

## اثربخشی کمیته حسابرسی در تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت واقعی سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

نعمت الله نقدی پور بیرونی

کارشناسی ارشد حسابداری، واحد فارسان، دانشگاه آزاد اسلامی، فارسان، ایران. (نویسنده مسئول).  
n.naghdi6649@gmail.com

دکتر مجتبی مطلبیان

مدرس گروه حسابداری، واحد فارسان، دانشگاه آزاد اسلامی، فارسان، ایران.  
accmojtaba1367@yahoo.com

پژوهشی اندیشه از حسابداری و مدیریت (جلد اول) / صفحه ۵۷۶ - ۶۰۰

### چکیده

سه‌امداران در محیطی که اطلاعاتشان کمتر از مدیریت است نمی‌توانند عملکرد شرکت و چشم انداز آتی آن را به طور کامل مشاهده نمایند. در چنین محیطی، مدیر می‌تواند برای مدیریت سود از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی از اختیار خود استفاده نماید. هدف پژوهش بررسی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی با توجه به نقش تعديل‌کنندگی اثربخشی کمیته حسابرسی است. جامعه آماری پژوهش حاضر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که به روش حذف سیستماتیک ۱۰۱ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ به عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش رگرسیون با ساختار داده‌های پانل استفاده شد. نتایج فرضیه اول نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی تاثیر مثبت دارد. همچنین سایر یافته‌های پژوهش حاکی از این است که با وجود کمیته حسابرسی اثربخش شدت تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی کاهش می‌یابد. با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها می‌توان بیان کرد که انجام مدیریت سود واقعی توسط مدیران در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی با وجود نظارت کمیته حسابرسی به دلایل رویکرد اطلاعاتی، رفتار فرصت طلبانه و انعقاد قراردادهای کارا باشد.

**واژه‌های کلیدی:** عدم تقارن اطلاعاتی، مدیریت سود، مدیریت سود واقعی، اثربخشی کمیته حسابرسی.

### مقدمه

عدم تقارن اطلاعات میان مدیریت و افراد برون سازمانی نظیر سرمایه گذاران، یکی از مسائل باز در حوزه‌های مختلف از جمله بازار سرمایه است. عدم تقارن اطلاعاتی به بیانی ساده حاکی از آن است که همگان به طور یکسان به اطلاعات دسترسی ندارند و مدیریت بنا به موقعیت خود دارای اطلاعات بیشتری نسبت به دیگران است. عدم تقارن اطلاعات عامل اصلی در هدایت مدیران به سمت مدیریت سود است. برای تبیین رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی، ریشه عدم تقارن اطلاعاتی باید مورد بررسی بیشتری قرار گیرد. منشأ بخش عمده‌ای از عدم تقارن اطلاعاتی، فرصت‌های سرمایه گذاری و رشد شرکت‌ها است و بخشی از آن نیز ریشه در روش‌های جمع آوری و گزارش

اطلاعات توسط مدیریت دارد. کمیته حسابرسی نیز که یکی از مهم‌ترین کمیته‌های تخصصی هیات مدیره، محسوب می‌شود، موجب تقویت، سلامت و کیفیت گزارشگری مالی می‌شود. ویژگی‌های کمیته حسابرسی از قبیل اندازه، استقلال و تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی برای اثربخشی این کمیته اهمیت زیادی دارد. مطالب پیشین اظهار داشتند که ویژگی‌های کمیته حسابرسی برای اثربخش بودن کمیته در انجام وظایف خود حیاتی می‌باشد. این اثربخشی، رابطه عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود را قطعاً کم اثر خواهد کرد.

### مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیر برای گزارشگری مالی از قضاوت شخصی خود استفاده می‌کند و این کار را با هدف گمراه کردن برخی از سهامداران درباره عملکرد واقعی اقتصادی یا برای تأثیر در نتایج قراردادهایی انجام می‌دهد که به ارقام حسابداری گزارش شده بستگی دارند (توماس و ژنگ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۲). به طور کلی سود دوره جاری را می‌توان به دو روش مدیریت کرد. در روش اول، مدیران می‌توانند سود را از طریق اقلام تعهدی اختیاری دستکاری نمایند. در روش دوم، مدیران از طریق فعالیت‌های واقعی اقدام به دستکاری سود می‌نمایند که می‌توانند زمان و میزان فعالیت‌های واقعی مثل تولید، فروش، سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های تأمین مالی را تغییر دهند تا به هدف سود مورد نظر دست یابند. برای مثال، سود گزارش شده می‌تواند به طور موقت از طریق تولید اضافی، حذف هزینه‌های اختیاری و یا به تأخیر انداختن آنها و نیز کاهش قیمت‌ها در پایان سال به منظور انتقال فروش سال مالی آتی به سال جاری افزایش یابد. این دستکاری فعالیت‌های واقعی اشاره به مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی دارد (گلبلینی مفرد، ۱۳۹۷). در پژوهش حاضر، این جنبه از مدیریت سود مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدیریت سود واقعی به عنوان اقداماتی تعریف می‌شود که توسط مدیران انجام می‌شود تا از رویه‌های تجاری عادی شرکت برای بدست آوردن اهداف سودهای خالص مانند اجتناب از زیان نگهداری و دستیابی به رشد مثبت در سودها و دستیابی پیش‌بینی‌های سود تحلیلگران و هموار سازی سود، انحراف پیدا می‌کند. شرکت‌ها دریافتند که می‌توان از طریق فعالیت‌هایی مانند اقدامات سرمایه‌گذاری و عملیات خاص مثل الف) کاهش هزینه‌های اختیاری (ب) دستکاری فروش (ج) تولید بیش از حد را انجام می‌دهند (خوشنویسان، ۱۳۹۶).

عدم تقارن اطلاعاتی به بیانی ساده حاکی از آن است که همگان به طور یکسان به اطلاعات دسترسی ندارند و مدیریت بنا به موقعیت خود دارای اطلاعات بیشتری نسبت به دیگران است. عدم تقارن اطلاعات عامل اصلی در هدایت مدیران به سمت مدیریت سود است (آمبروس و بیان<sup>۲</sup>، ۲۰۰۹). منشأ بخش عمده ای از عدم تقارن اطلاعاتی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد شرکت‌ها است و بخشی از آن نیز ریشه در روش‌های جمع آوری و گزارش اطلاعات توسط مدیریت دارد. عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از فرصت‌های رشد و سرمایه‌گذاری به مدیریت امکان بیشتری برای دستکاری صورت‌های مالی می‌دهد تا بتواند به وسیله مبادلات خودی و همچنین افروزنده بر مزایای جبران خدمات، منابع را به خود منتقل کند. البته چنین تلاش‌هایی هزینه برند؛ زیرا فعالیت‌های مدیریت را از بیشینه سازی ارزش شرکت منحرف و باعث ایجاد هزینه‌های نمایندگی می‌شود (احمدپور و همکاران، ۱۳۹۲). در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی بروز پدیده مدیریت سود تسهیل می‌شود، زیرا مدیران می‌توانند در جهت افزایش منافع خود با هزینه سهام داران، فرصت طلبی بیشتری داشته باشند. در حقیقت، سهام داران نمی‌توانند

<sup>1</sup> Thomas and Zhang

<sup>2</sup> Ambrose and Bian

به طور کامل عملکرد شرکت را مشاهده کنند و به همین دلیل، در محیطی که اطلاعات کم تری نسبت به مدیریت دارند، تصمیم گیری می‌کنند. در چنین محیطی، مدیران بهتر قادرند سودهای گزارش شده را مدیریت کنند. هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی زیاد است، ذی نفعان منابع، انگیزه یا دسترسی به اطلاعات مربوط برای نظارت بر عملکرد و اعمال مدیران را ندارند، بنابراین پدیده مدیریت سود شایع تر است (باباجانی و همکاران، ۱۳۹۳). دو نظریه نهادی و نمایندگی درباره اثربخشی کمیته‌های حسابرسی وجود دارد. بر اساس نظریه نهادی کمیته‌های حسابرسی اثربخشی لازم را نداشته و معمولاً تشریفاتی هستند و بر اساس نظریه نمایندگی کمیته‌های حسابرسی موجب بهبود کیفیت حسابرسی و در نتیجه بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌شود و پیامد بهبود کیفیت گزارشگری مالی نیز کاهش عدم تقارن اطلاعاتی خواهد بود (عبدی و همکاران، ۱۳۹۸).<sup>۱</sup> کوهن و زاروین<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) نشان دادند وجود کمیته حسابرسی باعث کاهش مدیریت سود در مقایسه با قبل از وجود کمیته حسابرسی در شرکتهای آمریکایی شده است. او در یافته‌های خود به این نتیجه رسید که مدیریت سود واقعی بعد از وجود کمیته حسابرسی نسبت به مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی بیشتر شده است (فخاری، ۱۳۹۴). بسیاری از محققان مانند پیسنل و همکاران<sup>۳</sup>؛ کوهن و همکاران، ۲۰۰۸؛ داتیلیکس و ویلکنز<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) روابط بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و شاخص‌های مربوط به کیفیت حسابرسی در کاهش مدیریت سود را مورد بررسی قرار دادند (عبدی و همکاران، ۱۳۹۸). انتظار می‌رود ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر عدم تقارن اطلاعاتی به شکل‌های مختلفی تأثیرگذارد. اولاً ویژگی‌های کمیته حسابرسی تأثیر مثبتی بر کیفیت گزارشگری مالی از طریق افزایش کیفیت حسابرسی، کاهش تجدید ارائه‌های حسابداری، و اثربخشی کنترل‌های داخلی دارند. همچنین پژوهش‌های پیشین ارتباط مستقیمی بین کیفیت گزارشگری مالی و عدم تقارن اطلاعاتی نشان داده‌اند (کیم و پارک، ۲۰۰۹). ثانیا ویژگی‌های کمیته حسابرسی مستقیماً بر کیفیت سود، به عنوان معیار نهایی گزارشگری مالی تأثیر داشته و کیفیت سود نیز باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. این شواهد نشان می‌دهند که ویژگی‌های کمیته حسابرسی هم کیفیت سود و هم کیفیت گزارشگری مالی را بالا برده و در نتیجه می‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی کمک نمایند (عبدی و همکاران، ۱۳۹۸). با توجه به توضیحات فوق می‌توان نقش کمیته حسابرسی را به عنوان یکی از مکانیزم‌های مهم حاکمیت شرکتی در کاهش هزینه نمایندگی ناشی از مدیریت سود مهم و حتمی تلقی کرد. همچنین ویژگی‌های این کمیته می‌تواند نقش موثر در کارکرد آن داشته باشد لذا ارتباط تئوریکی بین ویژگی‌های کمیته حسابرسی و مدیریت سود متصور است. در ادامه تعدادی از پژوهش‌هایی مشابه با این موضوع، بیان می‌گردد:

المهدی و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۹) پژوهشی با عنوان تخصص مالی کمیته حسابرسی و عدم تقارن اطلاعاتی در ایالات متحده انجام دادند. ایشان با بررسی ۲۳۹۸ بنگاه در بازه زمانی ماه مارس ۲۰۰۶ تا دسامبر ۲۰۰۷ متوجه شدند که وجود یک کمیته حسابرسی با تخصص مالی با عدم تقارن اطلاعات همراه است. آنها رابطه مثبت و معناداری بین تخصص مالی کمیته حسابرسی و عدم تقارن اطلاعات را ثبت نمودند. لیانگ و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر تصدی حسابرس و عدم تقارن اطلاعاتی بر کیفیت سود در شرکت‌های چینی پرداختند. آنها برای اندازه گیری کیفیت سود از سه مدل اقلام تعهدی جز تعديل شده، اقلام تعهدی جاری تعديل شده بر اساس بازده دارایی‌ها و مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده کردند. نتایج آنها موید این است که تصدی حسابرسی منجر به افزایش کیفیت سود می‌شود. تصدی حسابرس در شرکت

<sup>1</sup> Cohen

<sup>2</sup> Peasnell et al

<sup>3</sup> Dutillieux and Willekens

<sup>4</sup> Elmahdi et al

هایی که عدم تقارن اطلاعاتی بالاتری دارند در مقایسه با شرکت هایی که عدم تقارن اطلاعاتی پایین تری دارند بیشتر منجر به بهبود کیفیت سود می گردد. زهری و خاموسی<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) طی پژوهشی به بررسی اثربخشی کمیته حسابرسی و کیفیت حسابرسی بر مدیریت سود پرداخته و دریافتند که ارتباط کاملی بین امتیاز اثربخشی کمیته حسابرسی و تخصص حسابرس در صنعت با کاهش مدیریت سود وجود دارد. همچنین، یافته ها نشان داد، رابطه ای مکمل بین اثربخشی کمیته حسابرسی و دوره تصدی حسابرسی، بعد از تصویب قانون امنیت مالی در سال ۲۰۰۵ در کشور تونس وجود دارد. لسدی<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی استدلال می کند هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی بالا باشد مدیریت سود واقعی نیز بالا خواهد بود. بنابراین عدم تقارن اطلاعاتی میتواند نقش مدیریت سود واقعی را در کاهش عملکرد شرکت تقویت کند.

عبدی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی تحت عنوان اثربخشی ویژگیهای کمیته حسابرسی بر عدم تقارن اطلاعاتی به بررسی رابطه بین ویژگیهای کمیته حسابرسی(اندازه، استقلال، تخصص مالی و جنسیت اعضای کمیته حسابرسی) با عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ پرداخته اند. یافته های پژوهش حاکی از آن است بین ویژگی های استقلال، تخصص، اندازه و تنوع جنسیتی اعضای کمیته حسابرسی و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معکوس و معناداری وجود دارد. این یافته ها در راستای نظریه نمایندگی و اثربخشی کمیته های حسابرسی و نقش آنها در بهبود محیط اطلاعاتی و گزارشگری مالی است. تدبیی (۱۳۹۸) پژوهشی با عنوان رابطه عدم اطمینان اطلاعاتی و عدم تقارن اطلاعاتی با مدیریت سود انجام داده است. این پژوهش در قلمرو زمانی بین سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران، مورد آزمون قرار می گیرد. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۰۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران طی دوره زمانی مذکور است. نتایج به دست آمده از فرضیه های پژوهش حاکی از این است که بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود تعهدی رابطه معنادار وجود دارد. علاوه بر آن بین تغییرپذیری بازده و پراکندگی پیش بینی سود که شاخص های عدم اطمینان هستند با مدیریت سود تعهدی رابطه معنادار وجود دارد. در نهایت بین خطای پیش بینی سود هر سهم و مدیریت سود رابطه معنادار وجود ندارند. مسعودی و همکاران (۱۳۹۸) پژوهشی با عنوان اثر ویژگی های کمیته حسابرسی و مدیریت سود انجام داده اند. ایشان در این پژوهش بیان کردند کمیته حسابرسی با ارتقاء سطح حاکیمت شرکتی باعث افزایش کیفیت گزارشگری مالی و نهایتاً بهبود عملکرد واحد تجاری می گردد. اگر کمیته حسابرسی مستقل باشد می تواند با افشاء واقعیت ها تاثیر مثبتی بر عملکرد بازاری واحد تجاری داشته باشد و مدیریت سود را حداقل کند ولی اگر کمیته حسابرسی و یا رئیس کمیته حسابرسی مستقل نباشند، اطلاعات واحد تجاری را در راستای منافع خود افشاء کرده و به عبارتی سود را مدیریت می کند. سلیمانی امیری و فضیحی (۱۳۹۴) پژوهشی تحت عنوان بررسی رابطه ویژگیهای کمیته حسابرسی با مدیریت سود تعهدی و واقعی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران انجام داده اند. نمونه پژوهش شامل شرکت هایی است که قبل از سال ۱۳۹۰ عضو بورس بوده اند و در سالهای ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ دارای کمیته حسابرسی می باشند. نتایج حاکی از آن است که استقلال کمیته حسابرسی با مدیریت سود تعهدی رابطه معنادار منفی دارد ولی سایر ابعاد کمیته رابطه معناداری با مدیریت سود تعهدی ندارند. همچنین با بررسی رابطه ابعاد کمیته حسابرسی با مدیریت سود واقعی مشخص شد که فقط سطح تخصص مالی اعضاء کمیته حسابرسی رابطه معناداری با مدیریت سود واقعی دارد.

<sup>1</sup> Zgarni & Khamoussi

<sup>2</sup> Lasdi

## روش پژوهش

برای مطالعه مبانی نظری و بررسی پیشینه پژوهش، از روش کتابخانه‌ای با بهره‌گیری از کتب و مقالات تخصصی فارسی و لاتین و پایان‌نامه‌ها استفاده خواهد شد. از آنجاکه اطلاعات مربوط به این پژوهش مربوط به بسیاری از اقلام مالی و غیرمالی مندرج در صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است، داده‌های موردنیاز از طریق استناد‌کاوی در صورت‌های مالی موجود در سایت‌های مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی وابسته به سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سیستم‌های جامع اطلاع‌رسانی ناشران (کدال و فیپ ایران) و لوح‌های فشرده سازمان بورس اوراق بهادار استخراج شده است. با توجه به این که پژوهش حاضر در بی‌یافتن اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود با نقش تعییل‌گری اثربخشی کمیته حسابرسی است و به مطالعه حدود تغییرات متغیر وابسته با توجه به حدود تغییرات متغیرهای مستقل می‌پردازد، در زمرة پژوهش‌های همبستگی قرار می‌گیرد. بنابراین روش پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی یک پژوهش مستقل می‌باشد، در بازه زمانی پژوهش، بازه زمانی ۶ ساله از ابتدای سال ۱۳۹۲ تا انتهای سال ۱۳۹۷ است. نمونه‌گیری پژوهش حاضر به صورت مرحله‌ای سیستماتیک است. بدین‌صورت که در هر مرحله از بین کلیه شرکت‌های موجود، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نباشند، حذف شده و درنهایت کلیه شرکت‌های باقی‌مانده جهت انجام آزمون انتخاب خواهند شد.

- بهمنظور قابل مقایسه بودن، دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و طی دوره مورد بررسی، تغییر سال مالی نداشته باشند.
  - در بازه زمانی پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت داشته باشند.
  - جزء صنایع واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری، لیزینگ و شرکت‌های بیمه نباشند. زیرا افشاء اطلاعات مالی و ساختار این‌گونه شرکت‌ها با سایر شرکت‌ها متفاوت است.
  - صورت‌های مالی آن‌ها حسابرسی شده باشد.
  - کلیه اطلاعات مالی و غیرمالی موردنیاز، از جمله یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی در دسترس باشد.
- با توجه به محدودیت‌های در نظر گرفته، تعداد ۱۰۱ شرکت (۶۰۶ سال - شرکت)، شرایط حضور در جامعه آماری را دارا هستند.

## تعریف و اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

**متغیر وابسته، مدیریت سود واقعی (CREM)** است؛ مدیریتی که از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی ایجاد می‌شود. برای محاسبه مدیریت سود واقعی از طریق مدل ارائه شده توسط روی چاودیوری (۲۰۰۶) استفاده می‌گردد که در این مدل به موارد زیر باید توجه نمود:

همه متغیرها در مدل اول تا سوم برای همگن شدن داده‌ها در سطح شرکتها باید بر جمع دارایی‌های ابتدای سال ( $t-1$ ) تقسیم شوند. با این کار ناهمسانی احتمالی بین مقدار خطا کاهش می‌یابد. پس از تقسیم متغیرهای دوطرفه تساوی بر جمع دارایی‌ها، یک متغیر کنترلی با نماد در هر مدل ایجاد می‌شود.

پس از تعديل به ترتیب به صورت زیر خواهند بود:

$$CFO_t / At-1 = \beta_0 + \beta_1(1/At-1) + \beta_2 \text{sales}_t / At-1 + \beta_3 \Delta \text{sales}_t / A_{t-1} + \epsilon$$

$$CGS_t / A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 1/A_{t-1} + \beta_2 sales_t / A_{t-1} + \beta_3 \Delta sales_t / A_{t-1} + \beta_4 \Delta sales_{t-1} / A_{t-1} + \epsilon$$

$$DISE_t / A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 1/A_{t-1} + \beta_2 sales_t / A_{t-1} + \epsilon$$

افزایش در باقی مانده های مدل اول حاکی از افزایش سطح غیرعادی جریان های نقد عملیاتی و در نتیجه مدیریت سود واقعی کمتر است (رابطه معکوس).

افزایش در باقی مانده های مدل دوم حاکی از سطح غیرعادی هزینه های تولید و در نتیجه مدیریت سود واقعی بیشتر است (رابطه مستقیم).

افزایش در باقی مانده های مدل سوم حاکی از سطح غیر عادی هزینه های عملیاتی و در نتیجه مدیریت سود واقعی کمتر است (رابطه معکوس).

پس از روی چاودیوری پژوهشگران دیگری مانند کوهن و زاروین (۲۰۱۰) و زانگ (۲۰۱۲) به منظور محاسبه معیار یکپارچه از اجزای مختلف مدیریت سود واقعی باقی مانده های هر سه مدل را به شرح زیر باهم جمع کردند. آنان پیشنهاد نمودند برای سادگی در تفسیر معیار حاصل شده، عدد ۱ - در مقادیر خطای مدل ۱ و ۳ ضرب شود.  
(پسماند مدل سوم  $\times 1 - (+)$  (پسماند مدل دوم  $+ (- \times 1 - )$ ) = ساختن یکپارچه مدیریت سود واقعی

هرچه عدد بدست آمده برای یک شرکت بیشتر باشد مدیریت سود واقعی بیشتر است.

**متغیر مستقل T** در این پژوهش، متغیر مستقل عدم تقارن اطلاعاتی است. جهت اندازه گیری این متغیر از مدلی که ونکاتش و چیانگ<sup>۱</sup> (۱۹۸۶) برای تعیین دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام طراحی کرده اند استفاده شده است.

$$SPREAD_{it} = \frac{(AP - BP) \times 100}{(AP + BP) \div 2}$$

که در آن SPREAD دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، AP میانگین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در دوره t و BP میانگین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در دوره t است. طبق مدل بالا، هرچه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عدد بزرگتری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر است (احمدپور و همکاران، ۱۳۹۲).

**متغیرهای کنترلی؛** در این پژوهش متغیرهای کنترلی شامل موارد زیر است:

اهرم مالی (lev): برابر است با جمع بدھی ها تقسیم بر کل دارایی ها

جریان نقدی عملیاتی (CFO): از صورت جریان وجوده نقد محاسبه می شود.

اندازه شرکت (size): لگاریتم طبیعی کل دارایی های شرکت (علوی طبری و عارف منش، ۱۳۹۲).

فرصت های رشد (MTB): ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

عملکرد مالی (ROA): نرخ بازده دارایی ها برابر است با سود خالص تقسیم بر دارایی ها

اندازه حسابرس (Big): در ایران سازمان حسابرسی گرفته میشود. متغیر مجازی است اگر سازمان حسابرس خدمات حسابرسی را انجام دهد مقدار یک و در غیر اینصورت صفر.

زیان (loss): متغیر مجازی است اگر شرکتی در سه سال پیاپی زیان گزارش کرده باشد مقدار یک و در غیر اینصورت صفر.

<sup>1</sup> Venkatesh and Chiang

### چرخش حسابرس (Auditor change): تغییر حسابرس شرکت

**متغیر تعديلگر؛** در این پژوهش اثر بخشی کمیته حسابرسی (ACE) به عنوان متغیر تعديلگر استفاده خواهد شد. برای اندازه‌گیری آن از سه معیار شامل اندازه، استقلال، تخصص کمیته حسابرسی برگرفته از پژوهش بیچر و فینر (۲۰۱۹) استفاده خواهد شد. این سه معیار به صورت زیر اندازه گیری خواهد شد:

اندازه کمیته حسابرسی (SizeAC): بیانگر تعداد اعضای کمیته حسابرسی است. برای اندازه گیری این متغیر ابتدا میانه تعداد اعضای کمیته حسابرسی را برای کل نمونه بدست می‌آوریم. اگر برای شرکتی تعداد اعضا کمتر از میانه باشد عدد صفر و اگر برای شرکتی تعداد اعضا بیشتر از میانه یا مساوی میانه باشد عدد یک می‌گیرد.

استقلال اعضای کمیته حسابرسی (IndAC): یک متغیر دو ارزشی صفر و یک است و چنانچه نسبت تعداد اعضای هیئت مدیره عضو کمیته حسابرسی (به جز اعضای غیر موظف) به تعداد کل اعضای کمیته حسابرسی کمتر از ۵٪. باشد، بیانگر استقلال نسبی است و مقدار این متغیر برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر است (رویایی و ابراهیمی، ۱۳۹۴). تعداد اعضای کمیته که سمت اجرائی نداشته باشند (مستقل) به کل اعضاء کمیته را برای هر شرکت حساب می‌کنیم. سپس میانه این نسبت را برای کل نمونه حساب می‌کنیم. چنانچه نسبت بدست آمده برای هر شرکت کمتر از میانه محاسبه شده باشد عدد صفر می‌گیرو و چنانچه نسبت بدست آمده برای هر شرکت بیشتر یا مساوی میانه باشد عدد یک می‌گیرد.

تخصص مالی (ExpAC): متغیر ساختگی کمیته حسابرسی است که در صورت داشتن تخصص حسابداری و مالی، عدد ۱ و در غیر این صورت برابر با ۵ است (یوسفی و خلیلپور، ۱۳۹۵). تعداد اعضای کمیته که تخصص مالی دارند به کل اعضاء کمیته را برای هر شرکت حساب می‌کنیم. سپس میانه این نسبت را برای کل نمونه حساب می‌کنیم. چنانچه نسبت بدست آمده برای هر شرکت کمتر از میانه محاسبه شده باشد عدد یا مساوی میانه باشد عدد یک می‌گیرد.

با مراجعه به سایت کдал، اطلاعیه مشخصات کمیته حسابرس افشا می‌گردد.

در نهایت برای بدست آوردن شاخص اثر بخشی کمیته حسابرسی عده‌های بدست آمده برای هر سه شاخص فوق را با یکدیگر جمع می‌کنیم و مجموع آنها را بر عدد سه تقسیم می‌کنیم. در این حالت نسبت بدست آمده بیانگر اثر بخشی کمیته حسابرسی هر شرکت است.

### فرضیه‌ها و مدل آزمون فرضیه‌ها

با توجه به بیان دلایل تئوریک و با در نظر گرفتن مبانی نظری بیان شده فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین خواهد شد:  
فرضیه اول: عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی تاثیر مثبت دارد.

فرضیه دوم: اثر بخشی کمیته حسابرسی تاثیر مثبت عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی را کم اثر می‌کند.

**مدل آزمون فرضیه‌ها؛** در تکنیک رگرسیون خطی تغییرات یک متغیر وابسته، به وسیله ترکیب خطی از یک یا چند متغیر مستقل آزمون می‌شود. در این پژوهش به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از مدل‌های رگرسیونی چند متغیره در سطح داده‌های ترکیبی برگرفته از پژوهش بیچر و فینر (۲۰۱۹) به شرح زیر استفاده شد:

$$\text{CREM}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ASY}_{i,t} + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{MTB}_{i,t} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \beta_5 \text{Big}_{i,t} + \beta_6 \text{Levi}_{i,t} + \beta_7 \text{CFO}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

مدل (۱)

$$\text{CREM}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ASY}_{i,t} + \beta_2 \text{ACE}_{i,t} + \beta_3 \text{ACE}_{i,t} * \text{ASY}_{i,t} + \beta_4 \text{Size}_{i,t} + \beta_5 \text{MTB}_{i,t} \\ + \beta_6 \text{ROA}_{i,t} + \beta_7 \text{Big}_{i,t} + \beta_8 \text{Lev}_{i,t} + \beta_9 \text{CFO} + \epsilon_{i,t}$$

مدل (۲)

در مدل های فوق:

CREM: مدیریت سود واقعی، ASY: عدم تقارن اطلاعاتی، ACE: اثر بخشی کمیته حسابرسی، size: اندازه شرکت، MTB: فرصت های رشد، ROA: نسبت بازده دارایی ها، Big: اندازه حسابرس، LEV: اهرم مالی، CFO: جریان های نقدی عملیاتی.

جهت آزمون فرضیه اول از مدل اول و جهت آزمون فرضیه دوم از مدل دوم استفاده می گردد.

### یافته های پژوهش

این بخش شامل آمار توصیفی و آمار استنباطی می باشد که در ادامه به تشریح آنها پرداخته شده است.

#### آمار توصیفی

جدول زیر داده های مورد مطالعه در پژوهش را توصیف می نماید:

جدول (۱): آمار توصیفی داده های پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	مشاهدات	مبانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
مدیریت سود واقعی	CREM	۶۰.۶	۰/۰۴۴	۰/۰۷۴	۰/۲۵۴	-۰/۷۷۲	۰/۸۹	-۰/۴۷۱	-۰/۱۹۸
عدم تقارن اطلاعاتی	ASY	۶۰.۶	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	۰/۰۸۶	۰/۸۷۱	۶/۱۰۹
اثر بخشی کمیته حسابرسی	ACE	۶۰.۶	۰/۶۸۹	۰/۶۶۶	۰/۳۱۷	۰/۳۱۷	۱	-۰/۶۸۷	۲/۴۳۷
اندازه شرکت	Size	۶۰.۶	۱۴/۱۰۵	۱۳/۹۵۹	۱/۴۰۸	۱/۰۳۵۲	۱۹/۱۴	۰/۷۴۳	۴/۴۲۵
فرصت های رشد	MTB	۶۰.۶	۲/۶۲۵	۲/۵۲۶	۱/۱۷۱	۰/۴۲۰	۵/۱۷	۰/۱۶۷	۱/۹۹۳
بازده دارایی ها	ROA	۶۰.۶	۰/۱۴۷	۰/۱۲۰	۰/۱۴۸	۰/۳۹۵	۰/۶۵	۰/۵۸۴	۳/۸۱۸
اهرم مالی	LEV	۶۰.۶	۰/۶۱۵	۰/۶۱۸	۰/۱۴۹	۰/۲۱۰	۰/۹۳	۰/۲۰۰	۲/۷۹۵
جریان نقدی عملیاتی	CFO	۶۰.۶	۰/۱۴۶	۰/۱۲۹	۰/۱۶۴	-۰/۴۲۷	-۰/۸۹	۰/۵۸۸	۵/۲۷۵

اگر متغیرهای پژوهش اسمی باشند ارایه توزیع فراوانی آنها ضروری است. در جدول ۲ توزیع فراوانی متغیرهای مجازی آورده شده است.

جدول (۲): توزیع فراوانی متغیر اسمی

Big (اندازه حسابرس)		
درصد فراوانی	فراوانی	شرح
۶۸/۹۸	۴۱۸	عدم حسابرسی توسط سازمان حسابرسی
۳۱/۰۲	۱۸۸	حسابرسی توسط سازمان حسابرسی
۱۰۰	۶۰.۶	کل

همانطور که در جدول ۲ مشاهده می‌گردد توزیع فراوانی متغیر اندازه حسابرس نشان می‌دهد که حدود ۱۸۸ سال- شرکت از ۶۰۶ سال- شرکت توسط سازمان حسابرسی رسیدگی شده است. به عبارت دیگر سازمان حسابرسی، حدود ۳۱٪ از شرکت‌های نمونه را رسیدگی می‌کند.

### آمار استنباطی

آمار استنباطی شامل آزمون مانایی، آزمون همخطی متغیرهای مستقل، تشخیص ناهمسانی واریانس جملات خطای تشخیص خود همبستگی سریالی جملات خطای وابستگی مقطعی باقیمانده‌ها، نرمال بودن متغیرها و نرمال بودن جملات خطای درنهایت آزمون فرضیه هاست.

### آزمون مانایی

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون مانایی هاریس

نام متغیرهای	نماد	سطح معنی داری آماره آزمون	نتیجه	مانا
مدیریت سود واقعی	CREM	-۱۴/۴۸۰	۰/۰۰۰	مانا
عدم تقارن اطلاعاتی	ASY	-۱۷/۲۸۰	۰/۰۰۰	مانا
اثر بخشی کمیته حسابرسی	ACE	-۱۷/۶۲۸	۰/۰۰۰	مانا
اندازه شرکت	Size	-۱۴/۹۲۹	۰/۰۰۰	مانا
فرصت‌های رشد	MTB	-۱۴/۲۲۳	۰/۰۰۰	مانا
بازده دارایی‌ها	ROA	-۱۰/۴۷۲	۰/۰۰۰	مانا
اندازه حسابرس	Big	-۹/۲۹۵	۰/۰۰۰	مانا
اهرم مالی	LEV	-۱۸/۸۰۵	۰/۰۰۰	مانا
جريدة نقدی عملیاتی	CFO	-۱۲/۱۴۱	۰/۰۰۰	مانا

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، کلیه متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی پایا هستند زیرا سطح معنی داری این آزمون برای آنها کمتر از ۵٪ است. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، شرکت‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

### آزمون هم خطی متغیرهای مستقل

جهت بررسی هم خطی میان متغیرهای پژوهش نتایج آزمون عامل تورم واریانس و جدول ضریب همبستگی ارایه گردیده است. در آمار، عامل تورم واریانس (variance inflation factor=VIF) شدت همخطی چندگانه را ارزیابی می‌کند. در واقع یک شاخص معرفی می‌گردد که بیان میدارد چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآورد شده باشد همخطی افزایش یافته است. شدت همخطی چندگانه را با بررسی بزرگی مقدار VIF می‌توان تحلیل نمود. اگر آماره آزمون VIF به یک نزدیک بود

نشان دهنده عدم وجود همخطی است. این شاخص نشان می‌دهد که واریانس ضرایب مدل در حالت وجود همخطی، نسبت به حالت نبود همخطی، تا چه میزان متورم شده است. در حالت عدم وجود همخطی، مقدار ضریب VIF برابر ۱ است. به طور کلی چنانچه مقدار VIF برای هر یک از ضرایب کمتر از ۵ باشد، مشکل همخطی قابل اغماض است (بنی‌مهد و همکاران، ۱۳۹۵). همچنین میزان مطلوب تلورانس ( $1/VIF$ ) نیز برابر با ۱ است و مقادیر بزرگتر از  $1/2$  برای تلورانس بیانگر عدم وجود همخطی قوی بین متغیرهای مستقل است (افلاطونی، ۱۳۹۵).

جدول (۴): آزمون هم خطی مدل‌های پژوهش

مدل دوم		مدل اول		نماد	متغیر
۱/VIF	VIF	۱/VIF	VIF		
۰/۴۱۵	۲/۴۱	۰/۹۹۴	۱/۰۱	ASY	عدم تقارن اطلاعاتی
۰/۹۸۶	۱/۰۱			ACE	اثر بخشی کمیته حسابرسی
۰/۴۱۲	۲/۴۳			ACE*ASY	تعامل اثربخشی و عدم تقارن
۰/۹۷۵	۱/۰۲	۰/۹۷۹	۱/۰۲	Size	اندازه شرکت
۰/۹۶۴	۱/۰۴	۰/۹۶۶	۱/۰۴	MTB	فروختهای رشد
۰/۹۴۸	۱/۰۵	۰/۹۵۳	۱/۰۵	ROA	بازده دارایی‌ها
۰/۹۷۱	۱/۰۳	۰/۹۷۴	۱/۰۳	Big	اندازه حسابرس
۰/۹۷۸	۱/۰۲	۰/۹۸۳	۱/۰۲	LEV	اهرم مالی
۰/۹۴۸	۱/۰۵	۰/۹۴۸	۱/۰۵	CFO	جریان نقدی عملیاتی
	۱/۳۴		۱/۰۳		میانگین

همانگونه که ملاحظه می‌شود نتایج بیانگر عدم وجود هم خطی شدید میان متغیرهای توضیحی است پس می‌توان به نتایج رگرسیون برآوردی اتكا نمود.

### آزمون انتخاب میان داده‌های تابلویی (Panel) و داده‌های تلفیقی (Pool)

به منظور تخمین مدل‌های پژوهش از تکنیک داده‌های ترکیبی استفاده شده است. ضرورت استفاده از این تکنیک که داده‌های سری زمانی و مقطعی را با هم ترکیب می‌کند، بیشتر به خاطر افزایش تعداد مشاهدات، بالا بردن درجه آزادی، کاهش ناهمسانی واریانس و کاهش هم خطی بین متغیرها است. لذا تخمین مدل‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی و برای همه شرکت‌های نمونه در طی سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۲ انجام می‌گیرد. سوالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می‌شود، این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغام شدن داده‌ها وجود دارد یا اینکه مدل برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است. لذا باید ابتدا بررسی شود که آیا بین مقاطع، ناهمگی یا تفاوت‌های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگی از روش داده‌های تابلویی (پانل) و در غیر این صورت، از روش داده‌های تلفیقی با رویکرد حداقل مربعات معمولی<sup>۱</sup> (OLS) برای تخمین مدل استفاده می‌گردد. برای این منظور، از آزمون F لیمر (چاو) استفاده می‌شود که در این آزمون فرضیه‌ها به صورت زیر تنظیم می‌شود:

H0: یکسان بودن عرض از مبدأ (داده‌های تلفیقی)

<sup>1</sup> Ordinary Least Squares

H1: ناهمسانی عرض از مبدا (داده‌های پانل با اثرات ثابت)

اگر مشخص شد که مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی بوده، روش‌های تابلویی (پانل دیتا) مناسب‌تر هستند، به عبارت دیگر اگر فرضیه صفر رد شود باید برای انتخاب بین پانل ثابت و پانل تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است. و اگر فرضیه صفر پذیرفته شود باید مدل را با حالت OIS برآورد نمود. چهت انتخاب میان الگوی داده‌های تلفیقی (پول) و الگوی پانل تصادفی از آزمون لاگرانژ (براش-پاگان) استفاده شد. فرضیه‌های این آزمون به شرح زیر است:

H0: یکسان بودن عرض از مبدا (داده‌های تلفیقی)

H1: ناهمسانی عرض از مبدا (داده‌های پانل با اثرات تصادفی)

اگر فرض صفر رد نشود مدل با استفاده از الگوی تلفیقی (پول) برآورد می‌شود ولی در صورت رد فرضیه صفر باید با آزمون هاسمن مشخص کرد که الگوی پانل با اثرات ثابت مناسب‌تر است یا الگوی پانل با اثرات تصادفی. در صورتی که داده‌های آماری به گونه‌ای بود که مقاطع دارای عکس العمل‌های متفاوتی باشند و برای هر مقطع عرض از مبدأ جداگانه‌ای در نظر گرفته شود، باید منشأ خطاهای ناشی از تخمین نیز مشخص شود. به بیان دیگر، باید مشخص شود که خطای ناشی از تخمین در طی زمان اتفاق افتاده است یا اینکه خطای نام برده شده علاوه بر اینکه در طی زمان اتفاق افتاده به دلیل تغییر در مقاطع نیز بوده است. در نحوه در نظر گرفتن چنین خطاهای با دو اثر، اثرات ثابت و اثرات تصادفی مواجه می‌شود. در اثرات ثابت، خطای تخمین ناشی از تغییر مقاطع در عرض از مبدأ منظور می‌گردد ولی در مدل اثر تصادفی چنین خطاهایی به طور تصادفی در نظر گرفته می‌شود. هاسمن (۱۹۷۸)، آزمونی را برای تشخیص روش برآورد ارائه نموده است؛ براساس این آزمون، فرضیه صفر دال بر این است که روش اثرات تصادفی کارا و سازگار است و فرضیه مقابل مبتنی بر این است که روش اثرات ثابت کارا و سازگار است.

نتایج آزمون F لیمر (چاو)، آزمون برash-پاگان و آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش در جدول ۵ تا ۷ ارائه شده است:

جدول (۵): نتایج آزمون F لیمر (چاو)

نام مدل	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۲/۲۷	۰/۰۰۰	تابلویی(پانل ثابت)
مدل دوم	۲/۲۴	۰/۰۰۰	تابلویی(پانل ثابت)

با توجه به جدول شماره ۴-۵، سطح معنی داری (p-value) آزمون F لیمر، برای هر دو مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر تایید داده‌های تابلویی (پانل دیتا) می‌باشد.

جدول (۶): نتایج آزمون برash-پاگان

نام مدل	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
مدل اول	۳۹/۴۸	۰/۰۰۰	تابلویی(پانل تصادفی)
مدل دوم	۳۷/۶۳	۰/۰۰۰	تابلویی(پانل تصادفی)

در این آزمون فرض  $H_0$  حاکی از وجود داده های تلفیقی (پولد) است. و فرض مقابل بیانگر وجود اثرات تصادفی است. همانطور که در جدول ۶ مشاهده می گردد، سطح معنی داری این آزمون برای دو مدل کمتر از ۵ درصد است. لذا فرض صفر رد می شود و بیانگر اثرات تصادفی است. نتایج آزمون لیمر حاکی از انتخاب الگوی پانل ثابت بود در مقابل نتیجه آزمون برآش پاگان حاکی از انتخاب پانل تصادفی است. در این حالت برای انتخاب میان الگوی تصادفی و ثابت از آزمون هاسمن استفاده شد.

جدول (۷): نتایج آزمون هاسمن

نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	نام مدل
پانل تصادفی	.۰/۲۶۴	۸/۸۴	مدل اول
پانل تصادفی	.۰/۱۸۲	۱۲/۵۹	مدل دوم

مقدار سطح معنی داری آزمون هاسمن برای هر دو مدل بیشتر از به ۵ درصد است و روش آثار تصادفی انتخاب می شود.

### آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس جملات خطأ

یکی از فرضیه های اساسی یک مدل رگرسیونی مناسب، فرض همگونی (همسانی) واریانس باقیمانده ها است. جهت بررسی ناهمسانی واریانس پسماندها، از آزمون والد تعديل شده استفاده شده است. فرض صفر در این آزمون همسانی واریانس باقیمانده ها می باشد که اگر مقدار p-value بیشتر از .۰۵ باشد فرض صفر پذیرفته می شود. خلاصه نتایج این آزمون در

جدول ۸ ارائه شده است:

جدول (۸): آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس جملات خطأ

نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	نام مدل
وجود ناهمسانی واریانس	.۰/۰۰۰	۲۴۲۰/۲۱	مدل اول
وجود ناهمسانی واریانس	.۰/۰۰۰	۲۴۷۷/۹۶	مدل دوم

نتایج حاصل در جدول شماره ۸ نشان می دهد که سطح معنی داری آزمون والد تعديل شده در مدل های پژوهش کمتر از ۵ درصد می باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می باشد. لازم به توضیح است که این مشکل در تخمین نهایی مدل از طریق برآورد مدل به روش خطای استاندارد تصحیح شده پانل<sup>۱</sup> (PCSE) رفع گردیده است مدل قبل از رفع ناهمسانی واریانس تحت عنوان برآورد اولیه و بعد از رفع ناهمسانی واریانس تحت عنوان تخمین نهایی در پیوست خروجی های نرم افزار ارائه شده است.

### آزمون تشخیص خودهمبستگی سریالی جملات خطأ

<sup>۱</sup> panel-corrected standard errors

جهت تشخیص خودهمبستگی سریالی در داده های پانل از آزمون والدrijg استفاده شد. با توجه به نتیجه این آزمون، اگر سطح معنی داری بیشتر از ۵٪ باشد، بیانگر عدم وجود خود همبستگی سریالی در بین جملات اخلال می باشد.

جدول (۹): آزمون تشخیص خودهمبستگی سریالی

نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	نام مدل
عدم وجود خودهمبستگی	.۰۰۴	۸/۴۹۳	مدل اول
عدم وجود خودهمبستگی	.۰۰۳	۸/۷۸۲	مدل دوم

همانطور که در جدول شماره ۹ مشاهده می شود، سطح معنی داری آزمون والدrijg برای مدل های پژوهش کمتر از ۵٪ است که بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا است. این مشکل در تخمین های نهایی از طریق روش رگرسیون پرایس-وینستن از طریق وارد کردن AR به مدل رفع گردید.

### تحلیل و آزمون فرضیه های پژوهش

در بررسی تمامی مدل های پژوهش، ابتدا مدل رگرسیونی به صورت اولیه مورد تخمین قرار گرفته و سپس از منظر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی و نرمایتی، مورد بررسی قرار گرفته و در نهایت مدل مربوطه به صورت نهایی، تخمین زده شده است.

#### یافته های آزمون فرضیه اول

در قسمت های قبل نتایج آزمون های ناهمسانی واریانس و خود همبستگی جملات خطا برای مدل آزمون فرضیه اول نشان داد این مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی است. جهت رفع این دو مشکل مدل به روش خطای استاندارد تصحیح شده پانل (PCSE) از طریق رگرسیون پرایس-وینستن تخمین زده شد. به عبارتی در این روش انحراف معیار ضرایب با لحاظ نمودن همزمان مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی محاسبه می گردد، در این حالت آزمون فرضیه اول به شکل محافظه کارانه تری صورت می گیرد، به گونه ای که برای رد فرضیه صفر شواهد بیشتری مورد نیاز باشد. همان طور که در جدول ۱۰ نشان داده شده با اضافه کردن AR به مدل مشکل خودهمبستگی سریالی مرتفع گردیده است و متغیر وابسته بوسیله وقفه های خود(یک وقفه)، توضیح داده شده است.

جدول (۱۰): تخمین نهایی مدل آزمون فرضیه اول

$\text{xtpcse CREM}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ASY}_{i,t} + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{MTB}_{i,t} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \beta_5 \text{Big}_{i,t} + \beta_6 \text{Lev}_{i,t} + \beta_7 \text{CFO}_{i,t}$					
نحوه تخمین: رگرسیون پرایس-وینستن به روش خطای استاندارد تصحیح شده پانل (PCSE) CREM: متغیر وابسته					
سطح معنی داری (p-value)	آماره Z	خطای استاندارد	ضرایب	نماد	متغیر
.۰۰۰	۹۲/۵۲	.۰۰۰۱	.۰۱۰۰	ASY	عدم تقارن اطلاعاتی
.۰۰۳۱	-۲/۱۵	.۰۰۲۶	-.۰۰۵۷	Size	اندازه شرکت
.۰۵۰۲	-۰/۶۷	.۰۰۶۵	-.۰۰۴۳	MTB	فرصت های رشد

۰/۰۰۰	-۴/۲۰	۰/۱۸۶	-۰/۷۸۳	ROA	بازده دارایی ها
۰/۰۴۶	-۱/۹۹	۰/۲۷۵	-۰/۵۴۹	Big	اندازه حسابرس
۰/۵۶۷	۰/۵۷	۰/۴۷۸	۰/۲۷۴	LEV	اهرم مالی
۰/۰۰۰	-۳/۵۶	۰/۱۸۰	-۰/۶۴۳	CFO	جريان نقدی عملیاتی
۰/۰۳۱	۲/۱۶	۰/۵۰۱	۱/۰۸۲	Cons	عرض از میدا
۱۴۹۴۵/۱۴	آماره والد		۰/۲۲۲	ضریب تعیین	
۰/۰۰۰	سطح معنی داری والد		۶.۶	تعداد مشاهدات	

نتایج آزمون فرضیه اول یعنی تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی (ASY) بر مدیریت سود واقعی (CREM) مطابق با جدول ۱۰ نشان دهنده این است که آماره بدست آمده برای عدم تقارن اطلاعاتی ۹۲/۵۲ که با توجه به سطح معنی داری (p-value) بدست آمده که کمتر از ۵ درصد است، لذا در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه صفر رد می شود و فرضیه پژوهش تایید می گردد. از آنجایی که ضریب به دست آمده برای این متغیر ۰/۱۰۰ است، می توان بیان کرد که هر چقدر عدم تقارن اطلاعاتی افزایش می یابد، مدیریت سود واقعی نیز افزایش می یابد.

مقدار ضریب تعیین نشان می دهد که ۲۲٪ از تغییرات متغیر وابسته، ناشی از تغییرات رخ داده در متغیرهای توضیحی است یا به عبارتی متغیرهای مستقل و کنترلی حدود ۲۲٪ از تغییرات متغیر وابسته را تبیین و توضیح می دهند. سطح معنی داری آزمون والد برابر با ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۵٪ می باشد لذا اعتبار کل مدل نیز تایید می گردد. با توجه به جدول ۱۰ سطح معنی داری متغیرهای اندازه شرکت، بازده دارایی‌ها، اندازه حسابرس، جريان نقد عملیاتی کمتر از ۵٪ است لذا در سطح خطای مورد انتظار معنی دار هستند و بر متغیر وابسته اثر دارند، بنابراین کنترل آنها در پژوهش های آتی لازم است.

## یافته های آزمون فرضیه دوم

نتایج آزمون های ناهمسانی واریانس و خود همبستگی جملات خطای مدل آزمون فرضیه اول نشان داد این مدل دارای مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی است. جهت رفع این دو مشکل مدل به روش خطای استاندارد تصحیح شده پانل (PCSE) از طریق رگرسیون پرایس-وینستن تخمین زده شد به عبارتی در این روش انحراف معیار ضرایب با لحاظ نمودن همزمان مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی سریالی محاسبه می گردد، در این حالت آزمون فرضیه اول به شکل محافظه کارانه تری صورت می گیرد، به گونه ای که برای رد فرضیه صفر شواهد بیشتری مورد نیاز باشد. همان طور که در جدول ۱۱ نشان داده شده با اضافه کردن AR به مدل مشکل خود همبستگی سریالی مرتفع گردیده است و متغیر وابسته بوسیله وقفه های خود(یک وقفه)، توضیح داده شده است. فرضیه دوم بیان می دارد که اثر بخشی کمیته حسابرسی تاثیر مثبت عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی را کم اثر می کند.

### جدول (۱۱): تخمین نهایی مدل آزمون فرضیه دوم

xtpcse CREM <sub>i,t</sub> = β <sub>0</sub> + β <sub>1</sub> ASY <sub>i,t</sub> + β <sub>2</sub> ACE <sub>i,t</sub> + β <sub>3</sub> ACE <sub>i,t</sub> *ASY <sub>i,t</sub> + β <sub>4</sub> Size <sub>i,t</sub> + β <sub>5</sub> MTB <sub>i,t</sub> + β <sub>6</sub> ROA <sub>i,t</sub> + β <sub>7</sub> Big <sub>i,t</sub> + β <sub>8</sub> Lev <sub>i,t</sub> + β <sub>9</sub> CFO + ε <sub>i,t</sub>
نحوه تخمین: رگرسیون پرایس-وینستن به روش خطای استاندارد تصحیح شده پانل (PCSE)
CREM متغیر وابسته:

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معنی

داری (p-value)					
۰/۰۰۰	۱۶/۵۴	۰/۰۰۵	۰/۰۸۶	ASY	عدم تقارن اطلاعاتی
۰/۱۴۰	-۱/۴۸	۰/۲۲۶	-۰/۳۳۴	ACE	اثر بخشی کمیته حسابرسی
۰/۰۰۴	۲/۸۵	۰/۰۰۶	۰/۰۱۸	ACE*ASY	تعامل اثربخشی و عدم تقارن
۰/۰۲۲	-۲/۳۰	۰/۰۲۶	-۰/۰۶۰	Size	اندازه شرکت
۰/۴۷۵	-۰/۷۱	۰/۰۶۵	-۰/۰۴۶	MTB	فرصت های رشد
۰/۰۰۰	-۴/۳۲	۰/۱۷۵	-۰/۷۵۶	ROA	بازده دارایی ها
۰/۰۴۴	-۲/۰۱	۰/۲۷۲	-۰/۵۴۹	Big	اندازه حسابرس
۰/۵۰۶	۰/۶۶	۰/۴۸۹	۰/۳۲۵	LEV	اهرم مالی
۰/۰۰۰	-۳/۸۴	۰/۱۷۷	-۰/۶۸۲	CFO	جريان نقدی عملیاتی
۰/۰۱۵	۲/۴۴	۰/۵۳۷	۱/۳۱۲	Cons	عرض از مبدا
۵۷۰۲/۰۹	آماره والد		۰/۲۲۶		ضریب تعیین
۰/۰۰۰	سطح معنی داری والد		۶۰۶		تعداد مشاهدات

فرضیه دوم به آزمون تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی با در نظر گرفتن نقش تعديل کنندگی اثربخشی کمیته حسابرسی می پردازد. مطابق با جدول ۱۱ جهت آزمون فرضیه دوم باستی معنی داری ضریب تعاملی ACE\*ASY بررسی گردد. آماره بدست آمده برای متغیر ACE\*ASY ۲/۸۵ است که بیشتر از مقدار بحرانی است، بنابراین با توجه به سطح معنی داری (p-value) این متغیر که کمتر از ۵٪ است، فرضیه دوم پژوهش تایید می گردد. ضریب به دست آمده برای متغیر ACE\*ASY برابر ۰/۰۱۸ است که در مقایسه با ضریب ASY کاهش یافته است. بنابراین با افزایش اثر بخشی کمیته حسابرسی، تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی کم اثر (خفیف) می گردد. به عبارت دیگر اثر بخشی کمیته حسابرسی بر رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود واقعی اثر تعديل گر دارد.

مقدار ضریب تعیین نشان می دهد که ۲۲٪ از تغییرات متغیر وابسته، ناشی از تغییرات رخداده در متغیر های توضیحی است یا به عبارتی متغیرهای مستقل حدود ۲۲٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند. سطح معنی داری آزمون والد برابر با ۰/۰۰۰ است که کمتر از ۵٪ می باشد لذا اعتبار کل مدل نیز تایید می گردد. با توجه به جدول ۱۱ سطح معنی داری متغیرهای اندازه شرکت، بازده دارایی ها، اندازه حسابرس، جريان نقد عملیاتی کمتر از ۵٪ است لذا در سطح خطای مورد انتظار معنی دار هستند و بر متغیر وابسته اثر دارند، بنابراین کنترل آنها در پژوهش های آتی لازم است.

## نتایج پژوهش

نتایج نشان داد هر چقدر عدم تقارن اطلاعاتی افزایش داشته باشد، مدیریت سود واقعی نیز افزایش دارد. درواقع بالا رفتن عدم تقارن اطلاعاتی باعث دستکاری بیشتر سود توسط مدیریت می شود. در مبانی نظری گفته شد، یکی از مکانیزم های تأثیرگذار بر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مالکان و سرمایه گذاران و جلوگیری از دستکاری سود توسط مدیران، وجود حسابرسی با کیفیت بالا در شرکتها است. مدیریت شرکتها، هنگامیکه دارای مزیت و برتری اطلاعاتی باشند سودها را دستکاری می کنند. این بدین معنی است که هر اندازه اطلاعات به صورت غیرمتقارن ارائه گردد و عده ای اطلاعات زیادی نسبت به دیگران در

دست داشته باشند، مدیریت سود افزایش می‌یابد. مدل‌های تحلیلی نشان داده اند که وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران شرط ضروری برای عملیات مدیریت سود است. زیرا مدیران می‌توانند برای افزایش منافع خود با هزینه سهامداران، فرصت‌طلبی بیشتری داشته باشند. در حقیقت، سهامداران نمی‌توانند به‌طور کامل عملکرد شرکت را مشاهده کنند و به همین دلیل، در محیطی که اطلاعات کمتری نسبت به مدیران دارند، تصمیم‌گیری می‌کنند. در چنین محیطی، مدیران بهتر قادرند سودهای گزارش شده را مدیریت کنند. هنگامی که عدم تقارن اطلاعاتی زیاد است، ذینفعان، منابع، انگیزه و دسترسی به اطلاعات مربوط برای نظارت بر عملکرد و اعمال مدیران ندارند؛ بنابراین پدیده مدیریت سود شایعتر است. هولسasn (۱۹۹۰) بیان می‌دارد که سه رویکرد جایگزین شامل رویکرد اطلاعاتی، رفتار فرصت طلبانه و انعقاد قراردادهای کارا که لزوماً جامع و مانع نیستند در رابطه با انتخاب‌های حسابداری وجود دارد. انتظار می‌رود که رابطه مثبتی بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود تحت هر دو مجموعه شرایط انگیزشی وجود داشته باشد. اگرچه هر دو مجموعه شرایط انگیزشی (رویکرد اطلاعاتی و رفتار فرصت طلبانه) یک رابطه مثبت بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود را نشان می‌دهد.

فرضیه دوم به آزمون تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی با در نظر گرفتن نقش تعديل کنندگی اثربخشی کمیته حسابرسی می‌پردازد. مطابق با نتایج با افزایش اثربخشی کمیته حسابرسی، تاثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر مدیریت سود واقعی کم اثر (خفیف) می‌گردد. به عبارت دیگر اثر بخشی کمیته حسابرسی بر رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود واقعی اثر تعديل گر دارد. براساس نظریه نمایندگی، نقش کمیته حسابرسی به عنوان یک عامل نظارتی، اطمینان‌دهی به قابلیت اتکای صورت‌های مالی، بهبود عملیات و سود اقتصادی شرکت و افزایش کیفیت گزارشگری مالی است. تئوری نمایندگی پیشنهاد می‌نماید تا در شرکت‌ها جهت حفظ منافع مدیران و سهامداران، یک کمیته حسابرسی مستقل، کوشما و با تجربه وجود داشته باشد. ویژگی‌های کمیته حسابرسی هم کیفیت سود و هم کیفیت گزارشگری مالی را بالا برده و در نتیجه می‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی کمک نماینده. از نظر اندازه کمیته حسابرسی بزرگ، قدرت لازم، تنوع تخصص و آراء را دارد که این مقوله منجر به افزایش اطمینان از نظارت مناسب می‌گردد. با افزایش نظارت، کیفیت گزارشگری مالی بهبود یافته و منجر به کاهش سطح عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. با افزایش استقلال کمیته حسابرسی، وابستگی سازمانی مدیران کاهش یافته و در نتیجه کیفیت افشاری شرکت بهبود پیدا کرده و در نهایت منجر به افزایش کیفیت گزارشگری مالی و کاهش سطح عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد و تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی، تأثیر مثبتی بر محیط اطلاعاتی شرکت دارد و می‌تواند منجر به کاهش سطح عدم تقارن اطلاعاتی گردد. انتظار می‌رود کمیته حسابرسی به عنوان پل ارتباطی بین حسابسان مستقل و هیئت مدیره عمل نموده و روند نظارت را تسهیل بخشدید و موجب بهبود اطمینان‌دهی به نیازهای اطلاعاتی ذینفعان کمک نماید. در پژوهش بدارد و همکاران (۲۰۰۴) و ابراهیم (۲۰۰۷) مشخص شد ویژگی‌های کمیته حسابرسی موجب کاهش مدیریت سود است. کohen و زاروین<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) نشان دادند که وجود کمیته حسابرسی باعث کاهش مدیریت سود در مقایسه با قبل از وجود کمیته حسابرسی در شرکتهای آمریکایی شده است.

<sup>۱</sup> Cohen and Zarowin

## پیشنهادات

مطالعه میزان تمایل مدیران شرکت‌ها به استفاده از مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی در مقایسه با مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهد و استفاده از مدل‌های دیگری برای محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی، بررسی تأثیر حاکمیت شرکتی بر ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود به تفکیک صنایع، از پیشنهادات پژوهشی در این رابطه است.

در خصوص پیشنهادات کاربردی نیز به متصدیان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود تا با اتخاذ سیاستهای مناسب، در جهت شفاف سازی فضای اطلاعاتی بازار قدم‌های جدی بردارند و بسترها لازم را برای افزایش سرعت انکاس اطلاعات در قیمت‌های سهام فراهم کنند، چراکه این اقدام، باعث کاهش دستکاری سود توسط مدیریت خواهد شد.

هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر باشد دستکاری سود بیشتر شده و بازار سرمایه، کارایی خود را از دست میدهد لذا به تحلیلگران توصیه می‌شود عوامل مؤثر بر عدم تقارن اطلاعاتی را مدنظر داشته باشند.

## منابع

- ✓ احمدپور، احمد، عدیلی، مجتبی، ابراهیمیان، سیدجواد، (۱۳۹۲)، بررسی رابطه میان عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت واقعی سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۴، صص ۱۲-۱.
- ✓ باباجانی، جعفر، تحریری، آرش، ثقیلی، علی، بدیعی، احمد، (۱۳۹۳)، رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود، پیشرفت‌های حسابداری، دوره ۶، شماره ۲، صص ۲۶-۱.
- ✓ بنی‌مهد، بهمن، عربی، مهدی، حسن‌پور، شیوا، (۱۳۹۵)، پژوهش‌های تجربی و روش‌شناسی در حسابداری، انتشارات ترمه، تهران، چاپ دوم.
- ✓ تدبیری، سیدامیر، (۱۳۹۸)، رابطه عدم اطمینان اطلاعاتی و عدم تقارن اطلاعاتی با مدیریت سود، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهرقدس.
- ✓ خوشنویسان، ابوالفضل، (۱۳۹۶)، تأثیر مدیریت سود واقعی بر عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه، پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت صنعتی، مؤسسه آموزش عالی صنعتی فولاد.
- ✓ رویایی، رمضانعلی، ابراهیمی، محمد، (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر سطح افشاء داوطلبانه اخلاق، حسابداری مالی، دوره ۷، شماره ۲۵، صص ۷۱-۸۸.
- ✓ سلیمانی امیری، غلامرضا، فضیحی، صفری، (۱۳۹۴)، بررسی رابطه ویژگی‌های کمیته حسابرسی با مدیریت سود تعهدی و واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری، دوره دوم، شماره ۸، صص ۱۵-۳۴.
- ✓ عبدالی، مصطفی، ثائی محمدی، محمدحسین، کاظمی علوم، مهدی، حیدری، یونس، (۱۳۹۸)، اثربخشی ویژگی‌های کمیته حسابرسی بر عدم تقارن اطلاعاتی: دیدگاه نظریه نمایندگی، دنش حسابرسی، سال نوزدهم، شماره ۷۴، صص ۲۰۹-۲۳۶.
- ✓ علوی طبری، سیدحسین، عارف منش، زهره، (۱۳۹۳)، تخصص صنعت حسابرسی و پیامدهای حسابرسی، پژوهش حسابداری، دوره ۴، شماره ۱، صص ۲۱-۴۵.

- ✓ فخاری، حسین، محمدی، جواد، حسن نتاج کردی، محسن، (۱۳۹۴)، بررسی اثر ویژگیهای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود اقلام واقعی، مطالعات تجربی حسابداری مالی، دوره ۱۲، شماره ۴۶، صص ۱۳۰-۱۵۴.
- ✓ گلینی مفرد، داود، (۱۳۹۷)، بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مدیریت سود واقعی با تأکید بر اثر تعديلی حاکمیت شرکتی، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی حکیم جرجانی.
- ✓ مسعودی، زهرا، برزگر، مریم، حسنی، رقیه، منصوری، زهره، (۱۳۹۸)، اثر ویژگی های کمیته حسابرسی و مدیریت سود، چهارمین کنفرانس ملی در مدیریت کسب و کار و بازارگانی، تهران، دبیرخانه دائمی کنفرانس.
- ✓ ودیعی نوقابی، محمدحسین، نوروزی، محمد، قدرتی زوارم، عباس، تیمورپور، سهیلا، (۱۳۹۸)، بررسی نقش تعديل گر کیفیت حسابرسی بر ارتباط بین اثربخشی کمیته حسابرسی و مدیریت سود، دانش حسابرسی، سال نوزدهم، شماره ۷۴، صص ۱۰۷-۱۲۶.
- ✓ یوسفی، وحید، خلیل پور، مهدی، (۱۳۹۵)، بررسی تأثیر تخصص مالی و استقلال کمیته حسابرسی بر مدیریت سود شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دومین کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی، تهران.

- 1) Ambrose, B. and X. Bian. (2009). "Stock Market Information and REIT Earnings Management". *The Pennsylvania State University*.
- 2) Cohen, J., Krishnamoorthy, G., Wright, A. (2008). *Form versus substance: The implications for auditing practice and research of alternative perspectives on corporate governance*. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 27 (2), 181–198.
- 3) Dutillieux, W. and Willekens, M. (2010), 'The Effect of Auditor Industry Specialization on Audit Pricing in Belgium', *Review of Business and Economics*, LIV (2), pp. 129-146.
- 4) El Mahdy, D. F., Hao, J., & Cong, Y. (2019, March). Audit Committee Financial Expertise and Information Asymmetry. In 2013 American Accounting Association Annual Meeting.
- 5) Kim, Y., Park, M. (2009). *Market uncertainty and disclosure of internal control deficiencies under the Sarbanes-Oxley Act*. *Journal of Accounting and Public Policy* 28, 419–445.
- 6) Lasdi, L. (2013), *The effect of information asymmetry on earnings management through accrual and real activities during global financial crisis*. *Journal of Economics, Business, and Accountancy Ventura*, 16(2), 325-338.
- 7) Leung S.C M, Srinidhi B , Xie L .2017. Auditor Tenure, Information Asymmetry and Earnings Quality.
- 8) Peasnell, K.V., Pope, P.F. and Young, S. (2003), 'Managerial equity ownership and the demand for outside directors', *European Financial Management*, Vol. 9, No. 2, pp. 231-250.
- 9) Thomas, K. J. and H. Zhang. (2002). "Value-relevant properties of smoothed earnings", *Columbia Business School, New York University of Illinois at Chicago, Chicago*.