

ESG 등급 상승이 회계이익의 질을 향상시키는가?*

박종일** · 이병희*** · 이윤정****

〈요 약〉

본 연구는 ESG 평가등급의 상승과 이익조정 관계, 또한 ESG 등급 상승과 이익조정의 관계에 감사노력이 조절효과의 역할을 하는지를 알아보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 한국ESG기준원의 ESG 자료를 이용하고, 감사품질의 대용치는 재량적 발생액을 이용하였다. 또한 감사인의 감사노력의 대용치는 선행연구들에서 재량적 발생액을 억제하는 효과가 있는 것으로 보고된 감사시간의 증가, 감사보수의 증가 그리고 시간당보수의 증가를 이용하였다. 분석기간은 2018년부터 2022년까지 ESG 등급 자료가 공시된 상장기업을 대상으로 하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, ESG 등급 상승과 이익조정 간에는 유의적인 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 ESG 등급 상승을 연속변수나 더미변수를 이용하여 측정한 경우 모두 일관되게 나타났다. 이는 ESG 등급을 상승시키려는 기업들이 장기적 측면의 지속가능경영(sustainability)보다는 그린워싱(greenwashing) 정책의 일환인 숨겨진 행동에 따라 이익조정에 더 적극적임을 시사한다. 또한 ESG 평가등급을 구성별로 나누어 분석하면 앞서의 결과는 환경경영(E), 사회적책임경영(S), 기업지배구조(G) 모두에 기인한 것으로 나타났다. 둘째, 앞서의 부정적인 관계는 외부감사인의 감사시간의 증가, 또는 감사보수의 증가 그리고 시간당보수가 증가할수록 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인의 감사노력 또는 보수가 증가할수록 ESG 등급 상승과 감사품질 간에 부정적인 관계를 완화하는 조절효과로 작동한다는 것을 시사한다.

이를 요약하면, 본 연구는 ESG 등급 상승이 오히려 이익조정과 양(+)의 관련성이 있고, 이러한 양(+)의 관계는 감사인의 감사노력이 증가할 때 약화되는 조절효과의 역할을 한다는 것을 보여주었다는 데 의미가 있다. 또한 이러한 본 연구의 결과는 향후 ESG 공시에 관심이 있는 규제당국과 정책입안자에게 유용한 시사점을 제공한다.

〈주제어〉 ESG 등급 상승, 이익조정, 감사품질, 감사노력, 조절효과의 역할

* 본 논문은 고려대학교 대학특성화연구비 지원을 받아 수행되었음.

** 충북대학교 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 주저자

*** 고려대학교 세종캠퍼스 글로벌비즈니스대학 교수, bhlee21@korea.ac.kr, 교신저자

**** 충북대학교 대학원 회계학과 박사, ckoz17@naver.com, 공동저자

I. 서 론

본 연구는 ESG(environment, social, governance) 평가등급 상승과 회계이익의 질의 관계, 그리고 ESG 등급 상승과 이익의 질의 관계에 감사인의 증가된 감사노력이 긍정적인 조절효과의 역할을 하는지를 알아보는 데 있다. 특히 본 연구는 ESG 등급 자체보다는 ESG 평가등급이 상승한 변화에 초점을 두고 분석한다. 구체적으로, ESG 등급이 상승한 기업들의 회계이익의 질이 높은지, 아니면 낮은지를 중심으로 살펴본다.

회계학 분야에서 경영자의 이익조정 행위는 학계뿐만 아니라, 실무계 그리고 규제당국 입장에서 투자자 등의 이해관계자에게 사회적 비용을 유발한다는 점에서 그동안 많은 관심을 가져왔던 주제 중 하나였다. 이러한 데에는 기업의 경영자에게는 다양한 동기에 따라 보고이익을 높이려는 이익조정 유인이 존재하며, 이러한 기회주의적인 경영자의 이익조정 행위는 자본시장에 공시되는 회계이익의 질을 낮춰서 투자자 등의 외부 정보이용자들의 의사결정을 왜곡시켜 결국 자원의 효율적 배분을 어렵게 하는 결과를 가져올 수 있기 때문이다. 따라서 시장을 규율하는 역할을 하는 규제당국 입장에서는 경영자의 이익조정 유인을 적절하게 통제하려는 감시·감독의 모니터링이 필요해질 수 있다.

기업경영자가 보고이익을 조정하려는 유인이 발생하는 데에는 장기적인 관점보다는 단기적 측면의 경제적 유인책에 따라 자신의 보상과 기업성적을 평가받고 있기 때문일 수 있다. 또한 소유와 경영이 분리된 기업에서 경영자는 자신의 효익 극대화를 추구하고, 또한 기업과 자본시장 간에 정보비대칭이 존재하는 상황에서 경영자는 사적이익을 추구하려는 경제적 동기 역시 가지고 있다. 이와 같이 단기적 성과(예로, 이익극대화)에 편중된 경영자의 보상체계 그리고 이에 치중하려는 투자자들의 시장반응, 기업의 대리문제, 경영자와 투자자 간의 정보불균형 상황, 그리고 경영자의 경제적 동기 등이 복합적으로 작동하여 경영자가 보고이익을 정직하게 보고할 유인을 낮추는 요인으로 작용할 수 있다. 또한 기업경영자는 자신이나 기업 평판에 유리한 정보에 대해서는 즉시 시장에 알리려는 유인이 있으나, 불리한 정보에 대해서는 감추거나 지연시켜 보고하는 행동을 할 수 있다. 그런데 앞서와 같은 경영자의 단기적 관점의 기회주의적인 이익조정 행위에 반하는 경영활동 중 하나가 ESG 경영이다.

ESG 성과는 기업의 지속가능경영 수준을 평가하는 통합된 하나의 지표로서 ESG 개념에는 재무성과 지표라기보다는 비재무적 측정지표인 환경경영과 사회적 책임경영 그리고 지배구조의 개선 등을 평가하는 도구로서 기업 입장에서 ESG 경영활동에는 많은 잠재적 비용이 수반된다. 또한 ESG의 구성인 G(governance) 개념에는 기업이 주주들(shareholders) 측면에 관심을 갖는 메커니즘이 작동해야 하는 반면, E(environment)와 S(social) 개념에는 기업이 주주 차원을 넘어 기타의 이해관계자들(stakeholders)의 사회적 공유가치 역시 관심을 가져야 한다(Cornell and Damodaran 2020). 따라서 ESG는 기업지배구조경영(G) 평가와 환경경영(E) 평가 및 사회적책임

경영(S)의 평가를 하나로 통합한 비재무적 측정지표로 ESG 철학에는 기업이 장기적인 성장발전을 도모하기 위해서는 지구의 환경보호와 사회적 공유가치를 같이 중시하면서 지속가능경영(sustainability management)을 추구하여야 기업의 생존 자체가 위협받지 않을 것으로 보는 개념이 내포되어 있다(Rai et al. 2021).

한편, ESG 경영은 기존에 기업이 주체적 역할을 하던 사회책임경영(corporate social responsibility ; 이하 CSR)과는 달리 투자자의 관점에서 어떠한 기업들이 ESG 활동들을 보다 적극적으로, 그리고 보다 효과적으로 수행하는지를 평가하여 투자자의사결정에 이용한다는 측면에서 큰 차이가 있다. 즉, ESG 경영은 투자자가 주체가 되는 개념으로 보다 효율적인 투자자의사결정을 위하여 기업들로 하여금 ESG 활동들과 관련한 공시나 이와 연계된 재무성과의 보고를 요구하고 있다.

코로나19 팬데믹 위기 이전에도 지속가능경영에 대한 학술포럼 논의가 간헐적으로 진행되어 왔으나, 코로나19 위기 이후 ESG 경영의 중요성이 그 어느 때보다 본격적으로 부각되기 시작했다. 그러한 데에는 코로나19 위기 여파는 전 세계적으로 기업의 생존에 적지 않은 타격을 주었고, 이로 인해 환경, 사회적 책임, 지배구조에 대한 생태계 재정립의 필요성이 표면으로 부상되었다. 특히 경험적 연구들에서는 그동안 ESG 성과가 우수했던 기업이 그렇지 않은 경우와 비교해 코로나19 위기 시에도 기업가치나 시장가치가 덜 하락한다는 결과를 보고하였다(Broadstock et al. 2020 ; Albuquerque et al. 2021 ; Zhou and Zhou 2022 등). 이처럼 ESG 성과가 우수한 기업일수록 장기적인 측면에서 기업가치를 증대시킬 수 있다는 관점이 코로나19 위기 상황에서 실무계, 학계 그리고 규제당국 모두에서 중요한 사회적 이슈로 자리매김하였다.

이러한 동향에 맞추어 기업의 지속가능성 정보와 관련하여 단일화된 보고기준의 제정논의가 이루어졌다. 2021년 초에 들어 국제회계기준(IFRS) 재단은 국제지속가능보고기준위원회(International Sustainability Standards Board ; 이하 ISSB)를 설치하여 단일의 지속가능보고기준 제정을 추진하고 있다. 또한 우리나라의 경우도 2021년 1월 14일에 금융위원회는 재무제표에 ESG 공시를 의무화하는 로드맵을 발표하고, 자산총액이 2조 이상인 상장기업은 2025년부터, 2030년부터는 모든 상장기업이 지속가능성 정보를 재무제표에 공시해야 한다.¹⁾ 이에 한국회계기준원은 ESG 공시관련 기준을 현재 제정 중에 있다.

이와 같이 최근 들어서 ESG 경영이 장기적인 관점에서의 지속가능성(sustainability)의 대명사로 학계 및 규제당국에서 논의되고는 있으나, 기업의 ESG 평가등급이 상승하면 회계투명성 측면에서 긍정적인 영향을 가져오는지, 아니면 부정적인 영향을 초래하는지에 대해서는 아직까지 국내외로 체계적인 실증적 증거가 부족하다. 따라서 기업의 ESG 등급 상승이 회계이익의 질에 어떤 영향을 미치고 있는지, 또한 앞서의 관계가 외부지배구조(external corporate governance) 중

1) 금융위원회는 2021년 1월 14일에 재무보고상에 ESG 공시 관련 로드맵을 발표하였고, 그 추진계획의 일환으로 1단계는 2025년까지 가이드라인을 확정하는 것이며, 2단계는 2025년-2030년까지 일정 규모 이상 코스피 상장기업에 대한 ESG 공시를 의무화하는 것이고, 3단계는 2030년부터 모든 상장기업에 대해 ESG 공시를 의무화하는 데 있다.

하나인 감사인의 감사노력이 증가할 때 긍정적인 조절효과로 작동하는지를 알아보는 본 연구의 시도는 시의적절성이 있다고 할 것이다. 이를 위해 본 연구는 한국ESG기준원(Korea Institute of Corporate Governance and Sustainability ; 이하 KCGS)²⁾에서 ESG 등급 자료가 공시된 상장기업을 대상으로 분석기간 2018년부터 2022년까지 앞서의 주제를 실증적으로 분석하였다. 종속변수인 회계이익의 질은 재량적 발생액을 이용하여 측정하였는데, 보다 구체적으로는 Dechow et al.(1995)과 Kothari et al.(2005)에서 사용된 두 가지 측정치를 이용하였다. 또한 관심변수인 ESG 등급 상승은 당기 ESG 등급에서 전기 ESG 등급의 차이에 대한 연속변수와 ESG 등급이 전기보다 증가한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수를 이용하였다. 그리고 감사노력의 대용치로는 최근 선행연구들에서 표준감사시간제도 도입 이후 재량적 발생액 수준을 감소시키는 효과가 있다는 감사시간의 증가, 감사보수의 증가, 그리고 시간당보수의 증가를 이용하였다.

본 연구의 실증결과를 요약하자면 다음과 같다. 첫째, ESG 등급 상승과 이익조정 간에는 유의적인 양(+)의 관계로 있는 것으로 관측되었다. 이러한 결과는 ESG 등급 상승을 연속변수나 더미변수로 측정한 경우 모두 일관되게 나타났다. 이는 ESG 등급이 상승한 기업들에서는 경영자가 기회주의적으로 보고이익을 상향조정하려는 유인을 가지고 있음을 시사한다. 즉 ESG 등급이 상승한 기업들이 장기적 관점의 지속가능경영보다는 그린워싱(greenwashing) 정책의 일환인 숨겨진 행동에 따라 공격적인 이익조정에 더 적극적인 것으로 나타났다. 둘째, 앞서의 ESG 등급 상승과 이익조정의 양(+)의 관계는 외부감사인의 감사노력인 감사시간의 증가, 또는 감사보수의 증가 그리고 시간당보수가 증가할수록 유의하게 약화되는 것으로 나타났다. 이는 감사인의 감사노력 또는 보수가 증가할수록 ESG 등급 상승과 감사품질 간에 부정적인 관계를 완화시키는 조절효과로 작동한다는 것을 시사한다. 이상의 본 연구의 발견은 ESG 등급 상승이 회계이익의 질 측면에서 오히려 음(-)의 관련성이 있을 뿐 아니라, 앞서의 음(-)의 관계는 감사인의 감사노력이 증가할수록 약화되는 긍정적인 조절효과로 작동한다는 것을 보여주었다는 데 의미가 있다. 따라서 이러한 본 연구결과는 향후 지속가능성 정보 보고와 공시에 관심이 있는 규제당국과 정책입안자에게 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

본 연구 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 ESG와 이익조정의 관계, 또한 감사노력과 감사품질의 관계를 살펴본 선행연구를 살펴본 다음, 본 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장은 가설검증을 위한 연구모형을 설계하고, 또한 표본의 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 주된 실증분석 결과들과 추가분석 결과들을 보고하고 그 의미를 분석한다. 마지막으로, 제Ⅴ장은 본 실증결과를 요약하고, 본 연구의 시사점 및 공헌점을 제시하며, 분석상의 한계를 설명한다.

2) 한국ESG기준원(KCGS)은 2002년 6월 설립된 “한국기업지배구조개선지원센터”를 모태로 하여 발전해 왔으며, 2009년 “한국기업지배구조센터”로 개칭하였다가 2010년에 다시 “한국기업지배구조원”으로 이름을 바꾸었다. 2011년부터 ESG통합등급을 공표하기 시작하였고, 지난 2022년 9월에 현재 명칭인 “한국ESG기준원”으로 개칭하였다. 따라서 본 연구의 분석기간인 2018년부터 2022년까지 이 기관은 “한국기업지배구조원”으로 불리웠으며, 편의상 이 연구에서는 현재의 명칭인 “한국ESG기준원”, 그리고 그 영문약자인 KCGS를 사용하기로 한다.

II. 선행연구 검토와 가설의 제시

1. ESG와 회계이익의 질에 관한 선행연구 검토

국내외적으로 지대한 관심을 받고 있는 ESG와 관련하여 수많은 연구자들이 다양한 관점에서 연구를 수행해왔다. 이 절에서는 본 연구의 주제와 보다 밀접한 관계가 있는 ESG와 이익조정 혹은 회계이익의 질에 대해 분석한 선행연구들에 초점을 맞추어 그 주장들과 의의를 살펴보고자 한다. 본 절에서는 CSR과 이익의 질을 살펴본 과거 논문들의 경우를 먼저 검토한 후, 다음으로 ESG와 이익의 질을 다룬 그동안의 선행연구들을 검토한다.

ESG가 세계적인 각광을 받기 이전 이와 유사한 개념으로 CSR이 오랫동안 전세계 기업들의 화두가 되었으며, ESG가 보다 많은 관심을 받는 지금에도 여전히 기업의 윤리적인 경영활동을 주장하는 많은 이들에 의해 CSR이 강조되고 있다. CSR과 ESG의 기본적인 차이점은 그 주체가 누구냐에 있는데, 투자자가 주체가 되는 ESG와는 달리 CSR은 기업이 그 주체이며 기업의 관점에서 보다 윤리적이고 사회적으로 책임있는 경영활동을 자발적으로 펼쳐야 한다는 것이 그 핵심적인 내용이다. CSR이 기업의 경영활동에 미치는 영향에 대해서는 많은 학자들이 분석을 해왔으며, 특히 기업들이 사회적으로 책임있는 경영활동을 할 경우 재무보고 활동에는 어떠한 영향을 미치는지에 대해서도 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 예를 들면, Kim et al.(2012)은 기업이 사회적 책임을 다하는 경영을 할 경우 이는 그 기업의 재무보고 활동에도 영향을 미쳐 이익조정을 줄이고 보다 투명하며 신뢰성 높은 재무정보를 제공한다는 사실을 보여주었다. 반면, Chih et al.(2008)은 46개 국가의 자료를 이용하여 CSR과 이익조정 사이의 관계에 대해 살펴보았는데, 기업들이 CSR에 보다 신경을 많이 쓸수록 이익평준화(earnings smoothing)는 줄어들었으며, 이익감소와 손실 회피(earnings losses and decreases avoidance) 역시 줄어들었지만, 오히려 보다 적극적인 이익보고(earnings aggressiveness) 행태는 증가하였다는 사실을 보고하였다. 이에 Chih et al.(2008)은 CSR이 대체로 이익조정의 정도는 줄이지만 보다 적극적인 재무보고 행태를 보인다는 주장을 하고 있다. Gaio et al.(2022) 역시 16개 유럽국가의 기업들을 대상으로 하여 CSR과 이익조정 간의 관계를 살펴본 결과 CSR이 이익조정을 줄이며, 특히 실제기업활동을 통한 이익조정(real-activity based earnings management ; 이하 REM)을 줄인다는 사실을 보여주었다. 한국 기업들을 대상으로 한 연구인 Choi et al.(2013)에서는 기본적으로 CSR 활동들이 이익조정을 감소시키나, 그 관계가 재벌기업들이나 소유구조가 집중화된 기업들에서는 약화된다는 사실을 보고하였다. Choi et al.(2013)은 그 이유로 이들 재벌기업들이나 집중화된 소유구조를 가진 기업들이 CSR을 자신들의 낮은 성과를 가리기 위한 일종의 위장 수단으로 사용하고 있다는 주장을 하였다. Wang et al.(2018)은 2008년 중국의 일부 상장기업들을 대상으로 시행된 CSR 공시 의무화 제도를 전후로 하여 이들 기업들의 이익의 질에 변화가 생기는지 살펴보았는데, 이

연구는 CSR 의무공시제도가 이익조정을 통제하여 이익의 질을 향상시킨다는 것을 보고하였다. Gu et al.(2017)은 일본 기업들을 대상으로 다섯 가지로 분류된 CSR 활동들 즉, (1) 종업원과의 관계, (2) 환경보호, (3) 사회적 기여, (4) 기업의 안전과 제품의 보호, (5) 내부지배구조와 위험관리 등을 규범적인(normative) CSR((1)~(3))과 준응적인(compliant) CSR((4)~(5))로 구분하여 이들이 이익조정과 어떠한 관련성이 있는지를 살펴보았다. 그 결과 이들은 전체적으로 CSR은 기업의 이익의 질과 유의적인 양(+)의 관계를 가지고 있으며, 기업의 재무적 성과를 통제한 분석에서는 오직 규범적 CSR 활동들만이 이익조정을 유의적으로 줄여주어 이익의 질과 양(+)의 관계가 있지만 준응적 CSR 활동들과 이익의 질 간에는 유의적인 관계를 찾을 수 없었다. 반면, Grougiou et al.(2014)의 연구는 미국의 은행들을 대상으로 CSR과 이익조정의 관계를 살펴보았는데, 은행들이 이익조정을 많이 할수록 오히려 CSR 활동에도 보다 적극적인 반면, 그 반대의 관계는 유의적이지 않다는 실증결과를 제시하였다. Muttakin et al.(2015)의 연구에서도 기업의 경영자들이 이익조정을 할 때 오히려 CSR 공시를 더 많이 한다는 결과를 보여주고 있다. Song and Rimmel(2021)의 경우 기존의 선행연구들이 CSR과 이익의 질 간의 관계를 분석할 때 선형적이고 단조적인(monotonic) 모델로만 분석을 하려고 하여 일관되거나 유의적인 결과를 보여주지 못했다고 비판하고, 기업들의 이질적인 CSR 투자활동에 착안하여 과대/과소한 CSR 투자활동들과 이익조정 간의 관계를 분석하였다. 그 결과에서 CSR에 과소투자할 경우 발생액기준 이익조정(accrual-based earnings management ; 이하 AEM)과 실제기업활동을 이용한 이익조정(REM) 모두를 늘리는 것으로 나타난 반면, CSR에 과대투자할 경우는 이익조정활동과 일관된 유의적인 결과를 발견할 수 없었다. 이를 종합해 보면, CSR과 이익의 질과 관련된 선행연구들은 대체로 CSR과 이익의 질 간에 유의적인 양(+)의 관계를 보여주고는 있으나, 그 반대의 실증결과들이나 비유의적인 결과들을 보여주는 연구들도 있어 일관된 실증결과가 존재한다고 이야기하기 어렵다(Velte 2020).³⁾

한편, ESG의 경우 투자자의 관점에서 어떠한 기업들이 ESG 활동에 보다 적극적인지를 평가하여 이를 투자의사결정에 활용하는 것이 그 핵심이며 이러한 점에서 기업의 관점에서 자발적으로 사회적 책임을 다하는 경영활동을 나타내는 CSR 개념과는 구분이 된다고 할 수 있다. 특히 CSR과는 달리, ESG의 경우 기업의 ESG 활동 성과를 투자의사결정에 이용하기 위하여 다양한 방법으로 계량화하거나 정량화한다는 특징이 있다(김재필 2021). 최근 들어 ESG 개념이 더

3) 한편, 다른 유사한 주제들의 연구에서도 마찬가지이겠지만, CSR과 관련된 연구들에서는 특히 내생성(endogeneity)의 문제를 어떻게 적절히 통제하느냐가 하나의 중요한 관건이 될 수 있다(Velte 2020). 즉, CSR이 기업의 경영성과나 재무보고 활동을 향상시키는 것인지, 아니면 기업의 경영성과가 좋거나 보다 투명한 재무보고를 하는 기업들이 CSR 활동에도 보다 많은 관심을 가지고 투자를 하는지에 대해서는 논란이 있을 수 있다. Bose and Yu(2023)는 Granger(1969)의 선행-후행 분석(lead-lag analysis)을 통해 CSR과 이익의 질 사이의 인과관계에 대한 연구를 수행하였는데, 그 결과 이익의 질의 변화가 기업의 CSR 성과의 변화를 가지고 오지만, 그 반대의 관계는 성립하지 않는다는 주장을 하였다.

욱 중요해지고 각광을 받는 이유는 많은 국제적 투자자본이 기업의 ESG 성과를 바탕으로 투자 활동을 펼치고 있기 때문이며, 따라서 기업들이 생존을 위해서라도 ESG 활동에 보다 많은 투자를 하지 않을 수 없는 환경이 처해 있다.⁴⁾ 이처럼 기업의 ESG 활동과 그 성과의 중요성이 더해짐에 따라 많은 연구자들이 ESG와 기업의 각종 특성이나 경영의사결정들 간의 관계에 대해 다양한 분석을 수행해오고 있다. 본 연구에서는 ESG의 등급 상승과 회계이익의 질 간의 관계에 대해 살펴보고 있기 때문에 이 절에서는 이 주제와 밀접한 관련이 있는 ESG와 이익조정 또는 이익의 질을 다룬 선행연구들을 중심으로 살펴보기로 한다.

우선 해외의 경우 기존의 선행연구들이 대체로 CSR과 이익조정 혹은 이익의 질에 초점이 맞추어져 있으나, 최근 연구자들의 관심이 점차 ESG 쪽으로 옮겨옴에 따라 ESG와 회계이익의 질에 대해 분석한 연구들이 대폭 늘어나고 있는 상황이다. Rezaee and Tuo(2019)의 경우 ESG에 대한 기업의 지속가능성 공시가 이익의 질과 어떠한 관련성이 있는지를 살펴보았는데, 이 연구는 이익의 질을 기업의 본질적 속성, 예를 들면 생산활동, 비즈니스 모델, 경쟁환경 등과 관련된 본질적(innate) 이익의 질과 이와는 달리 경영자의 단기적 통제에 의해 주로 영향을 받는 재량적(discretionary) 이익의 질로 구분하여 분석하였다. 그 결과 이들은 지속가능성 공시의 양(quantity)은 기업의 본질적 이익의 질과 양(+)의 관계를 가지는 반면, 경영자의 이익조정이나 비윤리적이고 기회주의적인 보고행태를 줄이는 재량적 이익의 질과는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 한편, 이 연구는 지속가능성 공시의 질(quality)은 본질적 이익의 질과 지속가능성 공시 간의 양(+)의 관계를 더욱 강화시키는 한편 재량적 이익의 질과 지속가능성 공시 간의 음(-)의 관계는 약화시킨다는 결과를 발견하였다. 또다른 연구로 Ellili(2022)는 아랍에미리트의 상장기업들을 대상으로 하여 ESG 공시와 이익의 질, 투자의 효율성 간의 관계를 살펴보았는데, 이들 변수들 간에 양(+)의 관계가 존재한다는 사실을 발견하였고, 특히 이러한 관계를 과소투자(underinvestment)된 기업들과 이익의 질이 높은 기업들 사이에서 더 강하게 나타났다. 최근 연구로 Gafni et al.(2024)은 미국 기업들을 대상으로 ESG ratings와 이익의 질 간에 양(+)의 관계가 있으며, 기업들은 자신들의 낮은 성과를 감추기 위해 ESG ratings을 쓰는 것이 아니라는 점을 보여주었다. Sun et al.(2024)도 중국 기업들을 대상으로 한 경우 ESG는 기업의 이익조정을 줄여주어 이익의 질을 높이는 것으로 나타났다. 특히 기업의 대중노출이나 경영자의 소유지분이 클수록 이러한 ESG와 이익조정 간의 음(-)의 관계는 더 강화되는 것으로 나타났으며, 경영자의 과도한 자기확신이 있을 경우는 그 관계가 약화되는 것으로 나타났다.

한편, Velte(2021)는 ESG의 요소들 중 특히 환경(environmental)과 관련된 요인들과 이익조정 간의 관련성에 대해 연구를 진행하였다. Velte(2021)는 17개 유럽 국가들의 600개 상장기업들을

4) 대표적으로 세계 최대 규모의 자산운용사인 BlackRock의 회장이자 최고경영자인 Larry Fink는 지난 2020년 공개서한을 통해 기업들의 ESG 성과를 투자결정을 함에 있어서 가장 중요한 요소로 삼겠다는 선언을 한 바 있다(<https://www.blackrock.com/americas-offshore/en/larry-fink-ceo-letter>).

대상으로 환경 혹은 탄소배출 등과 관련된 기업의 성과가 두 가지 이익조정, 즉, 발생액기준 이익조정(AEM) 그리고 실제기업활동 기준 이익조정(REM) 간의 관계를 살펴본 결과에서 환경(탄소배출) 관련 성과가 좋을수록 AEM을 줄이지만, REM은 오히려 늘어난다는 결과를 발견하였다. 인과관계 분석을 위해 Granger causality 분석을 하였을 때는 둘 간의 양방향적인(bidirectional) 유의한 관계를 발견하지는 못하였다. 이러한 결과는 기업들이 환경 관련 활동들을 그린워싱의 하나의 수단으로 사용하여 AEM은 줄어드나 REM은 오히려 늘어난다는 결과를 초래한다는 것을 의미할 수 있다.

국내의 선행연구들 역시 주로 기업의 CSR을 중심으로 한 분석이 주를 이루어오다 최근들어서 ESG와 관련된 연구들이 크게 늘어났다. 우선 CSR과 이익조정에 대한 연구로는 김선화·정용기(2013), 최현정·문두철(2013), 나솔지·김요환(2015), 박준령·김요환(2017), 유지연·홍순옥(2019), 장윤지·홍철규(2020) 등을 들 수 있다. 김선화·정용기(2013)의 경우 기업의 CSR 활동이 장기적으로 기업의 수익성에 영향을 미칠 수 있기에 실제기업활동 기준 이익조정(REM)과 관계가 있을 수 있다는 점에 착안하여 이를 분석하였는데, CSR 성과가 REM과 음(-)의 관련성을 가진다는 점을 발견하여 CSR 성과가 높은 기업들이 그렇지 않은 기업들에 비해 REM을 적게 한다는 점을 보여준다. 또한 이 연구는 CSR 성과가 지속적으로 높은 기업들의 경우에는 이러한 REM을 통한 이익조정의 유인이 더 낮은 것으로 나타났다. 최현정·문두철(2013)은 CSR과 회계투명성 간의 관계를 분석하였는데, 회계투명성의 측정치로 이익조정과 이익지속성을 사용하였다. 이들은 우선 표본을 CSR을 실시하는 기업과 그렇지 않은 기업들로 구분하여 이 두 집단 간에 이익조정이나 이익지속성에 차이가 있는지를 살펴보았다. 이 연구는 CSR 실시기업들과 그렇지 않은 기업들로 구분하기 위해 경제정의연구소에서 발표한 KEJI 지수를 사용하였다. 분석결과에서 이들은 CSR을 실시하는 기업들의 경우 이익조정도 적게 하고 이익지속성도 더 높다는 사실을 발견하였다. 이러한 결과는 CSR 활동을 연속적으로 실시하는 기업집단에서 더 강하게 나타났다. 한편, 나솔지·김요환(2015)은 한국ESG기준원(KCGS)의 ESG 평가지수를 CSR의 대용치로 사용하고, 재량적 발생액을 이용하여 측정한 이익조정과의 관계를 살펴본 결과에서 CSR과 이익조정 간에는 음(-)의 관계가 있음을 발견하였다. 박준령·김요환(2017) 역시 KCGS에서 측정한 ESG 평가지표를 CSR의 대용치로 사용하여 기업의 사회책임경영과 이익조정 간의 관계에 대해 살펴보았다. 이를 분석하기 위해 이들은 발생액 기준 이익조정(AEM)과 실제기업활동 기준 이익조정(REM) 모두를 이용하였는데, 그 결과 CSR은 AEM와 REM 모두와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났고, CSR 평가지표가 높을수록 AEM과 REM이 더욱 억제되는 것을 발견하였다. 또한 추가 연구에서 박준령·김요환(2017)은 ESG 평가지표를 E, S, G로 구분하여 각각에 대해 AEM과 REM과의 관계를 분석하였는데, 모두 음(-)의 관계가 있는 것으로 보고하였다. 즉, 박준령·김요환(2017)에 따르면 ESG 통합 평가지표뿐만 아니라 그 개별 지표들(pillars) 모두 이익조정 정도를 줄여주는 것으로 나타났다. 반면, 앞서 연구와 동일하게 ESG 평가지표를 CSR의 대용치로 사용한 유지연·홍순옥(2019)에서는 CSR이 AEM과 REM 모두와 양

(+)의 관계로 나타나 앞서 나솔지·김요환(2015) 및 박준령·김요환(2017)과는 상반된 결과를 보고하였다.⁵⁾ 장윤지·홍철규(2020) 역시 KCGS에서 제공하는 ESG 등급을 사용하여 CSR과 이익조정 간의 관계를 살펴보았다. 다만, 장윤지·홍철규(2020)는 CSR과 이익조정에 대해 분석한 국내 선행연구들의 실증결과가 일관되지 않은 이유로 기업지배구조의 영향을 고려하지 않았기 때문이라고 지적하고, CSR, 지배구조, 이익조정(재량적 발생액) 간의 상호관계를 분석하였다. 그 결과 이들은 CSR이 높을 경우 오히려 이익조정의 규모가 크기는 하지만, 이는 이익을 줄이는 방향으로 나타났다. 기업지배구조가 좋은 기업의 경우 그렇지 않은 기업에 비해 이익조정의 규모가 크게 나타났지만, 통계적으로 유의한 결과를 발견할 수는 없었다. 한편, CSR 수준이 낮은 기업들의 경우 지배구조가 좋을 경우 이익조정을 더 많이 하는 것으로 나타났으나, 이익을 낮추는 하향 이익조정의 경향으로 나타났다. 반면, CSR 수준이 높은 기업들의 경우 기업지배구조가 좋을 때 이익조정의 크기가 더 적게 나타났으며, 이때 이익조정은 이익을 향상시키는 경향을 가지는 것으로 나타났다. 장윤지·홍철규(2020)는 CSR과 이익조정의 관계는 기업지배구조에 의해 영향을 받는 복합적인 관계임을 보여주었다는 점에서 의의가 있다고 할 것이다.

국내의 선행연구들 중 ESG에 보다 초점을 맞추어 이익조정이나 이익의 질과의 관계를 분석한 연구들로는 최국현·김동현(2021), 신상이·박종일(2022), 오현주·정재원(2022), 이승호(2022), 최용호 외(2022), 이훈열·정우성(2023), 강경구 외(2023) 등을 들 수 있다. 우선 최국현·김동현(2021)은 표본기업들을 KCGS의 ESG 평가지표를 바탕으로 설정된 한국거래소 테마지수 ‘KRX ESG Leaders 150’에 들어가는 기업들과 그렇지 않은 기업들로 구분하여 이들이 이익조정과 어떠한 관계가 있는지를 살펴보았다. 분석결과는 ESG 우수기업들의 경우 오히려 이익조정을 더 많이 하는 것으로 나타났다. 이에 최국현·김동현(2021)은 기업들이 자산들의 저조한 성과를 은폐하기 위해서 ESG 활동들을 전략적으로 사용하고 있을 가능성을 주장하였다.

신상이·박종일(2022)은 KCGS에서 측정한 ESG 평가등급을 이용하여 ESG가 이익조정에 미치는 직접효과(direct effect), 조절효과(moderating effect), 그리고 외부지배구조를 고려한 결합효과(combined effect) 등을 살펴보았다. 이 연구에 따르면, 직접효과와 관련해서 ESG와 AEM 사이에는 유의적인 관계가 존재하지 않으며 ESG 세부등급 중 환경등급은 오히려 AEM과 유의적인 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 신상이·박종일(2022)은 기업들이 수행하는 환경경영활동(E)이 오히려 AEM을 증가시키는 일종의 그린워싱 전략일 수 있음을 지적하고 있다. 한편, 이들은 ESG가 REM을 실질적으로 줄여주는 역할을 수행하며 이는 주로 기업지배구조활동(G)에 기인한 것으로 나타났다. 다음으로, ESG의 이익조정에 대한 조절효과를 살펴본 분석에 따르면 기업이 적자회피나 이익감소회피를 할 가능성이 있을 경우 ESG의 조절효과는

5) 신상이·박종일(2022)은 박준령·김요환(2017)의 연구결과가 유지연·홍순옥(2019)의 그것과 상반되게 나타난 이유로 생략변수(correlated omitted variable)의 문제를 지적하고 있다. 즉, 박준령·김요환(2017)의 경우 분석모형에서 이익조정에 유의한 영향을 미칠 가능성이 있는 기업성과나 성장성, 소유구조 등의 통제변수들을 전혀 사용하지 않았다는 지적이다.

AEM이나 REM 모두에서 관찰되지 않았다. 마지막으로 ESG와 외부 기업지배구조 간의 결합효과를 살펴보았을 때 Big 4 감사인에 대해서는 ESG가 AEM이나 REM에 유의적인 영향을 미치는 않았고, 다만, 그 세부등급인 환경경영활동(E)과 사회책임경영활동(S) 등의 경우 Big 4 감사인이 존재할 때 AEM이나 REM을 유의적으로 줄여주는 것을 발견하였다. 그러나 외국인지분율에 대해서는 AEM과 REM 모두 유의적으로 감소하였으며, 더군다나 ESG의 세부등급들(E, S, G) 모두 외국인지분율이 높을 때 AEM과 REM을 더욱 감소시킨다는 사실을 발견하였다. 즉, 이 연구는 외국인투자자들의 지분율이 보다 효과적인 기업지배구조로서 ESG 경영활동이 이익조정을 줄여주는데 유의적인 역할을 한다는 사실을 보여주었다.

반면, 최용호 외(2022)는 ESG 등급이 높을 경우 전체적으로 경영자의 재량적 이익조정을 줄여준다는 결과를 보여주었다. 오현주·정재원(2022)도 역시 ESG 등급이 이익조정을 줄여준다고 주장하였다. 또한 이들은 환경등급(E)과 사회적활동등급(S) 역시 이익조정을 줄여주지만, 기업지배구조등급(G)은 이익조정과 유의적인 관계를 발견하지 못하였다. 이혼열·정우성(2023) 또한 ESG 경영이 전체적으로 기업의 이익조정을 줄여준다고 주장하였다. 다만, 기업의 매출액 이익률이 높을 경우 기업의 이익조정 정도가 높아지는데, ESG 총등급이나 환경등급(E), 지배구조등급(G) 등이 높을 경우 매출액이익률과 이익조정 간의 양(+)의 관계를 줄여준다고 주장하였다. 강경구 외(2023)는 ESG 등급이 높을수록 AEM이나 REM이 전반적으로 줄어들지만, REM의 세부활동별로는 그 결과가 상이하게 나타남을 보고하였다. 즉, 기업의 지배구조등급을 제외한 ESG 총등급, 환경등급, 사회적활동등급 등은 비정상 영업현금흐름을 활용한 REM을 오히려 증가시키는 것으로 나타났다. 반면, ESG 총등급뿐만 아니라 환경, 사회적활동, 지배구조 등은 비정상 제조원가를 활용한 REM은 줄이는 것으로 나타났다. 비정상 재량적비용을 활용한 REM의 경우 지배구조등급이 높을 때는 줄어드는 것으로 나타난 반면, 나머지 ESG 총등급, 환경등급, 사회적활동등급 등과는 유의적인 관계가 나타나지 않았다. 한편, 앞서의 연구들과는 다르게 이승호(2022)는 이익의 질이 ESG 등급 평가에 영향을 미치는지를 살펴보았는데, 이익지속성의 경우 ESG 등급 평가에 유의적인 양(+)의 관계가 있음을 보여주었으나, 재량적 발생액과는 유의적인 관계가 발견되지 않음을 보고하였다. 이상의 국내 선행연구들을 요약하자면, 기업들의 ESG 경영활동은 이익조정 간에 일관된 관계를 보여주지 못하고 있으며, 대체로 서로 상반되거나 상이한 결과를 보여준다고 할 수 있다. 특히, ESG의 세부등급과 이익조정 간의 관계를 살펴볼 때나 혹은 이익조정을 AEM과 REM으로 나누어서 분석할 때 결과가 서로 달리 나타나는 것을 알 수 있었다.

위에서 살펴본 국내외 선행연구들은 주로 CSR이나 ESG 평가지표를 사용하여 이익조정이나 이익의 질 간의 관계를 주로 살펴보았다면, 이러한 평가지표의 변동이 재무보고 활동에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 체계적으로 분석한 연구는 발견할 수 없었다. 이러한 측면에서 본 연구는 ESG의 등급 상승이 회계이익의 질에 어떠한 영향을 미치는지를 처음으로 분석해보았다는 측면에서 그 의의가 있다. 덧붙여 ESG의 등급 상승을 설명변수로 사용함으로써 ESG와 회계이

익의 질 간의 인과관계에 대해 보다 깊이 있게 이해하는 데 도움을 준다는 측면에서 또한 연구의 의미를 찾을 수 있을 것이다.

2. 가설의 설정

ESG 활동은 환경경영(environmental ; E), 사회적책임경영(social ; S), 기업지배구조(governance ; G) 개선을 통한 기업의 지속가능성을 취지로 하는 경영활동이다. 이러한 ESG 경영은 기업이 미래에도 지속가능성(sustainability)이 있는 발전과 성장을 도모하여 경제적 수익성 확보뿐 아니라 그 과정에서 지구환경을 보호하고, 이해관계자들에게 사회적 공헌을 실현하며, 보다 더 바람직한 지배구조 개선을 바탕으로 회계투명성 향상 등을 수행하는 데 있다. 그러한 점에서 ESG 기업경영의 특징은 종전 지배구조 개선을 바탕으로 한 경영 외에도 지구온난화 시대에 환경을 보존하기 위한 자구노력, 또한 단기적 관점의 이익극대화에 따른 주주가치의 극대화보다는 다양한 이해관계자들(stakeholders)과의 공유가치의 극대화를 통한 장기적 관점에서 사회적 가치를 창출하는 사회적책임경영을 다하는 기업을 강조한다. 이처럼 ESG 성과가 높은 기업은 단기적 측면의 이익극대화에 초점을 둔 경영자의 사업활동보다는 장기적인 관점에서 기업이 성장할 수 있는 지속가능한 경쟁력을 목표로 하는 하나의 평가지표로 자리매김하고 있다. 따라서 ESG 성과가 높거나, ESG 성과를 높이려는 기업경영자는 근시안적 접근보다는 장기적인 관점에서 지속 가능한 경영을 위해 재무보고의 질 역시 높이려는 유인이 존재할 수 있다. 또한 선행연구들은 사회적책임을 추구하는 기업은 기업의 이해관계자들의 윤리적 수요를 충족하려는 시도를 하고, 보다 투명한 재무보고를 제공할 유인이 있다고 주장한다(Yoon et al. 2019). 이러한 맥락에서는 ESG 등급이 상승한 기업일수록 지속가능성을 추구하기 위해 투명한 재무보고에 관심을 가질 수 있어 경영자의 기회주의적 이익조정 수준이 낮을 것으로 기대할 수 있다. 이런 경우 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 음(-)의 관련성이 예상된다.

앞서와 달리, 또 다른 관점의 경쟁적 이론(competiting theory)도 존재할 수 있다. ESG 경영과 관련해서 지적되어 온 숨겨진 문제가 그린워싱(greenwashing)⁶⁾ 정책이다. Velte(2020)는 환경 등급과 기업의 이익조정 간의 관계를 분석한 결과에서 환경경영 등급이 높은 기업의 이익조정행위가 증가한다는 결과를 보고하였다. 이에 대해 저자는 그린워싱 정책을 추구하면서 기업경영자는 기회주의적 이익조정행위에 더 적극적일 수 있다고 주장한다. 이는 위장환경경영 정책을 내세워 기업이미지를 제고하면서 경영자는 숨겨진 행동에 따라 기회주의적 이익조정에 더 몰두할 수 있다. 정현아·유순미(2021)는 기업에서 부정적인 사건이 발생할 때 ESG 경영활동의 홍보는 이를 희석시킬 수 있는 보험의 역할을 한다고 주장한다. 이처럼 ESG 등급이 높거나, ESG 성과

6) 그린워싱은 별다른 실천 없이 녹색경영을 표방하면서 기업이미지 홍보만을 하는 위장환경주의를 의미한다.

를 높이려는 기업이 만일 외관상 내비쳐지는 기업이미지와 평판을 제고하기 위하여 환경경영이나 사회적책임경영에 치중하지만, 이런 경영전략이 위장된 그린워싱 정책의 일환이라면 경영자는 숨겨진 행동(hidden action)으로 기회주의적인 이익조정행위에 더 적극적일 수도 있다(Velte 2020). 이러한 맥락에서는 ESG 등급이 상승한 기업일수록 회계이익의 질이 낮을 것으로 기대될 수 있다. 따라서 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관련성이 예상된다.

앞서와 같은 두 가지 관점의 논의에 기초하여 ESG와 조세회피 간에 음(-) 또는 양(+)의 관계가 모두 가능할 수 있으므로, 본 연구는 양방향의 논의가 모두 가능한 다음의 가설 1을 설정한 후 이러한 실증 문제를 분석을 통해 알아본다.⁷⁾

가설 1 : ESG 등급 상승은 이익조정과 관련성이 있다.

감사인의 역할은 피감기업의 재무제표 관련 공시사항이 중요성 관점에서 공정하게 기업의 재무 상황이 회계기준과 일치하는지에 대한 감사의견을 표명하는 데 있다. 특히 감사인의 감사노력이 증가할수록 감사품질 향상에 효과적일 수 있다. 감사인의 감사품질은 피감기업이 제공하는 재무제표의 부정과 오류를 적발할 수 있는 확률과 이를 정직하게 보고할 확률의 결합으로 구성된다(DeAngelo 1981). 감사과정에서 재무제표의 부정과 오류를 적발할 수 있는 확률은 외부감사인이 감사노력을 추가로 투입할수록 왜곡표시를 발견할 가능성은 높아진다. 그러나 그동안 국내 감사시장은 저가수입경쟁으로 충분한 감사시간이 투입되지 못하여 감사품질을 저해시킨다는 지적이 제기되었다. 이에 규제당국은 2017년 10월에 신외부감사법을 개정하여 2019년부터 표준감사시간제도를 도입하였다. 이 제도의 취지와 목적은 감사업무의 품질을 제고하고 투자자 등의 이해관계자들의 보호를 위하여 감사인이 투입하여야 할 표준감사시간을 정하고 있다.⁸⁾ 선행연구들은 표준감사시간제의 도입 이후 감사시간의 증가, 감사보수의 증가 그리고 시간당보수가 증가하여 감사품질이 향상되었다는 결과들을 보고하였다(김경용·정균범 2020 ; 조연주 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일·전규안 2022 ; 심재연 외 2022 ; 김용식·박상훈 2023 등). 예를 들어, 심재연 외(2022)는 표준감사시간제도 도입 이후 증가한 감사시간이 재무제표의 재작성을 낮춰 감사품질이 증가했다는 결과를, 정아름 외(2022)는 표준감사시간제도 도입 이후 전년 대비

7) 가설 1의 경우 그동안의 선행연구들에서는 혼재된 증거를 보였다. 또한 가설 2의 조절효과를 살펴보기 위해서는 가설 1인 ESG 등급 상승과 이익조정의 관계가 음(-)의 관계인지, 아니면 양(+)의 관계에 따라 감사노력에 기인한 조절효과 역시 결과해석과 논의가 달라질 수 있다. 즉 만약 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 음(-)의 관계이면 가설 2의 감사노력이 증가할 때 앞서의 음(-)의 관계가 강화될 것으로 해석할 수 있다. 이와 달리, 만약 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관계이면 가설 2의 감사노력이 증가할 때 앞서의 양(+)의 관계가 약화될 것으로 해석할 수 있다.

8) 2017년 10월에 개정된 신외부감사법에서는 감사인의 감사품질을 제고하고 투자자 등의 이해관계인들을 보호하기 위하여 감사인이 투입해야 할 표준감사시간을 한국공인회계사회에서 정하도록 규정하였다(제16조의2).

감사보수의 증가 또는 시간당보수가 증가할수록 재량적 발생액이 억제된다는 결과를, 또한 박종일·전규안(2022)도 시간당보수가 증가할수록 감사품질이 향상된다는 결과를 보고하였다. 이들 결과는 감사노력을 나타내는 감사시간이 증가하거나, 감사보수의 증가 또는 시간당보수가 증가할수록 감사품질의 증가에 긍정적인 역할을 한다는 증거들이다.

이러한 맥락에서 만일 ESG 등급 상승이 회계이익의 질에도 긍정적인 효과를 초래하여 이익조정과 음(-)의 관계가 있다면 감사인의 감사노력이 증가할수록 앞서의 음(-)의 관계는 더 강화(strengthen)될 것으로 기대된다. 이와 달리, 만일 ESG 등급 상승이 경영자의 숨겨진 행동에 따라 오히려 회계이익의 질을 훼손시켜 이익조정과 양(+)의 관계가 있다면 감사인의 감사노력이 증가할 때 앞서의 양(+)의 관계를 약화(weaken)시킬 것으로 기대된다. 이러한 실증적 의문사항을 분석을 통해 알아보고자 본 연구는 양방향성이 모두 가능한 다음의 가설 2를 설정하였다.

가설 2 : 감사인의 감사노력이 증가할수록 ESG 등급 상승과 이익조정의 관계에 영향을 미친다.

III. 연구모형의 설계와 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구는 ESG 등급 상승이 이익조정과는 어떤 관련성이 있는지를 살펴본 후(본 연구의 가설 1), 또한 ESG 등급 상승과 이익조정의 관계에 감사인의 감사노력이 긍정적인 조절효과의 역할을 하는지 알아보는 데 있다(본 연구의 가설 2). 이를 위해 본 연구는 다음과 같은 식(1)과 식(2)의 모형식을 이용해 검증한다.

$$\begin{aligned}
 AQ_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{ESG_diff}_i(\text{or ESG_UP}_i) + \beta_2 AE_t + \beta_3 \text{SIZE}_t + \beta_4 \text{LEV}_t + \beta_5 \text{GRWA}_t \\
 & + \beta_6 \text{CFO}_t + \beta_7 \text{TA}_{t-1} + \beta_8 \text{BIG4}_t + \beta_9 \text{SPECA}_t + \beta_{10} \text{FIRST}_t + \beta_{11} \text{OPN}_t \\
 & + \beta_{12} \text{FOR}_t + \beta_{13} \text{OWN}_t + \beta_{14} \text{IACS}_t + \beta_{15} \text{PD}_t + \beta_{16} \text{MKT}_t \\
 & + \sum \text{IND} + \sum \text{YD} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 AQ_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{ESG_diff}_i(\text{or ESG_UP}_i) + \beta_2 AE_t + \beta_3 \text{ESG_diff}_i(\text{or ESG_UP}_i) \times AE_t \\
 & + \text{Control variable}_t + \sum \text{IND} + \sum \text{YD} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기서, **Dependent variable : AQ**

DA^D = t년도 Dechow et al.(1995) 모형으로 추정된 재량적 발생액 ;

DA^K = t년도 Kothari et al.(2005) 모형으로 추정된 ROA성과통제 재량적 발생액 ;

Test variable

ESG_diff = t년도 한국ESG기준원의 ESG 평가등급에서 당기와 전기의 차이(= $ESG_t - ESG_{t-1}$), 여기서 ESG 평가등급(A+, A, B+, B, C, D)은 서열순위변수(1~6)로 측정함 ;

ESG_UP = t년도 당기 ESG 등급이 전기 ESG 등급보다 상승한 기업이면 1, 아니면 0 ;

AE = t년도 감사노력의 대용치[① $\Delta AH = (감사시간_t - 감사시간_{t-1}) / 감사시간_{t-1}$, ② $\Delta AF = (감사보수_t - 감사보수_{t-1}) / 감사보수_{t-1}$, ③ $\Delta AFH = (시간당보수_t - 시간당보수_{t-1}) / 시간당보수_{t-1}$], 여기서 시간당보수 = 감사보수 / 감사시간 ;

$ESG_diff \times AE$ = t년도 ESG_diff 와 AE 의 상호작용변수 ;

$ESG_UP \times AE$ = t년도 ESG_UP 와 AE 의 상호작용변수 ;

Control variable

$SIZE$ = t년도 총자산에 자연로그 ;

LEV = t년도 총부채/총자산 ;

$GRWA$ = t년도 총자산의 성장률(= $[총자산_t - 총자산_{t-1}] / 총자산_{t-1}$) ;

CFO = t년도 영업현금흐름/기초총자산 ;

TA = t년도 전기 총발생액 ;

$BIG4$ = t년도 대형회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이 감사한 기업이면 1, 아니면 0 ;

$SPECA$ = t년도 감사인이 산업전문감사인(피감기업의 총자산으로 측정한 허핀달 지수의 시장점유율이 1위인 감사인)이면 1, 아니면 0 ;

$FIRST$ = t년도 초도감사를 받은 기업이면 1, 아니면 0 ;

OPN = t년도 적정의견이 아닌 기업이면 1, 아니면 0 ;

FOR = t년도 외국인투자자의 지분율 ;

OWN = t년도 대주주의 지분율(특수관계인을 포함) ;

$IACS$ = t년도 내부회계관리제도 감사대상기업이면 1, 아니면 0 ;

PD = t년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0 ;

MKT = t년도 코스닥상장기업이면 1, 코스피상장기업이면 0 ;

ΣIND = 산업 더미변수 ;

ΣYD = 연도 더미변수 ;

ε = 잔차항

편의상 기업 i의 아래첨자는 생략

본 연구에서 식(1)과 식(2)의 종속변수는 감사품질(audit quality ; AQ)의 대용치 중 하나인 DA(discretionary accruals ; 재량적 발생액)를 이용한다. 본 연구는 보고이익의 상향조정과 하향조정이 이익조정에 미치는 영향이 다를 수 있으므로, 방향성이 있는 DA를 감사품질의 대용치로 이용한다(Caramanis and Lennox 2008 ; 류승우 등 2015).⁹⁾ 본 연구는 DA의 추정모형으로 두 가

9) 본 연구는 감사품질의 대용치 DA를 종속변수로 분석할 때 DA에 절대값을 취한 크기 대신 DA의 방향

지 방법을 이용한다(김용수 · 전규안 2016 ; 박종일 · 전규안 2018). 즉, 본 연구에서는 Dechow et al.(1995)에서 제안된 수정된 Jones모형(이하 DA^D)과 Kothari et al.(2005)에서 제안된 ROA성과 통제 재량적 발생액(이하 DA^K)을 이용한다.¹⁰⁾ 일반적으로 DA^D 및 DA^K 값이 상대적으로 낮은 수준일수록 기업의 기회주의적인 발생액을 통한 이익조정행위가 억제되므로, 감사인의 감사품질이 향상 또는 제고된다고 해석할 수 있다.

가설 1과 관련된 관심변수는 식(1)에서 ESG_diff 또는 ESG_UP이다. 우선 본 연구는 ESG와 이익조정의 관계를 분석했던 선행연구들처럼 ESG의 대응치를 KCGS에서 산출한 ESG 평가등급 자료를 이용한다(Yoon et al. 2019 ; 박광현 · 이주성 2017 ; 박준령 · 김요환 2017 ; 장윤지 · 홍철규 2020 ; 신상이 · 박종일 2020). KCGS에서는 상장기업에 대한 ESG 등급을 산출할 때 총 6등급으로 평가하고 있다(예로, A+, A, B+, B, C, D).¹¹⁾ 이에 본 연구는 선행연구의 방법처럼 ESG 등급에 대하여 가장 높은 등급(A+)을 6으로, 가장 낮은 등급(D)을 1로 치환하여 서열순위 변수로 측정하였다(마희영 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022 ; 신상이 · 박종일 2022). 그런 후 본 연구에서는 ESG 등급의 상승과 감사품질과의 관계를 살펴보는 것이므로, 당기 ESG 등급에서 전기 ESG를 차감한 연속변수의 형태인 ESG_diff를 관심변수로 이용한다. 또한 ESG 등급의 상승

성이 고려된 방법으로 분석한다. 그러한 데에는 감사인 측면에서 기업에서 보고이익을 낮추는 음(-)의 DA보다는 보고이익을 높이는 양(+)의 DA일 때 이익조정의 주된 억제 대상일 수 있기 때문이다. 또한 음(-)의 DA보다 양(+)의 DA의 경우가 감사인의 감사노력이 더 많이 투입될 수 있으며(Caramanis and Lennox 2008), 보고이익을 낮추는 음(-)의 DA는 감사인의 감사품질을 훼손한다고 보기 어렵다(류승우 등 2015). 따라서 감사인은 양(+)의 DA를 통한 보고이익의 상향조정행위를 더 억제할 유인이 있다(박종일 · 최관 2009).

- 10) Dechow et al.(1995)에서 제안된 DA의 추정모형식은 식(3)이고, Kothari et al.(2005)에서 제안된 ROA 성과통제 DA의 추정모형식은 식(4)이다. 본 연구는 아래의 식(3)과 식(4)의 추정모형을 산업-연도별 횡단면 패널분석을 이용하여 OLS 회귀분석으로 추정하며, 재량적 발생액(DAD, DAK)의 경우는 각 식에서 추정된 개별기업에 대한 잔차(ε) 값을 의미한다. 본 연구에서 식(3)과 식(4) 모두 회귀모형을 수행할 때 산업은 중분류로 추정하였다.

$$TA_t/A_{t-1} = \alpha_1(1/A_{t-1}) + \alpha_2[(\Delta SALE_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \alpha_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$TA_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \alpha_2[(\Delta SALE_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \alpha_3(PPE_t/A_{t-1}) + \alpha_4 ROA_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서, TA = t년도 당기순이익-영업현금흐름 ;

A = t년도 기초총자산 ;

$\Delta SALE$ = t년도 총매출액 변화(=[매출액_t-매출액_{t-1}]/매출액_{t-1}) ;

ΔREC = t년도 매출채권 변화(=[매출채권_t-매출채권_{t-1}]/매출채권_{t-1}) ;

PPE = t년도 토지와 건설중인 자산을 제외한 감가상각 유형자산 ;

ROA = t년도 당기순이익/기초총자산 ;

ε = 잔차

- 11) KCGS의 경우 ESG 등급이 7등급(S, A+, A, B+, B, C, D)으로 구성된다고 설명하고 있으나, 표본에서 실제로 S 등급을 받은 기업은 존재하지 않았다. 따라서 본 연구는 선행연구들처럼 6등급에 대해 1~6 사이로 서열순위를 부여하여 치환하였다(신상이 · 박종일 2022 ; 마희영 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022).

에 초점을 맞추기 위하여 ESG_diff가 양(+)이면 1, 아니면 0인 지시변수의 형태인 ESG_UP을 관심변수로 이용한다. 이처럼 본 연구는 H1의 관심변수를 연속변수(이하 ESG_diff)와 더미변수(이하 ESG_UP)의 두 가지로 측정해 살펴본다. 한편, 본 연구의 추가분석에서는 앞서 관심변수인 ESG_diff와 ESG_UP의 측정치에 대해 ESG의 구성요소별(E, S, G)로 나누어서도 살펴본다.¹²⁾ ESG 구성의 측정도 앞서 ESG의 경우와 동일한 방법으로 측정을 한 후 각각 E_diff, S_diff, G_diff 또는 E_UP, S_UP, G_UP을 조작적으로 정의하였다. 따라서 만약 가설 1의 경우에서 ESG 평가등급 상승이 이익의 질에도 긍정적인 효과를 초래한다면 식(1)의 관심변수 ESG_diff 또는 ESG_UP은 종속변수 DA에 대하여 유의한 음(-)의 계수값을 가질 것이다($\beta_1 < 0$). 그렇지 않고 만일 ESG 평가등급 상승이 이익의 질에 부정적인 효과를 초래한다면 식(1)의 관심변수 ESG_diff 또는 ESG_UP은 종속변수 DA에 대하여 유의한 양(+)의 계수값을 가질 것이다($\beta_1 > 0$). 전자의 경우는 기업에서 ESG 등급 상승의 노력이 장기적 관점에서 지속가능경영 추구를 위한 자구책의 시도로 해석할 수 있는 반면에, 후자의 경우는 지속가능경영활동을 내세워 기업이 평판과 이미지를 위하여 환경경영과 사회적책임경영에 치중하지만 이러한 전략이 위장된 그린워싱의 일환이고, 오히려 경영자는 숨겨진 행동(hidden action)으로 이익조정행위에 보다 적극적인 것으로 해석할 수 있다.

가설 2와 관련된 관심변수는 식(2)에서 상호작용변수(interactive terms)에 해당하는 ESG_diff×AE 또는 ESG_UP×AE이다. 여기서 감사인의 감사노력(audit effort)을 나타내는 AE의 대용치(proxy)로 본 연구는 세 가지 변수를 분석에 이용하였다. 특히 본 연구에서는 표준감사시간제도 도입 이후 감사인의 감사노력이 증가했다는 선행연구에 기초하여(정아름 외 2022 ; 심재연 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022), AE의 대용치를 감사시간의 증가(이하 ΔAH), 감사보수의 증가(이하 ΔAF), 그리고 시간당보수의 증가(이하 ΔAFH)를 이용하여 살펴본다. 구체적으로, 본 연구는 ΔAH를 전년 대비 감사시간의 증가율로 측정하고($=[\text{감사시간}_t - \text{감사시간}_{t-1}] / \text{감사시간}_{t-1}$), ΔAF는 전년 대비 감사보수의 증가율로 측정하며($=[\text{감사보수}_t - \text{감사보수}_{t-1}] / \text{감사보수}_{t-1}$), 그리고 ΔAFH를 전년 대비 시간당보수의 증가율로 측정한다($=[\text{시간당보수}(=\text{감사보수} / \text{감사시간})_t - \text{시간당보수}_{t-1}] / \text{시간당보수}_{t-1}$). ΔAF와 ΔAFH는 표준감사시간제도 도입 이후 AE와 감사품질(재량적 발생액) 간에 양(+)의 관련성이 있다는 선행연구들에 기초해서 측정한 변수이다(정아름 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022).¹³⁾ 그러한 점에서 가설 2의 관심변수는 ESG_diff×ΔAH, ESG_diff×ΔAF, ESG_diff×ΔAFH 또는 ESG_UP×ΔAH, ESG_UP×ΔAF, ESG_UP×ΔAFH로 어떤

12) KCGS의 경우 ESG 등급의 구성은 E(environmental ; 환경경영) 등급, S(social ; 사회적책임경영) 등급, G(governance ; 기업지배구조) 등급으로 되어 있다.

13) 예를 들어, 선행연구들은 표준감사시간제도 도입 이후 증가한 감사시간 또는 감사보수 그리고 시간당보수가 증가할수록 감사품질이 향상된다는 결과를 보고하였다(심재연 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022). 이러한 선행연구에 기초하여 본 연구는 감사노력의 대용치로 ΔAH, ΔAF, ΔAFH를 측정한 것이다.

변수에서 주로 조절효과(moderating effect)의 역할을 하는지를 살펴본다. 따라서 만일 ESG_diff (또는 ESG_UP)과 감사품질의 관계에 감사인의 감사노력이 긍정적인 조절효과의 역할을 한다면, 앞서의 식(2)의 관심변수인 상호작용변수들(예로, $ESG_diff \times \Delta AH$, $ESG_diff \times \Delta AF$, $ESG_diff \times \Delta AFH$ 또는 $ESG_UP \times \Delta AH$, $ESG_UP \times \Delta AF$, $ESG_UP \times \Delta AFH$)의 경우 종속변수 DA에 대해 각각 유의한 음(-)의 관계가 관찰될 것으로 기대된다($\beta_3 < 0$).¹⁴⁾

한편, 본 연구는 가설 1과 가설 2를 검증할 때 종속변수(AQ)에 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수에 대해서는 선행연구 중 김용수·전규안(2016), 박종일·전규안(2018), 최종학·양승희(2019), 조연주 등(2022) 그리고 안종훈·최수미(2023)의 연구모형을 준용하여 선정하였다. 본 연구의 식(1)과 식(2)의 모형식에 고려된 통제변수로는 기업의 일반적인 특성을 통제하기 위한 SIZE(기업규모), LEV(부채비율), GRWA(총자산의 성장률), 또한 기업성과를 통제하기 위한 CFO(영업현금흐름), 총발생액의 반전 효과를 고려하기 위한 TA(전기 총발생액), 감사인 특성이 감사품질에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위한 BIG4(대형회계법인 여부), SPECA(산업전문감사인 여부)를, FIRST(초도감사 여부), OPN(비적정 감사의견 여부), 소유구조의 특성을 모형에 통제하기 위한 FOR(외국인지분율)과 OWN(대주주지분율) 그리고 시장 간 특성 차이를 통제하기 위한 MKT(시장구분)를 모형에 고려하였다(김용수·전규안 2016 ; 박종일·전규안 2018 ; 최종학·양승희 2019). 또한 신외부감사법의 개정에 따른 제도적 특성이 감사품질에 미칠 수 있는 효과성을 통제하기 위한 IACS(내부회계관리제도 감사대상여부)¹⁵⁾와 PD(주기적 감사인지정 여부)¹⁶⁾를, 고정효과를 통제하기 위한 ΣIND (산업더미)와 ΣYD (연도더미)를 모형에 고려하였다.¹⁷⁾ 이들 각 변수의 정의 및 측정에 대한 사항은 식(2)의 하단에 보고한 것과 같다. 또한 본

14) 만일 가설 1의 검증결과에서 ESG_diff(또는 ESG_UP)과 DA 간에 유의하게 음(-)의 관계이고 가설 2의 관심변수 $ESG_diff(ESG_UP) \times AE(\Delta AH, \Delta AF, \Delta AFH)$ 가 유의하게 음(-)의 관계로 나타난다면 이런 경우는 $ESG_diff(ESG_UP)$ 와 이익조정 간에 음(-)의 관계가 감사노력에 따라 강화되는 결과이다. 이와 달리, 만일 가설 1의 검증결과에서 $ESG_diff(ESG_UP)$ 와 DA 간에 유의하게 양(+)의 관계이고 가설 2의 관심변수 $ESG_diff(ESG_UP) \times AE(\Delta AH, \Delta AF, \Delta AFH)$ 가 유의하게 음(-)의 관계로 나타난다면 이런 경우는 $ESG_diff(ESG_UP)$ 와 이익조정 간에 양(+)의 관계가 감사노력에 따라 약화되는 결과일 것이다. 이들 모두 감사인의 감사노력이 ESG 등급 상승과 감사품질 간에 긍정적인 조절효과의 역할을 하는 경우에 해당한다.

15) 국내의 경우 내부회계관리제도 감사의 시행은 직전연도 자산규모별로 2019년부터 2022년까지 단계적으로 시행되었다. 구체적으로, 직전연도 총자산이 2조원 이상인 상장기업은 2019년부터, 직전연도 총자산이 5천억원 이상~2조원 미만인 상장기업은 2020년부터, 그리고 직전연도 총자산이 1천억원 이상~5천억원 미만의 상장기업은 2022년부터 내부회계관리제도 검토에서 감사로 인증수준이 강화되었다.

16) 주기적 감사인 지정제도는 국내의 경우 2020년부터 규제당국에 의해 순차적으로 도입되었다. 본 연구는 주기적 감사인 지정명단을 대형 회계법인을 통해 직접 수집한 후 PD를 측정하였다.

17) DA에 영향을 미치는 통제변수인 SIZE, LEV, GRWA, CFO, TA, BIG4, OPN, FOR, OWN, MKT는 선행연구인 김용수·전규안(2016)에 기초하여 고려한 것이다. 이들 통제변수의 선정 이유는 지면상 앞서

연구는 식(1)과 식(2)에 대한 OLS 회귀분석을 할 때 개별기업의 수준(firm-level)에서 클러스터링을 조정한 t 값을 중심으로 살펴본다.

2. 표본의 선정

본 연구는 분석기간 2018년부터 2022년까지 한국거래소에 상장된 코스피와 코스닥기업 중 다음의 조건을 만족하는 표본을 대상으로 선정하였다. 구체적으로, ① 금융업이 아닌 12월의 결산 기업, ② KCGS에서 ESG 등급을 공시하고, 또한 당기와 전기 ESG 평가등급 자료가 모두 존재하는 기업, ③ NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 분석에 필요한 재무자료, 감사인 명단, 감사의견, 외국인지분율 등의 자료가 수집가능한 기업, ④ (사)한국상장회사협의회 TS2000에서 감사시간, 감사보수 그리고 대주주지분을 자료가 수집가능한 기업, ⑤ 감사시간이 100시간 이상, 또한 감사보수가 1천만원 이상인 기업, ⑥ 자본잠식이 아닌 기업이다.

우선 본 연구는 KCGS의 홈페이지(www.cgs.or.kr)에서 ESG 등급 자료가 존재하는 기업을 대상으로 분석하였고(조건 ②), 또한 ESG 평가등급 자료가 당기와 전기 모두 존재해야 식(1)의 관심변수(ESG_diff, ESG_UP)의 측정이 가능하다. 다음으로, 본 연구는 표본의 동질성을 위하여 금융업과 12월 결산이 아닌 기업은 제외하였다(조건 ①). 또한 연구모형인 식(1)과 식(2)의 변수 측정상에 필요한 재무자료, 회계법인, 감사의견, 외국인지분율 등의 자료는 KISVALUE에서, 또한 대주주지분율, 감사시간, 감사보수 자료는 TS2000에서 추출하여 분석에 이용하였다(조건 ③과 ④). 조건 ⑤의 경우 선행연구들은 감사시간과 감사보수를 이용하여 분석할 때 총감사시간이 100시간 미만이거나 총감사보수가 1천만원 미만이면 극단치로 간주하여 표본에서 제외한다(박종일·최관 2009; 권수영·기은선 2011). 또한 조건 ⑥에서 기업이 자본잠식의 상태이면 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있어 표본에서 제외하였다(김용수·전규안 2016; 박종일·전규안 2022). 이상의 조건들(①~⑥)을 모두 만족시키는 최종표본은 분석기간(2018년-2022년)¹⁸⁾ 중에서 3,484개 기업/연도 자료인 것으로 나타났다. 한편, 본 연구는 식(1)과 식(2)의 연구모형에 사용되는 변수 중에서 더미변수와 자연로그를 취한 변수를 제외하고 나머지 변수들에 대해서는 각 변수의 상하 1%에서 조정하여 분석하였다.

<표 1>에는 최종표본에 대한 산업/연도별 분포를 보고하였다. 회귀분석 시에 산업 구분을 중분류로 분석했으나, 지면상 산업 분포에 대해 대분류로 제시하였다. <표 1>의 Panel A를 보면, 산업 중 제조업에 속한 기업들이 표본에서 가장 많고(63.3%), 다음이 서비스업(18%)이다. 나머

의 선행연구를 참조하기 바란다. 또한 본 연구에서 통제변수 중 SPECA는 최종학·양승희(2019)에 기초하여 선정되었고, IACS와 PD의 통제변수는 안종훈·최수미(2023)에 기초하여 선정하였다.

18) 본 연구의 가설 1의 관심변수 ESG_diff(ESG_UP) 및 가설 2의 관심변수 ESG_diff(ESG_UP)×AE에서 AE에 해당하는 ΔAH, ΔAF, ΔAFH 변수들은 당기와 전기 자료가 있어야 측정이 가능하므로, 실제 분석에 이용된 자료는 2017년부터 2022년까지이다.

지 산업의 경우는 표본의 10% 이내로서 도매 및 소매업(8.7%), 기타(6.5%), 건설업(3.6%) 순으로 나타났다. Panel B에서 2018년은 534개로 표본이 가장 적고, 2022년은 814개로 가장 많다.¹⁹⁾

〈표 1〉 표본의 산업/연도별 분포

Panel A : 산업 분포

Industry	N	%
제조업	2,204	63.3%
건설업	124	3.6%
도매 및 소매업	302	8.7%
서비스업	627	18.0%
기타	227	6.5%
합계	3,484	100.0%

Panel B : 연도 분포

Year	2018	2019	2020	2021	2022	2018—2022
N	534	603	750	783	814	3,483

주) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

IV. 실증분석의 결과

1. 기술통계

〈표 2〉에는 식(1) 및 식(2)의 연구모형에 이용되는 변수의 기초통계를 보고하였다. 평균을 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 우선 종속변수인 DA^D (Dechow et al.(1995)의 방법으로 추정된 재량적 발생액)의 평균은 -0.003 이고, DA^K (Kothari et al.(2005) 방법으로 추정된 ROA성과통제 재량적 발생액)의 평균은 0.003 이다.²⁰⁾ 관심변수 ESG_diff(연속변수로 측정된 ESG 등급의 당기

19) KCGS의 설명에 의하면, 모든 상장기업을 대상으로 ESG 평가등급을 산출하기보다는 매년 900개 정도의 상장기업을 대상으로 ESG 등급을 공시한다고 되어 있다.

20) 본 연구는 식(1)과 식(2)의 종속변수인 DA^D 와 DA^K 를 추정할 때 산업-연도별로 추정이 가능한 기업들을 대상으로 먼저 추정한 후 다음으로 식(1) 및 식(2)의 연구모형에 이용이 가능한 자료를 표본으로 분석하였다. 따라서 추정표본과 검증표본 간의 차이로 DA^D 와 DA^K 의 평균값이 영(0)과 다소 차이를 보일 수 있다.

와 전기의 차이)의 평균은 0.004로 양(+)의 수치 값이고, ESG_UP(더미변수로 측정된 ESG 등급이 상승한 경우)의 평균은 0.281이다. 이는 표본에서 평균적으로 ESG 등급이 전기보다 당기에 상승한 기업들이 좀 더 많고, 또한 표본에서 ESG 등급이 상승한 기업은 28.1%이다.²¹⁾ 또한 ESG 구성별로 나누어 살펴보면, 환경경영에 해당하는 E_diff와 E_UP의 평균은 각각 -0.064와 0.201이고, 사회적책임경영에 해당하는 S_diff와 S_UP의 평균은 각각 0.051과 0.291이며, 기업 지배구조에 해당하는 G_diff와 G_UP의 평균은 각각 -0.100과 0.258이다. 즉 E_diff와 G_diff는 전기보다 당기에 등급이 하향된 반면, S_diff만 전기보다 당기에 등급이 상향된 것으로 나타났다. 이는 표본에서 상장기업들이 평균적으로 환경경영이나 지배구조의 개선보다는 사회적책임 경영에 보다 더 치중한 결과로 보인다.

AE의 대응치로 감사노력의 대응치인 ΔAH (전년 대비 감사시간의 증감율)의 평균은 0.460이고, ΔAF (전년 대비 감사보수의 증감율)는 0.285이며, ΔAFH (전년 대비 시간당보수의 증감율)는 0.122이다. 즉 2019년 표준감사시간제도의 도입에 기인하여 감사시간, 감사보수 그리고 시간당 보수 모두가 평균적으로 모두 증가되었음을 확인할 수 있다. 특히 감사시간의 증가율이 평균 46%로 가장 높고, 감사보수의 증가율은 28.5%를, 감사수익성을 나타내는 시간당보수의 증가율은 12.2%로 나타났다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
DA^D	3,484	-0.003	-0.001	0.085	-0.521	0.437
DA^K	3,484	0.003	0.002	0.066	-0.348	0.386
ESG_diff	3,484	0.004	0	0.971	-3	3
ESG_UP	3,484	0.281	0	0.449	0	1
E_diff	3,484	-0.064	0	0.901	-4	4
S_diff	3,484	0.051	0	1.019	-3	4
G_diff	3,484	-0.100	0	1.020	-4	3
E_UP	3,484	0.201	0	0.401	0	1
S_UP	3,484	0.291	0	0.454	0	1
G_UP	3,484	0.258	0	0.438	0	1
ΔAH	3,484	0.460	0.146	1.159	-0.784	8.200
ΔAF	3,484	0.285	0.083	0.775	-0.771	4.669
ΔAFH	3,484	0.122	0.048	0.337	-0.575	1.807

21) ESG 등급이 전기보다 하락한 경우는 표본에서 평균이 0.286이고, ESG 등급이 전기와 비교해 변화가 없는 경우는 평균이 0.433인 것으로 나타났다.

〈표 2〉 변수의 기술통계 (계속)

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>Control Variables</i>						
<i>SIZE</i>	3,484	27.053	26.797	1.460	23.447	33.192
<i>LEV</i>	3,484	0.385	0.389	0.205	0.027	0.867
<i>GRWA</i>	3,484	0.074	0.037	0.212	-0.374	1.786
<i>CFO</i>	3,484	0.042	0.040	0.085	-0.382	0.394
<i>TA</i>	3,484	-0.025	-0.022	0.087	-0.568	0.386
<i>BIG4</i>	3,484	0.551	1	0.497	0	1
<i>SPECA</i>	3,484	0.230	0	0.421	0	1
<i>FIRST</i>	3,484	0.227	0	0.419	0	1
<i>OPN</i>	3,484	0.006	0	0.077	0	1
<i>FOR</i>	3,484	0.098	0.052	0.116	0	0.506
<i>OWN</i>	3,484	0.436	0.446	0.165	0.072	0.851
<i>IACS</i>	3,484	0.434	0	0.496	0	1
<i>PD</i>	3,484	0.173	0	0.378	0	1
<i>MKT</i>	3,484	0.048	0	0.213	0	1

주1) 변수의 정의 : DA^D =t년도 Dechow et al.(1995) 모형으로 추정된 재량적 발생액 ; DA^K =t년도 Kothari et al.(2005) 모형으로 추정된 ROA성과통제 재량적 발생액 ; ESG_diff =t년도 한국ESG기준원(KCGS)의 ESG 평가등급에서 당기와 전기의 차이(=ESG_t-ESG_{t-1}), 여기서 ESG 평가등급(A+, A, B+, B, C, D)은 서열순위변수(1~6)로 측정함 ; ESG_UP =t년도 당기 ESG 등급이 전기 ESG 등급보다 상승한 기업이면 1, 아니면 0 ; E_diff =t년도 KCGS의 E(환경경영) 평가등급에서 당기와 전기의 차이(=E_t-E_{t-1}) ; S_diff =t년도 KCGS의 S(사회적책임경영) 평가등급에서 당기와 전기의 차이(=S_t-S_{t-1}) ; G_diff =t년도 KCGS의 G(기업지배구조) 평가등급에서 당기와 전기의 차이(=G_t-G_{t-1}) ; E_UP =t년도 당기 E 등급이 전기 E 등급보다 상승한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0 ; S_UP =t년도 당기 S 등급이 전기 S 등급보다 상승한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0 ; G_UP =t년도 당기 G 등급이 전기 G 등급보다 상승한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0 ; ΔAH =감사시간의 증감율(=[감사시간_t-감사시간_{t-1}]/감사시간_{t-1}) ; ΔAF =감사보수의 증감율(=[감사보수_t-감사보수_{t-1}]/감사보수_{t-1}) ; ΔAFH =시간당보수(=감사보수/감사시간)의 증감율(=[시간당보수_t-시간당보수_{t-1}]/시간당보수_{t-1}) ; $SIZE$ =t년도 총자산에 자연로그 ; LEV =t년도 총부채/총자산 ; $GRWA$ =t년도 총자산의 성장률(=[총자산_t-총자산_{t-1}]/총자산_{t-1}) ; CFO =t년도 영업현금흐름/기초총자산 ; TA =t년도 전기 총발생액 ; $BIG4$ =t년도 대형회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이 감사한 기업이면 1, 아니면 0 ; $SPECA$ =t년도 감사인이 산업전문감사인(피감기업의 총자산으로 측정한 허핀달 지수의 시장점유율이 1위인 감사인)이면 1, 아니면 0 ; $FIRST$ =t년도 초도감사를 받은 기업이면 1, 아니면 0 ; OPN =t년도 적정의견이 아닌 기업이면 1, 아니면 0 ; FOR =t년도 외국인투자자의 지분율 ; OWN =t년도 대주주의 지분율(특수관계인을 포함) ; $IACS$ =t년도 내부회계관리제도 감사대상기업이면 1, 아니면 0 ; PD =t년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0 ; MKT =t년도 코스닥상장기업이면 1, 코스피상장기업이면 0임.

주2) 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

통제변수 중 SIZE(총자산으로 측정한 기업규모)의 평균은 27.053이고, 자연로그를 취하기 전의 값은 2,637,126백만원이다. LEV(부채비율)의 평균은 0.385이고, GRWA(총자산의 성장률)는 0.074, CFO(영업현금흐름/기초총자산)는 0.042, 그리고 TA(전기 총발생액)는 -0.025 로 음(-)의 수치 값이다. 감사인 특성을 나타내는 BIG4(대형회계법인 여부)의 평균은 0.551이고, SPECA(산업전문감사인 여부)는 0.230이다. 즉 표본 중에서 55.1%가 Big 4 감사인에게 감사를 받고, 23%가 산업전문감사인에게 감사를 받은 것으로 나타났다. 또한 FIRST(초도감사 여부)의 평균은 0.227이고, OPN(감사의견 적정여부)의 평균은 0.006으로 나타나 표본에서 적정의견이 아닌 경우가 1% 이내로 나타났다. 소유구조의 특성을 나타내는 FOR(외국인투자자의 지분율)과 OWN(대주주의 지분율)의 각 평균은 0.098과 0.436이다. IACS(내부회계관리제도 감사대상 여부)의 평균은 0.434이고, PD(주기적 감사인 지정여부)의 평균은 0.173이다. 즉 표본에서 43.4%가 내부회계관리제도 감사를 받은 기업이고, 표본에서 17.3%가 주기적 지정감사인에게 감사를 받은 기업이다. MKT(시장구분)의 평균은 0.048로 나타나 한국ESG기준원의 경우 코스닥기업보다는 코스피기업에 대해 주로 ESG 등급을 공시하는 것으로 나타났다.

2. 상관관계

<표 3>은 식(1)의 모형에서 사용된 변수들 간의 피어슨 상관관계를 보여주고 있다. 종속변수 DA^D 와 DA^K 의 두 변수 간에는 0.767로 높은 양(+)의 상관성이 존재한다. 관심변수 ESG_diff 또는 ESG_UP은 종속변수 DA^D 및 DA^K 와 유의한 상관성이 나타나지는 않았다. 그러나 이러한 결과는 두 변수 사이의 단순 상관관계만을 보여준다는 점에서 식(1)의 모형에 통제변수들을 고려한 다변량 회귀분석을 통해 보다 면밀히 확인해 볼 필요가 있다.

기타 통제변수에서 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 공통되게 유의한 상관성을 보이는 경우는 GRWA, CFO 및 TA이다. 특히 이들 GRWA와 TA 변수는 종속변수(DA^D , DA^K)에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, CFO 변수는 유의한 음(-)의 상관성으로 나타났다. 즉 총자산의 성장률이 높을수록, 전기 총발생액 수준이 높은 기업일수록 재량적 발생액 수준이 높은 반면, 영업현금흐름이 높은 기업일수록 재량적 발생액 수준이 낮은 것으로 나타났다. 한편, 추가로 종속변수가 DA^D 일 때 SIZE, OWN, IACS, PD는 유의한 양(+)의 상관성을, LEV, OPN은 유의한 음(-)의 상관성으로 나타난 반면, 종속변수가 DA^K 일 때에는 SIZE, BIG4, SPECA, FOR, MKT에서 유의한 음(-)의 상관성을 보이고 있다. 기타 통제변수 간에 높은 상관성을 가진 변수는 나타나지 않았다.

〈표 3〉 피어슨 상관관계

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)
(1) DA^P	1																		
(2) DA^K	0.767 ^{***}	1																	
(3) ESG_diff	0.010	-0.016	1																
(4) ESG_UP	-0.008	-0.015	0.789 ^{***}	1															
(5) ΔMH	-0.023	-0.025	0.034 ^{**}	-0.002	1														
(6) $SIZE$	0.046 ^{***}	-0.035 ^{**}	0.071 ^{***}	0.027	0.195 ^{***}	1													
(7) LEV	-0.122 ^{***}	0.026	-0.015	-0.011	0.055 ^{**}	0.130 ^{***}	1												
(8) $GRWA$	0.211 ^{***}	0.104 ^{***}	0.006	0.009	-0.014	0.054 ^{***}	0.043 ^{**}	1											
(9) CFO	-0.349 ^{***}	-0.710 ^{***}	0.075 ^{***}	0.057 ^{***}	0.045 ^{***}	0.193 ^{***}	-0.107 ^{***}	0.058 ^{***}	1										
(10) TA	0.096 ^{***}	0.035 ^{**}	-0.057 ^{***}	-0.037 ^{**}	-0.014	0.034 ^{**}	-0.159 ^{***}	0.006	0.029 [*]	1									
(11) $BIG4$	-0.023	-0.086	0.100 ^{***}	0.031 [*]	0.125	0.470 ^{***}	0.028	-0.018	0.160 ^{***}	-0.001	1								
(12) $SPECA$	-0.015	-0.050 ^{***}	0.031 [*]	0.005	0.085 ^{***}	0.331 ^{***}	0.035 ^{**}	0.003	0.092 ^{***}	-0.016	0.458 ^{***}	1							
(13) $FIRST$	-0.021	0.026	0.065 ^{***}	0.082 ^{***}	0.128 ^{***}	-0.128 ^{***}	0.024	-0.000	-0.051 ^{***}	-0.019	-0.190 ^{***}	-0.095 ^{***}	1						
(14) OPN	-0.095 ^{***}	-0.016	-0.039 ^{**}	-0.024	0.029 [*]	-0.103 ^{***}	0.081 ^{***}	-0.045 ^{***}	-0.122 ^{***}	-0.072 ^{***}	-0.064 ^{***}	-0.043 ^{**}	0.073 ^{***}	1					
(15) FOR	-0.002	-0.129 ^{***}	0.067 ^{***}	0.016	0.139 ^{***}	0.512 ^{***}	-0.135 ^{***}	0.022	0.262 ^{***}	-0.015	0.280 ^{***}	0.191 ^{***}	-0.074 ^{***}	-0.050	1				
(16) OWN	0.067 ^{***}	-0.006	0.032 [*]	0.034 ^{**}	-0.031 [*]	0.033 [*]	-0.077 ^{***}	-0.060 ^{***}	0.067 ^{***}	0.109 ^{***}	0.100 ^{***}	0.014	-0.049 ^{***}	-0.067	-0.209 ^{***}	1			
(17) $LACS$	0.032 [*]	-0.012	-0.182 ^{***}	-0.100 ^{***}	-0.114 ^{***}	0.517 ^{***}	0.084 ^{***}	0.000	0.069 ^{***}	0.067 ^{***}	0.206 ^{***}	0.142 ^{***}	-0.050 ^{***}	-0.023	0.204 ^{***}	0.048 ^{***}	1		
(18) PD	0.031 [*]	-0.017	-0.094 ^{***}	-0.054 ^{***}	-0.010	0.040 ^{**}	-0.057 ^{***}	0.018	0.042 ^{**}	0.051 ^{***}	-0.088 ^{***}	-0.037 ^{**}	0.282 ^{***}	-0.006	0.021	0.030 [*]	0.262 ^{***}	1	
(19) MKT	-0.017	-0.052 ^{***}	-0.020	0.007	-0.027	-0.039 ^{**}	-0.073 ^{***}	0.048 ^{***}	0.063 ^{***}	-0.022	-0.050 ^{***}	-0.036 ^{**}	0.017	-0.017	0.019	-0.070 ^{***}	0.016 ^{***}	0.080 ^{***}	1

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 분석기간은 2018년부터 2022년까지 자료임(N=3,484개 기업/연).

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

3. 가설 1에 대한 회귀분석 결과

본 절은 먼저 가설 1을 검증하기 위해 식(1)을 이용한 다변량 회귀분석의 결과를 <표 4>에 제시하였다. <표 4>에서 추정모형 (1)과 (2)는 종속변수가 DA^D 일 때의 결과이고, (3)과 (4)는 종속변수가 DA^K 일 때의 결과이다. 또한 추정모형 (1)과 (3)은 가설 1의 관심변수로 연속변수인 ESG_diff를 분석한 결과이고, (2)와 (4)는 가설 1의 관심변수로 더미변수인 ESG_UP를 분석한 결과이다. 한편, 추정모형 (1)~(4)의 다변량 회귀분석의 결과는 산업과 연도에 기인할 수 있는 고정효과를 통제하고, 또한 개별기업 수준의 군집성을 통제하기 위하여 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값으로 보고하였다.

<표 4>의 결과를 보면, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 추정모형 (1)과 (2)는 모두 0.261이고, (3)과 (4)는 모두 0.568로 나타나 Dechow et al.(1995) 모형을 이용한 DA 추정치보다 Kothari et al. (2005) 모형을 이용한 경우가 연구모형의 설명력이 2배 이상 높게 나타났다. 또한 모형설정의 적합성인 F 값은 추정모형 (1)~(4) 모두에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.²²⁾

<표 4> ESG 등급 상승이 이익조정에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : H1

$$AQ_t = \beta_0 + \beta_1 ESG_diff_t(or\ ESG_UP_t) + \beta_2 AE_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 GRWA_t + \beta_6 CFO_t + \beta_7 TA_{t-1} + \beta_8 BIG4_t + \beta_9 SPECA_t + \beta_{10} FIRST_t + \beta_{11} OPN_t + \beta_{12} FOR_t + \beta_{13} OWN_t + \beta_{14} IACS_t + \beta_{15} PD_t + \beta_{16} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ESG_diff	0.003** [2.472]		0.002*** [2.846]	
ESG_UP		0.002 [0.730]		0.003* [1.799]
ΔAH	-0.000 [-0.401]	-0.001 [-0.504]	-0.000 [-0.722]	-0.001 [-0.782]
SIZE	0.006*** [3.355]	0.006*** [3.535]	0.005*** [5.430]	0.006*** [5.572]
LEV	-0.074*** [-8.480]	-0.074*** [-8.478]	-0.017*** [-3.264]	-0.017*** [-3.272]

22) <표 4>의 회귀분석 결과에 대해 변수 간에 다중공선성의 문제가 있는지를 확인하기 위해 VIF(분산팽창요인) 값을 이용하였다. 예를 들어, 추정모형 (1)과 (2)의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 SIZE로 그 값이 모두 2.57과 2.54로 나타났다. 추정모형 (3)과 (4)의 경우도 앞서와 통제변수가 같으므로, 동일한 수치로 나타났다. 통상 VIF 값이 모형식에 고려된 설명변수 중에 10 이상일 때 다중공선성에 문제가 높은 것으로 판단하므로, <표 4>의 결과는 다중공선성 문제가 심각하지는 않았다.

〈표 4〉 ESG 등급 상승이 이익조정에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : H1 (계속)

Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>GRWA</i>	0.096*** [5.878]	0.096*** [5.865]	0.043*** [4.301]	0.043*** [4.286]
<i>CFO</i>	-0.448*** [-14.187]	-0.447*** [-14.119]	-0.611*** [-28.769]	-0.611*** [-28.651]
<i>TA</i>	0.062** [2.095]	0.061** [2.041]	0.038*** [2.686]	0.037*** [2.640]
<i>BIG4</i>	-0.003 [-0.722]	-0.002 [-0.611]	-0.003 [-1.243]	-0.002 [-1.120]
<i>SPECA</i>	-0.002 [-0.587]	-0.002 [-0.637]	-0.001 [-0.695]	-0.001 [-0.742]
<i>FIRST</i>	-0.005 [-1.377]	-0.005 [-1.237]	0.001 [0.295]	0.001 [0.384]
<i>OPN</i>	-0.102*** [-3.902]	-0.103*** [-3.924]	-0.070*** [-5.323]	-0.071*** [-5.341]
<i>FOR</i>	0.040*** [2.804]	0.040*** [2.822]	0.004 [0.532]	0.005 [0.574]
<i>OWN</i>	0.045*** [3.554]	0.045*** [3.591]	0.022*** [3.348]	0.022*** [3.374]
<i>LACS</i>	0.001 [0.206]	-0.001 [-0.297]	-0.001 [-0.802]	-0.002 [-1.226]
<i>PD</i>	0.007* [1.923]	0.007* [1.856]	-0.000 [-0.071]	-0.000 [-0.114]
<i>MKT</i>	-0.002 [-0.272]	-0.002 [-0.266]	-0.005 [-0.831]	-0.005 [-0.834]
<i>Intercept</i>	-0.098** [-2.217]	-0.108** [-2.425]	-0.093*** [-3.517]	-0.099*** [-3.723]
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.261	0.261	0.568	0.568
F Value	13.92***	13.89***	38.32***	38.13***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 [] 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

<표 4>에서 관심변수의 결과를 중심으로 살펴보면, 먼저 가설 1의 관심변수 중 연속변수인 ESG_diff는 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 모두 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 또한 관심변수 중 더미변수인 ESG_UP은 종속변수 중 DA^K 에 대해 주로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 ESG 등급이 전기보다 당기에 상승한 기업일수록, 또는 ESG 등급이 상승한 경우가 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 저해된다는 것을 나타낸다. 그러한 점에서 앞서의 결과로 볼 때 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 관련성이 있을 것으로 예상한 가설 1은 ESG 평가등급의 상승과 이익조정 사이에 양(+)의 관계로 지지된 증거를 보였다. 이러한 발견은 ESG 등급을 상승시키려는 상장기업들이 장기적 관점의 지속가능경영(sustainability)의 추구보다는 그린워싱(greenwashing) 정책의 일환인 숨겨진 행동에 따라 이익조정에 더 적극적임을 시사한다. 즉 이상의 <표 4>의 검증결과는 국내 상장기업들에서 ESG 등급을 상승시키려는 기업활동이 이익의 질의 제고보다는 그린워싱 전략의 일환과 더 밀접한 관련성이 있음을 시사해 준다.

기타 통제변수에서는 SIZE, LEV, GRWA, CFO, TA, OPN, FOR, OWN에서 종속변수(DA^D , DA^K)에 대해 일관된 증거를 보이고 있다. 즉 SIZE, GRWA, TA, OWN은 종속변수에 대해 양(+)의 관계를, LEV, CFO, OPN, FOR는 종속변수에 대해 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 기업규모가 클수록, 총자산의 성장률이 높은 기업일수록, 전기 발생액 수준이 높을수록, 대주주지분율이 높은 기업일수록 재량적 발생액 수준이 높게 나타나는 반면에, 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이 높을수록, 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면, 외국인지분율이 높은 기업일수록 재량적 발생액 수준이 낮은 것으로 나타났다.

4. 가설 2에 대한 회귀분석 결과

앞서 가설 1의 분석결과에서는 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 대체로 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 ESG 등급 상승이 오히려 기업의 이익조정에 부정적인 영향을 초래한다는 결과였다. 따라서 본 절의 가설 2는 외부감사인의 감사노력이 증가할 때 앞서의 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관계가 약화(weaken)되는지에 대해서 살펴볼 필요가 있다. 즉 ESG 등급이 상승한 기업들에서 이익의 질에 부정적인 영향을 미친다면 이러한 부정적인 관계가 외부지배구조 중 하나인 감사인의 감사노력이 증가할수록 긍정적인 조절효과(moderating effect)의 역할을 수행하는지에 대해 알아볼 필요가 있다.

따라서 본 절은 가설 2를 검증하기 위하여 식(2)을 이용한 다변량 회귀분석의 결과를 <표 5>와 <표 6>에 보고하였다. <표 5>의 경우는 감사노력(AE)의 대용치로 ΔAH 를 이용한 결과이고, <표 6>의 경우는 감사노력의 대용치로 ΔAF 와 ΔAFH 를 이용한 결과이다. <표 5>의 경우는 통제변수를 같이 보고하였으나, <표 6>에서는 관심변수를 중심으로 한 요약표로 제시하였다. 표 보

고방식은 앞서 <표 4>와 유사하다. 다만, <표 5>에서 가설 2의 관심변수는 추정모형 (1)과 (3)의 경우 상호작용변수인 $ESG_diff \times \Delta AH$ 이고, (2)와 (4)의 경우는 $ESG_UP \times \Delta AH$ 이다. 또한 <표 6>의 Panel A에서 가설 2의 관심변수는 추정모형 (1)과 (3)의 경우 상호작용변수인 $ESG_diff \times \Delta AF$ 이고, (2)와 (4)의 경우는 $ESG_UP \times \Delta AF$ 이고, Panel B에서 가설 2의 관심변수는 추정모형 (1)과 (3)의 경우 상호작용변수인 $ESG_diff \times \Delta AFH$ 이고, (2)와 (4)의 경우는 $ESG_UP \times \Delta AFH$ 이다. 먼저 <표 5>의 결과를 보면, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 추정모형 (1)과 (2)의 경우 모두 0.262이고, (3)과 (4)는 모두 0.569로 앞서 <표 4>와 대체로 유사한 수준이다.²³⁾

<표 5> 감사노력(ΔAH)이 ESG 등급 상승과 이익조정에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : H2

$AQ_t = \beta_0 + \beta_1 ESG_diff_t(or\ ESG_UP_t) + \beta_2 \Delta E_t + \beta_3 ESG_diff_t(or\ ESG_UP_t) \times \Delta E_t$ $+ Control\ variable_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t$				
Variable	종속변수= ΔA^D		종속변수= ΔA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ESG_diff</i>	0.004*** [3.124]		0.003*** [3.158]	
<i>ESG_UP</i>		0.005* [1.708]		0.004** [2.354]
<i>ΔAH</i>	-0.000 [-0.256]	0.001 [0.697]	-0.000 [-0.626]	0.000 [0.056]
<i>ESG_diff × ΔAH</i>	-0.002*** [-2.680]		-0.001* [-1.928]	
<i>ESG_UP × ΔAH</i>		-0.007** [-2.555]		-0.003* [-1.937]
<i>SIZE</i>	0.006*** [3.381]	0.006*** [3.498]	0.005*** [5.445]	0.006*** [5.540]
<i>LEV</i>	-0.074*** [-8.509]	-0.074*** [-8.521]	-0.017*** [-3.280]	-0.017*** [-3.291]
<i>GRWA</i>	0.096*** [5.896]	0.096*** [5.906]	0.043*** [4.312]	0.043*** [4.313]
<i>CFO</i>	-0.450*** [-14.234]	-0.449*** [-14.197]	-0.612*** [-28.765]	-0.612*** [-28.701]

23) <표 5>의 회귀분석 결과에 대해 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 VIF(분산팽창요인) 값을 이용하여 확인하였다. 예를 들어, 상호작용변수가 고려된 추정모형 (1)과 (2)의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 SIZE로 그 값이 모두 2.57과 2.54이었다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 <표 5>의 회귀분석의 결과에서도 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

〈표 5〉 감사노력(ΔAH)이 ESG 등급 상승과 이익조정에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : H2 (계속)

Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TA</i>	0.063** [2.116]	0.061** [2.053]	0.038*** [2.704]	0.037*** [2.648]
<i>BIG4</i>	-0.003 [-0.774]	-0.002 [-0.640]	-0.003 [-1.279]	-0.002 [-1.140]
<i>SPECA</i>	-0.002 [-0.550]	-0.002 [-0.604]	-0.001 [-0.668]	-0.001 [-0.719]
<i>FIRST</i>	-0.005 [-1.377]	-0.004 [-1.159]	0.001 [0.293]	0.001 [0.439]
<i>OPN</i>	-0.102*** [-3.903]	-0.103*** [-3.954]	-0.070*** [-5.321]	-0.071*** [-5.383]
<i>FOR</i>	0.040*** [2.807]	0.040*** [2.842]	0.004 [0.533]	0.005 [0.587]
<i>OWN</i>	0.045*** [3.558]	0.045*** [3.600]	0.022*** [3.352]	0.022*** [3.381]
<i>IACS</i>	0.001 [0.203]	-0.001 [-0.266]	-0.001 [-0.803]	-0.002 [-1.205]
<i>PD</i>	0.007* [1.934]	0.007* [1.862]	-0.000 [-0.064]	-0.000 [-0.113]
<i>MKT</i>	-0.003 [-0.280]	-0.003 [-0.278]	-0.005 [-0.836]	-0.005 [-0.841]
<i>Intercept</i>	-0.100** [-2.245]	-0.108** [-2.417]	-0.094*** [-3.534]	-0.099*** [-3.710]
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R^2	0.262	0.262	0.569	0.568
F Value	13.70***	13.97***	37.55***	37.42***
<i>N</i>	3,484	3,484	3,484	3,484

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 [] 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

<표 5>의 결과는 상호작용변수를 고려한 경우에도 ESG_diff 및 ESG_UP은 종속변수(DA^D , DA^K)에 대해 전반적으로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 관심변수의 결과를 중심으로 살펴보

면, 가설 2의 관심변수인 $ESG_diff \times \Delta AH$ 은 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났고, 또한 $ESG_UP \times \Delta AH$ 도 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 모두 유의하게 음(-)의 값으로 나타났다. 앞서의 증거들은 가설 1의 검증결과에서 ESG 등급 상승이 이익조정에 부정적인 영향을 미치는 것에 대해 외부감사인의 감사노력이 증가할수록 ESG_diff (또는 ESG_UP)와 이익조정 간에 양(+)의 관계가 약화된다는 것을 나타낸다. 따라서 감사인의 감사노력이 증가할수록 ESG 등급 상승과 이익조정의 관계에 영향을 미칠 것으로 예상한 가설 2는 ESG 평가등급의 상승과 이익조정 사이에 양(+)의 관계를 약화시키는 것으로 지지된 증거를 보였다. 이상의 <표 5>의 결과는 ESG 평가등급의 상승과 이익조정 사이의 부정적인 관계를 외부감사인의 감사시간이 증가할수록 긍정적인 조절효과로 작동한다는 것을 시사한다.

다음으로, 감사노력(AE)의 대용치로 ΔAH 대신 감사보수 측면에서 ΔAF 와 ΔAFH 의 조절효과를 살펴본 <표 6>의 결과는 다음과 같다.²⁴⁾ 먼저 <표 6>의 Panel A에서 가설 2의 관심변수인 $ESG_diff \times \Delta AF$ 는 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났고, 또한 $ESG_UP \times \Delta AF$ 역시 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 앞서 <표 5>의 $ESG_diff \times \Delta AH$ 및 $ESG_UP \times \Delta AH$ 의 결과와 유사하게 감사노력의 대용치로 감사보수를 이용한 경우에도 $ESG_diff \times \Delta AF$ 및 $ESG_UP \times \Delta AF$ 도 앞서와 같은 증거로 나타났다.

반면, Panel B에서 가설 2의 관심변수인 $ESG_diff \times \Delta AFH$ 는 종속변수 DA^D 에 대해서만 유의하게 음(-)의 값을, 또한 $ESG_UP \times \Delta AFH$ 역시 종속변수 DA^D 에 대해서만 유의하게 음(-)의 값이 나타났다. 이와 달리, 종속변수가 DA^K 일 때에는 $ESG_diff \times \Delta AFH$ 과 $ESG_UP \times \Delta AFH$ 는 양(+)의 값이나, 유의수준이 통계적으로 유의하지는 않았다. 따라서 ESG 평가등급 상승과 이익조정의 양(+)의 관계가 시간당보수가 증가할수록 약화된다는 증거는 제한된(limited) 증거를 보였다.

24) <표 6>의 회귀분석 결과와 관련하여 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 확인하기 위해 VIF(분산 팽창요인) 값을 측정해보았다. 예를 들어, 상호작용변수가 고려된 추정모형 (1)과 (2)의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 SIZE로 그 값이 모두 2.58과 2.55였고, Panel B의 경우는 추정모형 (1)과 (2)의 경우 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 SIZE로 그 값이 모두 2.43과 2.40이었다. 따라서 이상의 결과로 볼 때 <표 6>의 회귀분석의 결과에서 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

〈표 6〉 감사노력(ΔAF , ΔAFH)이 ESG 등급 상승과 이익조정에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : H2

$AQ_t = \beta_0 + \beta_1 ESG_diff_i(or\ ESG_UP_t) + \beta_2 AE_t + \beta_3 ESG_diff_i(or\ ESG_UP_t) \times AE_t + Control\ variable_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t$				
(2)				
Panel A : ΔAF 의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ESG_diff</i>	0.004*** [2.852]		0.002*** [3.051]	
<i>ESG_UP</i>		0.004 [1.322]		0.004** [2.208]
ΔAF	-0.001 [-0.829]	-0.000 [-0.061]	-0.001 [-1.530]	-0.001 [-0.787]
<i>ESG_diff</i> × ΔAF	-0.003** [-2.118]		-0.001* [-1.766]	
<i>ESG_UP</i> × ΔAF		-0.008** [-2.201]		-0.004** [-2.029]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.262	0.261	0.569	0.568
F Value	13.61***	13.74***	37.06***	36.97***
N	3,484	3,484	3,484	3,484
Panel B : ΔAFH 의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ESG_diff</i>	0.004*** [3.400]		0.003*** [3.133]	
<i>ESG_UP</i>		0.005* [1.869]		0.004** [2.095]
ΔAFH	0.002 [0.409]	0.008 [1.605]	0.003 [1.238]	0.004 [1.555]
<i>ESG_diff</i> × ΔAFH	-0.011*** [-2.717]		-0.003 [-1.558]	
<i>ESG_UP</i> × ΔAFH		-0.024** [-2.467]		-0.006 [-1.112]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.263	0.262	0.569	0.568
F Value	13.93***	13.86***	37.64***	37.31***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 [] 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

이상의 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과를 종합해 보면, 가설 1은 ESG 등급이 상승한 기업이 이익조정 수준 역시 더 높은 것으로 나타나 감사품질 측면에서 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관계가 감사인의 감사노력이 증가할수록 약화되는지를 분석한 가설 2의 결과는 전반적으로, 감사시간이 증가할수록, 감사보수가 증가할수록, 그리고 제한적 증거이나 시간당보수가 증가할수록 ESG 등급 상승과 이익조정의 양(+)의 관계가 약화되는 것으로 나타났다. 전자의 결과는 ESG 등급 상승이 반드시 기업의 이익의 질을 향상시키기보다는 오히려 저해시키고 있음을 시사한다. 이러한 발견은 최근 들어 국내 상장기업들에서 지속가능경영을 위한 장기적 관점의 ESG 등급 상승을 추구하지만, 이러한 ESG 향상을 위한 기업활동상에 오히려 그린워싱 정책의 일환으로 기업은 숨겨진 행동인 기회주의적인 이익조정에 더 적극적임을 시사한다. 후자의 결과는 앞서의 ESG 등급 상승이 이익조정에 부정적인 영향을 초래할 때 외부지배구조 중 하나인 감사인의 감사노력이 증가할수록 긍정적인 조절효과의 역할을 수행한다는 것을 시사한다. 이러한 발견은 감사품질 측면에서 기업에서 ESG 등급 상승 자체보다 외부감사인의 감사노력이 동시에 수반될 때 ESG 등급 상승이 감사품질 제고에 긍정적인 효과를 제공한다는 것을 의미한다. 따라서 본 연구의 실증적 증거는 ESG 등급 향상이 감사품질에 미치는 긍정적인 효과는 외부감사인의 감사노력이 중요한 조절변수임을 나타낸다.

5. ESG의 구성에 대한 추가분석 결과

본 절의 추가분석에서는 가설 1과 2에 대해 ESG의 구성(E, S, G)별로 나누어 살펴보고자 한다. 첫 번째 추가분석에서는 먼저 가설 1에 해당되는 <표 4>에서의 ESG_diff(또는 ESG_UP)와 이익조정의 관계에 대한 결과가 ESG의 구성(E_diff, S_diff, G_diff 또는 E_UP, S_UP, G_UP) 중 어떤 요인에 주로 기인한 것인지를 알아보고자 한다. 이에 대한 회귀분석의 결과는 <표 7>의 보고하였다. 다음으로, 두 번째 추가분석에서는 가설 2에 해당되는 <표 5> 및 <표 6>의 ESG_diff×ΔAH 또는 ESG_UP×ΔAH, ESG_diff×ΔAF 또는 ESG_UP×ΔAF의 결과가 ESG의 구성 중 어떤 요인과 연계될 때 감사인의 감사노력이 조절효과의 역할을 하는지에 대해 알아보고자 한다. 이와 관련된 회귀분석의 결과는 <표 8>과 <표 9>에 정리되어 있다. 가설 2의 경우는 감사노력의 조절효과가 앞서 보다 명확하게 나타났던 ΔAH와 ΔAF를 중심으로 살펴보았다. <표 7>부터 <표 9>까지의 경우에서 Panel A는 환경경영에 해당되는 E의 결과이고, Panel B는 사회적 책임경영에 해당되는 S의 결과이며, Panel C는 기업지배구조에 해당되는 G의 결과이다.

먼저 첫 번째 추가분석인 가설 1에 대한 ESG의 구성요소별로 나누어 분석한 <표 7>의 결과를 살펴보면, Panel A에서 가설 1의 관심변수인 E_diff 및 E_UP 모두는 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 전반적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 또한 Panel B에서 E_diff 및 E_UP는 양

(+)의 값이지만, 종속변수가 DA^K 에서 주로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 그리고 Panel C에서 E_diff 및 E_UP 모두는 종속변수 DA^D 와 DA^K 에 상관없이 유의한 양(+)의 값이다. 이상의 결과로 볼 때 <표 4>에서 ESG_diff 및 ESG_UP과 이익조정 간에 유의한 양(+)의 관계는 대체로 E(환경경영), S(사회적책임경영), G(기업지배구조) 모두에 기인한 것임을 확인할 수 있다.

<표 7> 추가분석 1 : ESG 등급 차이의 구성과 이익조정의 관계 : H1

Panel A : E(환경경영)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
E_diff	0.004*** [3.116]		0.002** [2.089]	
E_UP		0.006* [1.922]		0.005** [2.509]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R^2	0.262	0.261	0.568	0.568
F Value	13.91***	13.89***	38.29***	38.19***
N	3,484	3,484	3,484	3,484
Panel B : S(사회적책임경영)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
S_diff	0.001 [0.542]		0.001* [1.760]	
S_UP		0.003 [1.071]		0.005*** [3.070]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R^2	0.261	0.261	0.568	0.569
F Value	13.90***	13.86***	38.39***	38.23***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

〈표 7〉 추가분석 1 : ESG 등급 차이의 구성과 이익조정 관계 : H1 (계속)

Panel C : G(기업지배구조)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
G_diff	0.003** [2.552]		0.002*** [3.119]	
G_UP		0.004* [1.650]		0.003** [1.963]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R^2	0.262	0.261	0.569	0.568
F Value	14.06***	13.98***	38.37***	38.16***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 [] 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

다음으로, 두 번째 추가분석인 가설 2에 대한 ESG의 구성요소별로 나누어 분석한 <표 8> 및 <표 9>의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 우선 조절변수로 ΔAH 를 이용한 분석결과를 보고하는 <표 8>의 경우 Panel A에서 가설 2의 관심변수인 $E_diff \times \Delta AH$ 및 $E_UP \times \Delta AH$ 는 모두 음(-)의 값이나, 종속변수 DA^D 일 때 주로 유의한 값이 나타났다. 또한 Panel B에서 $S_diff \times \Delta AH$ 및 $S_UP \times \Delta AH$ 모두는 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 전반적으로 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 그리고 Panel C에서 $G_diff \times \Delta AH$ 및 $G_UP \times \Delta AH$ 는 대체로 음(-)의 값이나, 통계적으로 유의한 결과는 나타나지 않았다. 따라서 이러한 결과로 볼 때, 앞서 <표 5>에서 $ESG_diff \times \Delta AH$ 및 $ESG_UP \times \Delta AH$ 과 이익조정 간에 유의한 음(-)의 관계는 대체로 E(환경경영)과 S(사회적책임경영)에 기인한 것임을 알 수 있다.

〈표 8〉 추가분석 2-1 : 감사노력(ΔAH)이 ESG 등급 차이의 구성과 이익조정에 미치는 영향 : H2

Panel A : E(환경경영)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
E_diff	0.005*** [3.926]		0.002** [2.322]	
E_UP		0.009*** [2.820]		0.006*** [2.888]
ΔAH	-0.001 [-0.752]	0.000 [0.299]	-0.001 [-0.902]	-0.000 [-0.249]
$E_diff \times \Delta AH$	-0.003*** [-3.727]		-0.001 [-1.090]	
$E_UP \times \Delta AH$		-0.008*** [-2.726]		-0.003 [-1.426]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.263	0.262	0.568	0.569
F Value	13.65***	13.63***	38.22***	37.33***
N	3,484	3,484	3,484	3,484
Panel B : S(사회적책임경영)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
S_diff	0.002 [1.593]		0.002*** [2.653]	
S_UP		0.005* [1.889]		0.006*** [3.619]
ΔAH	-0.000 [-0.250]	0.001 [0.621]	-0.000 [-0.579]	0.000 [0.195]
$S_diff \times \Delta AH$	-0.003*** [-2.651]		-0.001** [-2.262]	
$S_UP \times \Delta AH$		-0.005** [-2.388]		-0.003** [-1.988]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.262	0.262	0.569	0.569
F Value	13.96***	14.10***	37.63***	37.57***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

〈표 8〉 추가분석 2-1 : 감사노력(ΔAH)이 ESG 등급 차이의 구성과 이익조정에 미치는 영향 : H2 (계속)

Panel C : G(기업지배구조)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
G_diff	0.004*** [2.883]		0.002*** [3.377]	0.003*** [3.969]
G_UP		0.005* [1.752]		0.003* [1.849]
ΔAH	-0.000 [-0.271]	-0.000 [-0.245]	-0.000 [-0.587]	-0.001 [-1.043]
$G_diff \times \Delta AH$	-0.001 [-1.087]		-0.001 [-0.927]	
$G_UP \times \Delta AH$		-0.001 [-0.363]		0.000 [0.071]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.262	0.261	0.569	0.568
F Value	13.84***	13.67***	37.66***	37.23***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 [] 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

조절변수로 ΔAF 를 이용한 <표 9>의 경우 Panel A에서 가설 2의 관심변수인 $E_diff \times \Delta AF$ 및 $E_UP \times \Delta AF$ 모두는 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 전반적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 또한 Panel B에서 $S_diff \times \Delta AF$ 는 종속변수 DA^D 및 DA^K 에 대해 유의한 음(-)의 값을, $S_UP \times \Delta AF$ 는 종속변수 중 주로 DA^D 에 대해서만 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 Panel C에서 $G_diff \times \Delta AF$ 및 $G_UP \times \Delta AF$ 는 모두 음(-)의 값이나, 통계적으로 유의한 결과는 나타나지 않았다. 따라서 이러한 결과로 볼 때, 앞서 <표 6>의 Panel A에서 $ESG_diff \times \Delta AF$ 또는 $ESG_UP \times \Delta AF$ 과 이익조정 간에 유의한 음(-)의 관계는 대체로 E(환경경영)과 S(사회적책임경영)에 기인한다는 것을 알 수 있다.

〈표 9〉 추가분석 2-2 : 감사노력(ΔAF)이 ESG 등급 차이의 구성과 이익조정에 미치는 영향 : H2

Panel A : E(환경경영)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
E_diff	0.005*** [3.784]		0.002** [2.486]	
E_UP		0.008** [2.564]		0.006*** [2.982]
ΔAF	-0.002 [-1.221]	-0.000 [-0.181]	-0.002* [-1.876]	-0.001 [-0.890]
$E_diff \times \Delta AF$	-0.005*** [-3.666]		-0.002* [-1.694]	
$E_UP \times \Delta AF$		-0.010*** [-2.941]		-0.006** [-2.010]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.263	0.262	0.569	0.569
F Value	13.60***	13.57***	37.17***	36.84***
N	3,484	3,484	3,484	3,484
Panel B : S(사회적책임경영)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
S_diff	0.002 [1.347]		0.002** [2.407]	
S_UP		0.004 [1.625]		0.006*** [3.323]
ΔAF	-0.001 [-0.788]	-0.000 [-0.014]	-0.001 [-1.480]	-0.001 [-0.836]
$S_diff \times \Delta AF$	-0.003*** [-2.738]		-0.002** [-2.275]	
$S_UP \times \Delta AF$		-0.006** [-2.188]		-0.003 [-1.414]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.262	0.261	0.569	0.569
F Value	13.74***	13.71***	37.05***	36.92***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

〈표 9〉 추가분석 2-2 : 감사노력(ΔAF)이 ESG 등급 차이의 구성과 이익조정에 미치는 영향 : H2 (계속)

Panel C : G(기업지배구조)의 경우				
Variable	종속변수= DA^D		종속변수= DA^K	
	(1)	(2)	(3)	(4)
G_diff	0.004*** [2.928]		0.003*** [3.563]	
G_UP		0.005* [1.917]		0.003** [2.053]
ΔAF	-0.001 [-0.895]	-0.001 [-0.410]	-0.001 [-1.543]	-0.001 [-1.356]
$G_diff \times \Delta AF$	-0.003 [-1.426]		-0.002 [-1.518]	
$G_UP \times \Delta AF$		-0.004 [-1.075]		-0.001 [-0.539]
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.262	0.261	0.569	0.568
F Value	13.82***	13.70***	37.59***	37.28***
N	3,484	3,484	3,484	3,484

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 [] 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) *, **, ***는 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

V. 결 론

본 연구는 ESG 등급의 상승과 이익조정의 관계, 또한 ESG 등급의 상승과 이익조정의 관계에 감사인의 감사노력이 어떤 조절효과의 역할을 하는지를 알아보았다. 특히, 본 연구는 감사노력의 대용치로 감사시간의 증가(ΔAH), 감사보수의 증가(ΔAF) 그리고 시간당보수가 증가(ΔAFH) 할수록 재량적 발생액이 억제된다는 최근 선행연구들에 기초하여 ESG와 감사품질의 관계에 이들 변수가 조절효과로 작동하는지를 알아보았다. 이를 위해 본 연구에서는 2018년부터 2022년까지 한국ESG기준원에서 제공하는 ESG 평가등급이 공시된 상장기업을 대상으로 하였다. 본 연구는 종속변수인 감사품질의 대용치로 재량적 발생액을, 관심변수는 연속변수인 ESG 등급에 대한 당기와 전기의 차이변수와 ESG 등급이 전기보다 당기에 상승하면 1, 아니면 0인 더미변수를 이용하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, ESG 등급의 상승과 이익조정 간에는 유의한 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 ESG 등급 상승을 연속변수와 더미변수로 측정한 모두에서 일관된 증거로 나타났다. 이는 ESG 등급을 상승시키는 기업은 기회주의적인 이익조정 유인이 존재한다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 경영자의 이익조정 동기 와 관련된 새로운 발견이다. 특히 ESG 등급을 상승시키려는 경영자는 장기적 관점에서의 지속 가능경영보다는 그린워싱 정책의 일환으로 공격적인 이익조정에 더 적극적인 것으로 나타났다. 앞서의 결과를 ESG 세부 등급별로 나누어 분석해보면 E(환경경영), S(사회적책임경영), G(기업 지배구조) 모두에 기인하는 것으로 나타났다.

둘째, ESG 등급의 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관계는 감사인의 감사시간의 증가, 또는 감사보수의 증가 그리고 시간당보수가 증가할수록 유의하게 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외부지배구조 중 하나인 외부감사인의 감사노력 또는 보수가 증가할수록 ESG 등급 상승 과 이익의 질 간에 부정적인 관계를 완화하는 조절효과로 작동한다는 것을 시사한다.

이상을 요약하면, 본 연구는 ESG 등급 상승이 오히려 경영자의 기회주의적인 이익조정과 양 (+)의 관계가 있으며, 이러한 양(+)의 관계가 감사인의 감사노력 정도가 증가할 때 약화되는 조절효과의 역할을 한다는 것을 보여주었다는 데 의미가 있다. 이러한 본 연구의 결과는 ESG와 이익조정의 관계를 분석한 관련연구에 새로운 증거를 제공하며, 또한 향후 재무제표에 ESG 정보를 공시하는 정책을 시행하려는 규제당국 및 정책입안자에게도 의미 있는 시사점을 더불어 제공한다. 특히 ESG 등급이 상승하는 기업들에서 기회주의적인 이익조정 유인이 존재한다는 본 연구의 실증적 증거는 재무보고의 질을 양양시키기 위해 노력하는 규제당국에게 향후 재무보고 를 통해 공시되는 ESG 정보를 어떻게 관리·감독할지에 관한 유용한 시사점을 제공한다. 또한 이러한 ESG 등급의 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관련성이 외부지배구조 중 하나인 감사인의 감사노력이 증가할 때 긍정적인 조절효과의 역할을 수행한다는 본 연구결과 역시 감사품질 제 고에 관심이 있는 규제당국 측면에서 유용한 정보를 더불어 제공해 준다.

본 연구의 공헌점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 과거 연구들은 단순히 ESG 등급과 이익조 정과의 관계를 분석했다면, 본 연구에서는 ESG 등급 상승과 이익조정 간의 관계를 중심으로 탐 구했다는 점에서 차별화된 새로운 증거를 제공하고 있다. 둘째, 본 연구는 ESG 등급 상승과 이 익조정의 관계뿐만 아니라, 이러한 연장선상에서 감사인의 감사노력이 ESG 등급 상승과 이익조 정에 어떤 조절효과의 역할을 하는지를 동시에 살펴보았다는 측면에서 관련분야에 대한 좀더 확장된 증거를 제공한다는 점에서 공헌점이 있다. 셋째, ESG 등급이 상승한 기업들이 기회 주의적인 이익조정 유인을 가진다는 본 연구의 새로운 발견은 이익조정 관련 연구에도 공헌한 다. 이와 더불어 ESG 등급 상승과 이익조정 간에 양(+)의 관계가 외부감사인의 감사노력이 증 가할수록 약화된다는 본 연구의 발견 역시 감사품질의 관련연구에 추가적으로 공헌한다.

이와 같은 실증적 결과의 발견과 공헌에도 불구하고, 본 연구에서는 다음과 같은 분석상의 한

계가 있다. 첫째, 본 연구의 종속변수인 재량적 발생액은 외부에서 잘 관찰되지 않는 속성으로 인해 모형에 의해 추정이 되는 과정을 거치므로 추정오차의 문제가 있을 수 있다. 둘째, 종속변수에는 영향을 미칠 가능성이 있으나 연구모형에는 포함되지 못한 생략된 변수의 문제가 있을 수 있다. 셋째, 본 연구에서 관심변수로 사용한 한국ESG기준원에서 제공하는 ESG 등급은 모든 상장기업을 대상으로 한다기보다 매년 대략 900개 정도의 기업만을 대상으로 하고 있다. 이러한 이유로 인해 본 연구결과를 전체 상장기업으로 투영시키는 데는 한계가 있을 수 있다. 이러한 분석상의 한계는 본 연구결과를 해석할 때 고려할 필요가 있다. 그러나 앞서의 측면들은 재량적 발생액과 ESG 자료를 분석한 관련연구들에서도 쉽게 관찰되는 동일한 방법론상의 한계일 수는 있다.

참고문헌

- 강경구 · 박정열 · 나형중. 2023. “기업의 ESG 등급이 발생액 이익조정 및 실물 이익조정에 미치는 영향”. 국제회계연구 제107집 : 139-163.
- 권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95-137.
- 김경용 · 정균범. 2020. “외부감사법상 표준감사시간제의 적용이 감사품질에 미치는 영향”. 2020년 한국회계정보학회 학술대회 발표논문.
- 김선화 · 정용기. 2013. “기업의 사회적 책임활동과 실제이익조정”. 세무와회계저널 제14권 제6호 : 227-259.
- 김용수 · 전규안. 2016. “직급별 감사시간이 감사품질 및 감사보수에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제4호 : 1339-1375.
- 김용식 · 박상훈. 2023. “표준감사시간 도입에 따른 감사시간의 증가가 회계의 보수주의에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제65권 제1호 : 293-321.
- 김재필. 2021. ESG 혁명이 온다. 한스미디어.
- 나솔지 · 김요환. 2015. 기업의 사회적 책임활동이 이익조정에 미치는 영향. 2015년 한국국제회계학회 추계국제학술발표대회 발표논문. 448-459.
- 류승우 · 이종천 · 김용길 · 한승수. 2015. “감사시간과 내부심리시간이 감사품질(재량적 발생액)에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제4호 : 213-246.
- 마희영. 2020. “기업지배구조 및 이익조정이 법인세비용과 현금납부법인세 차이에 미치는 영향”. 세무학연구 제37권 제2호 : 71-96.
- 박광현 · 이주성. 2017. “기업의 사회공헌활동이 회계투명성에 미치는 영향 : 발생액의 질과 실제이익조정을 중심으로”. 회계와정책연구 제22권 제4호 : 49-80.
- 박종일 · 이윤정. 2022. “경영자 과신성향 및 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향 : ESG 평가를 중심으로”. 세무학연구 제39권 제1호 : 9-59.
- _____. 전규안. 2018. “비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석”. 세무와회계저널 제19권 제5호 : 9-53.
- _____. _____. 2022. “시간당 감사보수의 증가가 감사품질을 향상시키는가?”. 회계 · 세무와 감사 연구 제64권 제3호 : 197-248.
- _____. 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 257-293.
- 박준령 · 김요환. 2017. “기업의 사회적 책임활동과 이익조정과의 실증분석 : KOSPI기업과 KOSDAQ기업의 비교분석”. 국제회계연구 제72집 : 187-205.
- 신상이 · 박종일. 2022. “ESG가 이익조정에 미치는 영향에 관한 경험적 증거”. 경영학연구 제51권 제4호 : 1005-1047.

- 심재연 · 전성민 · 허진숙. 2022. “표준감사시간제도 도입 이후 감사시간 증가가 감사품질 및 자
기 자본비용에 미치는 영향”. *세무회계저널* 제23권 제3호 : 93-124.
- 안종훈 · 최수미. 2023. “내부회계관리제도 감사가 감사품질에 미치는 영향 : 감사노력에 따른
영향을 중심으로”. *회계 · 세무와 감사 연구* 제65권 제2호 : 1-35.
- 오현주 · 정재원. 2022. “ESG경영이 이익조정 및 조세회피에 미치는 영향”. *전산회계연구* 제20
권 제2호 : 125-153.
- 유지연 · 홍순욱. 2019. “기업의 사회적 책임과 이익조정”. *차세대컨버전스정보서비스기술논문
지* 제8권 제1호 : 35-44.
- 이승호. 2022. “도산가능성, 이익의 질, 현금흐름이 ESG 평가에 미치는 영향”. 박사학위논문. 창
원대학교.
- 이훈열 · 정우성. 2023. “기업의 ESG 활동이 이익조정에 미치는 영향 : 매출액이익률을 중심으
로”. *전산회계연구* 제21권 제3호 : 131-153.
- 장윤지 · 홍철규. 2020. “기업 지배구조와 사회적책임활동이 이익조정에 미치는 영향”. *회계 · 세
무와 감사 연구* 제62권 제3호 : 227-259.
- 정아름 · 정도진 · 김세훈. 2022. “표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 감사인의 감사행
위에 미치는 영향 : 교섭력과 재량적 발생액의 변동을 중심으로”. *회계 · 세무와 감사 연
구* 제64권 제3호 : 357-386.
- 정현아 · 유순미. 2021. “ESG경영이 조세회피에 미치는 영향”. *경영교육연구* 제36권 제6호 :
119-144.
- 조연주 · 김민희 · 전규안. 2022. “표준감사시간제도 도입이 감사품질에 미치는 영향”. *회계학연
구* 제47권 제2호 : 239-277.
- 최국현 · 김동현. 2021. “ESG 우수기업의 이익조정 : 한국기업지배구조원의 평가기준을 중심으
로”. *생산성논집* 제35권 제4호 : 187-210.
- 최용호 · 박승일 · 최철환. 2022. “ESG 정보가 공매도와 이익조정 행위에 미치는 영향”. *대한경
영학회지* 제35권 제3호 : 555-574.
- 최종학, 양승희. 2019. 동질적 성격의 산업에 속한 피감기업을 감사하는 감사인의 산업전문성이
감사인의 행동에 미치는 영향. *회계저널* 제28권 제1호 : 63-99.
- 최현정 · 문두철. 2013. “기업의 사회적 책임활동과 회계투명성간의 관계”. *회계학연구* 제38권
제1호 : 135-171.
- Albuquerque, R., Y. Koskinen, S. Yang, and C. Zhang. 2021. Resiliency of environmental and
social stocks : An analysis of the exogenous COVID-19 market crash. *The Review of
Corporate Finance Studies* 9(3) : 593-621.
- Bose, S. and C. Yu. 2023. Does earnings quality influence corporate social responsibility
performance? Empirical evidence of the causal link. *Abacus : A Journal of Accounting,*

- Finance and Business Studies* 59(2) : 493–540.
- Broadstock, D. C., K. Chan, L. T. W. Cheng, and X. W. Wang. 2020. The role of ESG performance during times of financial crisis : Evidence from COVID–19 in china. *Working paper*. Hong Kong Polytechnic University.
- Caramanis, C. and C. Lennox. 2008. Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 45(1) : 116–138.
- Chih, H., C. Shen, and F. Kang. 2008. Corporate social responsibility, investor protection, and earnings management : Some international evidence. *Journal of Business Ethics* 79 (1–2) : 179–198.
- Choi, B., D. Lee, and Y. Park. 2013. Corporate social responsibility, corporate governance and earnings quality : evidence from Korea. *Corporate Governance : An International Review* 21(5) : 447–467.
- Cornell, B and A. Damodaran. 2020. Valuing ESG : Doing good or sounding good? *Working paper*. UCLA.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3(3) : 193–199.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting review* 70(2) : 193–225.
- Ellili, N. 2022. Impact of ESG disclosure and financial reporting quality on investment efficiency. *Corporate Governance* 22(5) : 1094–1111.
- Gafni, D., R. Palas, I. Baum, and D. Solomon. 2024. ESG regulation and financial reporting quality : Friends or foes? *Finance Research Letters* 61 : 105017.
- Gaio, C., T. Gonçalves, and M. Sousa. 2022. Does corporate social responsibility mitigate earnings management? *Management Decision* 60(11) : 2972–2989.
- Granger, C. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross–spectral methods. *Econometrica* 37 : 24–36.
- Grougiou, V., S. Leventis, E. Dedoulis, and S. Owusu–Ansah. 2014. Corporate social responsibility and earnings management in U.S. banks. *Accounting Forum* 38(3) : 155–169.
- Gu, Z., K. Kutota, and H. Takehara. 2017. How do normative and compliant CSR affect the earnings quality of Japanese firms? *The Japanese Accounting Review* 7 : 1–22.
- Kim, Y., M. Park, and B. Wier. 2012. Is earnings quality associated with corporate social responsibility? *The Accounting Review* 87(3) : 761–796.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accruals

- measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163–197.
- Muttakin, M., A. Khan, and M. Azim. 2015. Corporate social responsibility disclosures and earnings quality. Are they a reflection of managers' opportunistic behavior? *Managerial Auditing Journal* 30(3) : 277–298.
- Rai, S. S., S. Rai, and N. K. Singh. 2021. Organizational resilience and social-economic sustainability : COVID-19 perspective. *Environment, Development and Sustainability* 23 : 12006–12023.
- Rezaee, Z., and L. Tuo. 2019. Are the quantity and quality of sustainability disclosures associated with the innate and discretionary earnings quality? *Journal of Business Ethics* 155(3) : 763–786.
- Song, H., and G. Rimmel. 2021. Heterogeneity in CSR activities : is CSR investment monotonically associated with earnings quality? *Accounting Forum* 45(1) : 1–29.
- Sun, W., S. Chen, Y. Jiao, and X. Feng. 2024. How does ESG constrain corporate earnings management? Evidence from China. *Finance Research Letters* 61 : 104983.
- Velte, P. 2020. Corporate social responsibility and earnings management : a literature review. *Corporate Ownership & Control* 17(2) : 8–19.
- _____. 2021. Environmental performance, carbon performance and earnings management : Empirical evidence for the European capital market. *Corporate Social Responsibility and Environment Management* 28(1) : 42–53.
- Wang, X., F. Cao, and K. Ye. 2018. Mandatory corporate social responsibility (CSR) reporting and financial reporting quality : evidence from a quasi-natural experiment. *Journal of Business Ethics* 152(1) : 253–274.
- Yoon, B., B. Kim, and J. H. Lee. 2019. Is earnings quality associated with corporate social responsibility? Evidence from the Korean market. *sustainability* 11(15) : 1–20.
- Zhou, D. and R. Zhou. 2022. ESG performance and stock price volatility in public health crisis : Evidence from COVID-19 pandemic. *International of Environmental Research and Public Health* 19(1) : 1–15.

Does an Increase in ESG Ratings Improve Earnings Quality?*

Jong-Il Park** · Byung-Hee Lee*** · Yun-Jeong Lee****

〈Abstract〉

Using ESG (Environmental, Social, and Governance) data from the Korea Institute of Corporate Governance and Sustainability (KCGS) from 2018 to 2022, this study investigates the relationship between an increase in ESG ratings and earnings management. We also examine whether audit efforts have a moderating effect on that relationship. For the purpose, we measure earnings management by discretionary accruals and use increases in audit hours, audit fees, and audit fees per hour as proxies for auditors' efforts, which prior studies have reported to have an effect on reducing discretionary accruals.

The empirical results of this study are as follows. First, there is a significantly positive relationship between an increase in ESG ratings and earnings management. This result does not change no matter whether we use a continuous variable or a dummy variable for the ESG rating increase. This result suggests that companies seeking to enhance their ESG ratings might be more inclined towards earnings management, implying a preference for 'greenwashing' activities over a commitment to long-term sustainability. Furthermore, when analyzing by the components of ESG, we find that the result is attributable to environmental management (E), social responsibility management (S), and corporate governance (G) alike. Second, the positive relationship between the increase in ESG ratings and earnings management weakens as the auditors' audit hours increase, or as audit fees and fees per hour increase. These findings suggest that an increase in auditors' efforts or compensation acts as a moderating effect, mitigating the negative relationship between the increase in ESG ratings and audit quality.

In summary, this study highlights the significance of finding that an increase in ESG ratings is positively related to earnings management and that this positive relationship weakens when the auditors' efforts increase. Moreover, the findings of this study offer useful implications for regulatory authorities and policymakers interested in ESG disclosure.

〈Key words〉 increase in ESG ratings, earnings quality, audit quality, audit effort, moderating effect

* This research was conducted with the support of the Research Fund of Korea University.

** Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author

*** Professor, College of Global Business, Korea University, Sejong, bhlee21@korea.ac.kr,
Corresponding Author

**** Ph. D., Department of Accounting, Graduate School, Chungbuk National University, ckoz17@naver.com,
Co-author