فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۵، شماره ٦٤، پاییز ۱٤۰۱(جلد اول)
www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره پنجم)
شماره ۶۴ / پاییز ۱۴۰۱ (جلد اول)/ صص ۱۲۲-۱۴۷

تأثیر رقابت بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی با تأکید بر نقش اجتماعی هیئت‌مدیره

علی کرلو
کارشناسی ارشد مدیریت خدمات بهداشتی درمانی، واحد ساری، دانشگاه آزاد اسلامی، ساری، ایران. (نویسنده مسئول).
alikorlou@gmail.com
دکتر حامد رضازاده
دکتری حسابداری، مدرس گروه حسابداری موسسه آموزش عالی آذرآبادگان، ارومیه، ایران.
hamed_rezazadeh@gmail.com
دکتر عادل شاه ولی زاده
استادیار گروه حسابداری، واحد اردبیل، دانشگاه آزاد اسلامی، اردبیل، ایران.
a.shahvalizadeh@gmail.com

چکیده
یک سامانه کنترل داخلی با کیفیت در درون یک شرکت می‌تواند زمینه موفقیت شرکت را در شرایط رقابتی بازار محصول فراهم نماید. این پژوهش با هدف بررسی تأثیر رقابت بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی با تأکید بر نقش اجتماعی هیئت‌مدیره انجام شده است. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت، همبستگی است. به منظور دستیابی به هدف پژوهش، تعداد ۱۵۵ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ به روش حذف سیستماتیک، انتخاب و به عنوان نمونه اصلی در نظر گرفته شد. برای بررسی روابط بین متغیرها نیز از رگرسیون لجستیک استفاده گردید. نتایج پژوهش، بیانگر آن است که رقابت بازار محصول بر اساس شاخص هیرفندال- هیرشمن و شاخص لرنر تعدیل شده بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد. همچنین، نقش اجتماعی هیئت‌مدیره نیز بر اساس ویژگی استقلال هیئت‌مدیره، اندازه هیئت‌مدیره و دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد. رقابت بازار محصول می‌تواند با تأثیر بر رفتار سهامداران و مدیران از طریق تهدید اثر انحلال و اثر هزینه‌های نمایندگی می‌تواند سود شرکت را کاهش دهد و شرکت را در معرض ریسک نقدینگی بیشتری قرار دهد و در نتیجه افزایش احتمال وقوع زیان و ورشکستگی را دنبال داشته باشد که همین امر موجب ایجاد این رابطه در پژوهش حاضر شده است. همچنین، از آنجایی که هیئت‌مدیره شرکت در رأس نظارت و کنترل بر سیستم‌های آن است، بنابراین ویژگی‌های آن توانایی تأثیرگذاری بر کنترل‌های داخلی شرکت را دارند. مسئولیت هیئت‌مدیره، فراهم کردن نظارت مستقل بر عملکرد مدیران اجرایی و الزام مدیران به پاسخگویی در قبال سهامداران است.

واژگان کلیدی: رقابت بازار محصول، کیفیت کنترل داخلی، نقش اجتماعی هیئت‌مدیره.

مقدمه
آنچه امروزه سازمان‌ها در تمامی نقاط دنیا و به خصوص در کشور ما به آن مبتلا هستند، مشکلات ارزیابی و انتخاب دقیق و صحیح سیستم‌های اطلاعات حسابداری مناسب می‌باشد. بنابراین، مهم‌ترین مسئله‌ای که وجود کنترل را ضروری می‌سازد، آن است که پیش‌بینی‌ها و برنامه‌های عملیاتی در سازمان‌ها همواره با درصدی خطا توأم است و برای رفع این خطاها و اصلاح عملیات، کنترل تنها راه چاره است. محیط متغیر و دگرگون سازمان دلیل دیگری بر ضرورت کنترل است. سازمان‌ها برای بقای خود باید از تغییرات محیطی آگاه باشند و هماهنگی‌های لازم را با آن‌ها به عمل آورند. حصول اطمینان از کیفیت کالاها و خدماتی که در سازمان‌های بزرگ طی برنامه‌های وسیع و پیچیده عرضه می‌شوند جز از

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

طریق یک سیستم مؤثر کنترل عملی نمی‌باشد (قنبریان، ۱۳۹۰). شرکت‌ها، متناسب با سطح رقابتی که در صنعت مورد فعالیت‌شان وجود دارد، ویژگی‌های رفتاری متفاوتی را از خود نشان می‌دهند. از سوی دیگر، بالا بودن سطح رقابت در بازار محصول، باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های کنترلی می‌شود. لذا در چنین مواردی، خطر حسابرسی کاهش خواهد یافت و در نتیجه حسابرسان تمایل به صرف منابع کمتر و هزینه‌های پایین‌تر در حسابرسی دارند.
نتایج مطالعات گذشته نشان داده است که رقابت در بازار محصول می‌تواند به عنوان یک مکانیزم حاکمیت شرکتی برای کاهش مشکلات نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران عمل کند؛ زیرا مدیران شرکت‌ها در صنایع رقابتی، برای حفظ موقعیت خود در جهت جلوگیری از انحلال شرکت به کار سخت‌تر، جلوگیری از اتلاف منابع شرکت در پروژه‌های بی‌فایده و سرمایه‌گذاری کمتر در فعالیت‌های فاقد ارزش‌افزوده، سوق پیدا می‌کنند تا از این طریق ارزش شرکت را حداکثر نمایند (وانگ و چویی، ۲۰۱۵)؛ بنابراین، رقابت بازار به هماهنگ نمودن منافع بین مدیران و سهامداران کمک می‌کند. زمانی که سطح رقابت در بازار محصول در صنایع مختلف بالا باشد، احتمال کمتری وجود دارد که شرکت‌ها درگیر مدیریت سود فرصت‌طلبانه شوند و عمل تقلب در این صنایع به دلیل وجود مکانیزم بازار به‌ندرت پیش می‌آید (مارکیوکایت و پارک، ۲۰۰۹). به‌طور خلاصه، رقابت در بازار محصول از طریق نظریه نمایندگی می‌تواند هزینه‌های حسابرسی را تحت تأثیر قرار دهد. رقابت شدید در بازار محصولات، باعث ایجاد انگیزه در مدیران برای رفتار کارا می‌شود. یکی از دلایل اصلی این استدلال آن است که نیروهای انضباطی و نظم‌دهنده رقابت به‌سرعت در حال حذف مدیران ناکارآمد از بازار خواهند بود. کنترل‌های داخلی فرآیندی است که به‌وسیله مدیریت و سایر کارکنان طراحی و اجرا می‌شود تا از دستیابی به اهداف واحد مورد رسیدگی در زمینه قابلیت اعتماد گزارشگری مالی، اثربخشی و کارایی عملیات و رعایت قوانین و مقررات مربوط، اطمینانی معقول به دست آید (وکیلی‌فرد و همکاران، ۱۳۹۲). ضعف کنترل‌های داخلی می‌تواند به ریسک اطلاعاتی سهامداران و در نتیجه افزایش هزینه سرمایه شرکت، افزایش انحرافات (عمدی یا غیرعمدی) جانبدارانه در گزارش سودآوری، کاهش اثربخشی و کارایی عملیات تجاری و در نتیجه عدم تداوم سودآوری شرکت، منجر گردد. بر این اساس، پژوهش حاضر در پی آن است تا با بررسی تأثیر رقابت بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی با تأکید بر نقش اجتماعی هیئت‌مدیره در بورس اوراق بهادار تهران، پشتوانه علمی برای آن فراهم آورد تا از این طریق بتواند سرمایه‌گذاران را در اخذ تصمیمات اقتصادی سودمند یاری رساند.

مبانی نظری پژوهش

امروزه رقابت‌پذیری، یک موضوع محوری در سطح دنیا است؛ که از آن به‌عنوان وسیله‌ای جهت دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب و توسعه پایدار یاد می‌شود. یکی از ویژگی‌های شرکت موفق، برخورداری از قدرت رقابت‌پذیری است. در عین حال ویژگی بارز شرکت‌های ناموفق، عدم برخورداری از این قدرت است (کدیا و فلیپان، ۲۰۰۹). رقابت‌پذیری به‌عنوان توانایی اقتصادی بنگاه برای ثابت نگه‌داشتن سهم خود در بازارهای بین‌المللی یا افزایش سهم خود در بازار تعریف می‌شود. سهم بازار (مقدار فروش شرکت) دربردارنده موقعیت بازار شرکت و نیز اندازه نسبی شرکت است. به عبارت دیگر، مقدار فروش شرکت می‌تواند نشان‌دهنده میزان نفوذ شرکت در بازار باشد و می‌تواند به‌طور غیرمستقیم دلالت بر شهرت، تشخیص، قابلیت‌های توزیع یا حتی کیفیت واقعی شرکت داشته باشد. اساساً، مقدار فروش شرکت حاکی از اندازه شرکت نسبت به سایر رقبای بالقوه، بخش‌ها یا کل بازار است. معمولاً این استدلال وجود دارد که هر چه سهم بازار (مقدار فروش) شرکت بیشتر باشد، آن شرکت موفق‌تر است. هر چه تعداد رقبای تجاری در صنعت زیادتر باشد، شرکت برای به دست آوردن سهم فروش و تأمین مالی با تعداد رقبای بیشتری روبرو می‌شود و برای تأمین نیازهای خود مجبور به رقابت با تعداد بیشتری از شرکت‌ها می‌باشد. در نتیجه هر چه تعداد رقبا در صنعت بیشتر باشد، رقابت در آن

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

صنعت نیز شدت بیشتری پیدا می‌کند (گریفیس، ۲۰۰۱). از سوی دیگر، شرکت‌ها به منظور دستیابی به اهداف کوتاه‌مدت و بلندمدت و تحقق مأموریت‌ها و چشم‌اندازهای خود، الزاماً باید از سیستم‌های کنترل داخلی اثربخش برخوردار باشند. با ایجاد ضعف در این سیستم نظارت بر عملکرد سطوح مختلف سازمان مختل می‌گردد و ضمن کاهش شفافیت و پاسخگویی، امکان تقلب و سوءاستفاده از منابع سازمان‌ها افزایش می‌یابد که این موضوع نیز به‌نوبه خود هزینه‌های جبران‌ناپذیری را به سازمان‌ها تحمیل خواهد کرد (ابراهیمی کردلر و همکاران، ۱۳۹۷).

ضعف در سیستم‌های کنترل داخلی می‌تواند باعث کاهش سودآوری شود، این موضوع به دلیل فرصت‌های از دست رفته و نارضایتی‌های ایجاد شده در مشتریان و سایر ذینفعان رخ می‌دهد که مجبور خواهند بود با شرکت‌های رقیب وارد فعالیت تجاری شوند (استول و ماهانا، ۲۰۱۱). در نهایت، این مورد نیز می‌تواند منجر به حذف شرکت از شرایط رقابتی بازار و حتی ورشکستگی گردد. لذا، رقابت در بازار محصول معیاری کلیدی برای ارزیابی درجه موفقیت کشورها، صنایع و بنگاه‌ها در میدان‌های رقابتی سیاسی، اقتصادی و تجاری به حساب می‌آید؛ بدین معنی که هر کشور، صنعت یا بنگاهی که از توان رقابتی بالایی در بازارهای رقابتی برخوردار باشد، می‌توان گفت که از رقابت‌پذیری بالاتری برخوردار است (بگس و بتیگنیس، ۲۰۰۷). از آنجا که هر کسب‌وکاری با برقراری کنترل‌های داخلی مناسب، باید تمامی ابعاد نظام‌های عملیاتی و مدیریتی موجود در کسب‌وکار از جمله شرایط رقابتی بازار را پوشش دهد، بر این اساس هر گونه تغییری که در شرایط عملیاتی سازمان و همچنین شرایط رقابتی بازار ایجاد شود، خود عاملی است که می‌تواند کیفیت کنترل‌های داخلی موجود در شرکت را تحت تأثیر قرار داده و بر آن اثر بگذارد. همچنین، رقابت در بازار محصول نه تنها به‌طور گسترده شرکت‌ها را وابسته به مزیت رقابتی برون‌سازمانی می‌کند، بلکه مالکان را نیز تشویق به تقویت، سازوکارهای حاکمیت شرکتی درون‌سازمانی می‌کند و از طرفی نیز رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران را کاهش می‌دهد (قربانی و همکاران، ۱۳۹۲). هنگامی که بازارها در خطر از بین رفتن یا از هم پاشیدن هستند، مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی مناسبی مورد نیاز است (گیرود و مولر، ۲۰۱۰)؛ در غیر این صورت، تنها یک رقابت خوب است که بدون نیاز به کنترل، مدیران را به‌منظور حداکثر کردن ثروت سهامداران هدایت خواهد کرد (مارکاریان و سناتالو، ۲۰۱۰).

یک سامانه کنترل داخلی با کیفیت در درون یک شرکت می‌تواند زمینه موفقیت شرکت را در شرایط رقابتی بازار محصول فراهم نماید. کنترل داخلی سیاست‌ها و روش‌هایی است که برای تأمین اطمینان نسبی از دستیابی به هدف‌های سازمان به وجود می‌آید. سیستم کنترل داخلی مبنایی را جهت آماده‌سازی صورت‌های مالی و گسترش پاسخگویی فراهم می‌کند (بالسام و همکاران، ۲۰۱۴). از این‌رو، کنترل یکی از وظایف حائز اهمیت مدیران و سیستم سازمانی است که ضمن ارتباط با سایر وظایف آن‌ها، عاملی مؤثر در تحقق اهداف و برنامه‌های سازمان تلقی می‌شود. مدیران در فراگرد کنترل، وضع موجود (عملکرد) را با وضع مطلوب (برنامه) مقایسه می‌کنند؛ بنابراین، سیستم کنترل داخلی از جمله مهم‌ترین سازوکارهایی است که در جهت هدایت اثربخش و کارایی سازمان‌ها مطرح شده است (ارجمندنژاد، ۱۳۸۵). ضعف‌های نظام کنترل داخلی از جمله مشکلات مبتلا به اکثریت قریب به اتفاق واحدهای اقتصادی کشور اعم از خصوصی و دولتی است، هر ساله این واحدها و در نهایت، اقتصاد کشور از ضعف کنترل‌های داخلی متحمل خسارت و زیان‌های قابل‌توجه و سنگینی می‌شود (لشگری و رضوی عراقی، ۱۳۹۳). بنابراین، به منظور اطمینان از عملکرد سیستم کنترل داخلی در راستای ارتقای عملکرد و ارزش شرکت و اجرای صحیح سیاست‌ها و روش‌های درون‌سازمانی و برون‌سازمانی نقش بارز هیئت‌مدیره و ارکان اداره کننده واحدهای تجاری در کنترل و نظارت بر مدیریت شرکت و محافظت از منافع سهامداران نمود بیشتری را از خود نشان می‌دهد. لانتگتون و رابینز (۲۰۰۷) معتقدند که از منظر سازمانی هیئت‌مدیره را می‌توان به عنوان گروهی در نظر گرفت که جمع شده‌اند تا در دستیابی به اهداف سازمان فعالیت کنند. آن‌ها به این موضوع اشاره دارند که اگر هیئت‌مدیره در رده سازمانی بالاتری از مدیر اجرایی و سایر مدیران قرار گرفته باشد، هیئت‌مدیره می‌تواند

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نقش استراتژیک بر تصمیم‌گیری‌های استراتژیک داشته باشد. تصمیم‌های استراتژیک، تصمیمات روزانه نیستند بلکه شامل تصمیمات غیرمتغیر هستند که توسط مدیران عالی‌رتبه شرکت‌ها گرفته شده و نقش اساسی در سلامت شرکت‌ها دارند (باتیولا، ۲۰۰۸).

پیشینه پژوهش

ژانگ و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی روابط بین کیفیت کنترل داخلی، رقابت بین محصول و بازار اظهارنظر حسابرسی پرداختند. بر اساس داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس‌های سهام شانگهای و شنژن بین مهروموم‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ نتایج نشان داد که بین رقابت در بازار محصول و اظهارنظر حسابرس رابطه مثبتی وجود دارد و همچنین در صنایع غیرانحصاری بین کیفیت کنترل داخلی و اظهارنظر حسابرسی با تأکید بر رقابت در بازار محصول تأثیر قابل‌توجهی وجود دارد.

خلیف و سماحه (۲۰۱۹) در پژوهشی به بررسی اثر تعدیلی دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین استقلال هیئت‌مدیره و کیفیت کنترل داخلی پرداختند. یافته‌ها نشان داد که میزان استقلال هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیری ندارد؛ این در حالی است که دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین میزان استقلال هیئت‌مدیره و کیفیت کنترل داخلی تأثیر مثبت و قابل‌توجهی دارد.

لو و کائو (۲۰۱۸) به بررسی رابطه ویژگی‌های فردی اعضای هیئت‌مدیره و ضعف کنترل داخلی در چین در طی بازه زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج نشان داد که ویژگی‌های شخصی اعضای هیئت‌مدیره از قبیل آموزش، تجربه، گواهینامه و تحصیلات با ناکارایی و ضعف کنترل داخلی رابطه معناداری دارد. همچنین، نتایج نشان داد ویژگی‌های شخصی رئیس هیئت‌مدیره با مشکلات کنترل داخلی رابطه معناداری دارد. مالکیت نیز بر رابطه بین ویژگی‌های هیئت‌مدیره و کنترل داخلی اثر تعدیل‌کننده‌ای را دارد.

کیم و کیم (۲۰۱۷) در بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر سیستم کنترل داخلی شرکت‌ها که به‌عنوان یک سازوکار مهم کنترلی مطرح می‌شود؛ نشان دادند که رقابت در بازار، اثربخشی کنترل‌های داخلی را نسبت به گزارشگری مالی کاهش می‌دهد و مانع بهبود کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها می‌شود.

هویتاش و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی با عنوان نقاط ضعف کنترل‌های داخلی و پاداش مدیر ارشد امور مالی نشان دادند که معیارهای غیرمالی مانند نقاط ضعف کنترل داخلی در تعیین پاداش مدیران تأثیرگذار هستند. آن‌ها با استناد به قانون ساربینز آکسلی و اینکه کنترل‌های داخلی مستقیماً زیر نظر مدیران قرار دارد ثابت کردند افشای نقاط ضعف کنترل داخلی نشان‌دهنده ضعف در عملکرد مدیر است و شرکت‌هایی با تجربه مدیریتی قوی بعد از افشای نقاط ضعف، نسبت به شرکت‌هایی که از لحاظ تجربه مدیریتی ضعیف‌تر هستند، شاهد کاهش بیشتر در پاداش بودند.

تنگ و لی (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی تأثیر حاکمیتی رقابت در بازار محصول روی کیفیت افشا پرداختند. آن‌ها استقلال هیئت‌مدیره، دوگانگی رئیس هیئت‌مدیره و مدیرعامل و اندازه هیئت‌مدیره را به‌عنوان عوامل مهم ساختار هیئت‌مدیره در نظر گرفتند و به این نتیجه رسیدند که رقابت بازار محصول بر رابطه بین استقلال هیئت‌مدیره و دوگانگی هیئت‌مدیره باکیفیت افشا تأثیر می‌گذارد، ولی در مورد تأثیر رقابت در بازار و تأثیر آن بر رابطه بین اندازه هیئت‌مدیره و مدیرعامل رابطه‌ای کشف نشد. همچنین، راموس و اولالا (۲۰۱۱) در پژوهشی ارتباط بین ویژگی‌های هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت را در نمونه‌ای شامل ۷۷ شرکت اروپایی طی مهروموم‌های ۲۰۰۱–۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که شرکت‌های با هیئت‌مدیره کوچک‌تر و تعداد اعضای مستقل بیشتر، عملکرد بهتری دارند.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

دویل و همکاران (۲۰۰۷) به بررسی عوامل ضعف کنترل داخلی بر گزارشگری مالی پرداختند. نتایج نشان داد که شرکت‌های کوچک، جوان و از نظر مالی ضعیف، با مشکلات کنترلی جدی‌تری مواجه هستند؛ در حالی که شرکت‌هایی با تشکیلات حسابداری و عملیات پیچیده، به‌سرعت در حال تغییر می‌باشند. این شرکت‌ها از نظر مالی سالم‌تر هستند و در نهایت این نتیجه حاصل شد که با توجه به دلایل خاص ضعف مواد اولیه، برآوردها متفاوت است و در عین حال هر شرکتی با گروهی از چالش‌های کنترل داخلی منحصر به خود مواجه است.

رحیمی و عظیمی یانچشمه (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی اثر تعدیل کنندگی مالکیت دولتی بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت کنترل‌های داخلی پرداختند. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش نمونه‌ای شامل ۱۰۵ شرکت طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ انتخاب گردید. نتایج حاکی از آن بود که هر چه رقابت در بازار محصول افزایش یابد، احتمال یافتن ضعف در کنترل داخلی بیشتر می‌گردد. همچنین، کیفیت کنترل داخلی با افزایش رقابت بازار محصول در شرکت‌هایی با مالکیت دولتی در مقایسه با شرکت‌هایی با مالکیت خصوصی، پایین است.

صفری گرایلی و حسن‌پور (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی رقابت بازار محصول و اثربخشی کنترل‌های داخلی شرکت‌ها پرداختند. نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از داده‌های ۹۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ نشان داد که با افزایش رقابت بازار محصول، اثربخشی کنترل‌های داخلی کاهش می‌یابد.

قادری و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی نقش توانایی مدیریت در ارتقای کیفیت کنترل داخلی پرداختند. نمونه آماری این پژوهش شامل ۸۷ شرکت برای یک دوره ده ساله (۱۳۸۵-۱۳۹۴) انتخاب شد. نتایج پژوهش حاضر، حاکی از وجود عدم ارتباط معنی‌داری بین پاداش مدیران و کیفیت کنترل داخلی است. همچنین، ارتباط منفی بین متغیر کارایی مدیران و ضعف در سیستم کنترل داخلی نشان از ارتقای سیستم کنترل داخلی در سایه توانایی مدیران دارد.

نایبی‌فرد (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی اثر رقابت بازار محصول و مالکیت دولتی بر کیفیت کنترل‌های داخلی پرداخت. جهت آزمون فرضیه‌ها، نمونه‌ای شامل ۱۱۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی یک دوره پنج ساله (۱۳۹۵-۱۳۹۱) انتخاب گردید. نتایج نشان داد که بین مالکیت دولتی و کیفیت کنترل داخلی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین، رقابت بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر منفی دارد.

هوشیار (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان تأثیر رقابت در بازار محصول و مدیریت وجه نقد با نقش تعدیل‌کنندگی ساختار هیئت‌مدیره در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ با نمونه مشتمل بر ۷۲ شرکت به این نتیجه دست‌یافت که بین رقابت در بازار محصول و مدیریت وجه نقد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، نتایج تحقیق بیانگر آن است که ساختار هیئت‌مدیره (استقلال هیئت‌مدیره و اندازه هیئت‌مدیره) رابطه بین رقابت در بازار محصول و مدیریت وجه نقد را تعدیل نمی‌کند. همچنین، مرادی و محقق (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی رابطه بین رقابت بازار محصول و حق‌الزحمه حسابرسی با تأکید بر نقش حاکمیت شرکتی پرداختند. نمونه پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ انتخاب شد. یافته‌های پژوهش حاکی از آن بود که بین رقابت بازار محصول و میزان حق‌الزحمه حسابرسی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و سازوکارهای حاکمیت شرکتی، بر این رابطه به‌صورت معکوس، اثرگذار بوده و از شدت این رابطه می‌کاهد.

حاجیها و محمدحسین‌نژاد (۱۳۹۴) در تحقیقی تحت عنوان عوامل تأثیرگذار بر نقاط ضعف با اهمیت کنترل داخلی به این نتیجه رسیدند که بین لگاریتم قیمت سهام در تعداد سهام، نسبت موجودی کالا به جمع کل دارایی و زیان با نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و تسعیر نرخ ارز، رشد درآمد، ارزش بازار بر ارزش دفتری، نمره z آلتمن و جمع کل بدهی بر دارایی رابطه‌ای با نقاط ضعف با اهمیت کنترل داخلی ندارد. در نتیجه می‌توان گفت ضعف‌های با اهمیت موجود در گزارش حسابرس از بعضی معیارهای مالی تأثیر می‌پذیرد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

خدامی‌پور و بزرایی (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی رابطه رقابت بازار محصول با ساختار هیئت‌مدیره و کیفیت افشا پرداختند. داده‌های مورد نیاز پژوهش شامل ۱۰۵ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ می‌باشد. نتایج نشان داد که بین شاخص هرفیندال–هیرشمن و موانع ورود با کیفیت افشا، رابطه منفی و معناداری وجود دارد که بیانگر رابطه مثبت و معنادار بین رقابت و کیفیت افشا می‌باشد. یافته‌های مربوط به تأثیر حاکمیتی نیز نشان دادند که شاخص هرفیندال–هیرشمن و شاخص موانع ورود بر رابطه بین استقلال هیئت‌مدیره و کیفیت افشا تأثیر معناداری ندارند.

در ایران، پژوهش‌های متعددی به طور جداگانه در رابطه با رقابت بازار محصول، کیفیت کنترل داخلی و نقش اجتماعی هیئت‌مدیره انجام شده است؛ اما هیچ یک از پژوهش‌های صورت گرفته نقش اجتماعی هیئت‌مدیره را در رابطه بین رقابت بازار محصول و کیفیت کنترل داخلی به طور مشخص مورد توجه قرار نداده است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به ادبیات و مبانی نظری فوق، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر مطرح می‌گردند:

فرضیه اصلی اول: رقابت در بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۱–۱: شاخص هیرفندال–هیرشمن بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۱–۲: شاخص لرنر تعدیل شده بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه اصلی دوم: نقش اجتماعی هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۲–۱: استقلال هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۲–۲: اندازه هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۲–۳: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه اصلی سوم: نقش اجتماعی هیئت‌مدیره بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۳–۱: استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص هیرفندال–هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۳–۲: اندازه هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص هیرفندال–هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۳–۳: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین شاخص هیرفندال–هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۳–۴: استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۳–۵: اندازه هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۳–۶: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

روش پژوهش

از آنجا که هدف اصلی پژوهش حاضر، تأثیر رقابت بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی با تأکید بر نقش اجتماعی هیئت‌مدیره است، لذا این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش، همبستگی است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۷–۱۳۹۰ است که نمونه انتخابی با استفاده از نمونه‌گیری حذفی سیستماتیک انجام می‌گیرد و نمونه انتخابی باید دارای شرایط زیر باشد:

برای رعایت قابلیت مقایسه‌پذیری، سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند هر سال باشد؛

در طی قلمرو زمانی پژوهش، تغییر سال مالی نداشته باشد؛

اطلاعات مالی مربوط به متغیرها در دسترس باشد؛

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مؤسسات مالی و بانکی و لیزینگ، بیمه، واسطه‌گری مالی نباشند؛ و

سهام آن‌ها دچار وقفه معاملاتی بیش از شش ماه نشده باشد.

با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۱۵۵ شرکت به عنوان نمونه به دست آمد.

اطلاعات مورد نیاز در زمینه ادبیات و پیشینه پژوهش از روش مطالعه کتابخانه‌ای استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز جهت محاسبه متغیرها از نرم‌افزار اطلاعاتی ره‌آورد نوین استخراج گردیده است.

الگوهای پژوهش

در این پژوهش به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوهای رگرسیونی زیر استفاده شده است:

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 HHI_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 LIT_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 BIND_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 Ln(BSIZE)_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 DUAL_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 HHI_{it} \quad \beta_2 BIND_{it} \quad \beta_3 HHI_{it} \quad BIND_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 HHI_{it} \quad \beta_2 Ln(BSIZE)_{it} \quad \beta_3 HHI_{it} \quad Ln(BSIZE)_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 HHI_{it} \quad \beta_2 DUAL_{it} \quad \beta_3 HHI_{it} \quad DUAL_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 LIT_{it} \quad \beta_2 BIND_{it} \quad \beta_3 HHI_{it} \quad BIND_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 LIT_{it} \quad \beta_2 Ln(BSIZE)_{it} \quad \beta_3 HHI_{it} \quad Ln(BSIZE)_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

$$ICMW_{it} \quad \beta_0 \quad \beta_1 LIT_{it} \quad \beta_2 DUAL_{it} \quad \beta_3 HHI_{it} \quad DUAL_{it} \quad ControlVariables_{it} \quad \varepsilon_{it}$$

که در آن‌ها،

ICMW: کیفیت کنترل داخلی؛

HHI: شاخص هیرفندال–هیرشمن؛

LIT: شاخص لرنر تعدیل شده؛

BIND: استقلال هیئت‌مدیره؛

Ln(BSIZE): لگاریتم اندازه هیئت‌مدیره،

DUAL: دوگانگی وظیفه مدیرعامل و

Control Variables: متغیرهای کنترلی.

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابسته

کیفیت کنترل داخلی: بر اساس مطالعات کال و همکاران (۲۰۱۷)، لیو و همکاران (۲۰۱۷)، لی و همکاران (۲۰۱۶)، رضائی پیته‌نوئی و محسنی (۱۳۹۷)، حاجیها و همکاران (۱۳۹۶) و ساعدی و دستگیر (۱۳۹۶) برای سنجش آن، از نقاط ضعف با اهمیت کنترل‌های داخلی استفاده می‌گردد که از گزارش حسابرسان مستقل به دست می‌آید. بدین صورت که اگر در

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

گزارش حسابرسی اشاره‌ای به ضعف کنترل داخلی شده باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود. از این‌رو، مقادیر بالای این متغیر نشان دهنده کیفیت پایین‌تر کنترل‌های داخلی است.

متغیرهای مستقل

متغیر مستقل پژوهش حاضر، شاخص رقابت در بازار محصول است که برای محاسبه آن از دو معیار ذیل استفاده می‌شود:

شاخص هرفیندال–هیرشمن: بر اساس مطالعات ژانگ و همکاران (۲۰۲۰)، چنگ و همکاران (۲۰۱۳)، ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۷)، دیانتی دیلمی و بیاتی (۱۳۹۴) و نمازی و رضایی (۱۳۹۲) در این پژوهش نیز از شاخص هرفیندال–هیرشمن به‌عنوان شاخص رقابت در بازار محصول استفاده می‌شود. اندازه رقابت در بازار با شاخص‌های مختلفی قابل محاسبه است که از بین شاخص‌های مورد نظر شاخص هرفیندال–هریشمن به لحاظ پایه‌های نظری از سایر شاخص‌ها، مستدل‌تر و در محاسبه رقابت نسبت به شاخص‌های دیگر بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد. به‌منظور محاسبه این شاخص؛ ابتدا برای هر یک از صنایع عضو نمونه آماری در هر سال، مجموع فروش خالص تمام شرکت‌های فعال در آن صنعت محاسبه می‌شود. سپس با تقسیم فروش خالص هر یک از شرکت‌های فعال در هر صنعت بر مجموع فروش آن صنعت، سهم بازار هر یک از شرکت‌ها محاسبه می‌شود. در نهایت از مجموع توان دوم سهم بازار شرکت‌های فعال در هر صنعت، شاخص مزبور برای آن صنعت در یک سال محاسبه می‌شود:

$$HHI \quad \sum_{i\ 1}^{n} S_i^2$$

که در آن؛ HHI: شاخص هرفیندال–هیرشمن برای یک صنعت در یک سال مالی، S_i^2: سهم بازار شرکت i موجود در هر صنعت.

شاخص لرنر تعدیل شده: بر اساس مطالعات شارما (۲۰۱۱)، پیرس (۲۰۱۰)، گاسپر و ماسا (۲۰۰۶) و نمازی و ابراهیمی (۱۳۹۱) در این پژوهش نیز از شاخص لرنر تعدیل شده به‌عنوان شاخص رقابت در بازار محصول استفاده می‌شود. نحوه محاسبه شاخص لرنر تعدیل شده به شرح زیر است:

$$LI_{IA} \quad LI_i \quad \sum_{i=1}^{N} W_i LI_i$$

$$LI_{i,t} \quad \frac{SALE_{it} \quad COGS_{it} \quad SG\&A_{it}}{SALE_{it}}$$

که در آن‌ها؛ LI_{IA}: شاخص لرنر تعدیل شده بر مبنای صنعت، LI_i: شاخص لرنر شرکت i، W_i: نسبت فروش شرکت i به کل فروش صنعت، $SALE_{it}$: فروش شرکت، $COGS_{it}$: نشان‌دهنده بهای تمام‌شده کالای فروش رفته، $SG\&A_{it}$: هزینه‌های عمومی، اداری و فروش است.

متغیر تعدیل‌گر

متغیر تعدیل‌گر پژوهش حاضر، نقش اجتماعی هیئت‌مدیره است که بر اساس مطالعات لیم (۲۰۰۹) و حکیمی و محمدزاده سالطه (۱۳۹۳) برای سنجش آن از سه معیار ذیل استفاده می‌شود:

استقلال هیئت‌مدیره: انتظار می‌رود ضعف کنترل‌های داخلی شرکت با ارتقاء مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و ویژگی‌های مختلف آن نظیر استقلال هیئت‌مدیره کاهش یابد، در این پژوهش حاضر از نسبت اعضای غیرموظف

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

هیئت‌مدیره به کل اعضای هیئت‌مدیره برای سنجش میزان استقلال اعضای هیئت‌مدیره استفاده می‌شود (اسماعیل‌پور و همکاران، ۱۳۹۸).

اندازه هیئت‌مدیره: انتظار می‌رود با توجه به اینکه کنترل داخلی از مسئولیت‌های هیئت‌مدیره است، هیئت‌مدیره‌های بزرگ از استراتژی‌هایی استفاده کنند که احتمال ضعف کنترل‌های داخلی شرکت‌ها را کاهش دهد، در این پژوهش اندازه هیئت‌مدیره برابر با لگاریتم تعداد اعضای هیئت‌مدیره است (وو و همکاران، ۲۰۱۰).

دوگانگی وظیفه مدیرعامل: انتظار می‌رود در صورت وجود دوگانگی و عدم وجود نظارت مناسب از سوی دیگر اعضای هیئت‌مدیره، مدیران رده بالای شرکت توجه کمتری به رعایت و استقرار کنترل‌های داخلی در شرکت داشته باشند، در این پژوهش چنانچه دوگانگی وظیفه مدیرعامل (رئیس هیئت‌مدیره یا نایب رئیس هیئت‌مدیره، مدیرعامل شرکت نیز باشد) وجود داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود (وو و همکاران، ۲۰۰۸؛ صدیقی، ۱۳۹۲).

متغیرهای کنترلی

دلایل استفاده از متغیرهای کنترلی در مدل، افزایش کارایی مدل و توضیح درصد بالاتری از تغییرات متغیر وابسته است. از این‌رو، متغیرهای زیر برای کنترل تفاوت‌های مقطعی در ضرایب باز پیش‌بینی گنجانده شده‌اند:

اندازه شرکت: انتظار می‌رود شرکت‌های بزرگ با مکانیزم حاکمیت شرکتی قوی‌تر، ضعف‌های کمتری در کنترل‌های داخلی داشته باشند، در این پژوهش اندازه شرکت برابر با لگاریتم طبیعی فروش شرکت می‌باشد (دویل و همکاران، ۲۰۰۷؛ آشباق اسکیف و همکاران، ۲۰۰۷).

سن شرکت: انتظار می‌رود شرکت‌هایی با قدمت بیشتر از کنترل داخلی اثربخش‌تری برخوردار باشند، سن شرکت از طریق فاصله زمانی بین تاریخ پذیرش در بورس تا پایان دوره زمانی پژوهش اندازه‌گیری می‌شود (لیو و همکاران، ۲۰۱۷؛ دوئل و همکاران، ۲۰۰۷). در این پژوهش از متغیر سن شرکت لگاریتم گرفته خواهد شد.

اهرم مالی: انتظار می‌رود هر چه اهرم مالی ضعیف‌تر باشد، شرکت‌ها به دلیل کمبود منابع مالی نقاط ضعف کنترل داخلی بیشتری داشته باشند، در این پژوهش اهرم مالی شرکت از طریق نسبت کل بدهی به دارایی‌های شرکت اندازه‌گیری می‌شود (بولتون[۳۱] و همکاران، ۲۰۱۶؛ رضائی پیته‌نوئی و محسنی، ۱۳۹۷).

زیان‌ده بودن شرکت: انتظار می‌رود شرکت‌های زیان‌ده و با وضعیت مالی ضعیف منابع کافی جهت استقرار اثربخش سیستم کنترل‌های داخلی را در اختیار نداشته باشند و کنترل‌های داخلی را کمتر رعایت کنند، در این پژوهش برای اندازه‌گیری این متغیر چنانچه شرکت در سال مورد نظر زیان‌ده باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۰۷).

اندازه موسسه حسابرسی: انتظار می‌رود شرکت‌هایی که حسابرس آن‌ها از نوع دولتی باشد (سازمان حسابرسی) از کنترل‌های داخلی اثربخش‌تری برخوردار باشند، در این پژوهش چنانچه حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی باشد به‌عنوان موسسه حسابرسی بزرگ و با کیفیت در نظر گرفته می‌شود و به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود (بولتون و همکاران، ۲۰۱۶؛ نادری و حاجیها، ۱۳۹۷).

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جدول شماره ۱ و ۲ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. نتایج تحلیل توصیفی بیانگر آن است که درصد فراوانی کیفیت کنترل داخلی برای شرکت‌های مورد مطالعه برابر با ۳۵/۵۵ است که نشان می‌دهد بیش از نیمی از شرکت‌های قرار گرفته در نمونه به لحاظ سطح کیفیت کنترل داخلی وضعیت مطلوبی داشته‌اند. اندازه شرکت و اندازه هیئت‌مدیره نیز به ترتیب بیشترین پراکندگی (کمترین ثبات و پایداری) و کمترین پراکندگی (بیشترین ثبات و پایداری) را نشان می‌دهند. تحلیل فراوانی متغیر زیان‌ده بودن شرکت نیز نشان می‌دهد ۱۱/۲۹ درصد از کل شرکت‌های نمونه پژوهش زیان گزارش نموده‌اند.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

شاخص/ متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
شاخص هیرفندال-هیرشمن	۱۲۴۰	۰/۱۸۰	۰/۱۰۴	۱	۰/۰۰۱	۰/۲۰۹	۲/۱۸۰	۹/۰۲۸
شاخص لرنر تعدیل شده	۱۲۴۰	۰/۰۴۰	۰/۰۴۰	۰/۶۵۸	-۲/۴۷۴	۰/۱۷۱	-۲/۲۰۷	۴۱/۹۱۴
استقلال هیئت‌مدیره	۱۲۴۰	۰/۶۶۹	۰/۶۰۰	۱	۰	۰/۱۸۵	-۰/۳۰۴	۲/۲۸۹
اندازه هیئت‌مدیره	۱۲۴۰	۱/۶۱۳	۱/۶۱۰	۱/۹۴۵	۱/۶۱۰	۰/۰۳۷	۸/۹۲۷	۸۰/۶۷۹
اندازه شرکت	۱۲۴۰	۱۳/۹۷۰	۱۳/۸۳۷	۱۹/۵۶۷	۸/۵۰۴	۱/۵۷۴	۰/۴۹۰	۳/۹۴۷
سن شرکت	۱۲۴۰	۲/۷۶۶	۲/۷۷۲	۳/۹۳۱	۰/۶۹۳	۰/۴۷۹	-۰/۲۶۷	۳/۹۹۰
اهرم مالی	۱۲۴۰	۰/۵۸۲	۰/۵۹۱	۱/۵۶۵	۰/۰۶۱	۰/۱۹۴	۰/۰۹۰	۳/۳۷۰

جدول (۲): تحلیل توصیفی متغیرهای اسمی پژوهش

متغیر	تعداد مشاهدات	درصد فراوانی (۱)	درصد فراوانی (۰)
کیفیت کنترل داخلی	۱۲۴۰	۳۵/۵۵	۶۴/۴۵
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۱۲۴۰	۲۵/۶۵	۷۴/۳۵
زیان‌ده بودن شرکت	۱۲۴۰	۱۱/۲۹	۸۸/۷۱
اندازه موسسه حسابرسی	۱۲۴۰	۲۱/۳۷	۷۸/۶۳

آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

در این پژوهش برای آزمون نرمال بودن متغیرهای وابسته، از آماره جارک-برا استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول ۳ گویای آن است که اعتبار آزمون برای متغیرهای وابسته؛ کوچک‌تر از ۵ درصد بوده و دارای توزیع نرمال نیست. از این رو، شیوه مناسب برای برآورد مدل‌های رگرسیونی پژوهش حاضر، روش لاجیت است.

جدول (۳): نتایج آزمون جارک-برا

متغیرهای پژوهش	آماره آزمون	سطح معناداری
کیفیت کنترل داخلی	۲۰۶/۶۶۷	۰/۰۰۰

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آزمون ریشه واحد (مانایی)

آزمون مانایی برای متغیرهای پژوهش بر اساس آزمون لوین، لین و چو ارائه شده است، این آزمون صرفاً برای روی متغیرهایی که ذاتاً ماهیت کمی دارند قابل انجام می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه گردیده است.

جدول (٤): نتایج آزمون لوین، لین و چو

متغیرها	آماره آزمون	معناداری آزمون
شاخص هیرفندال–هیرشمن	-۱۸/۰۰۳	۰/۰۰۰
شاخص لرنر تعدیل شده	-۵۹/۶۱۸	۰/۰۰۰
استقلال هیئت‌مدیره	-۴/۳۹۲	۰/۰۰۰
اندازه هیئت‌مدیره	۰/۰۰۲	۰/۵۰۰
اندازه شرکت	-۲۱/۳۱۸	۰/۰۰۰
سن شرکت	-۴۰/۵۲۹	۰/۰۰۰
اهرم مالی	-۱۵/۱۵۳	۰/۰۰۰

همان‌طوری که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، احتمال آزمون برای تمام متغیرهای پژوهش به غیر از اندازه هیئت‌مدیره در سطح کمتر از ۵٪ است، بنابراین، نتایج در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش به غیر از لگاریتم اندازه هیئت‌مدیره برای داده‌ها، پایا بوده و ریشه واحدی ندارد. در نتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. مانایی لگاریتم اندازه هیئت‌مدیره روی تفاضل مرتبه اول مورد بررسی گرفت. همان‌طوری که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که این متغیر نیز روی تفاضل مرتبه اول مانا است.

جدول (۵): نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیر اندازه هیئت‌مدیره

متغیر	آماره آزمون	معناداری آزمون
اندازه هیئت‌مدیره	-۲/۰۰۱	۰/۰۲۳

به منظور عدم استفاده از مرتبه اول چنانچه داده‌ها در سطح تفاضل مرتبه اول مانا باشند باید هم‌جمعی یا هم‌انباشتگی مدل رگرسیونی بررسی گردد. همان‌طوری که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، احتمال این آزمون برای خطای مدل‌های رگرسیونی مورد نظر در سطح کمتر از ۵٪ است. بنابراین، استفاده از تفاضل مرتبه اول که باعث می‌شود از مقادیر اصلی این متغیر استفاده نشود، توجیهی ندارد و می‌توان از متغیر اندازه هیئت‌مدیره بدون تفاضل مرتبه اول در مدل‌های رگرسیونی مورد نظر آن استفاده کرد.

جدول (٦): نتایج آزمون ریشه واحد به منظور هم‌جمعی یا هم‌انباشتگی

فرضیه	آماره آزمون	معناداری آزمون
مدل فرضیه فرعی ۲–۲	-۱۳۱/۳۲۳	۰/۰۰۰
مدل فرضیه فرعی ۳–۲	-۸۵/۷۷۹	۰/۰۰۰
مدل فرضیه فرعی ۳–۵	-۸۷/۸۹۲	۰/۰۰۰

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نتایج آزمون فرضیه‌ها

هدف از این پژوهش بررسی تأثیر رقابت بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی با تأکید بر نقش اجتماعی هیئت‌مدیره است که این هدف بر اساس ۳ فرضیه اصلی و ۱۱ فرضیه فرعی آزمون می‌شود. نتایج آزمون فرضیه‌ها حاکی از آن بودند که:

فرضیه اصلی اول: رقابت در بازار محصول بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

این فرضیه با دو فرضیه منبعث از آن آزمون می‌شود:

فرضیه فرعی ۱-۱: شاخص هیرفندال-هیرشمن بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

با توجه به اینکه در این پژوهش متغیر وابسته، پیوسته نیست و فقط یکی از دو ارزش صفر و یک را اختیار می‌کند، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون لجستیک استفاده شده است. مهم‌ترین ویژگی آن این است که نیازی به برقراری فرض‌های نرمال بودن و همسانی ماتریس‌های کوواریانس ندارد. برای بررسی اعتبار و قدرت نیکویی برازش در مدل‌های رگرسیونی با متغیر وابسته از رایج‌ترین تکنیک‌ها شامل؛ آزمون نسبت راست‌نمایی، آزمون هاسمر-لمشو، ضریب تعیین مک فادن و درصد صحت پیش‌بینی استفاده شده است. همچنین، جهت اطمینان از این که ارتباط خطی میان متغیرها، بر نتایج پژوهش اثرات نامطلوبی خواهد داشت یا خیر، عامل تورم واریانس محاسبه می‌شود. نتایج برآورد این مدل در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول (۷): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۱-۱

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۲/۸۳۸	-۳/۸۹۷	۰/۰۰۰	-
شاخص هیرفندال-هیرشمن	۲/۲۶۴	۴/۱۱۹	۰/۰۰۰	۱/۳۱۹
اندازه شرکت	۰/۱۸۰	۳/۹۷۲	۰/۰۰۰	۱/۰۴۰
سن شرکت	-۰/۰۳۵	-۰/۲۸۱	۰/۷۷۹	۱/۰۱۴
اهرم مالی	-۰/۸۲۷	-۲/۲۵۱	۰/۰۲۴	۱/۳۲۱
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۳۴	۰/۷۰۰	۰/۴۸۳	۱/۰۱۸
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۷۱	۱/۳۳۰	۰/۱۸۳	۱/۰۳۹
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۸	
آماره نسبت راست‌نمایی			۶۱/۵۳۸	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۸/۷۷۱ (۰/۳۶۱)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۸/۷۱۵ (۰/۵۶)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۶/۲۹	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳/۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۳۶/۱٪ و ۵۶٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۲۶٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری متغیر شاخص هیرفندال–هیرشمن کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار می‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۱–۱ این پژوهش تأیید می‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که شاخص هیرفندال– هیرشمن بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۱–۲: شاخص لرنر تعدیل شده بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد این مدل در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول (۸): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۱–۲

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	۲/۶۹۴–	۳/۷۲۰–	۰/۰۰۰	–
شاخص لرنر تعدیل شده	۰/۷۴۲	۳/۴۹۳	۰/۰۰۰	۱/۲۲۲
اندازه شرکت	۰/۱۷۲	۳/۷۹۵	۰/۰۰۰	۱/۰۴۹
سن شرکت	۰/۰۰۴	۰/۰۳۴	۰/۹۷۲	۱/۰۳۰
اهرم مالی	۱/۱۰۵–	۳/۱۸۰–	۰/۰۰۱	۱/۱۹۴
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۰۹۴	۰/۴۹۰	۰/۶۲۴	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۵۰	۱/۱۶۹	۰/۲۴۲	۱/۰۴۱
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۵	
آماره نسبت راست‌نمایی			۵۶/۶۱۳	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر–لمشو (با درجه آزادی ۸)			۸/۵۵۴ (۰/۳۸۱)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۹/۵۰۸ (۰/۴۸۴)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۵/۹۷	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳/۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر– لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۳۸/۱٪ و ۴۸/۴٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۵/۹۷٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری متغیر شاخص لرنر تعدیل شده کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار می‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۱–۲ این پژوهش تأیید می‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که شاخص لرنر تعدیل شده بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

فرضیه اصلی دوم: نقش اجتماعی هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

این فرضیه با سه فرضیه منبعث از آن آزمون می‌شود:

فرضیه فرعی ۲-۱: استقلال هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۹ نشان داده شده است.

جدول (۹): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۲-۱

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۱/۵۹۰	-۲/۲۳۹	۰/۰۲۵	-
استقلال هیئت‌مدیره	-۰/۸۶۹	-۳/۰۲۰	۰/۰۰۲	۱/۰۰۵
اندازه شرکت	۰/۱۹۲	۴/۲۹۱	۰/۰۰۰	۱/۰۳۸
سن شرکت	-۰/۰۶۷	-۰/۵۳۵	۰/۵۹۲	۱/۰۱۵
اهرم مالی	-۱/۵۶۹	-۴/۸۸۱	۰/۰۰۰	۱/۰۰۵
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۳۷	۰/۷۱۲	۰/۴۷۵	۱/۰۱۹
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۵۵	۱/۲۰۸	۰/۲۲۸	۱/۰۴۰
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۳	
آماره نسبت راست‌نمایی			۵۳/۵۴۵	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۴/۹۲۴ (۰/۷۶۵)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۶/۶۲۴ (۰/۷۶۰)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۵/۹۷	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳/۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۷۶/۵٪ و ۷۶٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۵/۹۷٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۹ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری متغیر استقلال هیئت‌مدیره کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار می‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۲-۱ این پژوهش تأیید می‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که استقلال هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۲-۲: اندازه هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۰ نشان داده شده است.

جدول (۱۰): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۲-۲

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۰/۶۲۷	-۰/۰۵۷	۰/۵۷۳	-

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

اندازه هیئت‌مدیره	-۰/۸۸۹	-۱/۶۵۷	۰/۰۹۸	۱/۰۲۷
اندازه شرکت	۰/۱۸۷	۴/۱۵۳	۰/۰۰۰	۱/۰۳۵
سن شرکت	-۰/۰۵۹	-۰/۴۶۹	۰/۶۴۰	۱/۰۱۷
اهرم مالی	-۱/۴۷۹	-۴/۵۶۲	۰/۰۰۰	۱/۰۳۰
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۳۰	۰/۶۸۲	۰/۴۹۵	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۷۱	۱/۳۳۳	۰/۱۸۲	۱/۰۴۰
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۲۹	
آماره نسبت راست‌نمایی			۴۷/۰۶۰	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۹/۰۳۷ (۰/۳۴۰)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۱۰/۰۵۱ (۰/۴۳۷)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۵/۴۸	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۲/۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۳۴٪ و ۴۳/۷٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۵/۴۸٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری متغیر استقلال هیئت‌مدیره کوچک‌تر از ۱۰٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار می‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۲-۲ این پژوهش تأیید می‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که اندازه هیئت‌مدیره بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

فرضیه فرعی ۲-۳: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۱ نشان داده شده است.

جدول (۱۱): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۲-۳

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۲/۲۲۴	۲/۳۱۰	۰/۰۰۱	-
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰/۴۳۰	۴/۱۷۰	۰/۰۲۰	۱/۰۱۲
اندازه شرکت	۰/۱۸۸	-۰/۲۲۱	۰/۰۰۰	۱/۰۳۵
سن شرکت	-۰/۰۲۹	-۴/۷۲۰	۰/۸۲۴	۱/۰۲۰
اهرم مالی	-۱/۵۱۵	۰/۶۰۹	۰/۰۰۰	۱/۰۰
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۱۷	۱/۲۶۲	۰/۵۴۲	۱/۰۱۸
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۶۲	-۳/۱۹۱	۰/۲۰۶	۱/۰۴۰
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۰	
آماره نسبت راست‌نمایی			۴۹/۵۱۰	

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

سطح معناداری مدل	۰/۰۰۰
آماره هاسمر–لمشو (با درجه آزادی ۸)	۱/۹۲۴ (۰/۹۸۳)
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)	۳/۴۶۰ (۰/۹۶۸)
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل	۶۶/۲۹

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر– لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۹۸/۳٪ و ۹۶/۸٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۲۹٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۱ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری متغیر دوگانگی وظیفه مدیرعامل کوچک‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این متغیر بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار می‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۲–۳ این پژوهش تأیید می‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

فرضیه اصلی سوم: نقش اجتماعی هیئت‌مدیره بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

این فرضیه با شش فرضیه منبعث از آن آزمون می‌شود:

فرضیه فرعی ۳–۱: استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص هیرفندال–هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۲ نشان داده شده است.

جدول (۱۲): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۳–۱

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۲/۳۴۰	-۳/۱۴۰	۰/۰۰۱	–
شاخص هیرفندال–هیرشمن	۲/۲۳۰	۴/۰۴۸	۰/۰۰۰	۱/۳۲۰
استقلال هیئت‌مدیره	-۰/۸۴۸	-۲/۹۳۴	۰/۰۰۳	۱/۰۰۷
تعامل بین استقلال هیئت‌مدیره و شاخص هیرفندال هیرشمن	۳/۰۰۲	۱/۲۶۵	۰/۲۰۵	۱/۰۰۷
اندازه شرکت	۰/۱۸۷	۴/۱۰۵	۰/۰۰۰	۱/۰۴۲
سن شرکت	-۰/۰۵۰	-۰/۴۰۰	۰/۶۹۰	۱/۰۱۶
اهرم مالی	-۰/۸۶۵	-۲/۳۴۴	۰/۰۲۰	۱/۳۲۳
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۴۸	۰/۷۶۴	۰/۴۴۴	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۴۹	۱/۱۴۱	۰/۲۵۳	۱/۰۴۵
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۴۴	
آماره نسبت راست‌نمایی			۷۱/۶۱۵	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر–لمشو (با درجه آزادی ۸)			۲/۶۲۲ (۰/۹۵۵)	

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)	۳/۰۹۳ (۰/۹۸۰)
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل	۶۶/۸۵

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۴/۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۹۵/۵٪ و ۹۸٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۸۵٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۲ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری تعامل بین استقلال هیئت‌مدیره و شاخص هیرفندال هیرشمن بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این تعامل بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۳-۱ این پژوهش تأیید نمی‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص هیرفندال-هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۳-۲: اندازه هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص هیرفندال-هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۳ نشان داده شده است.

جدول (۱۳): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۳-۲

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۱/۷۳۰	-۱/۴۷۱	۰/۱۴۱	-
شاخص هیرفندال-هیرشمن	۲/۲۶۰	۴/۰۳۱	۰/۰۰۰	۱/۳۶۰
اندازه هیئت‌مدیره	-۰/۶۶۸	-۱/۱۹۳	۰/۲۳۲	۱/۱۷۲
تعامل بین اندازه هیئت‌مدیره و شاخص هیرفندال هیرشمن	۲/۶۱۲	۰/۴۸۵	۰/۶۲۷	۱/۱۷۰
اندازه شرکت	۰/۱۸۰	۳/۹۷۵	۰/۰۰۰	۱/۰۴۰
سن شرکت	-۰/۰۴۳	-۰/۳۴۳	۰/۷۳۱	۱/۰۱۸
اهرم مالی	-۰/۷۸۵	-۲/۱۱۹	۰/۰۳۴	۱/۳۴۰
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۴۷	۰/۷۵۹	۰/۴۴۹	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۷۳	۱/۳۴۳	۰/۱۸۰	۱/۰۴۰
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۹	
آماره نسبت راست‌نمایی			۶۳/۶۸۰	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۱۰/۱۳۴ (۰/۲۵۵)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۱۱/۶۹۸ (۰/۳۰۵)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۶/۲۱	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳/۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۲۵/۵٪ و ۳۰/۵٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۲۱٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۳ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری تعامل بین اندازه هیئت‌مدیره و شاخص هیرفندال هیرشمن بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این تعامل بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۳-۲ این پژوهش تأیید نمی‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که اندازه هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص هیرفندال-هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۳-۳: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین شاخص هیرفندال-هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۴ نشان داده شده است.

جدول (١٤): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۳-۳

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۲/۹۹۹	-۴/۰۸۷	۰/۰۰۰	-
شاخص هیرفندال-هیرشمن	۲/۲۴۸	۴/۰۵۷	۰/۰۰۰	۱/۳۲۹
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰/۴۲۴	۲/۲۴۰	۰/۰۲۵	۱/۰۲۰
تعامل بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل و شاخص هیرفندال هیرشمن	۰/۳۸۸	۰/۲۷۸	۰/۷۸۱	۱/۰۲۶
اندازه شرکت	۰/۱۸۱	۳/۹۹۲	۰/۰۰۰	۱/۰۴۳
سن شرکت	-۰/۰۱۰	-۰/۰۷۳	۰/۹۴۱	۱/۰۲۴
اهرم مالی	-۰/۷۸۸	-۲/۱۳۱	۰/۰۳۳	۱/۳۲۸
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۳۷	۰/۷۰۷	۰/۴۸۰	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۶۲	۱/۲۵۸	۰/۲۰۸	۱/۰۴۱
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۴۱	
آماره نسبت راست‌نمایی			۶۶/۸۱۵	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۱۳/۱۵۲ (۰/۱۰۷)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۱۴/۴۳۹ (۰/۱۵۳)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۶/۰۵	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۴/۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۱۰/۷٪ و ۱۵/۳٪ است. از آنجایی که این

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مقادیر تقریباً مساوی و بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۰۵٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۴ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری تعامل بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل و شاخص هیرفندال هیرشمن بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این تعامل بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۳-۳ این پژوهش تأیید نمی‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین شاخص هیرفندال-هیرشمن و کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۳-٤: استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۵ نشان داده شده است.

جدول (۱۵): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۳-٤

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۲/۱۹۰	-۲/۹۴۰	۰/۰۰۳	-
شاخص لرنر تعدیل شده	۰/۷۱۵	۳/۳۵۴	۰/۰۰۰	۱/۲۲۷
استقلال هیئت‌مدیره	-۰/۸۴۱	-۲/۸۸۸	۰/۰۰۳	۱/۰۵۱
تعامل بین استقلال هیئت‌مدیره و شاخص لرنر تعدیل شده	-۰/۲۱۲	-۰/۲۳۲	۰/۸۱۷	۱/۰۵۰
اندازه شرکت	۰/۱۷۸	۳/۹۱۲	۰/۰۰۰	۱/۰۵۳
سن شرکت	-۰/۰۱۴	-۰/۱۱۳	۰/۹۱۰	۱/۰۳۳
اهرم مالی	-۱/۱۳۰	-۳/۲۴۰	۰/۰۰۱	۱/۱۹۵
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۱۳	۰/۵۹۰	۰/۵۵۵	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۴۱	۱/۰۹۰	۰/۲۷۵	۱/۰۴۴
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۴۰	
آماره نسبت راست‌نمایی			۶۵/۰۷۴	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۸/۴۶۵ (۰/۳۹۰)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۱۲/۸۷۴ (۰/۲۳۰)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۵/۶۵	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۳۹٪ و ۲۳٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۰۵٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۵ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری تعامل بین استقلال هیئت‌مدیره و شاخص لرنر تعدیل شده بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این تعامل بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

لحاظ آماری مورد تائید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۳-۴ این پژوهش تأیید نمی‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که استقلال هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۳-۵: اندازه هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۶ نشان داده شده است.

جدول (١٦): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۳-۵

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۱/۵۷۷	-۱/۳۶۰	۰/۱۷۳	-
شاخص لرنر تعدیل شده	۰/۷۱۳	۳/۳۴۴	۰/۰۰۰	۱/۲۳۵
اندازه هیئت‌مدیره	-۰/۶۶۴	-۱/۲۱۳	۰/۲۲۵	۱/۰۹۵
تعامل بین اندازه هیئت‌مدیره و شاخص لرنر تعدیل شده	۲/۰۶۹	۱/۲۳۰	۰/۲۲۰	۱/۰۶۵
اندازه شرکت	۰/۱۷۳	۳/۸۲۴	۰/۰۰۰	۱/۰۴۹
سن شرکت	-۰/۰۰۶	-۰/۰۵۰	۰/۹۶۰	۱/۰۳۳
اهرم مالی	-۱/۰۶۸	۳/۰۵۰	۰/۰۰۲	۱/۲۱۰
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۱۱۴	۰/۵۹۲	۰/۵۵۴	۱/۰۲۲
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۵۰	۱/۱۶۷	۰/۲۴۳	۱/۰۴۱
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۷	
آماره نسبت راست‌نمایی			۵۹/۹۸۷	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۷/۹۷۷ (۰/۴۳۵)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۱۰/۱۱۱ (۰/۴۳۰)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۵/۸۹	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۴۳/۵٪ و ۴۳٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۵/۸۹٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۶ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری تعامل بین اندازه هیئت‌مدیره و شاخص لرنر تعدیل شده بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این تعامل بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۳-۵ این پژوهش تأیید نمی‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که اندازه هیئت‌مدیره بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

فرضیه فرعی ۳-٦: دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر دارد.

نتایج برآورد مدل در جدول ۱۷ نشان داده شده است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۱۷): نتیجه آزمون فرضیه فرعی ۳-٦

متغیرها	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	هم‌خطی
عرض از مبدأ	-۲/۸۲۹	-۳/۸۸۰	۰/۰۰۰	-
شاخص لرنر تعدیل شده	۰/۷۳۱	۳/۴۳۵	۰/۰۰۰	۱/۲۲۵
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰/۴۰۰	۲/۰۷۸	۰/۰۳۷	۱/۰۳۹
تعامل بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل و شاخص لرنر تعدیل شده	۰/۲۴۸	۰/۳۹۸	۰/۶۹۱	۱/۰۳۰
اندازه شرکت	۰/۱۷۲	۳/۷۹۹	۰/۰۰۰	۱/۰۴۹
سن شرکت	۰/۰۲۹	۰/۲۲۷	۰/۸۲۱	۱/۰۳۸
اهرم مالی	-۱/۰۷۳	-۳/۰۸۱	۰/۰۰۲	۱/۲۰۰
زیان‌ده بودن شرکت	۰/۰۹۷	۰/۵۰۰	۰/۶۱۸	۱/۰۲۰
اندازه موسسه حسابرسی	۰/۱۴۵	۱/۱۲۹	۰/۲۵۹	۱/۰۴۲
ضریب تعیین مک فادن			۰/۰۳۸	
آماره نسبت راست‌نمایی			۶۱/۶۷۰	
سطح معناداری مدل			۰/۰۰۰	
آماره هاسمر-لمشو (با درجه آزادی ۸)			۱۰/۲۱۰ (۰/۲۵۰)	
آماره اندروز (با درجه آزادی ۱۰)			۱۳/۴۶۹ (۰/۱۹۹)	
آزمون صحت پیش‌بینی کل مدل			۶۶/۹۴	

در بررسی معنی‌دار بودن مدل، مقدار احتمال آماره نسبت راست‌نمایی برابر با (۰/۰۰۰) و کوچک‌تر از ۵٪ است که می‌توان ادعا نمود مدل فرضیه پژوهش معنادار بوده و از اعتبار کافی برخوردار است. معناداری آماری به این مفهوم است که مدل محاسبه شده با درجه معینی از اطمینان، با صفر تفاوت دارد. مقدار آماره VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بوده، بنابراین مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی پژوهش مشاهده نمی‌گردد. ضریب تعیین مک‌فادن مدل نیز گویای آن است که ۳/۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته، به احتمال زیاد عددی بین ۱ و ۰ است. احتمال معناداری آماره هاسمر- لمشو با درجه آزادی ۸ و آماره اندروز با درجه آزادی ۱۰ به ترتیب ۲۵٪ و ۱۹/۹٪ است. از آنجایی که این مقادیر بزرگتر از ۵٪ هستند، بی‌معنایی این آماره نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی مدل، در تبیین مشاهدات متغیر وابسته از نیکویی برازش مناسبی برخوردارند. در نهایت، درصد صحت پیش‌بینی کل مدل بیشتر از ۵۰٪ و در سطح ۶۶/۹۴٪ است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که قدرت نیکویی برازش مدل بالا است.

همان‌طوری که در جدول ۱۷ مشاهده می‌شود، به لحاظ این که سطح معنی‌داری تعامل بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل و شاخص لرنر تعدیل شده بزرگ‌تر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تأثیر معنی‌دار این تعامل بر متغیر وابسته کیفیت کنترل داخلی به لحاظ آماری مورد تائید قرار نمی‌گیرد. بنابراین، فرضیه فرعی ۳-۶ این پژوهش تأیید نمی‌گردد و می‌توان به این نتیجه رسید که دوگانگی وظیفه مدیرعامل بر رابطه بین شاخص لرنر تعدیل شده و کیفیت کنترل داخلی تأثیر ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از فرضیه‌های فرعی منبعث از فرضیه اصلی اول این پژوهش نشان داد که هر چه رقابت در بازار محصول افزایش یابد، احتمال یافتن ضعف در کنترل داخلی بیشتر می‌شود. هدف کنترل‌های داخلی، ارتقاء توسعه پایدار یک شرکت از طریق بهبود کیفیت مدیریت و توانایی پیشگیری از ریسک است. بنابراین، کنترل داخلی مؤثر می‌تواند مانع از سرمایه‌گذاری‌های نامناسب شده و کارایی عملیاتی شرکت را بهبود بخشد. وجود عواملی چون سرمایه‌گذاران فرصت‌طلب،

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

دخالت‌های دولت و وجود شواهدی بر کارا نبودن بازار، باعث نابرابری قیمت با ارزش در بازار بورس ایران شده است، همچنین رقابت بازار محصول می‌تواند با تأثیر بر رفتار سهامداران و مدیران از طریق تهدید اثر انحلال و اثر هزینه‌های نمایندگی می‌تواند سود شرکت را کاهش دهد و شرکت را در معرض ریسک نقدینگی بیشتری قرار دهد و در نتیجه افزایش احتمال وقوع زیان و ورشکستگی را دنبال داشته باشد که همین امر موجب ایجاد این رابطه در پژوهش حاضر شده است. لذا، نتیجه حاصل از آزمون فرضیه اصلی اول پژوهش در قالب دو فرضیه فرعی منبعث از آن، با نتایج پژوهش‌های کیم و کیم (۲۰۱۷)، رحیمی و عظیمی یانچشمه (۱۳۹۹) و گرایلی و حسن‌پور (۱۳۹۸) همسو است. در این پژوهش این فرضیه‌ها تائید شده است.

اعضای هیئت‌مدیره شرکت‌ها با توجه به نقشی که در اداره فعالیت‌های شرکت و نظارت بر آن دارند، تأثیر شگرفی بر عملکرد شرکت خواهند گذاشت. هیئت‌مدیره یک شرکت، عامل اصلی موفقیت‌های آن شرکت به حساب می‌آید. از این‌رو، ضروری است شرکت‌ها برای دستیابی به موفقیت از ساختار هیئت‌مدیره‌ای اثرگذار برخوردار باشند. اعضای هیئت‌مدیره از طرف سهامداران انتخاب می‌شوند و باید آن‌ها را نمایندگی کنند. در صورتی که شرکت ذینفعان متعددی داشته باشد، تضاد منافع می‌تواند کارایی هیئت‌مدیره را تقلیل داده و زمینه فساد را فراهم آورد. از آنجایی که هیئت‌مدیره شرکت در رأس نظارت و کنترل بر سیستم‌های آن است، بنابراین ویژگی‌های آن توانایی تأثیرگذاری بر کنترل‌های داخلی شرکت را دارند. مسئولیت هیئت‌مدیره، فراهم کردن نظارت مستقل بر عملکرد مدیران اجرایی و الزام مدیران به پاسخگویی در قبال سهامداران است. بنابراین، یکی از دغدغه‌های اصلی هیئت‌مدیره شرکت‌ها چگونگی استقرار نظام کنترل‌های داخلی و برخورد مؤثر و کارآمد با خطر تقلب در سطح سازمان است. در مقابل برخی از ویژگی‌های هیئت‌مدیره از جمله یکسان بودن نقش هیئت‌مدیره و مدیرعامل شرکت نیز پیامد منفی برای کنترل داخلی به دنبال دارد. لذا، نتیجه حاصل از آزمون فرضیه اصلی دوم پژوهش در قالب سه فرضیه فرعی منبعث از آن، با نتایج پژوهش‌های خلیف و سماحه (۲۰۱۹)، لو و کائو (۲۰۱۸)، راموس و اولالا (۲۰۱۱) و قادری و همکاران (۱۳۹۸) همسو است. در این پژوهش این فرضیه‌ها تائید شده است.

هر کسب و کاری با برقراری کنترل‌های داخلی مناسب، باید تمامی ابعاد نظام‌های عملیاتی و مدیریتی موجود در کسب و کار از جمله شرایط رقابتی بازار را پوشش دهد، بر این اساس هرگونه تغییری که در شرایط عملیاتی سازمان و همچنین شرایط رقابتی بازار ایجاد شود؛ خود عاملی است که می‌تواند کیفیت کنترل‌های داخلی موجود در شرکت را تحت تأثیر قرار داده و بر آن اثر بگذارد. ضروری است سازمان‌ها، سیستم‌های کنترل داخلی خود را به گونه‌ای تأثیر بخش و کارا تدوین کرده و گسترش دهند تا از حفظ و بهبود عملکرد آن‌ها حمایت کند. یک سامانه کنترل داخلی با کیفیت در درون یک شرکت می‌تواند زمینهٔ موفقیت یک شرکت را در شرایط رقابتی بازار محصول فراهم کرده و از این حیث کیفیت و اثربخشی این سامانه در موفقیت‌های تجاری شرکت نقش بسیار مهمی دارد. سیستم کنترل داخلی تأثیر بخش بیش از هر چیز، به خطمشی‌ها، روش‌ها و توافق‌ها بستگی زیادی دارد. این موضوع، به‌کارگیری قضاوت را الزامی می‌کند. هیئت‌مدیره و مدیریت با استفاده از قضاوت‌های خود در این مورد، تصمیم‌گیری می‌کند که چه مقدار از کنترل‌ها کافی است. هیئت‌مدیره، بر عملکرد مدیریت، نظارت و جهت و مسیر کنترل داخلی را تعیین می‌کند. اعضای مؤثر هیئت‌مدیره، عوامل و عناصر حیاتی، در سیستم کنترل‌های داخلی تأثیر بخش می‌باشند؛ زیرا مدیریت، این توانایی را دارد تا کنترل‌ها را نادیده بگیرد و شواهد و مدارک رفتارهای غیراخلاقی و تقلب را زیر پا بگذارد. لذا، نتیجه حاصل از آزمون فرضیه اصلی سوم پژوهش در قالب شش فرضیه فرعی منبعث از آن، با نتایج پژوهش‌های ژانگ و همکاران (۲۰۲۰)، تنگ و لی (۲۰۱۱)، هوشیار (۱۳۹۶) و خدامی‌پور و برزایی (۱۳۹۲) همسو است. در این پژوهش این فرضیه‌ها تائید نشده است.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بر اساس یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران و مدیران در تصمیم‌گیری‌های خود رقابت بازار محصول را در نظر بگیرند؛ زیرا رقابت شدید بازار محصول نه تنها می‌تواند سود شرکت را کاهش دهد، بلکه شرکت را در معرض ریسک نقدینگی بیشتری قرار دهد و در نتیجه افزایش احتمال وقوع زیان و ورشستگی را به دنبال داشته باشد. در راستای حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران، پیشگیری از وقوع تخلفات و نیز ساماندهی و توسعه بازار شفاف و منصفانه اوراق بهادار مسئولان بازار سرمایه به شفافیت شرکتی و ایفای وظیفه پاسخگویی ارکان اداره کننده شرکت‌ها توجه و تأکید زیادی داشته باشند و زمینه‌های لازم را برای ارزیابی میزان شفافیت و پاسخگویی شرکت‌ها فراهم آورند. در نهایت، سرمایه‌گذاران بالفعل، بالقوه و سایر ذینفعان در راستای ارائه گزارش‌های مالی با کیفیت‌تر به بازار گام بردارند؛ زیرا هرچه کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها افزایش یابد و سرمایه‌گذاران اعتماد بیشتری به شرکت داشته باشند، آن شرکت راحت‌تر می‌تواند در جهت تأمین نیازهای مالی خود اقدام به تأمین مالی از طریق بازار سهام نماید.

همچنین، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی نقش کارایی سرمایه‌گذاری بر تعامل بین رقابت بازار محصول و کیفیت کنترل داخلی در سطح صنعت انجام گیرد و این موضوع با سایر شاخص‌های اندازه‌گیری کیفیت کنترل داخلی شرکت مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

- ✓ ابراهیمی کردلر، علی، حسن‌بیگی، وحید، غواصی کناری، محمد، (۱۳۹۷)، بررسی تأثیر نقاط ضعف کنترل‌های داخلی بر عملکرد و ارزش شرکت، دانش حسابداری مالی، دوره ۵، شماره ۳، صص ۴۵-۶۸.
- ✓ ابراهیمی، سیدکاظم، بهرامی‌نسب، علی، پروانه، صدیقه، (۱۳۹۷)، تأثیر رقابت در بازار محصول بر ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۱۰، شماره ۴۰، صص ۱۷۱-۱۸۶.
- ✓ ارجمندنژاد، عبدالمهدی، (۱۳۸۵)، چارچوبی برای نظام های کنترل داخلی در واحدهای بانکی، اداره مطالعات و مقررات بانکی، مدیریت کل نظارت بر بانک‌ها و مؤسسات اعتباری.
- ✓ اسماعیل‌پور، رضا، رضائی پیته‌نوئی، یاسر، غلامرضاپور، محمد، (۱۳۹۸)، مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت و ضعف کنترل داخلی: آزمون تجربی نظریه ذینفعان و علامت‌دهی، فصلنامه حسابداری ارزشی و رفتاری، دوره ۴، شماره ۸، صص ۳۱۹-۳۳۸.
- ✓ حاجیها، زهره، محمدحسین‌نژاد، سهیلا، (۱۳۹۴)، عوامل تأثیرگذار بر نقاط ضعف بااهمیت کنترل داخلی، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۷، شماره ۲۶، صص ۱۳۷-۱۹۹.
- ✓ حاجیها، زهره، اورادی، جواد، صالح‌آبادی، مهری، (۱۳۹۶)، ضعف در کنترل‌های داخلی و تأخیر گزارش حسابرسی، فصلنامه حسابداری مالی، دوره ۹، شماره ۳۳، صص ۷۸-۹۶.
- ✓ حکیمی، محمدامین، محمدزاده سالطه، حیدر، (۱۳۹۸)، نقش اجتماعی هیئت‌مدیره در محافظه‌کاری حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات جامعه‌شناسی، دوره ۶، شماره ۲۳، صص ۱۳۱-۱۴۶.
- ✓ خدامی پور، احمد، برزایی، یونس، (۱۳۹۲)، بررسی رابطه رقابت بازار محصول با ساختار هیئت‌مدیره و کیفیت افشا، دانش حسابداری، دوره ۴، شماره ۱۴، صص ۵۱-۶۶.
- ✓ دیانتی دیلمی، زهرا، بیاتی، مرتضی، (۱۳۹۴)، رابطه رقابت در بازار محصول و حق‌الزحمه حسابرس مستقل، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۷، شماره ۲۷، صص ۲۳-۳۸.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

- ✓ رحیمی، اسماعیل، عظیمی یانچشمه، مجید، (۱۳۹۹)، اثر تعدیل کننده مالکیت دولتی بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و کیفیت کنترل‌های داخلی، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، دوره ۴، شماره ۳۰، صص ۱۲۹-۱۱۳.
- ✓ رضائی پیته‌نوئی، یاسر، محسنی، خدیجه، (۱۳۹۷)، بررسی ارتباط بین حضور زنان در هیئت‌مدیره و ضعف کنترل داخلی، زن در توسعه و سیاست، دوره ۱۶، شماره ۳، صص ۴۳۹-۴۵۶.
- ✓ ساعدی، رحمان، دستگیر، محسن، (۱۳۹۶)، تأثیر ضعف کنترل‌های داخلی و شکاف سهامداران کنترلی بر کارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی، دوره ۹، شماره ۴، صص ۱۷-۳۸.
- ✓ صدیقی، روح‌اله، (۱۳۹۲)، ارتباط ساختار هیئت‌مدیره با محتوای اطلاعاتی سود حسابداری، مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال یازدهم، شماره ۳۷، صص ۹۲-۱۲۵.
- ✓ صفری گرایلی، مهدی، حسن‌پور، داود، (۱۳۹۸)، بررسی رقابت بازار محصول و اثربخشی کنترل‌های داخلی شرکت‌ها، هفدهمین همایش ملی حسابداری ایران، قم، پردیس فارابی دانشگاه تهران.
- ✓ قادری، کاوه، قادری، صلاح‌الدین، قادرزاده، سیدکریم، (۱۳۹۸)، نقش توانایی مدیریت در ارتقای کیفیت کنترل داخلی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره ۸، شماره ۳۱، صص ۷۱-۹۰.
- ✓ قربانی، سعید، موحد مجد، مرضیه، منفرد مهارلویی، محمد، (۱۳۹۲)، رقابت در بازار محصول، ترکیب هیئت‌مدیره و کیفیت افشای اطلاعات، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، دوره ۵، شماره ۱۹، صص ۹۲-۱۰۵.
- ✓ قنبریان، رضا، (۱۳۹۰)، کنترل‌های داخلی از گذشته تا امروز، ماهنامه حسابدار، شماره ۲۳۷، صص ۴۹-۵۳.
- ✓ لشگری، زهرا، رضوی عراقی، سید محمدرضا، (۱۳۹۳)، تأثیر ضعف‌های عمده کنترل‌های داخلی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام، دومین همایش ملی پژوهش‌های کاربردی در علوم مدیریت و حسابداری، تهران، دانشگاه جامع علمی کاربردی.
- ✓ مرادی، محمد، محقق، فاطمه، (۱۳۹۶)، رقابت بازار محصول و حق‌الزحمه حسابرسی: با تأکید بر نقش حاکمیت شرکتی، پژوهش‌های تجربی حسابداری، دوره هفتم، شماره ۲، صص ۳۳-۵۲.
- ✓ نادری، مریم، حاجیها، زهره، (۱۳۹۷)، بررسی ارتباط بین کیفیت حسابداری با ضعف‌های بااهمیت کنترل داخلی، فصلنامه حسابداری مالی، دوره ۱۰، شماره ۳۷، صص ۹۵-۱۱۸.
- ✓ نایبی‌فرد، مسعود، (۱۳۹۷)، رقابت در بازار محصول، مالکیت دولتی و کیفیت کنترل داخلی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سبزوار.
- ✓ نمازی، محمد، ابراهیمی، شهلا، (۱۳۹۱)، بررسی ارتباط بین ساختار رقابتی بازار محصول و بازده سهام، پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، دوره ۲، شماره ۱، صص ۹-۲۷.
- ✓ نمازی، محمد، رضایی، غلامرضا، (۱۳۹۲)، بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر سیاست تقسیم سود نقدی شرکت‌ها، راهبرد مدیریت مالی، دوره ۱، شماره ۳، صص ۱-۲۴
- ✓ هوشیار، نوید، (۱۳۹۶)، بررسی تأثیر تعدیل‌کنندگی ساختار هیئت‌مدیره بر رابطه بین رقابت در بازار محصول و مدیریت وجه نقد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.
- ✓ وکیلی‌فرد، حمیدرضا، اوحدی، فریدون، کریمی حصاری، فرشاد، (۱۳۹۲)، رابطه بین ضعف کنترل های داخلی و ریسک سیستماتیک، مطالعات کمی در مدیریت، دوره ۴، شماره ۱، صص ۱۱۷-۱۳۴

- ✓ Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D. W., and Kinney Jr, W.R., (2007), The discovery and reporting of internal control deficiencies prior to SOX-mandated audits, Journal of accounting and economics, 44(1-2), 166-192.
- ✓ Baggs, J., and De Bettignies, J.E., (2007), Product market competition and agency costs, The Journal of Industrial Economics, 55(2), 289-323.
- ✓ Balsam, S., Jiang, W., and Lu, B., (2014), Equity incentives and internal control weaknesses, Contemporary Accounting Research, 31(1), 178-201.
- ✓ Bathula, H., (2008), Board characteristics and firm performance: Evidence from New Zealand (Doctoral dissertation, Auckland University of Technology).
- ✓ Bolton, B., Lian, Q., Rupley, K., and Zhao, J., (2016), Industry contagion effects of internal control material weakness disclosures, Advances in accounting, 34, 27-40.
- ✓ Call, A. C., Campbell, J. L., Dhaliwal, D. S., and Moon, J.R., (2017), Employee quality and financial reporting outcomes, Journal of Accounting and Economics, 64(1), 123-149.
- ✓ Chen, K. Y., Elder, R. J., and Hsieh, Y. M., (2007), corporate governance and earnings management: The implications of corporate governance best-practice principles for Taiwanese listed companies, Journal of Contemporary Accounting & Economics, 3(2), 73-105.
- ✓ Doyle, J.T., Ge, W., and McVay, S., (2007), Accruals quality and internal control over financial reporting, the accounting review, 82(5), 1141-1170.
- ✓ Gaspar, J. M., and Massa, M., (2006), Idiosyncratic volatility and product market competition, the Journal of Business, 79(6), 3125-3152.
- ✓ Giroud, X., and Muller, H., (2010), Does Corporate Governance Matter in Competitive Industries?, Journal of Financial Economics, 95(3), 312-331.
- ✓ Griffith, R., (2001), Product market competition, efficiency and agency costs: an empirical analysis (No. 01/12). IFS working papers.
- ✓ Hoitash, R., Hoitash, U., and Johnstone, K.M., (2012), internal control material weaknesses and CFO compensation, Contemporary Accounting Research, 29(3), 768-803.
- ✓ Kedia, S., and Philippon, T., (2009), the economics of fraudulent accounting, the Review of Financial Studies, 22(6), 2169-2199.
- ✓ Khlif, H., & Samaha, K., (2019), Board independence and internal control quality in Egypt: does CEO duality matter? International Journal of Law and Management
- ✓ Kim, S. M. and Kim, Y., (2017), Product market competition on the effectiveness of internal control, Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics, 24 (1-2): 163-182
- ✓ Langton, N., and Robbins, P., (2007), Organizational behavior: concepts, controversies and applications, Toronto: Prentice Hall.
- ✓ Lee, G. CHo, E. and CHo, H., (2016), the Effect of Internal Control Weakness on Investment Efficiency, the Journal of Applied Business Research, 32(3): 649-661.
- ✓ Lim, R., (2009), the relationship between corporate governance and accounting conservatism, the University of New South Wales.
- ✓ Liu, C., Lin, B., and Shu, E. (2017), Employee quality, monitoring environment and internal control, China Journal of Accounting Research, 10 (1), 51-70.
- ✓ Lu, Y., and Cao, Y., (2018), The individual characteristics of board members and internal control weakness: Evidence from China, Pacific-Basin Finance Journal, 51, 75-94.
- ✓ Marciukaityte, D., and Park, J.C., (2009), Market competition and earnings management, Available at SSRN 1361905.
- ✓ Markarian, G., and Santaló, J. (2010), Product Market Competition, Information and Earnings Management, IE Business School Working Paper, 41(5), 572-599.

- ✓ Peress, J., (2010), Endogenous Firm Efficiency in a Cournot Principal-Agent Model, Journal of Economic Theory, Vol. 59, PP. 445-450.
- ✓ Ramos, R., and Olalla, M., (2011), Board characteristics and firm performance in public founder-and nonfounder-led family businesses, Journal of Family Business Strategy, 2(4), 220-231.
- ✓ Sharma, V., (2011), Stock returns and product market competition: Beyond industry concentration, Review of Quantitative Finance and Accounting, 37(3), 283-299.
- ✓ Stoel, M.D., and Muhanna, W.A., (2011), IT internal control weaknesses and firm performance: an organizational liability lens, international journal of accounting information systems, 12, 280-304.
- ✓ Teng, M., and Li, CH., (2011), Product Market Competition, Board Structure, and Disclosure Quality, Frontiers of Business Research in China, 5(2), 291-316.
- ✓ Wang, Y., and Chui, A.C., (2015), Product market competition and audit fees, Auditing: A Journal of Practice and Theory, 34(4), 139-156.
- ✓ Wu, C., Wu, C. S., & Liu, V. W., (2008), the release timing of annual reports and board characteristics, The International Journal of Business and Finance Research, 2(1), 103-108.
- ✓ Zhang, L., Chen, W., and Su, W.H., (2020), Product-market competition, internal control quality and audit opinions, Evidence from Chinese listed firms, Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review, 23(1), 102-112.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی