

# ESG 등급과 경영진-종업원 간 임금격차의 관련성

## The Relationship between ESG Ratings and Executive-Employee Pay Disparity

이윤정(주저자) · 박종일(교신저자) · 정선문(공저자)

Yun Jeong Lee(First Author) · Jong Il Park(Corresponding Author) · Sun-Moon Jung(Co-Author)

충북대학교 경영대학 시간강사 Part-time Lecturer, College of Business, Chungbuk National University(ckoz17@naver.com)

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

동국대학교(서울) 회계학과 조교수 Assistant Professor, Department of Accounting, Dongguk University-Seoul(sunmoonjung@dongguk.edu)

ESG(Environmental, Social, and Governance) 경영이 기업의 전략적 핵심으로 부상하였으나, ESG 등급이 조직 내부의 분배공정성과 어떤 관련성이 있는지는 충분히 규명되지 않았다. 본 연구는 ESG 등급과 경영진-종업원 간 임금격차의 관련성을 분석하고, 내외부 모니터링 기제의 조절역할을 검토한다. 2013년부터 2023년까지 상장사의 3,499개 기업-연도를 표본으로 한국ESG기준원의 ESG 등급과 임금격차를 회귀분석한 결과, ESG 등급과 임금격차는 유의한 양(+ )의 관련성을 보였다. 이는 ESG 등급이 높을수록 경영진 보수가 크게 증가하여 기업내 상대적 소득불균형이 확대될 수 있음을 시사한다. 그러나 이와 같은 양(+ )의 관련성은 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하거나 대주주지분율이 높은 기업에서는 완화되는 조절효과가 나타나, 내외부 모니터링이 강할수록 활발한 ESG 활동이 경영진 임금 상승요인으로 작용하는 것을 방지할 수 있음을 시사한다.

주제어: ESG 성과, 임금격차, 경영자 권력이론, 최적 계약이론, 재무분석가, 대주주 지분율

While Environmental, Social, and Governance (ESG) management has emerged as a global strategic priority, the tension between high ESG performance and internal distributive fairness remains a critical yet underexplored area. This study investigates the association between ESG ratings and the executive-employee pay gap, while examining the moderating influence of internal and external monitoring mechanisms. Utilizing a longitudinal dataset of 3,499 firm-year observations from listed non-financial Korean firms (2013 - 2023), we perform regression analyses integrating ESG ratings from the Korea ESG Standards Institute (KCGS) with mandatory executive compensation disclosures. The empirical results reveal a significant positive association between ESG ratings and the executive-employee pay gap. This suggests that superior ESG performance may be leveraged as a justification for excessive executive compensation, potentially exacerbating internal income inequality. However, this positive relationship is significantly attenuated in firms with higher analyst coverage or greater ownership concentration by controlling shareholders. These findings indicate that robust internal and external monitoring serves as a vital constraint, preventing firms from utilizing proactive ESG engagement as a mechanism for executive rent extraction. This research contributes to Managerial Power Theory by illustrating the potential decoupling between external social performance and internal pay equity.

Keyword: ESG performance, Pay disparity, Managerial power theory, Optimal contracting theory, Analyst forecast, Major shareholder

## 1. 서론

최근 기후 위기, 사회적 불평등, 지배구조 실패 등 전 지구적 문제들이 기업 활동에 미치는 영향이 커지면서, 지속가능성과 책임경영에 대한 사회적 기대는 전례 없이 높아지고 있다. 이에 따라 ESG(Environmental, Social, and Governance) 경영은 더 이상 선택이 아닌 필수 전략으로 자리잡고 있으며, 투자자, 규제기관, 소비자 등 이해관계자들은 기업의 ESG 성과를 중요한 평가 기준으로 삼고 있다(World Economic Forum, 2020; OECD, 2021).

이러한 흐름 속에서 ESG는 단순히 환경 보호나 지배구조의 개선에 국한되지 않고, 기업 내부의 사회적 책임 이행—특히 종업원에 대한 공정한 대우—를 핵심 항목으로 포함하고 있다. ESG의 ‘사회(Social)’ 요소는 포용성, 형평성, 근로조건, 다양성, 성별 및 계층 간 임금차별 등의 다양한 문제를 포괄하며, 그 중에서도 ‘경영진-종업원 간 임금격차’는 사회적 형평성과 내부 공정성 수준을 가늠할 수 있는 대표적인 지표로 주목받고 있다(International Labour Organization, 2020). 실제로, 최근 기업분석연구소 리더스인덱스는 국내 매출 상위 500대 기업 중 295개사를 대상으로 최고 연봉자와 직원 간 임금격차를 분석한 결과, 2024년 평균 격차가 여전히 15배를 넘는 수준으로 나타났음을 보고하였다. 이 보고서에 따르면 최고 연봉자는 평균 14억 5,000만원, 직원 평균 연봉은 9,510만원으로, 격차가 여전히 크지만 2023년 대비 약간 감소하였다(리더스인덱스, 2024).

소득차이로 인한 임금격차의 문제가 더 큰 미국은

2018년부터 상장기업을 대상으로 최고경영자(chief executive officer; CEO)와 일반 종업원 간 보수 비율(CEO-to-Median Pay Ratio) 공시를 의무화하였다. 유럽연합(EU) 역시 2021년 ‘임금 투명성 지침(Pay Transparency Directive)’을 통해 동일 노동에 대한 동일 임금의 원칙을 제도화하며, 보상 구조의 투명성 제고를 촉진하고 있다. 한국에서도 2012년부터 사업보고서에 경영진 보수, 직원 평균 급여 등의 정보 공개 및 최근 들어 상장기업을 중심으로 한 지속가능보고서의 공시가 확대되고 있으며, 이는 기업 내부의 공정성 이슈를 본격적으로 사회적 의제로 끌어올리는 데 기여하고 있다.

국내의 경우 ESG와 관련한 기존 연구들에서는 다양한 주제가 분석되었으며, 특히 ESG가 외적 성장에 영향을 미치는지와 관련해서 ESG와 기업성과 또는 기업가치(Tobin's Q)의 관계에 초점을 둔 선행연구가 주로 다루어졌다(임옥빈, 2019; 정무권&강원 2020; 김세희 외, 2022; 김철우&김성환, 2025 등). 그러나 ESG 성과와 임금격차 간의 관계에 대한 실증 연구는 아직 초기 단계에 머무르고 있으며, 또한 중국기업의 자료를 중심으로 분석되었고(Wang and Li, 2023; Khurram et al., 2024; Li et al., 2025), 실증 증거가 몇 편 되지 않아 미미한 수준이다. 이러한 ESG - 임금격차의 관계를 해석하는 대표적 관점은 ‘최적 계약이론(optimal contracting theory)’과 ‘경영자 권력이론(managerial power theory)’이다.<sup>1)</sup> 최적 계약이론은 주주 - 경영자 간 대리인 문제를 완화하기 위해 성과연동 보상(pay-for-performance)을 설계한다는 전제 하에, ESG를 포함한 기업성과 향상기에는 경영진 보상이 합리

1) 선행연구들은 경영자 권력이론과 대비되는 이론을 ‘토너먼트 이론(tournament theory)’으로 설명하기도 한다. 그런데, 토너먼트 이론은 최적 계약가설에 기반하고 있으므로, 본 연구는 Wang and Li(2023) 및 박선영(2025)처럼 경영자 권력이론과 상반된 이론을 토너먼트 이론 대신 이를 ‘최적 계약이론’으로 설명한다.

적으로 더 커질 수 있어 내부 임금격차가 확대될 가능성을 내포한다. 토너먼트 이론 역시 최적 계약 관점 위에서 상대적 보상격차가 경쟁과 성과유인을 강화할 수 있음을 시사한다. 반면, 경영자 권력이론은 경영자가 이사회·보상위원회를 사실상 장악하거나 정보비대칭을 활용해 자기에게 유리한 보상을 책정할 수 있다고 보며, 이 경우 ESG 성과가 높다는 명분이 과도한 보상 확대로 연결되어 임금격차가 벌어질 수 있음을 예측한다. 요컨대, 두 이론 모두 특정 조건 하에서 임금격차 '확대'를 설명할 수 있고, 차이는 그 메커니즘(효율적 인센티브 vs. 권력 행사)에 있다.

만약 이러한 임금격차 확대가 경영자 권력이론에 따른 결과라면 기업에 대한 모니터링이 강할수록 그 효과가 제한될 것이고, 반대로 최적 계약에 따른 자연스러운 결과라면 모니터링 정도와는 무관할 가능성이 있다. 따라서 ESG 성과가 실제로 어느 메커니즘을 통해 임금격차와 연결되는지를 밝히기 위해서는 실증적 분석이 필요하다. 그러나 지금까지의 연구들은 충분히 이를 설명하지 못했다. 예컨대, 일부 연구들은 ESG 성과와 상관없이 여전히 경영진 보수가 지나치게 높은 경우가 많으며, ESG 공시가 실질적 분배 개선 없이 외형적 '책임경영' 이미지를 구축하는 데 사용되고 있다고 비판한다(Aguilera et al., 2006; Keeve, 2022). 또한 중국 자료를 이용한 앞서의 선행연구들은 대체로 ESG 성과가 높은 기업일수록 기업내 임금격차가 높은 경향이 있음을 제시하였다(Wang and Li, 2023; Khurram et al., 2024; Li et al., 2025). 이는 ESG의 목표가 장기적으로 가치창출과 성장을 도모하기 위해 외부 이해관계자들(stakeholders) 관점에서 기업의 지속가능한 경영을 추구하는 데 있으나, 높은 ESG 성과가 기업내 종업원 관점에서는 오히려 소득불균형(income inequality)을 심화시킬 수도 있음을 시사한다. 그

런데, 국내 상장기업의 경우 ESG 성과와 임금격차 간에는 어떤 체계적인 관련성이 있는지를 살펴본 연구는 찾아보기 어렵고, 더욱이 그 메커니즘을 밝힌 연구는 찾아보기 힘들다.

이와 같은 문제의식 하에서, 본 연구는 ESG 성과와 경영진-종업원 간 임금격차 간의 관련성을 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 본 연구는 ESG 경영이 조직 내부의 경제적 불평등에 어떤 영향을 미치는지를 규명하는 데 주목한다. ESG의 외형적 수준이 높다고 해서 반드시 조직 내부의 공정성이 보장된다고 단정지을 수 없으며, ESG 성과가 실제 기업의 소득분배 구조에는 어떤 영향을 미치고 있는지에 대한 분석이 필요하다. 왜냐하면 기업의 지속가능성 관점에서 ESG 성과가 높은 기업이 기업내 임금격차의 문제가 최적 계약이론 측면에서 설계되어 있는지, 아니면 경영자 권력이론 측면에서 활용되고 있는지는 아직까지 국내 자료를 이용한 실증 결과가 없어 학계 및 규제당국에게 잘 알려져 있지 않기 때문이다. 더 나아가 본 연구는 기업의 내부통제 수준이나 외부 감시기능이 ESG와 임금격차 간의 관계를 조절할 수 있는 핵심 요인임을 전제로, 내외부 모니터링의 강도에 따라 ESG와 임금격차 간의 관계가 어떻게 달라지는지를 알아본다. 즉, 실제로 동일한 ESG 등급을 받은 기업이라 하더라도, 재무분석가에 의한 이익예측이 활발히 이루어지는 기업이거나, 외국인의 지분율이 높거나, 대주주의 지분율이 높은 기업은 외부 이해관계자 혹은 내부 주요 주주의 감시기능이 강하게 작동할 가능성이 크다. 본 연구는 ESG 성과와 임금격차 간에 '양(+)'의 관련성이 존재한다는 기본 가설을 제시하고, 내·외부 모니터링이 강할수록 그 양(+)'의 효과가 완화된다는 조절 가설을 함께 검증한다. 구체적으로, 재무분석가 커버리지, 외국인 또는 대주주 지분, 이사회 독립성 등 모니터링 지표가 강

한 기업일수록 ESG - 임금격차의 양(+) 관련성이 작아질 것으로 예측한다. 이러한 결과가 관찰된다면 이는 ESG 경영의 진정한 내재화를 위해서는 단순한 제도적 요건 충족을 넘어선, 실질적인 감시체계의 확보가 병행되어야 함을 시사한다.

본 연구는 이를 실증적으로 검증하기 위해, 2013년부터 2023년까지의 한국 유가증권시장 및 코스닥 상장기업(비금융업종)을 표본으로 분석을 진행한다. ESG 성과는 한국ESG기준원(Korea Institute of Corporate Governance and Sustainability: KCGS)의 ESG 통합등급을 사용하고, 임금격차는 사업보고서에 공시된 등기임원(또는 총임원)의 평균 보수와 직원의 평균 급여 간의 차이 비율로 측정하였다. 실증분석 결과에 따르면, 기업의 ESG 성과는 경영진-종업원 간 임금격차와 유의한 양(+)의 관련성을 보였다. 이는 ESG 등급이 높은 기업일수록 오히려 경영진에 대한 보상이 더 크게 증가하여, 상대적인 임금 불균형이 심화될 수 있음을 시사한다. 이러한 결과는 ESG 경영이 외형적 이미지 제고에는 기여할 수 있으나, 한편으로 내부 구성원 간 분배 정의를 반드시 수반하지는 않을 수 있음을 보여준다. 그러나 이와 같은 양(+)의 관련성은 기업의 내부 및 외부 감시체계가 강한 경우에는 유의하게 완화되었다. 구체적으로, 해당 기업에 대한 재무분석가들이 존재하거나, 대주주의 지분율이 높은 기업에서는 ESG 성과와 임금격차 간의 양(+)의 관련성이 약화되는 경향을 보였다. 이는 기업의 ESG 활동이 사회적 책임 실현으로 작동하기 위해서는 효과적인 내부통제와 외부 감시가 필수적임을 시사하며, ESG 성과만으로는 경영진 보상구조의 정당성을 판단하기 어려울 수 있음을 의미한다.

따라서 본 연구의 분석이 제공하는 실천적 함의는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, ESG 경영의 효

과성을 임금격차라는 구체적이고 객관적인 지표를 통해 검증함으로써, 단순한 공시 수준을 넘어선 실질적 평가 기준을 제시한다. 둘째, 내년 2026년부터 규제 당국에 의한 ESG 공시가 단계적으로 예정된 상황에서 ESG 성과가 진정한 조직문화 개선으로 이어지지 않고 형식적으로 운영되는 경우를 구별할 수 있는 사전적 실증 증거를 제공하며, 이를 통해 기업 내부의 구조적 불평등을 파악하고 정책 개선의 근거를 제시한다. 셋째, 기업의 지배구조 설계자, 투자자, 정책입안자들에게는 ESG 성과 해석에 있어 '지배구조'라는 조절변수를 반드시 고려해야 함을 시사하며, 향후 ESG 공시제도의 고도화와 ESG 투자 전략 수립에 정량적 기준을 제공한다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같이 이루어졌다. 제II장에서는 임금격차에 대한 기존 이론과 ESG와 경영자 보상 및 임금격차와 관련된 선행연구, 또한 조절효과와 관련해서 재무분석가의 모니터링을 다룬 선행연구를 체계적으로 검토하고, 본 연구의 가설을 설정한다. 제III장에서는 본 연구의 분석 틀에 해당하는 연구모형과 주요 변수, 표본 구성 및 데이터 수집 방식을 설명한다. 제IV장에서는 실증분석 결과 및 주요 해석을 제시하며, 또한 소유구조에 기초한 조절효과에 대한 추가분석 및 강건성 분석결과를 보고한다. 제V장에서는 결론과 함께 정책적·실무적 시사점 및 연구의 한계를 논의한다.

## II. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

### 2.1 기업내 임금격차에 대한 이론적 틀

기업 내 임금격차에 대한 연구는 전통적으로 경제

학, 조직행태론, 경영학 등 다양한 분야에서 이루어져 왔다. 특히 고전적 인센티브 이론인 '최적 계약이론'과 '경영자 권력이론'은 기업의 보상구조를 설명하는 대표적인 이론적 틀을 제공한다. 본 연구는 이들 두 이론을 중심으로 ESG 성과가 임금격차에 미치는 영향을 해석하고자 한다.

최적 계약이론은 조직 내 직급 간 보상격차가 종업원들의 동기를 유발하고, 성과를 극대화하는 데 기여한다고 본다(Lazear and Rosen, 1981). 이론에 따르면, 임금격차는 성과주의적 인센티브 시스템의 일환으로 가능하며, 승진 가능성 혹은 보상격차를 통해 구성원의 경쟁을 유도한다. 즉, 임금격차로 인해 직원들은 더 열심히 일하며 기업의 성과를 향상시키고 결과적으로 주주의 이익을 극대화하는 데 기여할 수 있다. 이 관점은 임금격차가 기업내 직급 간 중요도를 반영하며, 적절한 수준의 임금격차는 기업 운영의 동기 유발 및 성과 향상에 기여할 수 있다고 본다(Wang and Li, 2023). ESG 성과가 높은 기업은 윤리적 기준과 성과관리를 동시에 중시할 가능성이 높으며, 이러한 맥락에서 임금격차는 오히려 조직의 생산성과 효율성을 반영하는 지표일 수 있다. 따라서 최적 계약이론에서는 ESG 성과가 높은 기업일수록 기업내 포용성과 공정성을 중시하여 경영진-종업원 간 임금격차가 낮은 경향이 있을 것으로 예상된다(Wang and Li, 2023; Zhang et al., 2023).

반면, 경영자 권력이론은 경영진이 이사회를 장악하거나 정보비대칭을 활용하여 과도한 보상을 추구할 수 있다고 본다(Bebchuk and Fried, 2004).

경영자의 과도한 보상은 경영자의 지대추구 행위(rent-seeking behavior)에 의해 발생하며, 이는 기업 내부의 높은 대리인비용(high agency costs)을 반영한다. 경영자는 기업의 보상 체계에 영향을 미칠 동기와 능력을 모두 지니고 있으므로, 임금 계약을 자신에게 유리하게 설정하여 기업 내부의 소득 불평등을 심화시킬 수 있다(Wang and Li, 2023). 이런 경우 임금격차는 성과에 기반한 보상이 아니라 경영자의 권력 남용과 내부통제 실패의 결과로 간주된다. ESG 성과가 높은 기업이 외형적으로는 책임 있는 기업처럼 보이지만, 실제로는 경영진 보수를 과도하게 유지하는 '형식적 ESG(greenwashing)'<sup>2)</sup> 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 경영자 권력 관점에서는 ESG 성과가 높은 기업일수록 경영자의 권력 남용과 자신의 효용을 극대화하는 사적이익 추구행위는 대리인비용을 발생시켜 경영진-종업원 간 임금격차가 높은 경향이 나타날 것으로 예상된다(Wang and Li, 2023; Li et al., 2025).

## 2.2 ESG 성과가 경영자 보상 및 임금격차에 미치는 영향에 관한 선행연구

국내의 선행연구들은 ESG 기준이 점점 더 많은 글로벌 상장기업의 임원보상체계에 반영되고 있다는 배경에 근거하여, ESG 성과 지표와 경영자 보상의 관계를 분석하였다(Lee et al., 2024; Nasta et al., 2024; 황성준&이은주, 2024; 이은주, 2024; 황성준&홍종의, 2024). 또한 ESG 성과가 임금격차에 미치는 영향에 대해 분석한 국외 선행연구도

2) 'ESG 워싱'은 실제로 ESG 경영을 하지 않거나, 미비하게 수행하는 기업이 겉으로는 ESG 관련 공약과 경영정책을 대외적으로 표방하면서 ESG 시대의 선구자인 척하는 위장 전략을 하는 경우를 일컫는다. 즉, 무늬만 ESG를 지칭한다. ESG 워싱은 그린워싱(green washing)에서 유래한 것으로, 실제로는 친환경적이지 않으면서 녹색경영이라는 키워드로 기업을 홍보하는 위장 환경주의나 친환경 위장술을 벌이는 기업들이 이에 해당한다.

일부 존재한다(Wang and Li, 2023; Khurram et al., 2024; Li et al., 2025).

먼저 ESG 성과와 경영자 보상의 관계에 대한 선행연구를 살펴보면, Lee et al.(2024)은 2015년부터 2019년까지 미국 금융업에 속한 기업을 대상으로 ESG 노력이 경영진의 실질적인 이익으로 이어지는지를 규명하였다. 이 연구는 ESG 평가와 최고경영자(CEO) 보상 간에 유의한 양(+의) 관계가 있다고 밝히며, 사회 및 지배구조 성과가 단기 및 장기 보상에 모두 일관된 영향을 미친다고 보고하였다. Nasta et al.(2024)은 2014년부터 2021년까지 S&P500 지수에 포함된 미국 상장기업을 대상으로 분석한 결과에서, ESG 지표 중 환경지표만 CEO의 주식연계보상에 유의한 양(+의) 영향을 미침을 발견하였다. 또한 이러한 양(+의) 관계는 기관투자자 지분율이 높을수록 강화되었다. 이에 이 연구는 공공 연기금, SRI(socially responsible investments) 펀드, ESG에 민감한 기관투자자 등이 기업의 ESG 전략 및 보상 설계에 실질적 영향을 미치고 있으며, 기관투자자의 요구가 ESG와 임원보상 설계 간에 연결성을 더욱 강화하기 때문에 나타난 결과로 해석하였다. 황성준&이은주(2024)는 지속가능성 측면에서 ESG 성과가 경영자의 동기부여 차원에서 보상에 긍정적인 영향을 미치는지를 조사하였다. 분석결과는 ESG 등급과 경영자 보상 간에 유의한 양(+의) 관계로 나타났다. 구체적으로, 이 연구는 ESG 평가 등급이 높을수록 현금보상으로 측정된 고정보상을 증가시키며, 스톡옵션보상으로 측정된 변동보상 또한 증가시키는 것으로 나타났다. 이 연구는 ESG 성과가 기업 내에서 중요한 평가 지표로 이용되고 있음을 보여준다. 이은주(2024)는 탄소효율성으로 측정된 기업의 환경 성과가 경영자 보상에 미치는 영향을 조사하였다. 분석결과, 탄소효율성이 높을수록 경영

자 보상이 높은 경향이 나타났다. 또한 기관투자자 거래비율이 높을수록 환경 성과와 경영자 보상 간의 양(+의) 관계가 강화되는 것으로 나타난 반면, 개인 투자자 거래비율이 높을수록 환경 성과와 경영자 보상 간에는 별다른 영향을 미치지 않았다. 이에 대해 저자는 기관투자자의 경우 ESG 성과를 강화하는 데 중요한 역할한다고 해석하였다. 하지만 이 연구는 ESG 성과를 직접 이용한 결과는 아니다. 황성준&홍종의(2024)는 비재무적 성과가 경영자 보상에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 이 연구는 ESG 성과에 초점을 맞춘 결과에서, ESG 평가등급을 받은 기업의 경우 경영자 보상이 낮아지는 경향이 있으나, 주식성과가 높은 기업에서 ESG 성과가 높을수록 경영자 보상이 증가하는 것으로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 ESG 경영이 경영자 보상에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 지속가능한 성장을 유도할 때 중요한 역할을 한다고 해석하였다. 하지만 앞서의 선행연구들은 ESG 성과와 임금격차의 관계를 직접 분석한 연구는 아니며, ESG 성과와 경영자 보상의 관계를 중심으로 살펴본 연구들이다.

다음으로, 본 연구와 밀접한 관련성이 있는 ESG 성과가 임금격차에 미치는 영향을 분석한 선행연구들을 살펴보면 다음과 같다. 예를 들어, Wang and Li(2023)는 중국 상장기업을 대상으로 ESG 성과가 직원 소득과 경영진-종업원 간 임금격차에 미치는 영향을 조사하였다. 분석결과, ESG 성과가 높을수록 직원의 소득을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 그러나 이 연구는 경영진과 일반 직원간 협상력의 차이에 따라 ESG 등급이 직원 소득에 미치는 영향은 직급에 따라 다르게 나타남을 보고하였다. 또한 이 연구는 ESG 성과가 높을수록 임금격차는 증가하는 것으로 나타났으며, 비국유기업, 대기업, 경쟁이 치열한 산업군에서 주로 ESG 성과가 높을수

록 임금격차를 확대시키는 것으로 나타났다. Li et al.(2025)은 중국 상장기업을 대상으로 2017년부터 2021년까지 ESG 등급이 임금격차에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 이 연구 역시 ESG 등급이 높을수록 경영진과 직원 간 임금격차가 유의미하게 확대된다는 경향이 있음을 보고하였다. 이는 주로 경영진의 성과급 민감도가 증가한 데 기인하며, 특히 지배구조(G) 요소가 이 민감도를 강화하는 핵심요인으로 작용한다고 제시하였다. Khurram et al.(2024)은 중국기업을 대상으로 Bloomberg의 ESG 공시 점수(2015~2019년)를 활용하여 ESG 성과와 임금격차의 관계를 분석한 결과에서, U자형의 비선형 관계가 존재함을 보고하였다. 한편, 이 연구는 Wang and Li(2023) 및 Li et al.(2025)의 방법처럼 분석하면 ESG 등급과 임금격차 간에 양(+ )의 결과 역시 나타남을 보여주고 있다. 이상의 연구들은 중국 자료를 이용한 결과에서, 대체로 ESG 성과와 임금격차 간에 양(+ )의 관계가 있음을 보여 주고 있다. 하지만, 아직까지 ESG 성과와 경영진-종업원간 임금격차에 대한 연구는 활발하게 이루어지고 있지 않은 상황이며, 국내의 경우 ESG 성과가 임금격차에 어떤 영향을 미치는지 살펴본 연구는 전무한 실정이다.

### 2.3 가설의 설정

ESG 경영은 기업의 재무성과와 기업가치를 증가시키며(Fatemi et al., 2018; 이정은&김진섭, 2013 등), 자본비용을 낮추는 등(El Ghoul et al., 2011; Yeh et al., 2020; Chen et al., 2023; Priem et al., 2024) 기업의 지속가능한 성장을 촉진하는 기업 경영의 핵심 요소로 자리잡고 있다. ESG 성과가 우수한 기업은 높은 평판을 형성하고 있으며, 기

업을 둘러싼 이해관계자들과 안정적인 관계를 구축하고 있다(Lins et al., 2017). 또한 ESG 성과는 정보비대칭이 존재하는 시장에서 기업의 신뢰를 구축하고 불확실성을 줄이는 신호로 작용할 수 있다. 소비자들은 우수한 ESG 성과를 가진 기업의 제품이나 서비스에 더 높은 프리미엄을 지불할 의향이 있으며, 이는 기업의 경제적 이익의 증가로 이어지고(Diallo et al., 2021), 기업 내부의 수익 분배에 영향을 줄 수 있다. 이러한 측면에서 최적 계약이론 관점에 따르면, ESG 성과가 우수한 기업은 윤리적 책임과 성과 중심의 관리 방식을 동시에 중시하는 경향이 있으며, 이러한 조직에서는 임금격차가 오히려 조직의 생산성과 효율성을 반영하는 지표일 수 있다. 그러나 경영자 권력 관점에서 보면, ESG 성과가 높은 기업이 외형상 윤리적이고 지속가능한 경영을 추구하는 것처럼 보이지만, 실제로는 경영진 보수를 과도하게 유지하는 '형식적 ESG(greenwashing)' 가능성도 배제할 수 없다. 현실적으로 경영진과 일반 직원 간에 전문성, 대체가능성, 협상력 격차 등 노동력이 동질적이지 않으므로, 임금 불평등이 고착화될 수 있기 때문이다(Li et al., 2025). 경영진은 높은 협상력을 바탕으로 기업 이익의 상당 부분을 차지하는 반면, 상대적으로 대체가능한 일반 직원은 낮은 수준의 보상만을 지급받게 된다. 더욱이 ESG 성과의 증가는 경영진의 성과급 민감도(pay-for-performance sensitivity)를 높임으로써 임금격차를 확대시킬 수 있다. ESG 성과가 높으면 경영진은 미래의 수익 개선을 기대하게 되고, 이에 따라 자신의 보상이 성과에 더욱 민감하게 연동되기를 원하게 된다. 협상력이 강한 경영진은 이러한 구조를 자신에게 유리하도록 설계하여 성과에서 차지하는 보상 비중을 확대하고, 결과적으로 일반 직원과의 임금격차를 더욱 벌릴 수 있다(Yuan et al., 2024). 최근 들

어, 전 세계적으로 ESG 성과를 임원 보수에 연계하는 움직임이 확산되고 있는 배경 또한 ESG 성과가 경영진-종업원 간 임금격차를 증가시킬 가능성을 제공한다. 만일 ESG 성과와 임금격차 간에 음(-)의 관계가 도출된다면 이는 최적 계약이론에 따른 관점이 반영된 결과로 볼 수 있다. 반면, ESG 성과와 임금격차 간에 양(+)의 관계가 관찰될 경우 경영자 권력이론에 근거한 결과일 것이다. 본 연구는 선행연구인 Wang and Li(2023), Khurram et al.(2024) 및 Li et al.(2025)에서 ESG 성과와 임금격차 간에 양(+)의 관계를 보고하고 있고, 이러한 관점을 지지하여 ESG 성과가 높을수록 경영진-종업원 간 임금격차를 확대할 것으로 예상된다. 이에 다음과 같은 가설 1을 설정하였다.

가설 1: ESG 성과가 높을수록 경영진-종업원 간 임금격차가 증가할 것이다.

본 연구는 가설 1에서 경영자 권한 이론의 관점을 반영하여, ESG 성과가 높을수록 경영진-종업원 간의 내부 임금격차가 확대될 수 있음을 가설화하여 제시하였다. 이처럼 기업 내부의 소득불평등이 심화되는 상황에서는 최적 계약이론에서 제시하는 인센티브 메커니즘이 제대로 작동하기 어려우며, 경영자의 권한 남용 가능성 또한 커질 수 있다. 이러한 상황에서 외부감시주체(outside monitors)로서 재무분석가의 역할은 더욱 중요하게 부각된다. 재무분석가는 일반투자자에 비해 우월한 정보력과 분석능력을 바탕으로 기업의 이익예측활동을 수행하며, 분석보고

서에 이를 포함하여 자본시장에 전달함으로써 기업의 효과적인 외부감시주체로서의 역할을 담당하고 있다(Jin et al., 2022; 고재민 외, 2012). 즉, 기업 고유의 정보를 능동적으로 모니터링하고 분석함으로써 대리인 문제에서 발생하는 정보비대칭을 줄이는데 중요한 역할을 수행한다(Almaharmeh et al., 2024). 재무분석가들의 정확한 예측을 위한 노력은 기업에게 압력으로 작용하여(전수영&이정기, 2011), 경영자 입장에서는 재무분석가의 분석행위를 전반적인 경영활동에 대한 노출로 인식하기 때문에 자신의 사적이익추구 행위를 줄이거나 좋은 평가를 얻어내고자 할 것이다(오정량 외, 2013).<sup>3)</sup> 특히 경영자 보상구조나 임금 분포와 같은 민감한 정보에 대한 외부의 관심이 증가할수록 경영자는 자신의 행동이 재무분석가의 감시와 평가 대상이 된다는 점을 의식하게 될 것이다. 이에 시장에서 해당 기업을 분석하는 재무분석가가 존재하거나, 그 수가 많을수록 이들은 정보중개자로서 감시자 역할을 수행하여 ESG 성과와 임금격차 간에 양(+)의 관계를 완화시키는 역할을 할 것으로 예상된다. 이와 같은 논의에 근거하여, 본 연구는 ESG 성과와 경영진-종업원 간 임금격차 간에 양(+)의 관계는 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하면 그렇지 않은 경우보다 약화(weaken)될 것으로 예상하여 다음과 같은 가설 2를 설정하였다.

가설 2: ESG 성과와 경영진-종업원 간 임금격차 간에 양(+)의 관계는 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하면 그렇지 않은 경우보다 약화될 것이다.

3) 재무분석가는 기업과 투자자 간에 정보불균형을 해소하여 투자자를 보호하고 자본시장의 효율성을 높이는 데 기여한다. 이러한 재무분석가의 모니터링 활동은 기업 내부의 전반적인 경영활동을 분석하기 때문에 경영자 입장에서는 자신의 기회주의적인 경영행위에 대한 외부로의 노출을 염려하게 된다. 이는 재무분석가가 경영자의 사적이익추구 행위를 효과적으로 감시한다는 것이며, 선행연구들은 이에 대한 실증 증거를 제시하고 있다(Yu, 2008; Liu, 2014; 안윤영&장진호, 2006; 고재민 외, 2012; 유정민 외, 2012; 오정량 외, 2013; 조문기&최동춘, 2013).

### III. 연구설계 및 표본의 선정

#### 3.1 연구모형의 설정

본 연구는 ESG 성과가 경영진-종업원 간 임금격차에 미치는 영향을 살펴보고, 외부감사주체 중 하나인 재무분석가의 존재가 ESG 성과와 임금격차 간에 관계에 어떠한 역할을 하는지를 알아보고자 한다. 이에 본 연구는 다음과 같은 식(1)과 식(2)의 연구모형을 설정하여 검증한다.

$$\begin{aligned}
 PD_t = & \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t \\
 & + \beta_4 GRW_t + \beta_5 MTB_t + \beta_6 ROA_{t-1} \\
 & + \beta_7 LOSS_{t-1} + \beta_8 RET_{t-1} + \beta_9 PPE_t \\
 & + \beta_{10} R\&D_t + \beta_{11} SGA_t + \beta_{12} PROB_t \\
 & + \beta_{13} AGE_t + \beta_{14} OWN_t + \beta_{15} Analyst_t \\
 & + \beta_{16} FOR_t + \beta_{17} BIG4_t + \beta_{18} SPEC_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 PD_t = & \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 Analyst_t \\
 & + \beta_3 ESG_t \times Analyst_t + \beta_4 SIZE_t \\
 & + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 MTB_t \\
 & + \beta_8 ROA_{t-1} + \beta_9 LOSS_{t-1} + \beta_{10} RET_{t-1} \\
 & + \beta_{11} PPE_t + \beta_{12} R\&D_t + \beta_{13} SGA_t \\
 & + \beta_{14} PROB_t + \beta_{15} AGE_t + \beta_{16} OWN_t \\
 & + \beta_{17} FOR_t + \beta_{18} BIG4_t + \beta_{19} SPEC_t \\
 & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

여기서, 종속변수: PD(경영진-종업원 간 임금격차)

PD\_R = t년도 임금격차1[(= (등기임원의 평균보수액-종업원의 평균보수액)/등기임원의 평균보수액];

PD\_A = t년도 임금격차2[(= (총임원의 평균보수액-

종업원의 평균보수액)/총임원의 평균보수액];

관심변수

ESG = t년도 ESG 성과(= ESG등급의 서열순위 변수(1~6));

Analyst = t년도 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하면 1, 아니면 0;

ESG×Analyst = t년도 ESG와 Analyst의 상호작용 변수;

통제변수

SIZE = t년도 총자산의 자연로그값;

LEV = t년도 부채비율(= 총부채/총자산);

GRW = t년도 매출액 성장성[(= (매출액<sub>t</sub>-매출액<sub>t-1</sub>)/매출액<sub>t-1</sub>];

MTB = t년도 자본의 시장가치/장부가치;

ROA = t-1년도 당기순이익/기초총자산;

LOSS = t-1년도 손실발생 여부;

RET = t-1년도 초과수익률;

PPE = t년도 유형자산/총자산;

R&D = t년도 연구개발비/매출액;

SGA = t년도 (관관비-연구개발비)/매출액;

RROB = t년도 노동생산성(= 매출액에 자연로그값/직원수)

AGE = t년도 기업연령(= 설립연수에 자연로그값);

OWN = t년도 대주주지분율(특수관계자를 고려);

FOR = t년도 외국인지분율;

BIG4 = t년도 Big 4 회계법인이 감사한 기업이면 1, 아니면 0;

SPEC = t년도 산업전문감사인(총자산 제공근을 기준으로 산업 내 시장점유율이 20% 이상)이면 1, 아니면 0;

ΣIND = t년도 산업더미;

ΣYD = t년도 연도더미;

ε = 잔차항;

i기업 표시는 편의상 생략함.

식(1)과 식(2)의 종속변수는 PD(경영진-종업원의 임금격차)이며, 본 연구에서는 PD\_R과 PD\_A의 두 가지 측정치를 이용하였다. 전자인 PD\_R은 등기

임원 기준으로 직원과의 차이 비율로 측정된 경우이고, 후자인 PD\_A는 총임원 기준으로 직원과의 차이 비율로 측정된 경우이다. 구체적으로, PD\_R은 등기임원의 평균보수액에서 종업원의 평균보수액을 차감한 값을 등기임원의 평균보수액으로 나누어 계산한 값이며, PD\_A는 총임원의 평균보수액에서 종업원의 평균보수액을 차감한 후 총임원의 평균보수액으로 나누어 계산한 값이다.<sup>4)</sup>

식(1)의 관심변수는 ESG이고, 한국ESG기준원(KCGS)에서 평가한 ESG 통합등급을 이용하였다(박광현&이주성, 2017; 신상이&박종일, 2020; 박종일&이윤정, 2022 등). 구체적으로, KCGS에서 ESG 등급은 A+, A, B+, B, C, D로 구성되어 이루어져 있으며, 본 연구에서는 가장 높은 등급(A+)에 6점, 가장 낮은 등급(D)에 1점을 부여하여 서열 순위변수로 측정하였다(강경구 외, 2023; 신희정 & 최수영, 2024; 박종일&이윤정, 2024). 만일 가설 1에서 예상한대로 ESG 성과가 높을수록 임금격차가 커진다면 식(1)의 관심변수 ESG는 종속변수 PD(PD\_R, PD\_A)에 대해 유의한 양(+ )의 계수값을 보일 것이다( $\beta_1 > 0$ ). 가설 2의 관심변수는 상호작용 변수인 ESG×Analyst이다. 본 연구는 Analyst를 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다.<sup>5)</sup> 따라서 가설 2의 경우 만일 가설 1의 예상처럼 ESG 성과와 임금격차 간에 양(+ )의 관계가 나타날 경우, 해당 기업에 대한

분석보고서를 자본시장에 전달하는 재무분석가의 존재가 이러한 관계를 억제하는 긍정적인 조절효과와 역할을 한다면 식(2)의 관심변수 ESG×Analyst는 종속변수 PD(PD\_R, PD\_A)에 대해 유의한 음(-)의 계수값을 보일 것으로 예상된다( $\beta_3 < 0$ ).

본 연구는 ESG 성과와 임금격차 간의 관계를 검증하기 위해 식(1) 및 식(2)의 연구모형에서 선행연구를 준용하여 통제변수를 선정하였다(Wang and Li, 2023; 신재용 외, 2020 등). 먼저 기업 특성을 통제하기 위해 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 매출액 성장성(GRW), 장부가치 대비 시장가치(MTB)를 모형에 고려하였다. 또한 당기 임금격차에 영향을 미칠 수 있는 전기 수익성 지표(ROA), 전기 손실발생 여부(LOSS), 전기 초과수익률(RET)을 모형에 포함시켜 직전 연도의 성과를 통제하였다(신재용 외, 2020). 유형자산비율(PPE), 연구개발비율(R&D), 판매관리비(SGA)는 기업의 복잡성을 증가시킬 수 있는 변수로 통제할 것이고, 노동생산성(PROB)은 직원 1인당 매출액을 의미하며, 해당 값의 클수록 임원 보수를 증가시킬 수 있다(신재용 외, 2020). 기업연령(AGE)이 증가할수록 기업 내부적으로 설정된 임원보상체계에 변화가 있을 수 있으므로, 이를 통제변수로 모형에 고려하였다. 또한 본 연구는 소유구조의 영향을 통제하기 위해 지배주주와 관련된 변수인 대주주지분율(OWN)과 외부감사주체가 될 수 있는 외국인지분율(FOR)을 모형에 포함

4) 본 연구는 PD\_R과 PD\_A를 측정하기 위해 TS2000데이터베이스를 이용하였다. TS2000의 임금 자료는 개별기업의 사업보고서에 공시된 것이다. 이 자료의 경우 등기임원의 연간 1인 평균보수액, 직원의 연간 1인 평균보수액은 1인당 평균보수로 추출되는 반면, 2013~2016년을 제외하면 총임원의 연간 1인 평균보수 자료는 추출이 되지 않는다. 따라서 본 연구는 분석기간 2013~2023년까지 총임원의 1인당 평균보수액을 측정하기 위하여 TS2000의 '임원의 보수(보수지급금액)' 항목에서 총임원의 '지급총액'을 추출한 후 총임원의 인원수로 나누어 측정하였다. 해당 지급총액은 임원에게 실제 지급된 금액이다. 한편, 본 연구는 PD\_R 및 PD\_A를 측정할 때 '경영진-종업원 간 임금격차의 차이 비율'로 측정하였으나, 기술의 편의상 이를 줄여 '임금격차로 지칭한다.

5) 선행연구에 따라서는 재무분석가의 수를 이용하기도 있으나, 본 연구의 표본상에 재무분석가들이 모두 존재하는 것은 아닌 것으로 나타났다. 이는 재무분석가들은 관심있는 기업만을 분석하기 때문일 수 있다. 따라서 본 연구는 재무분석가가 해당 기업에 대한 분석보고서를 작성하는 경우 모니터링의 역할을 할 것으로 예상하여, 해당 기업에 대한 재무분석가 존재 여부로 측정된 것이다.

하였고, 감사인 특성을 통제하기 위해 대형회계법인(BIG4)과 산업전문감사인(SPEC)을 고려하였다. 본 연구는 또한 산업별 연도별 특성에 따른 고정효과를 통제하기 위하여 산업더미와 연도더미( $\Sigma IND$ ,  $\Sigma YD$ )를 모형에 추가하였다. 각 변수의 정의 및 측정방식은 식(2) 하단에 기술하였다. 한편, 본 연구는 식(1)과 식(2)에 대해 OLS 회귀분석을 수행하며, 개별기업 수준에서 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값을 이용해 검증한다.

### 3.2 표본의 선정

본 연구가설을 검증하기 위한 표본은 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업 중 다음의 조건을 만족하는 기업을 대상으로 하며, 분석기간은 2013년부터 2023년까지이다.

- (1) 비금융업이고, 결산월이 12월인 기업
- (2) TS2000 데이터베이스로부터 임원의 보수총액과 총임원수 또는 등기임원의 1인당 평균 보수액, 직원의 1인당 평균급여액, 그리고 대주주지분율 자료가 수집가능한 기업
- (3) 한국ESG기준원에서 ESG 평가등급 자료가 수집가능한 기업,
- (4) FnGuide 및 Value Search 데이터베이스에서 기본 재무자료, 감사의견, 회계법인, 외국인지분율, 그리고 주가 등의 자료가 수집가능한 기업
- (5) 자본잠식이 아닌 기업

본 연구의 분석기간을 2013년부터 시작한 데에는 국내의 경우 사업보고서에 임원 보수의 공시가 2013년부터 이루어졌기 때문이다. 조건 (1)은 금융업을 제외하고 결산월이 12월인 기업을 분석한 데에는 비교가능성과 표본의 동질성 확보를 위한 사항이다. 조건 (2)에서 본 연구의 종속변수(PD\_R, PD\_A)의 측정은 (사)한국상장회사협의회(TS2000) 데이터베이스를 이용하였다(정선문&김예원, 2022; Choo et al., 2023 등). 또한 조건 (3)에서 본 연구의 관심변수(ESG)는 한국ESG기준원에 공개된 기업을 대상으로 하였다.<sup>6)</sup> 나머지 변수들은 FnGuide 및 Value Search 자료를 이용하였다(조건 4). 조건 (5)에서 자본이 잠식된 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮으므로, 분석에서 제외하였다(박종일&이윤정, 2025). 이상의 조건을 모두 만족하는 최종표본은 분석기간 동안 3,499개 기업/연도 자료였다. <표 1>에는 표본의 선정절차에 대해 요약하였다.

한편, 본 연구는 식(1)과 식(2)의 연구모형에 사용된 변수들에 대한 극단치 문제를 최소화하기 위하여 자연로그를 취한 변수와 더미변수를 제외하고 각 변수의 상하 1% 이내에서 조정된 후 분석에 이용하였다.

<표 2>에는 최종표본의 산업별 분포를 보고하였다. 본 연구는 OLS 회귀분석을 수행할 때 중분류를 이용한 더미변수를 이용하였으나, <표 2>에는 대분류를 기준으로 보고하였다. <표 2>를 보면, 제조업이 대략 61.9%로 가장 많은 비중을 차지하고 있으며, 기타 산업이 15.1%, 서비스업이 11.3%, 도매 및 소매업이 8.2%, 건설업이 3.5%의 순으로 나타나고 있다.

6) KCGS는 모든 상장기업을 대상으로 ESG 등급을 평가한다기보다는 업종에 관계없이 매년 대략 900~1,000여개 정도의 상장사에 대한 ESG 등급을 홈페이지에 공개해 왔다.

〈표 1〉 표본의 선정절차

2013년부터 2023년까지 비금융업이면서 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업	28,754
(-) 12월 결산기업이 아닌 경우	(551)
(-) TS2000에서 등기임원 및 총임원의 1인당 평균보수 측정치와 직원의 1인당 평균보수 자료가 없는 기업의 경우	(7,361)
(-) 한국ESG기준원에서 ESG 자료가 공개되지 않은 기업의 경우	(17,042)
(-) 변수 측정상에 재무자료 및 통계변수 자료를 구할 수 없는 경우	(292)
(-) 자본잠식 기업의 경우	(9)
최종표본	3,499

〈표 2〉 표본의 산업 및 연도별 분포

Industry	빈도수	%
제조업	2,166	61.9%
건설업	122	3.5%
도매 및 소매업	287	8.2%
서비스업	397	11.3%
기타	527	15.1%
합계	3,499	100.0%

주1) 산업은 NICE평가정보(주)의 Value Search에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

주2) 분석기간은 2013년부터 2023년까지 자료를 통합하여 보고함.

〈표 3〉 임금격차(PD)의 연도별 분포

Year	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2013~2023
$PD\_R$	0.885	0.830	0.853	0.831	0.859	0.862	0.847	0.771	0.741	0.755	0.755	0.771
$PD\_A$	0.763	0.700	0.708	0.682	0.701	0.708	0.703	0.614	0.574	0.587	0.579	0.606
N	76	87	70	72	88	88	122	430	785	824	857	3,499

주)  $PD\_R = t$ 년도 경영진-종업원의 임금격차1(등기임원의 1인당 평균보수액-직원의 1인당 평균보수액)/등기임원의 1인당 평균보수액;

$PD\_A = t$ 년도 경영진-종업원의 임금격차2(총임원의 1인당 평균보수액-직원의 1인당 평균보수액)/총임원의 1인당 평균보수액임.

〈표 3〉에는 본 연구의 종속변수인 PD( $PD\_R$ ,  $PD\_A$ )의 연도별 평균을 보고하였다. 등기임원과 종업원 간의 임금격차( $PD\_R$ )를 코로나19 전후로 나누어 살펴보면, 코로나19 이전인 2013년부터 2019년까지 0.830~0.885로, 이 기간의 평균은 0.852인 반면, 코로나19 이후인 2020년부터 2023년까지는 0.741

~0.771로, 이 기간의 평균은 0.755로 나타나 앞서 보다는 임금격차의 차이비율이 다소 낮아졌다. 총임원과 종업원의 임금격차( $PD\_A$ )도 2013년부터 2019년까지는 0.682~0.763으로, 이들 평균은 0.709인 반면, 2020년부터 2023년까지는 0.574~0.614로 이들 평균이 0.589로 나타나 앞서보다 최근 연도로

올수록 차이 비율이 낮아졌다. 이는 2020년 코로나19 위기로 인한 불황기의 영향으로 임금격차가 가장 낮은 수준을 기록했기 때문에 나타난 결과로 보인다.

한편, 연도별 표본수의 경우 2023년 표본이 857개 기업으로 가장 많고, 2016년이 70개 기업으로 가장 적게 나타났다. 대체적으로 최근 기간으로 올수록 표본의 수가 증가하는 형태이며, 이러한 연도별 표본수의 차이는 KCGS의 ESG 등급 자료에 기인한 것으로 보인다.

## IV. 실증분석 결과

### 4.1 기술통계

〈표 4〉에는 변수의 기술통계를 보고하였다. 본 연구의 종속변수 PD의 경우 PD\_R(등기임원과 종업원 간 임금격차)의 평균(중위수)은 0.771(0.831)이고, PD\_A(총임원과 종업원 간 임금격차)의 평균(중위수)은 0.606(0.700)으로 나타났다. 표에 보고하지 않았으나, 등기임원의 1인당 연간 평균보수액의 평균(중위수)은 660(384)백만원이고, 총임원의 1인당 연간 평균보수액의 평균(중위수)은 322(214)백만원이며, 종업원의 1인당 연간 평균보수액의 평균(중위수)은 70(66)백만원이었다. 종업원 대비 등기임원의 평균보수는 9.4배(=660/70백만원) 정도 높고, 종업원 대비 총임원의 평균보수는 4.6배(=322/70백만원) 높은 것으로 나타났다. 즉, 미등기임원이 포함된 총임원의 경우보다 등기임원의 경우가 직원과의 임금격차가 더 크다는 것을 알 수 있다.

본 논문의 관심변수 ESG의 평균(중위수)은 3.174(3)이다. 서열변수로 측정된 등간 평균이 3.5인 점을 감

안하면, 국내 상장기업들에서 ESG 성과의 평균의 경우 그리 높은 수준이 아님을 알 수 있다. 기타 연구모형에 고려된 통제변수의 경우 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 27.843(27.558)으로, 총자산에 자연로그를 취하기 전의 이들의 값은 776,216(92,925)백만원이다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.464(0.477)이며, GRW(매출액 성장성)은 0.093(0.062), MTB(자본의 장부가치 대비 시장가치)는 1.439(0.847)이다. ROA(전기 수익성)의 평균(중위수)은 0.027(0.028)이고, LOSS(전기 손실발생 여부)는 평균이 0.238로 나타나 전기에 손실이 발생한 기업은 표본 중 23.8% 정도였다. RET(전기 초과수익률)은 0.030(0.007)으로, 양(+)의 값이었다. PPE(총자산 대비 유형자산)의 평균(중위수)은 0.223(0.199), R&D(매출액 대비 연구개발비)는 0.017(0.002), SGA(매출액 대비 판매관리비)는 0.122(0.001), PROB(노동생산성)의 평균(중위수)은 0.127(0.037)로 나타났다. AGE(기업연령)의 평균(중위수)은 3.493(3.738)으로, 자연로그를 취하기 전의 값은 40(42)년이었다. OWN(대주주지분율)의 평균(중위수)은 0.426(0.430)이며, FOR(외국인지분율)은 0.119(0.067)이다. BIG4(대형회계법인)의 평균은 0.629로 나타나, 표본 중 62.9%가 대형회계법인에게 감사를 받았다. 또한 SPEC(산업전문감사인)의 평균은 0.335로 나타났다. 한편, 추가분석에 사용된 ESG 성과의 구성인 E(환경경영), S(사회적책임경영), G(지배구조)의 각 평균(중위수)은 각각 2.899(3), 3.527(4), 3.280(3)이다. 따라서 S, G, E의 순으로 평균값이 높았다.

### 4.2 상관관계 분석

〈표 5〉에는 식(1)의 모형에 고려된 주요 변수들 간

〈표 4〉 변수의 기술통계

Variable	N	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>PD_R</i>	3,499	0.771	0.831	0.217	-0.316	0.980
<i>PD_A</i>	3,499	0.606	0.700	0.321	-0.808	0.954
<i>ESG</i>	3,499	3.174	3	1.404	1	6
<i>Analyst</i>	3,499	0.607	1	0.489	0	1
<i>SIZE</i>	3,499	27.843	27.558	1.747	22.652	33.753
<i>LEV</i>	3,499	0.464	0.477	0.201	0.069	0.902
<i>GRW</i>	3,499	0.093	0.062	0.276	-0.562	1.573
<i>MTB</i>	3,499	1.439	0.847	1.803	0.140	11.884
<i>ROA<sub>t-1</sub></i>	3,499	0.027	0.028	0.081	-0.271	0.287
<i>LOSS<sub>t-1</sub></i>	3,499	0.238	0	0.426	0	1
<i>RET<sub>t-1</sub></i>	3,499	0.030	0.007	0.181	-0.332	0.708
<i>PPE</i>	3,499	0.223	0.199	0.179	0	0.754
<i>R&amp;D</i>	3,499	0.017	0.002	0.038	0	0.249
<i>SGA</i>	3,499	0.122	0.001	0.526	-0.154	4.093
<i>PROB</i>	3,499	0.127	0.037	0.313	0.001	2.340
<i>AGE</i>	3,499	3.493	3.738	0.706	0.693	4.836
<i>OWN</i>	3,499	0.426	0.430	0.161	0.081	0.797
<i>FOR</i>	3,499	0.119	0.067	0.135	0	0.627
<i>BIG4</i>	3,499	0.629	1	0.483	0	1
<i>SPEC</i>	3,499	0.335	0	0.472	0	1
기타 변수						
<i>E</i>	3,439	2.899	3	1.528	1	6
<i>S</i>	3,449	3.527	4	1.655	1	6
<i>G</i>	3,499	3.280	3	1.266	1	6

주1) 변수의 정의: *PD\_R*= t년도 임금격차1[(= (등기임원의 평균보수액-종업원의 평균보수액)/등기임원의 평균보수액)]; *PD\_A*= t년도 임금격차2[(= (총임원의 평균보수액-종업원의 평균보수액)/총임원의 평균보수액)]; *ESG*= t년도 KCGS에서 평가한 ESG 성과(=ESG등급의 서열순위변수(1~6)); *Analyst*= t년도 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하면 1, 아니면 0; *SIZE*= t년도 총자산의 자연로그값; *LEV*= t년도 부채비율(=총부채/총자산); *GRW*= t년도 매출액 성장성(=(매출액<sub>t</sub>-매출액<sub>t-1</sub>)/매출액<sub>t-1</sub>); *MTB*= t년도 자본의 시장가치/장부가치; *ROA*= t-1년도 당기순이익/기초총자산; *LOSS*= t-1년도 손실발생 여부; *RET*= t-1년도 초과수익률; *PPE*= t년도 유형자산/총자산; *R&D*= t년도 연구개발비/매출액; *SGA*= t년도 (관관비-연구개발비)/매출액; *RROB*= t년도 노동생산성(=매출액에 자연로그값/직원수); *AGE*= t년도 기업연령(=설립연수에 자연로그값); *OWN*= t년도 대주주지분율(특수관계자를 고려); *FOR*= t년도 외국인지분율; *BIG4*= t년도 Big 4 회계법인이 감사한 기업이면 1, 아니면 0; *SPEC*= t년도 산업전문감사인(총자산 제공근을 기준으로 산업 내 시장점유율이 20% 이상)이면 1, 아니면 0; *E*= t년도 KCGS에서 평가한 E(환경경영) 등급을 서열순위변수(1~6)로 측정; *S*= t년도 KCGS에서 평가한 S(사회적책임경영) 등급을 서열순위변수(1~6)로 측정; *G*= t년도 KCGS에서 평가한 G(지배구조) 등급을 서열순위변수(1~6)로 측정임.

주2) 분석기간은 2013년부터 2023년까지의 자료(N=3,499개 기업/연도).

(표 5) 변수들의 상관관계

Variable	PD_R	PD_A	ESG	Analyst	SIZE	LEV	GRW	MTB	ROA <sub>t-1</sub>	LOSS <sub>t-1</sub>	RET <sub>t-1</sub>	PPE	R&D	SGA	PROB	AGE	OWN	FOR	BIG4	SPEC		
PD_R	1																					
PD_A	0.928 (0.000)	1																				
ESG	0.275 (0.000)	0.239 (0.000)	1																			
Analyst	0.268 (0.000)	0.248 (0.000)	0.433 (0.000)	1																		
SIZE	0.357 (0.000)	0.310 (0.000)	0.644 (0.000)	0.458 (0.000)	1																	
LEV	0.043 (0.011)	0.019 (0.268)	0.176 (0.000)	0.057 (0.001)	0.272 (0.000)	1																
GRW	0.025 (0.140)	0.022 (0.189)	-0.040 (0.018)	0.012 (0.472)	0.014 (0.406)	0.040 (0.018)	1															
MTB	-0.025 (0.135)	-0.021 (0.212)	-0.071 (0.000)	0.057 (0.001)	-0.222 (0.000)	0.102 (0.182)	0.102 (0.000)	1														
ROA <sub>t-1</sub>	0.202 (0.000)	0.186 (0.000)	0.116 (0.000)	0.180 (0.000)	0.151 (0.000)	-0.328 (0.000)	-0.046 (0.006)	-0.088 (0.000)	1													
LOSS <sub>t-1</sub>	-0.189 (0.000)	-0.182 (0.000)	-0.145 (0.000)	-0.154 (0.000)	-0.175 (0.000)	0.252 (0.000)	0.048 (0.004)	0.141 (0.000)	-0.670 (0.000)	1												
RET <sub>t-1</sub>	0.008 (0.646)	0.009 (0.389)	-0.071 (0.000)	-0.043 (0.011)	-0.045 (0.008)	-0.044 (0.009)	-0.032 (0.269)	-0.019 (0.036)	0.166 (0.000)	-0.121 (0.000)	1											
PPE	0.004 (0.816)	-0.016 (0.351)	0.012 (0.460)	0.029 (0.002)	-0.103 (0.000)	0.105 (0.000)	-0.049 (0.004)	0.081 (0.000)	-0.047 (0.006)	0.067 (0.000)	0.011 (0.312)	1										
R&D	0.029 (0.082)	0.088 (0.024)	-0.066 (0.000)	0.054 (0.000)	-0.107 (0.000)	-0.191 (0.000)	-0.023 (0.182)	0.356 (0.000)	-0.106 (0.000)	0.120 (0.000)	-0.055 (0.001)	0.004 (0.800)	1									
SGA	-0.145 (0.000)	-0.127 (0.000)	-0.192 (0.000)	-0.149 (0.000)	-0.231 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.031 (0.066)	0.052 (0.002)	-0.107 (0.000)	0.102 (0.000)	0.035 (0.039)	-0.019 (0.258)	0.040 (0.018)	1								
PROB	-0.226 (0.000)	-0.225 (0.000)	-0.116 (0.000)	-0.181 (0.000)	-0.115 (0.000)	-0.099 (0.000)	0.013 (0.442)	-0.074 (0.000)	-0.046 (0.007)	0.017 (0.305)	0.010 (0.554)	-0.297 (0.000)	-0.043 (0.011)	0.065 (0.000)	1							
AGE	-0.044 (0.009)	-0.042 (0.013)	-0.158 (0.000)	-0.209 (0.000)	-0.015 (0.386)	0.005 (0.754)	-0.028 (0.103)	-0.154 (0.000)	-0.060 (0.023)	0.038 (0.000)	0.016 (0.341)	-0.047 (0.005)	-0.109 (0.000)	0.056 (0.001)	0.061 (0.000)	1						
OWN	-0.087 (0.000)	-0.109 (0.000)	0.001 (0.940)	-0.086 (0.000)	-0.048 (0.005)	-0.018 (0.280)	0.008 (0.656)	-0.188 (0.000)	0.084 (0.000)	-0.112 (0.000)	0.052 (0.002)	0.042 (0.012)	-0.235 (0.000)	-0.045 (0.008)	0.149 (0.000)	-0.058 (0.001)	1					
FOR	0.217 (0.000)	0.205 (0.000)	0.402 (0.000)	0.331 (0.000)	0.529 (0.000)	-0.087 (0.000)	0.091 (0.058)	-0.032 (0.000)	0.259 (0.000)	-0.198 (0.005)	-0.048 (0.005)	-0.018 (0.284)	0.037 (0.027)	-0.112 (0.000)	-0.151 (0.000)	-0.068 (0.000)	-0.262 (0.000)	1				
BIG4	0.207 (0.000)	0.173 (0.000)	0.532 (0.000)	0.348 (0.000)	0.468 (0.000)	0.111 (0.000)	-0.041 (0.015)	-0.062 (0.000)	0.122 (0.000)	-0.125 (0.000)	-0.037 (0.031)	0.000 (0.977)	-0.021 (0.209)	-0.139 (0.000)	-0.121 (0.000)	-0.140 (0.000)	0.026 (0.120)	0.320 (0.000)	1			
SPEC	0.121 (0.000)	0.091 (0.000)	0.382 (0.000)	0.258 (0.000)	0.453 (0.000)	0.143 (0.000)	-0.003 (0.840)	-0.096 (0.000)	0.064 (0.000)	-0.066 (0.000)	-0.018 (0.298)	-0.008 (0.631)	-0.122 (0.000)	-0.105 (0.000)	-0.042 (0.014)	-0.036 (0.033)	0.018 (0.279)	0.282 (0.000)	0.501 (0.000)	1		

주1) 변수 정의는 앞서 (표 4)의 하단과 같음.  
 주2) 분석기간은 2013년부터 2023년까지 자료를 통합하여 보고함(N=3,499개 기업/연도).  
 주3) 괄호 안의 수치는 p 값을 나타냄 (양측검증).

에 피어슨 상관관계를 보고하였다. <표 5>를 보면, 먼저 종속변수로 이용된 두 측정치 PD\_R과 PD\_A 간에는 0.928로 1%에서 높은 상관성을 가지고 있다. 가설 1의 관심변수 ESG는 종속변수 PD\_R과 PD\_A에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)<sup>7)</sup>의 상관성이 나타났다. 이는 ESG 성과가 클수록 경영진-종업원 간 임금격차가 커진다는 결과로 가설 1과 일치한다. 그러나 이러한 결과는 임금격차에 미치는 변수들이 고려되지 않았으므로, 통제변수가 고려된 식(1)의 모형을 이용한 다변량(multivariate) 회귀분석 결과로 확인할 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 종속변수가 PD\_R일 때 GRW, MTB, RET, PPE를 제외하면 나머지 변수들은 대체로 유의미한 상관성이 나타났다. 즉, Analyst, SIZE, LEV, ROA, R&D, FOR, BIG4, SPEC는 종속변수(PD\_R)에 대해 유의한 양(+)<sup>7)</sup>의 상관성을, LOSS, SGA, PROB, AGE, OWN은 종속변수에 대해 유의한 음(-)<sup>7)</sup>의 상관성이다. 구체적으로, 재무분석가가 존재하면, 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 전기 총자산이익율이 높을수록, 연구개발비 비중이 클수록, 외국인지분율이 클수록, 대형회계법인에게 감사를 받은 경우, 산업전문감사인에게 감사를 받은 경우 등기임원과 직원 간 임금격차가 큰 것으로 나타난 반면, 전기 손실이 발생한 경우, 판매관리비 지출이 높을수록, 1인당 노동생산성이 높은 경우, 기업연령이 높은 경우, 대주주지분율이 높은 경우 임금격차가 적은 것으로 나타났다. 종속변수가 PD\_A인 경우 앞서와 대체로 유사하다.

#### 4.3 가설 1의 회귀분석 결과

본 절에서는 가설 1을 검증하기 위해 식(1)의 연구모형을 이용한 다변량 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 <표 6>에 보고하였다. <표 6>의 경우 (1)의 종속변수는 등기임원과 종업원 간의 임금격차인 PD\_R이고, (2)의 종속변수는 총임원과 종업원 간의 임금격차인 PD\_A이다. (1)과 (2) 모두 관심변수는 ESG이다. 한편, 본 연구의 회귀분석 결과의 경우 식(1)에 포함된 모든 통제변수들이 고려되어 분석되었으나, 지면상 산업 및 연도( $\Sigma IND$ ,  $\Sigma YD$ ) 더미에 기인한 고정효과는 보고를 생략하였다. 또한 본 연구의 회귀분석 결과는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값으로 보고되었다.

<표 6>에서 F 값은 추정모형 (1)과 (2) 모두 1% 이내에서 통계적으로 유의하였다. 이는 본 연구모형의 설정에 적합성이 있다는 것을 나타낸다. 모형의 설명력(*Adj. R<sup>2</sup>*)은 (1)과 (2)의 경우 각각 0.225와 0.198로 나타났다.

<표 6>에서 가설 1의 관심변수 ESG는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 PD\_R에 대해 5% 수준에서 유의한 양(+)<sup>7)</sup>의 값이 나타났다. 이는 ESG 성과가 높은 기업일수록 기업의 등기임원-직원 간 임금격차가 크다는 것을 나타낸다. 즉, ESG 성과는 등기임원-직원 간의 수직적 임금격차와 양(+)<sup>7)</sup>의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 최적 계약이론보다는 경영자 권력이론에 더 부합된 증거로 나타났다. 반면, 종속변수를 PD\_A로 측정할 경우에 관심변수 ESG는 양(+)<sup>7)</sup>의 계수값이나, 통계

7) <표 6>에 대해 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요인(variance influence factor: VIF) 값을 이용하여 확인하였다. <표 6>의 (1)과 (2)에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 SIZE이고, 그 값은 모두 3.26이었다. 통상 VIF 값이 10 이상일 경우 연구모형에서 변수 간에 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단하므로, 앞서의 경우로 볼 때 <표 6>의 분석결과에서는 다중공선성 문제가 심각하지 않았다.

〈표 6〉 ESG 성과와 임금격차의 관계에 대한 회귀분석 결과: H1

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{ESG}_t + \beta_2 \mathbf{SIZE}_t + \beta_3 \mathbf{LEV}_t + \beta_4 \mathbf{GRW}_t + \beta_5 \mathbf{MTB}_t + \beta_6 \mathbf{ROA}_{t-1} + \beta_7 \mathbf{LOSS}_{t-1} + \beta_8 \mathbf{RET}_{t-1} + \beta_9 \mathbf{PPE}_t + \beta_{10} \mathbf{R\&D}_t + \beta_{11} \mathbf{SGA}_t + \beta_{12} \mathbf{PROB}_t + \beta_{13} \mathbf{AGE}_t + \beta_{14} \mathbf{OWN}_t + \beta_{15} \mathbf{Analyst}_t + \beta_{16} \mathbf{FOR}_t + \beta_{17} \mathbf{BIG4}_t + \beta_{18} \mathbf{SPEC}_t + \Sigma \mathbf{IND} + \Sigma \mathbf{YD} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Variables	(1)	(2)
	<i>PD_R</i>	<i>PD_A</i>
<i>Intercept</i>	-0.274 [-1.262]	-0.703** [-2.017]
<b><i>ESG</i></b>	<b>0.009**</b> <b>[2.058]</b>	<b>0.011</b> <b>[1.424]</b>
<i>SIZE</i>	0.033*** [4.662]	0.042*** [3.515]
<i>LEV</i>	-0.003 [-0.084]	-0.023 [-0.384]
<i>GRW</i>	0.026 [1.642]	0.036 [1.571]
<i>MTB</i>	0.003 [0.981]	0.001 [0.204]
<i>ROA<sub>t-1</sub></i>	0.325*** [3.495]	0.397*** [3.077]
<i>LOSS<sub>t-1</sub></i>	-0.031*** [-2.700]	-0.054*** [-3.093]
<i>RET<sub>t-1</sub></i>	0.000 [0.027]	0.013 [0.510]
<i>PPE</i>	-0.032 [-0.667]	-0.084 [-1.060]
<i>RND</i>	0.336** [2.166]	0.422* [1.841]
<i>SGA</i>	-0.019** [-2.279]	-0.024** [-2.011]
<i>PROB</i>	-0.112*** [-3.581]	-0.168*** [-3.488]
<i>AGE</i>	0.003 [0.372]	0.004 [0.275]
<i>OWN</i>	-0.088* [-1.946]	-0.157** [-2.305]
<i>Analyst</i>	0.032*** [2.776]	0.052*** [3.015]
<i>FOR</i>	-0.068 [-0.908]	-0.067 [-0.583]
<i>BIG4</i>	0.005 [0.397]	0.002 [0.079]
<i>SPEC</i>	-0.023* [-1.808]	-0.036* [-1.874]
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R <sup>2</sup>	0.225	0.198
F Value	8.321***	7.270***
N	3,499	3,499

주1) 변수 정의는 앞서 〈표 4〉와 같음.

주2) 괄호 안의 수치는 OLS 회귀분석의 회귀계수이고, 군집성을 통제하기 위하여 개별기업의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) \*\*\*, \*\*, \*는 p<0.01, p<0.05, p<0.1 수준에서 각각 유의성이 있음(양측검증).

적으로 유의하지는 않았다. 따라서 PD를 등기임원 기준으로 측정하느냐, 총임원 기준으로 측정하느냐에 따라 ESG와 PD 간의 양(+ )의 관계는 다소 차이가 있었다. 특히, 경영진-종업원 간 임금격차의 차이 비율이 적은 PD\_A(〈표 4〉에서 평균이 0.606)보다 차이비율이 큰 PD\_R(평균이 0.771)일 때 주로 ESG 성과가 높을수록 임금격차가 커지는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 ESG 성과가 외부 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공할 수는 있어도, 기업 내 종업원 관점에서는 우수한 ESG 성과는 오히려 기업의 이익분배상에 소득불평등(income inequality)을 조성할 수 있다는 것을 시사한다.

그러한 점에서 ESG 성과가 높을수록 경영진-종업원 간 임금격차가 증가할 것으로 예상한 가설 1은 주로 등기임원 기준으로 임금격차를 측정한 PD\_R일 때 지지된 증거를 보였다. 그러나 총임원 기준으로 임금격차를 측정한 PD\_A는 지지된 증거를 보이지 않아 가설 1은 제한된 증거(limited evidence)였다. 한편, 이러한 발견은 중국 자료를 이용하여 ESG와 임금격차 간에 양(+ )의 관계를 보고했던 Wang and Li(2023), Khurram et al.(2024) 및 Li et al.(2025)과도 일관된다.

또한 경제적 중요성(economic significance) 측면에서 ESG가 1 표준편차 증가하면 총임원-종업원의 임금격차(PD\_R)는 126.4 베이스 포인트(basis point) 증가하는 것으로 나타나, ESG가 임금격차에 미치는 영향은 경제적으로도 중요하였다.<sup>8)</sup>

기타 통제변수의 경우 SIZE, ROA, RND, Analyst는 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 대해 유의한 양(+ )의 관계를, LOSS, SGA, PROB, OWN, SPEC는

종속변수에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 기업규모가 클수록, 전기 총자산이익률이 높을수록, 연구개발비 지출이 많을수록, 재무분석가가 존재하면 임금격차가 크고, 전기 손실발생기업이면, 연구개발비를 제외한 판관비 지출이 클수록, 노동생산성이 큰 기업일수록, 대주주지분율이 높을수록, 산업전문감사인인 감사하면 임금격차가 적은 것으로 나타났다.

#### 4.4 가설 2의 회귀분석 결과

본 절에서는 가설 2를 검증하기 위해 식(2)의 연구모형을 이용한 다변량 회귀분석을 실시하였다. 이에 대한 결과는 〈표 7〉에 보고하였다. 〈표 7〉의 경우 (1)의 종속변수는 PD\_R이고, (2)의 종속변수는 PD\_A이며, 관심변수는 상호작용변수인 ESG×Analyst이다. 나머지 표의 보고방식은 앞서 〈표 6〉과 유사하다.

〈표 7〉에서 *F* 값은 (1)과 (2) 모두 1%에서 유의하며, 모형의 설명력(*Adj. R*<sup>2</sup>)은 (1)과 (2)의 경우 각각 0.228과 0.202로 나타났다.

〈표 7〉에서 가설 2의 관심변수 ESG×Analyst는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 PD\_R과 PD\_A에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 앞서의 결과는 PD의 측정치에 상관없이 ESG 성과와 임금격차 간에 양(+ )의 관계는 해당 기업에 대한 재무분석가가 존재하는 기업이 그렇지 않은 경우와 비교해 약화된다는 것을 나타낸다. 즉, ESG 성과가 높은 기업이 수직적 임금격차가 크게 나타나지만, 외부환경상에 해당 기업에 대한 재무분석가들이 존재하는 기업은 그렇지 않은 경우보다 앞서의 양(+ )

8) 경제적 크기는 ESG의 표준편차와 회귀분석 후 나타난 회귀계수를 곱하여 계산한다. 따라서 앞서 〈표 6〉의 ESG의 표준편차(1.404)를 〈표 6〉의 PD\_R의 회귀계수(0.009)를 각각 곱하여 산출하면, 종속변수가 PD\_R일 때 ESG의 표준편차×회귀계수는 1.404×(0.009) = 0.01264이다. 경제적 중요성은 Kim et al.(2022)의 방법을 준용하여 계산하였다(p.1958).

〈표 7〉 ESG 성과와 임금격차의 관계에서 재무분석가의 조절효과에 대한 회귀분석 결과: H2

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 Analyst_t + \beta_3 \mathbf{ESG_t \times Analyst_t} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 ROA_{t-1} + \beta_9 LOSS_{t-1} + \beta_{10} RET_{t-1} + \beta_{11} PPE_t + \beta_{12} R\&D_t + \beta_{13} SGA_t + \beta_{14} PROB_t + \beta_{15} AGE_t + \beta_{16} OWN_t + \beta_{17} FOR_t + \beta_{18} BIG4_t + \beta_{19} SPEC_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	(1)	(2)
	<i>PD_R</i>	<i>PD_A</i>
<i>Intercept</i>	-0.310 [-1.433]	-0.761** [-2.203]
<i>ESG</i>	0.023*** [3.562]	0.033*** [2.912]
<i>Analyst</i>	0.092*** [3.926]	0.150*** [4.118]
<b><i>ESG×Analyst</i></b>	<b>-0.021*** [-3.064]</b>	<b>-0.034*** [-3.112]</b>
<i>SIZE</i>	0.033*** [4.703]	0.043*** [3.554]
<i>LEV</i>	-0.008 [-0.207]	-0.031 [-0.510]
<i>GRW</i>	0.023 [1.486]	0.032 [1.406]
<i>MTB</i>	0.003 [0.976]	0.001 [0.198]
<i>ROA<sub>t-1</sub></i>	0.305*** [3.311]	0.364*** [2.853]
<i>LOSS<sub>t-1</sub></i>	-0.030*** [-2.629]	-0.052*** [-3.012]
<i>RET<sub>t-1</sub></i>	0.002 [0.097]	0.015 [0.586]
<i>PPE</i>	-0.029 [-0.618]	-0.080 [-1.018]
<i>RND</i>	0.310** [1.998]	0.379* [1.653]
<i>SGA</i>	-0.017** [-2.108]	-0.021* [-1.811]
<i>PROB</i>	-0.112*** [-3.546]	-0.168*** [-3.462]
<i>AGE</i>	0.003 [0.375]	0.004 [0.279]
<i>OWN</i>	-0.094** [-2.086]	-0.167** [-2.453]
<i>FOR</i>	-0.064 [-0.860]	-0.060 [-0.529]
<i>BIG4</i>	0.004 [0.329]	0.000 [0.006]
<i>SPEC</i>	-0.022* [-1.783]	-0.035* [-1.850]
Fixed-Effects	Industry and Year	Industry and Year
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R <sup>2</sup>	0.228	0.202
F Value	8.179***	7.153***
N	3,499	3,499

주1) 변수 정의는 앞서 〈표 4〉와 같음.

주2) 괄호 안의 수치는 OLS 회귀분석의 회귀계수이고, 군집성을 통제하기 위하여 개별기업의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) \*\*\*, \*\*, \*는 p < 0.01, p < 0.05, p < 0.1 수준에서 각각 유의성이 있음(양측검증).

의 관계가 줄어들다는 것을 의미한다. 이는 ESG 성과와 임금격차 간에는 경영자 권력이론이 주로 관찰되지만, 외부환경상에 재무분석가들이 존재하여 감사자의 역할을 하고 ESG 성과가 높으면 임금격차와의 관계에서 최적 계약이론에 부합되는 증거이다. 따라서 앞서 <표 7>의 결과로 볼 때 평균적으로는 ESG 성과와 임금격차 간에 양(+ )의 관련성이 존재하나, 해당 기업에 재무분석가들이 존재하는 경우에는 그렇지 않은 경우보다 이러한 양(+ )의 관계가 재무분석가가 감사자 역할을 수행하여 약화될 것으로 기대한 가설 2는 지지된 증거를 보였다. 따라서 이러한 본 연구의 발견은 ESG 성과가 임금격차에 미치는 부정적인 영향이 해당 기업의 정보환경을 개선시키는 데 기여하는 재무분석가가 존재할 때 줄어들다는 것을 시사한다.

한편, 이러한 결과는 경제적으로도 중요하다. 예로, 추정모형 (1)의 경우에서 ESG의 회귀계수(0.023)는 임금격차(PD\_R)에 미치는 영향 중 재무분석가가 존재하는 기업과 무관한 경우에 해당한다. 또한 ESG×Analyst의 회귀계수 -0.021은 Analyst 내에서 1 표준편차가 변화하면(즉, <표 4>에 보고된 Analyst의 표준편차는 0.489), ESG가 PD\_R에 미치는 평균적인 양(+ )의 효과를 45% 감소시킨다(즉,  $-45\% = -0.021 \times 0.489 / (0.023)$ ).<sup>9)</sup> 추정모형 (2)에서 ESG×Analyst의 경우도 앞서와 유사한 수준이다.<sup>10)</sup> 이러한 결과는 외부감시주체로서 재무분석가가 존재하는 기업들은 이들의 모니터링 역할로 인해 그렇지 않은 기업들과 비교해 ESG 성과가 클 때 평균적으로 임금격차가 커지는 영향을 줄이는

조절효과로 작용한다는 것을 시사한다.

기타 통제변수의 결과는 앞서 <표 6>과 대체로 일치하는 것으로 나타났다.

#### 4.5 추가분석 결과

본 절에서는 추가분석으로 앞서 가설 1에 대한 조건적 효과(conditioning effect)를 알아보는데 있다. 특히, 앞서 <표 6>에서 ESG와 임금격차 간의 관계에 기업의 소유구조(ownership structure)의 특성이 어떤 조절효과로 작용하는지를 알아보려고 한다. 특히, 본 연구의 추가분석에서는 소유구조의 특성으로 외국인지분율(FOR) 및 대주주지분율(OWN)을 중심으로 살펴본다.

먼저 이전 연구들은 외국인이 투자하는 기업의 지분율이 높을 때 외국인주주가 기업의 의사결정을 효과적으로 감시·감독하는 모니터링(monitoring)의 역할을 한다고 주장한다(전영순, 2003; 박헌준 외, 2004; 김현일 외, 2011 등). 이런 관점에서 보면, ESG와 임금격차의 양(+ )의 관계가 외국인지분율이 높을수록 약화(weaken)될 것으로 예상된다. 따라서 본 절의 첫 번째 추가분석에서는 가설 1의 ESG와 PD 간의 관계에 대해 조절효과로서 외국인지분율의 연계시켜 앞서 <표 6>에서 ESG와 임금격차 간에 양(+ )의 관계가 외국인지분율이 높은 기업일수록 완화되는지를 알아본다. 이를 위해 본 절은 식(1)의 모형에 ESG와 FOR의 상호작용변수를 추가로 고려하였다. 상호작용변수 ESG×FOR를 고려한 모형은 다음의 식(3)과 같다.

9) 본 연구에서 상호작용변수에 대한 경제적 중요성의 계산과 해석은 Ge and Kim(2020)의 방법을 준용하였다(p.689).

10) 추정모형 (2)에서 ESG의 회귀계수(0.033)는 임금격차(PD\_A)에 미치는 영향 중 재무분석가가 존재하는 기업과 무관한 경우에 해당하고, 또한 ESG×Analyst의 회귀계수 -0.034는 Analyst 내에서 1 표준편차가 변화하면(즉, Analyst의 표준편차는 0.489), ESG가 PD\_A에 미치는 평균적인 양(+ )의 효과를 51% 감소시킨다(즉,  $-50\% = -0.034 \times 0.489 / (0.033)$ ).

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 ESG_t \times FOR_t + Control\ Variables + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (3)$$

ESG×FOR = t년도 ESG와 FOR의 상호작용변수; 기타 변수들의 정의는 앞서 식(2)의 하단과 같음.

위의 식(3)의 모형식을 이용한 회귀분석을 수행한 결과는 <표 8>에 보고하였다. <표 8>의 경우 지면상 요약표로 제시하였다.

<표 8>의 결과를 보면, 관심변수인 ESG×FOR의 상호작용변수는 종속변수 PD\_R 및 PD\_A에 관계없이 모두 양(+)의 값이나, 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 이러한 결과로 볼 때 ESG와 PD 간의 관계에 외국인지분율은 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

다음으로, 이전 연구들은 최대주주의 지분율이 높을 때 지배주주(controlling shareholders)는 자신의 효용을 극대화하기 위하여 사적이익의 추구활동이 증가하고, 또한 지배주주의 소유와 지배의 괴리도가 커질수록 소액주주의 부를 지배주주에게 이전하는

터널링(tunneling) 현상과 같은 이익침해로 대리인 문제(agency problem)가 발생할 가능성이 높다고 주장한다(안홍복, 2004; 조현우&이계원, 2010; 배창현&손성규, 2013 등). 이런 관점에서 보면, ESG와 임금격차의 양(+)의 관계가 대주주지분율이 높을수록 강화(strengthen)될 것으로 예상된다. 반면, 대주주 역시 기업의 주요 이해관계자이자 내부통제 주체로서 임원보수를 억제하는 모니터링 역할을 수행할 수 있다. 대주주는 기업의 의사결정에 상당한 영향력을 행사할 수 있는 대규모 지분을 보유하고 있기 때문에, 경영진의 기회주의적 행위를 견제하고 기업의 장기적 가치를 보호할 유인을 가진다(Shleifer and Vishny, 1986). 예를 들어, La Porta et al.(1999)은 대주주가 존재하는 기업에서는 소액주주 권익 침해 가능성이 높지만, 동시에 대주주의 감시기능을 통해 경영진의 사적이익 추구를 억제할 수 있음을 지적하였다. Maury and Pajuste(2005)는 유럽 상장 기업을 대상으로, 대주주 지분율이 높을수록 경영진 보상의 정당성과 기업성과 간의 연계성이 강화되며, 기업의 재무적 투명성도 높아진다는 실증 결과를 제

<표 8> 추가분석 결과 1: 외국인지분율(FOR)의 조절효과

Variables	(1) PD_R	(2) PD_A
ESG	0.009 [1.587]	0.011 [1.191]
FOR	-0.075 [-0.491]	-0.073 [-0.335]
<b>ESG×FOR</b>	<b>0.002</b> <b>[0.062]</b>	<b>0.002</b> <b>[0.037]</b>
Control variables	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.225	0.198
F Value	8.191***	7.115***
N	3,499	3,499

주1) 변수 정의는 앞서 <표 4>와 같음. 표의 회귀분석은 통제변수 및 산업과 연도더미가 고려된 결과임.

주2) 괄호 안의 수치는 OLS 회귀분석의 회귀계수이고, 군집성을 통제하기 위하여 개별기업의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) \*\*\*, \*\*, \*는 p < 0.01, p < 0.05, p < 0.1 수준에서 각각 유의성이 있음(양측검증).

시하였다. 이와 같은 연구들은 대주주 지분율이 경영자의 기회주의적 행위를 억제하고 기업의 지배구조 개선에 기여하는 주요 내부 모니터링 역할을 한다는 것을 뒷받침한다. 이런 관점에서는 ESG와 임금격차의 양(+)의 관계가 대주주지분율이 높을수록 약화(weaken)될 것으로 예상된다.

따라서 본 절의 두 번째 추가분석에서는 가설 1의 ESG와 PD 간의 관계에 대주주지분율이 어떤 조절 효과로 작용하는지를 알아보고자 한다. 이를 알아보기 위해 본 절은 식(1)의 모형에 ESG와 OWN의 상호작용변수를 추가로 고려하였다. 상호작용변수 ESG×OWN를 고려한 모형은 다음의 식(4)과 같다.

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 OWN_t + \beta_3 ESG_t \times OWN_t + Control\ Variables + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (4)$$

ESG×OWN = t년도 ESG와 OWN의 상호작용변수; 기타 변수들의 정의는 앞서 식(2)의 하단과 같음.

위의 식(4)의 모형식을 이용한 회귀분석을 수행한

결과는 <표 9>에 보고하였고 앞서와 같이 요약표로 제시하였다.

<표 9>의 결과를 보면, 관심변수인 ESG×OWN의 상호작용변수는 종속변수 PD\_A 및 PD\_R에 상관 없이 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 ESG와 임금격차 간에 양(+)의 관계가 대주주지분율이 높은 기업일수록 약화된다는 결과이다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 선행연구에서 대주주지분율이 높을 때 지배주주의 사적이익 추구활동이 증가하여 대리인 문제에 발생할 경우보다는 ESG 성과와 임금격차의 관계에 오히려 대주주지분율이 높을수록 임원보수를 억제하는 모니터링 역할을 수행하여 ESG와 임금격차 간의 양(+)의 관계를 약화시키는 긍정적인 효과로 작동한다는 것을 <표 9>의 증거는 보여준다. 이러한 결과가 나타난 이유 중 하나는 사업보고서에 공시되는 총임원 또는 대기임원의 보수총액이 시장에 공개되기 때문에 지배주주는 경영진과 종업원 간에 임금격차가 클수록 사회적 관심이 쏠릴 수 있기에 금전적 보상과 비금전적 보상 중에서 금전적 보상은 적게 보고하려는 유인에 발생하여

<표 9> 추가분석 결과 2: 대주주지분율(OWN)의 조절효과

Variables	(1) PD_R	(2) PD_A
ESG	0.043*** [3.667]	0.061*** [3.110]
OWN	0.148* [1.655]	0.189 [1.448]
<b>ESG×OWN</b>	<b>-0.077***</b> <b>[-3.133]</b>	<b>-0.114***</b> <b>[-2.876]</b>
Control variables	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.231	0.204
F Value	8.014***	6.947***
N	3,499	3,499

주1) 변수 정의는 앞서 <표 4>와 같음. 표의 회귀분석은 통제변수 및 산업과 연도더미가 고려된 결과임.  
 주2) 괄호 안의 수치는 OLS 회귀분석의 회귀계수이고, 굵직성을 통제하기 위하여 개별기업의 클러스터링이 조정된 t 값임.  
 주3) \*\*\*, \*\*, \*는 p < 0.01, p < 0.05, p < 0.1 수준에서 각각 유의성이 있음(양측검증).

나타난 것으로 보인다. 왜냐하면 지배주주는 기업의 경영의사결정에 중대한 영향을 행사할 수 있으므로, 그로 인한 비금전적 혜택을 누릴 수 있기에 금전적 보상으로 측정되는 큰 임금격차는 사회적 논쟁거리를 발생시킬 수 있으므로, 이를 회피하려는 경향이 있을 수 있기 때문이다. 따라서 지배주주는 금전적 보상보다 비금전적 보상이나 지배권에 대한 효익을 통해 자산의 효용 극대화를 추구할 수 있어 지배주주의 지분은 높을 때 오히려 임금격차는 적은 것으로 보인다.

이상의 <표 8> 및 <표 9>의 결과를 종합하면, ESG와 임금격차의 관계에 외국인지분율은 기대와 달리, 별다른 긍정적인 조절효과로 작용하지 않는 반면, ESG와 임금격차의 관계에 대주주지분율은 부정적인 조절효과로 작동하기보다는 긍정적인 조절효과로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 본 연구의 발견은 ESG와 임금격차의 관계에서 외부감사주체로서 외국인주주의 외부 모니터링 역할보다는 내부통제 주체로서 대주주의 모니터링 역할이 종업원 관점에서는 기업의 이익분배상에 기업 내 소득불평등을 완화하는 데 있어 더 중요한 기능을 한다는 것을 시사한다.

앞서 분석들과 유사하게, 본 절의 세 번째 추가분석에서는 이사회 특성 중 사외이사의 비중이 클수록 ESG와 임금격차의 양(+)의 관계에 영향을 미치는지 알아보았다. 이를 위해 식(1)의 모형에 OUT(이사회 내 사외이사의 비중)와 ESG×OUT의 상호작용변수를 추가하여 분석하였다. 지면상 별도의 표로 제시하지는 않았으나, 그 결과에 따르면 종속변수 PD\_R과 PD\_A일 때 관심사항인 ESG×OUT은 음(-)의 값이 나타났으나, 통계적으로 유의하지 않았다.<sup>11)</sup> 이러한 결과로 볼 때 이사회 내에서 사외이사

비중이 클수록 ESG와 임금격차 간의 양(+)의 관계가 약화되는 조절효과로 작용하지는 않았다.

다음으로, 앞서 <표 6>부터 <표 9>까지의 결과에서 가설 1인 ESG와 임금격차, 가설 2인 상호작용변수인 ESG×Analyst와 임금격차, 또한 추가분석에서 관심사항이었던 ESG×FOR 및 ESG×OWN의 상호작용변수와 임금격차 간의 관계가 ESG 등급의 구성인 E(환경경영), S(사회적책임경영), G(지배구조) 중에서 주로 어떤 성과에 기인, 혹은 보다 더 밀접한 관련성이 있는지를 추가적으로 알아보고자 한다. 이를 위해 본 절의 네 번째 추가분석에서는 ESG 등급의 구성별로 나누어 회귀분석을 수행한 결과를 다음의 <표 10>에 요약표로 제시하였다.<sup>12)</sup>

<표 10>의 결과를 살펴보면, 먼저 가설 1과 관련된 관심변수인 ESG의 구성요소 중 S는 종속변수 PD\_R 및 PD\_A 모두에 대해 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 사회적책임경영이 높은 기업일수록 임금격차가 커진다는 것을 나타낸다. 다만, 종속변수가 PD\_R일 때 1% 수준에서 ESG의 구성인 G는 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 그러나 종속변수가 PD\_A일 때는 유의미한 결과가 관찰되지는 않았다. 따라서 제한된 증거이지만, 지배구조가 높은 기업일수록 임금격차 역시 커지는 결과였다. 또한 가설 2의 관심변수 ESG의 구성요소인 E×Analyst, S×Analyst 그리고 G×Analyst는 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 상관없이 모두 1%~5% 사이에서 각각 유의한 음(-)의 값이다. 이러한 결과는 ESG 구성과 임금격차 간에 존재할 수 있는 양(+)의 관계가 해당 기업에 재무분석가들이 존재하면 그렇지 않은 경우보다 재무분석가의 감시자 역할로 약화되는 것을 의미한다.

11) 예를 들어, 종속변수가 PD\_R일 때 ESG×OUT의 회귀계수(t 값)는 -0.061(-1.544)이고, 종속변수가 PD\_A일 때 ESG×OUT의 회귀계수(t 값)는 -0.004(-0.049)이다.

12) 이러한 분석을 제안해 주신 익명의 심사자에게 연구자들은 감사드린다.

〈표 10〉 추가분석 결과 3: ESG의 구성인 E, S, G를 개별적으로 분석한 경우

Panel A: H1에 해당하는 〈표 6〉의 경우						
Variables	(1) PD_R			(2) PD_A		
	E	S	G	E	S	G
<b>ESG</b>	0.005 [1.156]	0.007* [1.719]	0.010*** [2.697]	0.007 [0.951]	0.012* [1.733]	0.009 [1.312]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.222	0.228	0.226	0.195	0.201	0.198
F Value	8.279***	8.228***	8.068***	7.304***	7.264***	7.173***
N	3,439	3,449	3,499	3,439	3,449	3,499
Panel B: H2에 해당하는 〈표 7〉의 경우						
Variables	(1) PD_R			(2) PD_A		
	E	S	G	E	S	G
<b>ESG</b>	0.015** [2.314]	0.016*** [2.786]	0.026*** [4.316]	0.023** [2.159]	0.028*** [2.855]	0.034*** [3.361]
<i>Analyst</i>	0.072*** [3.325]	0.077*** [3.252]	0.113*** [4.665]	0.118*** [3.602]	0.132*** [3.626]	0.180*** [4.873]
<b>ESG×Analyst</b>	-0.015** [-2.194]	-0.014** [-2.234]	-0.026*** [-3.973]	-0.025** [-2.335]	-0.025*** [-2.606]	-0.041*** [-4.012]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.223	0.229	0.231	0.197	0.203	0.203
F Value	8.121***	8.071***	8.151***	7.136***	7.105***	7.254***
N	3,439	3,449	3,499	3,439	3,449	3,499
Panel C: 추가분석 1에 해당하는 〈표 8〉의 경우						
Variables	(1) PD_R			(2) PD_A		
	E	S	G	E	S	G
<b>ESG</b>	0.003 [0.482]	0.007 [1.314]	0.015*** [2.867]	0.002 [0.291]	0.011 [1.319]	0.016* [1.883]
<b>FOR</b>	-0.127 [-0.933]	-0.077 [-0.521]	0.080 [0.565]	-0.161 [-0.860]	-0.103 [-0.489]	0.164 [0.785]
<b>ESG×FOR</b>	0.024 [0.814]	0.004 [0.144]	-0.042 [-1.405]	0.040 [0.889]	0.011 [0.259]	-0.064 [-1.405]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.222	0.227	0.227	0.195	0.200	0.199
F Value	8.258***	8.127***	8.118***	7.165***	7.115***	7.215***
N	3,439	3,449	3,499	3,439	3,449	3,499
Panel D: 추가분석 2에 해당하는 〈표 9〉의 경우						
Variables	(1) PD_R			(2) PD_A		
	E	S	G	E	S	G
<b>ESG</b>	0.037*** [3.148]	0.035*** [3.408]	0.042*** [3.938]	0.054*** [2.781]	0.055*** [3.233]	0.051*** [3.039]
<b>OWN</b>	0.114 [1.389]	0.129 [1.427]	0.156* [1.723]	0.151 [1.246]	0.175 [1.333]	0.171 [1.288]
<b>ESG×OWN</b>	-0.071*** [-2.961]	-0.063*** [-2.874]	-0.076*** [-3.211]	-0.107*** [-2.711]	-0.098*** [-2.783]	-0.102*** [-2.768]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.227	0.233	0.231	0.201	0.206	0.202
F Value	8.044***	8.006***	7.717***	7.007***	7.001***	6.838***
N	3,439	3,449	3,499	3,439	3,449	3,499

주1) 변수 정의는 앞서 〈표 4〉와 같음. 표의 회귀분석은 통제변수 및 산업과 연도더미가 고려된 결과임.

주2) 괄호 안의 수치는 OLS 회귀분석의 회귀계수이고, 군집성을 통제하기 위하여 개별기업의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) \*\*\*, \*\*, \*는 p(0.01), p(0.05), p(0.1 수준에서 각각 유의성이 있음(양측검증)).

한편, 추가분석 1의 관심변수 ESG의 구성요소인 E×FOR, S×FOR, G×FOR는 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 상관없이 모두 통계적으로 유의한 값은 관찰되지 않았다. 반면, 추가분석 2의 관심변수 ESG의 구성요소인 E×OWN, S×OWN, G×OWN은 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 상관없이 모두 1% 수준에서 각각 유의한 음(-)의 값을 보인다. 이는 ESG의 구성과 임금격차 간에 존재할 수 있는 양(+ )의 관계가 대주주지분율이 높은 기업일수록 약화된다는 것을 나타낸다. 이상의 결과로 볼 때, 가설 1의 결과인 ESG와 임금격차 간에 양(+ )의 관계는 ESG의 구성 중 주로 S(사회적책임)에 기인, 또한 제한된 증거이나 G(지배구조)에 기인한 것으로 나타났다. 또한 ESG 구성(E, S, G)과 임금격차(PD\_R, PD\_A) 간에 존재할 수 있는 양(+ )의 관계가 재무분석가가 존재하거나, 대주주지분율이 높으면 약화되는 것으로 나타났다. 그러나 외국인지분율은 ESG 구성과 임금격차 간의 관계에 별다른 영향을 미치지 않았다.

마지막으로, ESG에 대한 전세계적인 관심은 코로나19 팬데믹 이후인 2020년 이후부터일 수 있다. 따라서 팬데믹 이전보다 이후에 더욱 뚜렷한 관계가 관찰되는지를 알아보기 위하여, 본 절의 다섯 번째 추가분석에서는 전체표본을 2020년 전후기간(2013~2019년 vs. 2020~2023년)으로 나누어 살펴보았다. 지면상 별도의 표로 나타내지 않았으나, 그 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 가설 1의 경우 표본을 나누어 분석하면 2020년 전후기간 모두 관심변수 ESG는 종속변수인 임금격차(PD\_R, PD\_A)와 양(+ )의 값을 보였으나, 통계적으로 유의한 값은 관찰

되지 않았다. 둘째, 가설 2의 경우 표본을 나누어 분석하면 관심변수 ESG×Analyst는 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 대해 2020년 이후기간(2020~2023년)만 주로 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 앞서의 결과로 볼 때 가설 1보다는 가설 2에서 주로 팬데믹 이후에 더욱 뚜렷한 관계를 보이는 것을 확인할 수 있었다.<sup>13)</sup>

#### 4.6 강건성 분석 결과

앞서의 <표 6>부터 <표 9>까지의 회귀분석 결과는 ESG와 PD 간에 같은 기간(t)의 시점을 중심으로 분석된 결과였다. 이런 경우 ESG 성과가 임금격차에 영향을 미칠 수도 있지만, 한편으로 임금격차가 ESG 성과에도 영향을 미칠 수 있다는 내생성 문제가 있을 수 있다. 따라서 본 절에서는 이러한 내생성 문제를 최소화하는 방법 중 하나로 Wang and Li (2023)의 방법을 준용하여 관심변수에 대해 전기(t-1) 자료를 이용한 경우도 앞서의 결과들이 강건한지를 알아본다. 선행연구들은 시차(lag) 모형을 이용하면 내생성 문제를 최소화할 수 있다고 주장한다(Ge and Kim, 2014).

따라서 본 절에서는 식(1)부터 식(4)까지의 연구 모형에서 ESG를 당기 대신 전기(t-1) 측정치로 다시 회귀분석을 수행해 보았다. 이에 대한 회귀분석 결과는 다음의 <표 11>에 요약표로 제시하였다.

<표 11>의 Panel A에서 가설 1의 관심변수 ESG<sub>t-1</sub>는 당기 대신 전기 측정치를 이용해도 종속변수 중 RD\_R에 대해서만 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+ )의 값을, 그러나 종속변수가 PD\_A일 때는 통

13) 한편, 추가분석의 경우 표본을 나누어 분석하면 2020년 전후기간 모두 관심변수 ESG×FOR은 종속변수(PD\_R, PD\_A)와 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았으나, 관심변수 ESG×OWN은 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 대해 2020년 이후기간(2020~2023년)만 주로 유의한 음(-)의 값을 보였다. 이러한 결과로 볼 때 추가분석 1보다 추가분석 2의 경우에서 주로 팬데믹 이후에 더욱 뚜렷한 관계가 관찰됨을 확인하였다.

(표 11) 강건성 분석결과: ESG를 전기(t-1) 자료로 분석한 경우

Panel A: H1에 해당하는 <표 6>의 경우		
Variables	(1) <i>PD_R</i>	(2) <i>PD_A</i>
<i>ESG<sub>t-1</sub></i>	0.011** [2.418]	0.012 [1.485]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.226	0.198
F Value	8.239***	7.263***
N	3,499	3,499
Panel B: H2에 해당하는 <표 7>의 경우		
Variables	(1) <i>PD_R</i>	(2) <i>PD_A</i>
<i>ESG<sub>t-1</sub></i>	0.025*** [3.627]	0.034*** [2.846]
<i>Analyst</i>	0.095*** [3.742]	0.154*** [3.942]
<i>ESG<sub>t-1</sub>×Analyst</i>	-0.021*** [-2.917]	-0.034*** [-2.945]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.228	0.201
F Value	8.100***	7.127**
N	3,499	3,499
Panel C: 추가분석 1에 해당하는 <표 8>의 경우		
Variables	(1) <i>PD_R</i>	(2) <i>PD_A</i>
<i>ESG<sub>t-1</sub></i>	0.013** [2.295]	0.015 [1.585]
<i>FOR</i>	0.011 [0.071]	0.040 [0.178]
<i>ESG<sub>t-1</sub>×FOR</i>	-0.023 [-0.667]	-0.030 [-0.567]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.236	0.209
F Value	8.185***	7.172***
N	3,499	3,499
Panel D: 추가분석 2에 해당하는 <표 9>의 경우		
Variables	(1) <i>PD_R</i>	(2) <i>PD_A</i>
<i>ESG<sub>t-1</sub></i>	0.040*** [3.245]	0.056*** [2.685]
<i>OWN</i>	0.123 [1.329]	0.169 [1.202]
<i>ESG<sub>t-1</sub>×OWN</i>	-0.067** [-2.568]	-0.104** [-2.398]
<i>Control variables</i>	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.240	0.213
F Value	7.885***	6.894***
N	3,499	3,499

주1) 변수 정의는 앞서 <표 4>와 같음. 표의 회귀분석은 통제변수 및 산업과 연도더미가 고려된 결과임.

주2) 괄호 안의 수치는 OLS 회귀분석의 회귀계수이고, 군집성을 통제하기 위하여 개별기업의 클러스터링이 조정된 t 값임.

주3) \*\*\*, \*\*, \*는  $p < 0.01$ ,  $p < 0.05$ ,  $p < 0.1$  수준에서 각각 유의성이 있음(양측검증).

계적으로 유의하지 않았다. 이는 앞서 <표 6>의 결과와 일관된다. 또한 Panel B에서 가설 2의 관심변수인  $ESG_{t-1} \times Analyst$ 의 상호작용변수는 종속변수 PD\_R과 PD\_A에 상관없이 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났으며, 이 결과 역시 앞서 <표 7>과 일치된다.

또한 Panel C에서 추가분석 1의 관심변수인  $ESG_{t-1} \times FOR$ 의 상호작용변수는 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 상관없이 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않은 반면, Panel D에서 추가분석 2의 관심변수인  $ESG_{t-1} \times OWN$ 의 상호작용변수는 종속변수(PD\_R, PD\_A)에 상관없이 통계적으로 유의하게 음(-)의 값이 나타났다. 이들 결과는 앞서 <표 8>과 <표 9>와 일치한다.

이상의 <표 11>의 결과로 볼 때, ESG 측정치에 대해 전기 자료를 이용한 경우에도 임금격차(PD\_R, PD\_A)와의 관계는 당시 ESG 자료를 이용한 경우와 전반적으로 일관된 증거가 나타나고 있어 앞서 <표 6>부터 <표 9>까지의 증거들은 내생성(endogeneity)에 기인한 것이 아님을 확인할 수 있다. 즉, 앞서 <표 6>부터 <표 9>까지의 결과는 전기 ESG 성과로 측정해도 결과는 일관된 증거를 보였다.

## V. 결론

본 연구는 최근 들어 기업의 지속가능성과 책임경영에 대한 사회적 기대가 커지고 있는 상황에서 ESG 성과와 임금격차 간에 어떤 관련성이 있는지를 살펴보고, 또한 ESG와 임금격차 간의 관계가 재무분석가의 존재 여부에 따라 어떻게 달라지는지를 알아보았다. 앞서의 관계를 알아보는데 있어 본 연구는 기업의 보상구조의 이론적 틀인 최적 계약이론과 경영

자 권력이론 측면에서 논하였다. 실증분석을 위해 본 연구는 국내의 유가증권 및 코스닥에 상장된 기업들을 대상으로 경영진-종업원 간의 수직적 임금격차를 종속변수로 이용하고, 관심변수는 한국ESG기준원의 ESG 등급 자료를 사용하여 분석하였다. 분석기간 2013년부터 2023년까지 ESG 자료가 존재하는 상장기업을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 일정 통제변수를 고려한 후에도 ESG 성과는 임금격차에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이는 기업의 ESG 성과가 클수록 기업 내 경영진-종업원 간 임금격차의 차이가 커진다는 것을 나타낸다. 따라서 ESG 성과와 임금격차의 관계는 최적 계약이론보다 경영자 권력이론에 부합하는 증거를 보였다. 이러한 발견은 ESG 성과가 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공할 수는 있어도, 기업 내 종업원 관점에서는 우수한 ESG 성과는 오히려 소득불평등을 초래한다는 것을 시사한다. 하지만, 앞서의 발견은 주로 임금격차를 총임원 기준보다 등기임원 기준으로 측정할 경우에서 나타났다. 둘째, ESG와 임금격차 간에 양(+)의 관계는 재무분석가가 존재하는 기업은 그렇지 않은 경우보다 약화되는 것으로 나타났다. 앞서의 결과는 임금격차를 등기임원과 총임원 기준으로 측정할 경우에 상관없이 일관된 증거로 나타났다. 이러한 결과는 ESG 성과가 높은 기업에서 임금격차가 커지는 현상이 해당 기업에 대한 재무분석가의 존재가 외부감시주체로서 모니터링 역할을 하여 이를 완화시킨다는 것을 시사한다. 이러한 발견은 ESG 성과가 임금격차에 미치는 부정적인 영향이 해당 기업의 정보환경을 개선시키는 데 기여하는 재무분석가들이 존재할 때 줄어든다는 것을 시사한다.

셋째, 상호작용변수를 이용한 추가분석에 의하면, ESG와 임금격차의 관계에 소유구조의 특성인 외국

인지분율이 높은 기업은 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 대주주지분율이 높은 기업일수록 ESG와 임금격차의 양(+)의 관계가 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 ESG와 임금격차의 관계에서는 외국인지분율의 모니터링 역할보다 지배주주의 영향이 기업 내 소득불평등을 완화하는 데 있어 더 중요한 역할을 한다는 것을 시사한다. 넷째, 앞서의 결과들은 시차(lag)를 이용한 모형에서도 질적으로 같은 증거로 나타나 내생성에 기인하지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로, 앞서의 결과에 대해 ESG 구성(E, S, G)별로 나누어 분석하면, ESG와 임금격차 간의 양(+)의 관계는 ESG의 구성 중 주로 S(사회적책임)에 기인, 또한 제한된 증거이나 G(지배구조)에 기인한 것으로 나타났다. 또한 ESG 구성(E, S, G)과 임금격차 간에 존재할 수 있는 양(+)의 관계가 재무분석가가 존재하거나, 대주주지분율이 높으면 약화되는 것으로 나타났다. 그러나 외국인지분율은 ESG 구성과 임금격차 간의 관계에 별다른 영향을 미치지 않았다.

이상을 요약하면, 본 연구는 ESG 성과가 높은 기업일수록 경영진-종업원 간 임금격차가 큰 것으로 나타나, 지속가능한 경영이 오히려 종업원 관점에서는 기업 내 소득불평등을 초래한다는 것을 보여주고 있다. 하지만 앞서의 ESG와 임금격차 간에 양(+)의 관계는 외부감시주체인 재무분석가들이 해당 기업을 분석하는 경우에 약화되는 조절효과로 작동한다는 것을 보여준다. 이와 더불어, 본 연구는 ESG와 임금격차의 양(+)의 관계에 외국인지분율의 외부 모니터링 역할보다 오히려 지배주주의 영향이 종업원 관점에서 기업의 이익분배상에 기업 내 소득불평등을 완화하는 데 있어 더욱 중요한 역할을 한다는 것을 보여주고 있다. 따라서 앞서의 같은 본 연구의 발견은 ESG를

분석한 관련연구와 임금격차를 다룬 관련연구에 새로운(new) 증거를 제공한다. 또한 앞서와 같은 본 연구의 발견은 규제당국 및 정책입안자에게도 ESG 공시의무를 계획하는 정책결정에 유용한 참고 자료로 활용될 수 있다.

본 연구의 실증분석 결과는 향후 ESG 공시 의무화가 본격화되는 현시점에서 중요한 실무적·정책적 시사점을 제공한다. ESG 성과가 경영진 보상 확대와 연결될 가능성은 ESG 경영이 단순히 외형적 이미지 제고 수단으로 활용될 위험성을 시사하며, 이는 ESG 공시의 신뢰성과 진정성을 위협할 수 있다. 특히 내년부터 단계적으로 시행되는 K-ESG 공시제도 하에서 ESG 공시가 형식적 수준을 넘어 실질적 성과를 반영하도록 하기 위해서는 'S' 부분의 평가항목에 경영진-종업원 간 임금격차와 같은 내부 분배구조 지표를 포함하는 방안을 적극 검토할 필요가 있다.

아울러 본 연구는 재무분석가와 대주주의 감시기능이 ESG 성과와 임금격차 간 왜곡된 관계를 완화하는 효과를 확인하였다. 이는 ESG 공시제도의 신뢰성을 확보하기 위해 외부감시주체의 정보접근성과 감시역량을 제고하는 제도적 기반이 병행되어야 함을 시사한다. 정부 차원의 ESG 평가기관 감독 강화, 기관투자자의 스튜어드십 코드 활성화, 보상위원회 등 내부 통제기구의 실효성 제고 등이 이러한 감시기능 강화를 위한 구체적 정책과제로 제시될 수 있다.

본 연구는 앞서와 같은 관련 연구에 새로운 증거 및 유용한 정보를 제공함에도 불구하고, 다음의 분석상 한계 역시 존재한다. 첫째, 연구설계상에 본 연구는 식(1)~식(4)의 연구모형에 추가적으로 고려하지 못한 생략변수 문제는 남아 있다. 둘째, 본 연구는 해당 주제를 분석할 때 경영진-종업원 간의 수직적 임금격차 측면에서 주로 다루었다. 반면에, 국외 연구들은 주로 수평적 임금격차와 ESG의 관계를 중심으

로 분석되었다. 따라서 향후 연구에서는 수평적 임금 격차도 해당 주제와 관련해서 연구될 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 ESG와 임금격차의 관계를 분석할 때 한국ESG기준원의 자료를 이용하였다. 하지만 ESG 등급을 결정하는 외부평가기관에 따라 등급 산정이 달라질 수 있다는 점을 고려할 필요가 있다. 또한 앞서 전술한 바와 같이 한국ESG기준원은 모든 상장 기업을 대상으로 ESG 등급을 산정하지는 않는다. 그러다 보니, ESG 등급이 산출된 기업은 ESG 등급이 없는 기업보다 상대적으로 기업규모가 클 수 있고, 기업규모가 큰 기업은 역시 임금격차가 클 수 있다는 내생성 문제가 있을 수도 있다. 하지만 이러한 사항은 적절히 통제하기 어려운 측면이 있기에 본 연구의 분석상 한계가 될 수 있다. 이와 더불어, 본 연구는 내생성 문제를 최소화하기 위한 방법 중 하나로 ESG 변수에 대해 전기 자료로 분석했다. 그 결과에서 당기 ESG와 일관된 증거를 관측했다. 그러나 내생성 문제를 확인하는 방법으로 도구변수를 이용하는 방법도 있으며, 본 연구에서는 타당한 도구변수를 발견하지 못해 이를 이용하지 못한 분석상 한계가 있을 수 있다. 이런 측면들은 결과해석에 고려할 필요가 있다.

한편, 향후 기업의 ESG 보고서 공시가 의무화될 경우 이들 자료를 이용한 분석 역시 연구가 필요하다. 또한 국내 상장기업의 경우 기업지배구조의 특성상, 임원 구성에 오너(대주주)가 포함된 소유경영자와 그렇지 않은 전문경영자로 구분될 수 있고, 이들 형태에 따라 보수 수준에 차이가 있을 수 있다. 하지만 본 연구는 자료의 한계상 이를 통제하거나 구분한 탐구를 수행하지 못한 측면이 있다. 후속연구에서는 이러한 구분된 탐구가 필요하다.

## 참고문헌

- 강경구, 박정열, 나형중 (2023). “기업의 ESG 등급이 발생액 이익조정 및 실물 이익조정에 미치는 영향,” **국제회계연구**, 제107권, pp.139-163.
- (Kang, K. G., Park, C. Y. and Na, H. J. (2023). “The Impact of Corporate ESG Rating on Accrual Earning Management and Real Earning Management,” *Korea International Accounting Review*, 107, pp.139-163.)
- 고재민, 조정은, 김동하 (2012). “재무분석가 수가 수시공시의 신뢰성에 미치는 영향,” **회계연구**, 제17권 3호, pp.399-430.
- (Goh, J. M., Cho, J. E. and Kim, D. H. (2012). “Effects of Analysts Following on Quality of Timely Disclosure,” *Review of Accounting and Policy Studies*, 17(3), pp.399-163.)
- 김세희, 선우환연, 이우중, 정아름 (2022). “ESG 활동과 기업가치의 상관관계와 인과관계,” **회계저널**, 제31권 3호, pp.31-60.
- (Kim, S. H., Sunwoo, H. Y., Lee, W. J. and Jung, A. R. (2022). “Value Implications of ESG Performance,” *Korean Accounting Journal*, 31(3), 31-60.)
- 김철우, 김성환 (2025). “ESG 경영이 기업성과, 경쟁력 및 기업가치에 미치는 장기적 영향,” **재무관리연구**, 제42권 2호, pp.103-134.
- (Kim, C. W. and Kim, S. H. (2025). “The Long-term Effects of ESG Management on Corporate Performance, Competitiveness, and Firm Value,” *The Korean Journal of Financial Management*, 42(2), pp.103-134.)
- 김현일, 안미강, 고대영 (2011). “소유구조가 기업정보공개 활동에 미치는 영향: 최대주주지분율과 외국인지분율을 중심으로,” **국제회계연구**, 제35권, pp.123-142.

- (Kim, H. I., Ahn, M. G. and D. Y. Ko (2011). "The Effect of Ownership Structure on Public information disclosure Activity," *Korea International Accounting Review*, 35, pp.123-142.)
- 박광현, 이주성 (2017). "기업의 사회공헌활동이 회계투명성에 미치는 영향: 발생액의 질과 실제이익조정을 중심으로," *회계와정책연구*, 제22권 4호, pp.49-80.
- (Park, K. H. and Lee, J. S. (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.)
- 박선영 (2025). "가족의 경영참여, 임금격차, 그리고 미래 주가폭락위험 간의 관련성," *경영학연구*, 제54권 2호, pp.361-383.
- (Park, S. Y. (2025). "The Moderating Effect of Family Involvement in Management on the Relationship Between Wage Disparity and Stock Price Crash Risk," *Korean Management Review*, 54(2), pp.361-383.)
- 박종일, 이윤정 (2022). "경영자 과신성향 및 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향: ESG 평가를 중심으로," *세무학연구*, 제39권 1호, pp.9-59.
- (Park, J. I. and Lee, Y. J. (2022). "The Effect of Managerial Overconfidence and Corporate Governance on Tax Avoidance: Focus on ESG Evaluation," *Korean Journal of Taxation Research*, 39(1), pp.9-59.)
- 박종일, 이윤정 (2024). "감사노력이 ESG와 조세회피의 관계에 미치는 영향," *세무와회계저널*, 제25권 2호, pp.9-51.
- (Park, J. I. and Lee, Y. J. (2024). "The Effect of Audit Effort on the Association between ESG and Tax Avoidance," *Journal of Taxation and Accounting*, 25(2), pp.9-51.)
- 박종일, 이윤정 (2025). "ESG 등급 상승이 조세회피를 억제하는가?: 감사보수 증가 또는 감사시간 증가의 조절효과를 중심으로," *세무학연구*, 제42권 1호, pp.35-79.
- (Park, J. I. and Lee, Y. J. (2025). "Does an Increase in ESG Ratings Constrain Tax Avoidance?: Focus on the Moderating Effect of the Increases in Audit Fees and Audit Hours," *Korean Journal of Taxation Research*, 42(1), pp.35-79.)
- 박헌준, 신현찬, 최완수 (2004). "한국기업의 대리인 비용과 기업가치: 외국인지분의 역할," *경영학연구*, 제33권 2호, pp.655-682.
- (Park, H. J., Shin, H. H. and Choi, W. S. (2004). "The Korean Firms' Agency Costs and Firm Value: Role of Foreign Investors' Equity Ownership," *Korean Management Review*, 33(2), pp.655-682.)
- 배창현, 손성규 (2013). "지배주주와 소액주주 사이의 대리인문제가 외부감사에 미치는 영향: 감사보고서차를 중심으로," *회계·세무와 감사 연구*, 제55권 2호, pp.249-275.
- (Bae, C. H. and Sohn, S. K. (2013). "The Effect of Agency Problem between Controlling Shareholders and Minority Shareholders on Audit Report Lag," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 55(2), pp.249-275.)
- 신상이, 박종일 (2020). "기업지배구조와 이익의 질이 지속적인 세무전략에 미치는 영향," *세무와회계저널*, 제21권 6호, pp.75-122.
- (Shin, S. Y. and Park, J. I. (2020). "The Effect of Corporate Governance and Earnings Quality and on Sustainable Tax Strategy," *Journal of Taxation and Accounting*, 21(6), pp.75-122.)
- 신재용, 정선문, 안상우 (2020). "직급 간 승진가능성과 임원보수의 결정," *회계저널*, 제29권 6호, pp.95-128.

- (Shin, J. Y., Jung, S. M. and Ahn, S. W. (2020). "The Effects of Promotion Probability on Executive Pay," *Korean Accounting Journal*, 29(6), pp.95-128.)
- 신희정, 최수영 (2024). "ESG 성과 정보가 기업가치평가 효율성에 미치는 영향: 재무분석가 목표주가를 중심으로," *경영학연구*, 제53권 5호, pp.1137-1163.
- (Shin, H. J. and Choi, S. Y. (2024). "The Impact of ESG Information on Firm Valuation Efficiency: Evidence based on Analysts' Target Price Forecast," *Korean Management Review*, 53(5), pp.1137-1163.)
- 안윤영, 장진호 (2006). "재무분석가의 활동과 이익의 질 간의 관계 및 기업가치에 미치는 영향," *대한경영학회지*, 제19권 3호, pp.933-959.
- (Ahn, Y. Y. and Chang, J. H. (2006). "The Relation Between Analyst Activity and Earnings Quality and its impact on the firm value," *Korean Journal of Business Administration*, 19(3), pp.933-959.)
- 안홍복 (2004). "지배주주의 지배-소유권 차이와 이익조정 관련성 분석," *회계학연구*, 제29권 4호, pp. 117-154.
- (Ahn, H. B. (2004). "The Empirical Study on Relationship of Firm's Governance-owner Structure and Earnings Management," *Korean Accounting Review*, 29(4), pp.117-154.)
- 오정량, 문상혁, 박종국 (2013). "재무분석가의 수가 보수주의 회계처리에 미치는 영향," *대한경영학회지*, 제26권 5호, pp.1263-1288.
- (Wu, Z. L., Moon, S. H. and Park, J. K. (2013). "The Effect of Analysts Following on Conservative Accounting," *Korean Journal of Business Administration*, 26(5), pp.1263-1288.)
- 유정민, 윤금상, 고재민, 김동하 (2012). "재무분석가의 수가 발생액 및 실제이익조정에 미치는 영향: 한-미 비교," *회계저널*, 제21권 5호, pp.175-207.
- (Yoo, J. M., Yoon, K. S., Gho, J. M., and Kim, D. H. (2012). "Effects of Analysts Coverage on Accrual-based and Real Earnings Management: A Comparison of Korea and the US," *Korean Accounting Journal*, 21(5), pp.175-207.)
- 이은주 (2024). "환경경영이 경영자보상에 미치는 영향: 기관투자자 및 개인투자자를 중심으로," *전산회계연구*, 제22권 2호, pp.1-23.
- (Lee, E. J. (2024). "The Impact of Environmental Management on CEO Compensation: Focusing on Institutional and Individual Investors," *Korean Computers and Accounting Review*, 22(2), pp.1-23.)
- 이정은, 김진섭 (2013). "기업지배구조, 사회 및 환경평가 지수와 기업가치의 관련성 분석," *회계연구*, 제18권 4호, pp.81-99.
- (Lee, J. E. and Kim, J. S. (2013). "A Study on Relationship between Corporate Values and Corporate Governance, Social and Environmental Evaluation Index," *Review of Accounting and Policy Studies*, 18(4), pp. 81-99.)
- 임옥빈 (2019). "비재무적 정보가 기업성과에 미치는 영향: ESG 점수를 중심으로," *국제회계연구*, 제86권, pp.119-144.
- (Lim, W. B. (2019). "Effect of Non-Financial Information on Firm Performance: Focusing on ESG Score," *Korea International Accounting Review*, 86, pp.119-144.)
- 전수영, 이정기 (2011). "재무분석가의 활동과 발생액 질의 관련성," *국제회계연구*, 제36권, pp.315-344.
- (Jen, S. Y. and Lee, J. K. (2011). "The Relation Between Financial Analysts' Forecasting and Accruals Quality," *Korea International Accounting Review*, 36, pp.315-344.)
- 전영순 (2003). "외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자 의사결정과 회계이익의 질," *경영학연구*, 제32권

- 4호, pp.1001-1032.
- (Cheon, Y. S. (2003). "The Association Between Foreign and Domestic Institutional Ownership and Earnings Quality," *Korean Management Review*, 32(4), pp.1001-1032.)
- 정무권, 강원 (2020). "ESG 활동의 효과와 기업의 재무적 특성," **한국증권학회지**, 제49권 5호, pp.681-707.
- (Jung, M. W. and Kang, W. (2020). "Effect of ESG Activities and Firm's Financial Characteristics," *Korean Journal of Financial Studies*, 49(5), 681-707.)
- 정선문, 김예원 (2022). "수직적 임금격차와 주가변동성의 상관관계," **회계저널**, 제31권 5호, pp.1-32.
- (Jung, S. M. and Kim, Y. W. (2022). "Executive-Employee Pay Disparity and Stock Price Risk," *Korean Accounting Journal*, 31(5), pp.1-32.)
- 조문기, 최동춘 (2013). "재무분석가의 활동이 이익의 질과 자본비용에 미치는 영향," **국제경상교육연구**, 제 10권 1호, pp.137-157.
- (Cho, M. K. and Choi, D. C. (2013). "The Effect of Analyst Activity on Earnings Quality and Cost of Capital," *Global Business Administration Review*, 10(1), pp.137-157.)
- 조현우, 이계원 (2010). "지배주주의 사익추구에 대한 채권자 견제가 이익조정에 미치는 영향," **재무와 회계 정보저널**, 제10권 3호, pp.59-81.
- (Cho, H. W. and Lee, K. W. (2010). "Pursuit of Dominant Stockholders' Private Profit on Earnings Management," *Journal of Finance and Accounting Information*, 10(3), pp.59-81.)
- 황성준, 이은주 (2024). "동아시아 기업의 ESG 경영이 경영자 변동보상과 고정보상에 미치는 영향: 한국기업을 중심으로," **동아시아경영연구**, 제5권 2호, pp.65-82.
- (Hwnag, S. J. and Lee, E. J. (2024). "Impact of Corporate ESG Management on Executive Variable and Fixed Compensation," *Journal of East Asia Management*, 5(2), pp.65-82.)
- 황성준, 홍종의 (2024). "비재무적 성과가 경영자 보상 수준에 미치는 영향: ESG 성과를 중심으로," **경영권 실행연구**, 제24권 5호, pp.83-93.
- (Hwang, S. J. and Hong, J. Y. (2024). "The Impact of Non-Financial Performance on Executive Compensation: Focusing on ESG Performance," *Korean Management Consulting Review*, 24(5), pp.83-93.)
- Aguilera, R. V., Rupp, D. E., Williams, C. A. and Ganapathi J. (2007). "Putting the S Back in Corporate Social Responsibility: A Multilevel Theory of Social Change in Organizations," *Academy of Management Review*, 32(3), pp.836-863.
- Almaharmeh, M. I., Liu, J., & Iskandrani, M. (2024). "Analyst Coverage and Real Earnings Management: Does IFRS Adoption Matter? UK evidence," *Heliyon*, 10, pp.1-14.
- Bebchuk, L. A. and Fried, J. M. (2004). "Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation," Harvard University Press.
- Chen, Y., Li, T., Zeng, Q., & Zhu, B. (2023). "Effect of ESG Performance on The Cost of Equity Capital: Evidence form China," *International Review of Economics and Finance*, 83(1), pp.348-364.
- Choo, H. S., S. A. Cho, and D. C. Moon (2023). "How Does Executive-employee Pay Disparity Affect Sustainable Corporate Growth?," **관리회계연구**, 23(3), pp.101-127.
- Diallo, M. F., Ben Dahmane Mouelhi, N., Gadekar, M., and Schill, M. (2021). "CSR actions, Brand

- value, and Willingness to Pay a Premium Price for Luxury Brands: Does Long-term Orientation Matter?," *Journal of Business Ethics*, 169, pp.241-260.
- El Ghoul, S., Guedhami, O., Kwok, C. C., and Mishra, D. R. (2011). "Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital?," *Journal of Banking & Finance*, 35(9), pp. 2388-2406.
- Fatemi, A., Glaum, M., and Kaiser, S. (2018). "ESG Performance and Firm Value: The Moderating Role of Disclosure," *Global Finance Journal*, 38, pp.45-64.
- Ge, W. and Kim, J. B. (2014). "Real Earnings Management and the Cost of New Corporate Bonds," *Journal of Business Research*, 67 (4), pp.641-647.
- Ge, W. and Kim, J. B. (2020). "How Does the Executive Pay Gap Influence Audit Fees? The Roles of R&D Investment and Institutional Ownership," *Journal of Business Finance & Accounting*, 47(5-6), pp.677-707.
- International Labour Organization (2020). "Decent Work and the 2030 Agenda for Sustainable Development," International Labour Office.
- Jin, Z., Lin, B. and Lin, C. M. (2022). "Client Relationships, Analyst Coverage, and Earnings Management," *Accounting Horizons*, 36(1), pp.151-169.
- Keeve, T. (2022). "Peer Effects in ESG Ratings: Evidence from Gender Pay Gap Disclosures," *Working paper*, Frankfurt School of Finance and Management.
- Khurram, M. U., Chen, L., Abedin, M. Z., Adu, D. A., and Lucey, B. (2024). "ESG Disclosure and Internal Pay Gap: Empirical Evidence from China," *International Review of Economics and Finance*, 92, pp.228-244.
- Kim, T. J., H. S. Kyung, and J. NG (2022). "Top Management Team Incentive Dispersion and Earnings Quality," *Contemporary Accounting Research*, 39(1), pp.1949-1985.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A. (1999). "Corporate Ownership around the World," *The Journal of Finance*, 54(2), pp.471-517.
- Lazear, E. P. and Rosen, S. S. (1981). "Rank-order Tournaments as Optimum Labor Contracts," *Journal of Political Economy*, 89(5), pp. 841-864.
- Lee, J., Koh, K., and Shim, E. D. (2024). "Managerial Incentives for ESG in the Financial Services Industry: Direct and Indirect Association between ESG and Executive Compensation," *Managerial Finance*, 50(1), pp.10-27.
- Li, X., Wang, X., Zhao, Z., and Zhao, Q. (2025). "ESG Ratings, Executive Pay-for-performance Sensitivity and within-firm Pay Gap," *Humanities & Social Sciences Communications*, 12, pp. 1-10.
- Lins, K. V., Servaes, H. and Tamayo, A. (2017). "Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis," *The Journal of Finance*, 72(4), pp.1785-1824.
- Liu, A. Z. (2014). "Can External Monitoring Affect Corporate Financial Reporting and Disclosure? Evidence from Earnings and Expectations Management," *Accounting Horizons*, 28(3), pp.529-559.
- Maurly, B. and Pajuste, A. (2005). "Multiple Large Shareholders and Firm Value," *Journal of Banking & Finance*, 29(7), pp.1813-1834.
- Nasta, L., Magnanelli, B. S. and Ciaburri, M. (2024).

- "From Profits to Purpose: ESG Practices, CEO Compensation and Institutional Ownership," *Management Decision*, 62(13), pp.46-68.
- OECD (2021). "ESG Investing: Practices, Progress and Challenges," OECD Publishing.
- Priem, R. and Gabbellone, A. (2024). "The Impact of a Firm's ESG Score on Its Cost of Capital: Can a High ESG Score Serve as a Substitute for a Weaker Legal Environment," *Sustainability Accounting, Management and Policy Journal*, 15(3), pp.676-703.
- Shleifer, A. and Vishny, R. (1986). "Large Shareholders and Corporate Control," *Journal of Political Economy*, 94(3), pp.461-488.
- Wang, X. and Li, X. (2023). "ESG Performance, Employee Income and Pay Gap: Evidence from Chinese Listed Companies," *Working paper*, Shandong University.
- World Economic Forum (2020). "The Global Risks Report 2020(15th ed.),"
- Yeh, C. C., Lin, F., Wang, T. S., & Wu, C. M. (2020). "Does Corporate Social Responsibility Affect Cost of Capital in China?," *Asia Pacific Management Review*, 25, pp.1-12.
- Yu, F. (2008). "Analyst Coverage and Earnings Management," *Journal of Financial Economics*, 88, pp.245-271.
- Yuan, Z., H. Ding, and Yu, Q. (2024). "High Temperature, Bargaining Power and within-firm Wage Inequality: Evidence from China," *Economic Modelling*, 135: 106729.
- Zhang, W., J. Zhang, and Song, F. (2023). "Impact of Executive Pay Gap on ESG Disclosures: Evidence from Chinese A-share Listed Firms," *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 30(1), pp.123-139.

- 
- 저자 이윤정은 현재 충북대학교 경영대학 시간강사를 담당하고 있다. 충북대학교 경영학부를 졸업한 후, 동 대학의 대학원 회계학과에서 경영학석사와 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 투자효율성, 고평가된 자본, 경영자 과신성향, 기업지배구조, ESG, 조세회피, 감사품질, 직급별 감사시간, 임금격차 등이다.
  - 저자 박종일은 충북대학교 경영대학 경영학부의 재무회계 교수로 재직 중이다. 홍익대학교 경영학부를 졸업한 후, 동 대학의 대학원에서 경영학석사와 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 재무보고의 질, 회계이익과 과세소득의 차이, 이익조정, 고평가된 자본, 조세회피, 세무위험, 기업지배구조, ESG, 감사품질, 직급별 감사시간, 재무분석가의 이익예측의 특성 등이다.
  - 저자 정선문은 동국대학교 경영대학 회계학과 조교수로 재직 중이다. 고려대학교에서 조형미술 및 경영학 학사학위를, 서울대학교에서 경영학 석사학위와 경영학 박사학위(회계학전공)를 취득하였다. 주요 연구분야는 관리통제시스템, 임직원보상, ESG, 감사품질 등이다.