

The Impact of ESG on Earnings Management: Some Empirical Evidence

ESG가 이익조정에 미치는 영향에 관한 경험적 증거

Sang Yi Shin(First Author)

Part-time Lecturer, Department of Accounting, Jeonbuk National University
(ssyend@naver.com)

Jong-Il Park(Corresponding Author)

Professor, School of Business, Chungbuk National University
(parkjil@chungbuk.ac.kr)

.....

In this study, we examine whether a negative relationship between a high degree of ESG(and/or factors) and EM (i.e., AEM, REM) with regard to ① direct effect, ② moderating effect, and ③ combined effect. For this, we base the sample of our study consisted of 6,250 firm-year observations using the evaluation information of KCGS those listed on the Korea Exchange from 2011 to 2020. The empirical result of our study is as follow. First, we find that ESG ratings have a negative influence on REM but not on AEM in respect of direct effect. Second, we do not find that high-grade ESG negatively moderates the positive relation between loss avoidance as well as earnings decrease avoidance (i.e., a strong incentive for managers to report earnings) and EM in respect of moderating effect. Third, we find that firms with higher level of foreign ownership negatively moderate the relation between ESG and EM in respect of combined effect of the interactions between ESG and external corporate governance. In sum, Our findings provide a contribution on the relationship between sustainability engagement and EM practices, extending the prior research focused on moderating effect and combined effect. Thus, we fill the prior research gap.

Key Words: ESG, Accruals-based earnings management, Real Earnings Management, Loss Avoidance, External Corporate governance

.....

1. 서론

본 연구의 목적은 국내 상장기업을 대상으로 ESG (environment, social, and governance)가 이익

조정에 미치는 영향을 다음의 세 가지 측면으로 나누어 경험적 증거들을 알아보는데 있다. 첫째, 본 연구는 기업의 ESG가 이익조정에 미치는 영향을 재량적 발생액(accrual-based earnings management: 이하 AEM 또는 DA로 칭함)¹⁾과 실제 이익조정

Submission Date: 01. 02. 2022 Revised Date: (1st: 04. 21. 2022) Accepted Date: 05. 10. 2022

1) 선행연구들에서는 AEM에 대해 DA(discretionary accruals)를 지칭하는 경우가 많기 때문에(Cohen and Zarowin 2010; Zang 2012; Kim and Sohn 2013; Velte 2019), 본 연구는 기술의 편의상 AEM과 DA를 상호교체 가능한 동의어로 사용하였다.

(real earnings management: 이하 REM) 측면에서 살펴본다(direct effect: 이하 직접효과). 둘째, 본 연구는 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에서 높은 ESG 등급의 기업은 통제메커니즘의 작용으로 이를 완화하는 역할(moderating effect: 이하 조절효과)을 하는지 알아본다. 그리고 셋째, 본 연구는 ESG 등급이 내부지배구조에 기초한다면, 외부지배구조와 결합될 때 이익조정에 미치는 영향이 더 강화(strengthen)되는지를 살펴보고자 한다(combined effect: 이하 결합효과). 또한 추가적으로, 앞서의 관계를 알아볼 때 본 연구는 ESG의 구성인 E(environment: 환경경영 활동), S(social: 사회적 책임활동), G(governance: 기업지배구조)로 나누어서도 같이 병행하여 살펴본다. 이를 통해 본 연구는 ESG가 기업의 이익조정 측면에서 어떤 체계적인 관계가 있는지에 관한 전반적이고 보다 종합된 실증적 증거를 학계와 외부 이해관계자들(예로, 투자자, 채권자, 실무계, 규제당국 및 정책입안자)에게 제공하는 데 목적이 있다.

회계학 측면에서 경영자의 이익조정과 관련된 주제는 그동안 학계뿐 아니라, 실무계 그리고 규제기관 입장에서 많은 관심을 가져왔던 분야 중 하나이다. 그러한 데에는 기업경영자에게 이익조정 유인이 높을 때 자본시장에 제공된 이익의 질이 낮아질 수 있고, 이러한 이익의 질이 낮은 정보는 자본시장에 참여하는 외부정보이용자들의 합리적인 의사결정을 왜곡시켜 자원의 효율적 배분에 부정적인 결과를 초래할 수 있기 때문이다. 또한 그 과정에서 경영자는 자신의 효익을 극대화하기 위한 도덕적 헤이가 나타날 수 있고, 그로 인해 대리비용의 상승에 따른 대리 문제(agency problems), 또한 경영자와 외부정보이용자 간의 정보불균형에 따라 시장참여자들의 의사결정상에 역선택 문제 역시 발생할 수 있다. 따라서 외

부정보이용자뿐만 아니라 시장을 규율하는 역할을 수행하는 규제기관과 정책결정자 측면에서도 기업이 보다 양질의 재무정보를 산출하고 이를 시장에 제공하는 일에 그동안 실무계와 학계 모두 많은 관심을 보여왔다. 경영자가 보고이익을 조정하거나 조작하려는 유인은 자신의 보상을 극대화하기 위하여, 주가를 높이기 위하여, 경영자 교체를 방지하기 위하여, 기업의 특성 또는 기업이 처한 환경을 회피하기 위한 목적 등의 여러 다양한 동기나 유인으로 발생하고 있기 때문에, 회계학 측면에서 기업의 이익조정 현상은 과거부터 꾸준한 관심을 가졌던 중요한 연구 주제 중 하나이다. 앞서와 같은 경영자에 의한 이익조정의 여러 동기로 인해 경영자 스스로가 이익관리를 행하지 않고 보고이익을 정직하게 시장에 공개할 유인은 그리 높지만은 않다. 또한 경영자는 유리한 정보에 대해서는 시장에 즉시 보고할 유인이 있는 반면에, 불리한 정보에 대해서는 이를 감추려는 행동을 할 수 있으므로, 경영자를 효율적으로 통제할 수 있는 메커니즘의 작동은 자본시장에서 높은 품질의 재무보고를 제공받기 위해서는 중요하다. 따라서 시장을 규율하는 역할을 담당하는 규제당국 측면에서는 투자자들의 의사결정상에 정보위험(information risk)을 낮추기 위한 대안으로 시장에 높은 양질의 재무보고를 위한 외부지배구조 중 하나인 외부감사인을 통해 재무정보의 품질을 높이는 제도적 장치를 더 강화하는 방향으로 조치를 취하거나, 기업의 내부통제구조를 개선시켜 경영자의 이익조정 유인을 적절히 통제하기 위한 모니터링 역할을 도입하거나 재정비하는 등의 방법을 통해 시장을 규율해 왔다. 또한 외부지배구조로서 국외의 경우는 기관투자자들로부터 경영자를 감시·감독하는 모니터링 역할을 기대하거나, 국내 상장기업들의 경우에는 지배주주가 존재하는 경향이 있어 외국인투자자로부터 효과적인

모니터링 역할을 기대해 왔다(Cheon 2003; Park and Lee 2006; Kim, Lee, and Chun 2012).

특히, 기업지배구조²⁾와 관련해서 미국의 경우 2001년도 엔론 등의 회계부정사건 여파로 기업지배구조에 대한 사회적 관심이 높아지면서 사베인스-옥슬리(Sarbanes-Oxley) 법안이 통과되어 제도적인 정비가 마련되었다. 국내는 1997년말에 외환위기(IMF)를 발생시킨 원인 중 하나가 기업의 낮은 품질의 재무정보와 관련이 있다는 주장이 있어 왔다. 이는 국내 상장기업들의 취약한 지배구조에 기인할 수 있다는 점에서 종전보다 강화된 여러 새로운 제도들(예로, 사외이사 및 감사위원회 제도, 내부통제관리제도 등)이 도입되었고, 이와 맞물려 국내 기업지배구조의 개선과 관련된 논의가 학계와 실무계를 중심으로 부각되었다. 또한 기업의 사회적 책임활동이나 환경경영의 문제는 국내보다 주로 선진국들에서 더 사회적 관심을 보여왔으나, 사회적 패러다임의 변화로 기업 지배구조뿐만 아니라, 기업의 사회적 책임활동과 지구보존을 위한 환경경영 관점이 사회적으로 부상되면서 이들의 서로 통합된 시각의 논의가 이루어지고 장기적으로 기업성장을 도모하기 위해서는 지속가능성 또는 지속가능경영(sustainability management)이 기업발전에 필요한 요건 중 하나라는 관점이 대두되고 국내외로 ESG 개념이 최근 들어 그 어느 때보다 사회적 화두로 자리잡는 상황이다.

ESG는 2006년 UN의 주도하에 생긴 지속가능성 투자원칙을 준수하는 국제투자기관 연합체인 UN PRI(Principles for Responsible Investment)에서 처음 공론화된 용어로, UN PRI는 기업운영상에 환경, 사회, 지배구조 문제들을 주요 고려사항으로 포함시켜 투자자들의 장기적인 이익을 향상시키고자 설립된 기관이다. ESG는 기업의 친환경, 사회적 책임경영, 지배구조 개선 등의 투명경영을 고려하여 기업의 지속가능경영 수준을 평가하는 개념이다. 장기적인 관점에서 기업의 지속가능한 성장이 중시되면서 세계적으로 많은 금융기관들이 비재무적 측정지표인 ESG 성과³⁾ 정보를 활용하려는 실무계의 변화된 움직임이 있고, 이러한 변화에 따라 친환경, 사회적 책임활동 그리고 지배구조의 연계가 기업가치를 평가할 때 주요 지표로 자리매김을 하고 있다. 따라서 ESG는 기업지배구조와 사회적 책임(CSR) 및 환경경영책임까지 통합되었기 때문에 앞서의 각 개념들보다 더 넓은 개념이다(Vadithala and Tadoori 2021). 또한 이제는 지속가능성(sustainability)과 ESG 간에 상호 교체가능한 용어로 점차 수용되고 있다. 특히 2020년 초에 전 세계를 강타한 코로나 19의 여파로 인해 환경 및 사회적 책임 등의 문제 그리고 ESG leader 주식의 성과가 크게 부각되면서,⁴⁾ 정부 차원에서도 ESG에 대한 관심이 더욱 높아졌고, 또한 투자자 측면에서도 투자기업에 대한

2) Jensen and Meckling(1976)은 기업지배구조(corporate governance)를 경영자원의 조달과 활용, 그리고 부의 분배 등과 관련된 기업의 전반적인 경영과정이 효율적으로 수행되도록 감시·감독하는 통제메커니즘으로 정의하고 있다. 또한 Shleifer and Vishny(1997)은 기업지배구조를 투자자가 자신의 투자를 회수하기 위한 수단으로 기업의 경영자를 감시·감독하는 통제메커니즘으로 보았다. 이들 모두는 공통되게 지배구조를 경영자나 경영과정을 감시·감독하는 통제장치로 보고 있다.

3) 국내는 ESG 평가등급(score)의 용어를 연구자들이 많이 사용하고 있지만, 국외의 경우는 'ESG investing', 'ESG information' 또는 'ESG performance'로 기술하는 연구들이 많다(Amel-Zadeh and Serfeim 2018; Velte 2019; Bofinger, Kim, and Rock 2020; Umar, Kenourgios, and Papatthansious 2020 등). 이는 ESG 개념이 하나의 기업성과 측면의 정보로서 인지되고 있음을 나타낸다.

4) 예를 들어, Hoang, Segbotangni, and Lahiani(2020)는 영국 자료를 이용한 결과에서 높은 ESG 등급의 기업이 그렇지 않은 경우보다 코로나 바이러스 팬더믹으로 인한 주가폭락 위험이 더 낮음을 보고하였다. Rubbaniy, Ali, Siriopoulos, and Samitas(2021)는 미국 자료를 이용한 결과, 세계금융위기, COVID-19 팬더믹과 그로 인한 국가봉쇄기간에 MSCI USA ESG leader index에 따라

불확실성이 더 증가하여 향후 수익력을 창출할 수 있는 기업을 선별하는데 있어 장기적인 관점에서 지속 가능성을 추구하는 ESG 성과가 높은 기업들에 대한 관심이 종전보다 더 커졌다. ESG 정보를 투자지표로 활용하는 글로벌 투자금액은 2014년도에 21.4조 달러에서 2020년도에는 2배 규모인 40.5조 달러로 증가하였고, 세계 최대 자산운용사 중 하나인 블랙록은 2020년에 투자 최우선 순위를 ESG로 발표하였다. 국내 국민연금도 2022년까지 전체 운용 자산의 절반 가량을 ESG 성과가 높은 기업에 투자한다는 지침을 내놓았다.⁵⁾ 또한 국제회계기준위원회(IASB)는 2021년 1월에 지속가능한 표준위원회를 출범시켜 ESG 회계기준을 제정한다는 발표를 하고 있고, 향후 회계기준이 제정되면 기업이 보고하는 재무제표에 ESG 공시가 포함될 전망이다. 또한 이에 발맞추어 2021년 1월 14일에 금융위원회는 ESG 공시와 관련된 로드맵(roadmap)을 발표하는데 이른다. 그 내용에는 1단계로 2025년까지 ESG의 공시의 가이드라인을 제정하여 발표하고, 2단계로 2025년부터 2030년까지 자산총액 2조원 이상 코스피 상장기업은 ESG 공시가 의무화되며, 3단계로 2030년부터는 모든 코스피 상장기업들은 ESG 공시가 의무화된다는 골자를 담고 있다.

IASB나 금융위원회가 ESG 공시를 추진하는 데에는 ESG 지표를 이용하여 투자자들이 투자사결정에 유용한 정보로 활용할 수 있도록 하는데 그 취지가 있다. 그러한 점에서 기업의 지속가능성을 나타내는 ESG 지표가 투자자들의 의사결정에 의미 있는 정보로 활용될 수 있기 위해서는 회계학 측면에서

ESG 정보는 이익의 질에 관한 신뢰할만한 지표(credible indicator)로서 예측력 있는 정보를 제공해야 한다. 특히 외부정보이용자 입장에서 ESG가 높은 기업은 이익의 질이 높다는 예측력 있는 정보로 활용될 수 있을 때 ESG 지표는 투자자들의 의사결정에 유용한 정보를 제공할 수 있다. 그러한 점에서 규제당국이 상장기업에 대한 ESG 공시의무화와 관련해서 가이드라인을 제정하기 위한 준비를 하고 있는 상황에 있으므로, 본 연구는 한국기업지배구조원(Korea corporate governance service; 이하 KCGS)의 ESG 통합 등급 자료를 이용하여 앞서 전술한 세 가지 측면(ESG가 이익조정에 미치는 ① 직접효과, ② 조절효과 및 ③ 결합효과)에서 ESG의 효과성을 살펴봄으로써 규제당국의 정책 마련에 의미 있는 시사점을 제공하고자 한다. 이러한 KCGS의 자료를 이용한 ESG 정보와 관련된 사전 분석은 금융위원회가 향후 ESG의 가이드라인을 만들 때 유익한 참고자료로 활용될 수 있다. 또한 기업의 이익조정은 회계학계뿐만 아니라 투자자, 실무계, 규제당국 및 정책입안자 모두에게 관심을 가지는 사항이고, 전 세계적으로 ESG의 사회적 관심의 증가, 향후 재무제표에 ESG의 공시 예정 그리고 ESG 정보를 활용한 투자지표로의 활용은 학계, 투자자 및 규제기관 모두에게 중요한 관심사항이 아닐 수 없어 ESG와 이익조정 간의 연계된 본 연구주제는 시의적절성이 있고 또한 이익의 질 측면에서 ESG의 종합적인 효과성 파악은 그 어느 때보다 연구의 필요성이 대두된다. 따라서 본 연구는 KCGS의 ESG 등급을 2011년부터 2020년까지의 최근 연도가 포함된 업데이트된

시장 전반의 군집행태를 보이는 허딩(herding) 현상이 있음을 보고하였다. 이는 국가위기의 발생시에 주식시장이 ESG 리더 주식의 변동에 따라 나머지 주식들이 무리지어 움직인다는 것을 보여주는 결과이다. 또한 Vadithala and Tadoori(2021)도 미국 자료를 이용한 경우 ESG 인덱스로 주식의 포트폴리오를 구성하면 COVID 이후에도 가격이 효율적으로 결정됨을 보여주고 있다.

5) 전국경제인연합회 보도자료(2021.8.19.) 참조.

자료를 이용하여, ESG가 이익조정에 미치는 직접효과, 조절효과 그리고 결합효과를 알아본다는 점에서 이익조정 측면에서 ESG의 효과성 여부와 관련된 보다 종합적인 판단 정보를 외부정보이용자들에게 제공해 줄 것으로 기대된다.

이후 본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장은 그동안의 ESG와 이익조정 간의 관계를 분석한 선행연구를 검토하고, 다음으로 본 연구의 세 가지 가설을 제시한다. III장은 가설을 검증하기 위한 연구모형의 설계와 변수의 측정 및 표본의 선정 절차를 설명한다. IV장은 분석결과를 제시하고, 이를 요약하고 논의한다. V장에서는 본 연구결과를 정리한 후 본 연구의 시사점과 공헌 그리고 분석상의 한계를 설명한다.

II. 선행연구의 검토와 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

본 절의 선행연구의 검토에서는 본 연구와 밀접한 관계가 있는 ESG와 이익조정의 관계를 분석한 과거 연구들을 중심으로 살펴보고자 한다.⁶⁾ 국내의 경

우 ESG 자료를 이용하여 이익조정 측면에서 살펴본 과거 연구들은 대부분이 외부평가기관인 KCGS에서 2011년부터 홈페이지에 공개된 ESG 등급을 이용한 경우이다.⁷⁾ KCGS의 ESG 등급과 이익조정의 관계를 분석한 연구는 몇 편 되지 않는다(Park and Kim 2017; Yoo and Hong 2019; Yoon, Kim, and Lee 2019; Jang and Hong 2020). 그런데 이들의 선행연구들은 혼재된 증거(mixed evidence)를 보여주고 있다.

국내의 경우 ESG와 이익조정의 관계를 처음 살펴본 Park and Kim(2017)은 ESG 개념이 최근처럼 실무계에서 사회적 관심이 부각되기 전의 논문이라는 점에서 KCGS의 ESG 자료를 이용한 연구이긴 하나, Park and Kim(2017)은 ESG를 사회적 책임활동(corporate social responsibility; CSR)⁸⁾의 대용치(proxy)로 보고 이를 중심으로 논의한 연구이다. 따라서 앞서의 연구는 ESG 자료를 이용하여 분석했으나, 이를 CSR 측면에서 해석한 연구이다.⁹⁾ 이 연구는 이익조정 측정치로 재량적 발생액(DA; 이하 AEM)과 실제 이익조정(REM)을 이용하였다. 분석결과, ESG는 AEM과 REM 모두와 음(-)의 관계로 나타나 ESG 등급이 높은 기업일수록 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두 억제되는 것으

6) 한편, ESG 평가등급을 공표하기 시작한 2010년 이전에 한국기업지배구조원은 기업의 지배구조를 평가하였는데 이러한 기업지배구조 평가 측정치와 이익조정과의 관계를 살펴본 선행연구들은 대체로 기업지배구조 점수가 높을수록 이익조정이 억제된다는 결과를 보고하였다. 예를 들어, Kim and Kang(2011) 및 Park(2013a)은 기업지배구조가 좋을수록 실제 이익조정 수준이 낮고, Park(2013b)은 기업지배구조가 우수할수록 재량적 발생액 수준이 낮음을 보고하였다.

7) 한국기업지배구조원(KCGS)은 1999년도에 기업지배구조(governance; G) 모범규준을 제정하고 2003년부터 국내 상장기업을 대상으로 기업지배구조(G) 평가를 실시해 오다가, 2010년도에 다시 환경경영(environment responsibility; E)의 모범규정과 사회적 책임경영(social responsibility; S)의 모범규정을 새롭게 제정한 후 2011년부터 G와 더불어 E, G를 같이 통합한 ESG(environmental, social, and governance) 통합 평가등급을 매년 평가된 상장기업에 대해서는 홈페이지에 공개하고 있다. 또한 KCGS는 ESG의 통합 등급 외에도 그 구성인 E, S, G의 개별 등급도 같이 공시한다. 다만, KCGS의 ESG 평가는 모든 상장기업을 대상으로 하지는 않는다.

8) 본 논문에서 CSR과 ESG의 구성 중 S는 상호교체가능한 용어로 사용되었다.

9) 선행연구의 검토에서 다루는 다음의 3편의 관련연구(Park and Kim 2017; Yoo and Hong 2019; Yoon et al. 2019)는 전술한 것처럼 ESG와 이익조정의 관계를 분석한 후 이를 CSR로 해석하였다. 그러나 본 연구주제는 ESG와 이익조정의 관계에 초점이 있으므로, 이들 연구에 대해 저자들이 해석하는 CSR과 이익조정으로 다루지 않고, 원 자료의 특성에 따라 ESG와 이익조정의 결과 측면에서 재해석하여 보고한다.

로 나타났다. 또한 이 연구는 추가분석의 경우 ESG의 구성을 나누어 살펴본 결과에서 KOSPI 기업은 E, S, G 모두 AEM 및 REM과 유의한 음(-)의 관계를 보고하였다. 그런데 앞서의 연구는 분석결과를 제시할 때 통제변수의 선정상에 생략된 변수의 문제가 있다.¹⁰⁾ 그러한 점에서 후속연구들의 경우는 Park and Kim(2017)의 연구결과와 비교하면 매우 상이한 증거들을 제시하고 있다. 예를 들어, Yoo and Hong(2019)도 앞서의 연구와 같이 KCGS의 ESG 자료를 이용하였으나, 이 연구에서도 ESG를 CSR의 대응치로 결과를 해석한 논문이다. 연구결과는 앞서 Park and Kim(2017)의 결과와 상반되게, ESG는 AEM과 REM 모두와 양(+)의 관계로 나타나 ESG 등급이 높은 기업은 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두 높게 나타났다. Yoon et al.(2019) 역시 KCGS의 ESG 자료를 이용했으나, 이를 CSR로 해석한 연구이다. 이 연구는 앞서의 두 연구와 달리, DA에 절대값을 취한 경우와 DA가 양(+)인 기업 및 음(-)인 기업으로 나누어 살펴보았다. 분석결과는 ESG는 절대값을 취한 DA와 음(-)의 관계를, 또한 ESG는 양(+)의 DA 기업과 음(-)의 관계로 나타났으나, 음(-)의 DA 기업과는 유의한 관계가 나타나지는 않았다. 이와 달리, ESG는 REM과 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 Jang and Hong(2020)은 KCGS의 ESG 등급을 이용하고, 기업지배구조와 사회적 책임활동이 이익조정에 미치는 영향을 AEM(DA)을 중심으로 살펴보았다. 즉 이 연구는 ESG를 중심으로 다룬 연구는 아니다. 이 연구에서는 DA에 절대값을 취한 경우와 방향성 있는 DA(이하 DA 자체)를 같이 살펴보았다. 또한 이 연구는 ESG 자료 중

E와 S 등급을 통합하여 B+ 등급 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정된 후 이를 CSR의 대응치로 보았다. 분석결과, CSR(환경 및 사회)는 절대값을 취한 DA와 양(+)의 관계를, 그러나 CSR는 DA 자체와 음(-)의 관계를 보고하였고, G(기업지배구조)는 절대값을 취한 DA 또는 DA 자체와 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 또한 이 연구는 CSR과 G의 상호작용변수(CSR*G)는 절대값을 취한 DA와 음(-)의 관계를, DA 자체와 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이에 대해 이 연구는 CSR과 이익조정 관계가 지배구조에 따라 다른 것으로 해석하였다. 한편, Ji, Oh, Yoon, and An(2019)은 지속가능경영이 이익조정에 미치는 영향을 알아보기 위하여 이 연구는 지속가능경영의 측정치로 지속가능경영보고서를 발행한 기업여부(이하 SR_D)와 KCGS의 ESG 등급 중 G를 제외한 S와 E 등급을 이용하였다. 따라서 이 연구도 ESG를 중심으로 한 연구는 아니다. 분석결과는 대체로 지속가능경영을 달성한 기업의 이익조정 수준이 낮은 것으로 나타났다. 특히 SR_D 및 S는 AEM과 음(-)의 관계를, 또한 SR_D는 REM 중 주로 비정상 영업현금흐름과 비정상 생산원가와 음(-)의 관계를, 그리고 S와 E 등급 중 주로 S는 REM과 음(-)의 관계로 나타났다. 그러나 이 연구는 ESG 등급이 아닌 그 구성 중 G를 제외한 E와 S를 중심으로 이익조정과의 관계를 살펴보았다는 점에서 앞서의 연구들처럼 ESG 자체를 중심으로 다룬 연구는 아니다. 한편, Park and Lee(2017)은 기업의 기부금 지출액과 KCGS의 ESG 자료 중 S 등급을 이용하여 사회공헌활동의 대응치로 한 후 발생액의 질 및 REM과의 관계를 분석하였다. 그러한

10) Park and Kim(2017)의 경우 연구모형의 설계상에 종속변수가 DA와 REM에 영향을 줄 수 있는 통제변수를 공통되게 선정된 점과 더불어, 통제변수로 BIG4, BETA, SIZE, LEV만이 고려되었다. 따라서 이 연구는 선행연구에서 보편적으로 고려되는 기업성과(예로, CFO, NI), 성장성 및 소유구조의 영향이 통제되지 않아 생략된(omitted) 변수의 문제가 있을 수 있다.

점에서 이 연구도 ESG를 중심으로 살펴본 연구는 아니다. 분석결과는 ESG 자료 중 S는 예상과 달리 발생액의 질과 음(-)의 관계를, 또한 S는 REM과 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 이 연구는 회계투명성 측정치에 따라 사회공헌활동과 이익조정의 관계가 다름을 보여준다.

국외의 경우 CSR과 이익조정의 관계를 살펴본 연구는 그동안 많았으나,¹¹⁾ ESG 정보를 이용하여 이익조정과의 관계를 분석한 연구는 Velte(2019)와 Bergquist and Sletten(2020)의 두 편의 논문을 제외하면 찾아보기 어렵다. 예를 들어, Velte(2019)는 ESG 성과(performance)가 이익조정에 미치는 영향을 알아보기 위하여 Asset4 database of Thomson Reuters¹²⁾에서 ESG 성과 자료를 수집하여 독일기업에 상장된 548개 기업/연 자료를 분석하였다. 분석결과는 ESG는 AEM과 음(-)의 관계를, 그러나 REM과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 또한 이 연구는 ESG와 AEM 간에 음(-)의 관계는 ESG 구성 중 주로 G(기업지배구조)와 관련이 있음을 보고하였다. Bergquist and Sletten(2020)은 앞서와 같은 자료를 이용하여 노르웨이에 상장된 331개 기업/연 자료를 분석하였다. 이 연구는 AEM만 살펴보았다. 분석결과는 Velte(2019)와 달리, ESG와 AEM 간에 양(+)의 관계로 나타났고, 또한 ESG 구성 중 주로 G를 제외한 E(환경)와 S(사회)

에서 주로 양(+)의 관계가 나타났다.

이상의 선행연구의 결과를 종합하면, 국내 자료를 이용한 경우 ESG와 AEM 간에 음(-)의 관계를 보고한 연구(Park and Kim 2017; Yoon et al. 2019; Jang and Hong 2020)와 양(+)의 관계를 보고한 연구(Yoo and Hong 2019)가 모두 존재한다. 또한 ESG와 REM 간에도 음(-)의 관계를 보고한 연구(Park and Kim 2017)와 양(+)의 관계를 보고한 연구(Yoo and Hong 2019; Yoon et al. 2019)가 모두 존재한다. 국외의 경우 ESG 성과와 이익조정의 관계를 살펴본 두 편의 경우가 있으나, 이들 연구결과 역시 ESG와 AEM 간에 음(-)의 관계를 보고한 연구(Velte 2019)와 양(+)의 관계를 보고한 연구(Bergquist and Sletten 2020) 모두 있어 이들 역시 앞서와 마찬가지로 혼재된(mixed) 증거를 보여주고 있다. 이와 같이 국내외로 선행연구들 모두 ESG와 이익조정 간의 관계가 혼재된(mixed) 증거를 보고하고 있을 뿐만 아니라, 또한 이익조정 측정치에 따라, 즉 ESG와 AEM 또는 ESG와 REM 간에도 연구에 따라서 일관된 증거가 나타나지 않고 있다.

그런데, 앞서의 다섯 편의 국내 선행연구들은 KCGS의 ESG 등급 자료를 이용하여 이익조정과의 관계를 분석하였으나, 이중 3편의 논문은 ESG 자체를 논의한 것이 아니라, ESG를 CSR의 대응치로 간주

11) Velte(2020a)는 CSR과 이익조정 간의 관계를 분석한 선행연구를 리뷰하고 있다. 또한 Rahman and Chowdhury(2020)는 CSR과 이익조정 간의 관계를 분석한 연구들의 측정방법에 대한 리뷰를 수행하고 있다. 이에 관심 있는 독자는 앞서의 두 논문을 참조하기 바란다. 한편, ESG의 S에 해당하는 CSR과 이익조정 간의 관계를 분석한 연구들과 비교하면 E(환경)과 이익조정 간의 관계를 분석한 연구는 드문 편이다. Velte(2020b)의 연구는 E와 AEM 간에 음(-)의 관계를, E와 REM 간에는 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉 앞서의 선행연구는 E와 이익조정 간에 관계가 AEM과 REM에 따라 다름을 보고하고 있다.

12) 구글(Google)에 의하면, Thomson Reuters는 미국 뉴욕 맨하탄 타임스 스퀘어에 본사를 둔 다국적 정보기업이다. 이는 한편으로, 국외의 경우는 국내의 경우처럼 한국기업지배구조원과 같은 전문평가기관에서 산출된 ESG 등급 자료가 없어 정보회사의 빅데이터 자료를 사용하여 연구자들이 자체 평가한 ESG 정보를 이용한 분석이 수행되고 있음을 나타낸다. 그러한 점에서 전문평가기관인 KCGS에서 산출한 ESG 등급 자료는 자체 모범기준에 따라 평가되었다는 점에서 보면, 국외 연구들에서 ESG 분석에 비해 자료상의 신뢰성은 더 높을 수 있다.

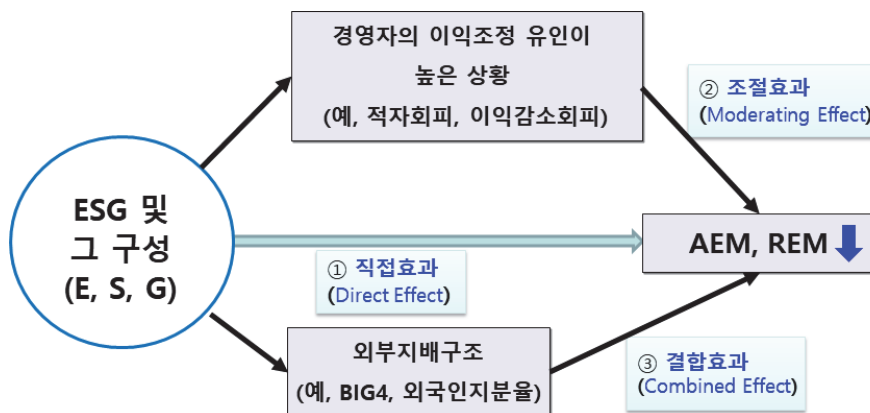
하여 분석하고 그 논의도 ESG 개념이 아닌 사회적 책임활동 측면에서 결과를 해석하였다(Park and Kim 2017; Yoo and Hong 2019; Yoon et al. 2019). 따라서 이들 선행연구에서는 ESG와 이익조정 간의 논의와 결과해석을 하고 있지는 않다. 또한 앞서 2편의 연구 역시 ESG 등급 자체가 아닌 그 구성 (E, S, G)을 중심으로 다루었다(Ji et al. 2019; Jang and Hong 2020). 즉 이들 선행연구로부터는 최근 들어 사회적 관심이 있는 ESG 개념과 관련된 논의 및 결과해석을 수행한 연구는 찾을 수 없다. 앞서와 같은 맥락에서 보면, ESG와 이익조정 간의 관계를 살펴본 과거 연구들이 ESG 개념의 논의가 그동안 체계적으로 다루어지지 않아 이에 대한 논의와 분석결과의 확인과 해석은 연구로서 시의적절성이 있고, 또한 최근 실무계와 학계에서도 그 관심이 높아졌다는 점에서 연구의 필요성이 있다. 따라서 본 연구는 ESG가 이익조정에 미치는 영향에 대해서 ESG 관점의 논의를 수행한다는 점에서 앞서의 CSR 관점의 선행연구들과는 차별화된다. 이와 더불어 앞서 선행연구들 모두는 ESG 등급을 이용하여 AEM 또는 REM의 관계를 분석할 때 ESG가 이익조정에 미치

는 직접효과만을 주로 다루었다. 그러나 본 연구에서 살펴보려는 ESG의 조절효과 그리고 결합효과를 체계적으로 알아본 국내의 연구는 아직까지 거의 찾아보기 어렵다. 그러한 점에서 본 연구는 선행연구를 보다 확장(extension)하고 있다는 점에서 관련연구에 새로운 증거를 제공한다.

2.2 가설의 제시

본 연구는 앞서 서론에서 전술한 바와 같이 KCGS의 ESG 자료를 이용하여 첫째, ESG가 이익조정에 미치는 영향(이하 직접효과; 가설 1), 둘째, 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에서 ESG가 이익조정에 미치는 영향(이하 조절효과; 가설 2), 셋째, 외부 지배구조와 ESG가 이익조정에 미치는 영향(이하 결합효과; 가설 3)를 중심으로 살펴보는 데 있다. 이를 그림으로 정리한 사항이 <Figure 1>이다.

앞서 전술한 바와 같이, Park and Kim(2017), Yoo and Hong(2019) 및 Yoon et al.(2019)의 연구들은 KCGS 자료로 ESG와 이익조정 간의 관계를 분석한 바 있다. 하지만 선행연구 검토에서 설



<Figure 1> 본 연구의 흐름도

명하였듯이, 이들의 연구 모두는 ESG와 이익조정 간에 나타난 결과에 대해 CSR의 대용치(proxy)로 결과해석을 한 연구들이다. 즉 ESG 자료를 이용하여 사회적 책임활동을 논하였다. 이러한 데에는 이전 연구들의 경우 ESG 개념이 당시에는 최근처럼 잘 알려지지 않았던 때인 반면, CSR 관련연구들이 더 활발했기에 연구자들은 ESG를 그 구성인 S(=CSR)로 간주해 좁은 해석을 한 것으로 보인다. 하지만 기업의 사회적 책임활동인 CSR은 ESG 중 S에만 국한된 내용이라는 점에서 보면, 기존 연구들에서의 ESG의 결과해석이 협의로 다루어졌다고 할 수 있다. 따라서 ESG와 이익조정의 관계를 ESG 측면에서 체계적으로 해석한 연구는 아직까지 찾아보기 어렵다. 또한 최근 들어 실무계와 학계에서 ESG에 대한 사회적 관심이 그 어느 때보다 높아진 상황이므로, ESG 측면에서 이익조정과의 관계를 논의할 필요성이 대두됨에 따라 본 연구는 과거 연구들보다 최근 시점까지 자료를 업데이트한 후 가설 1인 직접효과에 대해 ESG 관점에서 논의하고 그 결과를 먼저 다룬다. 따라서 기존 연구들과 비교해 본 연구는 그 논의와 결과해석에 있어 차별성을 가진다.

먼저 가설 1과 관련된 ①의 직접효과(direct effect)에 관한 사항이다. ESG가 이익조정에 미치는 직접효과를 논하면 다음과 같다. KCGS의 ESG는 종전 기업지배구조(G)에 대한 평가에 사회적 책임(S) 및 환경경영(E)을 통합하여 평가한 개념이다. 따라서 ESG의 구성 중 이익조정에 가장 중요한 역할을 하는 것은 G(기업지배구조)에 해당된다. 기업지배구조가 우수하면 주주가치 및 기업가치를 제고할 목적에서 높은 재무보고의 질을 유지할 유인이 있다. 좋은 지배구조를 갖춘 기업은 취약한 지배구조의 기업보다 발생액을 통한 이익조정이나 실제 이익조정을 덜 수행할 수 있다(Kim and Kang 2011; Park

2013a; Park 2013b). 이는 건전한 지배구조의 기업은 보다 효과적으로 모니터링을 수행하여 경영자의 기회주의적인 이익조정 유인을 억제하는 통제메커니즘이 작동할 수 있기 때문이다. 따라서 G에 대한 평가등급이 높은 기업일수록 높은 재무보고의 질에 더 관심을 가지므로, G는 이익조정과 음(-)의 관계가 예상될 수 있다. 반면, S(=CSR: 사회적 책임활동)과 E(환경경영 활동)는 앞서 G와는 다른 관점(dimension)에서 평가된다. 사회적 책임활동 또는 환경경영활동에 관여하는 기업은 그렇지 않은 경우보다 기업성장에 더 큰 영향을 줄 수 있다(Deng, Kang, and Low 2013). 그러한 데에는 G의 개념은 기업이 주주들(shareholders)에 더 관심을 갖고 행동해야 하는 측면이 있는 반면에, S 및 E의 개념에는 기업이 주주중심의 차원을 넘어 기타의 이해관계자(stakeholder) 집단에도 관심을 가져야 하기 때문이다(Cornell and Damodaran 2020). 예를 들어, CSR 활동에 보다 적극적으로 관여하는 기업의 경제적 효익은 소비자들의 해당 기업의 제품에 대한 긍정적인 이미지와 선호 그리고 브랜드 평가에 있다(Bofinger et al. 2020). 이를 소위 CSR의 후광효과(halo effect)라고 부른다. 그러한 점에서 CSR 활동에 활발한 기업은 재무성장에 보다 직접적인 영향을 줄 수 있고, 따라서 사회적 책임활동에 보다 적극적으로 몰입하는 기업일수록 가치를 창출할 수 있다. 또한 E(환경경영)의 경우 역시 앞서 CSR 활동과 유사한 관점이 적용된다. 특히 E의 경우는 추가로 규제기관 및 법률의 영향에 더 구속되는 특징이 있다. 이는 환경을 훼손하면 법률적 제재를 받을 수 있기 때문이다. 예를 들어, 환경에 민감한 기업(예로, 탄소배출, 폐기물 배출 등)이 해당 산업의 특성을 지각하지 않고 행동하면 친화적 환경을 추구하는 기업에 비해 잠재적 평판의 손상이나 기업소송의 증가로

인해 장기적으로 기업가치를 훼손시킬 수 있다. 또한 친화적 환경에 보다 적극적으로 관여를 하는 기업은 그렇지 않은 경우보다 더 우수한 제품을 생산한다는 신호(signals)를 소비자시장에 전달하는 효과도 있어(Bofinger et al. 2020), 가치를 창출한다. 이러한 맥락에서 보면, E 및 S의 개념도 G와 서로 배타적이지는 않을 수 있고, 사회적 책임활동 및 환경경영활동에 보다 적극적으로 관여하는 기업일수록 기업가치 제고를 위해 경영자의 기회주의적인 이익조정을 덜 수행할 것으로 기대될 수 있다. 그리고 ESG는 종전의 G 평가와 E와 S의 평가를 통합하여 하나로 묶은 개념이고, ESG 철학은 기업의 장기적인 성장을 도모하기 위한 지속가능경영(sustainability management)을 추구하는데 있다. 또한 점차 기관 투자자나 연기금의 경우 CSR 활동이 활발한 기업 또는 ESG 성과가 우수한 기업에 투자하려는 변화된 양상을 보이고 있으므로, ESG 등급이 높은 기업일수록 필요자금을 외부로부터 유치하는데 있어 유리한 입장이 될 수 있다. 그러한 점에서 높은 ESG 등급의 기업일수록 기회주의적 이익조정을 허용하는 근시안적 접근보다 장기적인 관점에서 가치창출(value-creating)을 하는데 더 관심을 가질 수 있고, 또한 기업의 지속가능성(sustainability)을 높

이기 위해서는 단기적으로 성과를 조정하는 재량적 발생액의 이익조정이나 장기적으로 기업가치를 훼손시킬 수 있는 실제 이익조정의 이용은 기업가치에 부정적인 결과를 초래할 수 있으므로, 이를 적극적으로 억제할 것으로 기대될 수 있다. 이러한 의문(empirical question)을 알아보기 위하여 본 연구의 첫 번째 가설 1은 다음과 같이 선행연구들(Park and Kim 2017; Park and Lee 2017; Ji et al. 2019; Yoon et al. 2019)처럼 선택가설로 설정한 후 ESG가 이익조정(예로, AEM, REM)에 음(-)의 관계가 있는지를 경험적 분석을 통해 살펴본다.¹³⁾

가설 1: ESG는 기업의 이익조정과 음(-)의 관계가 있을 것이다.

다음으로, 본 연구의 두 번째 분석인 가설 2는 선행 연구들에서 살펴보지 않았던 ② 조절효과(moderating effect)에 관한 사항이다. 선행연구의 검토에서 살펴본 과거 연구들은 ESG와 이익조정의 관계인 직접효과를 중심으로 다루었고, 조절효과를 체계적으로 살펴본 연구는 찾아보기 어렵다. 통상 ESG와 이익조정 간에 어떤 관련성이 있는지를 알아보는 직접효과는 두 변수 간의 평균적인(average) 관계를 중심

13) 한편, 본 연구는 가설을 단순화하기 위해 가설 1의 경우 선택가설로 설정하였으나, 연구에 따라서는 ESG의 구성 중 E와 AEM 또는 E와 REM 간의 각 관계를 다른 방향으로 설정한 연구도 있다(Velte 2020b). 예를 들어, Velte(2020b)는 환경경영의 책임(E)과 AEM 간에 음(-)의 관계를, E와 REM 간에는 양(+)의 관계로 가설을 전개하였다. 앞서의 연구는 AEM은 규제당국의 감시 대상인 반면, REM은 그렇지 않기 때문에, 또한 AEM보다 REM은 외부정보이용자들에게 잘 관찰되지 않는 속성이 있다고 보고(Roychowdhury 2006), 높은 E 등급을 받은 기업이 만일 위장환경주의(greenwashing policy)로 얻은 성과라면 AEM을 낮출 유인이 있지만, REM은 오히려 숨겨진 회계정책("hidden" accounting policy)으로 활용하여 증가시킬 수 있다고 보았다. 특히 ESG가 AEM에 미치는 영향과 ESG가 REM에 미치는 영향의 강도는 서로 다를 수 있다. 예를 들어, REM을 다룬 선행연구들은 AEM은 반전효과(reversal effect)가 있는 반면에, REM은 앞서와 같은 반전효과가 없고, 또한 선행연구들은 AEM보다 REM이 장기적으로 기업가치를 더 악화시킨다는 주장과 증거를 보고한 바 있다(Roychowdhury 2006; Kim, Baik, and Choi 2009a; Kim, Goh, and Bae 2009b). 이러한 맥락에서 추론해 보면, ESG 등급이 높은 기업이더라도 이익관리는 수행한다는 점에서 반전효과가 있는 AEM은 어느 정도 허용할 수도 있지만, 반전효과가 없고 미래 수익성 및 기업가치를 더 악화시킬 수 있는 REM은 장기적인 관점에서 지속가능경영을 목표로 하는 경우 더 억제 대상이 될 수 있어 ESG와 이익조정 간에 음(-)의 관계는 AEM보다 REM일 때 더 뚜렷하게 나타날 수도 있다. 하지만 본 연구에서 다루고자 하는 가설 1의 경우 ESG와 관련한 비평적 관점보다는 긍정적 관점에서 논의를 전개한 것이다.

으로 살펴본 경우에 해당한다. 따라서 만일 ESG(또는 E, S, G)와 이익조정 측정치(AEM 또는 REM) 간에 음(-)의 관계가 나타나면 지속가능경영을 수행하는 기업일수록(또는 환경경영, 사회적 책임경영, 기업지배구조 등급이 높을수록) 이익조정을 억제하는 것으로 해석한다.

하지만 이러한 분석에서 나타난 관계는 평균적인 사항만을 보여주는 결과이고, 이익조정 유인이 높은 특정 상황에서 경영자의 이익조정행위를 억제하는데 ESG가 통제메커니즘(또는 기업지배구조의 역할)을 적절히 수행하는지와 관련된 정보는 앞서의 직접효과만으로는 파악하기 어려운 측면이 있다. 즉 ESG 등급이 높은 기업이 우수한 통제메커니즘이 작동한다면 경영자에게 이익조정 유인이 높은 상황에서도 기회주의적 이익조정행위를 효율적으로 억제하는 방향으로 작동되어야 한다. 이를 알아보기 위해서는 ①의 직접효과만으로는 파악되지 않기에 ②의 조절효과를 통해서 살펴볼 필요가 있다. 즉 ①의 경우에서 만일 ESG와 이익조정(AEM, REM) 간에 음(-)의 관계가 있더라도 ②의 조절효과로 살펴본 결과에서 만일 ESG 등급이 우수한 기업에서 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황이 발생할 때 효율적으로 통제메커니즘이 작동하지 않는다면 그 실효성이 높다고 보기는 어려운 측면이 있다. 따라서 ①의 평균적인 관계인 직접효과와 비교하여 ②의 조절효과를 통해서 살펴본 경우가 ESG 등급이 우수한 기업에서 지속가능경영을 위해 효율적 통제메커니즘이 작동하는지에 대하여 더 보수적으로 그 실효성 여부를 평가하는 방법일 수 있다. 이러한 측면을 알아보기 위하여 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황으로 본 연구는 목표 이익기준(earnings benchmarks)을 달성하려는 유인이 있는 적자회피와 이익감소회피의 경우를 이용해서 ②의 조절효과를 살펴본다. 선행연구들은 적자

회피 또는 이익감소회피기업은 그렇지 않은 경우보다 AEM 또는 REM을 이용하여 보고이익을 상향조정한다는 결과를 보고한 바 있다(Burgstahler and Dichev 1997; Phillips, Pincus, and Rego 2003; Habib and Hansen 2008; Roychowdhury 2016) 이를 위해 본 연구는 상호작용변수를 이용하여 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황(예로, 적자회피, 이익감소회피)에서 AEM 또는 REM을 높이려는 유인이 있을 때 ESG 등급이 높은 기업은 그렇지 않은 경우보다 이를 억제하는지를 알아보는 것이 가설 2의 사항이다. 따라서 본 연구의 두 번째 가설 2의 경우도 다음과 같이 선택가설로 설정한 후 경영자의 이익조정이 높은 상황에서 이익조정에 미치는 부정적인 영향이 ESG 등급이 우수한 기업일 때 약화(weaken)되는지에 대한 의문을 분석을 통해 알아본다.

가설 2: 경영자의 이익조정 유인이 높은 기업(예로, 적자회피, 이익감소회피)의 이익조정은 ESG 등급이 높을 때 약화될 것이다.

마지막으로, 본 연구의 세 번째 분석인 가설 3은 역시 이 분야의 선행연구들에서 다루지 않았던 ③ 결합효과(combined effect)에 관한 사항이다. 특히 본 연구는 ESG가 내부지배구조와 관련이 있으므로, 외부지배구조와 ESG가 결합될 때 그 효과가 더 강화되는지를 살펴보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 외부지배구조 중 하나인 외부감사인과 외국인투자자의 지분율을 이용해서 이들의 감시·감독의 통제메커니즘이 효과적으로 작동할 때 ESG와 이익조정 간에 음(-)의 관계가 더 강화(strengthen)되는지를 알아본다. 특히 non-Big 4 감사인의 경우보다 Big 4 감사인이 감사한 기업의 경우가 이익조정을 억제할 것으로 예상되며(Becker, DeFond, Jiambalvo,

and Subramanyam 1998; Francis, Maydew, and Sparks 1999; Fan and Wong 2005), 또한 외국인지분율이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 이들로부터 모니터링 역할을 기대할 수 있으므로 (Cheon 2003; Park and Lee 2006; Kim et al. 2012), ESG가 이익조정에 미치는 영향은 Big 4 감사인이 감사한 경우 또는 외국인지분율이 높은 기업일 때 더 강화(strengthen)될 것으로 기대된다. 따라서 본 연구의 세 번째 가설 3도 다음과 같은 선택가설을 설정한 후 이와 관련한 의문을 분석을 통해 알아본다.

가설 3: ESG와 이익조정 간에 음(-)의 관계는 외부지배구조(예로, Big 4 감사인, 외국인 지분율이 높을 때)의 모니터링 효과가 높을 때 더 강화될 것이다.

III. 연구모형의 설계 및 표본의 선정

3.1 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 ① ESG가 이익조정(AEM, REM)에 미치는 영향인 직접효과(direct effect), 또한 ② 경영자의 이익조정이 높은 상황(예로, 적자회피, 이익감소회피)일 때 ESG가 이익조정 에 미치는 영향인 조절효과(moderating effect), 그리고 ③ ESG와 이익조정 간의 관계가 외부지배구조(예로, Big 4 감사인, 외국인지분율이 높을 때)의 모니터링 효과가 높을 때 더 강화되는지 결합효과(combined effect)를 알아보는데 있다. 이를 위해 본 연구는 다음의 식(1)부터 (3)까지의 모형을 통해 검증한다.

$$AEM_t \text{ (or } REM_t) = a_0 + \beta_1 ESG_t + \text{Control variable} + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$AEM_t \text{ (or } REM_t) = a_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 LA_t + \beta_3 EDA_t + \beta_4 LA_t * ESG_t + \beta_5 EDA_t * ESG_t + \text{Control variable} + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$AEM_t \text{ (or } REM_t) = a_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 FON_t + \beta_4 ESG_t * BIG4_t + \beta_5 ESG_t * FON_t + \text{Control variable} + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서,

종속변수

AEM = t년도 Dechow, Sloan, and Sweeney(1995)의 재량적 발생액 또는 Kothari, Leone, and Wasley(2005)의 방법에 따른 ROA 성과통제 재량적 발생액

REM = t년도 Roychowdhury et al.(2006)의 실제 이익조정: abCFO(비정상 영업현금흐름), abPROD(비정상 생산원가), abDISE(비정상 재량적 비용) 또한 Kim and Sohn(2013)의 방법으로 측정된 종합 $REM(=abCFO*(-1)+abPROD+abDISE*(-1))$

관심변수(① ESG , ② $LA*ESG$, $EDA*ESG$, ③ $ESG*BIG4$, $ESG*FON$)

ESG = t년도 한국기업지배구조원의 ESG(또는 E, S, G) 평가등급의 서열순위변수 또는 ESG(또는 E, S, G) 평가등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0

$LA*ESG$ = t년도 LA와 ESG의 상호작용변수

$EDA*ESG$ = t년도 EDA와 ESG의 상호작용변수

$ESG*BIG4$ = t년도 BIG4와 ESG의 상호작용변수

$ESG*FON$ = t년도 FON과 ESG의 상호작용변수

종속변수가 AEM 일 때 통제변수

$SIZE$ = t년도 총자산에 자연로그

LEV = t년도 총부채/총자산

$AGRW$ = t년도 총자산의 성장률

$TA = t-1$ 년도 총발생액(=(당기순이익-영업현금흐름)/기초총자산)
 $CFO = t$ 년도 영업현금흐름/기초총자산
 $FIRST = t$ 년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0
 $BIG4 = t$ 년도 BIG 4 제휴법인(삼일, 삼정, 안진, 한영회계법인)이 감사한 기업이면 1, 아니면 0
 $FON = t$ 년도 외국인지분율
 $OVS = t$ 년도 대주주지분율(특수관계인 포함)
 $MKT = t$ 년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0
 종속변수가 REM일 때 통제변수
 $SIZE = t$ 년도 총자산에 자연로그
 $MTB = t$ 년도 자기자본의 시장가치/장부가치
 $NI = t$ 년도 당기순이익/기초총자산
 $LEV = t$ 년도 총부채/총자산
 $FIRST = t$ 년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0
 $BIG4 = t$ 년도 BIG 4 제휴법인(삼일, 삼정, 안진, 한영회계법인)이 감사한 기업이면 1, 아니면 0
 $FON = t$ 년도 외국인지분율
 $OVS = t$ 년도 대주주지분율(특수관계인 포함)
 $MKT = t$ 년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0
 종속변수가 AEM 및 REM일 때 고려되는 추가변수
 $LA = t$ 년도 적자회피 구간[$0 < NI < 0.010$]이면 1, 아니면 0, $NI =$ 당기순이익/기초총자산
 $EDA = t$ 년도 이익감소회피 구간[$0 < \Delta NI < 0.010$]이면 1, 아니면 0, $\Delta NI = ($ 당기순이익 $_t -$ 당기순이익 $_{t-1}) /$ 기초총자산
 $\Sigma IND =$ 산업별 더미변수
 $\Sigma YD =$ 연도별 더미변수
 $\epsilon =$ 잔차항
 편의상 i기업에 대한 표기는 생략함.

식(1)부터 식(3)까지의 종속변수는 AEM(accrual-based earnings management; 재량적 발생액) 또는 REM(real earnings management; 실제 이

익조정)이다. 본 연구는 발생액에 기초한 이익조정(AEM)인 재량적 발생액(discretionary accruals: DA)을 두 가지의 방법으로 측정하여 살펴본다. 즉 하나는 Dechow et al.(1995)의 방법에 따른 재량적 발생액이고(기술의 편의상 이하 AEM1로 칭함), 다른 하나는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따른 ROA 성과가 통제된 재량적 발생액이다(이하 AEM2로 칭함). 또한 실제 이익조정은 Roychowdhury(2006)의 방법을 이용하여 세 가지 REM 추정치를 이용한다. 즉 비정상 영업현금흐름(abCFO), 비정상 생산원가(abPROD), 비정상 재량적 비용(abDISE)이다. 또한 본 연구는 Kim and Sohn(2013)의 방법에 따라 이들의 세 가지 REM을 종합한 측정치(=abCFO*(-1)+abPROD+abDISE*(-1))도 같이 살펴본다(이하 REM으로 칭함). Roychowdhury(2006)의 측정치의 경우 abCFO와 abDISE는 음(-)의 값일 때, abPROD는 양(+의 값일 때 실제 이익조정이 증가한다.¹⁴⁾ 따라서 본 연구는 REM를 계산할 때 결과해석의 편의상 선행연구처럼 abCFO와 abDISE에 (-1)을 곱하여 REM이 클수록 실제 이익조정이 높은 것으로 해석될 수 있도록 측정한다(Kim and Sohn 2013; Cohen and Zarwin 2010). 또한 본 연구는 AEM 또는 REM 값이 클수록 보고이익을 높이기 위한 경영자의 기회주의적인 이익조정이 증가하는 것으로 해석한다. Dechow et al.(1995)과 Kothari et al.(2005)의 방법인 AEM의 추정모형 및 Roychowdhury(2006)의 세 가지 REM의 추정모형은 다음의 소절에서 구체적으로 다룬다.

가설 1과 관련해서 식(1)에서의 관심변수는 한국기

14) Roychowdhury(2006)의 모형에서 abCFO는 비정상적으로 가격할인이나 신용정책을 완화시켜 밀어내기식 매출을 수행하면 CFO 수준을 낮추지만, 당기 보고이익은 증가될 수 있고, abDISE는 비정상적으로 재량적 비용을 낮추면 당기 보고이익을 증가시킬 수 있다. abPROD는 비정상적으로 생산량을 확대하여 단위당 고정원가를 낮추면 매출원가를 감소시켜 보고이익이 증가될 수 있다.

업지배구조원(KCGS)에서 공시한 ESG(environment, social, and governance) 또는 그 구성인 E (environment: 환경경영), S(social: 사회책임경영), G(governance: 기업지배구조) 등급이다. KCGS의 ESG 및 그 구성(E, S, G)의 평가등급은 모두 6등급(A+, A, B+, B, C, D)으로 구성되며, 본 연구는 가장 높은 등급에 6(예, A+)을, 가장 낮은 등급에 1(예, D)을 부여한 서열순위등급으로 측정하였다(Shin and Park 2020). 이렇게 측정된 ESG 등급(또는 E, S, G)이 높을수록 지속가능경영을 추구하는 기업(또는 환경경영, 사회적 책임경영 및 기업지배구조가 우수한 기업)으로 해석한다. 한편, 본 연구는 앞서 가설 1의 관심변수인 ESG(또는 E, S, G)는 서열순위변수로 측정할 반면, 가설 2와 3과 관련해서 식(2) 및 식(3)의 관심변수는 상호작용변수(interactive terms)로 고려되므로, 설명변수 간의 다중공선성을 최소화하기 위해서 선행연구의 방법처럼 ESG(또는 E, S, G) 등급이 B+ 이상이면 우수한 등급의 기업으로 보아 1, 아니면 0인 더미변수로 측정한다(Lee and Kim 2012; Kim and Ma 2020; Ma 2020; Shin and Park 2020; Lee and Park 2021).¹⁵⁾ 가설 2의 관심변수는 상호작용변수인 LA*ESG, EDA*ESG이고, 가설 3의 경우 관심변수는 상호작용변수인 ESG*BIG4, ESG*FON이다. 또한 본 연구는 ESG의 각 구성(E, S,

G)에 대해서도 각각 상호작용변수를 구성하여 같이 살펴본다. 여기서 LA는 적자회피 구간을, EDA는 전년도 대비 이익감소회피 구간을 나타낸다. 선행 연구들은 적자회피 또는 이익감소회피의 기업은 그렇지 않은 경우보다 AEM 또는 REM을 이용한 보고이익을 상향조정 한다는 결과를 보고한 바 있다(Burgstahler and Dichev 1997; Phillips et al. 2003; Roychowdhury 2006; Habib and Hansen 2008; Kim, Goh, and Koh 2008 등). 본 연구에서 LA와 EDA의 구간 설정은 Kim et al. (2008)의 방법에 따라 다음과 같이 측정하였다. 즉 LA는 표본에서 NI(당기순이익/기초총자산)의 구간이 0 이상이고 0.010 이하($0 < NI < 0.010$)에 속하면 적자회피가 의심되는 기업으로 보아 1, 아니면 0인 더미변수이고, EDA는 표본에서 ΔNI (=[당기순이익-전기순이익]/기초총자산)의 구간이 0 이상이고 0.010 이하($0 < \Delta NI < 0.010$)에 속하면 전기보다 이익감소회피가 의심되는 기업으로 보아 1, 아니면 0인 더미변수이다.¹⁶⁾ 가설 3의 관심변수 ESG*BIG4과 ESG*FON의 경우 BIG4는 Big 4 회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이 감사하면 1, 아니면 0인 더미변수이고, FON의 경우는 연속변수이다. 따라서 가설 2의 관심변수와 유사하게 본 연구는 가설 3을 검증할 때 ESG*FON에서 FON의 경우를 연속변수 대신 더미변수로 측정하였다. 즉 FON에 따라 표

- 15) 본 연구에서 가설 1은 서열순위변수로 측정했으나, 가설 2와 3에 대해 서열순위변수로 상호작용변수를 고려하면 다수의 변수에서 VIF 값이 10 이상으로 나타났다. 따라서 관심변수가 상호작용변수로 구성된 가설 2와 3의 경우는 더미변수로 고려한 것이다. 또한 ESG(E, S, G)를 A 이상의 더미변수로 하면 본 연구의 가설 2와 3의 관심변수는 상호작용변수이므로, 상호작용변수에 포함된 1에 속한 기업수가 매우 희소해지는 경향이 나타나 본 연구는 B+ 이상을 기준으로 측정하였다. 예를 들어, Shin and Park(2020)은 KCGS 자료를 이용할 때 ESG에 대해 서열순위등급 변수 또는 상호작용변수를 이용할 때는 B+ 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정할 바 있다. 또한 이 분야의 연구들은 대체로 B+ 이상이면 우수한 지배구조의 기업으로 보아 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하고 있다(Kim and Ma 2020; Ma 2020; Lee and Park 2021 등). 따라서 본 연구도 앞서의 선행연구를 준용하여 ESG(E, S, G)에 대해 B+ 이상이면 1, 아니면 0인 변수로 측정한다.
- 16) 이 구간의 선정은 Kim et al.(2008)의 연구에서 국내 상장기업들의 NI의 횡단면 분포가 영(0)을 약간 초과하는 기업의 빈도수가 $0 < NI < 0.010$ 에서 비정상적으로 집중된 것을 확인한 후 설정한 구간이다.

본을 4분위수(quartile)로 나누어 상위(top) 25%에 해당하면 1, 아니면 0으로 측정한다.

만일 가설 1의 기대와 일치한다면 식(1)의 모형에서 관심변수 ESG는 종속변수 AEM 또는 REM에 대해 유의한 음(-)의 회귀계수 값이 나타날 것이다($\beta_1 < 0$). 또한 만일 가설 2의 기대와 일치한다면 식(2)의 관심변수 LA*ESG, EDA*ESG는 각각 유의한 음(-)의 계수 값이 나타날 것이다($\beta_4 < 0$, $\beta_5 < 0$). 그리고 만일 가설 3의 예상에 부합한다면 식(3)의 관심변수 ESG*BIG4, ESG*FON은 각각 유의한 음(-)의 값이 나타날 것이다($\beta_4 < 0$, $\beta_5 < 0$). 또한 ESG를 그 구성(E, S, G) 등급으로 나누어 살펴본 때에도 앞서의 예상을 따른다.

한편, 종속변수가 AEM일 때와 REM일 때 선행 연구들은 통제변수로 상이한 변수들이 고려된다. 따라서 본 연구는 종속변수로 AEM을 분석한 선행 연구와 종속변수로 REM을 분석한 선행연구들에서 고려된 각 통제변수를 준용하여 모형을 설정하였다. 특히 본 연구의 경우 종속변수가 AEM일 때 Kim and Jeon(2016)의 연구모형을 준용하여 통제변수를 선정하였고, 종속변수가 REM일 때는 Roychowdhury(2006) 및 Park and Shin(2020)의 연구모형을 준용하여 통제변수를 선정하였다.¹⁷⁾ 따라서 식(1)의 모형에서 종속변수가 AEM일 때 고려된 통제변수는 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), AGRW(총자산의 성장률), TA(전기 총발생액), CFO(영업현금흐름), FIRST(초도감사여부), BIG4(감사인 규모), FON

(외국인지분율), OWS(대주주지분율), MKT(시장구분)이고, 종속변수가 REM일 때는 SIZE(기업규모), MTB(자기자본의 시장가치/장부가치), NI(당기순이익), LEV(부채비율), FIRST(초도감사여부), BIG4(감사인 규모), FON(외국인지분율), OWS(대주주지분율), MKT(시장구분)이다.¹⁸⁾ 또한 본 연구는 종속변수에 관계없이 산업별 차이와 연도별 고정효과(fixed effect)의 차이를 통제하기 위하여 산업과 연도(ΣIND , ΣYD) 더미를 식(1)의 모형에 고려하였다. 따라서 SIZE, LEV, FIRST, BIG4, FON, OWS, MKT는 종속변수가 AEM 및 REM일 때 공통되게 고려된 통제변수이다.¹⁹⁾ 반면, 종속변수가 AEM일 때 추가로 AGRW, TA, CFO 변수가 통제되고, 종속변수가 REM일 때는 추가로 MTB, NI 변수가 통제된다. 이러한 통제변수의 고려는 종속변수로 AEM 또는 REM으로 하여 분석한 각 선행 연구에서의 모형설계의 방법을 따른 것이다. 즉 통제변수 중 TA(전기 총발생액)는 종속변수가 DA일 때 발생액의 반전효과(reveral effect)를 통제하기 위한 변수이나, REM은 이러한 반전효과를 가지고 있지 않다. 또한 Dechow et al.(1995)은 종속변수가 AEM일 때 CFO가 음(-)의 영향을 미칠 수 있기에 이를 통제한 반면, Roychowdhury(2006)는 CFO의 경우 세 가지 REM 추정모형 중에서 첫 번째 모형에서 종속변수가 CFO에 해당되므로, 이를 통제하면 유사상관성(spurious correlation) 문제가 있어 Roychowdhury(2006)의 연구는 CFO 대신 기업

17) REM 모형을 처음 개발한 Roychowdhury(2006)은 종속변수가 REM일 때 세 가지 통제변수인 SIZE, MTB, NI만을 고려하였으나, 후속선행연구들은 추가로 LEV, BIG4, 소유구조(FON, OWS), 시장구분을 위한 MKT를 모형에 통제하고 있다(Kang and Chun 2010; Kim et al. 2012; Park and Shin 2020).

18) 본 연구는 종속변수가 AEM(DA)일 때 통제변수의 고려는 Kim and Jeon(2016)의 연구모형을, 종속변수가 REM일 때는 Park and Shin(2020)의 연구모형을 준용하여 설정한 것이므로, 통제변수의 선정 이유와 그 방향성과 관련해서는 지면관계상 앞서의 각 연구들을 참고하기 바란다.

19) SIZE, LEV는 기업특성과 통제하기 위한 변수이고, FIRST, BIG4는 감사품질과 관련된 통제변수이다. 또한 FON, OWS는 소유구조를 통제하기 위한 변수이고, MKT는 시장유형의 차이를 통제하기 위한 변수이다.

성과로 NI를 통제하였다. 그리고 Roychowdhury (2006)는 종속변수가 REM일 때 성장성 변수로 투자회인 MTB를 통제한 반면, 종속변수가 AEM일 때는 대체로 선행연구들은 총자산의 성장성(AGRW)를 통제한다(Jeon and Park 2012; Kim and Jeon 2016).²⁰⁾ 통제변수의 구체적인 측정과 정의는 식(3)의 하단과 같다.

3.2 AEM과 REM의 추정모형

본 연구는 식(1)부터 식(3)까지 종속변수가 AEM일 때 재량적 발생액(DA)의 추정은 Dechow et al. (1995) 모형과 Kothari et al.(2005) 모형을 이용한다. 이들의 각 추정모형은 아래의 식(4) 및 식(5)과 같다.

$$\begin{aligned} TA_t/A_{t-1} &= a_1(1/A_{t-1}) \\ &+ a_2((\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}) + a_3(PPE_t/A_{t-1}) \\ &+ \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} TA_t/A_{t-1} &= a_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) \\ &+ a_2((\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}) + a_3(PPE_t/A_{t-1}) \\ &+ a_4ROA_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

여기서,

$$\begin{aligned} TA &= t\text{년도 (당기순이익-영업현금흐름)/기초총자산} \\ A &= t\text{년도 기초총자산} \\ \Delta REV &= t\text{년도 매출액의 변화분} \\ \Delta REC &= t\text{년도 매출채권의 변화분} \\ PPE &= t\text{년도 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)} \\ ROA &= t\text{년도 당기순이익/기초총자산} \\ \varepsilon &= \text{잔차항} \end{aligned}$$

DA의 추정모형의 경우 Dechow et al.(1995)의 모형보다 Kothari et al.(2005)의 모형이 개선된 방법으로 알려져 있다.²¹⁾ 따라서 Kothari et al. (2005)의 모형을 이용한 방법이 보편적으로 이용되지만, 이 분야의 관련연구들은 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용하여 결과를 제시한 경우가 있어 본 연구는 분석결과의 비교목적상 두 방법을 같이 살펴본다. 기술의 편의상 본 연구는 Dechow et al.(1995) 모형으로부터 추정된 DA를 AEM1로 지칭하고, Kothari et al.(2005) 모형으로부터 추정된 경우는 AEM2로 칭한다. 식(4) 및 식(5) 모두 산업-연도별 패널자료를 횡단면 분석을 통해 수행되며, 회귀분석으로 추정된 개별기업에 대해 잔차(ε) 값이 재량적 발생액(DA=AEM)이다. 본 연구는 모형식을 추정할 때 산업은 중분류로 추정하고, 최소 20개 이상인 기업을 대상으로 한다. AEM1 또는 AEM2의 값이 클수록 보고이익을 높이기 위한 경영자의

20) 그런데, 이 분야의 선행연구들에서 ESG가 이익조정에 미치는 영향을 분석할 때 종속변수로 AEM 및 REM을 같이 살펴본 논문들의 경우 종속변수가 AEM일 때와 REM일 때의 특성을 고려하지 않고 통제변수를 동일하게 설정한 경우가 대부분이다. 선행연구의 검토에서 살펴보았던 Park and Kim(2017), Ji et al.(2019), Yoo and Hong(2019), Yoon et al.(2019), Velte(2019)의 경우 종속변수로 AEM 및 REM을 같이 살펴본 연구들인데, 이들 모두는 종속변수가 AEM일 때와 REM일 때 동일한 통제변수가 고려된 모형으로 분석된 결과를 제시하고 있다. 즉 이 분야의 선행연구들은 정교(refine)하게 종속변수(AEM vs. REM)의 특성에 따라 통제변수를 달리 선정할 연구는 찾아보기 어렵다. 이는 연구설계상에 종속변수의 특성을 고려하지 않으면 생략된(omitted) 변수의 문제가 발생할 수 있고, 이러한 점은 검증결과에도 영향을 줄 수 있다. 국내 선행연구들의 경우 KCGS의 ESG 자료의 사용은 동일한데, 연구마다 검증결과 측면에서 혼재된(mixed) 증거를 제시하고 있는 것은 통제변수의 선정과도 무관하지 않은 것으로 보인다. 따라서 본 연구는 가설 1을 검증하는데 있어 연구설계상에 종속변수로 AEM을 분석한 선행연구와 종속변수로 REM을 분석한 선행연구들의 각 모형을 준용하여 종속변수의 특성에 따라 별개로 통제변수를 선정할 것이다.

21) Dechow et al.(1995) 모형과 Kothari et al.(2005) 모형의 차이점은 후자는 기업성과(ROA)를 모형에 고려한 반면에, 전자는 그렇지 않다. 또한 전자는 절편이 없는 회귀분석을 이용하여 추정되지만, 후자는 절편인 상수항을 고려한 회귀분석으로 추정된다.

기회주의적인 이익조정행위가 증가하는 것으로 해석한다(Dechow et al. 1995; Kothari et al. 2005).

본 연구는 식(1)부터 식(3)까지 종속변수가 REM 일 때 실제 이익조정의 추정은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 다음의 세 가지 추정모형을 이용한다.

$$CFO_t/A_{t-1} = a_0 + a_1(1/A_{t-1}) + a_2(S_t/A_{t-1}) + a_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = a_0 + a_1(1/A_{t-1}) + a_2(S_t/A_{t-1}) + a_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + a_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$SGA_t/A_{t-1} = a_0 + a_1(1/A_{t-1}) + a_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서,

CFO = t년도 영업현금흐름

$PROD$ = t년도 생산원가(=매출원가+ Δ 재고자산)

SGA = t년도 재량적 비용, Choi and Kwak(2010)의 방법에 따라 판매관리비

A = t년도 기초총자산

S = t년도 매출액

ΔS = t년도 매출액의 변화분

ε = 잔차항

식(6)부터 식(8)까지의 추정절차도 앞서와 같이 산업-연도별 패널자료를 횡단면 분석을 통해 추정되며, 세 가지 비정상(abnormal) 추정치는 각 식에서 추정된 개별기업에 대한 잔차 값(ε)이다. 본 연구는 식(6)부터 식(8)까지에서 추정된 각 잔차(ε)를 abCFO(비정상 영업현금흐름), abPROD(비정상 생산원가), abDISE(비정상 재량적 지출)로 지칭한다. 본 연구는 선행연구의 방법에 따라 개별 REM 추정치를 단순 종합한 REM(=abCFO*(-1)+abPROD+abDISE*(-1))과 개별 추정치인 abCFO, abPROD, abDISE를 같이 살펴본다(Kim and Sohn

2013). REM 또는 개별 abCFO, abPROD, abDISE의 각 값이 클수록 보고이익을 높이기 위한 경영자의 기회주의적인 실제 이익조정이 증가하는 것으로 해석한다.

3.3 표본의 선정

본 연구는 2011년부터 2020년까지 한국거래소의 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 다음의 조건을 만족하는 표본을 선정하여 분석한다. 본 연구에서 표본의 선정조건은 먼저 (1) 금융업이 아닌 12월 결산기업, (2) 한국기업지배구조원(KCGS)에서 ESG 통합 등급과 그 구성인 E, S, G 등급 자료가 공개된 기업, (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 분석에 필요한 기본 재무자료, 감사인, 주가 및 외국인지분율 등의 자료가 입수 가능한 기업, (4) (사)한국상장회사협의회 TS2000에서 대주주지분율 자료가 수집가능한 기업, (5) 자본잠식이 아닌 기업 등이다.

본 연구는 해당 주제와 관련하여 유가증권 및 코스닥상장기업을 대상으로 최근 자료가 포함된 2011년부터 2020년까지를 분석기간으로 선정한다. 분석기간이 2011년부터인 이유는 KCGS의 경우 2011년도부터 ESG 등급 및 그 구성(E, S, G) 자료를 공개하고 있기 때문이다. 분석기간인 2011년부터 2020년까지 조건 (1)~(5)의 표본의 선정조건에 부합되는 최종표본은 6,250개 기업/연 자료였다. 다만, ESG의 구성 중 E는 앞서의 경우보다 표본이 적은 6,081개 기업/연 자료이다. 한편, 본 연구는 식(1)부터 식(3)까지의 모형에 고려된 변수 중 ESG, 더미변수와 자연로그 값으로 추정된 경우를 제외한 나머지 연속변수들은 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 후 분석하였다.

〈Table 1〉에는 표본의 산업별(Panel A)과 연도별(Panel B) 그리고 KCGS에서 평가된 ESG 등급과 그 구성인 E, S, G 등급의 각 분포(Panel C) 현황을 보고하였다. Panel A의 경우 지면관계상 산업의 구분은 대분류로 제시하였다.

〈Table 1〉에서 Panel A를 보면, 산업 중 제조업의 빈도수가 표본에서 가장 많고(64.1%), 다음은 서비스업(17.8%)이고, 나머지 도매 및 소매업(8.1%), 기타(6%), 건설업(3.9%)으로 순으로 나타나 이들 산업은 표본의 10% 이내이다. 또한 Panel B에서

2011년도 표본이 421개로 가장 적고, 2020년도 표본이 792개로 가장 많으며, 최근 연도별로 갈수록 점차 증가되는 추이를 보이고 있다. Panel C에서 KCGS의 ESG 통합 등급의 경우 A+ 등급은 0.7%, 또한 A+와 A를 합계한 비중은 전체에서 6.4%인데 반해, A+, A, B+의 합산 비중은 전체의 19.2% 정도이다. 따라서 본 연구는 분포의 특성상 Ma(2020) 및 Shin and Park(2020)의 방법처럼 B+ 이상이면 ESG 등급이 우수한 기업으로 보았다. 또한 앞서와 유사하게 E, S, G 각 등급의 경우에도 A+와 A

〈Table 1〉 표본의 산업별, 연도별 및 ESG(또는 E, S, G) 등급 분포

Panel A: 산업별 분포											
Industry	N		%								
제조업	4,008		64.1%								
건설업	246		3.9%								
도매 및 소매업	508		8.1%								
서비스업	1,114		17.8%								
기타	374		6.0%								
합계	6,250		100.0%								
Panel B: 연도별 분포											
Year	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Total
N	421	556	582	594	603	622	651	649	780	792	6,250
Panel C: ESG(또는 E, S, G) 등급 분포											
평가 등급	ESG		E		S		G				
	N	%	N	%	N	%	N	%			
A+	43	0.7%	48	0.8%	203	3.2%	54	0.9%			
A	354	5.7%	388	6.4%	427	6.8%	267	4.3%			
B+	803	12.8%	1,049	17.3%	940	15.0%	1,175	18.8%			
B	552	8.8%	469	7.7%	551	8.8%	2,828	45.2%			
C	4,135	66.2%	3,463	56.9%	3,875	62.0%	1,763	28.2%			
D	363	5.8%	664	10.9%	254	4.1%	163	2.6%			
합계	6,250	100%	6,081	100%	6,250	100%	6,250	100%			

주1) ESG, E, S, G의 분류는 한국기업지배구조원(KCGS)의 분류기준에 따름.

주2) 표본은 분석기간 2011년부터 2020년까지 자료임.

의 합산 비중이 전체에서 각각 7.2%, 10%, 5.2%로 적은 반면에, A+, A, B+의 합산 비중은 전체의 각각 24.5%, 25%, 24%로 모두 20% 이상이다. 따라서 E, S, G 등급의 경우도 본 연구는 B+ 이상이면 각 등급이 우수한 기업으로 보았다.

한편, ESG 등급에서 가장 많은 수의 빈도는 C 등급으로 66.2%이고, 그 구성인 E(환경)와 S(사회적 책임)의 경우도 각각 56.9%와 62%로 나타난 C 등급이다. 반면, G(기업지배구조)의 경우는 45.2%의 빈도로 나타난 B 등급이었다. 따라서 앞서의 결과로 볼 때 국내 상장기업들의 경우 ESG 등급 수준이 6등급 중에서 5등급 수준으로 나타나 전반적으로 열악한 것을 볼 수 있다. 또한 G 등급보다 E와 S 등급은 더 낮은 수준이다.

IV. 실증분석의 결과

4.1 변수의 기술통계

〈Table 2〉에는 식(1)부터 식(3)까지의 모형에 고려된 변수의 기초통계를 보고하였다. 종속변수가 AEM의 경우에 이용되는 AEM1(재량적 발생액, Dechow et al. 1995)와 AEM2(ROA 성과통계 재량적 발생액, Kothari et al. 2005)의 각 평균(중위수)은 $-0.004(-0.001)$ 과 $0.003(0.004)$ 이고,²²⁾ 종속변수가 REM의 경우 종합 측정치인 REM(실제 이익조정, Roychowdhury 2006)의 평균(중

위수)은 $0.011(0.023)$ 이다. 또한 REM의 세 가지 구성인 abCFO(비정상 영업현금흐름), abPROD(비정상 생산원가), abDISE(비정상 재량적 비용)의 각 평균(중위수)은 $0.005(0.007)$, $0.006(0.011)$, $0.000(0.012)$ 이다. 관심변수 ESG(서열순위변수)의 각 평균(중위수)은 2.485(2)이고, 그 구성인 E(환경), S(사회적 책임), G(기업지배구조)의 경우는 각각 2.536(2), 2.683(2), 2.965(3)로 나타나 G, S, E 순으로 등급 수준이 높았다. 또한 ESG2(B+ 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수)의 평균은 0.192이고, 그 구성인 E2, S2, G2의 경우 평균은 0.244, 0.251, 0.239로 나타났다.

통제변수 중 자연로그를 취한 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 26.914(26.667)이며,²³⁾ LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.402(0.405)로 자기자본이 타인자본보다 높다. AGRW(매출액 성장성)의 평균(중위수)은 0.046(0.025)이고, TA(전기 총발생액)의 경우 $-0.022(-0.020)$ 이며, CFO(영업현금흐름)는 0.047(0.043)로 양(+)의 수치 값이다. FIRST(초도감사여부)의 평균은 0.178로 나타났고, BIG4(감사인 규모)의 평균은 0.648로 나타나 표본에서 Big 4 감사인이 감사한 경우가 64.8%였다. 소유구조 변수인 FON(외국인지분율)의 평균(중위수)은 0.102(0.049)인 반면, OWS(대주주지분율)의 평균(중위수)은 0.437(0.444)로 높게 나타나 국내 상장기업들에서 지배주주의 존재를 확인할 수 있다. MKT(시장유형)의 평균은 0.041로 나타나 한국 기업지배구조원의 경우 ESG 등급평가는 주로 유가증권상장기업을 중심으로 하고 있음을 알 수 있다.

22) AEM1 및 AEM2의 평균이 영(0)과 약간 차이를 보이는 이유는 본 연구의 경우 전체 이용가능한 표본을 대상으로 AEM1과 AEM2를 추정 후 KCGS에서 ESG 등급 자료가 있는 기업을 표본으로 했기 때문에, 영(0)과 차이가 나타날 수 있다. 이러한 사항은 abCFO, abPROD 및 abDISE의 경우도 앞서의와 같은 절차를 따랐기 때문에 마찬가지이다.

23) SIZE에 자연로그 값을 취하기 전의 평균(중위수)의 값은 2,387,309(381,443)백만원이다.

〈Table 2〉 변수의 기술통계

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
AEM1	6,250	-0.004	-0.001	0.079	-0.512	0.523
AEM2	6,250	0.003	0.004	0.061	-0.401	0.512
REM	6,250	0.011	0.023	0.289	-2.352	2.331
abCFO	6,250	0.005	0.007	0.069	-0.497	0.413
abPROD	6,250	0.006	0.011	0.160	-1.111	1.266
abDISE	6,250	0.000	0.012	0.125	-1.283	0.740
ESG	6,250	2.485	2	1.022	1	6
E	6,081	2.536	2	1.136	1	6
S	6,250	2.683	2	1.183	1	6
G	6,250	2.965	3	0.907	1	6
ESG2	6,250	0.192	0	0.394	0	1
E2	6,081	0.244	0	0.430	0	1
S2	6,250	0.251	0	0.434	0	1
G2	6,250	0.239	0	0.427	0	1
SIZE	6,250	26.914	26.667	1.504	22.685	33.068
LEV	6,250	0.402	0.405	0.208	0.018	0.892
AGRW	6,250	0.046	0.025	0.155	-0.375	0.776
TA	6,250	-0.022	-0.020	0.075	-0.282	-0.171
CFO	6,250	0.047	0.043	0.072	-0.171	0.263
FIRST	6,250	0.178	0	0.382	0	1
BIG4	6,250	0.648	1	0.478	0	1
FON	6,250	0.102	0.049	0.127	0	0.604
OWS	6,250	0.437	0.444	0.163	0.085	0.818
MKT	6,250	0.041	0	0.198	0	1
MTB	6,250	1.481	0.954	1.556	0.2381	9.991
NI	6,250	0.020	0.024	0.078	-0.314	0.243
LA	6,250	0.108	0	0.310	0	1
EDA	6,250	0.149	0	0.357	0	1

주1) 변수의 정의: AEM1= t년도 Dechow et al.(1995)의 재량적 발생액; AEM2= t년도 Kothari et al.(2005)의 방법에 따른 ROA 성과통제 재량적 발생액; REM= t년도 Roychowdhury(2006)의 단순합산한 실제 이익조정 측정치(=abCFO*(-1)+abPROD+abDISE(-1)), abCFO= t년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 영업현금흐름(=abCFO*(-1)), abPROD= t년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 생산원가(=abPROD), abDISE= t년도 Roychowdhury(2006)의 비정상 재량적 비용(=abDISE*(-1)), ESG= t년도 한국기업지배구조원(KCGS)의 ESG 평가등급의 서열순위변수; E= t년도 KCGS의 E 등급의 서열순위변수; S= t년도 KCGS의 S 등급의 서열순위변수; G= t년도 KCGS의 G 등급의 서열순위변수; ESG2= t년도 KCGS의 ESG 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0; E2= t년도 KCGS의 E 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0; S2= t년도 KCGS의 S 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0; G2= t년도 KCGS의 G 등급이 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0; SIZE= t년도 총자산에 자연로그; LEV= t년도 총부채/총자산; AGRW= t년도 총자산의 성장률; TA= t-1년도 총발생액(=(당기순이익-영업현금흐름)/기초총자산); CFO= t년도 영업현금흐름/기초총자산; FIRST= t년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0; BIG4= t년도 Big 4 회계법인에게 감사받은 기업이면 1, 아니면 0; FON= t년도 외국인지분율; OWS= t년도 대주주지분율(특수관계인 포함); MKT= t년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0; MTB= t년도 자기자본의 시장가치/장부가치; NI= t년도 당기순이익/기초총자산; LA= t년도 적자회피 구간(0 < NI < 0.010)이면 1, 아니면 0, NI=당기순이익/기초총자산; EDA= t년도 이익감소회피 구간(0<ΔNI<0.010)이면 1, 아니면 0, ΔNI=(당기순이익_t-당기순이익_{t-1})/기초총자산임.

주2) 표본의 분석기간은 2011부터 2020년까지임.

또한 REM의 모형에 추가된 통제변수인 MTB(자기 자본의 시장가치/장부가치)의 평균(중위수)은 1.481(0.954)로 나타나 평균의 경우 자본의 시장가치가 장부가치보다 높았다. NI(당기순이익)의 평균(중위수)은 0.020(0.024)으로 양(+)의 수치 값이다. 한편, 가설 2와 관련해서 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에 고려되는 변수인 LA(적자회피 구간, $0 < NI < 0.010$)의 평균이 0.108이고, EDA(이익감소회피 구간, $0 < \Delta NI < 0.010$)의 평균은 0.149로 나타났다. 이는 적자회피(이익감소회피)가 의심되는 기업은 표본에서 10.8%(14.9%)인 것을 나타낸다.

4.2 차이검증 및 상관관계 결과

〈Table 3〉에는 식(1)부터 식(3)까지의 모형에 이용된 변수들에 대해 ESG 또는 그 구성(E, S, G)을 B+ 이상 등급(A+, A, B+)과 나머지 등급(B, C, D)으로 나누어 이들의 각 평균을 보고한 후, 두 집단 간의 평균에 대한 차이검증 결과를 보고하였다. 예를 들어, ESG 등급을 중심으로 살펴보면, ESG가 B+ 이상 등급이 그렇지 않은 등급보다 AEM2, REM, abCFO, abPROD, abDISE 수준이 유의하게 더 낮았다. 또한 ESG가 우수한 기업은 그렇지 않은 경우보다 기업규모가 크고, 부채비율이 높고, 영업현금흐름이 많고, Big 4 감사인을 주로 선임하며, 외국인지분율이 높고, 자본의 시장가치가 크고, 총자산이익률이 높은 반면, 전기 총발생액이 낮고, 대주주지분율이 낮으며, 코스닥기업에 속한 경우가 더 적었다. 또한 E, S, G에서 B+ 이상인 기업이 그렇지 않은 경우보다 E의 경우 AEM2, REM, abCFO, abPROD, abDISE 수준이 모두 유의하게 낮게 나타나고 있다. 또한 E, S, G가 우수한 기업이 그렇지 않은 경우보다 기업규모가 크고, 부채비율이 높고,

영업현금흐름 및 총자산이익률이 많거나 높고, 외국인지분율이 높고, Big 4 감사인을 선임하는 경향이 있으며, 자본의 시장가치가 크지만, 대주주지분율은 낮은 특성을 보인다.

〈Table 4〉에는 식(1)의 모형에 이용된 변수들의 피어슨 상관관계를 보고하였다. 지면상 종속변수가 AEM의 경우와 REM의 경우를 통합하여 제시하였다. 먼저 〈Table 4〉를 보면, 관심변수 ESG는 종속변수 AEM1 및 AEM2 모두와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 또한 그 구성인 E, S, G의 경우도 대체로 종속변수에 대해 음(-)의 값을 보이고 있다. 다만, E와 G의 경우 종속변수가 AEM1일 때는 유의하지는 않다. 또한 ESG, E, S, G의 경우도 전반적으로 종속변수 REM에 대해 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 또한 지면상 보고하지는 않았으나, ESG, E, S, G는 REM의 세 가지 구성인 abCFO, abPROD, abDISE 모두와 유의한 음(-)의 상관성이었다. 그러나 이 결과는 두 변수 간의 단순 상관성이므로, 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 통제변수가 고려된 다변량 회귀분석을 통해 보다 자세한 사항을 확인할 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 종속변수가 AEM1과 AEM2에 따라 다소 차이는 있으나, AGRW, TA, CFO는 종속변수(AEM1, AEM2)에 상관없이 유의한 관계로 나타났다. 즉 매출액의 성장성이 높거나 전기 총발생액이 높을수록 그리고 영업현금흐름이 낮을수록 재량적 발생액 수준이 높게 나타났다. 다만, SIZE, BIG4, FON은 종속변수가 AEM2일 때 주로 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있고, OWS는 종속변수가 AEM1일 때 주로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 반면, LEV는 AEM1과 AEM2에 따라 각각 음(-)과 양(+)의 상관성이 나타나 AEM의 측정치에 따라 다소 차이를 보인다. 또한 기타 통제변수의 경우 종

〈Table 3〉 ESG 및 각 구성(E, S, G)에 대한 변수의 차이검증 결과

Variable	ESG		t 검증	E		t 검증	S		t 검증	G		t 검증
	ESG=1 (N=1,200)	ESG=0 (N=5,050)		E=1 (N=1,485)	E=0 (N=4,596)		S=1 (N=1,570)	S=0 (N=4,680)		G=1 (N=1,496)	G=0 (N=4,754)	
AEM1	-0.008	-0.003	-0.005	-0.007	-0.003	-0.004	-0.007	-0.003	-0.004	-0.007	-0.003	-0.004
AEM2	-0.004	0.005	-0.009***	-0.002	0.005	-0.007***	-0.003	0.005	-0.008***	-0.003	0.005	-0.008***
REM	-0.046	0.025	-0.070***	-0.018	0.020	-0.038***	-0.038	0.028	-0.066***	-0.053	0.031	-0.084***
abCFO	-0.010	0.009	-0.019***	-0.006	0.009	-0.015***	-0.007	0.009	-0.016***	-0.007	0.009	-0.016***
abPROD	-0.019	0.011	-0.030***	-0.004	0.009	0.013**	-0.016	0.013	-0.029***	-0.026	0.015	-0.041***
abDISE	-0.017	0.004	-0.021***	-0.007	0.002	-0.009*	-0.015	0.005	-0.020***	-0.021	0.007	-0.028***
SIZE	28.785	26.470	2.315***	28.383	26.458	1.925***	28.394	26.418	1.976***	28.175	26.518	1.657***
LEV	0.444	0.392	0.052***	0.457	0.384	0.073***	0.429	0.393	0.036***	0.409	0.400	0.009
AGRW	0.045	0.046	-0.001	0.034	0.048	-0.014**	0.046	0.045	0.001	0.047	0.045	0.002
TA	-0.028	-0.021	-0.007**	-0.031	-0.020	-0.011***	-0.027	-0.021	-0.006**	-0.024	-0.022	-0.002
CFO	0.068	0.042	0.026***	0.064	0.042	0.022***	0.067	0.041	0.026***	0.064	0.042	0.022***
FIRST	0.176	0.178	-0.002	0.168	0.183	-0.015	0.180	0.177	0.003	0.178	0.177	0.001
BIG4	0.930	0.581	0.349***	0.842	0.586	0.256***	0.903	0.563	0.340***	0.874	0.577	0.297***
FON	0.199	0.079	0.120***	0.173	0.080	0.093***	0.179	0.077	0.102***	0.174	0.080	0.094***
OVS	0.404	0.445	-0.041***	0.413	0.444	-0.031***	0.419	0.443	-0.024***	0.417	0.443	0.027***
MKT	0.020	0.046	-0.026***	0.005	0.054	-0.049***	0.041	0.041	0.000	0.055	0.037	0.018**
MTB	1.530	1.444	0.086*	1.348	1.513	-0.165***	1.582	1.420	0.162***	1.532	1.439	0.093*
NI	0.034	0.016	0.018***	0.029	0.016	0.013***	0.034	0.015	0.020***	0.033	0.015	0.018***
LA	0.096	0.110	-0.013	0.101	0.110	-0.009	0.099	0.110	-0.011	0.099	0.110	-0.011
EDA	0.178	0.143	0.035**	0.160	0.146	0.014	0.170	0.143	0.027**	0.163	0.145	0.018

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉의 하단에 제시된 것과 같음.

주2) ESG(E, S, G)= "1"은 t년도 KCGS의 ESG 등급이 A+, A, B+ 등급에 속한 기업이고, ESG(E, S, G)= "0"은 ESG 등급이 B, C, D에 속한 기업임.
또한 표에 보고된 수치는 평균임.

주3) 표본의 분석기간은 2011부터 2020년까지임.

주4) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

〈Table 4〉 변수의 상관관계

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
(1) AEM1	1																		
(2) AEM2	0.752 (0.000)	1																	
(3) REM	0.171 (0.000)	0.349 (0.000)	1																
(4) ESG	-0.027 (0.031)	-0.063 (0.000)	-0.103 (0.000)	1															
(5) E	-0.017 (0.198)	-0.046 (0.000)	-0.059 (0.000)	0.647 (0.000)	1														
(6) S	-0.028 (0.028)	-0.064 (0.000)	-0.103 (0.000)	0.792 (0.000)	0.522 (0.000)	1													
(7) G	-0.007 (0.604)	-0.068 (0.000)	-0.135 (0.000)	0.670 (0.000)	0.329 (0.000)	0.490 (0.000)	1												
(8) SIZE	0.001 (0.936)	-0.048 (0.000)	-0.114 (0.000)	0.607 (0.000)	0.576 (0.000)	0.601 (0.000)	0.474 (0.000)	1											
(9) LEV	-0.138 (0.000)	0.036 (0.004)	0.125 (0.000)	0.091 (0.000)	0.170 (0.000)	0.073 (0.000)	-0.007 (0.601)	0.152 (0.000)	1										
(10) MTB	-0.068 (0.000)	-0.053 (0.000)	-0.108 (0.000)	0.033 (0.083)	-0.062 (0.000)	0.061 (0.000)	-0.010 (0.444)	-0.087 (0.000)	0.050 (0.000)	1									
(11) AGRW	0.227 (0.000)	0.098 (0.000)	-0.032 (0.011)	0.003 (0.827)	-0.032 (0.014)	0.005 (0.673)	-0.005 (0.691)	0.047 (0.000)	-0.003 (0.839)	0.121 (0.000)	1								
(12) NI	0.503 (0.000)	-0.018 (0.148)	-0.205 (0.000)	0.095 (0.000)	0.081 (0.000)	0.105 (0.000)	0.135 (0.000)	0.189 (0.000)	-0.294 (0.000)	-0.025 (0.048)	0.308 (0.000)	1							
(13) TA	0.128 (0.000)	0.051 (0.000)	0.033 (0.004)	-0.044 (0.001)	-0.057 (0.000)	-0.050 (0.000)	0.019 (0.143)	0.020 (0.114)	-0.133 (0.000)	-0.101 (0.000)	0.093 (0.000)	0.168 (0.000)	1						
(14) CFO	-0.372 (0.000)	-0.072 (0.000)	-0.379 (0.000)	0.153 (0.000)	0.132 (0.000)	0.163 (0.000)	0.153 (0.000)	0.185 (0.000)	-0.130 (0.000)	0.071 (0.000)	0.102 (0.000)	0.521 (0.000)	-0.010 (0.409)	1					
(15) FIRST	-0.020 (0.116)	0.018 (0.153)	0.036 (0.004)	0.012 (0.364)	-0.010 (0.425)	0.033 (0.010)	-0.013 (0.302)	-0.016 (0.195)	0.062 (0.000)	0.061 (0.000)	0.014 (0.282)	-0.071 (0.000)	-0.046 (0.000)	-0.027 (0.030)	1				
(16) BIG4	-0.018 (0.149)	-0.064 (0.000)	-0.098 (0.000)	0.290 (0.000)	0.235 (0.000)	0.297 (0.000)	0.277 (0.000)	0.453 (0.000)	0.030 (0.019)	-0.043 (0.001)	-0.029 (0.022)	0.127 (0.000)	0.004 (0.753)	0.133 (0.000)	-0.017 (0.000)	1			
(17) FON	0.000 (0.993)	-0.134 (0.000)	-0.221 (0.000)	0.371 (0.000)	0.327 (0.000)	0.364 (0.000)	0.337 (0.000)	0.516 (0.000)	-0.137 (0.000)	0.139 (0.000)	0.043 (0.001)	0.260 (0.000)	-0.021 (0.095)	0.284 (0.000)	-0.034 (0.007)	0.262 (0.000)	1		
(18) OWS	0.066 (0.000)	-0.007 (0.578)	0.021 (0.100)	-0.090 (0.000)	-0.090 (0.000)	-0.067 (0.000)	-0.056 (0.000)	-0.021 (0.105)	-0.113 (0.000)	-0.191 (0.000)	-0.026 (0.044)	0.160 (0.000)	0.106 (0.000)	0.068 (0.000)	-0.034 (0.007)	0.087 (0.000)	-0.199 (0.000)	1	
(19) MKT	-0.017 (0.186)	-0.017 (0.006)	-0.035 (0.003)	-0.038 (0.003)	-0.180 (0.000)	0.025 (0.051)	0.012 (0.327)	-0.053 (0.000)	-0.081 (0.000)	0.268 (0.000)	0.061 (0.000)	0.024 (0.056)	-0.009 (0.461)	0.058 (0.000)	0.067 (0.000)	-0.041 (0.001)	0.033 (0.009)	-0.065 (0.000)	1

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉의 하단에 제시된 것과 같음.

주2) 표본의 분석기간은 2011년부터 2020년까지임(N=6,250개 기업/연).

주3) 괄호 안의 수치는 p 값임(양측검증).

속변수 REM을 기준으로 볼 때 대체로 유의한 상관성이 나타나고 있다. 즉 LEV, FIRST, OWS는 REM과 유의한 양(+)의 상관성을, SIZE, MTB, NI, BIG4, FON, MKT는 유의한 음(-)의 상관성이다. 따라서 부채비율이 높고, 대주주지분율이 높거나, 초도감사인의 경우 실제 이익조정 수준이 높는데 반해, 기업규모가 클수록, 자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 당기순이익이 높거나, 외국인지분율이 높을수록, Big 4 감사인이 감사하거나, 코스닥기업이면 실제 이익조정 수준이 낮게 나타났다.

4.3 가설 1의 회귀분석 결과

본 절에서는 ESG가 이익조정 수준에 미치는 직접 효과(direct effect)를 알아보기 위한 가설 1을 검증하기 위해서 식(1)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 <Table 5>부터 <Table 7>까지에 보고하였다. 즉 <Table 5>는 종속변수가 AEM의 결과이고, <Table 6>과 <Table 7>은 종속변수가 REM의 결과이다. <Table 6>은 REM의 종속변수로 세 가지 변수를 합산한 측정치인 REM의 결과이고, <Table 7>은 REM의 세 가지 개별 측정치(abCFO, abPROD, abDISE)의 결과이다. 또한 <Table 5>의 경우 추정모형 (1)부터 (4)까지는 종속변수로 Dechow et al.(1995) 모형을 이용한 AEM1의 결과이고, 추정모형 (5)부터 (8)까지는 종속변수로 Kothari et al.(2005) 모형을 이용한 AEM2의 결과이다. 그리고 추정모형 (1)과 (5)는 관심변수로 ESG 통합 등급의 결과를, (2)와 (6)은 E(환경) 등급의 결과를, (3)과

(7)은 S(사회적 책임) 등급의 결과를, (4)와 (8)은 G(기업지배구조) 등급의 결과를 각각 제시하였다.

<Table 5>의 결과를 보면, 추정모형 (1)부터 (4)까지 모두 F 값이 1% 수준에서 통계적으로 유의하여 모형의 설정은 적합성이 있는 것으로 나타났다.²⁴⁾ 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 종속변수가 AEM1일 때의 추정모형 (1)부터 (4)까지는 0.278~0.281 사이로 나타났고, 종속변수가 AEM2일 때의 추정모형 (5)부터 (8)까지는 0.594~0.595 사이로 나타났다. 따라서 종속변수(AEM)로 Kothari et al.(2005) 모형이 Dechow et al.(1995) 모형보다 모형의 설명력이 더 높았다.

관심변수 ESG는 종속변수가 AEM1과 AEM2의 측정치에 상관없이 양(+)이지만, 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다. 반면, ESG의 각 구성의 경우는 추정모형이 (2), (4), (6)에서 주로 유의한 양(+)의 계수 값이 나타났다. 특히 E의 경우 종속변수(AEM1, AEM2)의 측정치와 관계없이 유의한 양(+)의 값을, 그러나 G는 종속변수가 AEM1일 때만 유의한 양(+)의 값이고, AEM2일 때는 유의하지 않아 일관된 증거는 E의 경우뿐이다. 따라서 ESG는 재량적 발생액과 유의한 관계가 관찰되지 않은 반면에, 그 구성 중 E(환경경영)만 기대와 달리 재량적 발생액과 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 환경경영 등급이 높은 기업일수록 재량적 발생액 수준이 높음을 나타낸다.

그러한 점에서 종속변수가 AEM일 때는 ESG와 재량적 발생액 간에 음(-)의 관계를 기대한 가설 1은 지지된 증거를 관찰할 수 없었다. 다만, ESG의 구

24) 종속변수가 AEM일 때 식(1)의 회귀분석 시 설명변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 VIF 값으로 확인해 보았다. 이에 따르면 <Table 5>의 추정모형 (1)과 (4)의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 모두 SIZE였고, 그 값이 모두 2.30이었다. 나머지 추정모형의 경우도 앞서와 질적으로 유사한 수준이었다. 선행연구의 관행상 VIF 값에서 10 이상인 설명변수가 관찰되면 모형식에서 변수 간의 다중공선성이 심각한 것으로 판단한다. 따라서 앞서의 VIF 값을 기준으로 판단하면 본 연구의 분석결과에서 변수간의 다중공선성 문제는 심각한 수준이 아니다.

〈Table 5〉 ESG가 AEM에 미치는 영향의 회귀분석 결과: H1

Variable	<i>Dechow et al. (1995)</i> 종속변수 = $AEM1_t$				<i>Kothari et al. (2005)</i> 종속변수 = $AEM2_t$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>
<i>Intercept</i>	-0.031 [-1.441]	-0.005 [-0.226]	-0.029 [-1.313]	-0.030 [-1.457]	-0.032** [-2.570]	-0.017 [-1.312]	-0.029** [-2.326]	-0.032*** [-2.701]
<i>ESG_t</i>	0.001 [0.916]	0.003*** [2.857]	0.001 [1.288]	0.003*** [2.620]	0.000 [0.546]	0.002*** [2.654]	0.001 [1.247]	0.001 [1.390]
<i>SIZE_t</i>	0.003*** [2.928]	0.001 [1.613]	0.002*** [2.775]	0.002*** [2.783]	0.003*** [5.861]	0.002*** [4.445]	0.003*** [5.565]	0.003*** [6.138]
<i>LEV_t</i>	-0.077*** [-16.161]	-0.077*** [-15.899]	-0.077*** [-16.171]	-0.077*** [-16.084]	-0.022*** [-7.962]	-0.022*** [-7.794]	-0.022*** [-7.982]	-0.022*** [-7.916]
<i>AGRW_t</i>	0.139*** [24.532]	0.141*** [24.207]	0.139*** [24.543]	0.140*** [24.616]	0.070*** [21.487]	0.070*** [21.137]	0.070*** [21.509]	0.070*** [21.523]
<i>TA_{t-1}</i>	0.073*** [6.163]	0.074*** [6.140]	0.073*** [6.182]	0.071*** [6.077]	0.017** [2.480]	0.018*** [2.700]	0.017** [2.510]	0.016** [2.431]
<i>CFO_t</i>	-0.521*** [-40.941]	-0.521*** [-40.210]	-0.522*** [-40.953]	-0.523*** [-41.044]	-0.675*** [-92.578]	-0.676*** [-91.506]	-0.675*** [-92.588]	-0.675*** [-92.591]
<i>FIRST_t</i>	-0.003 [-1.406]	-0.003 [-1.466]	-0.003 [-1.424]	-0.003 [-1.349]	-0.001 [-0.586]	-0.001 [-0.577]	-0.001 [-0.594]	-0.001 [-0.557]
<i>BIG4_t</i>	0.001 [0.422]	0.001 [0.537]	0.001 [0.374]	0.001 [0.257]	0.001 [0.638]	0.001 [0.766]	0.001 [0.576]	0.001 [0.552]
<i>FON_t</i>	0.057*** [6.587]	0.055*** [6.305]	0.057*** [6.574]	0.056*** [6.422]	0.025*** [5.032]	0.024*** [4.800]	0.025*** [4.997]	0.025*** [4.945]
<i>OWS_t</i>	0.046*** [8.190]	0.047*** [8.229]	0.046*** [8.202]	0.046*** [8.276]	0.020*** [6.112]	0.020*** [6.212]	0.020*** [6.150]	0.020*** [6.155]
<i>MKT_t</i>	-0.000 [-0.093]	0.001 [0.255]	-0.001 [-0.123]	-0.000 [-0.076]	0.004 [1.521]	0.005* [1.891]	0.004 [1.524]	0.004 [1.529]
$\Sigma IND, \Sigma YD$	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>	0.280	0.278	0.280	0.281	0.594	0.595	0.594	0.594
<i>F value</i>	102.33***	99.73***	102.38***	102.68***	381.52***	372.99***	381.65***	381.69***
<i>N</i>	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉 하단과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수인 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

〈Table 6〉 ESG가 REM에 미치는 영향의 회귀분석 결과: H1

Variable	Roychowdhury(2006) 종속변수 = REM_t			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>
<i>Intercept</i>	0.323*** [3.582]	0.427*** [4.570]	0.339*** [3.745]	0.327*** [3.829]
<i>ESG_t</i>	-0.008* [-1.800]	0.004 [0.891]	-0.005 [-1.303]	-0.020*** [-4.318]
<i>SIZE_t</i>	-0.003 [-0.710]	-0.008** [-2.080]	-0.003 [-0.949]	-0.001 [-0.354]
<i>MTB_t</i>	-0.015*** [-6.230]	-0.015*** [-6.243]	-0.015*** [-6.190]	-0.016*** [-6.392]
<i>NI_t</i>	-0.554*** [-11.172]	-0.557*** [-11.088]	-0.553*** [-11.143]	-0.545*** [-10.998]
<i>LEV_t</i>	0.043** [2.146]	0.041** [2.019]	0.043** [2.125]	0.041** [2.034]
<i>FIRST_t</i>	0.016* [1.647]	0.016 [1.622]	0.016* [1.688]	0.015 [1.564]
<i>BIG4_t</i>	-0.023*** [-2.694]	-0.022** [-2.563]	-0.023*** [-2.683]	-0.020** [-2.424]
<i>FON_t</i>	-0.293*** [-8.259]	-0.304*** [-8.490]	-0.295*** [-8.316]	-0.283*** [-7.987]
<i>OWS_t</i>	0.007 [0.328]	0.012 [0.514]	0.009 [0.402]	0.005 [0.230]
<i>MKT_t</i>	0.007 [0.359]	0.013 [0.645]	0.009 [0.453]	0.007 [0.384]
<i>ΣIND, ΣYD</i>	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>	0.107	0.108	0.107	0.109
<i>F value</i>	33.46***	33.10***	33.38***	34.21***
<i>N</i>	6,250	6,081	6,250	6,250

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉 하단과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수인 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

성 중 E(환경경영)는 재량적 발생액과 오히려 양(+)의 관계로 나타났다. E와 재량적 발생액 간에 양(+)의 관계를 보이는 이유 중 하나는 Velte(2020b)의 주장인 그린워싱(greenwashing: 위장환경주의)²⁵⁾ 정책과 밀접한 관련이 있는 증거일 수 있다. Velte(2020b)은 환경경영과 기업의 이익조정 간의 관계를 논의할 때 E 등급이 높은 기업이 그린워싱 정책을 추구하면서 경영자는 기회주의적인 이익조정행위를 수행할 수 있다고 주장한다. 앞서의 연구는 경영자가 기회주의적인 이익조정행위를 위장하기 위한 수단으로 환경경영 활동을 적극적으로 이용한다는 것이다. 이런 기업은 위장환경주의 정책으로 환경성과를 내면서 숨겨진 행동으로 기회주의적 이익조정행위에 더 몰입할 수 있다. 왜냐하면 높은 환경성과는 부정적인 이익의 질의 면허증(license)을 제공해 기업 평판에 대한 보증(reputational insurance)의 역할로 작동할 수도 있기 때문이다. 따라서 선행연구인 Velte(2020b)의 주장에 따르면, E 등급이 높은 기업에서 만일 그린워싱 정책을 이용하면 E와 DA 간에 양(+)의 관계로 나타날 수 있다.

기타 통제변수의 결과는 SIZE, LEV, AGRW, TA, CFO, FON, OWS는 종속변수(AEM1, AEM2)와 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로, SIZE, AGRW, TA, FON, OWS는 종속변수에 대해 유의한 양(+)의 관계를, LEV, CFO는 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계이다. 즉 기업규모나 매출액 성장성이 클수록, 전기 총발생액이 높을수록, 또한 외국인지분율이나 대주주지분율이 높을수록 재량적 발생액 수준이 높고, 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이

많을수록 재량적 발생액 수준이 낮았다.

다음으로, 종속변수가 REM일 때의 <Table 6> 및 <Table 7>의 경우 표의 보고방식은 앞서와 유사하다. 먼저, 종속변수가 REM인 <Table 6>의 결과를 보면, 추정모형 (1)부터 (4)까지 모두 F 값이 1%에서 통계적으로 유의하고, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 추정모형 (1)부터 (4)까지 0.107~0.109 사이로 나타났다.²⁶⁾

관심변수 ESG는 종속변수 REM에 대해 10% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 또한 ESG의 구성의 경우 추정모형 (4)인 종속변수가 G만 유의한 음(-)의 값이다. 따라서 ESG와 REM 간에 음(-)의 관계는 주로 기업지배구조 등급에 기인한 것임을 알 수 있다. 그러한 점에서 종속변수로 REM을 이용할 때는 ESG와 실제 이익조정 간에 음(-)의 관계를 기대한 가설 2는 지지된 증거를 보였다. 특히 앞서의 결과는 E, S의 경우보다 G일 때 주로 유의한 음(-)의 결과였다. 이러한 결과는 AEM의 결과와 달리, ESG 등급 또는 G 등급이 높은 기업일수록 실제 이익조정이 억제된다는 것을 나타낸다. 즉 지속가능경영을 수행하는 기업일수록, 또는 기업 지배구조가 우수할수록 경영자의 기회주의적 이익조정인 실제 이익조정이 억제되는 것으로 나타났다.

한편, 앞서의 사항을 보다 세부적으로 알아보기 위해 ESG와 세 가지 개별 REM 간의 관계를 분석한 <Table 7>을 보면, 관심변수 ESG는 주로 종속변수가 abCFO일 때만 1%에서 유의한 음(-)의 값이 나타났고, 종속변수가 abPROD와 abDISE일 때는 유의한 값이 나타나지는 않았다. 따라서 앞서 <Table 6>에

25) greenwashing은 실천 없이 녹색경영을 표방하는 것처럼 기업이 홍보만 하는 위장환경주의를 나타낸다.

26) 종속변수가 REM일 때 식(1)의 회귀분석 시 설명변수 간의 다중공선성 문제를 VIF 값으로 확인하였다. 그 결과에 의하면 <Table 6>의 추정모형 (1)의 경우 VIF 값이 가장 높았던 변수는 SIZE였고, 그 값은 2.39였다. 나머지 추정모형 (2)부터 (4)까지의 경우도 앞서와 질적으로 유사하였다. 따라서 앞서의 VIF 값으로 볼 때 본 연구의 분석결과에서 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. <Table 7>의 경우도 설명변수가 <Table 6>과 거의 같아, 앞서와 경우와 질적으로 유사하였다.

〈Table 7〉 ESG가 REM의 개별 측정치에 미치는 영향의 회귀분석 결과: H1

Variable	Roychowdhury(2006) 종속변수 = $abCFO_t$				Roychowdhury(2006) 종속변수 = $abPROD_t$				Roychowdhury(2006) 종속변수 = $abDISE_t$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	ESG	E	S	G	ESG	E	S	G	ESG	E	S	G
Intercept	0.042** [2.028]	0.046** [2.146]	0.049** [2.344]	0.057*** [2.932]	0.162*** [3.190]	0.221*** [4.213]	0.169*** [3.338]	0.159*** [3.316]	0.120*** [2.987]	0.160*** [3.865]	0.121*** [3.006]	0.110*** [2.915]
ESG _t	-0.003*** [-2.833]	-0.003*** [-2.814]	-0.002* [-1.899]	-0.002* [-1.810]	-0.004 [-1.465]	0.003 [1.293]	-0.002 [-1.019]	-0.010*** [-4.138]	-0.001 [-0.740]	0.003* [1.824]	-0.001 [-0.666]	-0.007*** [-3.559]
SIZE _t	-0.000 [-0.491]	-0.001 [-0.801]	-0.001 [-0.936]	-0.001 [-1.406]	-0.002 [-0.826]	-0.004** [-2.190]	-0.002 [-1.040]	-0.001 [-0.365]	-0.000 [-0.302]	-0.002 [-1.505]	-0.001 [-0.340]	0.001 [0.390]
MTB _t	-0.001*** [-2.584]	-0.001** [-2.537]	-0.001** [-2.554]	-0.002*** [-2.754]	-0.006*** [-4.006]	-0.006*** [-3.991]	-0.006*** [-3.980]	-0.006*** [-4.143]	-0.008*** [-7.635]	-0.008*** [-7.715]	-0.008*** [-7.595]	-0.008*** [-7.735]
NI _t	-0.289*** [-25.397]	-0.286*** [-24.812]	-0.288*** [-25.346]	-0.288*** [-25.276]	-0.234*** [-8.397]	-0.237*** [-8.413]	-0.233*** [-8.375]	-0.229*** [-8.232]	-0.032 [-1.436]	-0.034 [-1.547]	-0.031 [-1.424]	-0.029 [-1.296]
LEV _t	0.030*** [6.457]	0.033*** [6.946]	0.030*** [6.420]	0.029*** [6.357]	0.047*** [4.177]	0.045*** [3.874]	0.047*** [4.159]	0.046*** [4.079]	-0.034*** [-3.781]	-0.036*** [-3.935]	-0.034*** [-3.788]	-0.035*** [-3.862]
FIRST _t	-0.001 [-0.685]	-0.001 [-0.503]	-0.001 [-0.619]	-0.001 [-0.662]	0.008 [1.447]	0.007 [1.383]	0.008 [1.481]	0.007 [1.360]	0.009** [2.234]	0.009** [2.166]	0.009** [2.251]	0.009** [2.146]
BIG4 _t	-0.000 [-0.233]	-0.000 [-0.169]	-0.000 [-0.234]	-0.000 [-0.223]	-0.009* [-1.950]	-0.009* [-1.828]	-0.009* [-1.945]	-0.008* [-1.679]	-0.013*** [-3.483]	-0.013*** [-3.377]	-0.013*** [-3.465]	-0.012*** [-3.222]
FON _t	-0.063*** [-7.717]	-0.063*** [-7.634]	-0.063*** [-7.808]	-0.063*** [-7.723]	-0.134*** [-6.733]	-0.140*** [-6.938]	-0.135*** [-6.782]	-0.129*** [-6.457]	-0.096*** [-6.107]	-0.102*** [-6.422]	-0.096*** [-6.126]	-0.092*** [-5.834]
OWS _t	-0.011** [-2.079]	-0.012** [-2.247]	-0.010* [-1.959]	-0.010** [-1.970]	0.004 [0.315]	0.007 [0.520]	0.005 [0.377]	0.003 [0.202]	0.014 [1.413]	0.017* [1.659]	0.015 [1.440]	0.013 [1.280]
MKT _t	-0.007 [-1.528]	-0.008* [-1.702]	-0.006 [-1.378]	-0.006 [-1.334]	0.012 [1.118]	0.015 [1.407]	0.013 [1.199]	0.012 [1.122]	0.002 [0.185]	0.005 [0.553]	0.002 [0.216]	0.001 [0.137]
$\Sigma IND, \Sigma YD$	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²	0.180	0.181	0.180	0.180	0.084	0.086	0.084	0.086	0.060	0.062	0.060	0.062
F value	60.70***	59.47***	60.46***	60.45***	25.96***	25.70***	25.91***	26.68***	18.30***	18.39***	18.30***	18.87***
N	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉 하단과 같음.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수인 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

서의 ESG와 REM 간에 유의한 음(-)의 관계는 주로 종속변수가 abCFO에 기인한 결과임을 알 수 있다. 이는 ESG 등급이 높은 기업일수록 실제 이익 조정 중 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 매출 부풀리기를 덜 수행한다는 결과이다.

또한 ESG의 각 구성의 경우 E는 종속변수에 따라 일관된 증거를 보이지 않는 반면, S는 세 가지 종속변수(abCFO, abPROD, abDISE) 모두에 대해 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다. 이와 달리, G는 세 가지 종속변수 모두에 대해 유의한 음(-)의 값이다. 따라서 앞서 <Table 6>에서의 추정 모형 (4)인 G와 REM 간에 유의한 음(-)의 관계는 세 가지 개별 REM 측정치 모두에 기인한 것임을 알 수 있다. 이는 지배구조가 우수한 기업일수록 비정상적인 매출, 생산원가 및 재량적 지출을 통한 실제 이익조정행위가 덜 수행된다는 것을 나타낸다.

<Table 6>의 결과로 볼 때 통제변수의 경우 MTB, NI, LEV, BIG4, FON은 추정모형에 관계없이 일관되게 종속변수(REM)에 대해 유의한 관계로 나타났다. 구체적으로, MTB, NI, BIG4, FON은 종속변수와 음(-)의 관계를, LEV는 양(+)의 관계로 나타났다. 따라서 자본의 장부 가치 대비 시장 가치가 클수록, 당기순이익이 높을수록, Big 4 감사인이 감사하면, 외국인지분율이 높을수록 실제 이익조정 수준이 낮고, 부채비율이 높을수록 실제 이익조정이 높

게 나타났다.

4.4 이익조정 유인이 높은 상황의 조건

본 절에서는 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에서 ESG 등급이 높은 기업은 통제메커니즘의 작용으로 이를 완화(weaken)하는 조절효과(moderating effect)가 있는지를 알아보기 위한 가설 2를 검증하기 위해서 식(2)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 <Table 8>에 보고하였다. 표에서 추정모형 (1)부터 (4)까지는 종속변수가 AEM2의 결과이고, 추정모형 (5)부터 (8)까지는 종속변수가 REM의 결과이다. 지면상 AEM의 결과는 Dechow et al. (1995) 모형보다 더 개선된 추정모형인 Kothari et al. (2005)의 AEM2의 경우를 제시했고, 또한 REM의 결과는 세 가지를 단순합산한 REM의 경우를 중심으로 살펴보았다. 표에서 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황으로 Panel A는 적자회피 구간(LA), Panel B는 이익감소회피 구간(EDA)의 경우이다. 따라서 각 패널에서 관심변수는 상호작용변수(LA*ESG, EDA*ESG)이다. 가설 2의 경우는 상호작용변수가 이용되므로, 변수간의 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 ESG와 그 구성(E, S, G)의 경우 각각 B+ 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수로 고려하였다.²⁷⁾ 또한 ESG와 그 구성(E, S, G)의

27) ESG, E, S, G 등급을 현재와 같은 연속변수로 분석하면 특히 G의 상호작용변수인 LA*G 또는 EDA*G에서 주로 VIF 값이 10을 초과하는 다중공선성 문제가 발생한다. 이러한 사항은 가설 2와 3의 관심변수가 상호작용변수로 구성되어 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 가설 1의 분석과 달리, 가설 2와 3의 경우는 ESG, E, S, G 등급에 대해 선행연구들의 방법을 준용하여 B+ 이상이면 우수한 등급으로 보아 1을, 아니면 0인 더미변수로 측정 후 분석하였다(Kim and Ma 2020; Ma 2020; Shin and Park 2020; Lee and Park 2021 등). 연구에 따라서는 ESG 또는 그 구성에 대해 A 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수를 이용한 경우도 있다(Kim, Yoo, Hong 2020). 하지만 만일 A 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하면 본 연구의 관심변수는 상호작용변수로 구성되어 있어 1에 속한 기업수가 매우 희소해지는 경향이 있다. 예를 들어, 추정모형 (1)부터 (4)까지 ESG, E, S, G 등급에 대해 A 이상으로 더미변수를 구성하면 이들의 각 상호작용변수인 LA*ESG, LA*E, LA*S, LA*G에서 1에 속한 기업의 수는 각각 29개, 36개, 56개, 26개에 불과하다. 이러한 문제로 인해 본 연구는 검증결과에서 표본의 대표성을 확보하기 위하여 B+ 이상이면 1로 상호작용변수를 고려하였다. 앞서와 같은 측면에서 표를 보고할 때 각 추정모형(1)부터 (8)까지 상호작용변수에서 1에 속한 기업수를 하단에 같이 제시하였다.

〈Table 8〉 ESG와 특정 이익조정 유인이 AEM(REM)에 미치는 영향의 회귀분석 결과: H2

Panel A: 관심변수(LA*ESG)								
Variable	Kothari et al.(2005), 종속변수 = $AEM2_t$				Roychowdhury(2006), 종속변수 = REM_t			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESG	E	S	G	ESG	E	S	G
ESG_t	0.002 [1.064]	0.003* [1.768]	0.004** [2.404]	0.001 [0.655]	-0.019* [-1.662]	0.011 [1.004]	-0.018* [-1.728]	-0.046*** [-4.617]
LA_t	-0.002 [-1.141]	-0.002 [-1.092]	-0.001 [-0.582]	-0.001 [-0.744]	-0.002 [-0.194]	0.004 [0.326]	-0.006 [-0.479]	-0.001 [-0.074]
LA_t*ESG_t	-0.003 [-0.781]	-0.002 [-0.535]	-0.006* [-1.703]	-0.006 [-1.480]	0.048 [1.610]	0.013 [0.489]	0.052* [1.955]	0.030 [1.106]
Control variable	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R^2	0.594	0.595	0.594	0.594	0.107	0.108	0.107	0.109
F value	352.42***	344.04***	352.95***	352.50***	30.83***	30.50***	30.88***	31.60***
N	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250
$LA*ESG=1$ 에 속한 기업수	116	150	156	148	116	150	156	148
Panel B: 관심변수(EDA*ESG)								
ESG_t	0.002 [1.240]	0.003** [2.051]	0.004** [2.486]	0.001 [0.782]	-0.008 [-0.694]	0.020* [1.840]	-0.008 [-0.740]	-0.041*** [-4.056]
EDA_t	0.003** [2.061]	0.003** [2.130]	0.004** [2.363]	0.004** [2.267]	-0.001 [-0.079]	0.005 [0.411]	-0.001 [-0.062]	-0.007 [-0.598]
EDA_t*ESG_t	-0.004 [-1.096]	-0.004 [-1.213]	-0.005* [-1.650]	-0.005 [-1.484]	-0.036 [-1.540]	-0.052** [-2.300]	-0.029 [-1.358]	-0.010 [-0.432]
Control variable	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R^2	0.596	0.595	0.594	0.594	0.107	0.109	0.107	0.209
F value	352.52***	344.23***	352.99***	352.54***	30.84***	30.74***	30.82***	31.58***
N	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250
$EDA*ESG=1$ 에 속한 기업수	213	239	267	244	213	239	267	244

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉 하단과 같음. 다만, ESG(또는 E, S, G) = t년도 KCGS의 ESG 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수인 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

보고방식은 앞서와 유사하다. 지면관계상 관심변수를 중심으로 한 요약 표로 제시하였다.²⁸⁾

〈Table 8〉에서 적자회피 구간($0 < NI < 0.010$)을 이용한 Panel A의 결과를 보면, LA는 종속변수인 AEM2와 REM과 유의한 관계로 나타나지는 않았다. 또한 가설 2의 관심변수인 상호작용변수(LA*ESG) 역시 통계적으로 유의하지는 않았다. 다만, ESG의 구성 중 LA*S만 종속변수가 AEM2일 때 유의한 음(-)의 값을, 종속변수가 REM일 때는 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 적자회피기업에서 S(사회적 책임경영) 등급이 높으면 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액이 더 낮고, 실제 이익조정은 더 높다는 결과이다. 따라서 이익조정 측정치(AEM, REM)에 따라 S 등급이 적자회피와 이익조정 간의 관계에 미치는 조절효과는 혼재된(mixed) 증거로 나타났다.

이익감소회피 구간($0 < \Delta NI < 0.010$)을 이용한 Panel B의 결과를 보면, EDA는 종속변수가 AEM2일 때 주로 유의한 양(+)의 값을, 종속변수가 REM일 때는 유의한 값이 나타나지 않았다. 관심변수인 상호작용변수(EDA*ESG)는 종속변수(AEM2, REM)에 상관없이 음(-)의 값이지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 ESG의 구성의 경우 EDA*S의 상호작용변수는 종속변수가 AEM2일 때 유의한 음(-)의 값을, EDA*E의 상호작용변수는 종속변수가 REM일 때 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 이익감소회피기업에서 S(사회적 책임경영) 등급이 높으면 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액 수준이 더 낮고, 이익감소회피기업에서 E(환경경영) 등급이 높으면 그

렇지 않은 경우보다 재량적 발생액 수준이 더 낮음을 나타낸다.

그러나 가설 2와 관련해서 관심변수인 EDA*ESG의 상호작용변수는 종속변수(AEM2, REM)에 상관없이 유의한 값이 나타나지 않아 가설 2는 지지된 증거를 관찰할 수 없었다. 이러한 결과는 이익조정 유인이 높은 상황에서 ESG 등급이 높더라도 경영자의 이익조정을 억제한다는 증거는 발견되지 않아, 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에서는 ESG 등급이 높아도 이를 억제하는 통제메커니즘이 제대로 작동하지는 않음을 시사한다.

4.5 ESG와 외부지배구조의 상호작용효과

본 절에서는 높은 ESG 등급의 기업이 외부지배구조(예로, Big 4 감사인, 외국인지분율이 높을 때)와 결합될 때 이익조정에 미치는 영향이 더 강화(strengthen)되는지에 관한 결합효과(combined effect)를 알아보는데 있다. 가설 3을 검증하기 위하여 식(3)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 〈Table 9〉에 보고하였다. 표의 보고방식은 앞서 〈Table 8〉의 경우와 유사하다. 표에서 Panel A는 외부지배구조로 Big 4 감사인여부를 이용한 결과이고, Panel B는 외부지배구조로 외국인지분율을 이용한 결과이다. 앞서와 마찬가지로 관심변수는 상호작용변수(ESG*BIG4, ESG*FON)이다. ESG*FON의 경우는 변수간의 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 본 절에서는 FON을 기준으로 표본을 4분위수(quartile)를 나누어 상위 1분위(top 25%)에 해

28) 추정모형 (1)과 (5)를 중심으로 식(2)의 회귀분석 시 설명변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 VIF 값으로 확인해 보았다. 그 결과는 〈Table 8〉의 Panel A의 경우 추정모형 (1)과 (5)에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 모두 SIZE로 나타났고, 그 값이 각각 2.30과 2.39였다. Panel B의 경우도 앞서와 질적으로 유사한 수준이었다. 따라서 〈Table 8〉에서의 분석결과는 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지는 않았다. 이후 〈Table 9〉의 경우도 앞서와 질적으로 유사한 수준이었다.

〈Table 9〉 ESG와 외부지배구조의 상호작용이 AEM(REM)에 미치는 영향의 회귀분석 결과: H3

Panel A: 관심변수(ESG*BIG4)								
Variable	Kothari et al.(2005), 종속변수 = $AEM2_t$				Roychowdhury(2006), 종속변수 = REM_t			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESG	E	S	G	ESG	E	S	G
ESG_t	0.007 [1.501]	0.007*** [2.672]	0.011*** [3.265]	0.002 [0.603]	0.002 [0.075]	0.040** [2.036]	0.062*** [2.644]	-0.017 [-0.799]
$BIG4_t$	0.001 [0.862]	0.002 [1.346]	0.001 [1.189]	0.001 [0.766]	-0.022** [-2.564]	-0.017* [-1.901]	-0.014 [-1.585]	-0.017* [-1.918]
$ESG_t * BIG4_t$	-0.006 [-1.249]	-0.006** [-2.077]	-0.009*** [-2.641]	-0.002 [-0.542]	-0.019 [-0.591]	-0.036* [-1.675]	-0.088*** [-3.520]	-0.031 [-1.366]
Control variable	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R^2	0.594	0.595	0.594	0.594	0.106	0.109	0.108	0.109
F value	366.41***	358.03***	367.28***	366.21***	32.00***	31.87***	32.56***	31.94***
N	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250
$ESG * BIG4 = 1$ 에 속한 기업수	1,116	1,250	1,418	1,308	1,116	1,250	1,418	1,308
Panel B: 관심변수(ESG*FON)								
Variable	Kothari et al.(2005), 종속변수 = $AEM2_t$				Roychowdhury(2006), 종속변수 = REM_t			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESG	E	S	G	ESG	E	S	G
ESG_t	0.004* [1.903]	0.005*** [2.875]	0.005*** [2.926]	0.002 [1.281]	0.006 [0.456]	0.019 [1.639]	0.009 [0.718]	-0.034*** [-2.961]
FON_t	0.005*** [3.313]	0.006*** [3.553]	0.005*** [3.373]	0.005*** [3.238]	-0.035*** [-3.180]	-0.043*** [-3.744]	-0.028** [-2.428]	-0.037*** [-3.304]
$ESG_t * FON_t$	-0.007** [-2.424]	-0.008*** [-3.170]	-0.006** [-2.540]	-0.005** [-2.120]	-0.055*** [-2.905]	-0.030* [-1.653]	-0.062*** [-3.501]	-0.031* [-1.755]
Control variable	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R^2	0.592	0.593	0.592	0.591	0.102	0.103	0.103	0.104
F value	362.94***	354.70***	363.30***	362.77***	30.57***	30.00***	30.73***	31.27***
N	6,250	6,081	6,250	6,250	6,250	6,081	6,250	6,250
$ESG * FON = 1$ 에 속한 기업수	304	391	397	369	304	391	397	369

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉 하단과 같음. 다만, $FON = t$ 년도 외국인지분율을 기준으로 상위(top) 25%에 속하면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수인 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

당되면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 지면 관계상 앞서와 같이 관심변수를 중심으로 한 요약 표로 제시하였다.

〈Table 9〉에서 Panel A의 결과를 보면, 관심변수인 ESG*BIG4의 상호작용변수는 종속변수(AEM2, REM)에 대해 대체로 음(-)의 값을 보이나, 통계적으로 유의하지는 않다(추정모형 (1), (5)). 다만, ESG의 구성 중 G를 제외한 E와 S의 경우, 즉 E*BIG4와 S*BIG4의 상호작용변수는 종속변수(AEM2, REM)에 관계없이 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 Big 4 감사인이 감사한 기업에서 E(환경경영) 또는 S(사회적 책임경영) 등급이 높으면 그렇지 않은 경우보다 기회주의적인 재무적 발생액과 실제 이익조정이 억제된다는 것을 나타낸다. 그러나 가설 3의 관심변수인 ESG*BIG4의 상호작용변수에서는 이러한 결과가 관찰되지 않아 Big 4 감사인의 경우 가설 3이 지지된다는 증거는 관찰할 수 없었다.

다음으로, Panel B에서 관심변수 ESG*FON의 상호작용변수는 종속변수(AEM2, REM)에 관계없이 유의한 음(-)의 값이 나타났다(추정모형 (1), (5)). 또한 이러한 결과는 ESG의 각 구성을 나누어 분석해도 E*FON, S*FON, G*FON의 상호작용변수에서도 앞서의 일관된 증거를 보이고 있다(추정모형 (2), (3), (4), (6), (7), (8)). 따라서 앞서의 ESG*FON의 결과는 ESG뿐 아니라 E, S, G 등급 모두에 기인한 결과였다. 그러한 점에서 ESG와 이익조정 간에 음(-)의 관계는 외국인지분율이 높을 때 이들의 모니터링 효과로 인해 더 강화될 것으로 예상한 가설 3은 지지된 증거로 나타났다. 이러한 발견은 Big 4 감사인보다 외국인투자자 지분율이 높은 기업에서 ESG 등급이 높으면 경영자의 기회주의적인 재무적

발생액과 실제 이익조정 모두가 억제된다는 것을 보여준다.

4.6 내생성을 고려한 시차모형의 분석결과

본 절에서는 내생성 문제를 고려하여 가설 1에 대하여 시차모형(lag model)을 사용하여 분석을 재수행해 보았다. ESG와 기업가치(Tobin's Q)의 관계를 분석한 연구들 중 Kang and Jung(2020)을 제외하면 내생성 문제를 통제한 연구는 찾아보기는 어렵다. 특히 본 연구주제의 경우 ESG와 기업가치의 관계를 다루고 있지는 않고, ESG가 이익조정에 미치는 영향을 살펴보는 데 있다. 만일 ESG와 이익조정 간에 내생성이 있다면, 예로 이익조정을 덜 수행하는 기업이 ESG 등급을 높게 평가받을 수 있는지에 관한 것이다.²⁹⁾ 하지만 이러한 전제에는 기업이 ESG 등급을 높게 받을 경영자의 유인에 대한 수요(demand)가 존재할 때 가능하고, 또한 본 연구에서 분석 자료로 이용된 ESG 등급을 산출하는 한국기업지배구조원(KCGS)에서 과연 기업의 이익조정 정도를 반영하여 ESG 등급 결정을 하는지와 밀접한 관련이 있을 것이다. 또한 내생성은 시차의 문제와도 긴밀한 관련이 있다. 따라서 앞서의 사항들을 기초로 ESG와 이익조정 간에 내생성이 발생할 소지가 있는지를 조사한 바에 의하면, 내생성이 존재한다는 확증적 근거를 찾을 수 없었다. 이와 관련하여, 첫째, KCGS에서의 ESG 평가를 위한 ESG 모범규준, 그리고 기업지배구조 모범규준, 환경모범규준 및 사회모범규준에 대해 각 수록된 내용을 조사해 본 결과, 해당 각 모범규준들에서 기업의 이익조정을 고려하여 등급 평가에 반영한다는 사항은 찾을 수 없었다.

29) 이와 관련된 심사위원의 지적에 본 연구자들은 깊이 감사합니다.

둘째, KCGS에서 ESG 평가수행은 6월부터 8월까지 수행된 후 10월에 가서 최우수기업과 우수기업에 대한 시상식을 한다. 따라서 본 연구는 12월에 결산인 기업들을 대상으로 ESG가 이익조정에 미치는 영향을 분석한다는 측면에서 보면, ESG 결정이 먼저 선행된 자료라는 점에서 역의 인과관계는 발생하지 않는다. 마지막으로, 기업이 KCGS의 ESG 등급을 높게 받기 위하여 이익조정을 덜 수행할 가능성의 경우 현행 ESG 평가는 강제성이 없다. 특히 ESG 평가를 수행하는 KCGS는 외부전문기관으로 ESG 등급 결정을 외부에서 자체적으로 수행하는 형태이므로, 기업이 자발적으로 ESG 등급을 높게 받기 위해서 이익조정을 덜 수행할 가능성은 높지 않다. 즉 기업에서 ESG 평가가 강제되어 공시해야 하는 경우에는 기업의 경영자도 ESG 등급을 높이려는 유인이 존재할 수 있으나, 그렇지 않고 현행과 같이 외부기관에서 강제력이 없이 자발적으로 ESG 등급을 산출하는 경우 기업이 이에 대해 반응할 여지는 높지 않다. 특히 ESG가 국내에서 사회적인 관심을 가졌던 시점이 주로 2020년도 초에 코로나 여파로 환경 및 사회적 책임 등의 문제가 부각되면서부터로 그 이전인 2011년부터 KCGS에서 ESG 평가의 산출은 경제계보다 학계에서 주로 관심을 가져왔다고 할 수 있다. 앞서의 세 가지 정확적 근거로 볼 때, 기업이 이익조정을 덜 수행하여 ESG 등급을 높일 유인은 크지 않다. 하지만 앞서와 같은 정확적 증거가 있다고 하여 가능성이 전혀 없는 것은 아니다. 따라서 본 연구는 내생성 문제를 최소화하기 위한 방법 중 하나인 시차모형을 이용하여 가설 H1에 대해 분석을 재수행해 보았다. 이와 관련된 분석결과는 다음의 <Table 10>에 제시하였다.

<Table 10>의 Panel A를 보면, ESG, 또는 그 구성인 E, S, G는 종속변수가 AEM1 및 AEM2에

대해 유의한 값을 관찰할 수 없었다. 앞서 <Table 5>의 (2), (4) 및 (6)에서 기대와 달리 유의한 양(+)의 값이 관찰되었으나, 더 이상 유의하지 않게 나타났다. 특히 ESG의 경우 종속변수 AEM1과 AEM2 모두 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않은 사항은 앞서 <Table 5>의 결과와도 일치한다. 이와 달리, Panel B에서 ESG와 G는 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 관찰된다. 이는 앞서 <Table 6>과 정확히 일치하는 결과이다. Panel B와 C에서 REM의 세 가지 구성 중 종속변수가 abCFO일 때 ESG, E, G에서 유의한 음(-)의 값을, 종속변수가 abPROD일 때 ESG, G에서 유의한 음(-)의 값을, 또한 종속변수가 abDISE일 때는 주로 G에서 유의한 음(-)의 값이 나타나고 있어 대체로 <Table 7>의 증거와 유사한 증거가 나타남을 확인할 수 있다. 이러한 결과로 볼 때 내생성 문제를 회피하기 위한 방법으로 시차모형을 이용한 경우도 ESG의 결과는 대체로 앞서 <Table 5>부터 <Table 7>까지의 증거와 유사하다.

4.7 본 연구결과의 요약과 그 해석 및 논의

본 절에서는 앞서 <Table 5>부터 <Table 9>까지에 나타난 본 연구결과를 요약과 그 해석 및 논의를 하던 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 가설 1은 ESG 등급이 높은 기업일수록 이익조정(AEM, REM) 수준이 낮아지는지를 알아보는 데 있었다. 이러한 ESG의 직접효과(direct effect)를 알아본 <Table 5>부터 <Table 7>까지의 결과에 의하면, 종속변수가 AEM일 때 관심변수 ESG는 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 관찰되지 않았다. 또한 ESG의 각 구성으로 나누어 분석하면 E(환경경영)는 종속변수 AEM에 대해 기대와 달리 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 Velte(2020b)에서 주장한 E 등급이 높으

〈Table 10〉 민감도 분석결과: 시차모형의 경우 (H1)

Panel A: 〈Table 5〉의 AEM1 및 AEM2의 경우								
Variable	<i>Dechow et al. (1995)</i> 종속변수 = $AEM1_t$				<i>Kothari et al. (2005)</i> 종속변수 = $AEM2_t$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>
<i>ESG_t</i>	0.001 [1.088]	0.000 [0.185]	0.002 [1.370]	0.001 [0.684]	-0.000 [-0.458]	-0.001 [-1.028]	-0.000 [-0.362]	-0.001 [-1.385]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>	0.026	0.026	0.026	0.025	0.049	0.050	0.049	0.050
<i>N</i>	5,386	5,231	5,386	5,386	5,386	5,231	5,386	5,386
Panel B: 〈Table 6〉의 REM의 경우, 〈Table 7〉의 abCFO의 경우								
Variable	<i>Roychowdhury (2006)</i> 종속변수 = REM_t				<i>Roychowdhury (2006)</i> 종속변수 = $abCFO_t$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>
<i>ESG_t</i>	-0.010** [-2.051]	-0.000 [-0.098]	-0.004 [-0.937]	-0.023*** [-4.660]	-0.002* [-1.807]	-0.003*** [-2.914]	-0.001 [-1.071]	-0.002** [-2.104]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>	0.106	0.107	0.106	0.109	0.135	0.135	0.134	0.135
<i>N</i>	5,386	5,231	5,386	5,386	5,386	5,231	5,386	5,386
Panel C: 〈Table 7〉의 abPROD 및 abDISE의 경우								
Variable	<i>Roychowdhury (2006)</i> 종속변수 = $abPROD_t$				<i>Roychowdhury (2006)</i> 종속변수 = $abDISE_t$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>	<i>ESG</i>	<i>E</i>	<i>S</i>	<i>G</i>
<i>ESG_t</i>	-0.005* [-1.838]	0.002 [0.706]	-0.001 [-0.336]	-0.013*** [-4.614]	-0.003 [-1.376]	0.001 [0.415]	-0.002 [-1.149]	-0.008*** [-3.628]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>	0.087	0.087	0.086	0.090	0.064	0.066	0.064	0.066
<i>N</i>	5,386	5,231	5,386	5,386	5,386	5,231	5,386	5,386

주1) 변수 정의는 〈Table 2〉 하단과 같음.
 주2) 괄호 수치는 변수의 회귀계수인 t 값임.
 주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.10 수준에서 각각 유의함(양측검증).

면 오히려 이익조정행위가 더 증가할 수 있다는 그런 워싱 정책과 관련이 있었다. 그러나 S 및 G는 유의하지 않거나 AEM 측정치에 따라 일관된 증거를 보이지 않았다. 이와 달리, 종속변수가 REM일 때 ESG는 유의한 음(-)의 값이 나타났고, 이는 ESG의 구성 중 주로 G(기업지배구조)에 기인된 결과였다. 또한 앞서의 결과는 Roychowdhury(2006)의 세 가지 개별 REM으로 나누어 분석하면 주로 abCFO(비정상 영업현금흐름)에서 나타났다. 특히 G는 세 가지 개별 REM 측정치인 abCFO, abPROD, abDISE 모두와 음(-)의 관계였다. 따라서 가설 1의 기대인 ESG 등급이 우수할수록 이익조정이 낮아지는 관계는 AEM보다 REM일 때만 지지된 결과를 보였다. 이러한 결과를 보이는 이유 중 하나로는 재량적 발생액을 통한 이익조정은 발생액을 조정하기 때문에 반전(reversal) 효과가 있는 반면, 이와 달리 REM은 앞서와 같은 효과가 없고 또한 선행연구들은 AEM보다 REM의 이익조정은 장기적으로 미래 기업성이나 기업가치를 더 악화시킨다고 주장과 실증적 증거를 보고한 바 있다(Roychowdhury 2006; Kim et al. 2009a; Kim et al. 2009b). 따라서 지속가능 경영을 추구하는 기업의 지표인 ESG 등급이 높은 기업일수록 장기적으로 기업가치를 훼손할 수 있는 REM은 AEM보다 더 적극적으로 억제 대상이 될 수 있는 반면, 재량적 발생액의 이익조정은 그렇지 않은 것으로 보인다. 통상 기업은 이익을 관리할 유인이 있기에 AEM은 ESG 등급의 고저와 관계없이 조정이 이루어질 수 있다. 이러한 본 연구의 실증적 증거는 ESG 등급이나 그 구성 등급이 높으면 반전 효과가 없는 실제 이익조정은 미래성과를 악화시킬 수 있기에 적극적인 억제의 대상인 반면, 반전효과가 있는 재량적 발생액은 반드시 그렇지만은 않음을 보여준다.

둘째, 이익조정 측면에서 ESG의 조절효과(moderating effect)가 있는지를 알아보기 위한 가설 2의 경우 본 연구는 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황인 적자회피 또는 이익감소회피를 모형에 상호작용변수로 고려해서 분석하였다. 이를 살펴본 <Table 8>의 결과에 의하면, 가설 2의 기대처럼 적자회피(LA) 또는 이익감소회피(EDA)와 이익조정의 관계에서 ESG의 조절효과는 AEM과 REM 모두에서 관찰되지 않았다. 일반적으로 ESG의 구성에서 기업지배구조의 역할을 기대할 수 있는 통제메커니즘은 G 등급과 관련이 있고, 따라서 G 등급이 높은 기업은 경영자의 기회주의적인 이익조정행위와 관련한 감시·감독의 역할을 기대할 수 있다. 그러나 G의 상호작용변수(LA*G, EDA*G) 역시 이익조정 측정치(AEM, REM)에 관계없이 유의미한 증거는 관찰할 수 없었다. 따라서 ESG의 조절효과를 알아본 가설 2의 경우 기대와 부합되는 증거를 ESG 또는 G에서는 관찰되지 않아 가설 2는 지지된 증거가 나타나지 않았다. 두 변수 간의 상관성을 보여주는 직접효과와 달리, ESG의 조절효과는 이익조정 유인이 높은 상황에서 매개변수의 역할의 효과성을 파악할 때 이용될 수 있다. 하지만 앞서의 증거로 볼 때 국내 상장기업들에서 ESG 또는 G의 조절효과는 유의미한 결과를 보이지 않았다.

셋째, 가설 3인 ESG와 외부지배구조(예로, Big 4 감사인, 외국인지분율) 간의 결합효과(combined effect)가 이익조정에 미치는 영향을 알아본 <Table 9>에 따르면, 먼저 ESG*BIG4의 상호작용변수는 이익조정 측정치(AEM, REM)에 대해 유의한 음(-)의 관계가 관찰되지 않았다. 다만, ESG의 구성 중 E*BIG4 및 S*BIG4는 이익조정 측정치에 관계없이 AEM 및 REM에 대해 모두 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 다음으로, ESG*FON의 상호작용변수는 이

이익조정 측정치와 관계없이 AEM 및 REM에 대해 모두 유의한 음(-)의 관계를, 또한 ESG의 각 구성(E, S, G)의 상호작용변수(E*FON, S*FON, G*FON) 모두 앞서와 질적으로 같은 결과로 나타나 가설 3의 기대와 일치된 증거를 보였다. 이러한 결과로 볼 때 외부지배구조의 역할을 수행하는 외국인지분율이 높은 정보환경에서는 기업의 이익의 질에 대한 모니터링 효과가 강화되어 ESG의 효과성이 있음을 나타낸다. 따라서 ESG 측면에서 보면, Big 4 감사인의 경우보다 외국인투자자 지분율이 높고 ESG 등급이 높은 기업은 경영자의 이익조정 수단(AEM, REM) 모두를 억제하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 가설 1의 직접효과와 비교하면 의미 있는 시사점을 제공한다. 즉 ESG 등급이 높은 경우보다 외부지배구조로 외국인투자자지분율이 결합된 정보환경에서만 경영자의 기회주의적인 이익조정 모두가 억제될 수 있음을 보여준다.

이상의 결과를 종합해 보면, ESG가 이익조정에 미치는 긍정적인 효과는 가설 1에서 직접효과는 종속변수가 AEM보다는 REM일 때 주로 나타났고, 가설 2에서 이익조정 유인이 높은 상황에서의 ESG의 조절효과는 종속변수(AEM, REM)와 상관없이 유의미한 결과를 발견할 수 없었다. 그리고 가설 3에서 외부지배구조와의 ESG 간의 결합효과는 Big 4 감사인의 경우보다 주로 외국인지분율이 높을 때 이익조정 수단(AEM, REM) 모두가 억제되는 것으로 나타났다. 그러한 점에서 ESG의 긍정적인 효과는 가설 1의 경우 이익조정 측정치가 실제 이익조정일 때와 가설 3의 경우 주로 외국인지분율로 측정된 외부지배구조와 ESG 등급이 높은 경우만 나타났다. 이는 전자의 직접효과와 비교하면 REM의 경우 미래성과를 악화시킬 수 있는 특성에 기인한 결과일 수 있고, 후자의 결합효과와 비교하면 ESG 자체보다는 외

부지배구조(예로, 외국인투자자)로부터 경영자를 감시·감독하는 모니터링 역할을 기대할 수 있고 ESG 등급이 높은 기업일 때 주로 실제 이익조정뿐 아니라 재량적 발생액 모두 억제될 수 있음을 보여준다. 따라서 국내의 경우 ESG의 이익조정 측면의 긍정적인 효과를 기대할 수 있는 경우는 높은 ESG 자체라기보다는 외부지배구조로부터 감시·감독의 모니터링 환경이 같이 구성되어 있는 기업만 실제 이익조정 및 재량적 발생액 모두가 억제될 수 있음을 본 연구결과는 시사해 주고 있다. 이러한 발견은 외부지배구조의 역할이 높은 ESG와 서로 결합될 때 이익조정 측면에서 중요하다는 것을 보여준다.

V. 결론

본 연구는 최근 들어 실무계와 학계에서 사회적 이슈가 되고 있는 ESG에 대해 회계학 측면에서 이익조정에 미치는 영향과 관련된 ① 직접효과, 또한 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에서 ESG가 이를 조절하는 역할을 하는지와 관련된 ② 조절효과, 그리고 ESG와 외부지배구조가 결합될 때 그 효과가 강화되는지와 관련된 ③ 결합효과에 대하여 경험적 분석을 통해 알아보았다. 이러한 세 가지 사항을 분석함으로써 본 연구는 지속가능경영의 지표인 ESG가 이익조정 측면에서 그 효과성이 있는지를 종합적으로 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 한국기업지배구조원(KCGS)의 ESG 등급 및 그 구성(E, S, G) 자료를 이용하고, 이익조정 측정치는 재량적 발생액(AEM)과 실제 이익조정(REM)을 이용하였다. 본 연구에서 한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 분석기간 2011년부터 2020년까지 10년간 자료를 이

용하여 분석한 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, ESG가 이익조정에 미치는 긍정적인 직접효과는 종속변수가 AEM일 때는 관찰할 수 없고, 주로 REM일 때 나타났다. 이는 기업의 ESG 등급이 높더라도 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 효과적으로 통제되기 어려운 반면, 이와 달리 지속가능경영 측면에서 실제 이익조정은 미래 기업성과를 악화시킬 수 있으므로 ESG 등급이 높은 기업은 이에 대해서는 적극적으로 억제 대상이 될 수 있음을 시사한다.

둘째, ESG가 이익조정에 미치는 긍정적인 조절효과는 적자회피 상황이나 이익감소회피 상황 모두에서 이익조정 측정치(AEM, REM)에 관계없이 유의미한 관계를 관찰할 수 없었다. 이는 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황일 경우는 기업의 ESG 등급이 높더라도 ESG의 효과성이 제대로 작동되지 않을 수 있음을 시사한다.

셋째, ESG가 이익조정에 미치는 긍정적인 결합효과는 종속변수(AEM, REM)에 상관없이 Big 4 감사인의 경우보다 외국인투자자 지분율이 높을 때 주로 이익조정이 억제되는 것으로 나타났다. 이는 외부 지배구조로서 Big 4 감사인 여부로 측정된 감사품질의 효과보다 외국인투자자에 의한 외부정보환경으로부터 감시·감독의 모니터링 역할이 있으면서 ESG 등급이 높은 기업일 때만 기회주의적인 이익조정 수단(AEM, REM) 모두가 억제될 수 있음을 시사한다. 따라서 앞서 직접효과에서 ESG 등급이 높은 경우만으로는 재량적 발생액이 억제되지 않았던 것과 비교하면, 결합효과의 경우 ESG 등급이 높고 또한 외국인 지분율이 높은 경우가 서로 결합될 때 경영자에 대한 모니터링 효과가 강화되어 AEM과 REM 모두 억제된다는 것을 본 연구결과는 보여준다.

이상의 결과를 요약하면 본 연구는 다음과 같은 측

면을 시사해 준다. 첫째, 지속가능경영을 나타내는 ESG와 이익조정 간의 긍정적인 직접효과는 주로 실제 이익조정에서만 관찰된다는 점이다. 반면, 국내의 경우 ESG의 등급이 높아도 재량적 발생액의 이익조정은 쉽게 억제할 수는 없다는 점이다. 이는 ESG 등급이 높을 때 기업은 지속가능경영을 추구하기 때문에 미래성이나 기업가치를 중시할 수 있어 실제 이익조정은 적극적인 억제의 대상이 될 수 있으나, 미래 반전효과가 있는 재량적 발생액의 경우에는 반드시 그렇지 않은 점이다. 즉 국내의 경우 높은 ESG 등급 자체만으로는 기업의 재량적 발생액이 억제될 것으로 기대하기는 어렵다는 것을 본 연구결과는 시사해 주고 있다.

둘째, 경영자의 이익조정 유인이 높은 적자회피나 이익감소회피와 같은 상황에서는 국내의 경우 ESG의 효과성이 관찰되지 않는다는 점이다. 이는 ESG 등급이 높은 기업이더라도 경영자의 이익조정 유인이 높은 상황에 직면할 때에는 ESG의 통제메커니즘이 제대로 작동하기는 어렵다는 것을 본 연구결과는 시사해 주고 있다.

셋째, ESG와 외부지배구조와의 긍정적인 결합효과를 이익조정 측면에서 기대할 수 있는 경우는 감사품질과 관련된 Big 4 감사인이 감사한 경우보다 외국인투자자의 지분율이 높은 상황일 때 주로 나타난다는 점이다. 특히, 본 연구결과에서는 외부지배구조와의 결합효과 측면에서 ESG는 외국인지분율이 높고 ESG 등급이 높은 기업일 때만 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두가 억제된다는 것을 보여주고 있다. 이러한 본 연구의 발견은 외부지배구조 중 하나인 외국인투자자의 모니터링 역할을 기대할 수 있는 정보환경이 조성된 기업에서 또한 ESG 등급이 높은 경우만 실제 이익조정뿐 아니라 재량적 발생액 역시 억제될 수 있음을 보여주었다는 데 의미가 있다.

그러한 점에서 재량적 발생액까지 억제되는 환경은 국내의 경우 높은 ESG 자체만으로는 부족할 수 있고, 외부지배구조의 모니터링 역할이 함께 작동하는 정보환경의 기업일 때만 경영자의 기회주의적인 이익조정 수단(재량적 발생액, 실제 이익조정) 모두가 억제될 수 있음을 본 연구결과는 시사해 주고 있다.

최근 들어 실무계에서 ESG의 사회적 관심이 높아졌으며, 또한 2021년 1월 14일에 금융위원회는 향후 코스피 상장기업의 ESG 의무공시와 관련된 로드맵을 발표한 바 있고, 2025년까지 가이드라인을 제시하기로 한 실정이다. 따라서 앞서와 같은 본 연구의 발견들은 규제당국이 ESG 공시를 위한 가이드라인을 마련할 때 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다는 점에서 본 연구는 정책적인 시사점을 담고 있다. 또한 본 연구는 과거 연구들과 달리, ESG의 이익조정 측면의 직접효과 외에도 보다 확장된 증거로 ESG의 이익조정에 대한 조절효과 그리고 결합효과를 같이 살펴본 처음의 연구라는 점도 의미가 있다. 또한 기업의 이익조정행위는 투자자, 채권자, 감사인, 실무계, 규제당국 및 정책입안자 모두에게 관심 있는 주제라는 점에서 본 연구의 발견들은 이들 정보이용자들에게도 유익한 시사점을 제공할 것으로 보인다. 그리고 학계 측면에서도 본 연구는 ESG의 효과성을 재량적 발생액과 실제 이익조정 또한 직접효과, 조절효과와 결합효과 측면에서 종합적으로 알아본 점도 관련연구에 새로운(novel) 증거를 제공할 것으로 예상된다.

이러한 유익한 시사점과 공헌에도 불구하고 다음과 같은 분석상의 한계는 존재한다. 첫째, 종속변수인 AEM과 REM은 외부에서 잘 관찰이 되지 않기 때문에 모형을 통한 추정과정이 필요하다. 이러한 추정 과정에는 측정오차의 문제가 있을 수 있다. 둘째, 분석모형으로 이용된 식(1)부터 식(3)까지에서 추가

로 고려하지 못한 생략변수의 문제는 여전히 남아 있다. 셋째, 본 연구의 표본은 한국기업지배구조원(KCGS)의 ESG 등급이 공시된 자료를 중심으로 분석이 되었다. 하지만 KCGS는 모든 상장기업의 ESG를 평가하고 있지는 않은 실정이다. 그러한 점에서 본 연구에서 나타난 결과를 모든 상장기업에 투사하여 평가하는 데는 제약이 있을 수 있다. 따라서 이러한 측면들은 결과를 해석할 때 고려될 필요가 있다. 하지만 이러한 분석상의 한계는 ESG 등급 자료를 이용한 선행연구들에서도 공통되게 나타나는 문제일 수는 있다.

참고문헌

- Amel-Zadeh, A. and G. Serafeim(2018), "Why and how investors use ESG information: Evidence from a global survey," *Financial Analysts Journal*, 74(3), pp.87-103.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam(1998), "The effect of audit quality on earnings management," *Contemporary Accounting Research*, 15(1), pp.1-24.
- Bergquist, S. and M. L. Sletten(2020), "The bidirectional relationship between ESG and earnings management in Norway," Thesis master of science, BI Norwegian Business School.
- Bofinger, Y., J. H. Kim, and B. Rock(2020), "Corporate social responsibility and market efficiency: Evidence from ESG and misvaluation measures," SSRN Scholarly Paper ID 3571211, Social Science Research Network, Rochester, NY.

- Burgstahler, D. and I. Dichev(1997), "Earnings management to avoid earnings decreases and losses," *Journal of Accounting and Economics*, 24, pp.99-126.
- Cheon, Y. S.(2003), "The Association Between Foreign and Domestic Institutional Ownership and Earnings Quality," *Korean Management Review*, 32(4), pp.1001-1032.
- Choi, J. S. and Y. M. Kwak(2010), "Accrual-Based and Real Earnings Management Activities by Non-listed Small and Medium-sized Entities," *Korean Accounting Journal*, 19 (1), pp.37-76.
- Cohen, D. A. and P. Zarowin(2010), "Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings," *Journal of Accounting and Economics*, 50(1), pp.2-19.
- Cornell, B. and A. Damodaran(2020), "Valuing ESG: Doing good or sounding good?" Working paper, UCLA.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, 70(2), pp.193-225.
- Deng, X., J. K. Kang, and B. S. Low(2013), "Corporate social responsibility and stakeholder value maximization: Evidence from mergers," *Journal of Financial Economics*, 110(1), pp.87-109.
- Fan, J. P. H. and T. J. Wong(2005), "Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia," *Journal of Accounting Research*, 43 (1), pp.35-72.
- Francis, J. R., E. L. Maydew, and H. C. Sparks (1999), "The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 18(2), pp.17-34.
- Habib, A. and J. C. Hansen(2008), "Target shooting: Review of earnings management benchmarks," *Journal of Accounting Literature*, 27, pp. 25-70.
- Hoang, T., E. A. Segbotangni, and A. Lahiani(2020), "Does ESG disclosure transparency help mitigate the COVID-19 Pandemic shock? An empirical analysis of listed firms in the UK," Working paper, University of Montpellier.
- Jang, Y. J. and C. K. Hong(2020), "Effect of Corporate Social Responsibility and Governance on Earnings Management," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 62(3), pp. 227-259.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling(1976), "Theory of the firm," *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp.305-360.
- Jeon, K. A. and J. I. Park(2012), "The Effect of Audit Quality on Quarterly Earnings Management," *Journal of Taxation and Accounting*, 13(3), pp.9-51.
- Ji, S. H., H. M. OH, K. C. Yoon, and S. B. An(2019), "A study on earnings management in companies achieving sustainability: Accruals-based and real earnings management," *Journal of Distribution Science*, 17(9), pp.103-115.
- Kang, S. A. and S. B. Chun(2010), "Consequences of real activity based earnings management: Evidence of seasoned equity offering firms in Korea," *Korean management review*, 39 (3), pp.595-632.
- Kang, W. and M. K. Jung(2020), "Effect of ESG activities and firm's financial characteristics," *Korean Journal of Financial Studies* 49(5), pp.681-707.
- Kim, E. H. and H. Y. Ma(2020), "A study on the

- value relevance of corporate sustainability management,” *Review of Accounting and Policy Studies*, 25(2), pp.251-277.
- Kim, J. B. and B. C. Sohn(2013), “Real earnings management and cost of capital,” *Journal of Accounting Public Policy*, 32(6), pp.518-543.
- Kim, J. B., S. M. Baik, and J. M. Choi(2009a), “Earnings Management through real Operational Activities Manipulation and Market Response,” *Korean management review*, 38 (5), pp.1185-1211.
- Kim, J. H., J. M. Goh, and J. H. Bae(2009b), “The Effect of Real Earnings Management on Long Term Performance,” *Korean Accounting Review*, 34(4), pp.31-70.
- Kim, J. H., J. M. Goh, and Y. S. Koh(2008), “Real earnings management to avoid loss and smooth income,” *Korean Accounting Journal*, 17(4), pp.31-63.
- Kim, S. H., A. Y. Lee, and S. B. Chun(2012), “The Characteristics of Foreign Investors and Real Earnings Management - Focusing on the Role of Foreign Blockholders,” *Korean Accounting Review*, 37(2), pp.129-165.
- Kim, S. M., S. W. Yoo, and J. Y. Hong(2020), “The effect of corporate governance on the relationship between tax avoidance and earnings management,” *Journal of Taxation and Accounting*, 21(5), pp.193-220.
- Kim, Y. C. and Y. S. Kang(2011), “The Effect of Corporate Governance on Earnings Management through Real Activities Manipulation,” *Korean Management Review*, 40(1), pp.1-28.
- Kim, Y. S. and K. A. Jeon(2016), “The Effects of the Position-specific Audit Hours on Audit Quality and Audit Fees,” *Korean Management Review*, 45(4), pp.1339-1375.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley(2005), “Performance matched discretionary accrual measures,” *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), pp.163-197.
- Lee, J. E. and J. S. Kim(2012), “A study on relationship between corporate values and corporate governance, social and environmental evaluation index,” *Korean Journal of Accounting Research*, 18(4), pp.81-99.
- Lee, Y. J. and J. I. Park(2021), “The impact of managerial overconfidence on financial reporting quality and effects on corporation governance: Focus on ESG,” *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 63(4), pp. 71-116.
- Ma, H. Y.(2020), “The Effect of Corporate Governance and Earnings Management on Tax Divergence,” *Korean Journal of Taxation Research*, 37(2), pp.71-96.
- Park, A. Y.(2013a), “The Effect of Corporate Governance Ratings on Real Earnings Management,” *Korean Journal of Business Administration*, 26(5), pp.1289-1315.
- Park, J. I. and S. Y. Shin(2020), “The Effect of Tax Risk on Real Earnings Management, Cash Holdings, and Future Cash Taxes Paid,” *Korean Accounting Review*, 45(4), pp.41-92.
- Park, J. R. and Y. H. Kim(2017), “The Empirical Study of Earnings Management on Corporate Social Responsibility - The Comparative of Kospi and Kosdaq Firms -,” *Korea International Accounting Review*, 72, pp.187-205.
- Park, J. R.(2013b), “The Effect of Corporate Governance on Earning Management and Cost of Capital,” *Korean Computers and Accounting Review*, 11(2), pp.19-43.
- Park, K. H. and J. S. Lee(2017), “The Effect of

- Corporate Philanthropy on Accounting Transparency - Focusing on Accrual Quality and Real Activities Earnings Management," *Review of Accounting and Policy Studies*, 22(4), pp.49-80.
- Park, K. S. and E. J. Lee(2006), "The role of foreign investors on the management and corporate governance of Korean companies," *Review of Financial Economics*, 20(2), pp.73-114.
- Phillips, J., M. Pincus, and S. O. Rego(2003), "Earnings management: New evidence based on deferred tax expense," *The Accounting Review*, 78(2), pp.491-521.
- Rahman, M. and S. Chowdhury(2020), "Relationship between corporate social responsibility and earnings management: A systematic review of measurement methods," *International Journal of Trend in Scientific Research and Development*, 4(2), pp.389-397.
- Roychowdhury, S.(2006), "Earnings management through real activities manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), pp. 335-370.
- Rubbaniy, G., S. Ali, C. Siriopoulos, and A. Samitas (2021), "Global financial crisis, COVID-19, lockdown, and herd behavior in the US ESG leader stocks," Working paper, Zayed University.
- Shin, S. Y. and J. I. Park(2020), "The Effect of Corporate Governance and Earnings Quality and on Sustainable Tax Strategy," *Journal of Taxation and Accounting*, 21(6), pp.75-122.
- Shleifer, A. and R. Vishny(1997), "A survey of corporate governance," *Journal of Finance*, 52, pp.737-783.
- Umar, Z, D. Kenourgios, and S. Papathansious(2020), "The static and dynamic connectedness of environmental, social, and governance investments: International evidence," *Economic Modelling*, 93, pp.112-124.
- Vadithala, U. K. and G. Tadoori(2021), "Market efficiency of ESG and traditional indices-pre and post COVID analysis of NSE indices," *Working paper*, Osmania University.
- Velte, P.(2019), "The bidirectional relationship between ESG performance and earnings management. Empirical evidence from Germany," *Journal of Global Responsibility*, 10, pp. 322-338.
- Velte, P.(2020a), "Corporate social responsibility (CSR) and earnings management: A literature review," *Corporate Ownership and Control*, 17, pp.8-19.
- Velte, P.(2020b), "Environmental performance, carbon performance and earnings management: Empirical evidence for the European capital market," *Corporate Social Responsibility and Environment Management*, 28, pp.42-53.
- Yoo, J. Y. and S. W. Hong(2019), "Corporate Social Responsibility and Earnings Management," *Journal of Next-generation Convergence Information Services Technology*, 8(1), pp. 35-44.
- Yoon, B. H., B. Kim, and J. H. Lee(2019), "Is earnings quality associated with corporate social responsibility? Evidence from the Korean Market," *Sustainability*, 11, pp.1-20.
- Zang, A.(2012), "Evidence on the tradeoff between real activities manipulation and accrual-based earnings management," *The Accounting Review*, 87(2), pp.675-703.

-
- The author Sang Yi Shin is currently a part-time lecturer in department of accounting, Jeonbuk National University. She graduated from the business administration at Daejin University, and received her MS, and Ph. D. degree in business administration from Chungbuk National University. Her main research areas are financial reporting quality, tax risk, audit risk, corporate governance, and ESG.
 - The author Jong-II Park is currently a professor in accounting at school of business, Chungbuk National University. He received his undergraduate, MS, and Ph. D. degree in business administration from Hongik University. He is interested in issues of financial reporting quality, book-tax difference, earnings management, overvalued equity, tax avoidance, tax risk, corporate governance, ESG, audit quality, audit hours by rank, and earnings forecast of analyst.