

تأثیر راهبری شرکتی بر شفافیت و همزمانی بازده سهام

محمد رضا مهربان پور^۱، معصومه کاظمی

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر سازوکارهای راهبری شرکتی بر روی شفافیت و همزمانی بازده سهام است. اطلاعات ۶۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ با روش پنل دیتا تحلیل شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که تأثیر راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام در شرکت‌های بزرگ‌تر، از شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر است. اندازه هیأت‌مدیره، ترکیب هیأت‌مدیره و دوگانگی مدیرعامل و رئیس هیأت‌مدیره شرکت عوامل معنی‌دار تأثیرگذار بر شفافیت به‌وسیله کاهش همزمانی بازده سهام بودند. همچنین شرکت‌ها، هیأت‌مدیره‌های کوچک‌تر را بیش از هیأت‌مدیره بزرگ‌تر انتخاب می‌کنند؛ زیرا تأثیر مفت‌سواری به هیأت‌مدیره بزرگ‌تر مربوط است و می‌تواند همزمانی بازده سهام را افزایش دهد. از این رو، شفافیت کاهش می‌یابد. باید نسبت مدیران غیر اجرایی در هیأت‌مدیره افزایش یابد؛ زیرا می‌تواند تأثیر منفی بر همزمانی بازده سهام و آثار مثبت بر شفافیت داشته باشد. همچنین افزایش اندازه شرکت سبب افزایش همزمانی بازده سهام و کاهش شفافیت شرکت می‌شود.

واژه‌های کلیدی: راهبری شرکتی، شفافیت، همزمانی بازده سهام.

^۱ عضو هیأت علمی دانشگاه تهران

۱. مقدمه

“راهبری شرکتی” به معنای قوانین، مقررات، ساختارها، فرهنگ‌ها و سیستم‌هایی است که موجب دستیابی به هدف‌های پاسخگویی، شفافیت، عدالت و رعایت حقوق ذینفعان می‌شود (حساس یگانه و باغومیان، ۱۳۸۴). راهبری شرکتی، رخدادی را که بعضی از افراد اطلاعات بیشتری درباره شرکت، نسبت به افراد دیگر دارند (عدم تقارن اطلاعاتی) کاهش می‌دهد. کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، باعث شفافیت می‌شود. این دیدگاه در ادبیات تحقیق مطرح شده که شفافیت شرکت و راهبری شرکتی با ایجاد آثار خوب، توانایی شرکت را افزایش می‌دهد (کلمن، ادجاسی و ابور، ۲۰۰۶). طبق بررسی بیکوبرون (۲۰۰۵) شرکت‌ها با کیفیت راهبری شرکتی بالا، اطلاعات بیشتری را افشا می‌کنند. علاوه بر آن، شرکت‌ها با یک ساختار راهبری شرکتی مناسب، از شرکت‌هایی که چارچوب راهبری شرکتی ضعیف‌تری دارند، شفافیت بیشتری خواهند داشت. در ادبیات موضوع، همزمانی بازده سهام، درکی از میزان افشای شرکتی ایجاد شده توسط شرکت‌ها را در اختیار می‌گذارد. این امر، به افزایش بحث‌ها در خصوص مفهوم افشای اطلاعات شرکتی، راهبری و همزمانی منجر شد. همزمانی بازده سهام به معنی حرکت بازده سهام خاص هم سو با بازده بازار توضیح داده شده است؛ به این معنی که حرکت سهام چیزی است که امکان حرکت با بازار را نشان می‌دهد، یا بیانگر درجه‌ای از اطلاعات بازار و صنعت است که در قیمت سهام شرکت منعکس می‌شود (جی‌امفی و همکاران، ۲۰۱۵).

در توضیح همزمانی بازده سهام، مورک، یانگ و یو (۲۰۰۰)، اولین افرادی بودند که در این زمینه تحقیق کردند و با ارائه شواهدی نشان دادند که همزمانی بازده سهام، میزانی از بازده سهام یک شرکت خاص است که با بازده بازار هم‌حرکتی دارند. سال‌ها بعد مورک و همکاران (۲۰۰۰) دریافتند که تعریف همزمانی بازده سهام متفاوت نیست. به عقیده دیو و همکاران (۲۰۰۷)، همزمانی به حرکت قیمت سهام برمی‌گردد؛ به میزانی که قیمت سهام خاص دسته جمعی به بالا و پایین حرکت می‌کند. خانداکر (۲۰۱۱)، توضیح می‌دهد که همزمانی قیمت سهام، تمایل بازار سهام به حرکت در همان جهت در دوره زمانی خاص؛ مانند یک روز یا یک هفته معین است. با این توضیحات، یک بازار بیشتر همزمان است، اگر به‌طور کلی قیمت سهام‌های خاص با هم متفاوت باشند. طبق تحقیق بوشمن و همکاران (۲۰۰۴)، در توضیح شفافیت شرکت، اطلاعات خاص شرکت برای شرکت‌های تجاری بیرونی یا انتشار اطلاعات به شرکت‌کنندگان بازار به‌طور علنی در دسترس است. طبق پژوهش جین و مایرز (۲۰۰۶) همزمانی بازده سهام را می‌توان به‌عنوان

اندازه‌گیری شفافیت شرکت تفسیر کرد؛ زیرا نشان می‌دهد چقدر شاخص بازار، بازده شرکت خاص را توضیح می‌دهد.

این رویکرد همزمانی بازده سهام توسط دیدگاهی در ادبیات مانند جین و مایرز (۲۰۰۶) حمایت شده که استدلال کردند همزمانی بازده سهام می‌تواند به‌عنوان اندازه‌گیری شفافیت شرکت تفسیر شود؛ زیرا نشان می‌دهد چقدر شاخص بازار بازده شرکت خاص را توضیح می‌دهد.

در حال حاضر، هنوز بورس اوراق بهادار تهران چارچوب قانونی قوی برای توسعه افشا در بازار سهام ندارد. همچنین در ایران، قانون افشای اطلاعات سخت‌گیرانه، همانند بورس‌های کشورهای شرکت‌ها را به نشان دادن اطلاعات درست و منصفانه مجبور کند. در نبود چنین چارچوب مؤثری، انتظار می‌رود راهبری شرکتی کارآمد در سطح شرکت نقش بسیار مهمی در بهبود افشای اطلاعات؛ و در نتیجه توسعه شفافیت بازی کند. با توجه به خلاء مطالعاتی موجود، این پژوهش تلاش می‌کند تا تأثیر سازوکارهای راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام و شفافیت را مورد مطالعه قرار دهد.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعات تأثیرگذار بر همزمانی بازده سهام، از سال ۲۰۰۰ آغاز شد و حوزه نسبتاً جدیدی در ادبیات مالی ایجاد کرد. در این بخش، مهم‌ترین مطالعات انجام شده در جهان و کشور ما در خصوص موضوع پژوهش ارائه می‌شود. مورک و همکاران (۲۰۰۰) با مطالعه بازار سرمایه ۴۰ کشور به این نتیجه رسیدند که همزمانی یا به‌عبارت‌دیگر هم‌حرکتی بازده سهام در بازارهای نوظهور، نسبت به بازارهای پیشرفته بیشتر است. مطابق یافته‌های آن‌ها در کشوری که حق مالکیت، قوی‌تر است، همزمانی بازده سهام پایین‌تر است. آن‌ها تفاوت‌های مقطعی و کشوری در R^2 را کنترل و مشاهده کردند که موانع قانونی و مقرراتی برای انجام دادن معاملات آگاهانه، R^2 بالاتر در کشورهای در حال توسعه را توضیح می‌دهند. استدلال آن‌ها برای هم‌حرکتی بیشتر در بازارهای نوظهور ناشی از همبستگی بالای ویژگی‌های بنیادی، حمایت ضعیف از سرمایه‌گذاران، حق مالکیت ضعیف است. همچنین آن‌ها بیان می‌کنند که در کشورهای با تولید ناخالص داخلی بالا، قیمت سهام به شیوه غیرهمزمان حرکت می‌کنند و تأییدکننده این موضوع است که شرکت‌ها در محیط‌های اطلاعاتی بهتر همزمانی پایین‌تری دارند. پدیده حرکت قیمت سهام عمدتاً به خاطر اندازه بازار نیست؛ بلکه ناشی از همبستگی ویژگی‌های بنیادی در بازارهای نوظهور است. همچنین دورنو، مورک، یونگ و همکاران (۲۰۰۳) دریافتند که در شرکت‌هایی که همزمانی کمتر از خود

نشان دادند، بیشتر تأمین مالی خارجی کردند و چنین شرکت‌هایی به تخصیص سرمایه به شیوه‌ای کارآمدتر قادر هستند و همچنین شفاف دیده می‌شوند. به‌علاوه جینومایرز (۲۰۰۶)، دریافت که همزمانی بازده سهام با شفافیت حسابداری یک کشور کاهش می‌یابد. در سال‌های اخیر، با پژوهش‌های انجام‌شده توسط فرناندز و فریرا (۲۰۰۸، ۲۰۰۹) و کیموشی (۲۰۰۹)، اثبات شد که همزمانی بازده سهام در بازارهای نوظهور، از بازارهای توسعه‌یافته بالاتر است.

در مطالعات انجام‌شده در ایران، همتی، سیرانی و محمدی (۱۳۹۴)، اثر کیفیت حسابداری و ساختار مالکیت بر همزمانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج، بین سهامداران عمده و همزمانی در قیمت سهام وجود رابطه منفی و معناداری دارد و همچنین نتایج بیانگر آن است که هرچه کیفیت حسابداری بیشتر باشد، قیمت سهام حاوی اطلاعات خواهد بود. یافته‌های پژوهش همچنین نشان داد در صورتی که سهامداران عمده، دولتی یا به دولت وابسته باشند، تضاد منافع مدیران و سهامداران کمتر خواهد بود و اطلاعات در ارتباط با قیمت سهام به‌صورت شفاف، موجود و در اختیار سرمایه‌گذاران خواهد بود. همچنین کامیابی و پرهیزگار (۱۳۹۴) به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش سرمایه‌گذاران نهادی بر حسب میزان انگیزه و تمایلشان جهت کنترل و نظارت بر شرکت‌ها، به دو گروه سرمایه‌گذاران نهادی پایدار (بلندمدت) و ناپایدار (موقت) تقسیم‌شدند تا رابطه آن‌ها با همزمانی قیمت سهام مورد بررسی قرار گیرد. نتایج پژوهش حاکی از وجود ارتباط منفی معناداری بین سرمایه‌گذاری نهادی و همزمانی قیمت سهام بود. همچنین، یافته‌ها نشان داد که بین پایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی سهام رابطه منفی معناداری وجود دارد؛ در حالی که بین ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت معناداری وجود دارد. همچنین فروغی و حقیقت (۱۳۹۲)، تاثیر سرمایه‌گذاران نهادی بر همزمانی قیمت و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که وجود سرمایه‌گذاران نهادی، بر ساختار مالکیت بر همزمانی قیمت و ریسک سقوط سهام تاثیر منفی دارد. در پژوهشی دیگر، جوانی قلندری (۱۳۹۴)، تاثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام را مورد بررسی قرار داد و نتایج حاکی از آن بود که بین کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام رابطه منفی وجود دارد. ضمناً دولووامامی (۱۳۹۴)، رابطه بین همزمانی قیمت سهام و نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که بین همزمانی قیمت سهام با نقدشوندگی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و افزایش همزمانی قیمت سهام موجب بهبود

نقدشوندگی سهام می‌شود. به علاوه احمدپور و پیکرننگار قلعه رودخانی (۱۳۹۰)، در پژوهشی به تبیین رابطه بین کیفیت ارقام تعهدی با همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین کیفیت ارقام تعهدی غیر اختیاری و همزمانی قیمت رابطه‌ای وجود ندارد؛ ولی بین کیفیت ارقام تعهدی اختیاری با همزمانی قیمت برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه معنی‌دار و مستقیم وجود دارد.

۳- روش پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت و محتوایی از نوع همبستگی و از نظر هدف کاربردی می‌باشد. همچنین از روش الگوهای داده‌های ترکیبی (پنل دیتا) برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش عبارت است از کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که دارای ویژگی‌های زیر باشند:

۱. اطلاعات شرکت‌ها در دسترس باشد؛

۲. سال مالی آن‌ها به پایان اسفندماه منتهی باشد؛

۳. طی دوره زمانی پژوهش تغییر ماهیت یا تغییر سال مالی نداده باشند؛

۴. جزء بانک‌ها، مؤسسات مالی و واسطه‌گران مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه، هلدینگ و لیزینگ) نباشد.

پس از در نظر گرفتن ویژگی‌های مذکور، در نهایت ۶۵ شرکت واجد شرایط، به عنوان نمونه انتخاب شدند. دوره زمانی پژوهش شامل سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ است. داده‌های موردنیاز این پژوهش از طریق صورت‌های مالی شرکت‌ها، سایت، ماهنامه، آمارهای مستند سازمان بورس، گزارش‌های هیأت‌مدیره به مجامع عادی سالیانه و نرم‌افزاره‌آورد نوین گردآوری شده است.

۳-۱. متغیرهای پژوهش و نحوه محاسبه آن

متغیرهای وابسته پژوهش حاضر به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌گردد:

همزمانی بازده سهام: از معیار R^2 در اندازه‌گیری همزمانی به عنوان نماینده شفافیت با استفاده از برآورد مدل بازار از کارگل و همکاران (۲۰۱۰) استفاده شد. ابتدا مدل رگرسیونی بازار زیر را برای هر کدام از شرکت‌ها در سال‌های مختلف اجرا و ضریب تعدیل‌شده معادله رگرسیونی R^2 آن‌ها محاسبه می‌شود. برآورد مدل بازار به شرح زیر است:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{m,t} + \beta_2 R_{m,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

R^2 به دست آمده از مدل بازار بیانگر ضریب تعدیل شده حاصل از تغییرات بازده بازار و صنعت و تأثیرات آن بر بازده سهام است. از آنجایی که R^2 چولگی بالایی دارد و بین صفر و یک قرار می‌گیرد، با انجام دادن یک تبدیل لگاریتمی، متغیر با توزیع نزدیک به نرمال (SYNCH) از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$SYNCH_{i,t} = \log\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right)$$

که در آن، R^2 ضریب تعیین برای برآورد معادله است. هنگامی که در یک شرکت $SYNCH_{i,t}$ بالا است، به این معنی است که چنین شرکتی با بازار همزمان است؛ از این رو، در چنین شرکتی شفافیت کمتر است. در این پژوهش اندازه‌گیری $SYNCH_{i,t}$ مبنی بر بازده ماهانه شرکت است.

شفافیت شرکتی: برای کمی کردن متغیر افشا، از فهرست امتیاز افشای شرکت و شفافیت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران (رتبه نهایی که در گزارش هیأت‌مدیره شرکت‌ها افشا می‌شود) استفاده شده است. سازمان بورس معیار و امتیاز رتبه‌بندی کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار را براساس وضعیت اطلاع‌رسانی آن‌ها از نظر قابلیت اتکا و به موقع بودن ارسال اطلاعات محاسبه کرده است.

در مجموع از پنج سازوکار راهبری شرکتی، به عنوان متغیرهای مستقل، شامل دوگانگی مدیرعامل و رئیس هیئت‌مدیره شرکت (CEODU)، ترکیب اعضای هیئت‌مدیره (BC)، اندازه هیئت‌مدیره (BS)، کیفیت حسابرسی (AQ) و مالکیت نهادی (INS) استفاده شد. در صورتی که در شرکتی مدیرعامل، رئیس یا نایب‌رئیس هیئت‌مدیره باشد، از متغیر مجازی یک و در غیر این صورت، از متغیر مجازی صفر استفاده شد. برای اندازه‌گیری ترکیب هیئت‌مدیره، تعداد مدیران غیرموظف بر تعداد کل اعضای هیئت‌مدیره تقسیم شد. اندازه هیئت‌مدیره به وسیله لگاریتم طبیعی تعداد کل اعضای هیئت‌مدیره سنجیده شد. متغیر کیفیت حسابرسی از طریق رتبه‌بندی مؤسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس و اوراق بهادار به دست آمد. متغیر مالکیت نهادی از درصد (نسبت) مالکیت نهادی به تعداد کل سهام شرکت به دست می‌آید. مطابق ادبیات موجود، متغیرهای کنترلی انحراف معیار نسبت سود عملیاتی به کل دارایی‌ها (STDROA)، نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری (MTB)، انحراف معیار بازده سهام (STDEV) و اندازه شرکت شامل ارزش دارایی‌ها (SIZE) را شامل هستند.

۳-۲. مدل‌های پژوهش و متغیرهای آن

فرضیه اول: همزمانی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

سنجش با استفاده از مدل (۱):

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta_1 REM_{i,t} + \beta_2 REM_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه دوم: سازوکارهای راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام تأثیر معنی داری دارد.

سنجش با استفاده از مدل (۲):

$$SYNCH_{it} = \alpha + \beta_1 BC_{i,t} + \beta_2 BS_{i,t} + \beta_3 CEODU_{i,t} + \beta_4 INS_{i,t} + \beta_5 AQ_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 STDROA_{i,t} + \beta_8 STDEV_{i,t} + \beta_9 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه سوم: سازوکارهای راهبری شرکتی بر شفافیت شرکت تأثیر معناداری دارد.

سنجش با استفاده از مدل (۳):

$$TDS_{i,t} = \alpha + \beta_1 BC_{i,t} + \beta_2 BS_{i,t} + \beta_3 CEODU_{i,t} + \beta_4 INS_{i,t} + \beta_5 AQ_{i,t} + \beta_6 MTB_{i,t} + \beta_7 STDROA_{i,t} + \beta_8 STDEV_{i,t} + \beta_9 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

فرضیه چهارم: تأثیر راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام در شرکت‌های بزرگ‌تر نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر تفاوت معنی داری دارد. برای آزمون فرضیه چهارم، شرکت‌ها بر مبنای اندازه شرکت به دو گروه شرکت‌های بزرگ و کوچک تقسیم شد. یک‌بار برای شرکت بزرگ و یک‌بار برای شرکت کوچک تخمین مدل صورت گرفت و سپس نتایج با یکدیگر مقایسه شدند.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی

نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ نشان داده شده است. طبق جدول ۱ میانگین متغیر شفافیت (TDS) برابر با ۶۷/۷۳۱ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. همچنین میانه متغیر اندازه هیأت‌مدیره (BS) برابر با ۱/۶۰۹ است که نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها از این مقدار کمتر و نیمی دیگر از این مقدار بیشتر هستند. از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر شفافیت (TDS) برابر ۲۰/۱۴۱ و برای متغیر انحراف معیار بازده دارایی‌ها (STDROA) برابر با ۰/۰۳۵ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش، TDS و STDROA به ترتیب دارای بیشترین و کمترین میزان پراکندگی هستند. قابل توضیح است به‌منظور اجتناب از تأثیر داده‌های پرت بر نتایج پژوهش، کلیه داده‌های پرت متغیرها در سطح یک درصد حذف شده‌اند.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد انگلیسی	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
همزمانی بازده سهام	<i>SYNCH</i>	-۲/۳۳۹	-۱/۹۳۷	-۰/۱۶۷	-۸/۰۰۰	۱/۵۷۹
شفافیت شرکتی	<i>TDS</i>	۶۷/۷۳۱	۷۰/۰۰۰	۱۰۰/۰۰	۷/۰۰۰	۲۰/۱۴۱
ترکیب هیأت مدیره	<i>BC</i>	۰/۶۸۸	۰/۸۰۰	۱/۰۰۰	۰/۲۰۰	۰/۱۷۴
اندازه هیأت مدیره	<i>BS</i>	۱/۶۲۹	۱/۶۰۹	۱/۹۴۶	۱/۶۰۵	۰/۰۷۸
دوگانگی مدیرعامل	<i>CEODU</i>	۰/۱۹۲	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۹۵
مالکیت نهادی	<i>INS</i>	۰/۶۳۰	۰/۷۳۲	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۹۷
کیفیت حسابرسی	<i>AQ</i>	۰/۳۷۴	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۸۵
نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری	<i>MTB</i>	۱/۱۵۳	۰/۸۵۰	۶/۸۲۶	۰/۰۳۲	۱/۰۱۸
انحراف معیار بازده دارایی‌ها	<i>STDROA</i>	۰/۰۴۹	۰/۰۳۸	۰/۲۷۱	۰/۰۰۵	۰/۰۳۵
انحراف معیار بازده سهام	<i>STDEV</i>	۰/۱۷۸	۰/۱۲۹	۱/۷۴۴	۰/۰۱۹	۰/۱۸۷
اندازه شرکت	<i>Size</i>	۱۴/۲۶۲	۱۴/۰۶۰	۱۸/۷۳۹	۱۰/۹۵۲	۱/۴۱۴

۴-۲. آزمون چاو و هاسمن

قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، لازم است آزمون F لیمر به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با آثار ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای الگوهای مزبور انجام شود. نتایج آزمون F لیمر برای الگوهای مزبور در جدول ۲ نشان داده شده است. بعد از انتخاب روش داده‌های تابلویی با آزمون چاو (F لیمر)، از آزمون هاسمن برای تعیین استفاده از آثار ثابت یا تصادفی استفاده می‌کنیم. همان‌طور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، نتایج حاکی از آن است که الگوی داده‌های تابلویی با آثار ثابت برای الگوی (۱ تا ۳) روش ارجح است. بنابراین، به تخمین الگوی پژوهش با توجه به روش ارجح پرداخته شد.

جدول (۲): نتایج آزمون F لیمر برای الگوی پژوهش

الگوی مورد بررسی	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
الگوی (۱)	۲/۴۳۵	۰/۰۰۰	روش آثار ثابت
الگوی (۲)	۶/۶۷۳	۰/۰۰۰	روش آثار ثابت
الگوی (۳)	۲/۲۸۹	۰/۰۴۵۴	روش آثار ثابت

جدول (۳): نتایج آزمون هاسمن برای الگوی پژوهش

الگوی مورد بررسی	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
الگوی (۱)	۱۱/۰۸۱	۰/۰۰۳	روش آثار ثابت
الگوی (۲)	۲۰/۲۲۳	۰/۰۱۶۶	روش آثار ثابت
الگوی (۳)	۱۸/۵۳۹	۰/۰۲۹۴	روش آثار ثابت

۳-۴. آزمون فرضیه اول پژوهش

فرضیه اول به بررسی وجود همزمانی بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. یافته‌های آزمون فرضیه اول پژوهش به شرح زیر است: سطح معنی‌داری برای تک‌تک متغیرها و هم‌چنین برای کل مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شده است. خودهمبستگی نقض یکی از فرض‌های استاندارد الگوی رگرسیون است و از آماره دوربین-واتسون می‌توان جهت تعیین وجود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده کرد. آماره دوربین-تواتسون محاسبه شده (۱/۵۱۰) که بین ۲/۵-۱/۵ می‌باشد گویای عدم خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود سطح معنی‌داری آماره آزمون بازده بازار از سطح خطای ۵ درصد کم‌تر است و بنابراین، وجود رابطه مستقیم و معنی‌دار بین شاخص بازار و بازده سهام شرکت‌ها تأیید می‌شود و فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود. نتیجه آزمون این فرضیه، با مبانی نظری پژوهش و با پژوهش جی‌ام‌فی و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد الگوی (۱) پژوهش (آزمون فرضیه اول)

متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
	۰/۱۴۱	۱۵/۰۱۵	۰/۰۰۰
<i>RM</i>	۱/۱۸۹	۹/۹۱۹	۰/۰۰۰
<i>RM_{t-1}</i>	۰/۶۴۴	۴/۹۰۶	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۰۵۹		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۴۴۷		
آماره دورین-واتسون	۱/۵۱۰		
آماره F	۴/۰۰۰		
احتمال آماره F	۰/۰۰۰		

۴-۴. آزمون فرضیه دوم پژوهش

فرضیه دوم: به بررسی تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام می‌پردازد. با توجه به نتایج قابل مشاهده در جدول ۵ و با توجه به آماره F به دست آمده (۶/۵۶۴) و سطح خطای آن، می‌توان ادعا کرد که در مجموع، الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. خودهمبستگی نقض یکی از فرض‌های استاندارد الگوی رگرسیون است و از آماره دورین-واتسون می‌توان جهت تعیین وجود خودهمبستگی در الگوی رگرسیون استفاده کرد. آماره دورین-واتسون محاسبه شده (۱/۹۴۸) که بین ۱/۵ - ۲/۵ است، بیانگر عدم خودهمبستگی است و استقلال باقی مانده‌های اجزای خطا را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ضرایب معیارهای راهبری شرکتی شامل (استقلال اعضای هیأت مدیره، دوگانگی مدیرعامل و رئیس هیئت مدیره، مالکیت نهادی و کیفیت حسابرسی) به ترتیب برابر است با ۱/۴۸۴-، ۰/۴۱۷-، ۰/۵۴۳- و ۰/۳۹۳- و با توجه به سطح خطای آن‌ها که به ترتیب برابر است با ۰/۰۰۰۷، ۰/۰۲۷۳، ۰/۰۳۴۵ و ۰/۰۱۴۳ که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ هستند. بنابراین، این فرضیه (به جز در اندازه هیأت مدیره) در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. ضرایب منفی معیارهای راهبری شرکتی به جز اندازه هیأت مدیره نشان‌دهنده آن است که افزایش سازوکارهای راهبری شرکتی، سبب کاهش همزمانی بازده سهام می‌شود. ضریب مثبت اندازه شرکت نشان می‌دهد که افزایش

۶/۵۶۴	آماره F
۰/۰۰۰	احتمال آماره F

۴-۵- آزمون فرضیه سوم پژوهش

فرضیه سوم: به بررسی تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر شفافیت شرکت می‌پردازد. با توجه به نتایج قابل مشاهده در جدول ۶ و با توجه آماره F به دست آمده (۶/۹۳۹) و سطح خطای آنی می‌توان ادعا کرد که در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین-واتسون که برابر ۱/۵۳۱ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی مانده‌های الگو وجود ندارد.

با توجه به نتایج، ضرایب معیارهای راهبری شرکتی شامل (استقلال اعضای هیأت مدیره، دوگانگی مدیرعامل و رئیس هیأت مدیره، مالکیت نهادی و کیفیت حسابرسی) به ترتیب برابر است با ۱۵/۶۷۴۴، ۶/۱۷۴، ۶/۶۹۷ و ۲/۵۴۶ و با توجه به سطح خطای آن‌ها که به ترتیب برابر است با ۰/۰۰۴۶، ۰/۰۱۰، ۰/۰۳۹۹ و ۰/۲۱۰ که کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ هستند. بنابراین، این فرضیه (به جز در اندازه هیأت مدیره)، در سطح اطمینان ۰/۹۵ مورد تأیید قرار می‌گیرد. ضرایب مثبت معیارهای راهبری شرکتی، به جز اندازه هیأت مدیره نشان‌دهنده آن است که افزایش راهبری شرکتی سبب افزایش شفافیت شرکت می‌شود. ضریب منفی اندازه شرکت نشان می‌دهد که افزایش اندازه شرکت سبب کاهش شفافیت شرکت می‌شود. پس شرکت‌های بزرگ‌تر در مقایسه با شرکت‌های کوچک‌تر، دارای سطح افشای پایین‌تری هستند. از این رو احتمال بیشتری وجود دارد که شرکت‌های بزرگ منعکس‌کننده نماگرهای اقتصادی در بازار باشند؛ بنابراین، شرکت‌های بزرگ همزمانی بازده سهام بالاتری دارند. نتیجه آزمون این فرضیه با مبانی نظری و با پژوهش جی‌ام‌فی و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

جدول ۶: نتایج حاصل از برآورد الگوی (۳) پژوهش (آزمون فرضیه سوم)

متغیرها	نماد	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبدأ		۱۰۷/۳۹۴	۴/۷۰۷	۰/۰۰۰
ترکیب هیأت مدیره	<i>BC</i>	۱۵/۶۷۴	۲/۸۴۸	۰/۰۰۴۶
اندازه هیأت مدیره	<i>BS</i>	-۱۸/۶۳۲	-۱/۵۰۳	۰/۱۳۳
دوگانگی مدیرعامل	<i>CEODU</i>	۶/۱۷۴	۲/۵۸۱	۰/۰۱۰۲
مالکیت نهادی	<i>INS</i>	۶/۶۹۷	۲/۰۶۲	۰/۰۳۹۹
کیفیت حسابرسی	<i>AQ</i>	۲/۵۴۶	۱/۲۵۴	۰/۰۲۱۰
نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به دفتری	<i>MTB</i>	۴/۸۳۲	۴/۶۰۲	۰/۰۰۰
انحراف معیار بازده دارایی‌ها	<i>STDROA</i>	-۱۰۲/۶۳۲	-۳/۶۹۸	۰/۰۰۰۲
انحراف معیار بازده سهام	<i>STDEV</i>	۶/۰۶۹	۱/۱۷۱	۰/۲۴۲
اندازه شرکت	<i>SIZE</i>	-۱/۹۶۸	-۲/۷۴۳	۰/۰۰۶۴
ضریب تعیین		۰/۲۰۵		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۷۶		
آماره دورین-واتسون		۱/۵۳۱		
F آماره		۶/۹۳۹		
احتمال آماره F		۰/۰۰۰		

۴-۶. آزمون فرضیه چهارم پژوهش

فرضیه چهارم: به بررسی تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر کاهش همزمانی بازده سهام در شرکت‌های بزرگ‌تر نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر می‌پردازد. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۷ و با توجه به آماره F به دست آمده برای شرکت‌های بزرگ و کوچک که به ترتیب، برابر

است با ۷/۸۶۳ و ۳/۱۱۳ و هم‌چنین سطح خطای آن برای شرکت‌های بزرگ و کوچک که به ترتیب، برابر است با ۰/۰۰۰ و ۰/۰۰۲۵ می‌توان بیان کرد که در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دورین-واتسون که برای شرکت‌های بزرگ و کوچک، به ترتیب، برابر با ۱/۹۰۱ و ۲/۰۷۹ است؛ می‌توان بیان کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد. به‌طور کلی این نتایج بیانگر آن است که الگو از نظر معناداری کل و خودهمبستگی مشکلی ندارد و می‌توان به سایر نتایج (رابطه بین متغیرهای مستقل و کنترلی با متغیر وابسته و غیره) آن اتکا کرد.

با توجه به نتایج، ضرایب معیارهای راهبری شرکتی (استقلال اعضای هیأت‌مدیره، اندازه هیأت‌مدیره، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و رئیس هیأت‌مدیره، مالکیت نهادی و اندازه موسسه حسابرسی) در شرکت‌های بزرگ‌تر به ترتیب برابر است با ۱/۸۹۳-، ۲/۶۴۹، ۰/۷۴۹-، ۰/۸۵۳- و ۰/۵۰۹- و سطح خطای آن‌ها به ترتیب برابر است با ۰/۰۱۰، ۰/۰۵۳۹، ۰/۰۳۴۳/۰۰۵۷، ۰/۰۲۷۵ و ضرایب معیارهای راهبری شرکتی در شرکت‌های کوچک‌تر به ترتیب برابر است با ۱/۶۰۷-، ۰/۷۹۴، ۰/۵۵۳-، ۰/۶۲۷- و سطح خطای آن‌ها به ترتیب برابر است با ۰/۰۳۴۷، ۰/۵۵۸، ۰/۰۶۵۴/۰۴۱۵ و ۰/۰۱۵۶ که ضرایب همه معیارهای راهبری شرکتی در شرکت‌های بزرگ‌تر، بیشتر از شرکت‌های کوچک‌تر است؛ بنابراین، با توجه به این که ضریب (شدت متغیر) معیارهای راهبری شرکتی در شرکت‌های بزرگ‌تر از شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر است؛ تأثیر راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام در شرکت‌های بزرگ‌تر تفاوت معنی‌داری با شرکت‌های کوچک‌تر دارد.

جدول ۷: نتایج آزمون فرضیه چهارم

اندازه شرکت						نماد	متغیرها
کوچک			بزرگ				
س	آماره تی	ضریب	سطح خطا	آماره تی	ضریب		
۰/۳۴۵	-۰/۹۴۵	-۲/۱۵۵	۰/۱۰۰	-۱/۶۵۲	-۴/۰۲۹		عرض از مبدأ
۰/۰۳۴۷	-۲/۱۲۷	-۱/۶۰۷	۰/۰۱۰	-۳/۳۵۵	-۱/۸۹۳	BC	ترکیب هیأت‌مدیره
۰/۵۵۸	۰/۵۸۶	۰/۷۹۴	۰/۰۵۳۹	۱/۹۴۰	۲/۶۴۹	BS	اندازه هیأت‌مدیره
۰/۰۴۱۵	-۲/۰۵۲	-۰/۵۵۳	۰/۰۰۵۷	-۲/۷۹۵	-۰/۷۴۹	CEODU	دوگانگی

							مدیرعامل
۰/۰۶۵۴	-۱/۸۵۳	-۰/۶۲۷	۰/۰۳۴۳	-۲/۱۳۲	-۰/۸۵۳	INS	مالکیت نهادی
۰/۰۱۵۶	-۲/۴۳۹	-۰/۵۳۶	۰/۰۲۷۵	-۲/۲۲۲	-۰/۵۰۹	AQ	کیفیت حسابرسی
۰/۰۹۳۳	۱/۶۸۶	۰/۱۵۴	۰/۲۳۳	۱/۱۹۵	۰/۱۶۷	MTB	نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به دفتری
۰/۳۲۱	۰/۹۹۵	۲/۶۳۷	۰/۰۷۶	-۱/۷۸۱	-۶/۱۳۴	STDROA	انحراف معیار بازده دارایی‌ها
۰/۳۵۹	-۰/۹۱۹	-۰/۵۵۸	۰/۰۱۸۲	-۲/۳۸۳	-۱/۲۷۲	STDEV	انحراف معیار بازده سهام
۰/۱۱۸		۰/۲۵۲		ضریب تعیین			
۰/۰۸۰		۰/۲۲۰		ضریب تعیین تعدیل شده			
۲/۰۷۹		۱/۹۰۱		آماره دوربین-واتسون			
۳/۱۱۳		۷/۸۶۳		آماره F			
۰/۰۰۲۵		۰/۰۰۰		احتمال آماره F			

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به بررسی تأثیر معیارهای راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام و شفافیت شرکت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. معیارهای موردبررسی شامل: استقلال اعضای هیأت‌مدیره، اندازه هیأت‌مدیره، دوگانگی وظیفه مدیرعامل و رئیس هیأت‌مدیره، مالکیت نهادی و کیفیت حسابرسی است. بدین منظور چهار فرضیه برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های موجود مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج پژوهش حاکی از آن است که همزمانی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که معیارهای راهبری شرکتی به‌جز اندازه هیأت‌مدیره تأثیر منفی و

معنی‌داری بر همزمانی بازده سهام‌دارند؛ ولی اندازه هیأت‌مدیره یک رابطه‌ای مثبت با همزمانی بازده سهام دارد. این پژوهش شواهد قوی برای حمایت از استدلال کاهش نظارت توسط اندازه هیأت‌مدیره بزرگ‌تر و تاثیر پدیده مفت سواری فراهم می‌کند. اندازه هیأت‌مدیره بزرگ‌تر با سطوح بالاتری از همزمانی که به کاهش در شفافیت منجر می‌شود، مربوط است. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاکی از آن است که معیارهای راهبری شرکتی به‌جز اندازه هیأت‌مدیره تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شفافیت شرکت دارد. پژوهش دریافت که شرکت‌های بزرگ‌تر، بیشتر از شرکت‌های کوچک‌تر همزمان هستند. این ممکن به‌عنوان نتیجه‌ای از توانایی شرکت‌های بزرگ‌تر به تاثیر شاخص سهام مرکب (بازده بازار) باشد. همچنین نتایج پژوهش حاکی از آن است که شدت تاثیر معیارهای راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام در شرکت‌های بزرگ‌تر از شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر است. به‌طور خلاصه می‌توان بیان کرد که راهبری شرکتی مناسب، بانظم بخشیدن به سرمایه‌گذاری، جلوگیری از مدیریت سود و بهبود محیط اطلاعاتی از تصمیمات نامطلوب مدیریتی جلوگیری می‌کند. شواهد نشان می‌دهد که شرکت‌های با راهبری شرکتی قوی، با پل زدن شکاف اطلاعاتی بین سهامداران و مدیران به کاهش مشکلات نمایندگی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران منجر می‌شود. از آن‌جا که راهبری شرکتی موجب کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیریتی به سمت حداکثر کردن قیمت سهام در کوتاه‌مدت، مانند مدیریت سود و یا سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد می‌شود؛ این فرضیه وجود خواهد داشت که راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام دارد. با توجه به پیشینه نظری و تجربی و یافته‌های پژوهش به سهامداران، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، تحلیل‌گران مالی و کارگزاران پیشنهاد می‌شود در زمان سرمایه‌گذاری به معیارهای راهبری شرکتی بر همزمانی بازده سهام تأثیر منفی معنی‌داری و شفافیت شرکت توجه کنند. همچنین به مدیران شرکت‌ها توصیه می‌شود بر پیامدهای همزمانی بازده سهام توجه بیشتری داشته باشند.

منابع

۱. احمدپور، احمد، پیکرنگار قلعه رودخانی، صدیقه (۱۳۹۱). «تبیین رابطه بین اجزای کیفیت اقلام تعهدی و همزمانی قیمت در بورس اوراق بهادار تهران». فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۶، ص ۱۳۷-۱۵۱.
۲. جوانی قلندری، موسی (۱۳۹۴). تاثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
۳. دولو، مریم، امامی، علی (۱۳۹۴) بررسی رابطه همزمانی قیمت سهام و نقد شوندگی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۹، ص ۳-۲۲.
۴. شورورزی، محمدرضا، پهلوان، رحیم (۱۳۸۹) تاثیر اندازه شرکت بر هموارسازی سود، مجله پژوهش های مدیریت، ش ۸۷، ص ۶۹-۸۰.
۵. فروغی، داریوش و حقیقت، آرزو (۱۳۹۲) تاثیر سرمایه گذاران نهادی بر همزمانی قیمت و ریسک سقوط قیمت سهام، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته مدیریت مالی، دانشگاه اصفهان.
۶. کامیابی، یحیی و پرهیزگار، بتول (۱۳۹۴) بررسی رابطه بین سرمایه گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری سال پنجم/ شماره هفدهم.
۷. همتی، هدی؛ سیرانی، محمد و محمدی، قانع (۱۳۹۴) اثر کیفیت حسابرسی و ساختار مالکیت بر همزمانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابرسی شماره ۶۱.
8. Abor, J. and Biekpe, N. (2007), "Corporate governance, ownership structure and performance of SMEs in Ghana: implications for financing opportunities", *Journal of Corporate Governance*, Vol. 7 No. 3, pp. 288-300.
9. Adams, R. and Mehran, H. (2003), "Is corporate governance different for bank holding companies?", *FRBNY Economic Policy Review*, Vol. 9 No. 1, pp. 123-142.
10. Aksu, M. and Kosedag, A. (2006), "Transparency and disclosure scores and their determinants in the Istanbul stock exchange", *The Authors Journal Compilation*, Vol. 14 No. 4, pp. 277-296.
11. Beasley, M.S., Clune, R. and Hermanson, D.R. (2005), "Enterprise risk management: an empirical analysis of factors associated with the extent of implementation", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 24 No. 6, pp. 521-531.
12. Beck, N. and Katz, J.N. (1995), "What to do (and not to do) with time-series cross-section data", *American Political Science Review*, Vol. 89 No. 3, pp. 634-647.
13. Beeks, W. and Brown, P.R. (2005), "Do better-governed Australian firms make more informative disclosures?", available at:

http://ssrn.com/abstract_650062 or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.650062> (accessed 31 May 2013).

14. Berle, A. and Means, G. (1932), *The Modern Corporation and Private Property*, MacMillan, New York, NY.
15. Bokpin, G.A. and Isshaq, Z. (2009), "Corporate governance, disclosure and foreign share ownership on the Ghana stock exchange", *Managerial Auditing Journal*, Vol. 24 No. 7, pp. 688-703.
16. Bushman, R.M., Piotroski, J.D. and Smith, A.J. (2004), "What determines corporate transparency?", *Journal of Accounting Research*, Vol. 42 No. 2, pp. 207-252.
17. Campbell, J.Y., Lettau, M., Malkiel, B.G. and Xu, Y. (2001), "Have individual stocks become more volatile? an empirical exploration of idiosyncratic risk", *Journal of Finance*, Vol. 56 No. 1, pp. 1-43.
18. Chan, K. and Hameed, A. (2006), "Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets", *Journal of Financial Economics*, Vol. 80 No. 1, pp. 115-147.
19. Chaney, P.K., Jeter, D.C. and Shivakumar, L. (2004), "Self-selection of auditors and audit pricing in private firms", *The Accounting Review*, Vol. 79 No. 1, pp. 51-72.
20. Chau, G. and Gray, S.J. (2010), "Family ownership, board independence and voluntary disclosure: evidence from Hong Kong", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 19, pp. 93-109.
21. Cheng, E.C.M. and Courtenay, S.M. (2006), "Board composition, regulatory regime and voluntary disclosure", *The International Journal of Accounting*, Vol. 41 No. 3, pp. 262-289.
22. Clarke, D. (2006), "The independent director in Chinese corporate governance", *Delaware Journal of Corporate Law*, Vol. 31 No. 1, pp. 125-228.
23. Copley, P.A. and Douthett, E.B. (2002), "The association between auditor choice, ownership retained, and earnings disclosure by firms making initial public offerings", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 19 No. 1, pp. 49-75.
24. Dasgupta, S., Gan, J. and Gao, N. (2006), *Lumpy Information Disclosure and Stock Return Synchronicity: Evidence from ADR Listings*, Manchester Business School.
25. Davis, J.H., Schoorman, F.D. and Donaldson, L. (1997), "Toward a stewardship theory of
26. management", *Academy of Management Review*, Vol. 22 No. 1, pp. 20-47.
27. DeAngelo, L. (1981), "Auditor size and audit quality", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3 No. 3, pp. 183-199.
28. Dimson, E. (1979), "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics*, Vol. 7 No. 2, pp. 197-226.
29. Donaldson, L. and Davis, J. (1991), "Stewardship theory or agency theory: CEO governance and shareholder returns", *Academy Of Management Review*, Vol. 20 No. 1, p. 65.

30. Du, J., Hao, H. and Xu, C. (2007), "What determines the synchronicity of stock price movements in the Shanghai and Shenzhen stock exchanges?", Shanghai-Hong Kong Development Institute Occasional Paper No. 8, China.
31. Etzioni, A. (1975), *A Comparative Analysis of Complex Organizations*, The Free Press (Revised and Enlarged Edition), New York, NY.
32. Fama, E. and Jensen, M.C. (1983), "Separation of ownership and control", *Journal of Economics and Law*, Vol. 26, pp. 301-325.
33. Freeman, E. (1984), *Strategic Management: A Stakeholder Approach*, Pitman, Boston, MA.
34. Gibson, K. (2000), "The moral basis of stakeholder theory", *Journal of Business Ethics*, Vol. 26, No. 3, pp. 245-257.
35. Granados, N., Gupta, A. and Kauffman, R. (2006), "The impact of IT on market information and transparency: a unified theoretical framework", *Journal of the Association for Information Systems*, Vol. 7 No. 3, pp. 148-178.
36. Gul, F.A., Kim, J. and Qiu, A.A. (2010), "Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: evidence from China", *Journal of Financial Economics*, Vol. 95 No. 3, pp. 425-442.
37. Gyamfi, M , Bokpin, G. and Gemegah,A.(2015)."Corporate governance and transparency: evidence from stock return synchronicity", *Journal of Financial Economic Policy*, Vol. 7 Iss 2 pp. 157 – 179.
38. Gul, F.A. and Leung, S. (2004), "Board leadership, outside directors' expertise and voluntary corporate disclosures", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 23 No. 5, pp. 351-379.
39. Haniffa, R.M. and Cooke, T.E. (2002), "Culture, corporate governance, and disclosure in Malaysian corporations", *Abacus*, Vol. 38 No. 3, pp. 317-349.
40. Herzberg, F., Mausner, B. and Snyderman, B. (1959), *The Motivation to Work*, John Wiley, NewYork, NY.
41. Jensen, M.C. (1993), "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems", *Journal of Finance*, Vol. 48 No. 3, pp. 831-880.
42. Jensen, M. and Meckling, W. (1976), "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3 No. 4, pp. 305-360.
43. Jin, L. and Myers, S. (2006), "R2 around the world: new theory and new tests", *Journal of Finance*, Vol. 79 No. 2, pp. 257-292.
44. Khandaker, S. (2011), "R square measure of stock synchronicity", *International Review of Business Research Papers*, Vol. 7 No. 1, pp. 165-175.
45. Krugman, P. (2009), "How did economists get it so wrong?", *New York Times*, Vol. 2 No. 9.

46. Kyereboah-Coleman, A., Adjasi, K.D.C. and Abor, J. (2006), "Corporate governance and firm performance. Evidence from Ghana listed firms", *Corporate Ownership and Control Journal*, Vol. 4 No. 2, pp. 123-132.
47. Langan, C., Li, S. and Lin, W. (2007), "Corporate governance and corporate performance: some evidence from newly listed firms on Chinese stock markets", *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, Vol. 4 No. 2, pp. 183-197.
48. Le, S.A., Walters, B. and Kroll, M. (2006), "The moderating effects of external monitors on the relationship between R&D spending and firm performance", *Journal of Business Research*, Vol. 59, pp. 278-287.
49. Lee, P., Stokes, D., Taylor, S. and Walter, T. (2003), "The association between audit quality, accounting disclosures and firm-specific risk: evidence from initial public offerings", *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 22 No. 5, pp. 377-406.
50. Li, K., Morck, R., Yang, F. and Yeung, B. (2003), "Time varying synchronicity in individual stock returns: a cross-country evidence", Working Paper, University of Alberta Business School, Alberta.
51. Lipton, M. and Lorsch, J. (1992), "A modest proposal for improved corporate governance", *Business Lawyer*, Vol. 59, pp. 59-77.
52. Lin, Z. and Liu, M. (2009), "The impact of corporate governance on auditor choice: evidence from China", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, Vol. 18 No. 1, pp. 44-59.
53. McClelland, D.C. (1961), *The Achieving Society*, Van Nostrand, Princeton, NJ.
54. Mbarek, L. and Hmaied, D.M. (2012), "Bank informational opacity: evidence from the Tunisian stock market", *Journal of Financial Regulation and Compliance*, Vol. 20 No. 3, pp. 278-292.
55. Morck, R., Yeung, B. and Yu, W. (2000), "The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 59 Nos 1/2, pp. 215-260.
56. Patel, S., Balic, A. and Bwakira, L. (2002), "Measuring transparency and disclosure at firm-level in emerging markets", *Emerging Markets Review*, Vol. 3 No. 4, pp. 325-337.
57. Pfeffer, J. (1973), "Size, composition, and function of hospital boards of directors: a study of organization-environment linkage", *Administrative Science Quarterly*, Vol. 18 No. 3, pp. 349-364.
58. Pfeffer, J. and Salancik, G. (1978), *The External Control of Organizations*, Harper, New York, NY.
59. Piotroski, J. and Roulstone, D. (2003), "Informed traders and the incorporation of industry and firm-specific information into stock prices", Working Paper, University of Chicago, Chicago, IL.
60. Ramzi, B. (2008), "The influence of institutional investors on opportunistic earnings management", *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, Vol. 5 No. 1, pp. 89-106.

61. Shaiban, M. and Saleh, Z. (2010), "The impact of information intermediaries on stock price synchronicity", *Asian Journal of Business and Accounting*, Vol. 3 No. 2, pp. 1-29.
62. Silverman, D. (1970), *The Theory of Organizations*, Heinemann, London.
63. Skaife, A.H., Gassen, J. and La Ford, R. (2006), "Does stock price synchronicity represent firm specific information? The international evidence", MIT Sloan Research Paper 4551-05, available at: http://ssrn.com/abstract_768024
64. Thiruvadi, S. and Huang, H. (2011), "Audit committee gender differences and earnings management", *Gender in Management: An International Journal*, Vol. 26 No. 7, pp. 483-498.
65. Tsamenyi, M., Enninful-Adu, E. and Onumah, J. (2007), "Disclosure and corporate governance in developing countries: evidence from Ghana", *Managerial Auditing Journal*, Vol. 22 No. 3, pp. 319-334.
66. Wan-Hussin, W. (2009), "The impact of family-firm structure and board composition on corporate transparency: evidence based on segment disclosures in Malaysia", *The International Journal of Accounting*, Vol. 44, pp. 313-333.
67. Wei, S.X. and Zhang, C. (2006), "Why did individual stocks become more volatile?", *Journal of Business*, Vol. 79, pp. 259-292.
68. Wheeler, D., Colbert, B. and Freeman, R.E. (2003), "Focusing on value: reconciling corporate social responsibility, sustainability and a stakeholder approach in a network world", *Journal of General Management*, Vol. 28 No. 3, pp.