



BRANDAFARIN JOURNAL OF MANAGEMENT

Volume No.: 3, Issue No.: 40, Jul 2023

P-ISSN: 2717-0683 , E-ISSN: 2783-3801

Improving the quality performance of companies using profitability management methods

Mohammad Sadegh Vafakhah

DBA graduate of Tarjoman Oloom Higher Education Institute

Abstract

This paper investigates the relationship between earnings management and financial performance of firms in Anglophone sub-Saharan African Countries in a dynamic framework. The study shows how this relationship is moderated by aggregate disclosure and best-practice corporate governance quality metrics. The findings indicate that earnings management's performance effects persist even after controlling for dynamic endogeneity, simultaneity, and unobserved time-invariant heterogeneity inherent in the earnings management and performance relationship. Again, the results support the prediction of agency theory regarding the efficient monitoring effect of adherence to best-practice internal governance systems in constraining firms' earnings management practices and subsequently enhancing firms' performance. Moreover, the study's findings regarding the positive effect of earnings management on performance, which suggests efficiency motives behind earnings management practices in Africa, demonstrate that the African context is uniquely different from other emerging markets that report opportunistic motives. Concerning the moderating role, our study reveals that the positive effect of earnings management on the financial performance of firms tends to be stronger in the presence of corporate governance quality.

Keywords: Profit management, corporate governance, corporate performance

بهبود عملکرد کیفیت شرکت ها با استفاده از روش های مدیریت سودآوری

محمدصادق وفاخواه

دانش آموخته DBA موسسه آموزش عالی ترجمان علوم

چکیده

این مقاله در چارچوبی پویا به بررسی رابطه بین مدیریت سود و عملکرد مالی شرکت ها در کشورهای انگلیسی زبان جنوب صحرای آفریقا می پردازد. این مطالعه نشان می دهد که چگونه این رابطه از طریق معیارهای کیفیت خوب عملکرد حاکمیت شرکتی و افشاء جامع تعدیل می شود. یافته ها نشان می دهد که اثرات عملکرد مدیریت سود حتی پس از کنترل درون زایی پویا، همزمانی و ناهمگونی غیر قابل مشاهده مستقل از زمان که در رابطه مدیریت سود و عملکرد طبیعی است، باقی می ماند. همچنین، نتایج از پیش بینی نظریه نمایندگی در رابطه با اثر نظارت کارآمد پایبندی به بهترین رویه ی سیستم های حاکمیت داخلی در محدود کردن اقدامات مدیریت سود شرکت ها و متعاقباً بهبود عملکرد شرکت ها پشتیبانی می کند. علاوه بر این، یافته های این مطالعه در رابطه با تأثیر مثبت مدیریت سود بر عملکرد، که انگیزه های کارآمد-محور را در پشت پرده اقدامات مدیریت سود در آفریقا نشان می دهد، اثبات کرد که بافت آفریقا به طور منحصربه فردی با سایر بازارهای نوظهور که انگیزه های فرصت طلبانه را گزارش می کنند متفاوت است. با توجه به نقش تعدیل کننده کیفیت حاکمیت شرکتی، مطالعه ما نشان می دهد که تأثیر مثبت مدیریت سود بر عملکرد مالی شرکت ها در حضور کیفیت حاکمیت شرکتی قوی تر است.

کلیدواژه ها: مدیریت سود، حاکمیت شرکتی، عملکرد شرکت

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. مقدمه

این مقاله یک مطالعه بین المللی را در مورد رابطه بین مدیریت سود (EM) و عملکرد شرکت در کشورهای جنوب صحرائی آفریقا (ASSAC) با استفاده از یک رویکرد مدل سازی پویا انجام می دهد. پژوهش حاضر از چند جهت نوآورانه است. این پژوهش اولین مطالعه چند کشوری در مورد بررسی رابطه بین EM و عملکرد شرکت با استفاده از نمونه هایی از ASSAC و یک رویکرد مدل سازی پویا برای شرکت های ASSAC می باشد. علاوه بر این، این پژوهش اولین مطالعه بین کشورهای آفریقایی است که از شاخص های حاکمیت شرکتی جامع به جای مکانیسم های حاکمیت شرکتی مجزا استفاده می کنند که در مطالعات دیگر به عنوان متغیرهای تعدیل کننده در رابطه EM-عملکرد شرکت استفاده شده اند (صلاح و جربویی، 2021). این مطالعه به روش های زیر به ادبیات کمک می کند. اول، تأثیر EM بر عملکرد مالی جاری و آتی شرکت ها در کشورهای جنوب صحرائی آفریقا به ندرت در ادبیات مطالعه شده است. دوم، این مطالعه نقش تعدیل کننده کیفیت حاکمیت شرکتی را در ارتباط بین EM و عملکرد شرکت بررسی می کند. سوم، نظریه نمایندگی را با استفاده از حاکمیت شرکتی به عنوان متغیر تعدیل کننده اعمال و توسعه می دهد. چهارم، تأثیر EM بر سودآوری موضوع بحث های زیادی در ادبیات، هم از لحاظ نظری و هم از لحاظ تجربی بوده است. در حالی که برخی از مطالعات اثرات مثبت EM را بر سودآوری شرکت ها نشان دادند (فنگ، 2008؛ نگونجیری، 2017)، برخی دیگر اثرات منفی EM را بر سودآوری شرکت ها اثبات کرده اند. (الحداد و الاون، 2017؛ دنبث، 2017). با این حال، برخی از مطالعات دیگر نتایج مبهم یا غیرقطعی یافتند (لی، و یو، 2006؛ موشی، 2016). نتایج این مطالعات مطمئن به نظر نمی رسد. علاوه بر این، روش های مورد استفاده در مطالعات EM، از اقلام تعهدی کل، اقلام تعهدی خاص، و مدل های توزیع سود گرفته تا مطالعات موردی در مدیریت سود همانطور که در ادبیات شناسایی شده اند، نیاز به بررسی بیشتر دارند.

بنابراین، اهمیت این تحقیق ناشی از بکارگیری دستورالعمل ها و برآوردگرهای بهینه برای مدل در یک محیط نهادی است که در آن کیفیت حاکمیت شرکتی (CGQ) و اقدامات به طور قابل توجهی با آنچه در ایالات متحده انجام می شود متفاوت است، جایی که بیشتر مطالعات در این زمینه از آنجا سرچشمه می گیرد. این مطالعه همچنین اولین پژوهش بین کشوری را در محیطی ارائه می کند که در آن ساختارهای حاکمیت شرکتی (CG) اگرچه از نظر جهت گیری مشابه هستند، اما چارچوب های قانونی و نظارتی متفاوتی برای اجرای خود دارند. علاوه بر این، مطالعات قبلی بر اساس بازار توسعه یافته، مسائل نهادی دیگری را مشاهده کرده اند که ممکن است رابطه EM-عملکرد شرکت را گنگ کرده باشند. انگیزه این تحقیق در سه سؤال اساسی خلاصه شده است: (i) چرا این مطالعه باید از رویکرد مدل سازی پویا استفاده کند؟ (ب) چرا باید شاخص های ترکیبی CGQ وارد مدل شوند؟ و (iii) چرا مطالعه باید بر ASSAC تمرکز کند؟ دلایل و توجیه این سوالات در بخش های 1.1، 1.2 و 1.3 ارائه شده است.

1.1. چرا از یک رویکرد مدل سازی پویا استفاده کنیم؟

در ادبیات EM به خوبی اثبات شده است که معمولاً مدیران تمایل دارند از اختیارات مجاز استانداردهای حسابداری برای ایجاد صورت های مالی که به دلایل مختلف باعث افزایش یا کاهش سود می شوند، استفاده کنند. با استفاده از نظریه حسابداری مثبت (واتز و زیمرمن، 1978، 1990) و نظریه نمایندگی (جنسن و مکلینگ، 1976)، فرض می کنیم که افراد (یا مدیران) همیشه به طور فرصت طلبانه برای افزایش ثروت خود عمل خواهند کرد. بنابراین، در پاسخ به این انتفاع شخصی مدیریت که اغلب به مسئله نمایندگی فرصت طلبی مدیریتی منجر می شود، سیستم های حاکمیت شرکتی برای همسو کردن منافع شخصی مدیریت با منافع ذینفعان ایجاد می شوند. ذینفعان برای اطمینان از بازده مناسب سرمایه خود بر دو استراتژی گسترده، که مکانیسم های حاکمیت خارجی و داخلی هستند، تکیه می کنند (هیگنس، ون اسن، و ون اوسترهوت، 2009). مکانیسم های حاکمیت خارجی، مانند بازارهای اکتساب یا سیستم های قانونی، نقش انضباطی را در نظارت بر رفتار مدیریتی برای کاهش مشکلات نمایندگی و در نتیجه کمک به بهبود عملکرد ایفا می کنند (گیلن، 2006). سیستم های حاکمیت شرکتی داخلی نیز به عنوان مکانیسم های ضروری برای کاهش مشکلات نمایندگی ناشی از تفکیک مالکیت و کنترل در اختیار ذینفعان است (جنسن و مکلینگ، 1976). این سیستم بر اساس مسئله ای است که به عنوان "همسویی منافع" نامیده می شود، که فرض می کند سیستم های حاکمیتی کارآمد می توانند مدیریت را منضبط کرده و نظارت کنند. از نظر تئوری، حاکمیت شرکتی خوب می تواند خطری را که هیئت مدیره ممکن است با تصمیم هایی که به نفع منافع خود است، ایجاد کند، کاهش دهد. به عنوان مثال، اشاره شده است که حضور کمیته حسابرسی (بدارد، چتورو و کورتو، 2004)، استقلال هیئت مدیره (دجو و

دیچف، 2002)، و پاداش مدیریتی کافی (گاور و گاور، 1998) منجر به کاهش رفتار فرصت طلبانه مدیریت مانند EM می شود که بر ارزش شرکت تأثیر می گذارد. هدف ساختارهای حاکمیت شرکتی کاهش یا تعدیل رویه های EM، افزایش اعتماد سرمایه گذاران و تقویت عملکرد شرکت ها می باشد. بنابراین، نقش نظارتی یک سیستم CG شامل یک هیئت مدیره مستقل و متنوع، با کمیته های فرعی هیئت مدیره مانند کمیته های حسابرسی، ریسک، پاداش و استخدام همراه با مالکیت نهادی و مشارکت حسابرسی با شهرت خوب می باشد. همه این موارد در خدمت ارائه نظارت عالی بر مدیریت از طریق همسویی منافع هستند، بنابراین EM فرصت طلبانه را محدود می کنند و در نتیجه به افزایش سودآوری کمک می کنند. این موضوع ممکن است مکانیسمی را تجمیع کند که از طریق آن حاکمیت شرکتی، EM را به سمت بهبود عملکرد در شرکت ها تعدیل می کند. تئوری نمایندگی پیش بینی می کند که رابطه علی بین EM و عملکرد باید از EM به سوی عملکرد اجرا شود. با این حال، برخی از مطالعات با نشان دادن شواهد تجربی علیت معکوس، این دیدگاه نظریه نمایندگی متعارف را به چالش کشیده اند (الکساندر و هنگکی، 2017؛ دنبات، 2017؛ ساری، جوهانپوترو، و کونتور، 2021). استدلال شده است که مدیران یک شرکت ممکن است تلاش کنند تا سود گزارش شده جاری را زمانی که سود گزارش شده قبلی بالا باشد، کاهش دهند. از سوی دیگر، این استدلال حاکی از آن است که مدیران یک شرکت ممکن است سود گزارش شده جاری را زمانی افزایش دهند که سود گزارش شده قبلی پایین باشد. (کالونکی و مارتیکاینن، 2003؛ تبسم، کلیم، و نظیر، 2015؛ زنگ، 2012). بر این اساس، ما بیان می کنیم که عملکرد شرکت وابسته به مسیر است، و به این ترتیب، رابطه EM - عملکرد را می توان از دیدگاه پویا بررسی کرد. برخی از مطالعات اخیر تلاش کرده اند تا روابط متقابل بین EM، CG و عملکرد را با استفاده از تخمین پانل پویا (چایتی و اسلام، 2021؛ کومار، ویج، و گوسوامی، 2021؛ ندو، چوووگور، آریزه، و مالیندرتوس، 2019) یا از طریق یک مدل سوئیچینگ درون زا (تانگ و چانگ، 2013) مدل سازی کنند. علاوه بر این، در سیستمی که هدف های عملکردی یک مولفه است، و EM و عملکرد به طور همزمان تعیین می شوند، انتظار می رود که تغییرات در EM به طور سیستماتیک با تغییرات در عملکرد شرکت مرتبط نباشد. بنابراین، زمانی که درون زایی از همزمانی و ناهمگونی غیر قابل مشاهده ناشی می شود، EM باید با عملکرد شرکت بی ارتباط باشد.

یقیناً، ماهیت پویای رابطه بین EM و عملکرد شرکت تا حد زیادی ناشناخته است و در بازارهای آفریقا و سایر کشورها به خوبی درک نشده است. همچنین، مطابق با تانگ و چانگ (2013)، ما رابطه علی بین مدیریت سود و عملکرد پیش بینی شده توسط تئوری نمایندگی متعارف را به چالش می کشیم و بیان می کنیم که EM و CGQ به طور پویا با عملکرد شرکت مرتبط هستند. این ماهیت پویا نشان می دهد که ساختار EM، CG و عملکرد فعلی یک شرکت تحت تأثیر عملکرد گذشته است (وینتوکی، لینک و نتر، 2012). از نظر تجربی، ضریب معنی دار متغیر وابسته تاخیری در مدل های مطالعه، از این ماهیت دینامیکی بنیادی رابطه EM-cum-CGQ - و عملکرد پشتیبانی می کند. علیت همچنین ممکن است در جهت معکوس باشد، یعنی از عملکرد گذشته تا ساختار حاکمیت فعلی و EM. این به عنوان منبع دیگری از درون زایی به نام درون زایی پویا در رابطه EM یا حاکمیت شرکتی و عملکرد، شناخته می شود (وینتوکی و همکاران، 2012).

ما کارایی EM را در کمک به عملکرد شرکت در زمینه آفریقا با توجه به وجود درون زایی پویای بالقوه، زمانی که ماهیت پویای آن در مدل سازی در نظر گرفته شود، زیر سوال می بریم. بنابراین، مطالعه ما به بررسی این موضوع می پردازد که آیا رابطه علی بین EM و عملکرد وجود دارد یا خیر، همانطور که توسط نظریه نمایندگی در بازارهای معمولی آفریقایی پس از کنترل درون زایی پویا پیشنهاد شده است. ما هیچ مطالعه ای در کشورهای جنوب صحرای آفریقا پیدا نکردیم که رابطه EM-عملکرد را به این صورت بررسی کرده باشد. علاوه بر این، مطالعه ما همچنین به درخواست های محققان قبلی در این زمینه برای استفاده از مدل های پانل پویا در تحقیقات مالی، گزارشگری و حاکمیت شرکت پاسخ می دهد. (به عنوان مثال، فلائری و هانکینز، 2013؛ وینتوکی و همکاران، 2012؛ و ژو، فاف، و آلپرت، 2014 را ببینید).

1.2. چرا باید از شاخص های کیفیت حاکمیت شرکتی ترکیبی استفاده کنیم؟

مطالعات قبلی تک کشوری یا دو کشوری در مورد عوامل تعیین کننده EM و رابطه EM و عملکرد، عوامل مختلفی را که روی اقدامات EM و عملکرد شرکت ها تأثیر می گذارد، توسعه داده اند. به نظر می رسد که CGQ کل، به طور کاملاً شگفت آور، سهواً در این بحث گم شده است. بنابراین این مطالعه به دنبال کشف نقش CGQ کل در این مباحث است. این موضوع به این دلیل است که به نظر می رسد EM در محدوده ضمنی سیستم ها و ساختارهای CG انجام می شود. ساختار

ضعیف CG به مدیران اجازه می‌دهد تا در اجرای مسئولیت‌های سرپرستی خود احتیاط کنند، که منجر به اقدامات غیرقابل قبولی مانند EM فرصت‌طلبانه می‌شود که شرکت‌ها را برای سرمایه‌گذاری جذاب نمی‌کند. بنابراین، انتظار می‌رود که سیستم‌های CG کارآمد، اقدامات فرصت‌طلبانه EM را محدود کرده و متعاقباً اعتبار و سودآوری شرکت‌ها را افزایش دهند. بنابراین، نقطه ورود مطالعه کنونی به بحث، معرفی شاخص‌های CGQ کل (یعنی شاخص‌های بهترین عملکرد و افشا) به عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده در رابطه EM و سودآوری است که توسط تحقیقات قبلی در نظر گرفته نشده است. در قایسه با مطالعات قبلی مانند عبادی، حجازی و الراحله (2016)، اشفق، کیانی و سعید (2017)، چن، کائو، تسائو و وو (2007)، گمپرز، ایشی و متریک (2003)، لونتیس و دیمیتروپولوس (2012)، و لونتیس، دیمیتروپولوس و اووسو آنسا (2013)، ساختارهای CGQ به طور پیوسته در نظر گرفته می‌شوند زیرا زمانی که ترکیبات انتخاب شده از این متغیرها به کار گرفته شوند، CG بهبود می‌یابد. IFC (2014) به اهمیت شاخص‌ها و کارت‌های امتیازی به‌عنوان ابزارهایی اشاره کرده است که رعایت کدهای CG را اندازه‌گیری می‌کنند و رویه‌های حاکمیتی بهتر را بدون دخالت قوانین تحریک می‌کنند. این مطالعه نقش‌های متعددی را که شاخص‌های حاکمیت شرکتی یعنی «کارآمدترین رویه» و «افشاء» در واحدهای تحلیل آن ایفا می‌کنند در نظر می‌گیرد.

1.3. چرا روی ASSAC تمرکز کنیم؟

کشورهای جنوب صحرای آفریقا ویژگی‌های مشابهی دارند. این منطقه یک انبار مواد معدنی، و پر از مناطق حفاظت شده و پارک‌های ملی است. از نظر اقتصادی، درصد زیادی از مردم به کشاورزی و عمدتاً دامداری مشغول هستند. با این حال، این منطقه در حال تبدیل به مناطق تجاری و صنعتی است و صادرکننده مواد خام است. بسیاری از این کشورها، محصور در خشکی هستند و به طور کامل از دریا جدا هستند و تجارت آنها با سایر کشورها دشوار می‌باشد. فرهنگ و جمعیت اکثر کشورهای جنوب صحرای آفریقا به نوعی کشورهای در حال توسعه هستند: سرانه تولید ناخالص داخلی پایین، نرخ رشد بالای جمعیت، نرخ باسوادی پایین، زیرساخت‌های ضعیف، و فساد شدید و سوء مدیریت. با این حال، این منطقه به دلیل برخورداری از منابع طبیعی غنی از بالاترین پتانسیل توسعه برخوردار است و آن را به یکی از جذاب‌ترین مقاصد تجاری برای سایر بلوک‌های منطقه تبدیل می‌کند.

ظهور جهانی سازی، انتقال مهارت‌ها، فناوری و کارآمدترین رویه‌های CG را در سراسر منطقه جنوب صحرای آفریقا ارائه می‌کند، که این ظرفیت را دارد تا شرکت‌ها را در مسیر سودآوری و رشد هدایت کند. اتحادیه مشترک المنافع برای حاکمیت شرکتی (CACG) در سال 1999 و سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در سال 2004 اصول CG را با هدف تعیین دستورالعمل‌هایی برای توسعه و اجرای کدهای CG محلی برای کشورهای و بازارهای سرمایه آنها تدوین کردند. شرکت مالی بین‌المللی (IFC) در سال 2005 مجموعه ابزاری از اصول حاکمیت شرکتی را که عمدتاً بر اساس چارچوب OECD بود، ایجاد کرد که به طور گسترده برای کمک به کشورهای در تهیه پیش‌نویس اصول و بهبود استانداردهای حاکمیتی مورد استفاده قرار گرفت. بسیاری از کشورهای اصول CG را توسعه دادند و آگاهی از حاکمیت و تأثیر آن بر شرکت‌ها، بازارها و جوامع به طور قابل توجهی در سطح جهانی رشد کرد. با این حال، تجربه آفریقا از نظر پیشرفت در ساختارهای CG و درک تأثیر آن بر رویه‌ها و عملکرد EM شرکت‌ها تا حد زیادی ناشناخته باقی مانده است. این تحولات CG در سراسر جهان، و حمایت از پذیرش و انطباق آنها توسط کشورهای و بازارهای سرمایه آنها، این مطالعه را بر آن داشت تا سیستم‌های CG مورد استفاده توسط شرکت‌های ASSAC بررسی کرده و این موضوع که آیا CGQ هنگام بحث در مورد رابطه EM و عملکرد شرکت در ASSAC اهمیت دارد یا خیر را مورد مطالعه قرار دهد. علاوه بر این، فرهنگ‌های غنی و متنوع در سراسر کشورهای مشترک المنافع یافت می‌شوند. با این حال، همه دارای ویژگی‌های استاندارد هستند، به این معنی که اجماع در مقیاس جهانی آسان‌تر از اجماع در کشورهای متنوع که از چنین اشتراک‌هایی برخوردار نیستند به دست می‌آید. این ویژگی منحصر به فرد «مشترک‌المنافع» به‌طور چشمگیری ارتباط و تفاهم را میان ملل مختلف در سراسر جهان تسهیل می‌کند. کنترل این تنوع در کشورهای مشترک المنافع برای دستیابی به درجه‌ای از اجماع در تدوین دستورالعمل‌های حاکمیت شرکتی توسط اتحادیه مشترک المنافع برای حاکمیت شرکتی (CACG) امکان دستیابی به اجماع را برای همه کشورهای نشان می‌دهد. این نقش اتحادیه مشترک المنافع به ویژه در روند کنونی جهانی سازی حائز اهمیت است (همچنین به کامینگ، هو و وو، 2017 مراجعه کنید).

ادامه این مقاله به شرح زیر است. مرور ادبیات به طور خلاصه در بخش 2 ارائه شده است که از آن فرضیه های تحقیق ایجاد می شود. بخش بعدی، بخش 3، مقدمه ای از روش مطالعه، شرح منابع جمع آوری داده ها و تعاریف متغیرهای مطالعه ارائه می شود. بخش 4 نتایج و بحث های تجربی را ارائه می کند. بخش پایانی، بخش 5، مقاله را با اشاره به محدودیت های آن با برخی پیشنهادات برای مطالعات بیشتر به پایان می رساند.

2. بررسی ادبیات

2.1. مدیریت سود و عملکرد شرکت از دیدگاه تئوری نمایندگی

نظریه نمایندگی توسط جنسن و مکلینگ (1976) بر مسئله ذاتی تضاد منافع نمایندگی، که از جدایی مالکیت و کنترل ناشی می شود، تأکید می کند. شکاف بین منافع مالکان و مدیران اغلب منجر به شیطنت مدیریت می شود (نیبرگ، فولمر، گرهارت و کارپنتر، 2010). تئوری نمایندگی بیان می کند که افراد همیشه فرصت طلبانه عمل می کنند، مانند «مدیریت درآمد» تا حدی که اقداماتشان باعث افزایش ثروتشان شود. بنابراین، از منظر تئوری نمایندگی، مدیریت ممکن است EM را به عنوان یک ابزار طبیعی در خدمت منافع شخصی برای بهبود وضعیت خود ببیند. این دیدگاه با تئوری حسابداری مثبت (PAT) نیز تأیید می شود، که نشان می دهد انعطاف پذیری ایجاد شده توسط استانداردهای حسابداری، انگیزه ها و فرصت هایی را برای مدیریت ایجاد می کند تا از EM با تمرکز بر انتخاب های خاص روش های حسابداری استفاده کند. PAT تشخیص می دهد انتخاب خط مشی حسابداری، پیامدهای اقتصادی دارد، که می تواند منجر به حداکثر سازی ارزش شرکت (دیگان، 2009) یا فرصت طلبی (هیلی و وال، 1999) بسته به اینکه آیا مدیران به نفع سهامداران عمل می کنند یا خیر، شود (تانگ و چانگ، 2013). واتس و زیمرمن (1990) دریافتند که EM زمانی اتفاق می افتد که مدیران از اختیارات خود در مورد گزارش های حسابداری با یا بدون محدودیت استفاده کنند. این مطالعه CGQ را به عنوان یک مکانیسم یا استراتژی مؤثر برای محدود کردن رویه های مدیریت سود، تأثیرگذاری بر رفتار مدیریتی، کاهش مشکلات نمایندگی و افزایش عملکرد شرکت ها در نظر می گیرد. به طور کلی، CGQ بر استفاده از انتخاب های حسابداری تأثیر گذاشته، که در نتیجه بر عملکرد تأثیر می گذارد.

از نظر مفهومی، EM ممکن است به عنوان فرآیند برداشتن گام های آگاهانه در چارچوب محدودیت های اصول پذیرفته شده حسابداری برای رسیدن به سطح مطلوب سود گزارش شده تعریف شود (دیویدسون، استیکنی و ویل، 1988). شیپر (1989) EM را به عنوان یک مداخله هدفمند در فرآیند گزارشگری مالی خارجی برای به دست آوردن سود شخصی تعریف می کند. هدف اولیه EM هموارسازی درآمد و ارائه تصویری ثابت از ثبات در عملکرد شرکت است. گراهام، هاروی و راجکوپال (2005) گزارش می دهند که مدیران ترجیحات محکمی برای کسب درآمد هموار دارند. اکثریت قریب به اتفاق مدیران مالی که مورد بررسی قرار گرفتند (یعنی 78٪ از مدیران) درآمدهای هموار را به درآمدهای متغیر ترجیح می دهند و برای کسب درآمد هموار از ارزش اقتصادی چشم پوشی می کنند. علاوه بر این، تصور می شود که سودهای متغیر پرریسک تر از سودهای هموار باشد. علاوه بر این، سود هموار امکان دقت در پیش بینی های تحلیلگران را فراهم می کند، زیرا سود هموارتر، قابلیت پیش بینی سودهای آتی را بهبود می بخشد و قیمت سهام را افزایش می دهد. شرکت ها ممکن است از استراتژی های EM مختلف برای هموارسازی سود استفاده کنند. از یک طرف، مدیران یک شرکت ممکن است سود گزارش شده را زمانی کاهش دهند که سود گزارش شده قبلی بالا باشد. از طرف دیگر مدیران یک شرکت ممکن است سود گزارش شده را زمانی افزایش دهند که درآمد گزارش شده قبلی پایین باشد (کالونکی و مارتیکاینن، 2003؛ تبسم و همکاران، 2015؛ زنگ، 2012). علاوه بر این، مدیران ممکن است از EM برای حفظ عملکرد خوب و دستیابی به اهداف قراردادی شخصی مرتبط با "آمار حسابداری گزارش شده" استفاده کنند (ال سود، 2012). به عنوان مثال، مدیران ممکن است درآمد گزارش شده را افزایش یا کاهش دهند تا عملکرد مطلوب شرکت را نشان دهند تا پاداش بالاتر مربوط به عملکرد سهام آتی شرکت را به دست آورند. بنابراین، رویه های EM بر اساس نحوه به کارگیری مدیران می تواند برای عملکرد شرکت مفید یا مضر باشد. (بورنمان، کیک، ممل، و پینگستن، 2012؛ رونن و یاری، 2008؛ تانگ و چانگ، 2013).

تحقیقات قبلی نشان داده است که EM بر عملکرد شرکت تأثیر می گذارد. بحث در مورد ارتباط بین EM و عملکرد به دو دلیل اهمیت بیشتری پیدا کرده است. اولاً، به دلیل تقاضا برای اعتبار در «درآمد خالص» گزارش های مالی، زیرا عملکرد مالی منبع اصلی اطلاعات برای کاربران و سرمایه گذاران خارجی است - دوم، تلاش برای جلوگیری از رسوایی های حسابداری آتی

ناشی از آخرین بحران مالی 2008/2007. قابل ذکر است، تقاضا برای تحقیق در مورد دلایل دستکاری گزارش های حسابداری و اثرات آنها بر عملکرد و ثبات شرکت ها برای جلوگیری از رسوایی های آینده افزایش یافته است. (چیمینی، 2015؛ دنبات، 2017 فیلیپ و رافورنیه، 2014).

بررسی رابطه بین EM و عملکرد شرکت ها، همچنان یک بحث ادامه دار است (به عنوان مثال، گیل، بیگر، مند و ماتور، 2013؛ دنبات، 2017؛ و چاکرون و عمار، 2022). با این وجود، در ادبیات تحقیق شواهد مختلفی در زمینه رابطه بین عملکرد شرکت و EM وجود دارد. گیل و همکاران (۲۰۱۳) و چاکرون و عمار (۲۰۲۲) به این نتیجه رسیدند که شیوه EM به طور منفی با عملکرد شرکت که از طریق بازده دارایی ها اندازه گیری شده مرتبط است. آردکانی، نجات و هاشمیجو (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط بین اکتساب، مدیریت سود و عملکرد شرکت در شرکت های مالزیایی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج آن ها نشان می دهد که فعالیت های EM دارای همبستگی منفی با عملکرد مالی یک شرکت پس از تاریخ اکتساب برای سهام شرکت های اکتساب شده هستند. بهاجراج، هریبار و پیکونی (۲۰۰۹) شواهدی را ارائه می دهند که نشان می دهند شرکت های درگیر در فعالیت EM، عملکرد بازار سهام بدتری دارند. تیلور و زو (۲۰۱۰) با ارائه دلایلی نشان دادند که زمانی که این فعالیت ها به ارزش آینده شرکت آسیب می رسانند، شرکت ها سعی می کنند از فعالیت های EM اجتناب کنند. یک خط طولانی از مقالات، ارتباط مثبت بین مدیریت سود و عملکرد شرکت ها را ثبت نمودند. به عنوان مثال، لی، لی و یو (۲۰۱۶) از داده های ۶۷ شرکت غیرمالی از سال ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۱ برای بررسی رابطه بین EM و عملکرد شرکت ها نمونه برداری کردند. آن ها نشان می دهند که سود مدیریت شده تاثیر مثبتی بر عملکرد و رشد شرکت دارد. نتایج آن ها نشان می دهد که شرکت هایی با عملکرد بالاتر، درآمدها را افزایش می دهند. با این وجود، آن ها یک رابطه منفی بین درآمدهای گزارش شده و رشد مورد انتظار پیدا کردند. دجو، اسلوان و سویینی (۱۹۹۵) و کازنیک (۱۹۹۹) نشان می دهند که ارقام تعهدی اختیاری دارای همبستگی مثبتی با عملکرد شرکت هستند. مک نیکولز (۲۰۰۰) نیز رابطه مثبتی را بین ارقام تعهدی اختیاری و پیش بینی های رشد درآمدهای بلند مدت توسط تحلیل گران می یابد. اخیرا منگالا و دهندا (۲۰۱۹) که EM و عملکرد IPO ها در هند را بررسی کردند، نشان دادند که عملکرد پس از انتشار شرکت های IPO هند ناشی از سال انتشار EM است. آفزال، گمایونی و سیاپولین (۲۰۲۱) نیز در مقاله مفهومی خود گزارش دادند که EM دارای تاثیر مثبتی بر ارزش شرکت است که از طریق CG تعدیل می شود. در ضمن هرنواتی، غزالی، یویتا و پرستیوی (2021) گزارش دادند که شرکت های تولیدی اندونزیایی که به طور عمومی عرضه می شوند، از استراتژی افزایش درآمد EM برای انتقال رفاه بالقوه از شرکت به سهامداران استفاده می کنند.

طبق معمول، رابطه علی پیش بینی شده از طریق نظریه نمایندگی حاکی از آن است که رابطه علی باید از EM تا عملکرد شرکت اجرا شود. با این وجود، برخی مطالعات این رویکرد سنتی را به چالش کشیده اند (الکساندر و هنگکی، 2017؛ ساری و همکاران، 2021). تانگ و چانگ (۲۰۱۳) از مدت ها پیش از لحاظ تجربی بیان نمودند که EM به صورت درونی از طریق فرآیند به حداکثر رساندن سود و همچنین ویژگی های قابل مشاهده و غیرقابل مشاهده شرکت تعیین می شود. با توجه به اینکه EM و عملکرد به طور همزمان در سیستمی تعیین می شوند که در آن هدف عملکرد یک جز است، تغییرات EM نباید به طور سیستماتیک به تغییرات در عملکرد شرکت مرتبط باشد. به عبارت دیگر زمانی که درون زایی از همزمانی و ناهمگونی مشاهده نشده ناشی می شود، EM باید به عملکرد شرکت مرتبط باشد. در ضمن منبع دیگری از درون زایی، یعنی درون زایی پویا را می توان در مطالعات مربوط به رابطه عملکرد EM (کومار و همکاران، ۲۰۲۱ اندو و همکاران، ۲۰۱۹) و رابطه عملکرد CG مشاهده کرد (وینتوکی و همکاران، 2012). ماهیت پویای رابطه عملکرد EM نشان می دهد که EM فعلی و عملکرد تحت تاثیر عملکرد گذشته قرار دارند (وینتوکی و همکاران، 2012)، از این رو لازم است در مدل رابطه بین EM و عملکرد، یک اصطلاح عملکرد تاخیری را برای کاهش اربیی متغیر حذف شده احتمالی بگنجانیم. براساس پیش بینی های متناقض نظریه نمایندگی با توجه به رابطه عملکرد EM و CG، همراه با استدلال های تجربی غیرقاطع، ما از یک چشم انداز پویا یک ارتباط بسیار معنادار بین EM و عملکرد در حضور CGQ ارائه می دهیم اما هیچ جهت خاصی را برای این رابطه تعیین نمی کنیم. در نتیجه فرضیه اول ما به صورت زیر فرمول بندی می شود:

فرضیه 1. در حضور کیفیت حاکمیت شرکتی، مدیریت سود ارتباط بسیار معناداری با عملکرد مالی شرکت ها در ASSAC دارد.

2.2. نظریه نمایندگی و نقش کیفیت حاکمیت شرکتی

نظریه نمایندگی که توسط جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶) مطرح شده است، بر نقش اساسی سیستم های حاکمیت شرکتی موثر در کاهش مشکلات نمایندگی مانند EM فرصت طلبانه (کورنت، مک نات و تهرانیان، 2009 کریشنن، 2003 شن و چیه) یا شرارت مدیریتی (نایبرگ و همکاران، 2010) ناشی از جداسازی مالکیت و کنترل تاکید می کند. کریشنن (۲۰۰۳) متوجه شد که مکانیزم های CG در محدود کردن EM فرصت طلبانه و تاثیر بر نوع EM مورد استفاده حیاتی هستند. نقش تعدیل کننده CGQ در رابطه عملکرد EM، تا همین اواخر در بحث تجربی مورد توجه قرار نگرفته بود. با این وجود، برخی از محققان این نقش را مشاهده و به آن اشاره کرده اند (خان، 2012).

این پژوهش حاکی از آن است که بدون حضور متغیر (های) CG، بررسی EM و ارتباط آن با عملکرد کامل نخواهد بود. به نظر می رسد که EM در محدوده ضمنی سیستم ها و ساختارهای CG انجام می شود. ساختارهای CG ضعیف یا ناچیز به مدیران اجازه می دهند تا در اعمال مسئولیت های نظارتی خود که اغلب منجر به اعمال غیرقابل قبول می شود، اختیار تام داشته باشند و شرکت ها را برای سرمایه گذاری غیرجذاب سازند. با این وجود، انتظار می رود که ساختارهای CG عالی و قوی، شیوه های EM را محدود کرده و متعاقبا اعتبار و سودآوری شرکت ها را افزایش دهند (برای مثال، تانگ و پونگ، ۲۰۱۳). در نتیجه مطالعه حاضر نشان می دهد که حضور CGQ به طور معناداری بر مدیریت درآمد و در نتیجه سودآوری شرکت ها تاثیر می گذارد یا آن ها را تعدیل می کند. مجددا لازم است اشاره کنیم که تقریبا تمام مطالعات قبلی انجام شده در رابطه عملکرد - EM (الحداب و الاون، 2017؛ چاکرون و عمار، 2022؛ دنبات، 2017؛ هرنواتی و همکاران، 2021؛ ننگجیری، 2017؛ ساری و همکاران، 2021؛ وانگ، شان، او و ژائو، 2022)، درون زایی پویا بالقوه ذاتی در رابطه عملکرد-EM همراه با CG را کنترل نمی کنند. براساس استدلال های اشاره شده در بالا و با درون زایی پویا در ذهن، فرضیه دوم خود را به صورت زیر ارائه می دهیم:

فرضیه ۲. رابطه بین مدیریت سود و عملکرد مالی شرکت ها در ASSAC به طور معناداری توسط کیفیت حاکمیت شرکتی تعدیل می شود.

3. داده ها و روش

3.1. جمع آوری داده ها و منابع داده

از بین شرکت های پذیرفته شده در بازارهای سهام مربوطه در کشورهای انتخاب شده انگلیسی زبان از کشورهای جنوب صحرای آفریقا، یک نمونه انتخاب شده است. پس از پژوهش های قبلی (دیتمار و ماهریت اسمیت، 2007؛ شولتز، تان، و والش، 2010)، شرکت های بیمه و بانک ها را از نمونه خود حذف می کنیم زیرا شرکت های مالی از بسیاری جهات بسیار متفاوت از شرکت های غیر مالی هستند. انتخاب یک مدل مدیریت سود مناسب برای شرکت های غیر مالی ممکن است برای شرکت های مالی مناسب نباشد. انتخاب نمونه نهایی مطالعه با در دسترس بودن گزارش های سالانه شرکت ها و داده های مالی مربوطه برای ۱۳ سال پوشش از ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۹ هدایت می شود. سال ۲۰۰۷ به این دلیل انتخاب شده است که جدول زمانی توسعه کدهای CG در میان کشورهای نمونه نشان می دهد که بسیاری از کشورهای مورد بررسی کدهای CG خود را در سال ۲۰۰۶ معرفی یا تجدید کرده اند. در نتیجه ۲۰۰۷ و پس از آن برای ارزیابی کیفیت CG در کشورهای نمونه مناسب تشخیص داده شدند. ۲۰۱۹ آخرین سالی بود که داده ها در زمان انجام مطالعه در دسترس بود.

از منابع اطلاعاتی دیجیتال مانند پایگاه های داده کتابخانه بازارهای آفریقا، سرمایه گذاران آفریقایی، ماچامرتیوس و تغییرات سهام مربوطه ASSAC انتخاب شده برای به دست آوردن داده های مالی استفاده شده است. داده های مربوط به مکانیزم های CG سطح شرکت، از گزارش های سالانه شرکت ها با استفاده از اصول CACG و OECD در CG به عنوان راهنما، جمع آوری شدند.

3.2. متغیرها

3.2.1. متغیر وابسته: عملکرد

برای سازمان های مختلف، عملکرد را می توان به روش های مختلفی همچون ROA، ROE و کیو توبین در نظر گرفت و محاسبه کرد. با این حال، عملکرد به این اشاره دارد که یک شرکت تا چه حد بازده یا ارزشی را برای تامین کنندگان مالی خود و سایر ذینفعان ایجاد کرده است. در این تحقیق ROA را به عنوان معیار عملکرد در نظر می گیریم. ROA رقابت پذیری شرکت و کارایی مدیریت را محاسبه می کند. مطالعه حاضر از ROA به عنوان معیار عملکرد مالی خود استفاده می کند که مشابه با سایر مطالعات انجام شده می باشد (فاروقی، هریس و نیگو، ۲۰۱۴؛ لین و فو، ۲۰۱۷؛ سو و توزو، ۲۰۱۹). بازده دارایی به صورت زیر اندازه گیری شد:

$$ROA_{i,t} = EBIT_{i,t} / TA_{i,t}$$

که در آن $EBIT_{i,t}$ به سود قبل از بهره و مالیات برای شرکت (i) در سال (t) و $TA_{i,t}$ نیز به کل دارایی های شرکت (i) در سال (t) اشاره دارد.

عملکرد شرکت یک متغیر حیاتی است که با EM ارتباط دارد. گاناوان، داراموان و پورنامواتی (۲۰۱۵) اظهار داشتند که مدیران آن ها را به عهده خواهند گرفت تا بهترین عملکرد شرکتشان را نشان دهند. این نشان می دهد که برای جذاب تر کردن شرکت، مدیران تمایل به دستکاری درآمدها به سمت بالا دارند (کوتاری، لئون و واسلی 2005؛ ماچوگا و تیتل، 2007). مدیران یک شرکت سود آور پایدار، نیاز کمی به اصلاح درآمدهایشان دارند. مطالعاتی مانند علی، نور، خورشید و محمود (۲۰۱۵)، و دینث (۲۰۱۷) گزارش کرده اند که EM بر عملکرد شرکت تاثیر منفی می گذارد. بعلاوه، سو و توزو (۲۰۱۹) شواهدی ترکیبی از مکانیزم های مختلف حاکمیت شرکتی را یافتند که بر عملکرد شرکت تاثیر می گذارند و دوگانگی مدیرعامل و اندازه هیئت مدیره تاثیر منفی بر عملکرد دارند. در مقابل، استقلال هیئت مدیره تاثیر مثبتی بر عملکرد داشت. سایر نویسندگان مانند والسون (۲۰۰۶) که تاثیر منفی استقلال هیئت مدیره بر عملکرد را یافتند، نشان می دهند که داشتن مدیران مستقل در هیئت مدیره برای حاکمیت بهتر به جای عملکرد بهتر است. ادبیات مربوط به ارتباط بین EM و عملکرد شرکت، شواهد مختلفی را گزارش می دهد؛ بنابراین این مسئله همچنان به عنوان یک سوال باز در نظر گرفته می شود.

3.2.2. متغیر مستقل: مدیریت سود که از طریق اقلام تعهدی اختیاری اندازه گیری می شود

خان (۲۰۱۲) اقلام تعهدی اختیاری (DA) را به عنوان یک هزینه یا دارایی غیراجباری که در سیستم حسابداری ثبت شده است و هنوز باید تحقق یابد، توضیح می دهد. یک پاداش پیش بینی شده برای مدیریت، یک نمونه است. استفاده از مقادیر اقلام تعهدی خام به عنوان مقیاسی از EM یک روش ساده برای ارزیابی کیفیت درآمدها است زیرا شرکت ها می توانند اقلام تعهدی بالایی را به دلایل تجاری مشروع مانند رشد فروش داشته باشند. یک مقیاس پیچیده تر را می توان با تلاش برای طبقه بندی اقلام تعهدی کل (TA) به اقلام تعهدی غیر احتیاطی (NDA) و احتیاطی (DA) ایجاد کرد. جزء غیر اختیاری منعکس کننده شرایط تجاری مانند رشد و طول چرخه عملیاتی است که به طور طبیعی اقلام تعهدی را از بین می برد، در حالی که بخش اختیاری انتخاب های مدیریت را مشخص می کند (کیف، 2013). پر کردن مقادیر اختیاری اقلام تعهدی از مقادیر کل اقلام تعهدی، معیاری است که اقلام تعهدی را تنها با توجه به انتخاب مدیریت نشان می دهد. در نتیجه به نظر می رسد که هیچ دلیل تجاری برای این اقلام تعهدی وجود ندارد؛ بنابراین اقلام تعهدی اختیاری، نماینده بهتری برای EM است. از میان چندین نماینده مجموع اقلام تعهدی که در ادبیات پژوهشی برای اندازه گیری EM ارائه شده اند، پژوهش حاضر بر مدل پی (۲۰۰۵) از اقلام تعهدی اختیاری تمرکز دارد. پی (۲۰۰۵) مدل جونز را گسترش می دهد که به طور گسترده از طریق اضافه کردن اقلام تعهدی کل تاخیری یا جریان های نقدی یا جریان های نقدی تاخیری و اقلام تعهدی کل تاخیری استفاده می شود. این به این دلیل است که اقلام تعهدی دارای همبستگی منفی با جریان نقدی فعلی از عملیات هستند اما دارای همبستگی مثبت با جریان نقدی تاخیری از عملیات هستند (دجو ۱۹۹۴، دجو دیچوت ۲۰۰۲). در ضمن پی (۲۰۰۵) تنظیمات مشابهی را برای مدل تعدیل شده جونز انجام می دهد. نتایج تجربی او ثابت می کند که گنجاندن CFOs فعلی و تاخیری به طور معناداری قدرت توضیحی مدل جونز را بهتر می کند. با این وجود، هیچ تفاوت کیفی بین مدل پی و مدل جونز یا جونز اصلاح شده بر اساس قدرت توضیحی اقلام اضافه شده وجود ندارد. با این وجود، مطالعه حاضر از مدل پی (۲۰۰۵) از اقلام تعهدی اختیاری به عنوان مدل مناسب برای ویژگی های داده های نمونه تحقیق استفاده می کند. مدل پی (۲۰۰۵) برای اقلام تعهدی کل برای مطالعه حاضر تعیین شد:

$$TA_t = \alpha_1 1/A_{t-1} + \alpha_2 \Delta Rev_t/A_{t-1} + \alpha_3 PPE_t/A_{t-1} + \alpha_4 CFO_t/A_{t-1} + \alpha_5 CFO_{t-1}/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

در حالی که جزء اقلام تعهدی غیر اختیاری با مدل زیر مشخص می شود:

$$NDA_t = \alpha_1 1/A_{t-1} + \alpha_2 \Delta Rev_t/A_{t-1} + \alpha_3 PPE_t/A_{t-1} + \alpha_4 CFO_t/A_{t-1} + \alpha_5 CFO_{t-1}/A_{t-1} \quad (2)$$

که در آن؛ TA_t کل اقلام تعهدی محاسبه شده به عنوان درآمد خالص عملیاتی (NOPI) منهای جریان های نقدی حاصل از عملیات برای هر سال t است (یعنی $TA_t = NOPI_t - CFO_t$)؛ NDA_t اقلام تعهدی غیر اختیاری برای هر سال t است؛ $CFO_{t(t-1)}$ جریان های نقدی حاصل از عملیات برای هر سال t یا $(t-1)$ است؛ ΔRev_t تغییرات در درآمد (از فروش اعتباری) برای هر سال t است؛ PPE_t اموال، کارخانه و تجهیزات برای هر سال t است؛ A_{t-1} کل دارایی ها در پایان دوره $(t-1)$ است؛ ε_t خطای تصادفی است که به صورت تخمین EM استفاده می شود (یعنی اقلام تعهدی اختیاری که معمولاً به عنوان کل اقلام تعهدی منهای اقلام تعهدی غیر اختیاری محاسبه می شود). ضرایب: α_1 ، α_2 و α_3 برآورد پارامترهای خاص شرکت α_1 ، α_2 و α_3 به ترتیب از طریق رگرسیون OLS از معادله (1) است.

اثرات علی و روابط بین EM و سودآوری یا بین CG و سودآوری به طور گسترده ای در ادبیات موضوع، هم به صورت نظری و هم به صورت تجربی، مورد مطالعه قرار گرفته است. در حالی که برخی از مطالعات مانند فنگ (۲۰۰۸) و نگونی (۲۰۱۷) اثرات مثبتی از EM بر سودآوری شرکت ها یافتند، سایر مطالعات مانند الاداب و الون (۲۰۱۷)، آمارزیت، ناهوم، هارویندر و نیل (۲۰۱۳)، چاکرون و آمار (۲۰۲۲)، دبنات (۲۰۱۷) و گونگ، لوئیس و سان (۲۰۰۸) تاثیر منفی بر سودآوری شرکت های EM را نشان دادند. با این حال، برخی از مطالعات دیگر نتایج مختلط یا غی رمعنناداری یافته اند (لی و همکاران، 2016؛ موشی، 2016). عبادی و همکاران (۲۰۱۶) در رابطه با EM، CG و رابطه عملکرد گزارش کردند که EM به طور منفی تحت تاثیر مقوله های شاخص CGQ کلی در اردن قرار دارد. اشفق و همکاران (۲۰۱۷) نیز گزارش دادند که شاخص CG تاثیر مثبت معناداری بر عملکرد شرکت ها در موسسات مالی متعارف و اسلامی دارد. یافته های آن ها نشان می دهد که همانطور که CGQ بهبود می یابد، توانایی آن برای محدود کردن EM نیز بهبود می یابد که منجر به بهبود عملکرد در شرکت ها می شود. در مجموع به نظر می رسد پژوهش های قبلی در مورد ارتباط بین EM، CG و عملکرد بی نتیجه هستند و بنابراین توجه آن ها را به مطالعات بیشتر در این زمینه معطوف می کنند.

3.2.3. متغیر مستقل: کیفیت حاکمیت شرکتی به عنوان متغیر تعدیل کننده استفاده می شود

کیفیت حاکمیت شرکتی به انطباق با قوانین مدون، اخلاق بهترین عمل، سیستم ها، مکانیزم های داخلی و خارجی و عواملی که عملیات را در یک سازمان کنترل می کنند و سازمان نسبت به آن ها پاسخگو باقی می ماند، اشاره دارد. ممکن است حاکمیت شرکتی به طور مجزا محاسبه شود و اغلب براساس مکانیسم هایی مانند اندازه هیئت مدیره، جلسات هیئت مدیره، استقلال هیئت مدیره، کمیته های هیئت مدیره و غیره باشد. با این حال ممکن است یک معیار شاخص از حاکمیت شرکتی براساس تجمع مکانیزم های فردی ساخته شود. براون، بیکز و ورهوان (۲۰۱۱) اظهار داشتند که بهتر است کیفیت حاکمیت شرکتی یک شرکت، به صورت امتیاز آن با توجه به برخی شاخص های ساخته شده از مجموعه ای از شاخص ها یا ویژگی های حاکمیت در نظر گرفته شود. مطالعه حاضر شاخص های CGQ خود را در شباهت به شاخص های حاکمیت مورد استفاده دیگر نویسندگان (بیسواس، 2013؛ لارکر، ریچاردسون و تونا، 2007؛ پرومین، جومرئورنونگ و جیراپورن (2012)؛ پرومین، جومرئورنونگ و جیراپورن، 2014؛ ساویکی، 2009) در سنجش کیفیت حاکمیت شرکتی می سازد. با این وجود، مطالعه حاضر از اصول CG مورد نیاز انجمن کشورهای مشترک المنافع برای حاکمیت شرکتی (CACG) در ساخت شاخص های CGQ پیروی می کند. در ضمن اصول CACG بیشتر از طریق دیگر دیدگاه های نهادی CG مورد سنجش قرار گرفتند، مانند عوامل مورد استفاده توسط شرکت گروه ریسکومتری در ساخت قلمرو حاکمیت شرکتی که همزمان با در نظر گرفتن مقررات CG کشورهای مربوطه، قوانین CG و شیوه های افشا را در نظر می گیرند. همه مکانیزم های CG برای ایجاد

شاخص CGQ برای هر شرکت مجدداً سازماندهی شده اند. این مطالعه به این دلیل این کار را انجام می دهد که حاکمیت شرکتی زمانی بهبود می یابد که مکانیزم های فردی انتخاب شده اتخاذ شوند (لونتیس و همکاران، 2013 لونتیس و دیمیتروپولوس، 2012 تانگ و چانگ، 2013). پس از آن، شاخص های CGQ مطالعه از طریق تجزیه و تحلیل مولفه اصلی چرخش یافته تولید می شوند (لارکر و همکاران، 2007). این مطالعه دو شاخص مجموع جداگانه از "افشا" و "بهترین ساختارهای حاکمیت عمل" را برای بررسی اثرات مربوطه آن ها بر عملکرد ایجاد می کند. در مجموع ۴۹ مورد شامل ۲۲ و ۲۷ مورد افشا و بهترین عملکرد برای ساخت دو شاخص CGQ مطالعه برای شرکت های مبتنی بر افشای سطح شرکت و معیارهای بهترین عملکرد مورد استفاده قرار گرفتند. این شاخص های CGQ از حدود ۱.۵ تا ۲.۶ + تغییر می کنند که مقادیر بزرگ نشان دهنده کیفیت بهتر حاکمیت شرکتی است. ما انتخاب شاخص های CGQ خود را به دو دلیل توجیه می کنیم: (۱) با در نظر گرفتن این که به طور کلی در اقتصادهای در حال ظهور کار کمی بر روی حاکمیت انجام شده است، ما به دنبال این بودیم که شبکه خود را به طور گسترده در جستجوی اجزایی که ممکن است سوالات تحقیقاتی ما را روشن کنند، قرار دهیم (بیسواس، 2013)؛ (۲) همانطور که قبلاً تانگ و چانگ (۲۰۱۳) گزارش کردند، ارزیابی کیفیت حاکمیت یک شرکت بر اساس مکانیزم های فردی یا ابعاد مجزا ممکن است ناکافی باشد. CG یک سیستم پیچیده متشکل از مکانیزم های نظارتی متعدد از ابعاد مختلف، از جمله ویژگی های هیئت مدیره و ساختار مالکیت است. برای دستیابی به نظارت CG بهینه، مکانیزم ها باید همکاری نزدیکی با یکدیگر داشته باشند. در ضمن همانطور که قبلاً توسط چن و همکاران (۲۰۰۷) نشان داده شد، اکثر مطالعات قبلی اثر CG را با استفاده از ویژگی های حاکمیت خاص بررسی کرده اند و این احتمال را نادیده گرفته اند که دیگر مکانیزم های حاکمیت به عنوان یک مکمل عمل می کنند یا اینکه یکی از ویژگی ها یک مقیاس از ویژگی دیگر است (همچنین مطالعه وانگ و همکاران، ۲۰۲۲ را ببینید). یه، شو و سو (۲۰۱۲) که از یک شاخص حاکمیت پوشش دهنده متغیرهای ساختار مالکیت و ساختار هیئت مدیره استفاده کردند، مجدداً استدلال کردند که مزیت ترکیب مکانیزم های حاکمیت از ابعاد مختلف، از اثرات مخدوش کننده ای که در آن دیدگاه های مختلف پیش بینی های متفاوتی در CGQ ارائه می دهند، اجتناب می کند. در نتیجه با توجه به فقدان نظریه در مورد ساختار حاکمیت شرکتی، ما استدلال می کنیم که با توجه به جنبه های مختلف حاکمیت، کیفیت حاکمیت به طور دقیق کیفیت کلی حاکمیت یک شرکت را نشان می دهد. در ضمن با توجه به محدودیت های ذاتی با تمام ساختارهای شاخص CGQ، نویسندگان معتقدند که شاخص های CGQ ساخته شده از طریق یک تکنیک کاهش داده کارآمد که به عنوان تجزیه و تحلیل مولفه اصلی چرخش یافته (RPCA) شناخته شده، برای مطالعه مناسب است. به نظر می رسد که RPCA فرآیند مناسب تری برای ایجاد یک معیار CG باشد، زیرا شاخص های حاکمیتی را که دارای همبستگی بالایی هستند، شناسایی می کند (دی، 2008).

پژوهش های فراوانی در زمینه نقش و تاثیر CG بر EM یا عملکرد انجام شده است. ایجاد مکانیزم ها یا سیستم های CG برای اطمینان از اینکه مدیران از اختیارات حسابداری مسئولانه استفاده می کنند، لازم است. سیستم های CG مکانیزم هایی هستند که هزینه نمایندگی مدیران منفعت طلب را محدود می کنند. مطالعات قبلی نشان داده اند که یک سیستم CG جامع برای جلوگیری از سواستفاده از EM ضروری است (لئوز، ناندا و ویسوکوی، ۲۰۰۳، لو، وانگ و فرث، ۲۰۱۰، تانگ، چن و چانگ، ۲۰۱۳). استدلال شده است که حاکمیت هیئت مدیره می تواند مستقیماً بر تصمیمات و فعالیت های مدیران تاثیر بگذارد. همچنین می تواند بر انتخاب، استخدام و کنترل حسابرسان خارجی و همچنین مکانیزم های کنترل داخلی از طریق کمیته حسابرسی تاثیر بگذارد. حاکمیت موثر هیئت مدیره می تواند از سیستم کنترل داخلی برای نظارت بر EM فرصت طلبانه استفاده کند (بریکلی، کولز و تری، 1994؛ کارچلو، هالینگزورث، کلین و نیل، 2006؛ کلاین، 2002). مقالات قبلی نیز نشان داده اند که چگونه استقلال هیئت مدیره می تواند EM را محدود کند (دجو و دیچف، 2002). این مطالعات استدلال می کنند که از آنجا که مدیران مستقل به دنبال منافع شخصی مانند پاداش اجرایی نیستند، بهتر است آن ها را برای نظارت بر فعالیت های مدیریت اجرایی قرار دهند. برخی از آن ها به سمت جستجوی خود و گاهی معاملات کلاهبردانه در دارایی ها و اقدامات شرکت هدایت می شوند که سرمایه گذاران را از رسیدن به اهداف خود منحرف می کند. بدارد و همکاران (۲۰۰۴) نیز به این نتیجه رسیدند که کمیته های حسابرسی با تخصص مالی در ایالات متحده می توانند EM را ممنوع کنند. در ضمن آگراوال و چادا (۲۰۰۵) اشاره می کنند که تخصص حسابرسی می تواند از تقلب و دستکاری درآمد ها جلوگیری کند. وونگ (۲۰۲۱) دریافت که نمایندگان زن در هیئت مدیره، EM بیشتر در ویتنام را تشویق می کنند. در مقابل، زنانی که موقعیت هایی را در هیئت ها اشغال می کنند با EM کمتری ارتباط دارند. نویسندگان استدلال کردند که حضور صرف زنان در هیئت مدیره به احتمال زیاد می تواند منجر به نظارت ضعیف بر EM شود. در نتیجه نویسندگان سیاست ها و اصلاحاتی را پیشنهاد

دادند که بر ترویج زنان برای رسیدن به مقام‌هایی مانند روسا به جای اعمال فشار بر افزایش تعداد زنان در هیئت مدیره تاکید دارند. گاور و گاور (۱۹۹۸)، تنها در صورتی که درآمدها مثبت باشند، رابطه مثبت و معناداری را بین پرداخت نقدی و درآمدها یافتند. بابر، کانگ و کومار (۱۹۹۸) این دیدگاه را با این استدلال تایید می‌کنند که شرکت‌هایی با عملکردهای پاداش بالاتر، مولفه‌های درآمدی پایدارتری دارند. چنگ (۲۰۰۴) رابطه مثبت معناداری را بین تغییرات پاداش اختیار و هزینه‌های R&D به عنوان رویکردهای سال‌نهایی اجرایی نشان داد. علاوه بر این، هیسون، تیان، ویر و ویدمن (۲۰۱۲) و من و وانگ (۲۰۱۳) مشاهده کردند که کمیته پاداش در زمان تعیین پاداش نقدی برای مدیران اجرایی، تصمیمات مربوط به هزینه‌های اختیاری در سال‌نهایی مدیران اجرایی را اتخاذ می‌کند. زمانی که مدیران حسابداری تعهدی را تشکیل می‌دهند، آن‌ها برای به حداقل رساندن پرداخت‌ها مداخله می‌کنند. با توجه به شاخص مجموع CG، عیب‌داری و همکاران (۲۰۱۶) نشان دادند که EM به طور منفی تحت تاثیر مقوله‌های کلی شاخص حاکمیت ارائه شده توسط اندازه هیئت مدیره، جلسات هیئت مدیره، حسابداری، به کار گماری و حضور کمیته پاداش قرار می‌گیرد. خان و همکاران (۲۰۲۰) اشاره کردند که سیستم نظارت بر حاکمیت شرکتی در مهار رفتار فرصت طلبانه EM بسیار سودمند است. در ضمن زی، دیویدسون و دادالت (۲۰۰۳) اشاره کردند که سیستم نظارت CG، EM را کاهش می‌دهد. اشفق و همکاران (۲۰۱۷) نیز گزارش دادند که شاخص CG تاثیر مثبت معناداری بر عملکرد بازار شرکت‌ها برای موسسات مالی متعارف و اسلامی دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که همانطور که CGQ بهبود می‌یابد، توانایی آن برای محدود کردن EM نیز افزایش می‌یابد، در نتیجه عملکرد شرکت‌ها بهبود می‌یابد.

3.2.4. سایر متغیرهای مستقل به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده می‌شوند

تاثیر عواملی غیر از EM و CGQ بر عملکرد شرکت مشخص شده‌اند. بر اساس بررسی‌های نظری و تجربی خود از ادبیات تحقیق، اندازه شرکت، سن، اهرم مالی، رشد، پذیرش IFRS و مشهود بودن دارایی را به عنوان برجسته‌ترین متغیرهای تاثیرگذار بر عملکرد شرکت شناسایی کردیم. در نتیجه در مطالعه ما این متغیرها کنترل شد. اندازه شرکت می‌تواند مقیاس بزرگی یک شرکت را نشان دهد. این متغیر به صورت لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها در پایان سال برای کنترل اثرات اندازه شرکت بر عملکرد اندازه گیری شد. با توجه به صرفه جویی در مقیاس، شرکت‌های بزرگ می‌توانند هزینه‌ها را ذخیره کنند و در نتیجه سودآوری را افزایش دهند. در نتیجه انتظار می‌رود که اندازه تاثیر مثبتی بر عملکرد شرکت داشته باشد. همانطور که سن شرکت بالا می‌رود، انتظار می‌رود که تجربه لازم و دانش مورد نیاز در مورد نحوه عملکرد موثر در بازار خود را به دست آورد. در نتیجه انتظار می‌رود که سن شرکت رابطه مثبتی با عملکرد نشان دهد. چندین مطالعه دیگر نیز اندازه و سن شرکت را در تخمین‌های مشابه کنترل کرده‌اند (آگوستینی، ۲۰۱۶؛ اشفق و همکاران، ۲۰۱۷؛ هاینریش و دای، ۲۰۱۶؛ لین و فو، ۲۰۱۷).

ما همچنین اهرم اندازه گیری شده را به صورت نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها به عنوان یک متغیر کنترل در نظر می‌گیریم. از اهرم برای تعیین مقدار مورد نیاز برای تامین مالی یک شرکت از منابع خارجی استفاده می‌شود. هرچه ارزش اهرم بالاتر باشد، سرمایه‌گذاران با ریسک بیشتری مواجه می‌شوند. بنابراین انتظار می‌رود که اهرم مالی رابطه ای معکوس با عملکرد داشته باشد. سرمایه‌گذاران افزایش قدرت نفوذ شرکت را به عنوان نشانه مثبتی از رشد شرکت درک نمی‌کنند؛ در عوض، این طرح به عنوان یک طرح نجات برای جلوگیری از بحران مالی در نظر گرفته می‌شود. تامین مالی بدهی بیش از حد، بار بهره را افزایش می‌دهد و هزینه سرمایه را افزایش می‌دهد و تاثیر منفی بر سودآوری شرکت و ارزش بازار می‌گذارد. همانند مطالعه حاضر، مطالعات قبلی اهرم را در تخمین‌های خود کنترل کرده‌اند (فاروقی و همکاران، ۲۰۱۴؛ گومبول، هو و هوگ، ۲۰۱۶؛ فام، اوه، و پیچ، ۲۰۱۵).

بر اساس مطالعه کوئاری، لئون، واسلی (۲۰۰۲) و فرانسیس و وانگ (۲۰۰۴)، این مطالعه فرصت‌های رشد اندازه گیری شده از طریق نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را به عنوان یک متغیر کنترل دیگر برای در نظر گرفتن اثر چشم‌اندازهای رشد بازار بر عملکرد مالی شرکت‌ها در نظر می‌گیرد. شرکت‌هایی که چشم‌انداز رشد خوبی دارند نیز از سهم قابل توجهی از بازار بهره‌مند می‌شوند که منجر به یک مقیاس بزرگتر در عملیاتشان و در نتیجه سودآوری می‌شود. یک شرکت تا زمانی که رشد خود را به حداکثر برساند، سهم بازار را به دست خواهد آورد (ورنفلت، ۱۹۸۶). در ادبیات EM موجود و برای عملکرد شرکت از رشد استفاده شده است (به عنوان مثال، دنبات، ۲۰۱۷؛ فانگ، ۲۰۰۸؛ لی و همکاران، ۲۰۱۶).

در آخر اینکه در این مطالعه اثرات مشهود بودن دارایی و پذیرش IFRS بر عملکرد شرکت را کنترل نمودیم. معمولاً با فراگیر بودن دارایی‌های نامشهود شرکت از جمله سرقتی، حق ثبت اختراع و هزینه‌های توسعه سرمایه‌گذاری شده، رفتار دستکاری شرکت‌ها با ارقام حسابداری، برای تحت تاثیر قرار دادن "حد سودآوری" به موفقیت می‌رسد و رونق می‌یابد. انتظار می‌رود

که شیوه های EM نسبتاً پایین تر از سایر روش های مشابه باشند و بخش قابل توجهی از دارایی ها به دارایی های نامشهود گره خورده باشند، زیرا نسبت های قابل توجهی از دارایی های کل یک شرکت به عنوان دارایی های مشهود در نظر گرفته می شوند. در نتیجه انتظار می رود مشهود بودن دارایی رابطه مثبتی با عملکرد نشان دهد. در ضمن مشخص شده است که IFRS یا GAAP محلی، اثرات چشمگیری بر EM و در نتیجه عملکرد شرکت ها دارند. با این وجود، شواهد مربوط به تاثیر پذیرش IFRS بر عملکرد و جهت این رابطه (باکر، 2017) با دلایل قابل قبولی که برای یافته های هر مطالعه ارائه شده، ترکیب شده است. به این ترتیب، ما انتظار هیچ جهت خاصی از این رابطه را نداریم.

جدول 1: اندازه گیری متغیرهای مورد استفاده در مدل های مطالعه

متغیر	مقیاس	منبع	علامت پیش بینی شده
ROA بازده دارایی (شاخصی برای عملکرد/سودآوری شرکت)	این متغیر به صورت ذیل محاسبه می شود $ROA_{i,t} = EBIT_{i,t} / TA_{i,t}$ به طوری که: $EBIT_{i,t} = \text{سود قبل از بهره و مالیات شرکت } i \text{ در سال } t$ $TA_{i,t} = \text{کل دارایی های شرکت } i \text{ در سال } t$	گزارش سالانه شرکت ها	
DA اقدام تعهدی اختیاری (شاخصی برای مدیریت سود)	با استفاده از مدل تعهدی اختیاری Pae (2005) اندازه گیری می شود. $NA_t = \alpha_1 1 / A_{t-1} + \alpha_2 \Delta Rev_t / A_{t-1} + \alpha_3 PPE_t / A_{t-1} + \alpha_4 CFO_t / A_{t-1} + \alpha_5 CFO_{t-1} / A_{t-1}$ $A_{t-1} = \text{کل دارایی ها در سال } t-1$ $\Delta Rev_t = \text{تغییر در درآمدها نسبت به سال قبل}$ $PPE_t = \text{ارزش ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات در سال } t$ $CFO_t = \text{جریان های نقدی عملیاتی در سال } t$ $CFO_{t-1} = \text{جریان های نقدی عملیاتی در سال } t-1$ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5 = \text{پارامترهای خاص شرکت می باشد که برآورد پارامترهای خاص شرکت از طریق مدل ذیل انجام می شود:}$	گزارش سالانه شرکت ها	+/-

		$TA_t/A_{t-1} = \alpha_1 1/A_{t-1} + \alpha_2 \Delta Rev_t/A_{t-1} + \alpha_3 PPE_t/A_{t-1} + \alpha_4 CFO_t/A_{t-1} + \alpha_5 CFO_{t-1}/A_{t-1} + \varepsilon_t$ <p>به طوری که مجموع اقلام تعهدی (TA) به عنوان درآمد قبل از اقلام فوق العاده و عملیات متوقف شده منهای جریان های نقدی عملیاتی تعریف می شود، یعنی $TA_t = NOP_{It} - CFO_t$</p> <p>ε_t اقلام تعهدی اختیاری (DA) در سال t است.</p>	
-/+	دستورالعمل‌های CACG و OECD CG SEC کدهای CG برای کشورهای مربوطه، گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	این متغیر به عنوان یک شاخص برای شرکت i در سال t، بر اساس افشای سطح شرکت و مکانیسم‌های کارآمدترین رویه اندازه‌گیری می‌شود. افشای CGQ به صورت DCGQ نشان داده می‌شود در حالی که کارآمدترین رویه به صورت BPCGQ نشان داده می‌شود.	CGQ کیفیت حاکمیت شرکتی
کنترل‌ها			
-	گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	این متغیر به صورت مجموع بدهی‌ها تقسیم بر کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. به شکل لگاریتمی نشان داده شده است	LEV اهرم
+	گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	لگاریتم کل دارایی‌های یک شرکت	SIZE اندازه شرکت
+	گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	با محاسبه نسبت قیمت به ارزش دفتری برای شرکت i در سال t اندازه‌گیری می‌شود.	GRWTH فرصت‌های رشد
+	گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	به صورت تعداد سال‌های بین تاریخ تاسیس تا پایان دوره نمونه اندازه‌گیری می‌شود. به شکل لگاریتمی نشان داده شده است.	AGE سن شرکت
-/+	گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	این یک متغیر ساختگی است که در صورت پذیرش IFRS توسط شرکت با عدد 1 و در غیر این صورت عدد 0 می‌گیرد.	IFRS اتخاذ IFRS
+	گزارش‌های سالانه شرکت‌ها	به عنوان نسبت دارایی‌های مشهود به کل دارایی‌های شرکت i در سال t اندازه‌گیری می‌شود.	ASSTANG ملموس بودن دارایی
		جمله خطا	جمله خطا $\varepsilon_{i,t}$

3.2.5. مشخصات مدل

مشخصات کلی مدل های پانل اتورگرسیو مرتبه اول [AR(1)] را می توان به صورت معادله زیر بیان کرد:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it-1} + \sum_{j=1}^N \alpha_j X_{jit} + v_t + \mu_t + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن Y_{it} عبارت است از ROA که مقیاسی برای عملکرد مالی شرکت i در سال t است، α_0 ثابت است؛ و α_1 و α_j ضرایب برآورد شده ناشناخته هستند. X_j بردار متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل است، از جمله: EM، CGQ و سایر متغیرهای کنترل سطح شرکت. در بخش فرعی ۳.۲ به تعاریف و اندازه گیری های این متغیرها اشاره شده است و در جدول ۱ نیز خلاصه شده اند. این مدل همچنین عدم تجانس کشور مشاهده نشده (v_t)، اثرات ثابت شرکت (μ_t) و همچنین اثرات خاص زمانی (η_t) را کنترل می کند که برای همه شرکت ها مانند اثرات نرخ تورم، رشد GDP، نوسانات بازار یا دیگر شرایط اقتصاد کلان، مشترک و متغیر با زمان هستند. و در نهایت، ε_{it} عبارت خطای کلاسیک را نشان می دهد که به صورت مستقل و یکسان توزیع شده است.

نکته بسیار مهم در اینجا این است که تعداد وقفه های متغیر وابسته که باید در سمت راست مدل در نظر گرفته شود، یک سوال تجربی است. مطالعات قبلی در زمینه EM و CG معمولاً ساختار AR(1) (به عنوان مثال، مونیسی، راند، ۲۰۱۳) ان دو و همکاران، ۲۰۱۹ (نگوین، لاک و رییدی، ۲۰۱۴، ۲۰۱۵) یا ساختار AR(2) (وینتوکی و همکاران، 2012) را برای کنترل اثرات بالقوه فرآیند خود همبستگی بر روی عبارت تصادفی به کار گرفته اند. با توجه به اینکه عملکرد مالی معمولاً وابسته به مسیر است (بیچوک و رو، 1999)، ممکن است انتظار داشته باشیم که عملکرد فراتر از اولین تاخیر، تاثیر منفی بر عملکرد فعلی بگذارد. در نتیجه ساختار خودهمبستگی مرتبه اول عمومی AR(1) مورد استفاده در مدل ما ممکن است ماهیت پویای رابطه عملکرد EM و CG را به طور کامل درک نکند. با پیروی از وینتوکی و همکاران (۲۰۱۲)، مشخصات مدل نمایش داده شده در معادله (۳) را با برآورد یک رگرسیون OLS از Y_{it} در Y_{it-1} و Y_{it-2} و X_{it} تایید می کنیم. ما هیچ شواهد آماری در مورد تاثیر Y_{it-2} بر Y_{it} نیافتیم که نشان می دهد به نظر می رسد که ROA با تاخیر یک ساله برای به دست آوردن تمام تاثیر گذشته بر تحقق فعلی عملکرد کافی باشد. این نتیجه در راستای تحقیق ژو و همکاران (۲۰۱۴) است که نشان می دهند با توجه به محدودیت بعد زمان در مجموعه داده های پانل مالی شرکت، یک مدل پانل AR(1) تقریباً در تمام مطالعات مالی تجربی شرکت غیرقابل اجتناب به نظر می رسد. با استفاده از معیارهای EM و CGQ همراه با دیگر ویژگی های کنترل شده برای سطح شرکت می توانیم معادله (۳) را با جزئیات بیشتری به شرح زیر نمایش دهیم:

$$+ \alpha_7 \text{IFRS } ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ROA_{it-1} + \alpha_2 DA_{it} + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 GRWTH_{it} + \alpha_6 AGE_{it} + \alpha_8 ASSTANG_{it} + v_t + \mu_t + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ما از مطالعات آنتونیا، گونی و پودیال (۲۰۰۸) و کریووگورسکی و گروندنسکی (۲۰۱۰) پیروی کردیم و مدل های تجربی ما از رابطه پایه (۴) از طریق یک روش دو مرحله ای توسعه یافته اند. اولاً اثرات EM و سایر ویژگی های سطح شرکت بر عملکرد، با برآورد معادله (۴) بررسی خواهد شد. این مرحله به ما اجازه می دهد تا مشخص کنیم که کدام یک از متغیرهای توضیحی ما ارتباط معناداری با عملکرد شرکت های نمونه برداری شده دارند. پس از در نظر گرفتن CGQ (به عنوان "افشا" و "بهترین معیارهای عمل")، گام دوم به بررسی تاثیر مستقیم CGQ بر عملکرد مالی این شرکت های پذیرفته شده می پردازد. ما همچنین به تعامل بالقوه بین EM و CGQ و دیگر متغیرهای توضیحی که به طور معناداری با عملکرد مرتبط هستند، علاقمند هستیم. ما می توانیم به طور تجربی دو فرضیه پژوهشی مربوط به اثرات EM و CGQ و اثر متقابل آن ها بر عملکرد شرکت را آزمایش کنیم. مدلی که برای انجام این تحلیل مشخص شده است به صورت زیر است:

$$IFRS ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ROA_{it-1} + \alpha_2 DA_{it} + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 LEV_{it} + \alpha_5 GRWTH_{it} + \alpha_6 AGE_{it} + \alpha_7 \\ it + \alpha_8 ASSTANG_{it} + \alpha_9 CGQ_{it} + \alpha_{10} CGQ^*EM_{it} + v_t + \mu_t + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

3.2.6. رویکرد برآورد

یکی از مشکل سازترین مسائل مستند در ادبیات مالی و حاکمیت شرکتی، مربوط به اعتبار استنتاج های علی در مورد رابطه بین ویژگی های مالی و حاکمیت خاص شرکت و عملکرد است (براون و همکاران، 2011). همانطور که قبلا بحث شد، تعیین درونزاد و همبستگی پویا بین ساختارهای فعلی EM به همراه CG با عملکرد گذشته، از طریق تحقیقات قبلی مثبت ستند شده است (به عنوان مثال، وینتوکی و همکاران، 2012). در نتیجه همانطور که در معادله ۵ نشان داده شده است، رگرسیون متغیر عملکرد بر EM که در آن متغیر(های) CGQ کنترل می شود، باید در یک چارچوب پویا مورد بررسی قرار گیرد. با این حال، حضور ساختار AR(1) و متغیر(های) توضیحی درونی در معادله ۵، سوگیری های برآورد جدی را معرفی می کند (فلانری و هانکینز، 2013). در ادبیات اقتصاد سنجی به خوبی نشان داده شده است که برآورد معادله (۵) از طریق روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، ضرایب مغرضانه و متناقض را نتیجه می دهد، زیرا OLS اثرات فردی مشاهده نشده ثابت زمانی و درون زایی متغیر وابسته تاخیری را در نظر نمی گیرد (فلانری و هانکینز، 2013؛ وینتوکی و همکاران، 2012). OLS با برآورد کننده اثرات ثابت هنوز هم اثرات فردی مشاهده نشده را از بین می برد. علاوه بر این، مملو از اریبی نیکل است زیرا اگر T بدون در نظر گرفتن اندازه N ثابت باشد، همراه با ناتوانی آن برای مقابله با درون زایی متغیر وابسته تاخیری، برآوردهای پارامتر ناسازگاری را تولید می کند (نیکل، 1981). دو تکنیک گسترده برای اصلاح این تناقض در صورت ثابت بودن T عبارتند از: (۱) برآوردگر تفاوت AB که توسط آزلانو و باند (۱۹۹۱) مطرح شده و (۲) برآوردگر سیستم BB که توسط بلوندل و باند (۱۹۹۸) توصیه شده است.

بلوندل و باند (۱۹۹۸) ثابت کرده اند که ممکن است برآوردگر تفاوت AB، دچار سوگیری نمونه محدود شود و در داده های بسیار پایدار به دلیل ابزارهای ضعیف عملکرد ضعیفی داشته باشد. در مقابل، سیستم BB برآوردگر GMM در مقایسه با تفاوت AB خود از GMM کارآمدتر است و احتمال سوگیری در نمونه کوچکتر کمتر است (بلوندل و باند، ۱۹۹۸). در ضمن سیستم BB برآوردگر GMM تاثیر پایداری بالای متغیرهای EM و CG را کاهش می دهد که به بهبود قدرت برآوردها کمک می کند (آنتونیو و همکاران، 2008؛ هوچل، اشمید، والتر و یرماک، 2012). برآوردگر GMM سیستم BB برای ویژگی های مجموعه داده این مطالعه مناسب به نظر می رسد، یعنی: (1) یک پانل نامتعادل با طول کوتاه تا متوسط ($T = 13$) و اندازه نمونه بزرگتر ($N = 106$)؛ (2) CGQ درون زا در نظر گرفته می شود؛ (3) رابطه عملکرد CG همراه با EM ذاتا پویا است؛ و (4) عملکرد مالی ممکن است از طریق اثرات ثابت فردی هدایت شود که قابل مشاهده نیستند. تحلیل های شبیه سازی توسط فلنری و هنکینز (۲۰۱۳) و ژو و همکاران (۲۰۱۴) انجام شد و همچنین نشان داد که GMM سیستم BB به عنوان بهترین برآوردگر در میان مجموعه داده ها با شرایط ذکر شده در بالا ظاهر می شود. در نتیجه ما از GMM سیستم دو مرحله ای BB (SGMM) به عنوان تکنیک برآورد اولیه خود برای کاهش سوگیری پانل پویا و نگرانی های درون زایی استفاده می کنیم. این تکنیک اقتصادسنجی در چندین مطالعه در مورد حاکمیت شرکتی و مطالعات EM نیز به کار گرفته شده است (به طور مثال به مطالعات اندو و همکاران، 2019؛ نگوین و همکاران، 2014، 2015؛ وینتوکی و همکاران، 2012 رجوع کنید). تکنیک دو مرحله ای SGMM شامل یک سیستم از معادلات در سطوح مختلف است که به نویسندگان اجازه می دهد تا همه یا برخی از متغیرهای توضیحی در معادله ۵ را درونی تلقی کنند. به این ترتیب، تمام متغیرهای توضیحی به جز سن شرکت درونی در نظر گرفته شدند. ما همچنین از یک تخمین دقیق تصحیح شده از واریانس که توسط ویندمیجر (۲۰۰۵) پیشنهاد شده، برای در نظر گرفتن نگرانی بلوندل و باند (۱۹۹۸) در مورد گرایش رو به پایین خطاهای استاندارد مقاومتی برآورد شده توسط رویکرد دو مرحله ای SGMM برای نمونه های کوچک استفاده کردیم. در نهایت ما اعتبار ابزار یا همانندسازی افراطی مدل SGMM خود را با استفاده از آزمون هانسن - J برای همانندسازی افراطی آزمایش کردیم که ثابت کرد مدل ما دارای همانندسازی افراطی و به خوبی مشخص شده است. این یافته همچنین توسط آزمون تفاوت در هانسن از زیرمجموعه های برونزایی ابزار پشتیبانی شد که نشان داد ابزارهای مورد استفاده در برآوردهای ما برونزا هستند. به منظور بررسی اعتبار یافته های ما در میان تکنیک های مختلف برآورد اقتصاد سنجی و تسهیل مقایسه یافته های ما با یافته های

مطالعات مرتبط قبلی، برآوردهای زیر نیز به مجموعه داده های مطالعه اعمال شدند: Pooled OLS، برآوردهای اثرات ثابت (درون گروه ها) و همچنین برآوردهای تفاوت GMM و خطاهای استاندارد اصلاح پانل. عمل برآورد ما مطابق با پیشنهاد باند (۲۰۰۲) است که نشان می دهد برای تشخیص سوگیری های بالقوه در نتایج تجربی و همچنین برای اطمینان از پایداری پویا، برآوردهای SGMM سازگار باید با برآوردهای ساده تر مانند OLS و برآوردهای اثرات ثابت (FE) مقایسه شود. برآوردهای SGMM برتر در نظر گرفته شد و به لحاظ پویا پایدار بود زیرا برآورد آن از ضریب متغیر وابسته تاخیری در تمام مدل های ما بین برآوردهای OLS و FE قرار دارد. در نتیجه برآوردهای SGMM به دلیل پایداری پویا در همه تخمین ها، ویژگی های نمونه محدود آن نسبت به برآوردهای تفاوت-GMM و همچنین نزدیکی تخمین ضریب متغیر وابسته تاخیری به میانه مرزهای بالا (برآورد OLS) و پایین (برآورد FE)، برتر از برآوردهای تفاوت-GMM در نظر گرفته شد.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی

متغیرها	(1) N	(2) میانگین	(3) انحراف معیار	(4) کمترین	(5) بیشترین
اندازه شرکت (SIZE)	1295	5.125	0.802	2.754	7.183
رشد شرکت (GRWTH)	1288	3.134	6.085	-36.47	96.98
اتخاذ IFRS (IFRS)	1295	0.859	0.348	0	1
دارایی مشهود (ASSTANG)	1254	0.400	0.237	0.00140	0.995
عملکرد شرکت (ROA)	1294	6.032	15.53	-179.9	295.7
اقلام تعهدی اختیاری (DA)	1295	0.0200	0.755	-2.268	26.10
کارآمدترین رویه CGQ (BPCGQ)	1276	2.98e-09	1.000	-1.544	2.562
افشاء CGQ (DCGQ)	1295	2.07e-09	1.000	-0.831	1.203
سن شرکت (AGE)	1295	3.669	0.743	0	5.136
اهرم (LEV)	1264	3.755	0.779	-1.926	4.604

نکات: این جدول آمار توصیفی را بر اساس نمونه‌های تجمیعی گزارش می‌کند که اندازه آن‌ها ممکن است به دلیل مقادیر ناقص متفاوت باشد. متغیرها در جدول 1 تعریف شده است. برای اهداف تفسیری، آمار توصیفی به جز اتخاذ IFRS که از یک مقیاس ساختگی استفاده شده است بر اساس سطوح محاسبه شده اند، BPCGQ و DCGQ که به‌عنوان شاخص‌هایی از تحلیل مؤلفه‌های اصلی چرخشی نرمال شده محاسبه شدند و اندازه شرکت، سن و اهرم بر اساس فرم لگاریتمی محاسبه شدند. ROA، که متغیر وابسته در مدل ما است، تبدیل نشده است، اما اجازه داده شد شکل اصلی خود را برای (1) سهولت در تفسیر، و (2) توزیع هیستوگرام آن نرمال به نظر می‌رسد، حفظ کند

4. نتایج تجربی و بحث

4.1. آمار توصیفی

جدول ۲ خلاصه ای از آمار توصیفی شرکت های نمونه مورد بررسی از ASSAC را نشان می دهد. میانگین ROA برابر با ۶.۰۳٪ است و نشان می دهد که بازده های ایجاد شده برای تمام تامین کنندگان مالی شرکت ها در ASSAC در طول دوره نمونه، به طور متوسط نسبت به بازده های اوراق بهادار دولتی در این کشورها پایین هستند. این نشان دهنده توانایی ضعیف شرکت ها در بهره برداری از منابع خود برای ایجاد بازده مناسب برای سرمایه گذاران است. میانگین شاخص های CGQ برای معیارهای بهترین عملکرد و افشا به ترتیب 09e-2.98 و 09e-2.07 هستند. به نظر می رسد این شاخص های میانگین CGQ به طور نسبتاً نرمال با انحراف استاندارد ۱۰۰۰ توزیع شده اند که احتمالاً از RPCA نرمال شده نتیجه می شود. در امتداد خط پیوستار از ۱.۵۴۴ تا ۲.۵۶۲، این شاخص های CGQ کلی گزارش شده برای شرکت های در ASSAC بسیار پایین هستند که نشان دهنده دستاوردهای حداقلی در تلاش برای تقویت سیستم های حاکمیت شرکتی است. سطح متوسط اقلام تعهدی اختیاری یا نسبت سود مدیریت شده برای شرکت های نمونه گیری شده در حدود ۲۰٪ بود که نشان می دهد شیوه های EM شرکت ها در ASSAC در مقایسه با سایر اقتصادهای در حال توسعه نسبتاً بالا هستند (تانگ و چانگ، 2013؛ زیمون، آندریا، حسین، سیدمحمدعلی و ابراهیم، 2021). اندازه متوسط شرکت های نمونه ۵.۱۳ با انحراف معیار ۰.۸۰ بود، در حالی که اهرم تجاری ۳.۷۵ با انحراف معیار ۰.۷۸ بود. شرکت های نمونه فرصت های رشد بالایی را با میانگین نسبت قیمت به ارزش دفتری ۳.۱۳ با انحراف معیار ۶.۹۹ نشان دادند. به طور متوسط ۴۰ درصد از دارایی های شرکت های نمونه، دارایی های مشهود بودند. نسبت مشاهدات سال - شرکت که در آن IFRS به عنوان استاندارد گزارش مالی اتخاذ شده بود حدود ۸۶٪ بود.

تشخیص همبستگی که در جدول ۳ ارائه شده است نشان می دهد که تقریباً تمام متغیرهای مستقل موجود در مدل های مطالعه همبستگی آماری معناداری با متغیر وابسته دارند که به احتمال زیاد حداقل شواهدی را برای این فرضیه که این متغیرهای مستقل با متغیر عملکرد در تعامل هستند، ارائه می دهد. این شواهد ضرورت در نظر گرفتن این متغیرهای مستقل در مدل های تجربی ما برای کاهش اربیبی بالقوه ناشی از حذف متغیر را تایید می کند. لازم به ذکر است که ضریب همبستگی

بین ROA و تاخیر ۱ ساله آن (L.ROA) مثبت و از نظر آماری معنادار است (۰.۴۷ * * *) که از گزاره مستند شده مبنی بر اینکه عملکرد شرکت وابسته به مسیر است، حمایت می کند. علاوه بر این، بازده دارایی تاخیری ۱ ساله به طور معناداری با متغیرهای EM و CG و تقریباً تمام دیگر متغیرهای مستقل همبستگی دارد. روی هم رفته، این یافته ها به طور آزمایشی ماهیت پویای رابطه عملکرد EM همراه با CG را نشان می دهند که پیامد مهمی برای انتخاب روش برآورد دارد.

همچنین از جدول ۳ مشهود است که چند خطی بودن در مدل های تجربی مطالعه بعید به نظر می رسد، زیرا هیچ یک از ضرایب همبستگی بین متغیرهای مستقل بزرگتر از مقدار ۰.۸ نیست. دامور (۲۰۰۴) پیشنهاد کرد که اگر ضریب همبستگی بین رگرورها از آستانه 0.80 فراتر رود، چند خطی بودن یک مشکل جدی برای تجزیه و تحلیل رگرسیون چندگانه نخواهد بود. این موضوع توسط عوامل تورم واریانس (VIFs) که به طور رسمی برای تشخیص چند خطی بودن در میان متغیرهای مستقل مطالعه محاسبه شده اند، تایید می شود. چاترچی و هادی (۲۰۱۲، صفحه ۲۳۶) نشان می دهند که مقدار VIF بزرگتر از ۱۰ معمولاً نشانه ای از مشکلات هم خطی در نظر گرفته می شود. همانطور که در ستون ۱۲ جدول ۳ گزارش شده است، مقادیر ضریب VIF کمتر از ۲ است که به خوبی زیر مقدار سقف ۱۰ است.

4.2. تحلیل رگرسیون چندگانه

4.2.1. تاثیر EM بر عملکرد - نقش تعدیل کننده CGQ

در ادبیات EM و عملکرد شرکت به خوبی ثابت شده است که EM، CGQ و دیگر متغیرهای مستقل مورد استفاده در مدل های مطالعه درون زا هستند (نگوین و همکاران، ۲۰۱۵، تانگ تانگ و چانگ، ۲۰۱۳). با این وجود، ما درون زایی رگرورها را قبل از پرداختن به ویژگی دو مرحله ای SGMM بررسی می کنیم. بر این اساس، آزمون دوربین - وو - هاسمن (DWH) برای درون زایی تمام رگرورها تحت فرضیه صفر اجرا می شود که رگرورهای درونی ممکن است به عنوان متغیرهای برونزا در نظر گرفته شوند. آمارهای آزمون از توزیع مجذور کای (چی - کای) با درجه آزادی برابر با هفت پیروی می کنند که تعداد رگرورهای مشکوک درون زا است (EM، CGQ). اندازه شرکت، فرصت های رشد شرکت، اهرم مالی، پذیرش IFRS و نامشهود بودن دارایی). ما از شولتز و همکاران (۲۰۱۰) پیروی می کنیم و آزمون را براساس معادله (در سطوح) عملکرد شرکت، EM و CG همراه با سایر متغیرهای مستقل انجام می دهیم که در آن، تفاوت های تاخیری ۱ ساله رگرورها به عنوان متغیرهای ابزاری به کار گرفته می شوند. تنها سن شرکت در مشخصات آزمون گنجانده شد و به عنوان برون زاد در نظر گرفته شد. نتیجه نشان می دهد که فرضیه صفر را نمی توان در هیچ سطح معناداری معمولی پذیرفت ($\chi^2(7) = 22.98; p = .0017$) که نشان می دهد مدل SGMM از نظر سازگاری در مقایسه با مدل های OLS و

FE سازگار خواهد بود. در ضمن با توجه به اینکه تخمین های OLS و FE از α_1 (ضریب L.roa) تمایل دارند زمانی که طول پانل کوتاه است به سمت جهت های مخالف سوگیری داشته باشند (باند، 2002؛ نیکل، 1981)، یک تخمین معقول از α_1 باید بین تخمین FE (کران پایین) و تخمین OLS (کران بالایی) قرار گیرد (باند، 2002). از جداول ۴، ۵ و ۶ مشهود است که α_1 به دست آمده از روش دو مرحله ای SGMM بالاتر از مقادیر به دست آمده از روش FE اما پایین تر از برآوردهای OLS است. این امر با چیزی که برای پایداری پویا انتظار می رود سازگار است، بنابراین نشان می دهد که SGMM دو مرحله ای احتمالاً برآوردهای منطقی تولید می کند که حداقل بهتر از برآوردهای OLS و FE است. دوباره، آمارهای مجذور کای والد گزارش شده در جداول ۴، ۵ و ۶ تناسب کلی مدلهای SGMM را تایید می کنند. در نتیجه نتایج حاصل از آزمون هانسن-J، آزمون تفاوت در هانسن و آزمون مربع کای والد از برازش مدل کلی، همراه با برآورد منطقی از α_1 ، نشان می دهد که به نظر می رسد مدل SGMM به خوبی مشخص شده است.

جدول 3: ضرایب همبستگی جفتی و ضرایب عامل تورم واریانس.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	VIFS	
(1) ROA	1.000											
(2) DA	0.545*** (0.000)	1.000									1.04	
(3) DCGQ	0.016 (0.559)	-0.017 (0.536)	1.000								1.02	
(4) BPCGQ	0.046* (0.098)	0.050* (0.076)	0.012 (0.676)	1.000							1.12	
(5) SIZE	0.161*** (0.000)	-0.007 (0.810)	0.091*** (0.001)	-0.150*** (0.000)	1.000						1.09	
(6) GRWTH	0.226*** (0.000)	-0.011 (0.700)	0.048* (0.087)	0.101*** (0.000)	0.051* (0.065)	1.000					1.10	
(7) AGE	0.042 (0.130)	-0.009 (0.734)	0.122*** (0.000)	0.105*** (0.000)	0.133*** (0.000)	0.092*** (0.001)	1.000				1.07	
(8) LEV	-0.068** (0.016)	0.009 (0.759)	0.060** (0.034)	0.057** (0.045)	0.094*** (0.001)	0.040 (0.152)	0.083*** (0.003)	1.000			1.03	
(9) IFRS	0.001 (0.979)	0.027 (0.327)	-0.075*** (0.007)	-0.038 (0.177)	0.152*** (0.000)	-0.042 (0.136)	0.028 (0.313)	-0.046* (0.102)	1.000		1.03	
(10) ASSTANG	0.070** (0.013)	-0.047* (0.094)	-0.004 (0.892)	0.223*** (0.000)	-0.030 (0.286)	0.061** (0.031)	0.130*** (0.000)	-0.026 (0.357)	-0.041 (0.149)	1.000	1.10	
(11) L.ROA	0.472*** (0.000)	0.053* (0.068)	0.031 (0.289)	0.047* (0.108)	0.172*** (0.000)	0.261*** (0.000)	0.061** (0.037)	-0.084*** (0.004)	0.021 (0.462)	0.077*** (0.009)	1.000	1.11

توجه: این جدول ضرایب همبستگی جفتی را ارائه می‌کند که بر اساس نمونه‌هایی است که اندازه‌های آنها ممکن است به دلیل مقادیر ناقص متفاوت باشد. عامل تورم واریانس (VIFs) بر اساس نمونه مشترکی از 1113 مشاهدات سالانه شرکت است. متغیرها در جدول 1 تعریف شده است. ستاره‌ها معناداری را در سطوح 10% (*), 5% (**), و 1% (***) نشان می‌دهند.

جدول 4: تأثیر مدیریت سود بر عملکرد بدون متغیر CGQ

متغیرها	(1) Panel-corrected Standard Errors Estimator	(2) Pooled OLS Estimator	(3) System-GMM Estimator	(4) Fixed Effect Estimator	(5) Difference-GMM Estimator
L.ROA	0.274*** (0.0721)	0.305** (0.144)	0.266* (0.151)	0.137 (0.0975)	0.144* (0.0832)
DA	39.00*** (4.867)	39.90** (16.85)	30.05* (15.45)	37.81** (16.70)	29.91** (15.02)
SIZE	0.899** (0.425)	0.786 (0.701)	0.886 (0.800)	-6.108 (8.417)	-7.993 (5.092)
GRWTH	0.200*** (0.0686)	0.204* (0.117)	0.184 (0.149)	0.128 (0.0968)	0.0796 (0.0787)
AGE	0.364 (0.418)	0.612 (0.418)	0.431 (0.495)	-1.356 (2.366)	8.416** (3.585)
LEV	-2.088*** (0.687)	-1.220* (0.678)	-1.899* (1.068)	-4.748* (2.412)	-5.858*** (1.656)
IFRS	-2.365*** (0.758)	-0.445 (0.838)	-2.378*** (0.766)	-1.961** (0.881)	0.924 (0.924)
ASSTANG	7.060*** (1.814)	6.790** (3.082)	5.175* (2.699)	4.436 (3.993)	2.517 (3.415)
مقدار ثابت	7.059** (3.553)	871.5*** (241.7)		59.28 (40.94)	
اثرات ثابت کشور	Yes	Yes	Yes	No	Yes
اثرات ثابت زمان	No	Yes	Yes	No	Yes
اثرات ثابت شرکت	No	No	Yes	No	Yes
مشاهدات	1126	1126	1126	1126	1020
مربع R	0.554	0.511		0.426	
تعداد گروه ها	106		106	106	106
آماره ی F		34.43***		10.92***	
آماره ی والد خی دو	196.19***		340.37***		206.61***
تعداد ابزارها			20		19
آزمون های تفاوت در هانسن-جی برای بیش شناسایی			(0.355)		(0.800)
آزمون های تفاوت در هانسن برون زایی زیر مجموعه های ابزار، ؛ chi2(1), chi2(8) (p-value)			(0.278)		(0.789)

نکات جدول 4: این جدول نتایج تجربی را از تخمین معادله (4) با استفاده از رویکرد SGMM (ستون 3) گزارش می کند. ستون های 1، 2، 4 و 5 به ترتیب نتایج بررسی های استواری را با برآوردگرهای جایگزین PCSE، OLS، FE و Diff-GMM ارائه می دهند. ستاره ها سطح معناداری را در 10٪ (*)، 5٪ (***) و 1٪ (****) نشان می دهند. نمادها در تمام جداول رگرسیون در جدول 1 تعریف شده اند.

جدول 5: تأثیر مدیریت سود بر عملکرد در حضور CGQ (متغیر کارآمدترین رویه).

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Panel-corrected Standard Errors Estimator	Pooled OLS Estimator	System-GMM Estimator	Fixed Effect Estimator	Difference-GMM Estimator
L.ROA	0.206*** (0.0462)	0.273** (0.119)	0.237* (0.131)	0.115 (0.0707)	0.0990* (0.0583)
DA	39.53*** (2.610)	40.05*** (6.782)	38.62*** (8.220)	37.13*** (6.726)	33.10*** (5.965)
BPCGQ	0.801*** (0.307)	0.775** (0.360)	0.767** (0.388)	0.345 (1.087)	1.082 (0.783)
BPCGQ#DA	20.98*** (2.275)	21.55*** (6.189)	19.21*** (7.003)	21.33*** (6.236)	19.13*** (6.428)
SIZE	1.297*** (0.445)	1.017 (0.714)	0.736 (0.845)	-6.574 (8.307)	-5.174 (4.857)
GRWTH	0.176*** (0.0602)	0.189** (0.0940)	0.173* (0.103)	0.109 (0.0683)	0.100* (0.0597)
AGE	0.409 (0.422)	0.793* (0.436)	0.441 (0.476)	-2.799 (2.674)	7.804** (3.981)
LEV	-3.429*** (0.694)	-1.621* (0.930)	-2.227* (1.204)	-5.633** (2.159)	-6.310*** (1.768)
IFRS	-2.453*** (0.732)	0.198 (0.905)	-2.303*** (0.760)	-1.704* (0.925)	0.818 (0.896)
ASSTANG	6.916*** (1.700)	5.989** (2.344)	6.284** (2.576)	5.798 (3.877)	3.694 (3.429)
مقدار ثابت	8.773** (3.858)	1046*** (270.6)		70.16* (39.97)	
اثرات ثابت کشور	Yes	Yes	Yes	No	Yes
اثرات ثابت زمان	No	Yes	Yes	No	Yes
اثرات ثابت شرکت	No	No	Yes	No	Yes
مشاهدات	1113	1113	1113	1113	1009
R مربع	0.642	0.602		0.543	
تعداد گروه ها	104		104	104	104
F آماره ی دو		47.79***		28.55***	
آماره ی والد خی دو	470.25***		651.99***		278.24***
تعداد ابزارها			14		21
آزمون های تفاوت در هانسن برون زایی زیر مجموعه های ابزار، ، chi2(1), chi2(8) (p-value)			(0.399)		(0.723)
تست هانسن-جی برای بیش شناسایی ، chi2(9), chi2(10) (p-value)			(0.399)		(0.723)

نکات جدول 5: این جدول نتایج تجربی را از تخمین معادله (5) با استفاده از معیار (CG-best-practice) از طریق استفاده از رویکرد SGMM (ستون 3) گزارش می‌کند. ستون های 1، 2، 4 و 5 به ترتیب نتایج بررسی های استواری را با برآوردگرهای جایگزین PCSE، OLS، FE و Diff-GMM ارائه می‌دهند. ستاره ها معناداری را در سطوح 10٪ (***)، 5٪ (*) و 1٪ (***) نشان می‌دهند. نمادها در تمام جداول رگرسیون در جدول 1 تعریف شده اند.

در ضمن غیر خطی بودن احتمالی رابطه عملکرد EM را بررسی نمودیم (مازومدر، 2017 و، 2014) که فرضیه جبهه گیری - هم تراز را با در نظر گرفتن شرایط درجه دو و درجه سه متغیر EM در مدل‌های مطالعه تایید می‌کند تا امکان غیر خطی بودن احتمالی در رابطه عملکرد EM را فراهم کند. با استفاده از برآوردگرهای OLS، FE و دو مرحله ای SGMM و برآوردگرهای پانل ناهمسانی واریانس Prais-Winsten's Prais-Winsten، خطاهای استاندارد تصحیح شده (PCSE) و برآوردگرهای تفاوت-GMM (Diff-GMM) در معادله (5) متوجه شدیم که ضرایب در شرایط درجه دو و درجه سه متغیر EM صرف نظر از رویکردهای اقتصادسنجی به کار گرفته شده غیرمعنادار هستند، بنابراین فرض خطی بودن تایید شد. بررسی اعتبار نتایج نشان می‌دهد که حداقل برای شرکت های نمونه در ASSAC استفاده شده در اینجا، رابطه عملکرد EM از یک الگوی U شکل (مازومدر، 2017 و، 2014) یا یک تابع ریشه مکعب پیروی نمی‌کند (وو، 2014). این یافته در زمینه خطی بودن در رابطه عملکرد EM با ادبیات موجود سازگار است. حتی با مطالعاتی مانند وو (2014) که شواهدی مبنی بر غیرخطی بودن گزارش کردند، نویسنده در حین بررسی چنین روابطی، به دلیل یافته های متناقض مطالعه، به سایر محققان در طراحی مدل های غیرخطی هشدار داد که سوالاتی را در مورد مناسب بودن مدل های غیر خطی در مطالعاتی مانند این ایجاد می‌کند.

نتایج حاصل از تخمین دو مرحله ای SGMM با تصحیح ویندمیجر (2005) نمونه محدود در ستون 3 جداول 4، 5 و 6 گزارش شده است. فرضیه 1 که بیان می‌کند در حضور کیفیت حاکمیت شرکتی، مدیریت سود ارتباط بسیار مهمی با عملکرد مالی شرکت ها در ASSAC دارد، در جدول 5 تایید می‌شود. پیشنهاد می‌شود که اگر ضریب متغیر CGQ از نظر آماری معنادار باشد، CGQ مهم است. همانطور که در جدول 4 نشان داده شده است، ضریب (به عنوان مثال، 30.05) متغیر EM در مدل دینامیک مطالعه بدون CGQ، اگر چه در 10٪ معنادار است، هنگامی که هر یک از متغیرهای CGQ در مدل ها معرفی می‌شوند، در تمام سطوح اهمیت مرسوم بسیار معنادار می‌شود (جدول 5 و 6 را ببینید). این امر ادعای ما را تایید می‌کند که به نظر می‌رسد EM در مرزهای ضمنی سیستم ها و مقررات CG انجام می‌شود و اینکه سیستم های CG تمایل به تقویت شیوه های EM شرکت ها دارند. در ضمن CGQ هنگام در نظر گرفتن رابطه عملکرد EM معنادار است زیرا ضریب متغیر CGQ در مدل پایه ما معنادار است (جدول 5 را ببینید). این یافته ها همچنین نشان می‌دهند که حذف متغیر (های) CG در مدل های رابطه عملکرد EM ممکن است منجر به مشکلات بالقوه عدم شناسایی مدل شود. یافته های ما توسط یافته های لئونگ و هورویتز (2010)، تانگ (2012) و تانگ و چانگ (2013) که اهمیت متغیر حاکمیت شرکتی را در رابطه عملکرد EM گزارش کرده اند، تایید شده است. همچنین می‌بینیم که CGQ (یعنی هر دو معیار بهترین عمل و افشا) نقش تعدیل کننده ای در رابطه عملکرد شرکت EM ایفا می‌کند (جدول 5 و 6 را ببینید) و اثر EM بر عملکرد شرکت قوی تر است (یعنی ضرایب شرایط تعامل در هر دو جدول مثبت است). در نتیجه ما نتیجه می‌گیریم که فرضیه 2 تایید می‌شود که نشان می‌دهد رابطه بین مدیریت سود و عملکرد مالی شرکت ها در ASSAC به طور معناداری توسط کیفیت حاکمیت شرکتی تعدیل می‌شود.

همانطور که قبلاً گفتیم، اگر ضریب متغیر CGQ از نظر آماری معنادار باشد، CGQ مهم است. با این حال، تاثیر CGQ بر عملکرد را نمی‌توان به طور کامل بدون در نظر گرفتن تعامل آن با دیگر متغیرهای مستقل که در مدل معنادار هستند، توضیح داد. یک مقدار منفی بر روی عبارت تعامل نشان می‌دهد که هرچه CGQ بالاتر باشد، اثر EM بر روی عملکرد ضعیف تر خواهد بود. در مقابل، با وجود یک مقدار مثبت بر عبارت تعامل استنباط می‌شود که هرچه CGQ بالاتر باشد، تاثیر EM بر عملکرد قوی تر خواهد بود. همچنین ضریب عبارت تعامل می‌تواند به صورت زیر تفسیر شود: اگر ضریب عبارت تعامل منفی باشد، آنگاه CG در محدود کردن EM کمتر موثر است. بنابراین نتایج فرصت طلبانه EM منتج خواهد شد، در حالی که اگر ضریب عبارت تعامل مثبت باشد، آنگاه CG در محدود کردن EM موثرتر است؛ از این رو نتایج کارایی EM حاصل خواهد شد.

در مدل ما بدون CGQ (جدول ۴ را ببینید) متوجه شدیم که در سطح معناداری ۱۰٪، EM بر عملکرد شرکت تاثیر می گذارد. هنگامی که مدل ما مجدداً با متغیرهای CGQ برآورد می شود (جدول ۵ و ۶ را ببینید)، جهت ضریب EM بدون تغییر باقی می ماند. با این وجود، ضریب EM با برآوردگر SGMM پایه ما در تمام سطوح مرسوم معنادار می شود. در ضمن ضریب عبارت تعامل بین EM و CGQ نیز در رابطه با تفسیر احتمالی ضریب EM افشاگرانه و قابل تامل است. ضرایب

عبارت تعامل (یعنی ضرایب) $DCGQ\#DA = ۲۳.۰۱ ***$ و $BPCGQ\#DA = ۱۹.۲۱ ***$ نشان می دهد که تاثیر EM بر عملکرد، مشروط به CGQ است و هر چه CGQ بالاتر باشد، تاثیر EM بر عملکرد قوی تر می شود. در ضمن با یک ضریب تعامل مثبت، به این نتیجه می رسیم که CG در محدود کردن EM موثرتر است، بنابراین نتایج کارایی نتایج EM را نشان می دهد.

یافته های ما در مورد اثر مثبت EM بر عملکرد با مطالعات قبلی مانند دجو و همکاران (۱۹۹۵)، کازنیک (۱۹۹۹) و مک نیکولز (۲۰۰۰) مطابقت دارد. آن ها همچنین یک همبستگی مثبت بین EM و عملکرد و رشد شرکت گزارش کردند. در نتیجه شواهد تجربی ما از دیدگاه کارایی حمایت می کند (دیگان، ۲۰۰۹) که به نظر می رسد EM یک استراتژی بهبود عملکرد موثر است که در خدمت منافع مدیران و سهامداران و در مقابل دیدگاه فرصت طلبانه است (به عنوان مثال، الکالا، ۲۰۱۷ رضایی و روحانی، ۲۰۱۲ را ببینید). لازم است اشاره کنیم که این استراتژی بهبود عملکرد EM تنها به طور موثر در ارتباط با درآمد جاری شرکت ها به کار گرفته شده است، بدون هیچ مدرکی نشان می دهد که این امر لزوماً سودآوری آینده را منعکس خواهد کرد.



جدول 6: تأثیر مدیریت سود بر عملکرد در حضور CGQ (متغیر افشا).

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Panel-corrected Standard Errors Estimator	Pooled OLS Estimator	System-GMM Estimator	Fixed Effect Estimator	Difference-GMM Estimator
L.ROA	0.213*** (0.0422)	0.300** (0.121)	0.275** (0.140)	0.148* (0.0865)	0.130* (0.0689)
DA	34.30*** (2.350)	34.23*** (6.132)	30.46*** (5.464)	31.17*** (4.872)	28.34*** (5.268)
DCGQ	-0.0121 (0.265)	-0.0866 (0.363)	-0.400 (0.366)	-0.317 (0.685)	-0.0794 (0.483)
DCGQ#DA	22.91*** (2.264)	23.84*** (4.742)	23.01*** (4.906)	24.85*** (4.043)	23.65*** (4.401)
SIZE	1.341*** (0.408)	1.104 (0.672)	1.221* (0.741)	-8.508 (7.921)	-6.888 (5.091)
GRWTH	0.102* (0.0572)	0.135 (0.0947)	0.136 (0.116)	0.0699 (0.0663)	0.0397 (0.0605)
AGE	0.240 (0.411)	0.591 (0.406)	0.470 (0.476)	-2.968 (2.962)	7.241 (4.408)
LEV	-2.030*** (0.665)	-1.192* (0.677)	-1.890* (1.057)	-5.379*** (2.016)	-6.062*** (1.811)
IFRS	-2.584*** (0.719)	0.128 (0.873)	-2.121*** (0.668)	-1.388* (0.829)	1.111 (0.927)
ASSTANG	6.072*** (1.565)	5.888*** (2.136)	5.153*** (1.791)	5.182* (3.072)	3.198 (2.360)
مقدار ثابت	5.246 (3.614)	1026*** (282.8)		79.25** (39.49)	
اثرات ثابت کشور	Yes	Yes	Yes	No	Yes
اثرات ثابت زمان	No	Yes	Yes	No	Yes
اثرات ثابت شرکت	No	No	Yes	No	Yes
مشاهدات	1126	1126	1126	1126	1020
مربع R	0.638	0.621		0.582	
تعداد گروه ها	106		106	106	106
آماره ی F		83.05***		39.35***	
آماره ی والد خی دو	533.74***		516.98***		419.92***
تعداد ابزارها			23		21
chi2(9), chi2(10) (p-value)			(0.584)		(0.715)
آزمون های تفاوت در هانسن برون زایی زیر مجموعه های ابزار، chi2(1), chi2(8) (p-value)			(0.516)		(0.715)

نکات جدول 6: این جدول نتایج تجربی را از تخمین معادله (5) (با استفاده از معیار افشای CG) از طریق استفاده از رویکرد SGMM (ستون 3) گزارش می‌کند. ستون های 1، 2، 4 و 5 به ترتیب نتایج بررسی های استواری را با برآوردهای جایگزین OLS، PCSE، FE و Diff-GMM ارائه می‌دهند. ستاره ها معناداری را در سطوح 10٪ (*)، 5٪ (***) و 1٪ (****) نشان می‌دهند. نمادها در تمام جداول رگرسیون در جدول 1 تعریف شده اند.

یافته های ما توانایی CGQ برای تعدیل شیوه های EM و در نتیجه بهبود عملکرد در شرکت ها را نشان می‌دهد. اعتبار نتایج ما تغییرپذیری اندک و سوگیری های قابل اغماض را در میان تکنیک های اقتصادسنجی مختلف نشان می‌دهد. در نتیجه نویسندگان مطمئن هستند که می‌توان به نتایج در استنتاج و تعمیم در مورد جمعیت های با ویژگی های مشابه تکیه کرد.

در مجموع هرچند پژوهش های پیشین به طور معمول از دیدگاه فرصت طلبانه در مورد انتخاب های حسابداری حمایت کرده اند (به عنوان مثال، EM دارای تاثیر منفی بر ارزش شرکت است، برای مثال، چاکرون و آمار، 2022)، ما به این نتیجه رسیدیم که شیوه های EM در میان شرکت های نمونه برداری شده از آفریقا با نشان دادن رابطه مثبت با عملکرد شرکت، تمایل به جذب به سمت انگیزه های کارایی دارد. در ضمن تاثیر EM بر عملکرد به طور معناداری وابسته به CGQ یک شرکت است، چه بهترین عملکرد باشد و چه معیارهای افشا. این یافته های حاصل از برآورد کننده SGMM در رابطه با نقش تعدیل کننده متغیر CGQ مطالعه در پیوند عملکرد EM در منطقه فرعی آفریقا جدید هستند و بنابراین به عنوان یک کمک به دانش در این حوزه از تحقیق عمل می‌کنند. در ضمن یافته های این مطالعه در مورد تاثیر مثبت مدیریت سود بر عملکرد که نشان دهنده انگیزه های کارایی در ورای شیوه های مدیریت سود در آفریقا است، نشان می‌دهد که به نظر می‌رسد زمینه آفریقا به طور منحصر به فردی متفاوت از دیگر بازارهای نوظهور باشد، که در درجه اول انگیزه های فرصت طلبانه را گزارش می‌کنند (الکالا، 2017؛ رضایی و روحانی، 2012). مطالعه ما با توجه به نقش تعدیل کننده نشان می‌دهد که تاثیر مثبت مدیریت سود بر عملکرد مالی شرکت ها در حضور کیفیت حاکمیت شرکتی، قوی تر است. همچنین زمانی که برآوردهای جایگزین قابل قبول مانند OLS، PCSE، FE و DIF - GMM در همان تحلیل به کار گرفته شدند، نتایج ثابت شدند.

اندازه شرکت، فرصت های رشد، اهرم مالی، اتخاذ IFRS و مشهود بودن دارایی نیز عوامل مهم تعیین کننده عملکرد شرکت بودند. مطابق با انتظارات ما، اهرم مالی ارتباط منفی معناداری با عملکرد دارد، در حالی که اندازه شرکت، رشد و دارایی های مشهود ارتباط مثبتی با عملکرد نشان می‌دهند. این یافته ها با مطالعه ساو و توزو (2019) و خان، شامین و گوپال (2018) تایید شدند که گزارش کردند اندازه شرکت و مشهود بودن دارایی ارتباط مثبت و معناداری با عملکرد دارند. زیمنون و همکاران (2021) و تانگ و چانگ (2013) نیز اهرم مالی را به عنوان یک رابطه منفی معنادار با عملکرد گزارش کردند. ضریب پذیرش IFRS همواره تاثیر منفی بر عملکرد داشته است. سن شرکت در همه برآوردهای SGMM ما غیرمعنادار بود.

5. نتیجه گیری و محدودیت ها

5.1. نتیجه گیری

ادبیات EM و CG در درجه اول بر اثرات عملکرد ویژگی های حاکمیت خاص و مجزا در سطح شرکت تمرکز دارد. ادبیات تحقیق به اهمیت بهبود مدل با شاخص های حاکمیت کلی در این بحث توجه کافی ندارد. با توجه به توسعه اخیر در ادغام شاخص های مجموع CG با دیدگاه نمایندگی سنتی در مطالعات EM (عبادی و همکاران، 2016 خان، غفر، هرن سیر، 2019)، این مطالعه با استفاده از یک رویکرد برآورد پویا بر روی مجموعه داده از ASSAC تلاش کرد تا نقش تعاملی CGQ را در رابطه عملکرد EM مستند کند.

اول اینکه بر اساس اعتبار شواهد تجربی ما برای رویکردهای برآورد جایگزین با مجموعه داده های ، ما به طور قابل باوری نتیجه می‌گیریم که EM تاثیر معناداری بر عملکرد شرکت ها دارد. این نتیجه گیری حتی پس از کنترل ماهیت پویای رابطه عملکرد EM بدون تغییر باقی می‌ماند.

دوم اینکه قدرت رابطه بین EM و عملکرد به CGQ وابسته است، چه CGQ افشا و چه با بهترین عملکرد. مطالعه ما نشان می‌دهد که مکانیزم های متنوع CG بررسی شده در یک چارچوب یکپارچه در محدود کردن شیوه های EM شرکت ها موثر هستند و در نتیجه منجر به بهبود عملکرد در شرکت ها می‌شوند. همچنین نتایج مثبت اثرات تعامل نشان می‌دهد که

همانطور که CGQ یک شرکت بهبود می یابد، اثر بهبود عملکرد EM آن قوی تر می شود، در نتیجه بیشتر به انگیزه های کارایی ممکن در پشت شیوه های EM شرکت های ASSAC اشاره می شود. در نتیجه ما نتیجه می گیریم که هر دو شاخص افشا و بهترین عملکرد CGQ به طور معناداری رابطه بین EM و عملکرد را به شیوه ای مثبت تعدیل می کنند.

سهم این مطالعه در مقالات EM و CG حداقل دوگانه است. اول اینکه برخلاف اکثر مطالعات قبلی که رابطه عملکرد EM را از دیدگاه ایستا بررسی می کنند، مطالعه ما این رابطه را در یک چارچوب پویا دوباره مورد بررسی قرار می دهد. تاثیر احتمالی ساختارهای EM، CG و دیگر ویژگی های خاص شرکت بر عملکرد به طور کامل کنترل می شود. با در نظر گرفتن درون زایی پویا و دیگر اشکال درون زایی که از همزمانی و عدم تجانس مشاهده نشده ثابت زمانی ناشی می شود، انتظار داریم که به استنتاج های قابل اطمینان تر در مورد ارتباط علی بین EM و عملکرد دست یابیم. دوم اینکه با ارائه شواهد تجربی قوی از آفریقای جنوب صحرای انگلوفون، از این گزاره نوظهور حمایت می کنیم که اثر عملکرد شیوه های EM می تواند مشروط بر سیستم های CG شرکت ها (تانگ و چانگ، 2013) و دیگر ویژگی های خاص کشور باشد. این مطالعه با نشان دادن انگیزه های کارایی ممکن در ورای شیوه های EM توسط شرکت های نمونه برداری شده، منحصر به فرد بودن زمینه آفریقای جنوب صحرا را از دیگر اقتصادهای توسعه یافته و در حال ظهور نشان می دهد که تا حد زیادی انگیزه های فرصت طلبانه ای را در ورای شیوه های EM گزارش می کند (چاکرون و عمار، 2022 ماهانی، سوپوارنو، 2018). با این حال، بر اساس این که کشورهای جنوب صحرای آفریقا نمونه های نوعی از اقتصادهای توسعه نیافته، در حال توسعه یا در حال ظهور هستند، یافته های ما تا حدی قابل تعمیم به بازارهایی با ویژگی های مشابه هستند. در نتیجه این مطالعه درک تعامل بین EM و CGQ و تاثیر آن ها بر عملکرد مالی شرکت را تقویت می کند.

5.2. دستاوردها

یافته های ما در مورد رابطه معنادار بین EM و عملکرد شرکت و اثر تعدیل کننده CGQ بر این رابطه نشان می دهد که اقدامات EM شرکت ها مشروط به سیستم های CG ای است که در آن شرکت ها در حوزه اختیارات قانونی خود عمل می کنند. این امر همواره منعکس کننده اعتبار ارقام حسابداری گزارش شده خواهد بود و متعاقباً به بهبود عملکرد منجر می شود. بنابراین، سهامداران و تنظیم کننده های شرکت ها در ASSAC ممکن است مشاهده کنند که ایجاد مکانیسم هایی برای مدیریت برای پایبندی به قوانین و سیستم های CG می تواند به عنوان یک ابزار مؤثر برای محدود کردن رفتار فرصت طلبانه EM شرکت ها باشد. از این رو، مکانیسم های حاکمیت جامع که یک سیستم CG را تشکیل می دهند باید برای دستیابی به کارآمدترین شیوه سیستم های حاکمیتی و اطمینان از پایبندی، با هم کار کنند.

یافته های ما همچنین مفاهیمی را برای تدوین سیاست ارائه می دهد. اول، با توجه به اینکه عملکرد شرکت به طور معناداری توسط EM در حضور CGQ تاثیر می پذیرد، تلاش قانون گذاران در تنظیم و تقویت مقررات CG در بازارهایی که با فعالیت های EM سطح بالا شناخته می شوند، مانند ASSAC، نباید نقش پایبندی به کارآمدترین رویه های سیستم های CG را کم ارزش بدانند (پروموس، 2005). دوم، اجرای قانونی با رویه های افشاء CG باید در کنار پایبندی واقعی به کارآمدترین رویه های قابل قبول در سازمان ها در اولویت قرار گیرد. این موضوع هر گونه اثرات نامطلوب بالقوه ای را که افشاء ضعیف رویه های CG ممکن است بر عملکرد داشته باشد خنثی می کند. در نهایت، اصلاحات CG در کشورهایی با رویه های EM سطح بالا باید در ملاحظات سیاست گنجانده شوند. تلاش ها برای اعلام سیاست های CG در راستای انطباق با افشاء صرف در غفلت از پایبندی واقعی به سیستم های کارآمد رویه ممکن است معکوس باشد.

5.3. محدودیت ها

این مطالعه نیز مانند سایر مطالعات از محدودیت هایی رنج می برد. مطالعه ما نقش معکوس معیار افشاء حاکمیت شرکتی را در جدول 6 مشاهده می کند، اگرچه معنادار است. این امر ممکن است به دلیل عملکرد ضعیف افشاء حاکمیت شرکتی در بین شرکت های نمونه باشد که در این رابطه ضعیف به حداکثر خود رسیده است. (کوسکون و سایبیلیر، 2012). علاوه بر این، قابل قبول است که هر رابطه ضعیفی را به یک رابطه غیر یکنواخت احتمالی بین CG و عملکرد نسبت دهیم (بوزک و دیا، 2007 را ببینید. السید و وهبه، 2013؛ وهبه، 2015) که احتمالاً در یک نقطه خاص خنثی می شود. با توجه به اینکه رابطه بین مکانیسم های CG و عملکرد ممکن است یکنواخت نباشد، ممکن است برای تحقیقات آینده جالب باشد که بررسی کنند در

کدام نقطه اثر CG بر عملکرد ممکن است از مطلوب به منفی تبدیل شود یا در کدام نقطه ی خنثی سازی، نتایج معناداری ممکن است رخ دهد. بوزک و دیا (2007)، السید و وهبا (2013) و وهبا (2015) همچنین اشاره کرده اند که کیفیت CG تحت تأثیر تعامل مکانیسم های CG قرار می گیرد که ممکن است جایگزین یا مکمل یکدیگر شوند. بنابراین، تحقیقات آینده انگیزه دارند تا چندین رابطه متقابل بالقوه بین متغیرهای مختلف CG و عملکرد مالی را در یک چارچوب یکپارچه و در عین حال غیر یکنواخت بررسی کنند.

برخلاف کشورهای توسعه یافته، نه پایگاه داده رسمی CG و نه هیچ داده ای در مورد نظارت خارجی توسط تحلیلگران در ASSAC وجود دارد. به دلیل در دسترس نبودن داده های قابل اعتماد و گسترده در مورد حاکمیت شرکتی که طیف گسترده ای از شاخص های حاکمیتی را پوشش می دهد، مطالعه ما در ساخت شاخص های CGQ خود بر افشاء گزارش های سالانه در دسترس عموم متکی بود. ما پتانسیل تفکیک مولفه های CG را به زیرشاخص های کوچک تر (به عنوان مثال، گروه RiskMetrics Inc) نادیده گرفتیم تا یک تجزیه و تحلیل دقیق و جامع تر از اثرات این زیرشاخص ها بر رابطه EM و عملکرد برای تعیین سهم هر زیر شاخص در این روابط ارائه دهیم. داده های جدید، برای تحقیقات بیشتر برای درک چگونگی ارتباط سایر شاخص های CGQ در دیدگاه های دیگر، مانند شاخص های حاکمیت جهانی، EIndex، G-Index، با عملکرد مطلوب هستند و همچنین بررسی اثربخشی آنها در محدود کردن رویه های EM شرکت ها در اقتصادهای نوظهور، به ویژه منطقه آفریقا نیز جذاب می باشد.

در نهایت، مطالعه حاضر تفکیک بالقوه شاخص های CGQ خود را در امتداد یک زنجیره از ضعیف به قوی نادیده گرفت. استدلال شده است که مدیران در شرکت هایی با "کیفیت ضعیف حاکمیت" به احتمال زیاد از انتخاب های حسابداری برای منافع شخصی سوء استفاده می کنند و در نتیجه ارزش شرکت را کاهش می دهند. در مقابل، مدیران در شرکت هایی که تحت حاکمیت قوی هستند، کمتر احتمال دارد که از اختیارات حسابداری در پاسخ به یک محیط متنوع استفاده کنند که به طور بالقوه ارزش شرکت را افزایش می دهد (تانگ و چانگ، 2013). بنابراین، رابطه بین EM و عملکرد شرکت ثابت نیست، اما با توجه به کیفیت حاکمیت شرکتی (چه قوی و چه ضعیف) متفاوت است. بنابراین، اگر تحقیقات آینده، به ویژه در منطقه آفریقا، تفکیک CGQ را به مؤلفه های «قوی» و «ضعیف» در امتداد یک محدوده تعریف شده در نظر بگیرند تا تأثیرات آنها بر رابطه بین EM و عملکرد شرکت را مشخص کنند، مفید خواهد بود.

منابع و مراجع

- Ashfaq, S., Kayani, G. M., & Saeed, M. A. (2017). The impact of corporate governance index and earnings management on firms' performance: A comparative study on the Islamic versus conventional financial institutions in Pakistan. *Journal of Islamic Business and Management*, 7(1), 126–139.
- Biswas, P. K. (2013). Corporate governance and its determinants in emerging countries: A case study of Bangladesh. Working paper. University of Western Australia.
- Carcello, J. V., Hollingsworth, C. W., Klein, A., & Neal, T. L. (2006). Audit committee financial expertise, competing corporate governance mechanisms, and earnings management.
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4), 365–383.
- Kothari, S.P.; Leone, A. J.; Wasley, C.E.; (2002). Performance matched discretionary accrual measures. Working Paper (University of Rochester).
- Sow, I., & Tozo, K. W. (2019). The impact of corporate governance on Firms' performance and earnings management: The case of China's listed firms. *International Journal of Science and Business*, 3(1), 84–96.