**بررسی رابطه تمرکز مالکیت، شفافیت اطلاعات مالی و روابط سیاسی گسترده با دولت**

**چکیده**

این پژوهش به بررسی رابطه تمرکز مالکیت، شفافیت اطلاعات مالی و روابط سیاسی گسترده شرکت­ها با دولت می‌پردازد. شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت از طریق الگوی تصمیم­گیری چند معیاره به روش تاپسیس و وزن­دهی به روش آنتروپی اندازه­گیری شدند. فرضیه­های پژوهش بر مبنای یک نمونه آماری متشکل از 95 شرکت طی یک دوره یازده ساله از سال 1385 لغایت 1395 و با استفاده از آزمون­های تک متغیره و الگوهای رگرسیونی چند متغیره و چینش داده­های ترکیبی، مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که میانگین امتیاز افشاء و امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی در بین شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت تفاوت معناداری با یکدیگر دارند. همچنین، در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی به­طور معناداری بالاتر است. به­علاوه، نتایج نشان داد که در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت افشاء و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی بالاتر است.

**واژه­های کلیدی:** امتیاز افشاء، امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی، تمرکز مالکیت، روابط سیاسی، تصمیم­گیری چند معیاره.

**مقدمه**

بازار سرمایه در اقتصاد کشورها، نقش حیاتی ایفا می­کند. بنابراین، توجه به این بازار و مبانی اساسی تصمیم‌گیری در آن ضروری می­باشد. به منظور هدایت صحیح تصمیم­گیری­ها در راستای تخصیص بهینه سرمایه، اطلاعات و شفافیت آنها نقش اساسی در عملکرد بازار سرمایه ایفا می­کند، زیرا اغلب تصمیمات از جمله تصمیمات سرمایه­گذاری در حالت عدم اطمینان گرفته می­شود. گزارش­های مالی از مهم­ترین منابع اطلاعاتی است که هدف آن فراهم کردن اطلاعات لازم برای تصمیم­گیری­های اقتصادی می­باشد و بخش اعظمی از نیاز اطلاعاتی بازار سرمایه را تأمین می­کند. این اطلاعات باید به گونه­ای باشد که سرمایه­گذاران، اعطاکنندگان تسهیلات مالی و سایر گروه­های استفاده کننده را در تشخیص نقاط قوت و ضعف مالی واحد انتفاعی یاری دهد و مبنایی را فراهم کند که بتوان بر اساس آن، اطلاعات مربوط به عملکرد واحد انتفاعی را طی یک دوره مالی ارزیابی کرد.

شفافیت اطلاعاتی شاخص عملکرد مدیریت در ارائه اطلاعات ضروری به شکلی صحیح، روشن، به موقع و قابل دسترس است. همچنین، شفافیت در گزارشگری مالی سبب تسهیل نظارت بر عملکرد مدیران از سوی سهامداران می­شود. حال آن که با وجود عدم شفافیت در گزارشگری مالی، کنترل و نظارت سهامداران بر مدیران کاهش خواهد یافت. به بیان دیگر، افشای صحیح و مناسب اطلاعات مالی، مسأله نمایندگی را با پر کردن شکاف عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران تعدیل می­نماید. حال آن که، افشای مالی ضعیف موجب گمراه شدن سهامداران می­شود و اثر نامطلوبی بر ثروت آنان دارد. از آنجا که مالکان نهادی بزرگترین گروه از سهامداران را تشکیل می­دهند، نقش آنها در نظارت بر شفافیت اطلاعات ارائه شده از سوی مدیران از اهمیت بالایی برخوردار است و انتظار می­رود تمرکز این مالکان در شرکت بر رویه­های گزارشگری مالی شرکت مؤثر باشد. همچنین، اگر فرض کنیم که این سرمایه­گذاران نتوانند به­طور مستقیم بر فعالیت­های مدیران نظارت داشته باشند، تقاضا و اصرار آنها به دریافت اطلاعات بیشتر و تقویت افشاء می­تواند عاملی برای ایجاد شفافیت باشد [6].

از آنجایی که پژوهش­های اخیر روی هزینه­ها و منافع روابط سیاسی شرکت­ها (یعنی تعاملات گسترده با دولت) نشان داده است که مدیران از طریق ارتباط­های سیاسی، بر شفافیت اطلاعات حسابداری که فراهم می‌کنند تأثیر می­گذارند بنابراین، در این پژوهش به بررسی امتیازهای سامانه رتبه­بندی کیفیت افشاء و اطلاع­رسانی بورس اوراق بهادار تهران و امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی، در شرکت­های دارای ساختار مالکیت متمرکز و همچنین، در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت پرداخته می­شود. علاوه بر آن، به نقش تمرکز مالکیت در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت بر کیفیت افشاء و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی نیز پرداخته می­شود.

در ادامه مقاله، با ارائه مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه­های پژوهش تدوین شده و توضیح مبسوطی از نحوه اندازه­گیری متغیرها داده شده است. سپس الگوهای پژوهش توضیح داده شده و نتایج و یافته­های حاصل از اجرای الگوها بیان می­گردد. در خاتمه نیز به ارائه پیشنهادهای پژوهش پرداخته می­شود.

**مبانی نظری و پیشینه پژوهش**

رشد و دگرگونی سریع روابط اقتصادی، منجر به رقابت شدیدی در عرصه تجارت، صنعت و سرمایه­گذاری شده است. لذا شرکت­ها برای بقاء و گسترش فعالیت­های خود نیاز به انجام سرمایه­گذاری­های مناسب و به موقع دارند. جهت نیل به این هدف، واحدهای تجاری باید بتوانند اعتماد سرمایه­گذاران در بازار سرمایه را جلب کنند. این امر نیز تابع وجود یک بازار سرمایه شفاف و روشن است. شفافیت بازار سرمایه خود در گرو گزارشگری مالی درست و به موقع شرکت­های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است و بدون وجود چنین اطلاعاتی، استفاده­کنندگان نمی­توانند فرصت­ها و خطرات سرمایه­گذاری را به موقع تشخیص دهند.

موضوع افشای اطلاعات به نحو مناسب، جامع و کامل در گزارش­های سالانه شرکت­ها در تصمیم­گیری تعداد زیادی از افراد جامعه، به خصوص سرمایه­گذاران در بازار سرمایه متأثر است [13]. با جدا شدن مالکیت و مدیریت، مدیران به­عنوان نماینده مالکان (سهامداران)، شرکت را اداره می­کنند. با شکل­گیری رابطه نمایندگی، تضاد منافع بین مدیران و سهامداران ایجاد می­گردد؛ بدان معنا که ممکن است مدیران دست به رفتارهای فرصت‌طلبانه بزنند و تصمیماتی بگیرند که در جهت منافع آنها و عکس منافع سهامداران باشد. اگر مدیران شرکت­ها اطلاعات خصوصی را در اختیار بگیرند به عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه انتخاب نامساعد و خطر اخلاقی منتج می­شود [7]. نیاز به حاکمیت شرکتی از تضاد منافع بالقوه بین افراد حاضر در ساختار شرکت ناشی می­شود. حاکمیت شرکتی بیش از هر چیز، حیات بنگاه اقتصادی در درازمدت را هدف قرار داده و درصدد حفاظت از منافع سهامداران در مقابل مدیران شرکت­ها می­باشد. یکی از سازوکارهای مؤثر حاکمیت شرکتی که دارای اهمیت فزاینده­ای بوده، ظهور سرمایه­گذاران نهادی به­عنوان مالکان شرکت­ها است. طبق نظر گیلان و استارکس [17] مالکان نهادی در شکل­گیری بسیاری از تغییرات در سیستم­های حاکمیت شرکتی نقشی اصلی داشته­اند. زیرا آنان هم می­توانند بر مدیریت شرکت، نفوذی چشم­گیر داشته باشند و هم می­توانند منافع مدیریت را با منافع گروه سهامداران هم­جهت نمایند. تمرکز مالکیت در دست سرمایه­گذاران نهادی مشکلات نمایندگی را کنترل نموده، حمایت از منافع سرمایه­گذاران را بهبود می­بخشد. بنابراین، تمرکز سرمایه­گذاران نهادی به کاهش ریسک بنگاه اقتصادی از طریق بهبود و ارتقای شفافیت اطلاعات مالی کمک می­کند و از سوی دیگر مدیران را برای تلاش در جهت افزایش ارزش شرکت به­جای پیگیری منافع شخصی کوتاه­مدت ترغیب می­کند.

هیلی و پالپو [18] معتقدند که شرکت­ها می­توانند از طریق گزارشگری مالی و افشای اطلاعات، عدم تقارن اطلاعاتی و تضادهای نمایندگی بین مدیران و سرمایه­گذاران خارجی را کاهش دهند. از این­رو، کیفیت افشاء، کیفیت تصمیمات سرمایه­گذاری را تحت تأثیر قرار می­دهد. افشای کافی اطلاعات توسط شخصیت اقتصادی، به سرمایه­گذاران و بستانکاران در جستجوی فرصت­های سرمایه­گذاری یاری می­کند و بدین­سان سرمایه به کاراترین شرکت­ها روانه می­شود. بوشمن و همکاران [10] شفافیت اطلاعات مالی را توان دسترسی گسترده به اطلاعات مربوط و قابل اتکا در مورد عملکرد مالی، وضعیت مالی، فرصت­های سرمایه­گذاری، حاکمیت، ارزش و خطرپذیری شرکت­ها در اقتصاد تعریف کرده­اند.

تئوری­های نورث در سال 1990 [20] و اولسون در سال 1993 [21]، انگیزه سیاستمداران یا اشکال دولتی از داشتن روابط سیاسی با شرکت­ها را این­طور بیان می­دارند؛ سیاستمداران یا اشکال دولتی با شرکت­ها ارتباط برقرار می­کنند یعنی آنها را کنترل می­کنند تا به اهداف سیاستمدارانه خود دست یابند که این خود به دلیل پاداش حمایت­های آنها از واحدهای تجاری است. شرکت­های سیاسی در قبال کمک­های سیاسی آنها و حق رأی­شان، منافعی مانند معاملات سودآور یا کمک­های مالی (سوبسید) دریافت می­کنند. منافع دریافتی از روابط سیاسی، شرکت­های سیاسی را ناکارآمد ساخته و حتی امکان پرورش یک فرهنگ بی­کفایتی شرکت­ها را به دلیل وضعیت حمایت شده آنها می­دهد. بنابراین، می­توان گفت که روابط سیاسی گسترده شرکت­ها با دولت بر شفافیت اطلاعات حسابداری که فراهم می­کنند تأثیر می­گذارد.

قطعاً شرکت­ها مخالف جانب­داری سیاسی نیستند و این امر موجب فساد بین شرکت­های مساعدت شده و دولت می­شود. به همین دلیل است که اقتصادهای پیشرفته (و موفق) در تلاش برای جداسازی دولت از تجارت به دلیل ایجاد یک اقتصاد کاراتر و قوی­تر می­باشند [8]. پژوهش­ها نشان داده است که "تبادل سیستماتیک منافع" بین سیاستمداران و شرکت به ارزش شرکت­های وابسته سیاسی می­افزاید [10]. برای مثال، گلدمن و همکاران (2009) بیان داشتند شرکت­ها می­توانند از حمایت مقامات دولتی، به خصوص وقتی که تعرفه­هایی بر رقبا اعمال می­شود بهره­مند گردند، که این امر باعث کاهش الزامات قانونی یا پاداش قراردادهای ارزشمند دولتی می­شود. مبارک و پوربصری (2006) نشان دادند که در اندونزی، شرکت­های وابسته به رژیم سوهارتو به­طور سیستماتیک، از مجوزهای واردات به هزینۀ رقبایشان بهره­مند می­گردند و خواجا و میآن (2005) نقش سیاستمداران سابق را در ارائه وام­های بانکی دولت برای شرکت­های وابسته سیاسی در پاکستان آشکار کردند. علاوه بر این فاسیو و همکارانش (2006) بر این باورند که به احتمال زیاد دولت­ها، شرکت­های وابسته را در صورت وقوع رکود اقتصادی یا بحران­های مالی به قید وثیقه آزاد می­کنند. [9]

پژوهش­ها نشان داده است، شرکت­های وابسته سیاسی از شرایط ترجیحی در وام­ها از بانک­های دولتی [چارومیلیند و همکاران (2006)، دینک (2005)، ساپیینزا (2004)]، شرایط نظارتی مطلوب (آگراوال و کنوبر، 2001)، افزایش دسترسی به مجوزهای واردات در شرایط مطلوب­تر [خواجا و میآن (2005)، مبارک و پوربصری (2006)]، نرخ­های پایین­تر مالیات (فاسیو، 2010)، تعرفه­های وارداتی کمتر (گلدمن و همکاران، 2009) و سهم بیشتر بازار (فاسیو، 2010) بهره­مند می­گردند. گلدمن و همکارانش (2009) یک افزایش در ارزش شرکت برای شرکت­های وابسته به حزب جمهوری آمریکا پس از برنده شدن حزب در انتخابات سال 2000 مشاهده کردند، و کوپر و همکارانش (2010) دریافتند که مشارکت­های سیاسی رابطه مثبت و معناداری با بازده­های آتی دارد، شواهد بیشتر توسط روبرتز (1990) جمع­آوری گردید که نشان داد به­طور متوسط، وابستگی­های ایجاد شده از سوی مشارکت در مبارزه­های انتخاباتی برای شرکت­های آمریکایی افزایش ارزش به دنبال دارد. [9]

حذف چنین مزایایی نشان داده است که بر ارزش شرکت­های وابسته سیاسی تأثیر منفی می­گذارد. پژوهش درباره توصیف هزینه­های وابستگی به سیاستمداران به وفور یافت می­شود [به­عنوان مثال، بن-نصر و همکاران (2011)، کیان و همکاران (2011)]. برای مثال، فیسمان (2001) ارزش شرکت­های فهرست شده اندونزیایی را طی اعلامیه بیماری سوهارتو بررسی کرد، و فاسیو و پارسلی (2009) دریافتند شرکت­هایی که مقر اصلی آنها در یک شهر سیاسی (شهری که سیاستمداران زیادی در آن ساکن هستند) است به دنبال اعلامیه مرگ غیرمنتظره سیاستمداران، ارزش آنها کاهش می­یابد. [9]

چیونگو همکاران [12] به بررسی وجود شفافیت در شرکت­های پذیرفته شده در بورس چین پرداختند. آنها با بررسی 100 شرکت از سال 2004 تا 2007 و استفاده از شاخص­های طراحی شده توسط سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) نشان دادند که ارتباط معناداری بین معیار شفافیت به­کار گرفته شده و ارزش سهام شرکت­ها وجود دارد که حاکی از وجود شفافیت در بورس چین است. چیوچی [14] به تأثیر میزان شفافیت گزارشگری مالی بر عملکرد و ارزش شرکت در بورس اوراق بهادار تایوان پرداخته است. وی اقدام به رتبه­بندی 880 شرکت در رابطه با شفافیت گزارشگری در بورس تایوان که به­وسیله میزان قابل اتکا بودن، صریح و واضح بودن سنجیده شده، پرداخت. نتایج او نشان داد کیفیت کلی شفافیت افشای شرکت به­طور مثبت با عملکرد مالی شرکت که به­وسیله کیوتوبین اندازه­گیری شده، رابطه دارد. به­علاوه، او نشان داد شفافیت افشای صورت­های مالی شرکت، مکانیزمی است که ارزش شرکت را حداکثر کرده و از ایجاد خطر اخلاقی بین مدیران و مالکان جلوگیری می­کند. او نشان داد که کیفیت افشای شرکت نه تنها از لحاظ آماری بر ارزش و عملکرد شرکت مؤثر است، بلکه از دیدگاه اقتصادی نیز اثر زیادی دارد. عزت و المسری [15] در بررسی اثر نظام راهبری بر افشای به موقع اطلاعات صورت­های مالی از طریق اینترنت در مصر نشان دادند؛ اندازه شرکت، نوع صنعت، نقدینگی، ترکیب مالکیت، ترکیب اعضای هیأت مدیره و اندازه آن از عوامل تعیین­کننده در افشای به موقع از طریق اینترنت می­باشند. همچنین آنها دریافتند شرکت­های بزرگی که در بخش خدمات فعالیت می­کنند و نقدینگی بالایی دارند، اطلاعات خود را به هنگام­تر از بقیه شرکت­ها منتشر می­نمایند. لین و همکاران [19] به بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود پرداختند. شفافیت اطلاعاتی با استفاده از دو معیار سامانه رتبه­بندی افشاء و نسبت سرمایه­گذاری بلندمدت در سهام ارزیابی شد. یافته­های آنان گویای این است که شفافیت اطلاعات مالی سبب می­شود محتوای اطلاعاتی سود و سودمندی ارقام حسابداری بین سرمایه­گذاران افزایش یابد. گلب و زاروین [16] در پژوهشی با عنوان خط­مشی افشاء و محتوای اطلاعاتی قیمت سهام، سطوح افشای شرکت­ها را با استفاده از امتیازهای افشای انجمن پژوهش مدیریت سرمایه‌گذاری آمریکا اندازه­گیری کردند. یافته­های آن پژوهش اولین شواهد تجربی را فراهم آورد که افشای بیشتر با قیمت سهام رابطه­ای مثبت دارد و اطلاعات بیشتری در مورد سود آینده نشان می­دهد.

رضایی و ویسی حصار [5] در پژوهشی اثر روابط سیاسی با دولت را بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی شرکت­های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون فرضیه­های پژوهش بر مبنای یک نمونه آماری متشکل از 95 شرکت در دوره زمانی 1380 لغایت 1390 نشان داد که در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت سود بالا است. حال آن که در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت سود پایین است. همچنین، در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، هزینه سهام عادی پایین است. ولی در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، هزینه سهام عادی بالا است. بنی­مهد و محسنی شریف [3] در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر رتبه­بندی شرکت­های بورس اوراق بهادار تهران از لحاظ کیفیت افشاء و به موقع بودن پرداختند. در آن پژوهش با توجه به اینکه ارائه به موقع اطلاعات به سازمان بورس اوراق بهادار تهران به­عنوان عامل اصلی رتبه­بندی شرکت­ها از سوی این سازمان مدنظر قرار گرفته بود، از این­رو فاصله زمانی بین تاریخ تهیه صورت­های مالی و تاریخ انجام حسابرسی به­عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته شده است. نتایج نشان داد که رتبه افشاء با اندازه شرکت و نوع صنعت ارتباط معنی‌دار مثبت دارد. اما با نوع گزارش حسابرس و درصد مالکیت سهام رابطه معنی­دار منفی دارد. همچنین، رابطه­ای میان بازده دارایی­ها، اهرم مالی، نوع حسابرس و نوع واحد تجاری با رتبه افشاء مشاهده نشد. خالقی مقدم و خالق [4] در پژوهشی با استفاده از معیارهای شفافیت تعیین شده در سه حوزه (ساختار مالکیت و حقوق مالکان، شفافیت مالی و افشای اطلاعات، ساختار هیأت مدیره و مدیریت) توسط مؤسسه استاندارد، میزان شفافیت در شرکت­های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که شفافیت از سال 1380 تا 1385 از 28% به 32% در شرکت­های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران افزایش یافته است. همچنین، نتایج بیانگر عدم وجود انگیزه­های کافی برای افزایش شفافیت در شرایط فعلی می­باشد.

**فرضیه­های پژوهش**

با توجه به مبانی نظری ارائه شده، فرضیه­های پژوهش به­صورت زیر تدوین می­شوند:

**فرضیه اول:** امتیاز افشاء در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت کمتر از شرکت­های دارای روابط محدود با دولت است.

**فرضیه دوم:** بین تمرکز مالکیت و امتیاز افشاء، رابطه معناداری وجود دارد.

**فرضیه سوم:** تمرکز مالکیت بر رابطه بین روابط سیاسی گسترده شرکت با دولت و امتیاز افشاء مؤثر است.

**فرضیه چهارم:** امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت کمتر از شرکت­های دارای روابط محدود با دولت است.

**فرضیه پنجم:** بین تمرکز مالکیت و امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری، رابطه معناداری وجود دارد.

**فرضیه ششم:** تمرکز مالکیت بر رابطه بین روابط سیاسی گسترده شرکت با دولت و امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مؤثر است.

**روش­شناسی پژوهش**

روش پژوهش حاضر، توصیفی از نوع همبستگی و به روش پس­رویدادی و بر مبنای هدف از نوع کاربردی است. مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به روش کتابخانه­ای و داده­های مورد نظر آزمون فرضیه­ها نیز به روش میدانی از گزارش­های مالی موجود در آرشیو بورس اوراق بهادار تهران، بانک­های اطلاعاتی موجود در بازار همچون ره­آورد نوین، اطلاعات موجود در سایت کدال و بانک مرکزی ایران، جمع­آوری گردید. جامعه آماري اين پژوهش از كليه شركت­هاي پذيرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران كه از ابتداي سال 1385 تا پايان سال 1395 در بورس فعال بوده‌اند، تشكيل شده است. نمونه آماري، با توجه به معيارهای گزينشي زير و به روش غربالگری انتخاب گرديد:

1- شركت­ها در طول دوره تحقيق تغيير سال مالي نداده باشند. 2- نوع فعاليت شركت­ها، توليدي بوده و لذا جزء شرکت­های سرمایه­گذاری و واسطه­گری مالی نباشد. 3- پايان سال مالی شركت­هاي مورد مطالعه منتهی به ٢٩ اسفندماه در هر سال باشد. 4- وقفه معاملاتی بیش از 6 ماه نداشته باشند. 5- ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت­های نمونه مثبت باشد. مجموعه 95 شرکت که حائز شرایط فوق بودند به­عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند.

**الگوها و متغیرهای پژوهش**

در این پژوهش، شرکت­های سیاسی از طریق الگوی تصمیم­گیری چند معیاره به روش تاپسیس[[1]](#footnote-1) و وزن­دهی به روش آنتروپی[[2]](#footnote-2) اندازه­گیری شدند. برای تفکیک شرکت­های سیاسی از غیرسیاسی از شاخص­های هزینه­های سیاسی (ارزش بازار سهام، ارزش دفتری دارایی­ها، مالیات بر درآمد، تعداد کارکنان، جمع فروش صادراتی و بیمه پرداختی) استفاده شده است. رتبه بالاتر شرکت­ها از مجموعه عوامل فوق بیانگر ارتباط­های گسترده­تر و سیاسی بودن شرکت­ها است. [5]

اساس این روش بر این مفهوم استوار است که گزینه انتخابی بایستی کمترین فاصله را با راه­حل ایده­آل مثبت (شاخص سود) و بیشترین فاصله را با ایده­آل منفی (شاخص هزینه) داشته باشد [1]. در این ماتریس، شاخصی که دارای مطلوبیت یکنواخت افزایشی (جنبه مثبت) است شاخص سود و شاخصی که دارای مطلوبیت یکنواخت کاهشی (جنبه منفی) است، شاخص هزینه می­باشد. در این پژوهش، شاخص­های تفکیک شرکت­های دارای تعاملات سیاسی گسترده با دولت دارای مطلوبیت یکنواخت افزایشی (جنبه مثبت) هستند و بنابراین، شاخص سود به حساب می­آیند. همچنین، از آنجا که شاخص­ها برای تصمیم­گیرنده از اهمیت یکسانی برخوردار نیست، وزن شاخص­ها بر اساس روش آنتروپی شانون تعیین گردیده و به­عنوان ورودی به الگوریتم تاپسیس وارد شدند. بعد از این که شرکت­های نمونه از طریق الگوی تصمیم­گیری چند‌معیاره به روش تاپسیس و وزن­دهی به روش آنتروپی اندازه­گیری و رتبه­بندی شدند، شرکت‌ها در سه دسته طبقه­بندی و دسته­ای که رتبه بالاتری داشتند شرکت­های دارای روابط گسترده سیاسی (43 شرکت) و دسته­ای که کمترین رتبه را داشتند شرکت­های دارای روابط محدود سیاسی (43 شرکت) شناسایی شدند، شرکت­های دسته میانی (سال-شرکت مربوطه) نیز از پژوهش کنار گذاشته شدند (9 شرکت).

**آزمون فرضیه اول تا سوم**

برای متغیر امتیاز افشاء از داده­های انتشار یافته سازمان بورس و اوراق بهادار تهران استفاده شده است. از آنجا که این امتیازها بر اساس شاخص­های دقیق و عینی محاسبه شده است. بنابراین، معیار مورد استفاده از عینیت و قابلیت اتکای کافی برخوردار است. علاوه بر آن، معیار مذکور فقط به کمیت افشاء توجه نمی­کند، بلکه به موقع بودن و قابلیت اتکای اطلاعات افشاء شده را نیز مدنظر قرار می­دهد.

برای آزمون فرضیه اول با استفاده از آزمون من-ویتنی، به مقایسه میانگین امتیاز افشاء (DisP) در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت، اقدام می­شود.

در ادامه برای اینکه مشخص شود آیا روابط سیاسی گسترده با دولت بر روی امتیاز افشاء تأثیر دارد یا خیر از الگوی رگرسیون چند متغیره نیز استفاده می­شود. به دلیل آن که داده­های امتیاز افشاء در سطح سنجش ترتیبی است، از رگرسیون لجیت استفاده شده است. برای این منظور، میانگین داده­های امتیاز افشاء را به­دست آورده و مقادیر بالاتر از میانگین را مقدار یک داده که به­عنوان افشای با کیفیت شناخته می­شوند، و در غیراینصورت مقدار صفر می­گیرند. برای آزمون فرضیه، الگوی (1) را در دو حالت بررسی می­کنیم؛ یکبار بدون متغیر تمرکز مالکیت و یکبار با اضافه کردن متغیر تمرکز مالکیت به الگو، تا آزمون کنیم که آیا تمرکز مالکیت می­تواند روابط سیاسی گسترده شرکت با دولت را کمتر کند و بر امتیاز افشاء تأثیر بگذارد؟

بنابراین، برای آزمون فرضیه اول از الگوی رگرسیونی (1) به شرح ذیل استفاده می­شود.

الگوی (1)

$Dis P\_{i,t}=α\_{0}+α\_{1}HighConn\_{i,t}+α\_{2}LowConn\_{i,t}+α\_{3}OperCycle\_{i,t}+α\_{4}σ\left({CF}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{5}σ\left({Sales}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{6}Sales Growth\_{i,t}+α\_{7}σ\left(Sales Growth\right)\_{i,t}+α\_{8}MB\_{i,t}+α\_{9}Lev\_{i,t}+α\_{10}Size\_{i,t}+ε\_{i,t}$

برای آزمون فرضیه دوم و سوم از الگوی رگرسیونی (2) به شرح ذیل استفاده می­شود.

الگوی (2)

$Dis P\_{i,t}=α\_{0}+α\_{1}HighConn\_{i,t}+α\_{2}LowConn\_{i,t}+α\_{3}\sum\_{}^{}\left(OWN\right)\_{i,t}^{2}+α\_{4}\sum\_{}^{}\left(OWN\right)\_{i,t}^{2}×HighConn\_{i,t}+α\_{5}\sum\_{}^{}\left(OWN\right)\_{i,t}^{2}×LowConn\_{i,t}+α\_{6}OperCycle\_{i,t}+α\_{7}σ\left({CF}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{8}σ\left({Sales}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{9}Sales Growth\_{i,t}+α\_{10}σ\left(Sales Growth\right)\_{i,t}+α\_{11}MB\_{i,t}+α\_{12}Lev\_{i,t}+α\_{13}Size\_{i,t}+ε\_{i,t}$

HighConn : متغیر مجازی؛ اگر شرکت دارای روابط سیاسی گسترده با دولت باشد یک و در غیراینصورت صفر می­گیرد. LowConn : اگر شرکت دارای روابط سیاسی محدود با دولت باشد یک و در غیراینصورت صفر می‌گیرد. $\sum\_{}^{}\left(OWN\right)^{2}$ : *تمرکز مالکیت که از طریق شاخص هرفیندال هریشمن به­دست* می­آید. شاخص هرفیندال هریشمن از طریق مجموع مجذور نسبت سهام متعلق به سهامداران شرکت­ها به­دست می­آید. OperCycle : لگاریتم طبیعی چرخه عملیاتی شرکت. б (CF/TA) : نوسان­پذیری جریان وجوه نقد به کل دارایی­ها طی 3 سال گذشته. б (Sales/TA) نوسان­پذیری فروش خالص به کل دارایی­ها طی 3 سال گذشته. Sales growth رشد فروش: نسبت تغییرات فروش خالص شرکت بین سال t و سال t-1 به فروش خالص سال t-1. б (Sales growth) نوسان­پذیری رشد فروش طی 3 سال گذشته. MB فرصت رشد: نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام. Lev اهرم مالی: نسبت کل بدهی­ها به کل دارایی­ها. Size اندازه شرکت: لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

**آزمون فرضیه چهارم تا ششم**

برای آزمون فرضیه چهارم مقادیر اقلام تعهدی جاری تعدیل شده بر حسب عملکرد (REDCA) و امتیاز افشاء در قالب روش تاپسیس قرار داده می­شود و در نهایت با وزن­دهی به روش شانون، امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی (COMP) از منظر کیفیت سود و امتیاز افشاء در شرکت­های نمونه، به­طور جداگانه به­دست می‌آید. لازم به ذکر است، از آنجا که مقادیر بالاتر انحراف معیار REDCA نشان­دهنده کیفیت پایین­تر سود است پس، متغیر REDCA در الگوی تاپسیس شاخص هزینه است و متغیر امتیاز افشاء هم شاخص سود است. در اینجا نیز، به دلیل آن که داده­های امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی در سطح سنجش ترتیبی است، از رگرسیون لجیت استفاده شده است.

متغیر اقلام تعهدی جاری تعدیل شده بر حسب عملکرد (REDCA) از طریق رابطه (1) محاسبه می­شود؛

رابطه (1)

$REDCA\_{ijt}=TCA\_{ijt}-EPTCA\_{ijt}$

کل اقلام تعهدی جاری (TCA) از رابطه (2) به­دست می­آید که در این رابطه همه متغیرها به کل دارایی­های سال قبل تقسیم شده­اند.

رابطه (2)

$TCA\_{ijt}=∆\left(CA\right)\_{ijt}-∆\left(CL\right)\_{ijt}-∆\left(Cash\right)\_{ijt}+∆\left(STD\right.+\left.CLTD\right)\_{ijt}$

∆ (CA) : تغییرات دارایی­های جاری شرکت بین سال t و سال t-1. ∆ (CL) : تغییرات بدهی­های جاری شرکت بین سال t و سال t-1. ∆ (Cash) : تغییرات وجه نقد (وجه نقد + سرمایه­گذاری کوتاه­مدت) شرکت بین سال t و سال t-1. ∆ (STD+CLTD) : تغییرات (بدهی کوتاه­مدت + بدهی بلندمدت جاری) شرکت بین سال t و سال t-1.

برای برآورد کل اقلام تعهدی جاری تعدیل شده برحسب عملکرد مورد انتظار (EPTCA)، اول الگوی (3) اجرا می­شود؛

الگوی (3)

$$TCA\_{ijt}=β\_{1}\frac{1}{Assets\_{ijt-1}}+β\_{2}\frac{∆net sales\_{ijt}}{Assets\_{ijt-1}}+β\_{3}ROA\_{ijt-1}+β\_{4}Inflation\_{it-1}+β\_{5}GDPgrowth\_{it-1}+ε\_{ijt}$$

Assets : کل دارایی­های شرکت در پایان دوره t-1. ∆ Net sales تغییرات فروش خالص شرکت بین سال t و سال t-1. ROA بازده دارایی­ها: نسبت سود خالص به کل دارایی­ها. Inflation تورم: شاخص اعلامی از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. GDPgrowth رشد شاخص GDP : نسبت تغییرات تولید ناخالص داخلی بین سال t و سال t-1 به تولید ناخالص داخلی سال t-1.

سپس با استفاده از پارامترهای برگرفته از الگوی (3)، کل اقلام تعهدی جاری تعدیل شده برحسب عملکرد مورد انتظار (EPTCA) با استفاده از رابطه (3) به­دست می­آید.

رابطه (3)

$$EPTCA\_{ijt}=\hat{β}\_{1}\frac{1}{Assets\_{ijt-1}}+\hat{β}\_{2}\frac{\left(∆net sales\_{ijt}-∆\left.AR\_{ijt}\right)\right.}{Assets\_{ijt}}+\hat{β}\_{3}ROA\_{ijt-1}+\hat{β}\_{4}Inflation\_{it-1}+\hat{β}\_{5}GDPgrowth\_{it-1}$$

∆ AR : تغییرات حساب­ها و اسناد دریافتنی بین سال t و سال t-1.

برای آزمون فرضیه چهارم با استفاده از آزمون من-ویتنی، به مقایسه میانگین امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی (COMP) در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت، اقدام می­شود.

در ادامه، برای آزمون فرضیه با الگوی رگرسیونی چند متغیره، همانند متغیر امتیاز افشاء عمل می­شود. بنابراین، برای آزمون فرضیه چهارم از الگوی رگرسیونی (4) به شرح ذیل استفاده می­شود.

الگوی (4)

$COMP\_{i,t}=α\_{0}+α\_{1}HighConn\_{i,t}+α\_{2}LowConn\_{i,t}+α\_{3}OperCycle\_{i,t}+α\_{4}σ\left({CF}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{5}σ\left({Sales}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{6}Sales Growth\_{i,t}+α\_{7}σ\left(Sales Growth\right)\_{i,t}+α\_{8}MB\_{i,t}+α\_{9}Lev\_{i,t}+α\_{10}Size\_{i,t}+ε\_{i,t}$

برای آزمون فرضیه پنجم و ششم از الگوی رگرسیونی (5) به شرح ذیل استفاده می­شود.

الگوی (5)

$COMP\_{i,t}=α\_{0}+α\_{1}HighConn\_{i,t}+α\_{2}LowConn\_{i,t}+α\_{3}\sum\_{}^{}\left(OWN\right)\_{i,t}^{2}+α\_{4}\sum\_{}^{}\left(OWN\right)\_{i,t}^{2}×HighConn\_{i,t}+α\_{5}\sum\_{}^{}\left(OWN\right)\_{i,t}^{2}×LowConn\_{i,t}+α\_{6}OperCycle\_{i,t}+α\_{7}σ\left({CF}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{8}σ\left({Sales}/{TA}\right)\_{i,t}+α\_{9}Sales Growth\_{i,t}+α\_{10}σ\left(Sales Growth\right)\_{i,t}+α\_{11}MB\_{i,t}+α\_{12}Lev\_{i,t}+α\_{13}Size\_{i,t}+ε\_{i,t}$

**یافته­های پژوهش**

**آمار توصیفی**

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی داده­‌های تحت بررسی محاسبه گردید و در نگاره (1) شاخص­های مرکزی و پراکندگی ارائه می­شود.

**نگاره 1: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش**

| **نماد متغیر** | **میانگین** | **انحراف معیار** | **چولگی** | **کشیدگی** | **حداقل** | **حداکثر** |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| REDCA | 21/0 | 72/0 | 00/10 | 34/107 | 001/0 | 17/9 |
| ∑ (OWN)2 | 32/0 | 20/0 | 99/0 | 75/0 | 001/0 | 88/0 |
| OpCycle | 63/5 | 52/0 | 55/1 | 73/13 | 09/4 | 89/9 |
| б (CF/TA) | 16/0 | 58/0 | 96/9 | 50/105 | 003/0 | 24/7 |
| б (Sales/TA) | 11/0 | 11/0 | 17/3 | 36/13 | 01/0 | 81/0 |
| Sales Growth | 18/0 | 34/0 | 18/5 | 14/60 | 95/0- | 75/4 |
| б (Sales Growth) | 20/0 | 22/0 | 61/5 | 09/50 | 01/0 | 55/2 |
| MB | 07/2 | 66/1 | 73/2 | 52/11 | 17/0 | 44/13 |
| Lev | 62/0 | 15/0 | 32/0- | 14/0- | 12/0 | 98/0 |
| Size=LN (MVE) | 51/26 | 41/1 | 63/0 | 46/0 | 17/23 | 03/31 |
| COE | 19/0 | 15/0 | 75/0- | 01/8 | 73/0- | 97/0 |
| DisP | 69/55 | 91/22 | 16/0- | 77/0- | 00/4- | 00/98 |
| COMP | 83/47 | 35/27 | 0003/0 | 20/1- | 00/1 | 00/95 |

منبع: یافته­های پژوهش

**آزمون فرضیه اول تا سوم**

نتیجه آزمون فرضیه اول با آزمون ناپارامتریک من-ویتنی در نگاره (2) ارائه شده است؛

نگاره 2: نتیجه آزمون فرضیه اول پژوهش با آزمون من-ویتنی

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر** | **شرکت­ها** | **تعداد** | **میانگین رتبه­ها** | **مجموع رتبه­ها** | **سطح معناداری** |
| **امتیاز افشاء** | سیاسی | 258 | 20/241 | 50/62230 |  |
| غیرسیاسی | 256 | 92/273 | 50/70124 |  |
| مجموع | 514 |  |  |  |
| آماره Z |  |  |  | 013/0 |

منبع: یافته­های پژوهش

نتایج نگاره (2) نشان می­دهد که مقدار آماره (496/2- = Z) در سطح خطای 5 درصد معنادار است، به این معنی که میانگین امتیاز افشاء در بین شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت تفاوت معناداری با یکدیگر دارند.

نتایج برازش الگو برای آزمون فرضیه­های اول تا سوم در نگاره (3) ارائه شده است؛

**نگاره 3: نتیجه آزمون فرضیه اول تا سوم پژوهش با الگوی رگرسیونی (1) و (2)**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر** | **ضرایب** | **آماره z** | **سطح معناداری** | **ضرایب** | **آماره z** | **سطح معناداری** |
| C | 951/0- | 550/0- | 582/0 | 168/0 | 063/0 | 949/0 |
| High Conn | 071/0 | 171/0 | 864/0 | 252/0- | 770/0- | 441/0 |
| Low Conn | 571/0 | 423/1 | 155/0 | 329/0 | 027/1 | 304/0 |
| OpCycle | 098/0- | 821/0- | 412/0 | 175/0- | 897/0- | 370/0 |
| б (CF/TA) | 019/0- | 187/0- | 852/0 | 012/0 | 076/0 | 939/0 |
| б (Sales/TA) | 525/0- | 862/0- | 389/0 | 820/0- | 837/0- | 402/0 |
| Sales Growth | 137/0 | 691/0 | 489/0 | 222/0 | 683/0 | 495/0 |
| б (Sales Growth) | 091/0 | 267/0 | 789/0 | 041/0 | 076/0 | 939/0 |
| MB | 056/0 | 541/1 | 123/0 | 107/0 | 791/1 | 073/0 |
| Lev | 580/1- | 112/4- | 000/0 | 532/2- | 040/4- | 000/0 |
| Size | 076/0 | 283/1 | 200/0 | 089/0 | 961/0 | 337/0 |
| ∑ (OWN)2 | 509/1 | 438/2 | 001/0 |  |  |  |
| High Conn × ∑ (OWN)2 | 834/0- | 719/0- | 472/0 |  |  |  |
| Low Conn × ∑ (OWN)2 | 196/1- | 074/1- | 283/0 |  |  |  |
| ضریب تعیین مک فادن | 050/0 | 045/0 |
| آماره LR (سطح معناداری) | 590/39 (000/0) | 114/35 (000/0) |

منبع: یافته­های پژوهش

**آزمون رگرسیون بدون متغیر تمرکز مالکیت:**

آماره LR مربوط به الگوی تأثیر روابط سیاسی گسترده با دولت بر کیفیت افشاء برابر با (114/35) و سطح معناداری آن برابر با (000/0) است و بنابراین، با اطمینان 95% می­توان ادعا نمود که الگو معنادار و از اعتبار لازم برخوردار می­باشد. همچنین، ضریب تعیین مک فادن این الگو برابر با (045/0) می­باشد و این بدان معنی است که متغیرهای مستقل، توان تبیین 4% از تغییرات کیفیت افشاء را دارند. ضریب محاسبه شده برای متغیر شرکت‌های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت برابر با (252/0-) است که بیانگر وجود رابطه منفی بین این متغیر و کیفیت افشاء است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. به بیان دیگر، بین روابط سیاسی گسترده با دولت و کیفیت افشاء رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ضریب محاسبه شده برای متغیر شرکت‌های دارای روابط محدود با دولت برابر با (329/0) است که بیانگر وجود رابطه مثبت بین این متغیر و کیفیت افشاء است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. به بیان دیگر، بین روابط محدود با دولت و کیفیت افشاء رابطه معناداری وجود ندارد. از آنجا که هیچ کدام از ضرایب معنادار نمی­باشد بنابراین، فرضیه اول تأیید نمی­شود.

**آزمون رگرسیون با متغیر تمرکز مالکیت:**

آماره LR مربوط به الگوی تأثیر روابط سیاسی گسترده با دولت بر کیفیت افشاء برابر با (590/39) و سطح معناداری آن برابر با (000/0) است و بنابراین، با اطمینان 95% می­توان ادعا نمود که الگو معنادار و از اعتبار لازم برخوردار می­باشد. همچنین، ضریب تعیین مک فادن این الگو برابر با (050/0) می­باشد و این بدان معنی است که متغیرهای مستقل، توان تبیین 5% از تغییرات کیفیت افشاء را دارند. نتایج نگاره فوق نشان می­دهد که ضریب محاسبه شده برای متغیر تمرکز مالکیت (509/1) است که بیانگر وجود رابطه مثبت بین این متغیر و کیفیت افشاء است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار است. بنابراین، در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت افشاء بالاتر است. بنابراین، فرضیه دوم تأیید می­شود.

همچنین، نتایج نگاره (4) نشان می­دهد که در اثر اضافه نمودن متغیر تمرکز مالکیت، رابطه بین روابط سیاسی گسترده با دولت و کیفیت افشاء از رابطه معکوس به رابطه مستقیم تبدیل شده است. ضریب محاسبه شده برای متغیر High Conn × ∑ (OWN)2 برابر با (834/0-) است که بیانگر وجود رابطه منفی بین این متغیر و کیفیت افشاء است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. همچنین، ضریب محاسبه شده برای متغیر Low Conn × ∑ (OWN)2 برابر با (196/1-) است که بیانگر وجود رابطه منفی بین این متغیر و کیفیت افشاء است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. از آنجا که هیچ کدام از ضرایب معنادار نمی­باشد بنابراین، فرضیه سوم پذیرفته نمی­شود.

**آزمون فرضیه چهارم تا ششم**

نتیجه آزمون فرضیه چهارم با آزمون ناپارامتریک من-ویتنی در نگاره (4) ارائه شده است؛

**نگاره 4: نتیجه آزمون فرضیه چهارم پژوهش با آزمون من-ویتنی**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر** | **شرکت­ها** | **تعداد** | **میانگین رتبه­ها** | **مجموع رتبه­ها** | **سطح معناداری** |
| **امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی** | سیاسی | 258 | 82/277 | 50/71677 |  |
| غیرسیاسی | 256 | 02/237 | 50/60677 |  |
| مجموع | 514 |  |  |  |
| آماره Z |  |  |  | 002/0 |

منبع: یافته­های پژوهش

نتایج نگاره (4) نشان می­دهد که مقدار آماره (144/3- = Z) در سطح خطای 5 درصد معنادار است، به این معنی که میانگین امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی در بین شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت تفاوت معناداری با یکدیگر دارند.

نتایج برازش الگو برای آزمون فرضیه­های چهارم تا ششم در نگاره (5) ارائه شده است؛

**نگاره 5: نتیجه آزمون فرضیه چهارم تا ششم پژوهش با الگوی رگرسیونی (4) و (5)**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر** | **ضرایب** | **آماره z** | **سطح معناداری** | **ضرایب** | **آماره z** | **سطح معناداری** |
| C | 376/5- | 947/1- | 052/0 | 926/4- | 893/1- | 058/0 |
| High Conn | 235/0 | 366/2 | 005/0 | 086/0 | 267/0 | 790/0 |
| Low Conn | 660/0 | 074/1 | 283/0 | 159/0 | 503/0 | 615/0 |
| OpCycle | 109/0 | 550/0 | 583/0 | 102/0 | 514/0 | 607/0 |
| б (CF/TA) | 065/0 | 946/0 | 232/0 | 097/0 | 646/0 | 518/0 |
| б (Sales/TA) | 772/0 | 775/0 | 438/0 | 834/0 | 840/0 | 401/0 |
| Sales Growth | 266/0 | 761/0 | 446/0 | 229/0 | 662/0 | 508/0 |
| б (Sales Growth) | 789/0 | 330/1 | 184/0 | 769/0 | 304/1 | 192/0 |
| MB | 045/0 | 762/0 | 446/0 | 042/0 | 710/0 | 478/0 |
| Lev | 162/0 | 271/0 | 786/0 | 054/0 | 090/0 | 928/0 |
| Size | 150/0 | 569/1 | 117/0 | 145/0 | 588/1 | 112/0 |
| ∑ (OWN)2 | 651/0 | 419/2 | 003/0 |  |  |  |
| High Conn × ∑ (OWN)2 | 482/0 | 276/2 | 013/0 |  |  |  |
| Low Conn × ∑ (OWN)2 | 475/1- | 886/0- | 376/0 |  |  |  |
| ضریب تعیین مک فادن | 061/0 | 048/0 |
| آماره LR (سطح معناداری) | 339/26 (002/0) | 544/14 (031/0) |

منبع: یافته­های پژوهش

**آزمون رگرسیون بدون متغیر تمرکز مالکیت:**

آماره LR مربوط به الگوی تأثیر روابط سیاسی گسترده شرکت با دولت بر کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی برابر با (544/14) و سطح معناداری آن برابر با (031/0) است و بنابراین، با اطمینان 95% می‌توان ادعا نمود که الگو معنادار و از اعتبار لازم برخوردار می­باشد. همچنین، ضریب تعیین مک فادن این الگو برابر با (048/0) می­باشد و این بدان معنی است که متغیرهای مستقل، توان تبیین 4% از تغییرات کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی را دارند. ضریب محاسبه شده برای متغیر شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت برابر با (086/0) است که بیانگر وجود رابطه مثبت بین این متغیر و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. به بیان دیگر، بین روابط سیاسی گسترده با دولت و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، ضریب محاسبه شده برای متغیر شرکت­های دارای روابط محدود با دولت برابر با (159/0) است که بیانگر وجود رابطه مثبت بین این متغیر و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. به بیان دیگر، بین روابط محدود با دولت و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی رابطه معناداری وجود ندارد. از آنجا که هیچ کدام از ضرایب معنادار نمی­باشد بنابراین، فرضیه چهارم تأیید نمی­شود.

**آزمون رگرسیون با متغیر تمرکز مالکیت:**

آماره LR مربوط به الگوی تأثیر روابط سیاسی گسترده شرکت با دولت بر کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی برابر با (339/26) و سطح معناداری آن برابر با (002/0) است و بنابراین، با اطمینان 95% می‌توان ادعا نمود که الگو معنادار و از اعتبار لازم برخوردار می­باشد. همچنین، ضریب تعیین مک فادن این الگو برابر با (061/0) می­باشد و این بدان معنی است که متغیرهای مستقل، توان تبیین 6% از تغییرات کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری را دارند. نتایج نگاره فوق نشان می­دهد که ضریب محاسبه شده برای متغیر تمرکز مالکیت (651/0) است که بیانگر وجود رابطه مثبت بین این متغیر و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار است. بنابراین، در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی بالاتر است. بنابراین، فرضیه پنجم تأیید می­شود.

همچنین، نتایج نشان می­دهد که وقتی متغیر تمرکز مالکیت به الگوی (4) اضافه می­شود، ضریب متغیر روابط سیاسی گسترده با دولت که با کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی رابطه معناداری نداشت، علاوه بر اینکه به­طور عمده افزایش پیدا کرده، از نظر آماری نیز رابطه معناداری با کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی پیدا کرده است. ضریب محاسبه شده برای متغیر High Conn × ∑ (OWN)2 برابر با (482/0) است که بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار (در سطح اطمینان 95%) بین این متغیر و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی است. همچنین، ضریب محاسبه شده برای متغیر Low Conn × ∑ (OWN)2 برابر با (475/1-) است که بیانگر وجود رابطه منفی بین این متغیر و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی است، این رابطه در سطح اطمینان 95% معنادار نمی­باشد. مقایسه ضرایب نشان می­دهد که در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی به­طور معناداری بالاتر است. بنابراین، فرضیه ششم تأیید می­شود.

**بحث و نتیجه­گیری**

در این پژوهش رابطه تمرکز مالکیت، شفافیت اطلاعات مالی و روابط سیاسی گسترده با دولت بررسی شد. نتیجه آزمون من-ویتنی برای فرضیه اول نشان داد که میانگین امتیاز افشاء در بین شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت تفاوت معناداری با یکدیگر دارند. نتیجه آزمون فرضیه اول با الگوی رگرسیونی نشان داد که کیفیت افشاء در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت کمتر از شرکت­های دارای روابط محدود با دولت است، ولی این رابطه معنادار نمی­باشد. همچنین، نتیجه آزمون فرضیه دوم نشان داد که در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت افشاء بالاتر است. علاوه بر آن، نتایج آزمون فرضیه سوم نشان داد که در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت افشاء پایین­تر است، ولی این رابطه نیز معنادار نمی­باشد. این موضوع را می­توان به پیچیدگی روابط بین کیفیت افشاء و روابط شرکت­ها ربط داد که بعضاً تحت تأثیر عواملی دیگر قرار می­گیرد. نتیجه آزمون من-ویتنی برای فرضیه چهارم نشان داد که میانگین امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی در بین شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده و محدود با دولت تفاوت معناداری با یکدیگر دارند. نتیجه آزمون فرضیه چهارم با الگوی رگرسیونی نشان داد کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت کمتر از شرکت­های دارای روابط محدود با دولت است، ولی این رابطه معنادار نمی­باشد. همچنین، نتیجه آزمون فرضیه پنجم نشان داد در شرکت­های با ساختار مالکیت متمرکز، کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی بالاتر است. علاوه بر آن، نتایج آزمون فرضیه ششم نشان داد که در شرکت­های دارای روابط سیاسی گسترده با دولت که ساختار مالکیت متمرکزی دارند، کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی به­طور معناداری بالاتر است. اثر مثبت تمرکز مالکیت بر کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی را می­توان به فرضیه نظارت فعال ارتباط داد.

با توجه به نتایج این پژوهش به استفاده­کنندگان از اطلاعات حسابداری پیشنهاد می­گردد که به تأثیر روابط سیاسی گسترده شرکت­ها با دولت و همچنین، روش تفکیک و متغیرهای سنجش روابط سیاسی گسترده شرکت‌ها با دولت در این پژوهش بر کیفیت افشاء و کیفیت امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی با ملاحظاتی توجه گردد. همچنین، به سرمایه­گذاران شرکت­ها توصیه می­شود هنگام تصمیم­گیری در خصوص تخصیص منابع خود، به روابط سیاسی گسترده شرکت­ها با دولت توجه جدی داشته باشند.

به منظور انجام پژوهش­های آتی نیز پیشنهاد می­شود محققان از معیارهای دیگری جهت اندازه­گیری روابط سیاسی شرکت­ها و شفافیت اطلاعات مالی استفاده کنند و نتایج آن را با یافته­های نظری و پیشینه پژوهش حاضر مقایسه و تحلیل نمایند. همچنین، پیشنهاد می­شود که تأثیر روابط گسترده شرکت‌ها با دولت را بر دیگر ابعاد شرکت مانند؛ ساختار سرمایه، هزینه بدهی، حق­الزحمه حسابرسی، محافظه‌کاری حسابداری، عملکرد شرکت و نقدینگی بررسی نمایند. به­علاوه، پیشنهاد می­شود که به بررسی نقش دیگر ابزارهای سازوکار راهبری شرکتی بر رابطه بین روابط سیاسی گسترده شرکت­ها با دولت و امتیاز افشاء و امتیاز ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی بپردازند.

فهرست منابع

1. اصغرپور، محمد جواد. (1383). *تصمیم­گیری چند معیاره*. چاپ سوم. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
2. آذر، عادل و علی رجب زاده. (1381). *تصمیم­گیری کاربردی (رویکرد M.A.D.M)*. چاپ اول. تهران: انتشارات نگاه دانش.
3. بنی مهد، بهمن و محسن محسنی شریف. (1389). بررسی عوامل مؤثر بر رتبه­بندی شرکت­های بورس اوراق بهادار تهران از لحاظ کیفیت افشاء و به موقع بودن. *مجله حسابداری مدیریت*. سال سوم، شماره هفتم، زمستان 1389، صص. 51-63.
4. خالقی مقدم، حمید و علیرضا خالق. (1387). شفافیت شرکتی در ایران و عوامل مؤثر بر آن. *مجله مطالعات حسابداری*. بهار 1387، شماره 21.
5. رضایی، فرزین و ثریا ویسی حصار. (1393). اثر روابط سیاسی با دولت بر رابطه بین تمرکز مالکیت با کیفیت گزارشگری مالی و هزینه سهام عادی. *بررسی­های حسابداری و حسابرسی*، 21 (4): 449-470.
6. Ajinkya, B., Bhojraj, S., Sengupta, P., (2005). The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 43, 343–376.
7. Barnea, A., Haugen, R. Q., and Senbet, L.W., (1985). Agency problems and financial contracting. *Englewood Cliffs Prentice-Hall*.
8. Bliss, M.A., Gul, F.A., Majid, A., (2011). Do political connections affect the role of independent audit committees and CEO Duality? Some evidence from Malaysian audit pricing. *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 7, 82–98.
9. Boubakri, N., Guedhami, O., Mishra, D., Saffar, W., (2012). Political connections and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance* 18, 541–559.
10. Bushman, R. Pitotroski, J and Smith, A., (2004). What determines corporate transparency?. *Journal of Accounting Research*, Vol. 42, No. 2.
11. Chaney, P.K., Faccio, M., Parsley, (2011). The quality of accounting information in politically connected firms. *Journal of Accounting and Economics* 51 (1&2), 58–76.
12. Cheung, Yan., Leung, Ping Jiang, B. Weiqiang Tan, (2010). A transparency disclosure index measuring disclosures: Chinese listed companies. *Journal of Accounting Public Policy*, No. 29.
13. Chiang H. (2005). An empirical study of corporate governance and corporate performance. *Journal of American Academy of Business*, 6 (1), 95-101.
14. Chiu, Chi, Li. (2009). Do transparency and disclosure predict firm performance?, Evidence from the Taiwan market. *Journal Homepage:* [*www.elsevier.com/locate/eswa*](http://www.elsevier.com/locate/eswa).
15. Ezat, A and EL-Masry, A. (2008). The impact of corporate governance on the timeliness of corporate internet reporting by Egyptian listed companies. *Managerial Finance*, Vol. 34, Issue 12, pp. 848–867.
16. Gelb, D. S. Paul Zarowin. (2002). Corporate disclosure policy and the informativeness of stock price. *Review of Accounting Studies*, Vol. 7, No. 1, pp. 33–53.
17. Gillan, S.G. and Starks, L.T. (1998). A survey of shareholder activism: Motivation and empirical evidence. *Contemporary Finance Digest*, 10–38.
18. Healy, P.M., and Palepu, K.G., (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, No. 1–3, pp. 405–440.
19. Lin, Y.,S. Huang, Y.F. Chang and Tseng, C.H. (2007). The relationship between imformation transparency and informativeness of accounting earnings. *The Journal of Applied Business Research*, Vol. 31, No. 3.
20. North, D., (1990). Institutions, institutional change and economic performance. *Cambridge University Press. Cambridge*.
21. Olson, M., (1993). Dictatorship, democracy, and development. *American Economic Review* 78, 567–576.

**Examining the relationship between Ownership Concentration, Transparency of Financial Information and Extensive Political Connection with Government**

**Abstract**

This study examine the relationship between ownership concentration, transparency of financial information and extensive political connection with government.The company which has extensive political connections with government through the pattern TOPSIS multi-criteria decision making method and entropy weight method were measured. Research hypotheses based on a statistical sample consist of 95 companies over a period of eleven years from 1385 till 1395 were tested using unvaried and multivariate regression models and combined data layout. The result showed that there is a significant difference about the average of disclosure rating and financial reporting quality combined rating in firms with extensive and limited political connections with government. Also, in firms with extensive political connections that have concentrated ownership structure, financial reporting quality combined connection rating is significant lower. In addition, the results showed that in companies with concentrated ownership structure, disclosure rating and financial reporting quality combined rating is higher.

**Keywords:** Disclosure Rating, Financial Reporting Quality Combined Rating, Concentration of Ownership, Political Connections, Multi-Criteria Decision Making.

1. . Topsis [↑](#footnote-ref-1)
2. . Shannon Entropy [↑](#footnote-ref-2)