمدهای عملیاتی نیست و ۷۸٪ از اینها از بخش منابع هستند. ۱۴٪، از صنایع مرتبط با فن آوری (بهداشت و بیوتکنولوژی، خدمات نرم افزار، تکنولوژی سخت افزار) می باشند. بنابراین به نظر می رسد طبقه بندی ما، تمایزی میان سهام نوع سوداگرانه که روی "کشف" برای موفقیت تکیه می کند، ایجاد نماید و به احتمال زیاد با عدم قطعیت بالا در مورد مقدار دارایی در ارتباط است.

ما رگرسیون های مقطعی را با استفاده از روش همانند بالا انجام دادیم، اما شامل متغیرهای تعاملی می شوند: PIN * D_{OPR} برای در برگرفتن اثر دیفرانسیل روی PIN بر روی بازده سهام با درآمدهای عملیاتی، و. PIN * D_{OPR} PIN * D_{IND}، برای شناسایی اینکه آیا PIN به طور متفاوت برای سهام های صنعتی با درآمدهای عملیاتی در مقایسه با

سهام بخش منابع با درآمدهای عملیاتی قیمت گذاری می شود یا خیر. ما رهگیری به وضعیت درآمد عامل متغیر و توسط بخش، از جمله D_{OPR} و $D_{OPR} * D_{IND}$، به ترتیب، در رگرسیون را میسر نمودیم.

اگر اثر متفاوت PIN بر روی قیمت در میان بخش ها به ارتباط عدم دقت PIN منفی در میان سهام منابع مرتبط باشد و اگر نظریه Easley و O'Hara (۲۰۰۴)، ما انتظار داریم ضریب PIN به طور قابل توجهی مثبت باشد که بازده متوسط بالاتر را برای PIN در میان سهام هایی در بر دارد که دارای دقت اطلاعات کم (بدون درآمدهای عملیاتی) است. ما انتظار داریم ضریب $D_{IND}{}^{*}PIN$ نامعنی دار است، اگر PIN به طور معادل برای سهام هایی قیمت گذاری شود که دارای دقت بیشتر است (درآمد عامل مثبت). اگر بخش صنعت حتی پس از میسر نمودن نفوذ "دقت" برای اثر PIN-قیمت معنی دار باقی بماند، آنگاه $PIN^{*}D_{OPR}{}^{*}D_{IND}$ ممکن است تاثیر مثبت معنیداری داشته باشد.

با مراجعه به جدول ۹، به دنبال اولین بار در ره گیری، ما هیچ شاهدی نیافتیم که سهام با دقت کم (بدون درآمدهای عملیاتی) بازده به طور قابل توجهی بیشتر از سهام با دقت بالاتر (درآمدهای عملیاتی مثبت) دریافت نمایند. در واقع D_{OPR} به طور آماری مثبت و معنی دار است که نشان می دهد که سهام منابع با سابقه درآمد ارائه دهنده بازده بالاتر از سهام سوداگرانه تر کم دقت است. برآورد منفی قابل توجهی برای ضریب $D_{OPR}{}^{*}D_{IND}$ تا حد زیادی این اثر را در مورد صنایع کاهش می دهد اما اثر خالص همانی نیست که توسط Easley و O'Hara (۲۰۰۴) پیش بینی شده است.

با اشاره به نتیجه LR، در حالی که ضریب PIN در هر دو مدل ۱ و ۲ مثبت است، این مورد از نظر آماری معنی دار نبود: سهام با دقت کم شواهدی از حق بیمه PIN را نشان می دهد. به نظر می رسد که حق بیمه PIN در واقع ممکن است محدود و مرتبط با سهام بخش صنعت با درآمد مثبت باشد، اگر ما معناداری ضریب در $PIN^{*}D_{OPR}{}^{*}D_{IND}$ مربوط به بخش (اثر دیفرانسیل از PIN در میان سهام صنعتی با درآمدهای عملیاتی)، و ناچیز بودن ضریب $PIN^{*}D_{OPR}$ را در نظر بگیریم. نتیجه نشان می دهد که افزای در PIN از ۰,۱۰ در میان سهام صنعتی

که دارای درآمدهای عملیاتی است، ممکن است به بازده اضافی ماهیانه اضافی از ۰,۳۰۸٪ منجر شود (یعنی یک دهم ۴,۵۶۹-۲,۹۳۹ + ۱,۴۴۷). عدم نقدینگی (lnILLIQ) اثر دیفرانسیل PIN-قیمت را توضیح می دهد، و در حالی که پوشش تحلیلگر (lnALYST) دارای یک اثر از مقدار مشابه است که در جدول ۷ گزارش شده است، این مورد تفاوت در اثر قیمت گذاری PIN مثبت در میان سهام صنعتی تولیدکننده درآمد را توضیح نمی دهد (مدل ۳).

نتایج ما نشان می دهد که تفاوت در اثر PIN-قیمت بین بخش ها به هر رابطه مخالف بین PIN و دقت مرتبط نیست. در عوض، سهام نظری که ما با عدم سابقه درآمد مرتبط نمودیم، بخشی از زیر مجموعه ای از سهام است که هیچ شواهدی قوی از ارتباط مثبت بین بازده مورد انتظار و ریسک اطلاعات خصوصی که Easley و O'Hara (۲۰۰۴) توصیف می کنند را نشان می دهد. در میان سهام فهرست شده در استرالیا به نظر می رسد هر حق بیمه PIN به سهام بخش صنایع با درآمدهای عملیاتی محدود باشد.

جدول ۸

نمونه درآمد عامل به واسطه صنعت. ما تعداد مشاهدات شرکت ساله توسط بخش و صنعت برای نمونه کاهش یافته را نشان می دهیم که دارای مشاهده درآمد عملیاتی سالانه ثبت شده برای سال پایانی گزارش دهنده آن در سال t-1 است. دوره نمونه ما از سال ۱۹۹۷ تا سال ۲۰۱۰ است. درآمد ($D_{OPR} = 1$) [بدون درآمد ($D_{OPR} = 0$)] اشاره به مشاهدات سال شرکت دارد که در آن درآمد عامل بیشتر [کمتر] از ۵٪ از مقدار بازار در پایان سال t-1 است .CRIF صنعت، CRIF ثبت شده صنعت در پایگاه داده SPPR است.

۵. توضیحات احتمالی

در ارائه توضیحات ممکن است، توجه داشته باشید که حق بیمه PIN آشکار در میان سهامی که در آن سوء قیمت گذاری (بازده ناکافی برای ریسک) شایع تر است، مشهود نیست. Ball و Brown (۱۹۸۰) در یک نمونه از سهام برای دوره ۱۹۷۹-۱۹۵۸ نشان می دهند که هیچ ریسک اضافی فرض شده ناشی از سهام بخش معدن نسبت به

سهام صنعتی وجود ندارد. عملکرد پایین بخش منابع در دوره ۱۹۸۰-۱۹۹۶ به ویژه در صنعت سوخت جامد یافت شده است که نرخ آزاد ریسک (Finn و Koivurinne، 2000) عملکرد ضعیفیف دارد. همان عواملی که باعث این سوء قیمت گذاری ریسک می شوند ممکن است به "ناهنجاری" در قیمت گذاری از ریسک اطلاعات در میان سهام سوداگرانه گسترش یابند.

صنعت معدن مملو از نمونه هایی از افزایش و سقوط قیمت سهام چشمگیر است. در طول جنبش رونق نیکل از ۱۹۶۹-۱۹۷۰، به عنوان مثال، قیمت سهام Tasminex NL از ۲,۸۰ $ به اوج ۷۵ دلار در عرض یک هفته در از کشف نیکل رسید که هرگز اتفاق نیفتاد (Simon، ۲۰۰۳). اخیراً، در ۷ ژانویه ، سال ۲۰۱۳، این شایعه که ذغال سنگ Whitehaven حمایت بانکداران خود را از دست داده است باعث شد تا قیمت سهام این شرکت به تقریبا ۹٪ رکود یابد، قبل از اینکه سهام در توقف معاملات در حدود ظهر قرار داده شود. Kumar (۲۰۰۹) نشان می دهد که تعصبات رفتاری سرمایه گذار در میان سهام سوداگرانه بیشترین است و این سهام توسط PIN بالا مشخص می شود. اگر نوع تجارتی که PIN در بر می گیرد در میان این سهام ها به عنوان "آگاهانه" باشد یک نتیجه از شایعه، جعل و یا تلاش های 'دستکاری' برای بهره برداری از تعصبات رفتاری سرمایه گذارانی است که به نفع این سهام است، PIN ممکن است هیچ اثر قیمتی نداشته باشد. البته تعصب رفتاری به خودی خود ممکن است در سوء قیمت گذاری آشکار شود، صرفه نظر از اینکه PIN چیست و اینکه نماینده های دیگر اطلاعات چیست.

در نهایت، ما نیاز به در ذهن داشتن مفروضات اساسی مدل PIN در زمان تفسیر نتایج داریم. این فرض معقول و منطقی به نظر می رسد که برای هر رویداد خبری حساس به قیمت خوب (بد) ، معامله گران منطقی آگاه وارد بازار در همان سمت از ارزش سهام می شوند و از گسترش عبور به تجارت در مناقصه عبور می نمایند (BID). با این حال، استراتژی های پیچیده تر را می تواند برای استتار محتوای اطلاعات معامله به کار کرفت. این استراتژی از جمله تقسیم شدن سفارشات به مقادیر کوچکتر، تجارت در طول زمان و یا حتی فراخوانی دیگران به تجارت، ممکن است دارای ارتباط های مختلف با سهام بخش منابع در مقابل سهام صنایع باشند و ممکن است سبب تفاوت در سطح بخش در سر و صدا همراه با برآورد ما از ریسک اطلاعات شوند.

جدول ۹

رگرسیون مقطعی با بخش صنعت و وضعیت درآمد عامل. ما گزارش میانگین سری زمانی ضرایب در آزمون قیمت گذاری دارایی مقطعی با استفاده از Fama و MacBeth (۱۹۷۳) روش و Litzenberger و Ramaswamy 1979) (حداقل مربعات وزن دار) دقت وزن به معنی. خطاهای استاندارد MacBeth-Fama پس از اعمال تعدیل Newey-غرب برای همبستگی و heteroskedasticity هستند. متغیر وابسته درصد بازده ماهانه (به طور مداوم ترکیب) در بیش از نرخ آزاد ریسک است. D_{OPR} متغیر ساختگی که معادل است ۱ (۰) برای مشاهدات شرکت ساله که در آن درآمد عامل بیشتر [کمتر] از ۵٪ از مقدار بازار به عنوان در پایان سال t-1 است. متغیرهای دیگر مانند در جدول ۷. متغیرهای سلامت توصیف (به عنوان مثال $PIN^{*}D_{OPR}{}^{*}D_{IND}$) نشان دهنده نتیجه از ضرب متغیرهای مربوطه (بعنوان مثال $PIN^{*}D_{OPR}{}^{*}D_{IND}$). مقدار آماره t در پرانتز آورده شده است. اهمیت است که در ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ سطح (*، **، *** به ترتیب) می شود. تعدیل R مربع که در آن قابل اجرا نشان داده شده است. نمونه ما این است که برای ۱۶۷ ماه ژانویه ۱۹۹۷ تا نوامبر سال ۲۰۱۰. میانگین مشاهدات ماهانه ۳۴۴.

	Fama–MacBeth			Litzenberger–Ramaswamy		
Model	1	2	3	1	2	3
Intercept	−1.506	0.893	2.697	−2.974	−0.791	−0.095
	(−0.66)	(0.36)	(0.82)	(−1.54)	(−0.37)	(−0.03)
D_{OPR}	1.849**	2.222***	2.224***	1.609**	1.880**	1.808**
	(2.55)	(3.18)	(3.16)	(2.11)	(2.44)	(2.33)
D_{OPR} *D_{IND}	−1.152	−1.693**	−1.711**	−1.247**	−1.711***	−1.670***
	(−1.46)	(−2.17)	(−2.18)	(−2.01)	(−2.69)	(−2.61)
BETA	−0.381	−0.034	−0.016	−0.364	−0.043	−0.048
	(−0.97)	(−0.11)	(−0.05)	(−1.22)	(−0.17)	(−0.19)
SIZE	0.027	−0.103	−0.210	0.103	0.010	−0.054
	(0.27)	(−0.92)	(−1.20)	(1.22)	(0.11)	(−0.37)
BTM	0.202**	0.106	0.073	0.207**	0.132	0.114
	(2.01)	(1.10)	(0.78)	(2.07)	(1.36)	(1.21)
PIN	2.464	3.132*	3.371*	1.447	1.791	1.610
	(1.38)	(1.79)	(1.92)	(0.70)	(0.88)	(0.79)
PIN*D_{OPR}	−4.111	−6.499**	−6.903**	−2.939	−4.568	−4.501
	(−1.43)	(−2.28)	(−2.38)	(−0.99)	(−1.52)	(−1.49)
PIN*D_{OPR}*D_{IND}	4.710*	6.677**	6.428**	4.569**	5.951**	5.298**
	(1.72)	(2.34)	(2.21)	(2.05)	(2.56)	(2.25)
lnTURN		−0.250**	−0.344**		−0.171	−0.171
		(−2.26)	(−2.14)		(−1.63)	(−1.18)
CVTURN		−0.472**	−0.333		−0.230	−0.168
		(−2.23)	(−1.54)		(−1.18)	(−0.82)
SPREAD		14.515	14.461		15.993*	13.332
		(1.45)	(1.34)		(1.79)	(1.43)
STDEV		−19.827**	−19.404**		−25.593***	−25.267***
		(−2.34)	(−2.32)		(−4.44)	(−4.39)
lnILLIQ			−0.002			0.078
			(−0.02)			(0.93)
lnALYST			0.346**			0.346**
			(2.04)			(2.25)
Adj. R-Squared	0.050	0.060	0.062			

۶. نتیجه گیری

با توجه به شواهد تجربی ترکیبی از بازارهای آمریکا در مورد نظریه حق بیمه ریسک عدم تقارن اطلاعات پیشنهاد شده توسط Easley و O'Hara (۲۰۰۴)، ما به بررسی اثر قیمت PIN، یک نماینده برای عدم تقارن اطلاعات (یا ریسک اطلاعات خصوصی)، در بازار جایگزین با ویژگی هایی اطلاعاتی پرداختیم که به طور قابل توجهی به با بازارهای آمریکا متفاوت است. با استفاده از تعداد زیادی از مجموعه داده ها برای بازار استرالیا در مدت ۱۹۹۶-۲۰۱۰، ما سه موضوع خاص را بررسی نمودیم: ۱) آیا حق بیمه PIN در میان سهام فهرست شده در استرالیا وجود دارد، ۲) آیا PIN یک اثر قیمت مشابه برای بخش تاریخی دوگانه کشور قابل توجه برای صفات-منابع اطلاعاتی مختلف و بخش صنایع است ۳) آیا دقت اطلاعات قبلی پایین تر به بازده مورد انتظار بالاتر مرتبط است، همانطور که توسط Easley و O'Hara (۲۰۰۴) پیش بینی شده، و آیا حق بیمه PIN را تحت تاثیر قرار می دهد.

ما دریافتیم که PIN تنها برای نمونه کامل از تمام سهام فهرست شده در استرالیا به طور ضعیف قیمت گذاری شده است. رابطه بین PIN و بازده سهام مورد انتظار مثبت اما از نظر آماری معنی دار نیست. با این حال، ما یک تصویر بطور قابل توجهی متفاوت را هنگام بررسی تأثیر قیمت PIN در میان سهام از دو بخش صنعت مشاهده نمودیم. با وجود توزیع مشابهی از PIN در میان سهام هر دو بخش صنعتی و منابع، در می یابیم که PIN عامل تعیین کننده قابل توجهی از بازده در میان سهام بخش صنایع است. این نتیجه قوی برای گروه شاهد برای ریسک بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به سهام بازار، نقدینگی، تنوع در نقدینگی و نوسانات بازده، قوی است که شواهد تجربی در حمایت از کار Easley و O'Hara (۲۰۰۴) را ارائه می دهد. ما هیچ حق بیمه PIN در میان سهام بخش منابع را که منجر به یک اثر کلی قیمت ضعیف PIN در بازار استرالیا برای فراوانی آن از سهام منابع مشهور می شود تشخیص ندادیم.

با استفاده از عدم وجود درآمد عامل به عنوان یک نماینده برای عدم دقت قبلی، هیچ حق بیمه PIN را در میان سهام که ما به عنوان سهام دارای دقت قبلی پایین طبقه بندی نمودیم که اکثر آنها سهام منابع و سهام با تکنولوژی بالا هستند مشاهده ننمودیم. ما رابطه ای بین بازده مورد انتظار و دقت قبلی تشخیص ندادیم.

به طور خلاصه، ما شواهد قوی از حق بیمه PIN را در میان سهام بخش صنایع یافتیم اما نه در میان سهام منابع و سهام بدون سابقه ایجاد شده از درآمد عامل، که هر دو برای ماهیت کسب و کار سوداگرانه خود و عدم قطعیت در مورد مقدار دارایی واقعی متمایز هستند. نتایج ما با شواهد قبلی سازگار است که تعصبات رفتاری سرمایه گذار قوی را زمانی ارزش گذاری برای سهام بسیار نامطمئن و یا سهام با مقدارگذاری سخت، مستندسازی می نماید (Kumar، ۲۰۰۹)، و دارای پیامدهای نظری و عملی بسیار مهم است. یافته های ما شواهد تجربی ترکیبی موجود را روشن می نماید که حق بیمه PIN قوی در بازار NYSE و AMEX وجود دارد اما نه در NASDAQ که در آن سهام با تکنولوژی بالا شایع هستند، و نشان می دهد که باید هنگام استفاده از PIN برای قیمت گذاری سهام بسیار سوداگرانه و یا زمان تکیه بر PIN در استراتژی های معاملاتی احتیاط شود. بنابراین، یافته های ما، پژوهش حاضر را در مورد حق بیمه PIN با لینک دادن به آن به تحقیق مربوط به تعصبات رفتار سرمایه گذار، و باز کردن راه مثمر ثمر برای تحقیقات آینده در اثر قیمت PIN گسترش می دهد.

References

Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. J. Financ. Mark. 5, 31–56.

ASIC, 2006. Small and mid-cap miners study. Australian Securities and Investment Commission, Report No. 83 (Accessed from: www.asic.gov.au/asic/. Accessed 3rd June 2012).

Aslan, H.D., Easley, D., Hvidkjaer, S., O'Hara, M., 2011. The characteristics of informed trading: implications for asset pricing. J. Empir. Finance 18, 782–801.

ASX, 2011. ASX Listing Rules Review Issues Paper: Reserves and Resources Disclosure Rules for Mining and Oil & Gas Companies. ASX, Sydney.

Ball, R., Brown, P., 1980. Risk and return from equity investments in the Australian mining industry: January 1958–February 1979. Aust. J. Manag. 5, 45–66 (University of, New South Wales).

Bardong, F., Bartram, S.M., Yadav, P.K., 2009. Informed trading, information asymmetry and pricing of information risk: empirical evidence from the NYSE. Working Paper. http://ssrn.com/abstract=890989.

Bird, R., Grosse, M., Yeung, D., 2013. The market response to exploration, resource and reserve announcements by mining companies: Australian data. Aust. J. Manag. 38, 311–331.

Boehmer, E., Grammig, J., Theissen, E., 2007. Estimating the probability of informed trading—does trade misclassification matter? J. Financ. Mark. 10, 26–47.

Bollen, B.E., Clayton, L.C., Dempsey, M.J., Veeraraghavan, M., 2008. Are company size and stock beta, liquidity and idiosyncratic volatility related to stock returns? Australian evidence. Invest. Manag. Financ. Innovat. 5, 145–158.

Brailsford, T., Gaunt, C., O'Brien, M.A., 2012. Size and book-to-market factors in Australia. Aust. J. Manag. 37, 261–281.

Brown, J.W.O., Burdekin, R.C.K., 2000. Fraud and financial markets: the 1997 collapse of the junior mining stocks. J. Econ. Bus. 52, 277–288.

Brown, P., Foo, M., Watson, I., 2003. Trading by insiders in Australia: evidence on the profitability of directors' trades. Co. Secur. Law. J. 21, 248–261.

Chan, H.W., Faff, R.W., 2003. An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence. Pac. Basin Financ. J. 11, 555–572.

Dimson, E., 1979. Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. J. Financ. Econ. 7, 197–226.

Duarte, J., Young, L., 2009. Why is PIN priced? J. Financ. Econ. 91, 119–138.

Easley, D., O'Hara, M., 2004. Information and the cost of capital. J. Finance 59, 1553–1583.

Easley, D., Kiefer, N.M., O'Hara, M., Paperman, J.B., 1996. Liquidity, information, and infrequently traded stocks. J. Finance 51, 1405–1436.

Easley, D., Kiefer, N.M., O'Hara, M., 1997. The information content of the trading process. J. Empir. Financ. 4, 159–185.

Easley, D., O'Hara, M., Paperman, J., 1998. Financial analysts and information-based trade. J. Financ. Mark. 1, 175–201.

Easley, D., Hvidkjaer, S., O'Hara, M., 2002. Is information risk a determinant of asset returns? J. Finance 57, 2185–2221.
Easley, D., Hvidkjaer, S., O'Hara, M., 2010. Factoring information into returns. J. Financ. Quant. Anal. 45, 293–309.
Evans, M.D., Lyons, R.K., 2002. Order flow and exchange rate dynamics. J. Polit. Econ. 110, 170–180.
Faff, R., 2001. An examination of the Fama and French three-factor model using commercially available factors. Aust. J. Manag. 26, 1–17.
Fama, E.F., French, K.R., 1992. The cross section of expected stock returns. J. Finance 47, 427–465.
Fama, E.F., French, K.R., 1998. Value versus growth: the international evidence. J. Finance 53, 1975–1999.
Fama, E.F., MacBeth, J.D., 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. J. Polit. Econ. 81, 607–636.
Ferguson, A., Clinch, G., Kean, S., 2011a. Predicting the failure of developmental gold mining projects. Aust. Account. Rev. 21, 44–53.
Ferguson, A., Grosse, M., Kean, S., Scott, T., 2011b. Your governance or mine? Aust. Account. Rev. 21, 406–417.
Finn, F., Koivurinne, T., 2000. The ex ante efficiency of Australian stock market benchmarks. Aust. J. Manag. 25, 1–15.
Fuller, K., Ness, B., Ness, R., 2010. Is information risk priced for NASDAQ-listed stocks? Rev. Quant. Finance Account. 34, 301–312.
Gaunt, C., 2004. Size and book to market effects and the Fama French three factor asset pricing model: evidence from the Australian stockmarket. Account. Finance 44, 27–44.
Gray, P., Koh, P.S., Tong, Y.H., 2009. Accruals quality, information risk and cost of capital: evidence from Australia. J. Bus. Finance Account. 36, 51–72.
Green, C., 2004. Economic news and the impact of trading on bond prices. J. Finance 59, 1201–1233.
Hasbrouck, J., 1988. Trades, quotes, inventory, and information. J. Financ. Econ. 22, 229–252.
Kaul, G., Lei, Q., Stoffman, N., 2008. AIMing at PIN: order flow, information, and liquidity. Working paper (Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=872945).
Kumar, A., 2009. Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading. J. Financ. Quant. Anal. 44, 1375–1401.
Lambert, R., Leuz, C., Verrecchia, R.E., 2012. Information asymmetry, information precision, and the cost of capital. Rev. Finance 16, 1–29.
Lee, C., Ready, M., 1991. Inferring trade direction from intraday data. J. Finance 46, 733–746.
Litzenberger, R., Ramaswamy, K., 1979. The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence. J. Financ. Econ. 7, 163–196.
McNichols, M., Trueman, B., 1994. Public disclosure, private information collection, and short-term trading. J. Account. Econ. 17, 69–94.
Mohanram, P., Rajgopal, S., 2009. Is PIN priced risk? J. Account. Econ. 47, 226–243.
Neagle, A.M., Tyskin, N., 2001. 'Please explain'. ASX share price queries and the Australian continuous disclosure regime. Research Report. Centre for Corporate Law and Securities Regulation, University of Melbourne.
Odders-White, E., 2000. On the occurrence and consequences of inaccurate trade classification. J. Financ. Mark. 3, 259–286.
Ord, T., 1998. Diggers, dreamers and lady luck: why punters keep betting on Australian mining stocks. JASSA 2–7 (Autumn 1998).
O'Shea, P.D., Andrew, C.W., Griffiths, D.A., Gerace, D., 2008. Patterns of disclosure and volatility effects in speculative industries: the case of small and mid-cap metals and mining entities on the Australian Securities Exchange. J. Financ. Regul. Compliance 16, 261–273.
Pasquariello, P., Vega, C., 2007. Informed and strategic order flow in the bond markets. Rev. Financ. Stud. 20, 1975–2019.
Poskitt, R., 2005. Are mining-exploration stocks more prone to informed trading than mining-production stocks? Aust. J. Manag. 30, 201–227.
Simon, J., 2003. Three Australian asset-price bubbles. Asset Prices and Monetary Policy. Reserve Bank of Australia, Sydney, pp. 8–41.
Tomasic, R., Pentonoy, B., 1988. Insider Trading in Australia, PART 2 Extent and Effects. Australian Institute of Criminology, Canberra.
Vega, C., 2006. Stock price reaction to public and private information. J. Financ. Econ. 82, 103–133.
Voorhees, D., 2011. Extractive sector companies listed on global stock exchanges, Revenue Watch Institute, June 2011. Accessed from: http://www.snap-undp.org/DemocraticGovernanceTempDocumentLibrary/RWI%20Global%20Listings%20Report%20June%202011.pdf (Accessed 21 May 2012).

ترجمه فا
TarjomeFa.Com

این مقاله، از سری مقالات ترجمه شده رایگان سایت ترجمه فا میباشد که با فرمت PDF در اختیار شما عزیزان قرار گرفته است. در صورت تمایل میتوانید با کلیک بر روی دکمه های زیر از سایر مقالات نیز استفاده نمایید:

✔ لیست مقالات ترجمه شده

✔ لیست مقالات ترجمه شده رایگان

✔ لیست جدیدترین مقالات انگلیسی ISI

سایت ترجمه فا ؛ مرجع جدیدترین مقالات ترجمه شده از نشریات معتبر خارجی