Archive of SID

بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

علی ابراهیمی کردلر[۱]، الهام حسنی آذر داریانی[۲]*

۱. دکتری حسابداری دانشگاه تهران

۲. کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت ۸۴/۱۲/۱، تاریخ تصویب ۸۵/۸/۳۰)

چکیده

این تحقیق در زمینه مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم در ایران است. در این تحقیق مدل تعدیل شده جونز در مورد ۳۰ شرکت عرضه کننده اولیه سهام به عموم در طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که مدیران، سود شرکت‌ها را در سال قبل از عرضه اولیه و سال عرضه اولیه سهام به عموم مدیریت می‌کنند. هم‌چنین تأثیر مدیریت سود بر عملکرد بلندمدت قیمت سهام شرکت عرضه کننده اولیه سهام به عموم مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی جاری اختیاری سال اوّل شرکت‌ها و عملکرد بلندمدت قیمت سهام در سه سال آتی رابطه مثبت وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: عرضه اولیه سهام به عموم، مدیریت سود، اقلام تعهدی جاری اختیاری، عملکرد بلندمدت قیمت سهام

* نویسنده مسؤول: Email: elham-hasani@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

گزارش‌های مالی، منابع مهم اطلاعاتی برای تصمیم گیری‌های اقتصادی به شمار می‌روند که مدیران، سرمایه گذاران، اعتباردهندگان و سایر استفاده کنندگان جهت رفع نیازهای اطلاعاتی خود از آن‌ها استفاده می‌کنند. از آنجایی‌که اطلاعات به صورت یکسان در اختیار استفاده کنندگان قرار نمی‌گیرد، بین مدیران و سرمایه گذاران عدم تقارن اطلاعات ایجاد می‌شود. عدم تقارن اطلاعات وضعیّتی است که مدیران در مقایسه با سرمایه گذاران، دارای اطلاعات افشاء نشده بیشتری در مورد عملیّات و جوانب مختلف شرکت در آینده می‌باشند. همین امر سبب می‌شود که مدیران انگیزه و فرصت مدیریت سود را داشته باشند. شرکت‌های IPO[1] از سرمایه گذاران عدم توجّه به ماهیّت موقّتی افزایش سود به واسطهٔ اقلام تعهدی سوء استفاده می‌کنند و سهام را به قیمت بیش از ارزش واقعی معامله می‌کنند. با توجّه به این موضوع که مدیران مجبورند که اقلام تعهدی را در دوره‌های بعد برگردانند، احتمال کاهش سود شرکت‌های با عملکرد ضعیف در دوره‌های بعد افزایش می‌یابد. زیرا برای شرکت‌های با عملکرد ضعیف که به مدیریت سود می‌پردازند، احتمالاً جریان‌های نقدی جهت مخفی سازی تأثیر اقلام تعهدی برگردانده شده کافی نباشد. بنابراین، انتظار می‌رود که کشف مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سبب شود که سرمایه گذاران خارجی در برداشت خود ازکیفیّت آتی سود بازنگری کنند و ارزیابی خود را از این‌گونه شرکت‌ها که به مدیریت سود بر مبنای اقلام تعهدی می‌پردازند، تعدیل کنند.

پیشینه تحقیق

تحقیقات مختلف، استفاده از مدیریت سود در ارتباط با اوراق بهادار عرضه شده در ایالات متحده را به اثبات رسانده اند. فریدلَن نشان می‌دهد که شرکت‌های IPO در بیشتر صورت‌های مالی موجود در اعلامیهٔ پذیره نویسی اوراق بهادار از اقلام تعهدی افزاینده سود استفاده می‌کنند [۱۰]. در مقابل، آهارونی و همکاران شواهدی از دستکاری در دوره‌های قبل از عرضه اولیه نمی‌یابند [۵]. مَگنان و کرمیِر گزارش می‌کنند که شرکت‌های عرضه

1. Initial Public Offerings

www.SID.ir

Archive of SID

اولیه کانادایی گام‌های سنجیده و حساب شده ای در جهت جابه‌جایی ارقام سود گزارش شده در جهت پیش بینی اختیاری صورت گرفته در زمان عرضه اولیه در سال اول به عنوان یک شرکت سهامی عام، برداشته‌اند [۱۶]. تیو و همکاران مشاهده می‌کنند که شرکت‌هایی که اقلام تعهدی مثبتی در سال اول به عنوان یک شرکت سهامی گزارش می‌کنند، در سه سال آینده، عملکرد ضعیف قیمت سهام را تجربه می‌کنند[۲۱].

یکی از بحث برانگیزترین موضوعات در متون مالی، بازده بلندمدت منفی غیرعادی در سال‌های بعد از عرضه اولیه است. ریتر شواهد تجربی فراهم می‌آورد که بازده سهام شرکت‌های عرضه اولیه به میزان قابل توجّهی کمتر از بازده شرکت‌های غیر IPO مشابه در دورهٔ سه ساله بعد از عرضه می‌باشد [۱۸]. توجیه احتمالی این یافته که توجیه احتمالی برای عملکرد ضعیف قیمت سهام می‌باشد این است که سرمایه گذاران نسبت به پتانسیل سود شرکت‌های منتشرکننده بیش از اندازه خوش بین بودند، بنابراین هنگامی که این انتظارات خوش بینانه در دورهٔ بعد از عرضه اصلاح می‌شوند، عملکرد ضعیف به وقوع می‌پیوندد.

شواهد موجود در دیگر بازارهای سهام در سراسر دنیا بیانگر عملکرد ضعیف بلندمدت به دنبال انتشار اولیهٔ سهام است: لویس [۱۴] و اسپنلاب و همکاران [۹] در انگلستان، لونگکویست [۱۵] و استِل و همکاران [۲۰] در آلمان، لی و همکاران [۱۳] در استرالیا، پیج و رینیک [۱۷] در آفریقای جنوبی و کِلاهارجو (۱۹۹۳) در فنلاند [۱۱].

تحقیقات در زمینهٔ مدیریت سود و عرضهٔ اولیه سهام به عموم در ایران

تا به حال در ایران در مورد مدیریت سود در زمان عرضهٔ اولیهٔ سهام به عموم تحقیقی صورت نگرفته است. از جمله تحقیقات صورت گرفته در مورد مدیریت سود می‌توان به تحقیقات انجام شده در زمینهٔ مدیریت سود و پاداش مدیران (خوش طینت و خانی)، اثر قراردادهای بدهی، هزینه‌های سیاسی، طرح‌های پاداش و ساختار مالکیّت بر مدیریت سود (پورحیدری و همّتی) و نقش اقلام تعهدی اختیاری در مدیریت سود (مشایخی و همکاران) اشاره کرد [۲]، [۱] و [۳].

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه‌های تحقیق

۱. اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال قبل از IPO بیشتر از سال‌های بعد سبب افزایش سود می‌شوند.

۲. اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال IPO بیشتر از سال‌های بعد سبب افزایش سود می‌شوند.

۳. شرکت‌های IPO که در آن مدیران به مدیریت سود می‌پردازند، عملکرد ضعیفی را در بلندمدت دارند.

روش تحقیق

در این تحقیق برای کشف مدیریت سود از مدل تعدیل شده جونز (دچو و همکاران (۱۹۹۵)) استفاده شد [۸]. آن‌ها استدلال کردند که درآمدها عاری از آزادی عمل و دستکاری نیستند. بنابراین پیشنهاد کردند که تغییرات درآمد را از طریق کسر تغییرات حساب‌های دریافتنی تعدیل کنند. دچو (۱۹۹۴) و تیو و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند که بیشتر انحرافات مجموع اقلام تعهدی از اقلام تعهدی جاری نشأت می‌گیرند[۷] و [۲۱]. بنابراین، در این تحقیق مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی سرمایه درگردش {دارائیهای جاری _ وجوه نقد} _ {بدهی‌های جاری _ سررسید حصه جاری بدهی‌های بلند مدت} یا اقلام تعهدی جاری اندازه گیری می‌شود.

در ابتدا از مدل جونز به منظور محاسبهٔ پارامترهای β_0, β_1 استفاده شد.

$$1)\ \frac{CA_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \beta_0\left(\frac{1}{TA_{j,t-1}}\right) + \beta_1\left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{TA_{j,t-1}}\right) + \varepsilon_{j,t}$$

که در آن CA معرف اقلام تعهدی جاری، TA مجموع دارایی‌ها،REV مجموع درآمد (فروش)، β_0, β_1 پارامترهای خاص شرکت، $\varepsilon_{j,t}$ میزان باقی مانده (خطا)، j نشان دهنده شرکت و t نشان دهنده زمان است.

سپس با استفاده از مدل تعدیل شده جونز و پارامترهای برآورد شده، اقلام تعهدی جاری اختیاری به شرح صفحه بعد محاسبه شد:

www.SID.ir

Archive of SID

$$2)\ DCA_{i,t} = \frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t}} - NDCA_{i,t}$$

به عبارت دیگر:

$$2)\ \frac{DCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \hat{\beta}_0(\frac{1}{TA_{i,t-1}}) - \hat{\beta}_1(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}})$$

که در آن NDCA معرف اقلام تعهدی جاری غیراختیاری، DCA اقلام تعهدی جاری اختیاری، است. نشان دهنده شرکت i پارامترهای برآورد شده و $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$، حساب‌های دریافتنی AR افزایش اقلام تعهدی جاری اختیاری سبب افزایش سود می‌شود. بنابراین سطح مثبت و معنی دار اقلام تعهدی جاری اختیاری بیانگر مدیریت سود است.

به منظور تجزیه و تحلیل رابطهٔ بین مدیریت سود و عملکرد بلندمدت قیمت سهام از مدل *روزنبوم* استفاده شد.

برای محاسبه بازده غیرعادی بلندمدت سهام، در ابتدا بازده سهام شامل سود سهام و سایر توزیع‌ها با استفاده از فرمول زیر محاسبه شد:

$$3)\ r_{it} = \frac{(1+X+Y)P_{it} - P_{io} - YP_{Ni} + DPS}{P_{io} + YP_{Ni}}$$

که در آن r_{it} معرف نرخ بازده سهام i در ماه t، P_{io} قیمت سهم i در ابتدای ماه t، P_{it} قیمت سهم i در انتهای ماه t، P_{Ni} ارزش اسمی سهم i، X درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها، Y درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی و DPS سود نقدی هر سهم است.

بازده بورس به صورت زیر محاسبه شد :

$$4)\ r_{mt} = \frac{I_{mt} - I_{mo}}{I_{mo}}$$

که در آن r_{mt} معرف نرخ بازده بورس در ماه t، I_{mt} شاخص بورس در انتهای ماه t، I_{mo} شاخص بورس در ابتدای ماه t است.

نرخ بازده غیرعادی (تعدیل شده نسبت به بازده بورس) سهم i در ماه t برابر است با :

$$ar_{it} = r_{it} - r_{mt}$$

www.SID.ir

Archive of SID

در محاسبه بازده غیرعادی با توجه به تحقیق صورت گرفته توسط روزنبوم بازده بورس، بازده عادی در نظرگرفته شده است.

متوسط نرخ بازده تعدیل شده تجمعی (انباشته) سهام از ماه صفر (اولین ماه معامله سهام در بورس) تا زمان خارج شدن شرکت از فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس یا دوره نگهداری ۳۶ ماه هر کدام که کوتاه تر باشد برابر است با :

$$5)\ CAR_{0,36,i} = \sum_{T=0}^{\min(delist,T)} ar_{it}$$

سپس بازده‌های غیر عادی و اقلام تعهدی جاری اختیاری محاسبه شده در مدل *روزنبوم* قرار داده شد تا رابطهٔ مدیریت سود و عملکرد بلندمدت قیمت سهام با استفاده از ضرایب مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

$$6)\ CAR_{0,36,i} = \beta_0 + \beta_1 DCA_i + \beta_2 LnSIZE_i + \beta_3 Ln(1+AGE)_i + \beta_4 IND1_i + \beta_5 IND2_i + \varepsilon_i$$

که در آن DCA_i معرف اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال IPO، $LnSIZE_i$ لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها، $Ln(1+AGE)_i$ لگاریتم طبیعی یک به اضافه سن شرکت در سال IPO، $IND1_i$ متغیر مصنوعی ۰ و ۱ که اگر شرکت جزء صنایع فن آوری باشد برابر است با یک در غیر اینصورت برابر است با صفر، $IND2_i$ متغیر مصنوعی صفر و ۱ که اگر شرکت جزء صنایع تولیدی باشد برابر است با یک در غیر اینصورت برابر است با صفر.

انتظار می‌رود که استفاده از اقلام تعهدی جاری اختیاری به منظور افزایش کوتاه مدت سود سبب عملکرد ضعیف قیمت سهام در بلندمدت شود.

همان طور که مشاهده می‌شود در مدل *روزنبوم* از متغیرهای کنترل نظیر اندازه شرکت (مجموع دارایی‌ها)، سن شرکت و نوع صنعت برای خنثی یا از بین بردن تأثیر متغیرها بر رابطهٔ بین متغیر مستقل(اقلام تعهدی جاری اختیاری) و متغیر وابسته (بازده غیرعادی تجمعی) استفاده شده است.

برای انجام آزمون‌های آماری، بستهٔ نرم افزاری SPSS مورد استفاده قرار گرفت.

www.SID.ir

Archive of SID

جامعه و نمونه آماری تحقیق

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، جامعه آماری تحقیق را تشکیل می‌دهد. به منظور برآورد پارامترهای مدل جونز از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۳ (دوره رویداد[1]) و برای آزمون مدل تعدیل شده جونز از داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ (دوره برآورد یا آزمون[2]) استفاده شد.

روش نمونه گیری و تعیین حجم نمونه

برای انتخاب نمونهٔ مورد نیاز جهت برآورد پارامترهای مدل جونز دو ویژگی مدنظر قرار گرفت:

۱. برای خنثی سازی اثر مدیریت سود، شرکت قبل از سال ۱۳۶۵ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.
۲. شرکت جزء شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی نباشد.

تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران قبل از سال ۱۳۶۵، ۱۰۵ شرکت بود که از این تعداد ۱۱ شرکت جزء شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی بودند. از بین ۹۴ شرکت باقی مانده، به طور نمونه گیری طبقه‌ای ۵۰ شرکت (۶۰۰ سال- شرکت) انتخاب شد.

برای محاسبهٔ بازده غیرعادی تجمعی شرکت‌های عرضه‌کننده اولیه با توجّه به زمان ورود به بورس اوراق بهادار تهران، از داده‌های آماری ماه صفر (اوّلین ماه که به عنوان شرکت سهامی عام شروع به فعالیّت کرده اند) تا سه سال مالی (۳۶ ماه) و یا تا تاریخ خارج شدن از فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، هر کدام که کوتاه تر باشد، استفاده شد.

برای انتخاب نمونه مورد نیاز جهت آزمون مدل تعدیل شده جونز دو ویژگی مدّنظر

1.Event Period
2.Estimation Period

www.SID.ir

Archive of SID

قرار گرفت:

۱. شرکت طی سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد.

۲. شرکت جزء شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی نباشد. زیرا شرکت‌های سرمایه گذاری و واسطه گری مالی کمتر از طریق اقلام تعهدی اختیاری به مدیریت سود می‌پردازند.

با توجّه به ویژگی‌های مذکور، ۱۲ شرکت از بین ۱۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۷۸، ۱۰ شرکت از بین ۱۱ شرکت پذیرفته شده در سال ۱۳۷۹ و ۸ شرکت از بین ۱۱ شرکت پذیرفته شده در سال ۱۳۸۰ انتخاب شد. به عبارت دیگر، برای آزمون مدل تعدیل شده جونز ۳۰ شرکت IPO (۱۸۰ سال- شرکت) انتخاب شد.

نحوه جمع‌آوری داده‌ها

به منظور جمع آوری داده‌های مورد نیاز از لوح فشرده سازمان بورس اوراق بهادار تهران، نرم افزارهای تدبیر پرداز، دناسهم و ره آورد نوین استفاده شده است. در مواردی که نرم افزارهای مذکور حاوی داده‌های مورد نیاز نبودند، از صورت‌های مالی شرکت‌ها که در کتابخانهٔ سازمان بورس اوراق بهادار تهران موجود می‌باشد، استفاده شده است.

یافته‌های تحقیق

همان طور که قبلاً اشاره شد، داده‌های مربوط به ۵۰ شرکت نمونه طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۳ (۶۰۰ سال- شرکت)، از طریق ابزارهای جمع آوری داده‌ها گردآوری شد. پس از انجام محاسبات لازم جهت تعیین اقلام تعهدی جاری مدل جونز و هم تراز کردن متغیرهای وابسته و مستقل مدل با استفاده از مجموع دارایی‌ها، پارامترهای β_0, β_1 طبق مدل شماره (۱) محاسبه شد.

$$1)\ \frac{CA_{j,t}}{TA_{j,t-1}} = \beta_0 \left(\frac{1}{TA_{j,t-1}}\right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_{j,t}}{TA_{j,t-1}}\right) + \varepsilon_{j,t}$$

www.SID.ir

Archive of SID

نگاره شماره (۱) حاوی اطلاعات مربوط به آمار توصیفی داده‌های مورد مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل جونز با استفاده از رگرسیون خطی است.

نگاره ۱. آمار توصیفی داده‌های تحقیق مربوط به مدل جونز

شرح	تعداد مشاهده	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
CA / TA	۶۰۰	−۰/ ۹۹۳	۲/۰۹۸	۰/ ۱۷۱۷۷	۰/ ۳۱۷۸۹۹
1 / TA	۶۰۰	۰/ ۰۰۰	۰/ ۰۰۱	۰/ ۰۰۰۴	۰ /۰۰۰۰۷۱
REV / TA	۶۰۰	۰/ ۰۰۰	۱ / ۳۰۸	۰/ ۴۷۸۷۶	۰/ ۲۳۱۱۰۹

نگاره ۲. نتایج تحلیل رگرسیون مدل جونز

مدل	ضرایب		t	Sig.	R2 تعدیل شده	F	Sig.	Durbin-Watson
۱	β0	− ۴۳۳ / ۲۱۵	− ۲ /۰۰۵	۰ /۰۴۵	۰/ ۱۷۸	۳۲۲ ۵۱/	۰/ ۰۰۰	۱ / ۸۷۷
	β1	۰ / ۳۰۴	۹ / ۵۲۸	۰ / ۰۰۰				

تفسیر نتایج تحلیل رگرسیون با استفاده از نگاره شماره (۲) به شرح زیر است :

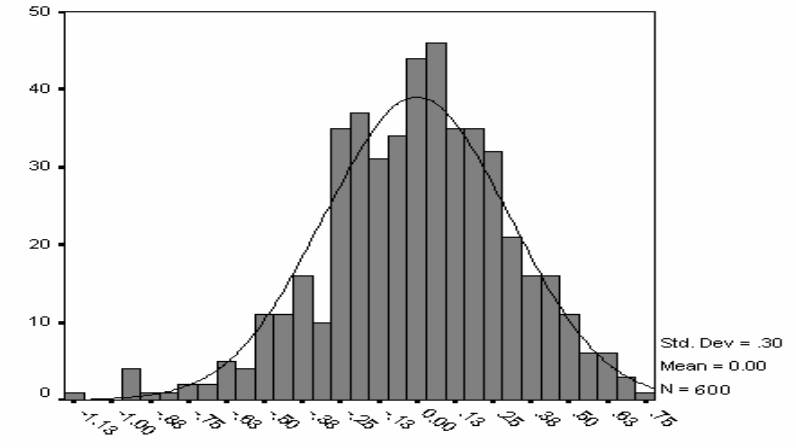
ضریب تعیین ($\mathbf{R^2}$) بیانگر این است که متغیر مستقل (REV/TA) حدود ۱۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته (CA/TA) را توضیح می‌دهد. با توجّه به سطح معنی دار ضرایب هر متغیر و مقایسه آن‌ها با سطح خطا (۰/۰۵)، معنی دار بودن ضرایب در سطح اطمینان ۹۵درصد تأیید می‌شود. آماره F و سطح معنی دار مربوط و مقایسه آن با سطح خطا (۰/۰۵) بیانگر معنی دار بودن مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵درصد است. آماره دوربین واتسن (که مقدار آن بین ۱/۵ و ۲/۵ است) بیانگر عدم وجود همبستگی در اجزای خطای مدل رگرسیون است. به منظور آزمون نرمال بودن توزیع اجزای خطا (باقیمانده)، از آزمون کلموگروف ـ اسیمرنوف استفاده شد که نتایج حاصل از آن در نگاره شماره (۳) ملاحظه می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

نگاره ۳. نتایج حاصل از آزمون کلموگروف ـ اسمیرنوف

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test		باقیمانده
N		۶۰۰
Normal Parameters	میانگین	۰/۰۰۰۰۰۰۰
	انحراف معیار	۰/۳۰۴۵۳۹۸۰
Most Extreme Differences	قدر مطلق	۰/۰۳۷
	مثبت	۰/۰۲۲
	منفی	-۰/۰۳۷
Kolmogorov-Smirnov Z		۰/۸۱۹
Asymp. Sig. (2-tailed)		۰/۵۱۴



نمودار ۱ . منحنی توزیع نرمال اجزاء خطای مدل رگرسیون

همان طور که در نگاره شماره (۳) ملاحظه می‌شود سطح معنی دار و مقایسه آن با سطح خطا (۰/۰۵) بیانگر نرمال بودن توزیع اجزاء خطا در مدل رگرسیون است. منحنی توزیع اجزاء خطا نیز که در نمودار شماره (۱) مشاهده می‌شود موید همین مطلب است.

با استفاده از مدل تعدیل شده جونز، پارامترهای برآورد شده و داده‌های آماری ۳۰ شرکت IPO ، اقلام تعهدی جاری اختیاری این گونه شرکت‌های طی مدت شش سال (دو سال قبل از IPO، سال IPO و سه سال بعد از IPO) با استفاده از مدل شماره (۲) محاسبه شد.

www.SID.ir

Archive of SID

$$2)\ \frac{DCA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \frac{CA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \hat{\beta_0}\left(\frac{1}{TA_{i,t-1}}\right) - \hat{\beta_1}\left(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}}\right)$$

برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم از آزمون t استیودنت استفاده شد.

با توجّه به نتایج حاصل، از بین سال‌های مورد آزمون، آماره t و سطح معنی دار سال قبل از IPO، سال IPO و سال بعد از IPO هر دو شرط را دارا می‌باشند. بنابراین فرض صفر سال قبل از IPO و سال IPO رد می‌شود و فرض مقابل آن‌ها تأیید می‌شود و میانگین اقلام تعهدی جاری اختیاری سال‌های دیگر مساوی و یا کمتر از صفر است. با توجّه به سطح مثبت میانگین اقلام تعهدی جاری اختیاری سال قبل از IPO، سال IPO و سال بعد از IPOو مقایسه هر یک از آن‌ها با سال‌های بعد از خود مشاهده می‌شود که سطح میانگین اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال قبل از IPO و سال IPO نسبت به سال‌های بعد از خود بیشتر می‌باشند. در تحقیقات قبلی از جمله تحقیق مگنان و کرمیر (۱۹۹۷) و تیو و همکاران (۱۹۹۸) به اثبات رسیده است که مقادیر اقلام تعهدی جاری اختیاری بیشتر از ۱/۵درصد مجموع دارایی‌ها، نشان دهنده مدیریت سود است[۱۶] و [۲۱]. با توجّه به اینکه مقادیر میانگین اقلام تعهدی جاری اختیاری درصدی از مجموع دارایی‌ها را نشان می‌دهند (۲۰/۵٪ و ۲۰٪) و در دامنه مذکور قرار دارند، می‌توان گفت که در هر دو سال (سال قبل ازIPO و سالIPO) مدیریت سود صورت گرفته است. بنابراین فرضیه‌های اول و دوم تأیید می‌شوند.

نگاره ۴. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های اول و دوم

Test Value = 0						
					95% Confidence Interval of the Difference	
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Lower	Upper
DCA YEAR (-2)	۲/۲۰۲	۲۹	۰/۰۳۶	۰/۱۵۴۳	۰/۰۱۱۰	۰/۲۹۷۷
DCA YEAR (-1)	۴/۴۴۷	۲۹	۰/۰۰۰	۰/۲۰۵۵	۰/۱۱۱۰	۰/۳۰۰۱
YEAR(0) DCA	۳/۸۲۰	۲۹	۰/۰۰۱	۰/۲۰۰۲	۰/۰۹۳۰	۰/۳۰۷۳
DCA YEAR (+1)	۲/۵۵۷	۲۹	۰/۰۱۶	۰/۱۳۳۶	۰/۰۲۶۷	۰/۲۴۰۴
DCA YEAR (+2)	۲/۰۹۱	۲۷	۰/۰۴۶	۰/۱۲۱۶	۰/۰۰۲۳	۰/۲۴۰۹
DCA YEAR (+3)	۱/۷۶۱	۲۷	۰/۰۹۰	۰/۰۸۷۸	-۰/۱۴۵	۰/۱۹۰۰

www.SID.ir

Archive of SID

در تجزیه و تحلیل رابطهٔ بین مدیریت سود در سال IPO و عملکرد بلندمدت قیمت سهام از مدل شماره (۶) و مدل رگرسیون چند متغیره در سطح اطمینان ۹۵درصد استفاده شد.

$$6)\ CAR_{0,36,i} = \beta_0 + \beta_1 DCA_i + \beta_2 LnSIZE_i + \beta_3 Ln(1+AGE)_i + \beta_4 IND1_i + \beta_5 IND2_i + \varepsilon_i$$

نگاره شماره ۵ حاوی آمار توصیفی داده‌های مورد مطالعه برای برآورد پارامترهای مدل روزنبوم است.

نگاره ۵ . آمار توصیفی داده‌های تحقیق مربوط به مدل روزنبوم

	تعداد مشاهده	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
CAR 0, 36, i	۳۰	-۵ / ۷۷۰	۱ / ۲۴۰	-۱ / ۶۴۲۱۴	۱ / ۷۲۰۱۶۴
DCAi	۳۰	-۰/ ۸۳۲	۰ / ۸۹۷	۰/ ۱۵۴۳۴	۰ / ۳۸۳۹۱۳
Ln SIZEi	۳۰	۹ / ۰۵۰	۱۴ / ۹۳۷	۱۱ / ۷۰۸۹۸	۱ / ۱۸۰۵۶۵
Ln (1+AGEi)	۳۰	۱ / ۳۸۶	۳ / ۷۸۴	۲ / ۹۶۶۷۹	۰ / ۵۷۵۴۳۳
IND1i	۳۰	۰ /۰۰۰	۱ / ۰۰۰	۰/ ۰۶۶۶۷	۰ / ۲۵۳۷۰۸
IND2 i	۳۰	۰ / ۰۰۰	۱ / ۰۰۰	۰ / ۹۳۳۳۳	۰ / ۲۵۳۷۰۸

نگاره ۶. نتایج تحلیل رگرسیون مدل روزنبوم در ۳۶ ماه

مدل	ضرایب		t	Sig.	R2 تعدیل شده	F	Sig.	Durbin-Watson
۷	β0	-۷ / ۷۹۳	-۱ / ۹۶۹	۰ / ۰۶۰	۰ / ۴۰۹	۴ / ۳۱۸	۰ / ۰۰۹	۲ / ۰۵۳
	β1	۲ / ۸۵۳	۳ / ۶۷۶	۰ / ۰۰۱				
	β2	۰ / ۳۵۸	۱ / ۴۷۳	۰ / ۱۵۳				
	β3	۰ / ۱۳۹	۰ / ۲۷۵	۰ / ۷۸۶				
	β5	۱ / ۲۳۵	۱ / ۱۶۸	۰ / ۲۵۴				

به دلیل کم بودن تعداد شرکت‌های جزء صنایع فن آوری، ضریب این متغیر (β_4) در زمان آزمون مدل از مدل حذف شد.

www.SID.ir

Archive of SID

تفسیر نتایج تحلیل رگرسیون با استفاده از نگاره شماره (۶) به شرح زیر است :

ضریب تعیین (R^2) بیانگر این است که متغیرهای مستقل حدود ۴۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته ($CAR_{0,36,i}$) را توضیح می‌دهد. با توجّه به سطح معنی دار ضرایب هر متغیر و مقایسه آن‌ها با سطح خطا (۰/۰۵)، معنی دار بودن ضریب متغیر DCA_i در سطح اطمینان ۹۵درصد تأیید می‌شود و مابقی ضرایب معنی دار نیستند. آماره F و سطح معنی دار مربوط و مقایسه آن با سطح خطا (۰/۰۵) بیانگر معنی دار بودن مدل رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵درصد است. آماره دوربین واتسون (که مقدار آن بین ۱/۵ و ۲/۵ است) بیانگر عدم وجود همبستگی در اجزای خطای مدل رگرسیون است. به منظور آزمون نرمال بودن توزیع اجزای خطا (باقیمانده)، از آزمون کلموگروف ـ اسیمرنوف استفاده شد که مقدار آماره آن به میزان ۰/۹۵۹ موید نرمال بودن توزیع اجزای خطا است.

همان‌طور که ملاحظه شد، به جزء ضریب متغیر اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال IPO مابقی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵درصد معنی دار نیستند. در این‌صورت اگر مدل رگرسیون چند متغیره *روزنبوم* به مدل رگرسیون تک متغیره تبدیل شود و مجدداً بین اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیرعادی بلندمدت در ۳۶ ماه رگرسیون گرفته شود، نتایج به شرح زیر حاصل می‌شود:

با توجّه به نتایج حاصل شده (نگاره شماره ۷)، مدل رگرسیون تک متغیره به شرح زیر است:

$$CAR_{0,36,i} = -2.040 + 2.580\ DCA_i$$

نگاره۷ . نتایج تحلیل رگرسیون تک متغیره

ضرایب		t	Sig.	R2 تعدیل شده	F	Sig.	دوربین واتسون
β0	-۲/۰۴۰	-۷/۲۲۸	۰/۰۰۰	۰/۳۳۲	۱۳/۸۹۶	۰/۰۰۱	۲/۰۵۱
β1	۲/۵۸۰	۳/۷۲۸	۰/۰۰۱				

همان‌طور که ملاحظه می‌شود بین اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیرعادی بلندمدت در ۳۶ ماه رابطه مثبت (مستقیم) وجود دارد. امّا انتظار می‌رود که این گونه

www.SID.ir

Archive of SID

شرکت‌ها که در سال IPO به مدیریت سود (دستکاری اقلام تعهدی جاری اختیاری) می‌پردازند، در سال‌های بعد اقلام تعهدی جاری اختیاری را برگردانند و کاهش این اقلام بر بازده بلندمدت تأثیر منفی گذارد. با توجّه به نگاره شماره ۴ و تجزیه و تحلیل نتایج می‌توان نتیجه گرفت که در سال‌های بعد کاهش اقلام تعهدی جاری اختیاری صورت گرفته است امّا میزان کاهش چندان زیاد نبوده است که بر بازده بلند مدت تأثیر گذارد. بنابراین می‌توان گفت که شرکت‌ها در دورهٔ ۳۶ ماهه عملکرد ضعیفی را تجربه نمی‌کنند و به این ترتیب فرضیه سوم رد می‌شود.

با استفاده از مدل رگرسیون روزنبوم، رابطه بین اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیر عادی در مدت ۲۴ ماه و ۱۲ ماه نیز مورد بررسی قرار گرفت. نگاره شماره ۸ نتایج تحلیل رگرسیون با استفاده از بازده غیرعادی در مدت ۲۴ ماه را ارائه می‌دهد.

نگاره ۸ . نتایج تحلیل رگرسیون مدل روزنبوم در ۲۴ ماه

مدل	ضرایب		t	Sig.	تعدیل R2 شده	F	Sig.	دوربین واتسون
۳	β0	-۸ /۶۷۲	-۱/۴۴۵	۰ /۱۶۱	۰/۲۷۷	۲/۳۹۶	۰/۰۲۸	۲/۱۰۴
	β1	۲/۷۷۵	۲/۶۰۵	۰ /۰۱۵				
	β2	۰/۵۲۲	۱/۴۱۶	۰/۱۶۹				
	β3	-۰/۰۶۵	-۰/۰۸۵	۰/۵۳۳				
	β5	۱/۳۷۰	۰/۸۵۵	۰/۴۰۱				

با توجّه به سطح معنی دار ضرایب متغیرها و مقایسه آن‌ها مجدداً مشاهده می‌شود که فقط بین DCA_i و $CAR_{0,24,i}$ در سطح اطمینان ۹۵درصد رابطه مثبت معنی داری وجود دارد و ضرایب سایر متغیرها معنی دار نیستند.

بار دیگر رابطه بین DCA_i و $CAR_{0,24,i}$ از طریق رگرسیون تک متغیره مورد آزمون قرار می‌گیرد که نتایج زیر حاصل می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

نگاره ۹. نتایج تحلیل رگرسیون تک متغیره

ضرایب		t	Sig.	R2 تعدیل شده	F	Sig.	دوربین واتسون
β0	-۱ / ۴۶۳	-۳ / ۴۳۷	۰ / ۰۰۲	۰ / ۱۹۲	۶ / ۶۳۴	۰ / ۰۱۶	۲ / ۰۱۲
β1	۲ / ۶۸۸	۲/ ۵۷۶	۰ / ۰۱۶				

سپس با استفاده از مدل رگرسیون روزنبوم، اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیرعادی در مدت ۱۲ ماه، پارامترهای مدل محاسبه شد.

نگاره شماره ۱۰ نتایج تحلیل رگرسیون مدل روزنبوم در ۱۲ ماه

مدل	ضرایب		t	Sig.	R2 تعدیل شده	F	Sig.	دوربین واتسون
۳	β0	-۹ /۲۷۰	-۱ /۳۷۱	۰/۱۸۲	۰/۳۰۱	۲/۶۸۶	۰/۰۴۵	۱/۹۴۴
	β1	۳ /۱۵۷	۲ /۶۳۱	۰/۰۱۴				
	β2	۰/۶۴۸	۱/۵۶۱	۰/۱۳۱				
	β3	-۰/۳۰۱	-۰/۳۴۸	۰/۵۳۱				
	β5	۱/۸۹۱	۱/۰۴۸	۰/۳۰۵				

از آن‌جا که تنها ضریب اقلام تعهدی جاری اختیاری در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار است، مجدداً رابطه بین اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیرعادی در ۱۲ ماه از طریق رگرسیون بررسی شد.

نگاره ۱۱. نتایج تحلیل رگرسیون تک متغیره

ضرایب		t	Sig.	R2 تعدیل شده	F	Sig.	دوربین واتسون
β0	-۰/ ۷۸۹	-۱/ ۶۰۸	۰ / ۱۱۹	۰ / ۱۸۱	۶ / ۱۶۸	۰ / ۰۱۹	۱ / ۹۴۰
β1	۲/ ۹۸۸	۲/ ۴۸۴	۰ / ۰۱۹				

www.SID.ir

Archive of SID

سطح معنی دار و مقایسه آن با سطح خطا (۰/۰۵)، میانگین ، انحراف معیار و منحنی توزیع اجزاء خطا همگی بیانگر نرمال بودن توزیع اجزاء خطا در مدل رگرسیون است. نگاره شماره۱۲ شیب خط رگرسیون در ۳۶ ماه، ۲۴ ماه و ۱۲ ماه را نشان می‌دهد.

نگاره ۱۲ . شیب خط رگرسیون تک متغیره

	CAR0 , 36 , i	CAR0 , 24, i	CAR0 ,12 , i
DCAi	۲ / ۵۸۰	۲ / ۶۸۸	۲ / ۹۸۸

همان‌طور که مشاهده می‌شود شیب خط رگرسیون در برگیرنده اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیرعادی از ۱۲ ماه تا ۳۶ ماه رو به کاهش است.

نتیجه گیری

با استفاده از آماره t و سطح معنی داری می توان نتیجه گرفت که میانگین اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال قبل از IPO و سال IPO نسبت به سال‌های بعد از آن بیشتر است که این وضعیت بیانگر تأیید وجود مدیریت سود در سال قبل از IPO و سال IPO در شرکت‌های مورد بررسی می‌باشد. نتایج حاصله مشابه نتایج بسیاری از تحقیقات صورت گرفته در خارج از کشور از جمله تحقیقات فریدلن (۱۹۹۴)، تیو و همکاران (۱۹۹۸) و روزنبوم و همکاران (۲۰۰۳) است[۱۰]، [۲۲] و [۱۹].

به دنبال تأیید فرضیه دوم مبنی بر مدیریت سود توسط شرکت‌های IPO در اولین سال عرضه سهام به عموم، به بررسی تأثیر مدیریت سود بر بازده غیرعادی بلندمدت این‌گونه شرکت‌ها پرداخته شد. نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیر عادی بلندمدت رابطهٔ مثبت وجود دارد که بر اساس آزمون‌های اضافی مشاهده شد که این رابطه مثبت در طی دوره زمانی ۱۲ ماه تا ۳۶ ماه رو به کاهش است. نتایج به دست آمده مشابه نتایج حاصل از تحقیق بزِر و چَن (۱۹۸۷) می‌باشد. آن‌ها عملکرد مثبت را در دو سال اوّل بعد از IPO گزارش کردند(۶).

با توجّه به تحقیقات صورت گرفته در مورد بررسی کارایی بازار سرمایه ایران و نتایج

www.SID.ir

Archive of SID

حاصل دالّ بر عدم کارایی بورس اوراق بهادار (نمازی و شوشتریان ۱۳۷۵، سینایی و محمودی ۱۳۸۴) می‌توان دلیل عدم واکنش مناسب و به موقع سرمایه گذاران در سال‌های بعد از IPO و عدم کاهش بازده غیر عادی بلندمدت را به کارآ نبودن بازار سرمایه ایران نسبت داد[۴]. دسترسی به اطلاعات مربوط به شرکت‌ها و عملکرد آن‌ها و داشتن دانش و بینش کافی برای تحلیل اطلاعات از جمله ویژگی‌های بارز بازار کارا می‌باشند. در صورتی که در بورس اوراق بهادار تهران این دو ویژگی به شکل مناسب وجود ندارد و تغییرات قیمت سهام و به تبع آن بازدهی ایجاد شده نتیجه اطلاعات و تحلیل اساسی نیست بلکه تحت تأثیر عوامل مختلفی نظیر وجود سهامداران عمده بازار که عموماً نهادها و سازمان‌های وابسته به دولت و بانک‌ها هستند، است.

پیشنهادها

۱. انتظار می‌رود به دنبال کاهش اقلام تعهدی جاری اختیاری در سال‌های بعد از IPO، سرمایه گذاران بلافاصله استنباط خود را از آینده شرکت اصلاح نمایند و در زمینه تصمیم گیری برای سرمایه گذاری واکنش مناسبی از خود نشان دهند و در نتیجه بازده سهام شرکت‌های IPO که به دستکاری سود خود پرداختند، در بلندمدت کاهش یابد در صورتی که در عمل رابطه منفی بین اقلام تعهدی جاری اختیاری و بازده غیرعادی بلندمدت مشاهده نمی‌شود. از این رو پیشنهاد می‌شود که تحلیلگران از رعایت الزامات افشاءگری به موقع و مناسب و دسترسی استفاده کنندگان به اطلاعات اطمینان حاصل کنند.

۲. با توجه به مدیریت سود با استفاده از اقلام تعهدی جاری اختیاری، استانداردنویسان باید در ارتباط با این اقلام تعهدی استانداردهایی را وضع کنند که امکان مدیریت سود با دستکاری این اقلام را به مدیران ندهند.

۳. برای کنترل و نظارت بر عملکرد سهام شرکت‌های IPO در بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود که از ساختارها و مکانیسم‌های نظارتی مناسب استفاده شود زیرا فقدان سیستم‌های نظارتی و مقرراتی کارا و اثربخش در بازار سرمایه ایران امکان سوء استفاده توسط برخی از مشارکت کنندگان را فراهم می‌سازد.

www.SID.ir

Archive of SID

با توجّه به مطالعه و بررسی مدیریت سود در زمان عرضه اولیه سهام به عموم و همچنین نتایج حاصل از این تحقیق پیشنهادهای زیر برای تحقیقات آتی ضروری به نظر می‌رسد:

۱. مدیریت سود در شرکت‌های IPO پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار به تفکیک صنایع مختلف مورد بررسی قرار گیرد.
۲. به منظور تأیید بیشتر نتایج به دست آمده از تحقیق از سایر مدل‌ها (مدل دچو و اسلن، مدل هیلی، مدل دی آنجلو) استفاده شود.
۳. با توجه به اینکه در این تحقیق مدیریت سود با استفاده از دستکاری اقلام تعهدی جاری اختیاری مورد بررسی قرارگرفته است، مدیریت سود را می توان از طریق زمان بندی شناسایی رویدادها بررسی کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

۱. پورحیدری، امید، همتی، داود. "بررسی اثر قراردادهای بدهی، هزینه‌های سیاسی، طرح‌های پاداش و مالکیت بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران." بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال ۱۱، شماره ۳۶، تابستان ۱۳۸۳، صص ۶۳-۴۷.

۲. خوش طینت، محسن، خانی، عبدالله. "مدیریت سود و پاداش مدیران : مطالعه ای جهت شفاف سازی اطلاعات مالی." مطالعات حسابداری، شماره ۳، زمستان ۱۳۸۲، صص۱۵۳-۱۲۷.

۳. مشایخی، بیتا، مهرانی، ساسان، مهرانی، کاوه، کرمی، غلامرضا. "نقش اقلام تعهدی در مدیریت سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران." بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۲، زمستان ۱۳۸۴، صص ۷۴- ۶۱.

۴. نمازی، محمد، شوشتریان، زکیه. "بررسی کارآیی بازار بورس اوراق بهادار تهران." تحقیقات مالی، شماره ۷ و ۸، پائیز ۱۳۷۵، صص ۱۰۹-۶۲.

5. Aharony, J., C.J. Lin and M.P. Loeb.1993.“Initial public offerings, accounting choices and earnings management.” *Contemporary Accounting Research* 10(1):pp.61-81.

6. Bremser, W.G. 1975. "The earning characteristics of firms reporting discretionary accounting changes". *The Accounting Review* (July):pp. 563-573.

7. Dechow, P. M. (1994, July).“Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals.” *Journal of Accounting and Economics,* 18(1), 3–42.

8. Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney. 1995.“Detecting earnings management.” *The Accounting Review* 70(2):pp. 193-225.

9. Espenlaub, S., A. Gregory and I. Tonks (2000). “Re-assessing the Long-

www.SID.ir

Archive of SID

term Underperformance of UK Initial Public Offerings". *European Financial Management*, Vol. 6, No. 3, pp. 319-342.

10. Friedlan, J.M. 1994. "Accounting choices of issuers of initial public offerings." *Contemporary Accounting Research* 11(1):pp. 1-31.

11. Keloharju, M. (1993). "The Winner's Curse, Legal Liability, and the Long-run Price Performance of Initial Public Offerings in Finland". *Journal of Financial Economics*,Vol. 34, No.2, pp. 251-277.

12. Jones,J.1991. "Earnings management during import relief investigations." *Journal of Accounting Research* 29(2): pp. 193-228.

13. Lee, P.J., Taylor, S.L. and T.S. Walter, 1994, "Australian IPO Pricing in the Short and Long-Run," mimeo, University of Sydney.

14. Levis, M. (1993). "The Long-run Performance of the Initial Public Offerings: The UK experience 1980-1988". *Financial Management*, Vol. 22, No. 1, pp. 28-41.

15. Ljungqvist, A.P. (1997). "Pricing Initial Public Offerings: Further Evidence from Germany". *European Economic Review*, Vol. 41, No. 7, pp. 1309-1320.

16. Magnan, M. and D. Cormier. 1997. "The impact of foreward-looking financial data in IPOs on the quality of financial reporting." *Journal of financial statement analysis* 3(2): pp.6-17.

17. Page, M.J. and I. Reyneke (1997). "The Timing and Subsequent Performance of Initial Public Offerings (IPOs) on the Johannesburg Stock Exchange". *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 24, No. 9/10, pp. 1401-1420.

18. Ritter, J.R. 1991. "The long-run performance of initial public offerings." *The Journal of Finance* 46: 3-27.

19. Roosenboom, P., T. V.D. Goot and G. Mertens 2003. "Earnings management and initial public offerings: Evidence from the Netherlands." *The International of Accounting* 38, pp. 243-266.

20. Stehle, R.; Ehrhardt, O. and Przyborowsky, R. (2000). "Long-Run Stock of German Initial Public Offerings and Seasoned Equity Issues". *European Financial Management*,Vol. 6, No. 2, pp. 173-196.

www.SID.ir

Archive of SID

21. Teoh, S.H., I. Welch and T.J. Wong. 1998. "Earnings management and the long run market performance of initial public offerings." *The Journal of Finance* (6): pp.1935-1974.

22. Teoh, S. H.; T.J. Wong and G.R. Rao 1998. "Are accruals during initial public offerings opportunistic?" *Review of Accounting Studies*, Vol. 3, No. 2/3, pp.175-208.

www.SID.ir