

# ESG 위원회가 재무분석가 이익예측가능성에 미치는 영향\*

김새로나\*\*, 최준혁\*\*\*

## <목 차>

I. 서 론	4.2. ESG 관련 위원회 설치와 재무분석가 이익예측정확성의 관련성 분석결과
II. 선행연구 및 가설 설정	4.3. 소유경영자 여부를 반영한 분석결과
2.1 ESG와 재무분석가 개관	V. 추가분석
2.1.1. ESG 위원회 개관	5.1. ESG 위원회와 특정기업을 예측한 재무분석가 수 사이의 관련성 분석
2.1.2. 이익정보와 재무분석가 개관	5.2 내생성통제
2.2 연구가설의 도출	VI. 결 론
2.2.1. ESG 위원회와 ESG 성과	6.1. 연구의 결과
2.2.2. ESG 성과와 재무분석가 정보환경	6.2. 기업경영에 대한 실무적 시사점
III. 연구의 설계	<참고문헌>
3.1 변수의 측정 및 연구모형	<Abstract>
3.2 표본의 선정	
IV. 실증 결과	
4.1 기술통계량과 상관관계분석	

## 국문초록

근래 ESG 경영이 본격화되고, 기업들은 ESG 경영을 관장하는 이사회 산하 위원회인 ESG 위원회를 설치하는 경향이 나타나고 있다. 선행연구들에 의하면 ESG 위원회는 ESG 성과를 개선하고, 개선된 ESG 성과는 높은 수준의 공시 환경을 제공하여 이해관계자들의 정보비대칭을 감소시킬 수 있다. 따라서 본 연구는 ESG 위원회 제도가 재무분석가의 정보환경에 어떤 영향을 미쳤는지를 재무분석가의 이익예측정확성을 통해 확인해 보았다. 2016년에서 2020년 사이의 국내 상장기업들을 대상으로 한 실증 결과는 ESG 위원회는 재무분석가의 예측정확성을 개선시키는 것으로 나타났으며, ESG 위원회의 성격 측면에서는 독립적인 위원회에서 이 개선 효과가 더 잘 나타났다. 두 번째로, 지배구조로 소유경영 여부를 고려했을 때에는 ESG 위원회의 개선 효과가 장기적 관점에서 ESG 투자를 집행할 수 있는 소유경영자 기업에서만 잘 나타났다. 특히 소유경영자 집단에서는 ESG 위원회의 독립성 뿐 아니라 활동성에서도 유의한 효과가 관찰되었다. 본 연구는 국내에 부족한 ESG 위원회 연구를 재무분석가 측면에서 접근해 보았다는 면에서 연구 의의를 말할 수 있다.

핵심 주제어: ESG 위원회, 재무분석가, 예측정확성, ESG 위원회 독립성, ESG 위원회 활동성, 소유경영자

\* 이 연구는 2022년도 경상국립대학교 발전기금재단 재원으로 수행되었습니다.

\*\* 경상국립대학교 회계세무학부 부교수(제1저자, ksaerona@gnu.ac.kr).

\*\*\* 동국대학교 회계학과 연구조교수(교신저자, fester@dongguk.edu).

## I. 서론

기업 경영 측면에서 ESG(Environment, Social, and Governance, 이하 ESG)는 친환경, 사회적 책임활동, 지배구조와 같은 비재무적 요소들을 포괄한 개념이며, 20세기부터 기업의 사회적 책임(Corporate Social Responsibility)과 지속가능성(Sustainability)의 키워드 하에 제시되어 온 내용과 같은 방향을 공유한다고 할 수 있다. 글로벌화된 현재 일부 기업들은 국가보다 더 큰 경제규모로 우리 사회를 지탱하고 영향력을 미치는 막강한 경제주체이기도 하다<sup>1)</sup>. 따라서 사회가 당면한 문제에 대한 원인 제공이기도 하며 해결할 자원을 보유하고 있기도 한 기업들은 사회적 문제에 대한 책임 분담을 요청받게 된다. 유엔이 사회적 책임투자(SRI: Socially Responsible Investment)를 강조하는 방편으로 비재무적 영역인 ESG를 기업의 역할로 전면에 내세우기 시작하고, 금융권이 안정적인 투자처를 모색하는 방법으로 ESG를 강조하는 등, 시대적 흐름은 기업들로 하여금 ESG 경영을 받아들이도록 하고 있다(김태한, 정현상, 2022).

ESG 경영이 보편화된 배경에는 기후위기와 관련된 산업 규제, 금융 감독의 강화 및 ESG 정보공시 의무화 등이 논의됨으로써, ESG 영역에 규제가 새로운 시장 규칙으로 도입되고 있다는 측면이 있다. 기후위기와 관련된 규제 위험 및 산업의 재편과 같은 거시적 변화에 발맞추어 기업은 지배기구를 강화하는 등의 방법으로 ESG 경

영에 집중할 필요가 발생하고 있으며, 시장참여자와 이해관계자들도 기업의 ESG 관련 대응 정도를 반영한 의사결정이 요청되고 있다. 본 연구에서는 ESG 관련 활동이 정보비대칭에 미치는 순영향에 대한 선행연구(Dhaliwal et al., 2012; Cho et al., 2013)를 참조로 하여, 이사회 내 ESG를 전담하는 하위 위원회인 ESG 위원회와 재무분석가 이익예측환경의 관계를 통해 이와 같은 거시적 환경 변화가 시장에 미치는 영향을 파악해 보고자 한다.

재무분석가는 자본시장에서 시장참여자들의 의사결정에 유용한 기업의 예측정보를 제공함으로써, 기업-투자자 간의 정보비대칭을 감소시키는 역할을 수행한다. 시장투자자들은 재무분석가 이익예측정보의 정확성을 평가하므로(Fang & Yasuda, 2009), 재무분석가는 예측정확성을 높일 유인이 있다(Leone & Wu, 2007). 재무분석가는 기업분석을 위해 기본적으로 기업이 공시한 회계정보를 활용하며, 이익정보 및 회계이익의 질은 재무분석가의 이익예측활동에 상당한 영향을 준다(Imhoff, 1992; Bradshaw et al., 2001; Eames & Glover, 2003; 정석우, 임태균, 2005; 김문철, 최관, 1999; 조중석, 조문희, 2009). 한편, ESG 활동은 이익정보 및 회계이익의 질도 개선시킨다(Gelb & Strawser, 2001; Chih et al., 2008; Hong & Anderson, 2011; Kim et al., 2012; Bozzolan et al., 2015; 최현정, 문두철, 2013; 임형주, 최종서, 2013; 신상이, 박종일, 2022). 따라서 ESG 경영은 재무분석가의 정보환경을 개선시킬 가능성이 있다(Cho

1) 2020년 기준으로 미국의 GDP(국내총생산)는 대략 25조 달러, 그 다음 중국은 약 19조 달러에 이르며, 20위인 스위스의 GDP는 약 8419억 달러로 나타났다. 이때 포브스가 발표한 세계기업순위에서 버크셔 헤서웨이의 자산은 9588억 달러로 스위스 GDP보다 컸으며, 기업순위 7위를 차지한 애플의 시장가치는 2조6403억 달러에 이르는 것으로 보고하였다.

et al., 2013; Dhaliwal et al., 2012; Cormier & Magnan, 2015; Lopatta et al., 2016). 본 연구에서는 최근 도입이 증가하고 있는 ESG 위원회를 통해, ESG 경영이 재무분석가의 이익예측정확성에 어떤 영향을 보이고 있는지를 파악하고자 한다.

구체적으로, 본 연구는 이사회 내 ESG 관련 위원회가 재무분석가의 이익예측정확성에 미치는 영향을 살펴보았다. 나아가, 경영자는 기업의 경영성과 및 경영자 자신의 명성을 유지하고자 하는 유인을 가지므로, 자신의 지배력을 통해 ESG 관련 위원회와 재무분석가 이익예측 사이의 효과에도 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구에서는 소유 또는 전문 경영자라는 경영자의 소유 형태별로 ESG 관련 위원회가 재무분석가 이익예측정확성에 미치는 영향을 검증한다.

본 연구는 2016년부터 2020년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 12월 결산법인(금융업 제외)을 표본으로 선정하여 실증분석을 실시하였다. ESG 위원회를 이사회 내부의 다양한 ESG 관련 활동을 관할하는 하위위원회로 규정하고, ESG의 한 영역으로 기업지배구조(G)가 포함된다는 점에서 규제·준수 관련 위원회도 해당 범주에 포함하였다(양동훈, 최준혁, 2022).

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 선행연구들을 통해 예측할 수 있는 것과 마찬가지로 ESG 관련 위원회는 재무분석가의 이익예측 활동에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다. ESG 관련 위원회가 존재하는 기업에서 예측 EPS와 실제 EPS 사이의 차이로 측정한 재무분석가의 이익예측정확성이 향상되었으며, ESG 위원회 내 사외이사가 차지하는 비중이 높아 ESG 위

원회가 독립적인 성격을 가질수록 예측정확성이 향상되었다. 그러나 ESG 위원회의 활동성(개최 횟수)에서는 유의한 영향을 발견할 수 없었다.

둘째, 경영자 특성으로 소유경영자 및 전문경영자 기업을 고려한 분석에서는, 소유경영자가 경영하는 기업에서만 ESG 관련 위원회의 재무분석가에 대한 효과가 나타났다. 특히, 전체 표본을 대상으로 한 가설 1의 분석결과와 달리, 소유경영자 기업 표본에서는 ESG 관련 위원회의 활동성도 재무분석가 이익예측정확성을 향상시키는 결과를 보였다. 반면, 전문경영자 기업에서는 이러한 유의적인 관계를 확인할 수 없었다. 소유경영자는 장기적인 관점에서 접근할 유인이 전문경영자 대비 크므로 ESG 관련 정책에도 적극적인 가능성이 높아진다. 따라서 소유경영자 기업이 재무분석가들의 정보환경에 유의미한 영향을 미치게 되는 것으로 해석된다.

추가분석으로 ESG 관련 위원회가 재무분석가 수에 미치는 영향에 대한 실증분석을 수행하였고, 위원회의 존재와 활동성에서 유의한 재무분석가 수 증가 효과를 확인하였다. 이는 사회적 관심을 받고 있는 ESG를 고려하여 기업을 분석하려는 동기를 가진 재무분석가들이 일차적으로 위원회의 존재와 활동성이라는 가시적인 측면을 주목하여 분석할 기업을 선택한 결과일 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점 및 시사점을 가진다. 첫째, 국내에서도 ESG 경영이 큰 사회적 관심사로 대두되면서 관련 연구들이 진행되고 있으나, 이사회 내 ESG 활동을 관할하는 ESG 관련 위원회를 활용한 연구는 아직 매우 부족한 상황이다. 해외에서도 ESG 관련 위원회의 구성 및 결정 요인에 대한 연구는 일부 진행되고 있으나(Peters

& Romi 2014; Chapple et al. 2017; Eberhardt-Toth 2017; Del Valle et al. 2019, Eberhardt-Toth et al. 2019; Gennari & Salvioni 2019), ESG 관련 활동을 수행하는 위원회로 인해 기업 외부에 있는 재무 분석가에게 미치는 영향을 분석한 연구는 아직까지 드물다. 본 연구를 통해 ESG 활동을 관할하는 위원회의 존재와 활동이 기업 외부에서 기업을 분석하여 정보비대칭을 감소시키는 재무분석가들의 정보환경에 미치는 영향을 확인해 볼 수 있다.

둘째, 본 연구는 경영자의 지배구조 특성이 ESG 관련 위원회와 재무분석가의 예측오차 사이의 관계에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이러한 분석을 통해 경영자의 소유형태가 정보비대칭에 미치는 영향을 ESG 측면에서 살펴보는 새로운 기회를 제공할 수 있으리라 기대한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 본 논문의 연구주제인 ESG와 관련된 선행연구를 검토하고 이를 토대로 가설을 설정한다. 제 III장에서는 실증분석을 위한 연구모형을 설정하고, 변수 측정 방법과 표본 선정과정을 설명한다. 제 IV장에서 실증분석 결과를 보고하고, 제 V장에서는 추가분석을 제시한다. 마지막으로 제 VI장에서는 논문의 의의와 한계점을 기술한다.

## II. 선행연구 및 가설 설정

### 2.1 ESG와 재무분석가 개관

#### 2.1.1 ESG 위원회 개관

최근 ESG에 대한 사회적 관심이 고조되고 있

지만, 전반적인 의사결정을 수행하는 최고경영자(CEO) 및 이사회는 전문성이 요구되는 ESG의 각론적인 의사결정에 대해서는 한계가 있을 수 있다. 이 경우 이사회 내에 ESG와 관련된 전문 위원회를 설치하는 것은 ESG 전략을 실행하는데 효과적인 방법이 될 수 있다. ESG 위원회는 ESG 전략의 방향성 정립과 ESG 관련 규정 및 활동에 대한 검토 등의 ESG 경영을 총괄하는 한편, ESG 관련 전문성을 통해 ESG 경영의 원활한 이행을 뒷받침하고 이를 대외적으로 시그널 할 수 있다. 즉, ESG 위원회는 이사회의 ESG 관련 직무 수행을 지원하는 협의체로서, 회사의 ESG 전략 및 정책을 수립하여 기업의 모든 활동이 환경 및 사회적 가치에 부합하는지를 점검하고, 이러한 활동이 동시에 재무적 성과를 달성하도록 전략을 수립하는 역할을 한다(Dixon-Fowler et al., 2017; Orazalin, 2020; Fu et al., 2020).

선행연구들은 ESG 위원회가 도입된 기업의 높은 사회적 성과를 통해, ESG 위원회가 기업의 ESG 성과에 긍정적인 역할을 가진다고 보고하였다(Spitzack, 2009; Mallin & Michelon, 2011; Burke et al., 2019). 또한, S&P 500 기업을 대상으로 한 Dixon-Fowler et al.(2017)의 연구는 이사회 내 환경관련 위원회의 존재가 KLD 환경 부문 평가 점수와 양(+)의 관계를 가지는 것을 확인했다. Biswas et al.(2018)의 호주기업에 대한 연구 및 Orazalin(2020)의 영국 기업을 대상으로 한 연구에서도 지속가능성 위원회가 설치된 기업에서 환경 및 사회성과에 유의한 양(+)의 영향이 나타났다. 스페인, 독일, 프랑스, 영국을 대상으로 ESG 관련 위원회 설치 여부와 ESG 성과간의 관계를 살펴본 Baraibar-Diez & Odriozola(2019)

연구는 위원회를 설치한 경우 ESG의 모든 부문에서 성과가 높게 나타났다고 보고했다. 이와 같은 결과들은 ESG 위원회를 통해 지속가능경영 전략을 수립하고 실행 및 검토하는 전반적인 역할이 효과적으로 수행될 수 있으므로, ESG 위원회를 설치한 기업에서 상대적으로 높은 ESG 성과가 나타나는 것으로 이해할 수 있다.<sup>2)</sup>

국내 기업을 대상으로 한 ESG 위원회 관련 연구는 아직 초기단계로, 소수의 연구만이 존재한다. 박혜진, 이지윤, 왕박한(2022)은 국내기업을 대상으로 ESG 위원회 도입의 결정요인을 분석하였는데, 기업규모가 클수록, 과거 ESG 성과 수준이 우수한 기업일수록, 대규모 기업집단 소속 기업일수록, 그리고 외국인지분율이 높은 기업에서 ESG 위원회를 도입할 가능성이 높아진다고 보고했다. 최종원, 조은혜(2022)는 ESG 활동을 활발히 수행하는 기업에서 더 활발히 ESG 위원회를 설치하고 있음을 확인하였다. 또한 ESG 활동수준이 높을수록 독립성(ESG 위원회 내 사외이사 비율), 활동성(ESG 위원회 개최횟수), 다양성(여성위원 보유)이 높은 ESG 위원회를 설치할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로, 환경리스크가 큰 산업에서 ESG 위험을 통제·관리할 필요성이 증가함에 따라 ESG 위원회 설치가 증가하는 것을 발견하였다. 특히, 환경(E)과 사회(S)에 비해 지배구조(G)에서 더욱 뚜렷하게 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타나, 건전한 지배구조를 가진 기업일수록 적극적으로 ESG 위원회를

설치하고, 독립성·활동성·다양성이 높은 ESG 위원회를 설치하고 있음을 보였다.

한편, 양동훈, 최준혁(2022)은 이사회 내 ESG 관련 활동을 관장하는 하위 위원회를 설치한 기업에서 더 높은 수준의 ESG 성과를 보이는지 확인하고, ESG 위원회를 ‘적극적 ESG 위원회’와 ‘소극적 ESG 위원회’로 구분하여 ESG 성과활동에 차이를 보이는지 규명하였다. 먼저, ESG 관련 위원회 설치 기업이 미설치 기업 보다 ESG 성과수준이 더 높은 것으로 나타났다. 둘째, ‘적극적 의미의 ESG 위원회(CSR, 지속가능, ESG 등의 명칭)’를 설치한 기업이 ‘소극적 위원회(윤리 또는 규제준수 성격의 하위 위원회)’를 설치한 기업보다 더 높은 ESG 성과를 보였다. 적극적 의미의 위원회는 ESG 중 환경(E)과 지배구조(G) 점수에서 유의적으로 높은 성과활동을, 소극적(윤리 또는 규제준수) 성격의 위원회는 ESG 중 사회(S)와 지배구조(G)에서 유의한 성과를 보였다. 이는 윤리·규제준수 성격의 위원회(소극적 위원회)를 설치한 기업은 전통적 의미의 CSR에 보다 중점을 두는 반면, 최근 ESG 관련 용어를 사용하며 설치가 집중되고 있는 적극적 의미의 위원회는 글로벌 기후변화에 대한 관심과 환경 관련 규제 대응에 집중하고 있는 것으로 볼 수 있다. 유의한 양(+)의 결과는 ESG 위원회가 마케팅적 차원 또는 그린워싱(greenwashing)<sup>3)</sup>이 아님을 암시한다.

2) 반면, 일부 연구들에서는 반대의 결과를 보고하기도 한다. Berrone & Gomez-Mejia(2009)는 미국 기업을 대상으로 이사회 내 환경위원회의 존재 여부가 환경성과에 대한 경영진의 보상 민감도에 차이를 주지 않았다고 보고했다. Rodrigue et al.(2013)의 연구에서도 이사회 내 환경위원회 설치의 기업의 환경 성과와 관련성이 나타나지 않았다. 이러한 연구들은 ESG 위원회의 설치 목적이 대외적인 보여주기식 상징성(symbolic) 내지는 그린워싱(greenwashing)에 불과하다는 주장과 연결될 수 있다.

3) 그린워싱(greenwashing)은 BP, 쉘브론 등 반환경적 영업활동을 한 기업이 이미지 광고를 친환경적으로 벌인 점을 비판하면서 사용되기 시작한 용어이다(Cherry & Sneison 2011, 2012)

### 2.1.2 이익정보와 재무분석가 개관

재무분석가는 자본시장에서 시장참여자들의 투자의사결정에 유용한 기업의 예측정보를 제공함으로써, 기업과 투자자 간의 정보비대칭을 감소시키는 매개체 역할을 수행한다. 이때 시장투자자들은 재무분석가가 분석한 자료의 정확성에 근거하여 재무분석가와 증권사를 평가하므로 (Fang & Yasuda, 2009), 재무분석가는 다양한 채널을 통한 정보 수집으로 보다 정확성이 높은 이익예측치를 시장에 제공하려 할 유인이 발생하게 된다(Leone & Wu, 2007).

재무분석가가 일차적으로 이용하는 기업 정보는 기업이 공시한 회계정보라고 할 수 있으며, 특히 이익 공시 및 회계 이익의 질적 특성은 재무분석가의 예측정확성에 영향을 미칠 수가 있다. Imhoff(1992)는 기업의 회계정보가 시장에 공시되는 시점에 재무분석가들이 이익예측치를 수정한다는 것을 확인하였다. Eames & Glover(2003)는 기업의 이익수준이 낮을수록 이익예측 시 과대예측 경향이 나타난다고 보고하였다. Byard & Shaw(2003)와 임태균, 정석우(2006) 등에 의하면 회계공시 및 회계이익의 질에 따라 재무분석가의 이익예측정확성이 차별적으로 나타날 수 있다.

한국기업을 대상으로 한 연구에서는 조중석, 조문희(2009)가 이익의 질 대용치로 전년도 재량적발생액을 이용하여 분석한 결과, 발생액의 크기가 클수록 재무분석가의 이익예측정확도가 감소하는 것을 파악하였다. 정석우, 임태균(2005)은 회계이익지속성이 높을 때 이익예측오차가 덜 낙관적이고 이익예측정확도가 향상됨을 밝혀, 재무분석가가 이익예측활동을 실시함에 있어 이익

지속성을 고려한다는 것을 확인하였다. 김문철, 최관(1999)은 회계이익의 질(earnings quality)을 판단하기 위한 설문조사에서 회계이익의 지속성, 회계보수성 및 현금전환가능성이 각각 클수록 그리고 이익의 변동가능성이 작을수록 회계이익의 질이 높다는 견해를 제시하였다. 아울러, 이익의 지속성과 변동성을 재무분석가들이 회계이익의 질을 평가하는 중요한 잣대로 삼고 있다고 하였다.

정리하면, 선행연구들에 의하면 ESG 위원회의 존재로 인해 ESG 성과가 향상될 수 있다. 그리고 재무분석가에 대해 선행연구들은 회계이익의 특성이 재무분석가의 이익예측에 영향을 끼칠 수 있다고 보고한다. 그렇다면 회계이익이 아닌 ESG와 관련된 정보는 재무분석가 예측환경에 영향을 줄 수 있을까? Dhaliwal et al.(2012)에 의하면 ESG 활동은 재무성과를 개선시키고, ESG 공시정보에는 재무정보가 담겨 있으므로, 결국 재무분석가는 ESG 공시에 대해서도 반응을 할 수 있다. 그렇다면 ESG는 회계이익과 마찬가지로 재무분석가의 이익예측환경에 영향을 줄 가능성이 있다. 그러나 국내·외에서 ESG 위원회와 관련된 연구는 아직까지 이에 대한 고려가 부족한 상황이다. 이에 본 연구는 ESG 위원회와 재무분석가 사이의 관계에 대해 보다 구체적으로 논의해 보고자 한다.

## 2.2 연구가설의 도출

### 2.2.1 ESG 위원회와 ESG 성과

ESG 위원회는 이사회 내 소위원회 형태로 설립되며 ESG 전략을 수립, 실행, 감독하는 역할을

담당한다(Jo & Harjoto, 2012; Fuente et al., 2017; Burke et al., 2019; Gennari & Salvioni, 2019). 기업은 ESG 위원회 설치로 대리인문제를 완화하고, 사회의 승인(legitimacy)을 얻어 지속가능한 경영환경을 구축할 수 있다(Gennari & Salvioni, 2019). ESG 위원회는 ESG 경영과 관련된 기업의 핵심 지배구조 역할을 수행하며<sup>4)</sup>, 동시에 그린워싱에 대한 의심을 떨쳐내고 기업의 전략을 대외적으로 시그널링하는 수단이기도 하다(Garcia-Sanchez et al., 2019; Eberhardt-Toth et al., 2019). 기후변화 등 증가하는 ESG에 대한 사회의 요구에 대응하기 위한 기업의 전략적 선택에 ESG는 중요한 구심점이 될 수 있을 것이다.

ESG 활동은 다양한 이해관계자들의 요구를 충족시키기 위한 측면<sup>5)</sup>이 있으므로 이해관계자 이론(stakeholder theory)이 적용될 수 있다(Zahra & Pearce, 1989; Hung, 2011). 이 이론 하에서 ESG 활동은 이해관계자들의 요구에 영향을 받으며(Brower & Mahajan, 2013), ESG 위원회의 역할은 전략적 차원에서 이해관계자들의 요구를 모니터링하고 대응을 수립 및 실행하는 것이 된다(Eberhardt-Toth et al., 2019). 만약 기업이 이해관계자의 요구에 대한 전략적 대응을 위해 ESG 위원회를 설치하고 운영하는 것이라면, ESG 위원회의 존재는 전략적 ESG 활동과 연결되기 쉬우므로 ESG 성과의 개선으로도 이어질 가능성이 높아질 수 있다.

이와 같은 예측은 실증 연구에서 뒷받침되고

있다. 해외의 다수 연구들의 전반적인 컨센서스는 ESG 관련 위원회 존재 여부와 ESG 활동수준 간에는 유의한 양(+)의 관계를 보인다는 것이다(Walls et al., 2012; Konadu, 2017; Hussain et al., 2018; Baraibar-Diez & Odriozola, 2019; Burke et al., 2019; Del Valle et al., 2019; Garcia-Sanchez et al., 2019; Miras-Rodriguez et al., 2019). 국내 기업을 대상으로 한 연구에서도 ESG 관련 위원회 설치 기업 및 보다 본격적인 ESG에 가까운 명칭을 가진 위원회 설치 기업에서 미설치 기업 보다 더 높은 ESG 성과를 보여주고 있었다(양동훈, 최준혁, 2022).

## 2.2.2. ESG와 재무분석가 정보환경

다수 선행연구들의 지적에 의하면, 높은 사회 및 지배구조 성과를 포함하는 고품질의 ESG 성과는 이해관계자들과의 장기적 관계에도 주력하게 되므로 투명한 공시 및 높은 회계품질과 관련될 수 있다(Gelb & Strawser, 2001; Chih et al., 2008; Hong & Anderson, 2011; Kim et al., 2012; Bozzolan et al., 2015). 그리고 이와 같은 공시 품질의 향상은 투자자들의 대리인비용을 감소시키고 낮은 자본비용으로 연결된다(Sengupta, 1998). 실증 연구들에 의하면 ESG는 공시 및 회계품질 향상과 연관되는데, 미국 기업에 대한 Gelb & Strawser(2001)의 연구에서 ESG 등급이 높은 기업들이 공시 수준도 높았다. Chih et al.(2008)의

4) ESG 위원회 설치 목적을 Gennari & Salvioni(2019)는 개선된 지배구조로 경영자-주주 간의 대리인문제를 해결하고 경영성과를 개선할 수 있다는 대리인이론(agency theory)에서 찾기도 한다. 즉, 이사회 내 하위 위원회로 ESG 위원회는 경영자 감시·감독 역할을 수행함으로써 ESG 활동에서 경영자의 명성 확보 등 사적 이익추구 목적의 과잉 투자를 억제할 수 있다는 측면에서 대리인이론으로 설명된다.(Jo & Harjoto, 2012).

5) 기관투자자들을 중심으로 ESG 활동에 적극적인 기업에 대한 투자가 활발해짐에 따라, 기업들이 앞다투어 ESG 경영을 선포한 배경이라고 볼 수 있다(Saad & Strauss, 2020; 김화진, 2021; 박동빈, 2021; 장우영, 2021).

46개국 기업에 대한 연구에서 ESG는 이익유연화와 적자회피 이익 감소를 완화시키는 효과를 보여주었다. 미국 기업을 대상으로 한 Kim et al. (2012)의 연구는 ESG 활동 수준이 발생액 이익조정과 실제이익조정, 그리고 감리지적 가능성을 모두 낮춘다고 보고했다. 마찬가지로 미국 기업을 표본으로 한 Hong & Anderson(2011)의 연구에서도 ESG 성과가 발생액의 질을 향상시키고 실제이익조정을 감소시켰으며, 24개국 표본에 대한 Bozzolan et al.(2015)의 연구에서도 ESG 지향 기업이 실제이익조정을 덜 하는 것으로 나타났다.

국내 연구에서도 유사한 결과가 나타나고 있다. 최현정, 문두철(2013)의 연구에서 KEJI 지수가 발표되는 기업은 대응집단 대비 더 낮은 재무적 발생액 및 특별항목 등을 통한 이익조정, 그리고 더 높은 이익지속성을 보여주었다. 임형주, 최종서(2013)의 연구에서도 유사하게, 기업지배구조원의 ESG 우수 등급 기업들은 대응집단 대비 일부 발생액 이익조정 모형과 모든 실제이익조정 모형에서 유의하게 낮은 이익조정 수준을 보여주었다. 저자들은 그 이유를 기업에게 윤리적인 동기가 있거나 명성 유지 동기 때문일 것으로 제시하였다. 최근 연구로서 신상이, 박종일(2022)의 연구에서는 기업지배구조원의 ESG 성과 변수에서 실제이익조정에 대한 감소 효과만을 확인하였으나, 대형회계법인이나 외국인지분율과 같은 외부 모니터링 요소를 고려하자 발생액 이익조정에 대해서도 유의한 감소 효과를 보고하였다.

또한, 높은 회계정보의 품질은 정보비대칭을 감소시켜준다. Barron et al.(1998)의 재무분석가 정보 환경 모델을 이용한 Byard & Shaw(2003)의 연구에 의하면 높은 수준의 공시 품질은 재무분석

가가 이용하는 정보의 정확성을 높여주고, 특히 공적 정보와 사적 정보를 활용한 재무분석가 별로 다른 분석을 내놓게 되는 고유 정보(idiosyncratic information)의 정확성을 개선시켰다. 김지홍, 백혜원, 고재민(2010)의 연구에서는 발생액의 질이 높아지면 재무분석가들은 고유 정보의 활용을 높였으며, 고유 정보의 활용도가 높아질수록 이익예측의 정확성이 개선되었다. 또한 회계정보의 질이 높을 경우에는 공통정보의 활용도 이익예측의 정확성을 개선했다. 임태균, 정석우(2006)의 연구에서는 Kothari et al.(2005)의 성과대응 모형에 의해 측정된 이익조정이 작을수록, 김새로나, 유혜영(2018)은 Barth et al.(2013)의 이익투명성이 높을수록, 그리고 박종일, 신상이(2018)는 Francis et al.(2005)의 발생액의 질이 높을수록 재무분석가의 이익예측오차가 감소한다는 점을 확인했다. 이들 선행연구들은 기업의 높은 재무보고의 품질은 재무분석가의 정보환경을 개선시켜 이익예측가능성을 향상시키고, 그 결과 낮은 예측오차로 나타나게 된다고 보고했다.

이상의 연구들로부터, 좋은 ESG 성과는 회계 품질을 개선하고, 다시 높은 회계품질은 재무분석가의 정보환경을 개선하여 예측정확성을 개선할 것을 기대할 수 있다.

일부 선행연구들은 보다 직접적으로 ESG와 정보비대칭, ESG와 재무분석가 사이의 관계를 분석하기도 했는데, 예를 들면 Cho et al.(2013)의 연구에서 ESG 활동은 매수-매도 호가 사이의 스프레드를 감소시켰으며, 부정적인 ESG 활동의 경우가 영향력이 더 컸다. Lopatta et al.(2016)은 ESG 활동이 내부자거래로 인한 누적초과수익률을 감소시키는 효과를 보고했다. 이들 결과는



ESG 활동이 자발적 ESG 공시에 동기를 제공하고(Clarkson et al., 2008; Dhaliwal et al., 2011), 증가된 공시는 정보비대칭을 감소시키기 때문에 해석된다. Dhaliwal et al.(2012)은 ESG 보고서 공시가 재무분석가 예측오차를 감소시킨다고 보고했으며, 이를 ESG 성과가 재무성과를 개선시키는 효과(Orlitzky et al., 2003; Margolis & Walsh, 2003)로 인해 ESG라는 비재무공시 정보에서도 재무분석가들의 재무성과 예측에 유용한 정보가 제공되기 때문이라고 보았다<sup>6)</sup>. Cormier & Magnan(2015)은 환경공시가 Barron et al. (1998)의 모형에 의한 재무분석가의 consensus를 개선시키고 불확실성을 감소시키는 결과를 보고했고, 이는 ESG 공시가 재무분석가의 예측환경에 직접적인 영향을 준다는 의미로 이해된다. 국내 연구에서 배성호, 임태균(2013)과 배성호(2014)는 ESG 활동을 하는 기업은 중립적인 회계 이익을 보고하여 이익의 예측가능성이 높아질 수 있고, 그 결과로 재무분석가 예측오차와 분산의 감소를 예측하고 실증을 통해 확인하였다.

마지막으로, 높은 ESG 성과는 기업 성과를 향상시키고 장기적인 안정성을 개선하는데, 이는 재무분석가 예측환경을 개선시킬 수 있다. 이창섭, 정아름, 전홍민(2021)은 ESG 활동이 증가하는 기업은 영업이익 변동성이 유의하게 감소하고, 영업이익 변동성이 큰 기업에서도 ESG 활동은 기업가치를 향상시킨다고 보고했다. ESG 활동이 제공하는 긍정적 기업 이미지와 명성, 그리고 이해관계자와의 관계 구축은 지속적 성장을 통한 기업가치 창출에 영향을 주므로(임종욱,

2018; 임옥빈, 정준희, 손여진, 2019), ESG를 통해 확보된 지속가능성은 영업 변동성의 감소 즉, 안정적인 경영환경을 제공한다고 해석할 수 있다(강원, 정무권, 2020).

이상의 선행연구들의 주장들을 전반적으로 정리하면, (1) ESG 위원회를 통해 ESG 경영을 수행할 경우 그렇지 않은 기업과 비교하여 ESG 성과와 공시가 개선되고, (2) 개선된 ESG 성과와 공시는 높은 재무보고 품질, 정보비대칭 개선, 안정된 영업변동성과 연결되며, 개선된 정보환경하에 놓인 재무분석가의 예측오차는 감소한다. 즉, ESG 위원회로 인해 비재무적 정보를 포함한 공시 품질이 개선될 수 있고, 개선된 정보비대칭 환경은 재무분석가의 이익예측정확성에 정(+)의 효과를 줄 수 있다. 따라서 가설 1을 아래와 같이 대체가설 형태로 설정한다.

**가설 1-1:** ESG 관련 위원회가 존재하는 기업은 존재하지 않는 기업 대비 더 높은 수준의 재무분석가의 이익예측정확성을 가진다.

ESG 위원회의 도입으로 인한 영향에 관한 연구들의 다수는 위원회의 설치 여부 변수를 활용하고 있지만, 일부 연구들은 이사회 성격 분석할 때와 마찬가지로 ESG 위원회의 성격이 가지는 효과에 대해 연구하고 있다. 기본적인 논리는 이사회 성격과 동일한데, 독립적이고 활발한 위원회가 모니터링을 보다 잘 수행함으로써 위원회의 효과가 높다는 것이다(Chapple et al., 2017; del Valle et al., 2017). 이와 같은 위원회는

6) 예를 들어, 백상미, 최정미(2022)는 ESG 등급의 존재만으로도 이익의 가치관련성이 증가된다고 보고하여, 비재무정보가 시장에서 고려되고 있음을 보여주었다.

다른 관점을 경영자에게 제시할 수 있어서, 경영자에게 주주 관점에서 전략을 짤 수 있도록 환기할 수 있다(Eberhardt-Toth et al., 2019). 반면 ESG 위원회의 존재 없이 이사회 의 효과성만으로는 ESG 관련 기대되는 성과가 나타나지 않을 수도 있다(García-Sánchez et al., 2019).

Del Valle et al.(2017)의 연구는 ESG 위원회의 사외이사 비율인 ESG 위원회의 독립성은 ESG 성과를 증가시켰고, 전문적인 사외이사 비율로 독립성과 전문성을 함께 고려했을 때에는 이 효과가 더 잘 나타났다. Eberhardt-Toth(2017)에서도 ESG 위원회의 독립성, 다양성, 연령, 이사회 의장의 위원회 겸직 여부 등 다양한 특성들이 ESG 성과를 개선시키는 것으로 나타났다. Chapple et al.(2017)은 ESG 위원회의 독립성과 활동성 외에도 다양성과 크기 등 성격적인 측면을 주성분 분석을 통해 ESG 위원회의 효과성(effectiveness)이라는 한 변수로 만들고, ESG 인증 여부에 대한 영향을 분석하였다. 실증 결과, ESG 위원회가 효과적으로 기능할수록 회계법인을 인증기관으로 선택할 가능성이 올라가는 것으로 나타났다.

효과적인 ESG 위원회는 조직과 경영자가 ESG 관점을 가지고 경영하도록 돕는 역할을 수행할 수 있다. 특히, Brower & Majajan(2013)에 의하면 ESG 성과는 이해관계자들의 요구에 얼마나 민감한가와 이해관계자 관련 리스크에 얼마나 크게 노출되어 있는가에 따라 결정된다. 그렇다면 CEO와 독립되고 활발히 활동하는 등 효과적인 특성을 갖춘 위원회일수록 ESG 성과와 잘 연결될 것이고, ESG 위원회가 가지는 기타 효과 역시 위원회의 효과성 측면에서 볼 때 더 잘 관찰될 것으로 예측할 수 있다.

즉, 본 연구에서는 ESG 위원회를 통해 ESG 성과가 개선되고, 이의 영향으로 공시 및 회계품질의 개선이 이루어지고, 그 결과 재무분석가의 정보환경이 개선되며, 최종적으로 재무분석가 예측 정확성이 개선된다는 논리구조를 채택하고 있는데, 효과적인 ESG 위원회에서는 이 흐름이 보다 뚜렷이 나타날 것으로 기대할 수 있다. 이에 가설을 아래와 같이, 독립적이고 활발히 활동하는 위원회의 효과 측면에서 설정하기로 한다.

**가설 1-2:** ESG 관련 위원회의 독립성은 재무분석가의 이익예측 정확성을 증가시킨다.

**가설 1-3:** ESG 관련 위원회의 활동성은 재무분석가의 이익예측 정확성을 증가시킨다.

대리인 이론에 의하면, 소유와 경영이 분리됨에 따라 경영자에게 기업경영이 위임되는 경우 대리인문제가 야기되며(Jensen & Meckling, 1976), 대리인비용은 기업 가치에 부정적인 영향을 준다(Grossman & Hart, 1980; Jensen & Meckling, 1976; Jensen, 1986). 여기서 Jensen & Meckling(1976)은 내부자지분이 증가할수록 대리인 문제를 효과적으로 통제하여, 주주와 경영자간 이해관계 일치 및 정보비대칭 감소로 대리인 비용이 경감한다고 보았다. 경영자지분율이 높을수록 일반적으로 주주와 경영자간 이해관계 일치(incentive alignment)로 대리인비용이 감소하므로, 기업의 장기성과 제고와 기업가치 극대화를 위한 경영활동을 이행할 가능성이 높다(Demsetz, 1983). 즉, 소유경영자일수록 기회주의적 편취를 목적으로 기업가치를 손상시키는 행동을 함으로써 주주의 부를 감소시킬 유인이 줄어들 수 있다. 따라서 소유경영자가 경영하는 기업은 주주와 경영자 사이

의 대리인문제가 낮은 것으로, 전문경영자 기업은 주주와 경영자 사이의 대리인문제가 높을 것으로 간주된다(신현한, 장진호, 2003; 이경태, 이상철, 박애영, 2005; 이상철, 2014).

소유경영자 기업에서 주주와 경영자 사이의 대리인 문제가 더 작다고 한다면, 소유경영자는 전문경영자 대비 기업의 장기적 생존성을 높여주고 특히, 재무성과와도 관련성이 높음(Orlitzky et al., 2003; Margolis & Walsh, 2003) ESG에 대해 적극적으로 임할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 가설 1의 효과가 소유경영자 기업에서 더 잘 나타날 것으로 예측하며, 가설을 아래와 같이 제시한다.

**가설 2-1:** ESG 관련 위원회의 재무분석가 이익 예측 정확성에 대한 효과는 소유경영자 기업에서 더 잘 나타날 것이다.

**가설 2-2:** ESG 관련 위원회 독립성의 재무분석가 이익예측 정확성에 대한 효과는 소유경영자 기업에서 더 잘 나타날 것이다.

**가설 2-3:** ESG 관련 위원회 활동성의 재무분석가 이익예측 정확성에 대한 효과는 소유경영자 기업에서 더 잘 나타날 것이다.

### III. 연구의 설계

#### 3.1 변수의 측정 및 연구모형

본 연구의 목적은 이사회내 ESG 관련 활동을 관장하는 하위 위원회가 재무분석가 이익예측정확성에 미치는 영향을 규명하는데 있다. 따라서 아래와 같은 연구모형을 이용하고자 한다.

$$\begin{aligned} ACCURACY_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 ESG\_committee_{i,t}(ESG\_com_{i,t}, \\ & ESG\_ind_{i,t}, ESG\_freq_{i,t}) + \beta_2 SIZE_{i,t} \\ & + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} \\ & + \beta_6 FOLLOW_{i,t} + \beta_7 RETVOL_{i,t} \\ & + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 BIG_{i,t} + \sum IND \\ & + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

where,

$ACCURACY_{i,t} = (-1) \times |(\text{실제 EPS} - \text{재무분석가 EPS 예측치의 평균}) / \text{기초주가}|$ ;

$ESG\_committee_{i,t}$

$ESG\_com_{i,t}$  = ESG 위원회가 존재하면 1을 부여하고, 존재하지 않으면 0을 부여하는 더미변수;

$ESG\_ind_{i,t}$  = ESG 위원회 내 사외이사 비율;

$ESG\_freq_{i,t}$  = ESG 위원회의 연간 개최 회수의 자연로그;

$SIZE_{i,t}$  = 기업규모,  $\ln(\text{기말 시가총액})$ ;

$LEV_{i,t}$  = 부채비율, 부채/자산;

$ROE_{i,t}$  = 당기순이익/자본;

$LOSS_{i,t}$  = 당기순이익이 음(-)이면 1, 아니면 0을 부여하는 더미변수;

$FOLLOW_{i,t}$  = 해당 기업에 대해 이익 예측치를 발표한 재무분석가 수의 자연로그;

$RETVOL_{i,t}$  = 일별 주가수익률의 표준편차

$MTB_{i,t}$  = 시장가치 대비 장부가치 비율;

$BIG_{i,t}$  = 대형회계법인의 감사를 받은 경우 1, 아니면 0의 값을 부여하는 더미변수;

$\sum IND$  = 해당 산업이면 1; 아니면 0을 부여하는 더미변수;

$\sum YEAR$  = 해당 연도이면 1; 아니면 0을 부여하는 더미변수.

위 연구모형 (1)을 통해 ESG 위원회가 재무분석가의 이익예측정확성을 개선시킬 것으로 예측한 본 연구의 가설을 검증해 볼 수 있으며, ESG

$committee_{it}(\beta_1)$ 가 가설과 관련된 계수값이다. 만약, ESG 위원회의 존재, 독립성 및 활동성으로 이익예측정확성이 증가한다면,  $\beta_1$ 의 계수값은 유의한 양(+)의 값을 보일 것이다. 이와 달리, ESG 위원회로 인해 재무분석가 이익예측정확성이 감소하는 경향을 보인다면,  $\beta_1$ 의 계수값은 유의한 음(-)의 값으로 나타날 것이다.

종속변수인 재무분석가 이익예측정확성을 측정하기 위해 먼저, 연도 말 기업이 공시한 실제 주당 이익(EPS)에서 재무분석가들이 기중에 예측한 특정 기업에 대한 EPS의 평균값(consensus)을 차감한다. 이렇게 계산한 값은 0보다 작을수록(클수록) 재무분석가들이 낙관적인(비관적인) 이익예측치를 공시했다는 것을 의미한다. 본 연구에서  $ACCURACY_{it}$ 는 낙관적인 예측치와 비관적인 예측치를 모두 예측오차가 있는 것으로 보기 위해 절대값을 취하고, 해당 변수값이 클수록 이익예측정확성이 높은 것으로 나타내기 위해 -1을 곱하여 연구에 이용한다(Byard et al., 2011; Tan et al., 2011; 강민정, 이명진, 이호영, 2013; 이우재, 2022).

관심변수인 ESG 위원회( $ESG\_committee_{it}$ )는 3가지 변수를 이용하였다.  $ESG\_com_{it}$ 은 이사와 내 ESG를 관장하는 하위 위원회가 존재하면 1의 값을, 존재하지 않으면 0을 부여하는 더미변수이다.  $ESG\_ind_{it}$ 는 해당 ESG 관련 위원회 구성원 중 사외이사가 차지하는 비중을 나타내며, 독립성을 의미한다. 마지막으로  $ESG\_freq_{it}$ 는 ESG 위원회의 연간 개최 회수에 자연로그를 취하여 계산한 값으로, ESG 위원회의 활동성을 측정한다.

통제변수로는 선행연구에서 재무분석가의 이익예측특성에 영향을 미친다고 언급한 기업 특성 변수들을 포함하였다(Clement, 1999; Duru &

Reeb, 2002; Bradshaw et al., 2009; Kim & Shi, 2012; Horton et al., 2013).

기업규모(SIZE)는 재무분석가의 이익예측정확성에 상반된 영향을 미칠 수 있다. 기업규모가 클수록 투자자들의 관심이 증가해 정보비대칭이 낮아지고 비교적 정확한 이익예측치가 추정될 수 있지만(Bhushan, 1989; O'Brien & Bhushan, 1990), 반대로 기업규모가 증가할수록 재무분석가들이 분석을 수행하는 업무가 복잡해져 이익예측오차가 커질 가능성도 있다. 부채비율(LEV)은 경영자의 이익조정 유인에 영향을 미치며, 부채비율이 높아 이익조정 유인이 증가할수록 재무분석가의 이익예측정확성은 감소할 수 있다(Eddy & Seifert, 1992). 수익성이 높은 기업일수록 투자자들의 예측정보에 대한 수요가 증가하므로, 재무분석가들은 정확한 이익예측치를 보고하고자 하는 유인이 증가할 수 있다. 이에 수익성을 통제하기 위해 당기순이익을 자본으로 나눈 총자본이익률(ROE)을 모형에 포함하였다(정석우, 2003). 같은 맥락에서, 기업의 성장성도 정보수요를 증가시키므로 시장가치대비장부가치 비율(MTB)을 추가하였다(선우혜정, 최종학, 이병희, 2010).

당기순이익을 보고할 때와 비교하여 당기순손실을 보고할 때 기업의 이익지속성이 낮아지고 이익예측 정확성도 감소하는 경향을 보이므로, 당기순손실 발생여부(LOSS)를 포함하였다(Lundholm & Myers, 2002; Ettredge et al., 2005). 특정기업을 예측한 재무분석가 수(FOLLOW)가 많을수록 이익예측오차가 줄어들어 예측정확성이 증가하므로 이를 통제하였다(Bhushan, 1989). 기업정보 환경의 불확실성이 증가할수록, 재무분석가들의 이익예측 정확성이 감소할 수 있다. 따라서 정보

환경의 모호함(information ambiguity)을 나타내는 주식수익률 변동성(*RETVOL*)을 각 연도 별 일별주식수익률의 표준편차로 산출하여 통제변수로 포함하였다(정석우, 임태균, 2005; 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호, 2006; 선우혜정, 최종학, 이병희, 2010). 감사품질은 재무분석가의 이익예측정확성에 긍정적인 영향을 미치므로(Behn et al., 2008), 감사품질의 대용치인 대형감사법인의 감사 여부(*BIG*)를 통제변수로 포함하였다. 마지막으로 산업터미(*IND*) 및 연도터미(*YEAR*)를 연구모형에 포함시켜, 산업별·연도별 특성에 따른 효과를 통제하고자 하였다.

### 3.2 표본의 선정

본 연구의 표본은 2016년부터 2020년 사이의 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업들 중 12월 결산법인을 대상으로 하였다. ESG 관련 위원회와 기업지배구조 자료는 금융감독원 전자공시시스템(Data Analysis, Retrieval and Transfer System: DART)에서 해당 기업의 사업보고서를 검토하여 수작업으로 수집하였다. 그 외의 기업 재무자료는 Fn-Guide에서 제공하는 Data Guide Pro에서 추출하였다. 본 연구는 다음의 요건을 충족하는 기업들을 표본으로 최종 선정하였다.

- 1) 12월 결산기업
- 2) 비금융업을 영위하는 기업
- 3) FN-Guide로부터 연구에 필요한 재무자료를 입수 가능 기업
- 4) 자본잠식 및 관리대상이 아닌 기업

재무변수 및 영업활동의 동질성을 확보하기 위하여 12월 결산인 비금융업으로 표본 기업을 제한하였다. 이에 따라 결측치를 제거한 후, 총 4,665개 기업-연도의 표본을 대상으로 분석을 수행하였다. 변수들의 이상치(outlier)로 인한 결과의 왜곡을 완화하기 위해 상·하위 1%에서 Winsorize를 실시하였다.

본 연구에서는 양동훈, 최준혁(2022)을 참조하여 이사회 내 ESG 관련 활동을 관장할 수 있는 하위 위원회 중 가장 광의의 위원회를 ESG 위원회로 분류하였다. 이 분류에는 투명경영위원회, 거버넌스위원회, 윤리위원회, 윤리경영위원회, 투명성위원회 등도 ESG 위원회의 범주로 포함시켰는데, 윤리 요소는 가장 전통적인 사회적 책임(CSR)의 주제이기 때문이다.<sup>7)</sup> 내부거래위원회를 ESG 관련 위원회로 분류될 수 있는가는 논쟁의 여지가 있으나, ESG 관련 위원회 중에는 공공정책(public policy) 위원회 등 규제 준수 관련 위원회 설치도 오랜 관행이므로, 이를 포함하는 것은 무리가 아닌 것으로 판단된다(McKendall et al., 1999)<sup>8)</sup>. 연구기간인 5개년간 표본기업에서

7) 환경 측면을 중시하는 지속가능성(Substantiality)과 윤리 측면에서 출발한 기업의 사회적 책임(CSR)론은 모두 최근 각광을 받고 있는 환경-사회-지배구조의 ESG와 마찬가지로 종합적인 고려가 포함된 개념이며, 특정 환경이나 윤리 주제에만 국한된 개념은 아니다. 하지만 기업이 환경과 지배구조를 배제한 윤리라는 용어를 사용했다면, 보다 좁은 의미에 자신의 활동을 국한하려는 소극적인 생각의 영향일 수는 있다.

8) 내부거래위원회는 상법상 자산총액 2조원 이상 상장기업에 설치가 강제되는 사외이사추천위원회(제542조의8 4항)와 감사위원회(제 542조의11 1항)와는 달리, 법상 설치의무가 없음에도 불구하고 큰 폭으로 증가하고 있다. 이러한 추세는 대기업집단의 총수일가 사익편취 규제에 대한 법 집행강화 및 규제대상 확대 추진에 따라, 기업 스스로 내부통제장치를 도입하고 있는 상황이 반영된 것으로 보인다(공정거래위원회, 2018).

수작업으로 수집한 결과, 684개의 광의의 ESG 관련 위원회가 존재하였다.

## IV. 실증 결과

### 4.1 기술통계량과 상관관계분석

<표 1>은 변수들의 기술통계량을 요약한 것이다. 종속변수인 *ACCURACY*는 재무분석가의 예측정확성을 나타내는 변수로서, 이익예측오차에 (-1)을 곱하여 클수록 이익예측정확성이 높다는 것을 의미한다. *ACCURACY*의 평균값(중간값)은 -0.065(-0.022)로 나타났다. 주요 관심변수인 이사회 내 ESG, 윤리, 규제준수 등의 성격을 가진

위원회(*ESG\_com*)가 설치되어 있는 기업-연도는 표본에서 11.5% 정도를 차지하고 있다. *ESG\_ind<sub>it</sub>*는 ESG 위원회에서 사외이사가 차지하는 비중을 나타내며, 표본 내 ESG 위원회에서 사외이사가 차지하는 비율이 평균 83.3%정도임을 보여준다. ESG 위원회의 활동성을 의미하는 *ESG\_freq<sub>it</sub>*는 ESG 위원회의 연간 개최 회수에 자연로그를 취한 변수로서, 평균값(중간값)이 1.032(1.099)이었다. 원 변수의 평균값(중간값)은 0.92(1.10), 최소값 0, 최대값 33으로서, 표본 내 ESG 위원회는 평균적으로 연간 4번 개최되고 있었다.

통제변수 중 부채비율(*LEV*)은 평균 42.6%이며, *LOSS*의 평균값이 23.1을 보여 전체 표본 중 약 23%의 기업-연도에서 적자를 보고하였다. *BIG*의 평균값이 0.568이므로, 전체 표본 내에서

<표 1> 주요변수의 기술통계량

Variables	Mean	Median	Min	Max	Std. Dev.
<i>ACCURACY</i>	-0.065	-0.022	-0.711	0.000	0.114
<i>ESG_com</i>	0.115	0.000	0.000	1.000	0.319
<i>ESG_ind</i>	0.833	1.000	0.000	1.000	0.197
<i>ESG_freq</i>	1.032	1.099	0.000	2.639	0.807
<i>SIZE</i>	20,034	19,709	16,698	24,274	1,629
<i>LEV</i>	0.426	0.425	0.050	0.897	0.199
<i>ROE</i>	0.024	0.060	-1.678	0.390	0.216
<i>LOSS</i>	0.231	0.000	0.000	1.000	0.421
<i>FOLLOW</i>	1.183	0.693	0.693	3.135	0.731
<i>RETVOL</i>	0.441	0.414	0.116	1.946	0.169
<i>MTB</i>	1.084	0.702	0.073	7.991	1.224
<i>BIG</i>	0.568	1.000	0.000	1.000	0.495

- 1) 변수정의: *ACCURACY<sub>it</sub>*: (-1)×(실제 EPS-재무분석가 EPS 예측치의 평균)/기초주가; *ESG\_com<sub>it</sub>*: ESG 위원회가 존재하면 1을 부여하고, 존재하지 않으면 0을 부여하는 더미변수; *ESG\_ind<sub>it</sub>*: ESG 위원회내 사외이사 비율; *ESG\_freq<sub>it</sub>*: ESG 위원회의 연간 개최 회수의 자연로그; *SIZE<sub>it</sub>*: 기업규모, ln(기말 시가총액); *LEV<sub>it</sub>*: 부채비율, 부채/자산; *ROE<sub>it</sub>*: 당기순이익/자본; *LOSS<sub>it</sub>*: 당기순이익이 음(-)이면 1, 아니면 0; *FOLLOW<sub>it</sub>*: log(해당 기업에 대해 이익예측치를 발표한 재무분석가 수); *RETVOL<sub>it</sub>*: 일별 주가수익률의 표준편차; *MTB<sub>it</sub>*: 시장가치 대비 장부가치 비율; *BIG<sub>it</sub>*: 대형회계법인의 감사를 받은 경우 1, 아니면 0의 값을 부여한 더미.

대형회계법인의 감사를 받은 기업은 56.8% 정도라고 할 수 있다. 이상의 변수들은 전반적으로 선행연구와 유사한 분포를 보여주고 있다(양동훈, 최준혁, 2022).

<표 2>는 주요변수들의 피어슨 상관계수를 제시하고 있다. 재무분석가 이익예측정확성(*ACCURACY*)과 ESG 위원회 설치 여부 기업을 나타내는 *ESG\_com*의 상관계수는 0.073으로 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 상관관계를 보여, 가설 1-1을 지지하고 있다. *ESG\_ind* 및 *ESG\_freq*와 *ACCURACY* 사이에는 양의 상관관계를 보였으나, *ESG\_freq*와 *ACCURACY* 사이에서만 1% 수준에서 유의한 관계를 확인할 수 있어서, 가설 1-2 및 1-3을 모두 확인시켜 주지는 못했다.

통제변수로 사용된 *SIZE*, *ROE*, *FOLLOW*, *MTB*, *BIG*은 *ACCURACY*와 유의한 양(+)의 상

관관계를 보여, 기업규모, 자기자본이익률, 재무분석가 수, 기업의 성장성, 그리고 대형감사법인의 감사는 재무분석가의 이익예측정확성을 증가시키는 관계임을 보여준다. 이와 달리 *LEV*, *LOSS*, *RETVOL*와 *ACCURACY* 간에는 유의한 음(-)의 상관계수를 나타내어, 부채비율이 높고 손실이 발생한 기업 및 추가수익률의 표준편차가 커 불확실성이 높은 기업은 재무분석가들이 이익예측 시 어려움이 크다는 것을 짐작할 수 있다.

다만, 이상의 이변량 간의 상관관계는 다른 요인들의 영향을 포함하고 있어, 가설에 대한 명확한 검증이 어려우므로 다변량 회귀분석이 필요하다. 따라서 다음 절에서 다변량 회귀분석을 실시함으로써 ESG 위원회의 설치가 재무분석가들의 이익예측 시 미칠 영향을 검증해 보기로 한다.

<표 2> 상관관계 분석

Vari	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. <i>ACCURACY</i>	1										
2. <i>ESG_com</i>	0.073 <sup>***</sup>	1									
3. <i>ESG_ind</i>	0.003	0.193 <sup>***</sup>	1								
4. <i>ESG_freq</i>	0.155 <sup>***</sup>	0.066	0.124 <sup>***</sup>	1							
5. <i>SIZE</i>	0.099 <sup>***</sup>	0.500 <sup>***</sup>	0.287 <sup>***</sup>	0.268 <sup>***</sup>	1						
6. <i>LEV</i>	-0.238 <sup>***</sup>	0.115 <sup>***</sup>	0.087 <sup>**</sup>	0.001	0.338 <sup>***</sup>	1					
7. <i>ROE</i>	0.455 <sup>***</sup>	0.024	-0.089 <sup>**</sup>	-0.018	0.131 <sup>***</sup>	-0.244 <sup>***</sup>	1				
8. <i>LOSS</i>	-0.402 <sup>***</sup>	-0.049 <sup>***</sup>	0.084 <sup>*</sup>	-0.075 <sup>*</sup>	-0.165 <sup>***</sup>	0.194 <sup>***</sup>	-0.615 <sup>***</sup>	1			
9. <i>FOLLOW</i>	0.236 <sup>***</sup>	0.412 <sup>***</sup>	0.235 <sup>***</sup>	0.304 <sup>***</sup>	0.664 <sup>***</sup>	0.107 <sup>***</sup>	0.127 <sup>***</sup>	-0.166 <sup>***</sup>	1		
10. <i>RETVOL</i>	-0.185 <sup>***</sup>	-0.101 <sup>***</sup>	0.038	-0.039	-0.305 <sup>***</sup>	0.051 <sup>***</sup>	-0.226 <sup>***</sup>	0.239 <sup>***</sup>	-0.182 <sup>***</sup>	1	
11. <i>MTB</i>	0.179 <sup>***</sup>	-0.126 <sup>***</sup>	-0.092 <sup>**</sup>	0.004	-0.344 <sup>***</sup>	-0.351 <sup>***</sup>	-0.022 <sup>***</sup>	0.061 <sup>***</sup>	-0.004 <sup>***</sup>	0.306 <sup>***</sup>	1
12. <i>BIG</i>	0.085 <sup>***</sup>	0.230 <sup>***</sup>	0.135 <sup>***</sup>	0.110 <sup>**</sup>	0.456 <sup>***</sup>	0.095 <sup>***</sup>	0.053 <sup>***</sup>	-0.091 <sup>***</sup>	0.341 <sup>***</sup>	-0.263 <sup>***</sup>	-0.141 <sup>***</sup>

1) This table shows the pearson correlations among the variables in this study.

2) \*\*\*, \*\*, \* represent 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively(two-tailed).

3) Refer to <Table 1> for the definitions of the variables.

#### 4.2 ESG 관련 위원회 설치와 재무분석가 이익예측정확성의 관련성 분석결과

본 연구는 ESG 위원회와 재무분석가 이익예측 정확성 간의 관련성에 대한 연구이다. <표 3>은 관심변수인 ESG 위원회를 ‘이사회내 ESG 관련 하위 위원회 존재 여부( $ESG\_com$ )’, ‘이사와 내 ESG를 관장하는 하위 위원회에서 사외이사가 차지하는 비중( $ESG\_ind$ )’ 그리고 ‘ESG 위원회의 연간 개최 회수로 측정한 ESG 위원회의 활동성( $ESG\_freq$ )’으로 구분하여 검증을 실시한 결과를 각각 Model 1, Model 2, Model 3에서 제시하고 있다.

먼저, Model 1에서  $ESG\_com(\beta_1)$ 의 계수값은 0.011로 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이 결과를 통해 이사회 내 ESG 위원회가 존재하는 기업은 더 높은 수준의 재무분석가 이익예측정확성을 보여준다는 것을 확인할 수 있으며, 이는 가설 1-1을 지지하는 결과이다. 다음으로 Model 2에서는  $ESG\_ind(\beta_1)$ 의 계수값이 0.047로 나타났으며, 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보여주고 있다. 이는 ESG 위원회의 구성에 있어 사외이사가 차지하는 비중이 높을수록 재무분석가의 이익예측정확성이 향상되는 모습이며, 이는 가설 1-2를 지지한다. 다만 ESG 위원회의 연간 개최 회수의 효과에 대해서는(Model 3),  $\beta_1$ 의 계수값은 0.006으로 양(+)으로 나타났으나 유의한 결과가 나타나지 않아, 가설 1-3을 뒷받침하지 못했다.

<표 3>의 결과는 이사회 내 ESG 관련 하위 위원회가 존재하는 경우, 비설치 기업 대비 재무분석가의 이익예측이 실제 EPS 값과 가지는 차이가 작다는 것을 보여준다. 또한, ESG 위원회가

독립적일수록 재무분석가의 이익예측정확성에 대한 효과는 더 크게 나타난다는 결과를 보여주어, 위원회의 존재 자체뿐만 아니라 위원회의 효과적인 운영도 중요하다는 점을 시사한다. 다만, ESG 위원회의 활동성은 재무분석가의 이익예측 정확성에 유의한 영향이 나타나지 않았다. 이는 개최 횟수 측면에서는 아직까지 표본 내 기업들의 ESG 위원회의 운영이 활발하지 않기 때문일 수도 있다(평균 개최 횟수가 연간 1회).

한편, 통제변수와 관련하여 부채비율( $LEV$ ), 순손실 발생 여부( $LOSS$ ) 및 주식수익률의 표준편차( $RETVOL$ )와 재무분석가 이익예측정확성 사이에는 모두 유의한 음(-)의 관계를 보여주었다. 기업의 부채 부담이 높을수록, 충분한 수익성을 내지 못할수록, 그리고 불확실성이 큰 기업일수록 재무분석가들이 이익을 예측하는 경우에 있어 어려움이 크다는 점을 확인할 수 있다(Eddy & Seifert, 1992; Lundholm & Myers, 2002; Ettredge et al., 2005; 정석우, 임태균, 2005; 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호, 2006; 선우혜정, 최종학, 이병희, 2010). 또한, 총자본이익률( $ROE$ )의 경우 재무분석가 이익예측정확성에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 수익성이 높은 기업은 시장 투자자들의 예측정보에 대한 수요가 증가하므로 재무분석가들이 정확한 이익 예측치를 제공하고자 하는 유인이 증가함에 따른 결과로 보인다(정석우, 2003). 특정기업을 예측한 재무분석가 수( $FOLLOW$ ) 및 시장가치대비장부가치 비율( $MTB$ )과 재무분석가 이익예측정확성 간에도 각각 양(+)의 유의한 관계를 보였다. 이상의 통제변수와 재무분석가 이익예측정확성 간에 보이는 관계는 전반적으로 선행연구의 결과



〈표 3〉 ESG 위원회와 재무분석가 이익예측정확성의 관련성 분석

$$ACCURACY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG\_committee_{i,t} (ESG\_com_{i,t}, ESG\_ind_{i,t}, ESG\_freq_{i,t}) + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} + \beta_6 FOLLOW_{i,t} + \beta_7 RETVOL_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 BIG_{i,t} + \Sigma IND + \Sigma YEAR + \varepsilon_{it}$$

Dependent Variables: <i>ACCURACY</i>			
Independent Variables:	Model 1: <i>ESG_com</i>	Model 2: <i>ESG_ind</i>	Model 3: <i>ESG_freq</i>
<i>Intercept</i>	0.031 (0.598)	0.161** (2.196)	0.141* (1.918)
<i>ESG committee</i>	<b>0.011**</b> <b>(2.172)</b>	<b>0.047**</b> <b>(2.434)</b>	0.006 (1.445)
<i>SIZE</i>	-0.002 (-1.489)	-0.009** (-2.520)	-0.008** (-2.257)
<i>LEV</i>	-0.026*** (-2.909)	-0.027 (-1.390)	-0.032 (-1.641)
<i>ROE</i>	0.159*** (18.682)	0.080*** (3.039)	0.075*** (2.835)
<i>LOSS</i>	-0.049*** (-11.472)	-0.041*** (-4.248)	-0.040*** (-4.170)
<i>FOLLOW</i>	0.026*** (9.168)	0.033*** (5.787)	0.033*** (5.676)
<i>RETVOL</i>	-0.082*** (-7.491)	-0.123*** (-3.831)	-0.115*** (-3.562)
<i>MTB</i>	0.014*** (9.314)	0.010* (1.697)	0.009 (1.522)
<i>BIG</i>	0.002 (0.486)	-0.025** (-1.977)	-0.020 (-1.557)
<i>industry &amp; year</i>	controlled	controlled	controlled
<i>No. of observations</i>	4,665	539	539
<i>Adjusted R-square</i>	0.333	0.340	0.335
<i>F</i>	34.78	6.042	5.926

1) Test results of this table are based on the fixed-effects model.

2) \*\*\*, \*\*, \* represent 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively(two-tailed).

3) Refer to <Table 1> for the definitions of the variables.

와 일치한다고 할 수 있다.

#### 4.3 소유경영자 여부를 반영한 분석결과

주주-경영자 사이의 대리인문제 측면에서 소유경영자는 이해일치(incentive alignment) 정도가 전문경영자 대비 높으므로, 낮은 대리인비용

을 보일 수 있다(Jensen & Meckling, 1976). 따라서 본 연구에서는 최고경영자를 소유경영자와 전문경영자로 구분하여, 소유경영자 여부에 따라 ESG 관련 위원회의 활동이 재무분석가의 이익예측정확성에 미치는 영향을 확인하였다. 표본기업에서 최고경영자가 설립자 또는 그 친인척이거나, 경영자지분율이 5% 이상인 경우에는 소유경

영자로 정의하고, 그렇지 않은 경우는 비소유경영자(전문경영자)로 구분하였다<sup>9)</sup>.

<표 4>의 Panel A는 소유경영자 기업 표본에서의 재무분석가 이익예측정확성에 대한 ESG 위원회의 효과를, Panel B에서는 전문경영자 기업에서의 효과를 각각 제시하고 있다.<sup>10)</sup> <표 4>의 Panel A의 Model 1 부터 Model 3 까지  $\beta_1$ 의 계수 값은 각각 0.015, 0.081 그리고 0.011로, 각각 5%, 1%, 10% 유의수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 가설 2-1, 2-2, 2-3을 모두 뒷받침했다. 반면, 비소유경영자(전문경영자) 기

업을 대상으로 한 Panel B의 실증결과는 모두 유의하지 않다. 따라서 이사회 내 ESG 관련 하위위원회가 존재할 경우(Model 1), ESG 관련 위원회의 구성에 있어 사외이사가 차지하는 비중이 높을수록(Model 2), 그리고 ESG 관련 위원회의 운영이 활발할수록(Model 3), 재무분석가들의 이익예측정확성이 높을(증가할) 것으로 본 연구의 예측은 주로 주주-경영자 사이의 대리인비용이 낮은 소유경영자 기업에서 잘 확인된다고 할 수 있다. <표 4>의 통제변수의 결과는 <표 3>에서 제시한 결과와 거의 유사한 것으로 나타났다.

<표 4> 소유경영자 여부를 고려한 ESG 위원회와 재무분석가 이익예측정확성

$$ACCURACY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG\_committee_{i,t} (ESG\_com_{i,t}, ESG\_ind_{i,t}, ESG\_freq_{i,t}) + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} + \beta_6 FOLLOW_{i,t} + \beta_7 RETVOL_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 BIG_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it}$$

[Panel A]: 소유경영자 표본			
Dependent Variables: <i>ACCURACY</i>			
Independent Variables:	Model 1: <i>ESG_com</i>	Model 2: <i>ESG_ind</i>	Model 3: <i>ESG_freq</i>
<i>Intercept</i>	0.042 (0.738)	0.299** (3.137)	0.278*** (2.905)
<i>ESG committee</i>	<b>0.015**</b> <b>(2.443)</b>	<b>0.081***</b> <b>(2.944)</b>	<b>0.011*</b> <b>(1.960)</b>
<i>SIZE</i>	-0.004** (-2.019)	-0.014*** (-3.396)	-0.013*** (-3.089)
<i>LEV</i>	-0.018* (-1.792)	-0.004 (-0.169)	-0.013 (-0.512)
<i>ROE</i>	0.148*** (14.312)	0.012 (0.306)	-0.009 (-0.238)
<i>LOSS</i>	-0.049*** (-10.121)	-0.052*** (-4.457)	-0.049*** (-4.200)
<i>FOLLOW</i>	0.025*** (7.798)	0.036*** (4.976)	0.035*** (4.824)
<i>RETVOL</i>	-0.092*** (-7.377)	-0.187*** (-4.535)	-0.187*** (-4.501)

9) 본 연구에서는 사업보고서상 최고경영자가 최대주주이거나 최대주주의 특수관계인으로 분류되어 있는 경우에 소유경영자로 구분하였다.

10) 소유경영자 여부를 더미변수로 설정하여 소유경영자 여부에 따른 ESG 관련 위원회와 재무분석가 이익예측정확성을 분석한 결과에서도 동일한 결과를 확인할 수 있었다.

**[Panel A]: 소유경영자 표본**Dependent Variables: *ACCURACY*

Independent Variables:	Model 1: <i>ESG_com</i>	Model 2: <i>ESG_ind</i>	Model 3: <i>ESG_freq</i>
<i>MTB</i>	0.014 <sup>***</sup> (8,607)	0.015 <sup>*</sup> (1,954)	0.013 <sup>*</sup> (1,686)
<i>BIG</i>	0.003 (0,948)	-0.038 <sup>**</sup> (-2,369)	-0.033 <sup>**</sup> (-1,999)
<i>industry &amp; year</i>	controlled	controlled	controlled
<i>No. of observations</i>	3,195	380	380
<i>Adjusted R-square</i>	0.300	0.353	0.343
<i>F</i>	24.60	5.206	5.039

**[Panel B]: 전문경영자 표본**Dependent Variables: *ACCURACY*

Independent Variables:	Model 1: <i>ESG_com</i>	Model 2: <i>ESG_ind</i>	Model 3: <i>ESG_freq</i>
<i>Intercept</i>	0.060 (0.549)	-0.277 <sup>*</sup> (-1.881)	-0.256 <sup>*</sup> (-1.789)
<i>ESG committee</i>	0.002 (0.229)	-0.013 (-0.535)	-0.002 (-0.264)
<i>SIZE</i>	-0.000 (-0.119)	0.013 <sup>*</sup> (1.717)	0.012 (1.652)
<i>LEV</i>	-0.030 <sup>*</sup> (-1.940)	-0.078 <sup>**</sup> (-2.402)	-0.078 <sup>**</sup> (-2.361)
<i>ROE</i>	0.171 <sup>***</sup> (12.857)	0.158 <sup>***</sup> (4.118)	0.155 <sup>***</sup> (3.993)
<i>LOSS</i>	-0.059 <sup>***</sup> (-7.687)	-0.008 (-0.409)	-0.007 (-0.351)
<i>FOLLOW</i>	0.026 <sup>***</sup> (4.939)	0.007 (0.559)	0.008 (0.606)
<i>RETVOL</i>	-0.067 <sup>***</sup> (-3.403)	-0.057 (-1.086)	-0.067 (-1.291)
<i>MTB</i>	0.015 <sup>***</sup> (4.695)	0.047 <sup>**</sup> (2.465)	0.045 <sup>**</sup> (2.392)
<i>BIG</i>	-0.005 (-0.870)	0.009 (0.451)	0.007 (0.341)
<i>industry &amp; year</i>	controlled	controlled	controlled
<i>No. of observations</i>	1,024	152	152
<i>Adjusted R-square</i>	0.416	0.470	0.469
<i>F</i>	17.23	4.465	4.452

1) Test results of this table are based on the fixed-effects model.

2) \*\*\*, \*\*, \* represent 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively(two-tailed).

3) Refer to &lt;Table 1&gt; for the definitions of the variables.

## V. 추가분석

### 5.1 ESG 위원회와 재무분석가 수 사이의 관련성 분석

본 절에서는 이사회내 ESG 관련 위원회의 존

재 및 성격이 해당 기업의 이익예측치를 발표하는 재무분석가 수에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하고자 한다. <표 5>의 Model 1, Model 2 그리고 Model 3에서 각각 ESG 관련 위원회 존재여부(*ESG\_com*), 위원회의 독립성(*ESG\_ind*), 그리고 활동성(*ESG\_freq*)을 관심변수로 설정한

<표 5> ESG 위원회와 특정기업을 예측한 재무분석가 수(FOLLOW)

$$\begin{aligned} FOLLOW_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 ESG\_committee_{i,t} (ESG\_com_{i,t}, ESG\_ind_{i,t}, ESG\_freq_{i,t}) + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} \\ & + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} + \beta_6 RETVOL_{i,t} + \beta_7 MTB_{i,t} + \beta_8 BIG_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Dependent Variables: <i>FOLLOW</i>			
Independent Variables:	Model 1: <i>ESG_com</i>	Model 2: <i>ESG_ind</i>	Model 3: <i>ESG_freq</i>
<i>Intercept</i>	-6.118*** (-24.433)	-6.618*** (-13.315)	-6.611*** (-13.466)
<i>ESG committee</i>	0.141*** (5.317)	0.060 (0.389)	0.057* (1.745)
<i>SIZE</i>	0.349*** (50.560)	0.365*** (17.259)	0.360*** (17.247)
<i>LEV</i>	-0.131*** (-2.886)	-0.473*** (-3.055)	-0.467*** (-3.046)
<i>ROE</i>	-0.025 (-0.577)	0.426** (2.050)	0.444** (2.158)
<i>LOSS</i>	-0.095*** (-4.310)	-0.160** (-2.113)	-0.156** (-2.069)
<i>RETVOL</i>	0.023 (0.410)	0.042 (0.166)	0.079 (0.313)
<i>MTB</i>	0.162*** (21.409)	0.258*** (5.769)	0.249*** (5.545)
<i>BIG</i>	0.032* (1.921)	0.300*** (3.060)	0.323*** (3.300)
<i>industry &amp; year</i>	controlled	controlled	controlled
<i>No. of observations</i>	4,665	539	539
<i>Adjusted R-square</i>	0.575	0.688	0.690
<i>F</i>	93.81	23.02	23.21

1) Test results of this table are based on the fixed-effects model.

2) \*\*\*, \*\*, \* represent 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively(two-tailed).

3) FOLLOW<sub>it</sub>: 재무분석가 수의 자연로그. Refer to <Table 1> for the definitions of other variables.

결과를 제시하고 있다.

<표 5>에서 Model 1의 실증결과를 확인하면,  $ESG\_com(\beta_1)$ 의 회귀계수는 0.141로 1% 수준에서 유의한 결과를 보였다. 이는 ESG 관련 위원회가 이사회 산하에 존재하는 기업인 경우 해당 기업에 대하여 이익예측을 실시하는 재무분석가들이 더 많다는 것을 의미한다. ESG 위원회 독립성의 재무분석가 수에 대한 효과를 살펴보면 (Model 2),  $ESG\_ind(\beta_1)$ 의 계수값이 양(+)의 관계를 보이고 있으나 유의하지 않았다. 반면, Model 3의 ESG 관련 위원회 활동성과 해당기업을 예측하는 재무분석가 수의 관계에 대해서는  $ESG\_freq(\beta_1)$ 는 0.057로 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보인다. 따라서 기업내 ESG 위원회 개최 횟수가 증가할수록 재무분석가들이 해당기업의 추적을 증가시킨다고 볼 수 있다.

이상의 결과를 종합하면, ESG 관련 위원회가 이사회 산하에 설치된 기업은 그렇지 않은 기업에 비해, 해당기업에 관심을 가지는 재무분석가들이 더 많아져 이익예측 시도도 더 많다는 것을 확인할 수 있다. 한편 ESG 관련 위원회의 활동성은 특정기업을 추적하는 재무분석가의 수에 유의한 영향을 미쳤으나, 위원회의 독립성은 수에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 재무분석가들의 분석 대상 선정에 영향을 미치는 것은 ESG 관련 위원회를 설치하고 활동하는 외연적인 모습이라고 해석할 수 있다. 시장에 이익예측정보를 제공해야 하는 외부이해관계자로서의 재무분석가들은 ESG에 대한 사회적 관심에 부합하여 분석할 기업을 선택하고 있다고 해석할 수 있다. 재무분석가는 분석대상기업의 이익예측 정확성이 높을 때 더 공표한다는 관점(Das et al.,

1998)을 참조한다면, ESG 위원회로 인해 재무분석가의 이익예측정확성이 향상된 영향으로 시장에 이익예측치를 더 많이 제공하려 한 것으로도 볼 수 있다.

## 5.2 내생성통제

지금까지 고려한 ESG 위원회와 재무분석가 정보환경 사이에는 내생성 문제가 존재한다. 모형에 고려되지 못한 어떤 기업 특성으로 인해 ESG 위원회 설치 확률이 증가하고 동시에 재무분석가 정보환경도 좋아질 가능성이 있다. 따라서 본 절에서는 PSM 방식으로 실험집단(ESG 위원회 설치기업)과 대조집단(ESG 위원회 미설치기업) 사이의 기업 특성을 동일화한 표본에서 <표 3>의 가설을 분석하였다.

537개의 ESG 위원회 설치 표본과 본 연구의 모든 통제변수들을 기준으로 가장 유사한 점수로 1:1 매칭된 미설치 표본으로 구성된 1,074개의 기업-연도 표본에 대한 실증 결과는 <표 6>의 Model 1과 같다. 즉, PSM 방식으로 내생성을 통제 한 후에도 ESG 위원회의 계수값은 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 따라서 ESG 위원회의 존재와 재무분석가 정보환경 사이의 관계에 관한 본 연구의 기본 모형의 결과는 내생성 문제로 인해 발생한 결과가 아니라고 볼 수 있다.

한편, 추가분석으로 <표 3>의 분석결과에 대해 Heckman(1979)의 선택모형 및 산업중위수를 도구변수로 채택한 2SLS 모형을 적용하여 분석을 실시하였다. 분석결과, 내생성 문제를 통제한 경우에도 동일한 결과를 확인할 수 있었다. 또한, 표준오차의 강건성을 확보하기 위해 본 논문의

주요 가설을 two-way clustering을 적용하여 분석한 경우, ESG\_com의 결과에는 영향이 없었지만 ESG\_ind의 실증결과는 유의성이 줄어드는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 위원회 성격 모형은

실증분석 방법에 따라 결과가 영향을 받는 것으로 확인되었으나, 대체적으로 일관된 결과를 파악할 수 있었다. 이상의 결과는 지면상 본문에 표로 제시하지 않았다.

〈표 6〉 내생성을 고려한 매칭 표본에서의 ESG 위원회와 재무분석가 이익예측정확성의 관련성 분석

$$ACCURACY_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG\_committee_{i,t}(ESG\_com_{i,t}, ESG\_ind_{i,t}, ESG\_freq_{i,t}) + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 LOSS_{i,t} + \beta_6 FOLLOW_{i,t} + \beta_7 RETVOL_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 BIG_{i,t} + \Sigma IND + \Sigma YEAR + \varepsilon_{it}$$

Dependent Variables: <i>ACCURACY</i>	
Independent Variables:	Model 1: <i>ESG_com</i>
<i>Intercept</i>	0.213 <sup>***</sup> (3.343)
<i>ESG committee</i>	0.012 <sup>**</sup> (2.334)
<i>SIZE</i>	-0.012 <sup>***</sup> (-4.250)
<i>LEV</i>	-0.041 <sup>***</sup> (-2.592)
<i>ROE</i>	0.126 <sup>***</sup> (6.559)
<i>LOSS</i>	-0.050 <sup>***</sup> (-6.298)
<i>FOLLOW</i>	0.035 <sup>***</sup> (8.086)
<i>RETVOL</i>	-0.120 <sup>***</sup> (-6.006)
<i>MTB</i>	0.006 <sup>*</sup> (1.715)
<i>BIG</i>	-0.001 (-0.107)
<i>industry &amp; year</i>	controlled
<i>No. of observations</i>	1,074
<i>Adjusted R-square</i>	0.342
<i>F</i>	10.13

1) Test results of this table are based on the fixed-effects model.

2) <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, <sup>\*</sup> represent 1%, 5%, and 10% significance levels, respectively(two-tailed).

3) Refer to <Table 1> for the definitions of the variables.

또한, 양동훈, 최준혁(2022)의 분류법을 이용하여 ESG 위원회 유형별로 재무분석가에 대한 효과를 확인해 본 결과에서는 type 2<sup>11)</sup> 유형 즉, 윤리위원회 유형에서 효과가 집중되는 경향을 확인할 수 있었다. 이 결과로 재무분석가의 정보환경에 가장 큰 영향을 미치는 것은 기업의 환경, 사회, 지배구조 성과를 종합할 때, 최근 환경 경영에 중심축이 가 있는 ESG 경영 자체 보다는 경영자의 진실성에 더 큰 무게중심이 실린다고 짐작할 수 있다. 추가분석에서의 예비적 실증분석은 뚜렷한 결론을 내리기 어려우나, 이 부분은 후속 연구를 통해 확인해 볼 필요가 있다고 여겨진다.

## VI. 결 론

### 6.1 연구의 결과

본 연구에서는 이사회 내 ESG 관련 활동을 관찰하는 하위 위원회가 재무분석가 이익예측정확성에 미치는 영향에 대해서 살펴보았다. 또한, 경영자가 장기적인 비전과 영향력을 가진 경우 ESG에 보다 적극적인 관심을 가질 수 있으므로, 소유경영자 집단과 전문경영자 집단으로 구분하여 검증하였다.

2016년부터 2020년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 12월 결산법인(금융업 제외)을 최종표본으로 선정하여

실증분석을 실시한 결과는 다음과 같다. 첫째, ESG 관련 위원회의 설치 여부는 재무분석가의 이익예측 활동에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다. ESG 위원회 내 사외이사가 차지하는 비중이 높아 ESG 위원회가 독립적인 성격을 가질 때도 예측된 이익과 실제 EPS 간의 차이가 감소하는 것으로 나타났다.

둘째, 소유경영자 및 전문경영자 기업을 별도로 분석한 결과, 소유경영자가 경영하는 기업에서만 ESG 관련 위원회가 재무분석가의 이익예측 활동을 개선하는 효과가 유의하게 나타났다. 특히, 가설 1의 분석 결과와 달리, 소유경영자 기업에서는 ESG 관련 위원회의 활동성도 재무분석가 이익예측정확성을 향상시키는 결과를 보였다. 추가분석에서는 ESG 관련 위원회의 존재와 활동성이 재무분석가의 수에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

국내외적으로 ESG가 큰 사회적 관심사로 대두되면서 관련 연구들이 진행되고 있으나, ESG 활동을 관찰하는 ESG 관련 위원회에 대한 연구는 아직 드문 상황이다. 현재 ESG 관련 위원회의 구성 및 결정요인에 대한 연구(Peters & Romi 2014; Chapple et al. 2017; Eberhardt-Toth 2017; Del Valle et al. 2019, Eberhardt-Toth et al. 2019; Gennari & Salvioni 2019)들은 일부 수행되고 있으나, ESG 관련 위원회가 재무분석가들에게 미치는 영향을 분석한 연구는 국내외적으로 부족한 실정이다. 본 연구는 이를 규명해 보았다는 점에

11) 양동훈, 최준혁(2022)은 ESG 위원회를 다음의 기준에 의해 3가지 형태로 분류하였다. 먼저, 적극적 의미의 ESG 위원회는 ESG 위원회, CSR 위원회, 지속가능경영위원회, 지속경영위원회, 기업시민위원회 등 CSR, ESG, 지속가능 등의 명칭을 포함하는 경우로 하였다(type1). 다음으로는 규제 준수 성격의 위원회로 내부거래위원회 및 complice 위원회 등을 type 3으로 구분하였다. 마지막으로, type 2 범주의 위원회는 type1과 type3로 분류하지 않은 투명경영위원회, 윤리위원회, 거버넌스위원회 등으로 하였다.

서 의의를 가진다.

다만, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 최근 들어 기업들이 ESG에 대한 사회적 관심과 함께, 환경에 대한 기업의 역할이 크게 부각되면서 앞 다투어 ESG 관련 위원회를 설치하고 있다. 그러나 본 연구의 표본은 수작업 데이터 집계의 한계상 ESG 경영이 기업에 전반적으로 확산되기 직전인 2020년까지를 대상으로 하므로, 연구를 해석할 때 일정한 주의가 필요하다. 즉, 본 연구는 최근 본격화되고 있는 ESG 경영의 효과를 확인함에 앞서 그동안 꾸준히 지속되어 온 ESG 경영에 대한 다른 측면으로 ESG 위원회 도입이 재무분석가의 정보환경에 어떤 영향을 미쳐 왔는가를 확인한 연구라고 할 수 있다. 경영 사조의 본격적인 확대는 재무분석가에 대한 영향도 기존과 차별적으로 제공할 수 있으므로, 예비적인 본 연구의 결과를 통해 현재의 추세를 짐작할 수 있을 과 동시에 후속 연구의 필요성을 상기시킬 수 있을 것이라 본다.

## 6.2 기업경영에 대한 실무적 시사점

과거의 CSR, Sustainability, 그리고 ESG에 대한 경영적인 접근 방향은 기업의 수익 사업 및 핵심경쟁력과 직결되지 않았으므로 단순히 기업의 이미지를 개선시키는 마케팅적 측면으로 접근되고, 홍보 부서 등과 같은 개별 부서 차원에서의 활동이기 쉬웠을 수도 있다. 그럼에도 불구하고, 지금까지의 이 주제와 관련된 다수 연구들은 ESG

와 기업의 재무성과나 시장 반응 사이에 양(+)의 관계를 꾸준히 보고해 옴으로써(Orlitzky et al., 2003; Margolis & Walsh, 2003), ESG를 단순한 이미지 개선을 위한 마케팅 “비용” 집행이 아니라 이를 통해 사회적 자본을 형성하고(이현복, 2019) 장기 생존성을 확보하기 위한 투자 측면에서 바라보기를 요청해 왔다.

특히, 본 연구는 경영자가 ESG 관련 활동을 결정하고 지배구조에 반영할 때 시장이 이를 관찰하고 반응한다는 것을 재무분석가 측면에서 확인 해주었다. 독립적인 구성을 가진 ESG 위원회를 설치하고 ESG와 관련된 정책을 활발히 집행하게 하는 것은 재무분석가들의 해당 기업과 관련된 정보환경을 개선하고, 해당 기업에 대한 관심을 증가시킬 수 있다는 것이다.

현재, 기후위기 관련 증가하는 녹색 규제는 산업 구조를 개편시키고 ESG를 경쟁우위의 수단으로 만들어가고 있다. 따라서 ESG 활동은 이미 명목적인 이미지 개선 활동이 아니다. 특히 최근 투자자들은 ESG를 고려한 투자를 시작하고 있다(Saad & Strauss, 2020; 박동빈, 2021; 김화진, 2021). 본 연구의 경영적 시사점은, 기업은 지배구조 차원에서 체계적으로 ESG 경영에 접근할 필요가 있고, 그 출발점은 독립적이거나 활동적인 ESG 위원회를 설치하고 그에게 일정한 권한을 위임하여, ESG 관련 계획, 활동, 평가 측면에서 전략적인 중심축이 될 수 있게 해야 한다는 것이다. 지배구조 차원의 전략적<sup>12)</sup> ESG 활동은 기업에 대한 정보환경을 개선시켜 더 많은 재무분

12) 전략적 ESG 활동은 단순히 체계적인 활동을 의미하는 것이 아니라, ESG 활동을 기업의 가치창출 영역에 결부시키는 것으로, CSV(Coproate Shared Value)라는 이름으로 논의 및 실천되어 왔다(Porter & Kramer, 2006; 최준혁, 조광희, 전홍준, 2017; 이예린, 김준형, 최병철, 유태영, 2020). 이와 같은 ESG의 가치창출 영역에의 결부는 비재무 활동/정보의 재무적 가치창출과의 관련성을 직접적으로 연결짓는 수단이라고 할 수 있다.



석가들의 더 정확한 해당 기업에 대한 분석을 가능하게 하고, 이는 해당 기업의 기업가치에도 순작용으로 작용할 수 있을 것이다.

## 〈참고문헌〉

- 강민정, 이명진, 이호영. (2013). 회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구. **회계학연구**, 38(1), 281-320.
- 강원, 정무권. (2020). ESG 활동의 효과와 기업의 재무적 특성. **한국증권학회지**, 49(5), 681-707.
- 공정거래위원회. (2018). 대기업집단 지배구조 현황분석. **보도자료**, 2018년 12월 7일.
- 김문철, 최관. (1999). 이익의 질의 개념에 관한 연구. **회계저널**, 8(1), 221-249.
- 김새로나, 유혜영. (2018). 이익투명성이 재무분석가의 정보환경에 미치는 영향: 이익 예측정확성 및 정보활용도를 중심으로. **회계저널**, 27(1), 117-156.
- 김지흥, 백혜원, 고재민. (2010). 발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향. **회계학연구**, 35(3), 1-35.
- 김화진. (2021). 헤지펀드 행동주의의 현황과 전망 - ESG를 중심으로. **기업지배구조리뷰**, 101, 31-60.
- 김태한, 정현상. (2022). 100대 기업 ESG 담당자가 가장 자주하는 질문. (썬리이어케어).
- 박동빈. (2021). 기관투자자의 주주관여와 ESG 확대. **KCGS Report**, 11(7), 1-7.
- 박종일, 신상이. (2018). 발생액의 질이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향. **회계·세무와 감사 연구**, 60(2), 93-128.
- 박혜진, 이지윤, 왕박한. (2022). 국내 기업의 ESG 위원회 도입 결정요인에 대한 연구. **경영컨설팅연구**, 22(3), 13-24.
- 배성호. (2014). 기업의 사회적 책임활동(CSR)과 재무분석가 이익예측특성. **회계저널**, 23(6), 1-36.
- 배성호, 임태균. (2013). 기업의 사회적 책임활동과 재무분석가 이익예측치 정확성과의 관계. **경영학연구**, 42(4), 1131-1156.
- 백상미, 최정미. (2022). ESG 등급이 이익의 가치관련성에 미치는 영향. **기업경영연구**, 29(3), 125-145.
- 선우혜정, 최종학, 이병희. (2010). 지분율 괴리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향. **회계학연구**, 35(2), 1-34.
- 신상이, 박종일. (2022). ESG가 이익조정에 미치는 영향에 관한 경험적 증거. **경영학연구**, 51(4), 1005-1047.
- 신현한, 장진호. (2003). 최고경영자의 교체에 따른 경영성과 변화. **재무연구**, 16(2), 231-256.
- 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호. (2006). 재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향. **회계학연구**, 31(4), 1-24.
- 양동훈, 최준혁. (2022). ESG 관련 위원회 설치가 ESG 활동에 미치는 영향: 기업의 ESG 관련 조직 강화는 실제 의지를 반영해 왔는가? **회계저널**, 31(3), 211-243.
- 이경태, 이상철, 박애영. (2005). 경영자 스톡옵션 보상과 기업가치: 선형 및 비선형 관계 분석. **경영학연구**, 34(6), 1637-1665.
- 이상철. (2014). 경영자 및 기업지배구조 특성과 원가행태 비대칭성 사이의 관련성. **회계저널**, 23(2), 251-282.
- 이예린, 김준형, 최병철, 유태영. (2020). 전략적 CSR과 범용적 CSR의 구성비율이 기업의 성과에 미치는 영향. **기업경영연구**, 27(1), 1-17.
- 이우재. (2022). 감사인의 교체가 고객기업에 대한 재무분석가 이익예측치의 정확성에 미치는 영향. **회계·세무와 감사 연구**, 64(4), 27-61.
- 이창섭, 정아름, 전홍민. (2021). ESG 결정요인 및 기업

- 가치에 관한 연구: 경제정책 불확실성과 영업이익 변동성을 중심으로. **회계학연구**, 46(6), 115-139.
- 이현복. (2019). 기업의 지속가능경영이 사회적 자본 형성에 미치는 영향. **기업경영연구**, 26(2), 31-54.
- 임옥빈, 정준희, 손여진. (2019). 경영자의 ESG 활동이 자기자본비용에 미치는 영향. **전문경영인연구**, 22(2), 23-53.
- 임종욱. (2018). ESG 사회평가와 사회공헌활동비와의 관계. **산업경제연구**, 31(6), 2017-2034.
- 임태균, 정석우. (2006). 이익조정이 재무분석가의 이익 예측치에 미치는 영향. **회계·세무와 감사 연구**, 44, 311-334.
- 임형주, 최종서. (2013). 기업의 사회적 책임과 이익조정: 외면적 기업윤리와 내면윤리는 일치하는가? **회계저널**, 22(5), 257-309.
- 장우영. (2021). 기관투자자의 ESG투자와 지속가능성. **기업법연구**, 35(3), 39-73.
- 정석우. (2003). 재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인. **회계학연구**, 28(4), 61-84.
- 정석우, 임태균. (2005). 회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익 예측오차와 이익 예측정확성에 미치는 영향. **회계학연구**, 30(2), 209-235.
- 조중석, 조문희. (2009). 경영자의 기회주의적 재량권이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향. **회계연구**, 14(1), 147-173.
- 최종원, 조은혜. (2022). ESG 활동수준이 ESG위원회 설치에 미치는 영향. **회계저널**, 31(5), 193-222.
- 최준혁, 조광희, 전홍준. (2017). KT의 CSV: 기가아일랜드를 통한 공유가치창출, 21(4), 65-98.
- 최현정, 문두철. (2013). 기업의 사회적 책임활동과 회계 투명성간의 관계. **회계학연구**, 38(1), 135-171.
- Baraibar-Diez, E., & Odriozola, M. D. (2019). CSR Committees and Their Effect on ESG Performance in UK, France, Germany, and Spain. **Sustainability**, 11(18), 5077.
- Barron, O. E., Kile, C. O., & O'Keefe, T. B. (1999). MD&A Quality as Measured by the SEC and Analysts' Earnings Forecasts. **Contemporary Accounting Research**, 16(1), 75-109.
- Barth, M. E., Konchitchki, Y., & Landsman, W. R. (2013). Cost of capital and earnings transparency. **Journal of Accounting and Economics**, 55(2-3), 206-224.
- Behn, B. K., Choi, J.-H., & Kang, T. (2008). Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts. **The Accounting Review**, 83(2), 327-349.
- Berrone, P., & Gomez-Mejia, L. R. (2009). Environmental Performance and Executive Compensation: An Integrated Agency-Institutional Perspective. **The Academy of Management Journal**, 52(1), 103-126.
- Bhushan, R. (1989). Firm characteristics and analyst following. **Journal of Accounting and Economics**, 11(2), 255-274.
- Biswas, P. K., Mansi, M., & Pandey, R. (2018). Board composition, sustainability committee and corporate social and environmental performance in Australia. **Pacific Accounting Review**, 30(4), 517-540.
- Bozzolan, S., Fabrizi, M., Mallin, C. A., & Michelon, G. (2015). Corporate Social Responsibility and Earnings Quality: International Evidence. **The International Journal of Accounting**, 50(4), 361-396.
- Bradshaw, M. T., Miller, G. S., & Serafeim, G. (2009). *Accounting method heterogeneity and analysts' forecasts*. Working Paper, University of Chicago, University of Michigan.
- Bradshaw, M. T., Richardson, S. A., & Sloan, R. G. (2001). Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? **Journal of Accounting Research**, 39(1), 45-74.
- Brower, J., & Mahajan, V. (2013). Driven to Be Good: A Stakeholder Theory Perspective on the Drivers of

- Corporate Social Performance. *Journal of Business Ethics*, 117(2), 313-331.
- Burke, J. J., Hoitash, R., & Hoitash, U. (2019). The Heterogeneity of Board-Level Sustainability Committees and Corporate Social Performance. *Journal of Business Ethics*, 154(4), 1161-1186.
- Byard, D., Li, Y., & Yu, Y. (2011). The Effect of Mandatory IFRS Adoption on Financial Analysts' Information Environment. *Journal of Accounting Research*, 49(1), 69-96.
- Byard, D., & Shaw, K. W. (2003). Corporate Disclosure Quality and Properties of Analysts' Information Environment. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 18(3), 355-378.
- Chapple, L. L., Chen, Z., & Zhang, Y. (2017). *Sustainability Committee Effectiveness and CSR Assurance*. Working Paper.
- Cherry, M. A., & Sneider, J. F. (2011). Beyond Profit: Rethinking Corporate Social Responsibility and Greenwashing After the BP Oil Disaster. *Tulane Law Review*, 85(4), 983-1038.
- Cherry, M. A., & Sneider, J. F. (2012). Chevron, Greenwashing, and the Myth of 'Green Oil Companies'. *Journal of Energy, Climate, and the Environment*, 3(1), 133-154.
- Chih, H.-L., C.-H. Shen, & Kang, F.-C. (2008). Corporate Social Responsibility, Investor Protection, and Earnings Management: Some International Evidence. *Journal of Business Ethics*, 79(1), 179-198.
- Cho, S. Y., Lee, C., & Pfeiffer Jr, R. J. (2013). Corporate social responsibility performance and information asymmetry. *Journal of Accounting and Public Policy*, 32(1), 71-83.
- Clarkson, P. M., Li, Y., Richardson, G. D., & Vasvari, F. P. (2008). Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: An empirical analysis. *Accounting, Organizations and Society*, 33(4-5), 303-327.
- Clement, M. B. (1999). Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter? *Journal of Accounting and Economics*, 27(3), 285-303.
- Cormier, D., & Magnan, M. (2015). The Economic Relevance of Environmental Disclosure and its Impact on Corporate Legitimacy: An Empirical Investigation. *Business Strategy and the Environment*, 24(6), 431-450.
- Das, S., C. Levine & K. Sivaramakrishnan (1998). Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review*, 73(2), 277-294.
- Del Valle, I. D., Esteban, J. M. D., & Lopez-de-Foronda, Ó. (2019). Corporate social responsibility and sustainability committee inside the board. *European Journal of International Management*, 13(2), 159-176.
- Demsetz, H. (1983). The Structure of Ownership and the Theory of the Firm. *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 375-390.
- Dhaliwal, D. S., Li, O. Z., Tsang, A., & Yang, Y. G. (2011). Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting. *The Accounting Review*, 86(1), 59-100.
- Dhaliwal, D. S., Radhakrishnan, S., Tsang, A., & Yong George, Y. (2012). Nonfinancial Disclosure and Analyst Forecast Accuracy: International Evidence on Corporate Social Responsibility Disclosure. *The Accounting Review*, 87(3), 723-759.
- Dixon-Fowler, H., Ellstrand, A., & Johnson, J. (2017). The Role of Board Environmental Committees in Corporate Environmental Performance. *Journal of Business Ethics*, 140(3), 423-438.

- Duru, A., & Reeb, D. M. (2002). International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias. *The Accounting Review*, 77(2), 415-433.
- Eames, M. & Glover, S. (2003). Earnings predictability and the directing of analysts' earnings forecast errors. *The Accounting Review*, 78(3), 707-724.
- Eberhardt-Toth, E. (2017). Who should be on a board corporate social responsibility committee? *Journal of Cleaner Production*, 140(3), 1926-1935.
- Eberhardt-Toth, E., Caby, J., Gendron, C., & Ramboarisata, L. (2019). Determinants of the presence of CSR committees within european boards of directors. *Revue de l'organisation responsable*, 14(1), 33-49.
- Eddy, A., & Seifert, B. (1992). An Examination of Hypotheses Concerning Earnings Forecast Errors. *Quarterly Journal of Business & Economics*, 31(2), 22-37.
- Ettredge, M. L., Soo Young, K., Smith, D. B., & Zarowin, P. A. (2005). The Impact of SFAS No. 131 Business Segment Data on the Market's Ability to Anticipate Future Earnings. *The Accounting Review*, 80(3), 773-804.
- Fang, L., & Yasuda, A. (2009). The effectiveness of reputation as a disciplinary mechanism in sell-side research. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3735-3777.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., & Schipper, K. (2005). The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295-327.
- Fu, R., Tang, Y., & Chen, G. (2020). Chief sustainability officers and corporate social (Ir)responsibility. *Strategic Management Journal*, 41(4), 656-680.
- Fuente, J. A., García-Sánchez, I. M., & Lozano, M. B. (2017). The role of the board of directors in the adoption of GRI guidelines for the disclosure of CSR information. *Journal of Cleaner Production*, 141, 737-750.
- García-Sánchez, I. M., Gómez-Miranda, M.-E., David, F., & Rodríguez-Ariza, L. (2019). Board independence and GRI-IFC performance standards: The mediating effect of the CSR committee. *Journal of Cleaner Production*, 225, 554-562.
- Gelb, D., & Strawser, J. (2001). Corporate Social Responsibility and Financial Disclosures: An Alternative Explanation for Increased Disclosure. *Journal of Business Ethics*, 33(1), 1-13.
- Gennari, F., & Salvioni, D. M. (2019). CSR committees on boards: the impact of the external country level factors. *Journal of Management and Governance*, 23(3), 759-785.
- Grossman, S. J., & Hart, O. D. (1980). Takeover Bids, The Free-Rider Problem, and the Theory of the Corporation. *The Bell Journal of Economics*, 11(1), 42-64.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-162
- Hong, Y., & Andersen, M. (2011). The Relationship Between Corporate Social Responsibility and Earnings Management: An Exploratory Study. *Journal of Business Ethics*, 104, 461-471.
- Horton, J., Serafeim, G., & Serafeim, I. (2013). Does Mandatory IFRS Adoption Improve the Information Environment?\*. *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 388-423.
- Hung, H. (2011). Directors' Roles in Corporate Social Responsibility: A Stakeholder Perspective. *Journal of Business Ethics*, 103(3), 385-402.
- Hussain, N., Rigoni, U., & Orij, R. P. (2018). Corporate Governance and Sustainability Performance: Analysis of Triple Bottom Line Performance. *Journal of Business Ethics*, 149(2), 411-432.
- Imhoff, E. (1992). The relation between perceived accounting quality and economic characteristics

- of the firm. *Journal of Accounting and Public Policy*, 11(2), 97-118.
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Jo, H., & Harjoto, M. (2012). The Causal Effect of Corporate Governance on Corporate Social Responsibility. *Journal of Business Ethics*, 106(1), 53-72.
- Kim, J.-B., & Shi, H. (2012). Voluntary IFRS Adoption, Analyst Coverage, and Information Quality: International Evidence. *Journal of International Accounting Research*, 11(1), 45-76.
- Kim, Y., M. S. Park, & Wier, B. 2012. Is Earnings Quality Associated with Corporate Social Responsibility? *The Accounting Review*, 87(3), 761-796.
- Konadu, R. (2017). Gender diversity impact on corporate social responsibility (CSR) and greenhouse gas emissions in the UK. *Economics and Business Review*, 3(17), 127-148.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.
- Mallin, C. A., & Michelon, G. (2011). Board reputation attributes and corporate social performance: an empirical investigation of the US Best Corporate Citizens. *Accounting and Business Research*, 41(2), 119-144.
- Margolis, J. D., & Walsh, J. P. (2003). Misery Loves Companies: Rethinking Social Initiatives by Business. *Administrative Science Quarterly*, 48(2), 268-305.
- Leone, A., & Wu, J. S. (2007). *What Does It Take to Become a Superstar? Evidence from Institutional Investor Rankings of Financial Analysts*. Working Paper, Penn State University and University of Rochester.
- Lopatta, K., Buchholz, F., & Kaspereit, T. (2016). Asymmetric Information and Corporate Social Responsibility. *Business & Society*, 55(3), 458-488.
- Lundholm, R., & Myers, L. A. (2002). Bringing the Future Forward: The Effect of Disclosure on the Returns-Earnings Relation. *Journal of Accounting Research*, 40(3), 809-839.
- McKendall, M., Sánchez, C., & Sicilian, P. (1999). Corporate Governance and Corporate Illegality: the Effects of Board Structure on Environmental Violations. *International Journal of Organizational Analysis*, 7(3), 201-223.
- Miras-Rodríguez, M. d. M., Martínez-Martínez, D., & Escobar-Pérez, B. (2019). Which Corporate Governance Mechanisms Drive CSR Disclosure Practices in Emerging Countries? *Sustainability*, 11(1), 61.
- O'Brien, P. C., & Bhushan, R. (1990). Analyst Following and Institutional Ownership. *Journal of Accounting Research*, 28, 55-76.
- Orazalin, N. (2020). Do board sustainability committees contribute to corporate environmental and social performance? The mediating role of corporate social responsibility strategy. *Business Strategy and the Environment*, 29(1), 140-153.
- Orlitzky, M., Schmidt, F. L., & Rynes, S. L. (2003). Corporate Social and Financial Performance: A Meta-Analysis. *Organization Studies*, 24(3), 403-441.
- Peters, G., & Romi, A. (2014). Does the Voluntary Adoption of Corporate Governance Mechanisms

- Improve Environmental Risk Disclosures? Evidence from Greenhouse Gas Emission Accounting. *Journal of Business Ethics*, 125(4), 637-666.
- Rodrigue, M., Magnan, M., & Cho, C. H. (2013). Is Environmental Governance Substantive or Symbolic? An Empirical Investigation. *Journal of Business Ethics*, 114(1), 107-129.
- Saad, A. I., & Strauss, D. (2020). A New "Reasonable Investor" and Changing Frontiers of Materiality: Increasing Investor Reliance on ESG Disclosures and Implications for Securities Litigation. *Berkeley Business Law Journal*, 17(2), 391.
- Sengupta, P. (1998). Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt. *The Accounting Review*, 73(4), 459-474.
- Spitzeck, H. (2009). The development of governance structures for corporate responsibility. Corporate Governance: *The International Journal of Business in Society*, 9(4), 495-505.
- Tan, H., Wang, S., & Welker, M. (2011). Analyst Following and Forecast Accuracy After Mandated IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research*, 49(5), 1307-1357.
- Walls, J. L., Berrone, P., & Phan, P. H. (2012). Corporate governance and environmental performance: is there really a link? *Strategic Management Journal*, 33(8), 885-913.
- Zahra, S. A., & Pearce, J. A. (1989). Boards of Directors and Corporate Financial Performance: A Review and Integrative Model. *Journal of Management*, 15(2), 291-334.

## Abstract

## ESG committee and Analyst Forecast Accuracy\*

Kim, Saerona\*\*, Choi, Jun Hyeok\*\*\*

With the recent rise of ESG management, companies are increasingly establishing ESG committees, which are subcommittees of the board of directors that oversee ESG management. Prior research suggests that ESG committees improve ESG performance, and that improved ESG performance is associated with higher levels of disclosure, which may reduce stakeholder information asymmetry. Therefore, this study examined the impact of ESG committees on financial analysts' information environment through the accuracy of financial analysts' earnings forecasts. Test results for Korean-listed firms between 2016 and 2020 showed that ESG committees improve the accuracy of financial analysts' earnings forecasts, and the improvement is stronger for independent ESG committees. Second, when considering ownership, the effectiveness of ESG committees is substantial only in owner-managed firms, which are better positioned to approach ESG investments from a long-term perspective. In the owner-manager group, a significant effect was observed not only on the independence of the committee but also on its activity. This study contributes to the literature by examining ESG committee from the perspective of financial analysts, which has not been studied in the literature.

Key words: ESG committee, financial analysts, forecast accuracy, ESG committee independence, ESG committee activism, owner-managers

논문접수일 2023년 10월 05일

논문수정일 2023년 11월 14일

게재확정일 2023년 12월 07일

\* This work was supported by development fund foundation, Gyeongsang National University, 2022.

\*\* Associate Professor, Gyeongsang National University.

\*\*\* Research Assistant Professor, Department of Business Administration, Dongguk University.

