

## 감사노력이 ESG와 조세회피의 관계에 미치는 영향\*

박종일\*\* · 이윤정\*\*\*

### 〈요 약〉

본 연구는 ESG와 조세회피의 관계, 또한 ESG와 조세회피의 관계에 감사노력이 어떤 조절효과와 역할을 하는지 알아보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 한국ESG기준원의 ESG 자료를 이용하고, 네 가지 조세회피 측정치(BTD 계열, ETR 계열)를 이용하였다. 또한 감사인의 감사노력에 대한 측정은 선행연구에서 재량적 발생액을 억제하는 효과가 있다는 표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율, 전년 대비 감사시간의 증가, 감사보수의 증가 및 시간당보수의 증가를 이용하였다. 분석기간은 2018년부터 2022년까지 ESG 등급이 공시된 상장기업을 대상으로 하였다.

실증 결과는 다음과 같다. 첫째, ESG와 조세회피 측정치 간에는 대체로 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 ESG를 서열순위변수나 더미변수로 측정한 경우 모두 일관되었다. 이는 ESG 등급이 높은 기업의 조세회피 성향이 더 강해진다는 것을 의미한다. 또한 ESG 구성별로 분석하면 앞서의 관계는 주로 환경경영 또는 사회적책임경영에 기인한 것으로 나타났다. 둘째, 앞서의 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계는 표준감사시간 대비 실제감사시간이 초과하면 약화되는 것으로 나타났다. 또한 추가분석에 의하면, 시간당보수가 증가할 때 주로 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 약화되는 것으로 나타났다. 한편, 앞서의 결과들은 ETR 계열보다 주로 BTD 계열에서 나타났다.

요약하면, 본 연구는 최근 자료를 이용한 경우에서 ESG와 조세회피 간에는 양(+)의 관계가 있고, 이러한 양(+)의 관계는 감사인의 감사노력이 증가할 때 약화된다는 것을 보여주고 있다는 데 의미가 있다. 이는 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 외부감사인의 감사노력의 증가 또는 시간당보수가 증가하면 조세회피를 억제하는 긍정적인 효과성이 있음을 나타낸다. 이러한 발견은 표준감사시간제도의 도입이 감사인의 감사품질뿐 아니라 조세회피에도 긍정적인 영향을 미치고 있음을 시사한다는 점에서 규제당국에게 정책적 시사점을 제공한다.

〈주제어〉 조세회피, ESG, 감사노력, 표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율, 시간당보수의 증가, 조절효과

\* 이 논문은 2023년 한국세무학회 연구지원사업의 지원으로 수행되었음.

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

\*\*\* 충북대학교 대학원 회계학과 박사, ckoz17@naver.com, 교신저자

논문접수일 2023년 9월 27일

1차수정일 2024년 1월 8일

게재확정일 2024년 2월 4일

## I. 서 론

최근 코로나19로 인한 전염병 확산을 계기로 전 세계적으로 실무계, 학계 그리고 규제당국 모두에서 그 어느 때보다도 지속가능성(sustainability)에 더 많은 가치를 부여하고 있어 기업의 ESG(environment, social, governance) 경영활동과 관련한 사회적 관심이 쏠리고 있다. 코로나19 팬데믹 위기 이전에도 지속가능경영에 대한 논의와 학술포럼이 간헐적으로 진행되었으나, 코로나19 팬데믹으로 인해 ESG 경영이 본격화되었다고 볼 수 있다. 정부는 2020년 7월에 ‘한국판 뉴딜’ 정책을 발표하여 친환경·저탄소 사회로 나아가기 위한 움직임을 내비쳤다. 또한 EU(유럽연합)의 집행위원회는 2022년 2월에 ESG 공급망 실사 지침을 발표하여 기업들이 전 공급망에 걸쳐 환경과 인권 문제 등을 침해하는 활동들을 확인하고 이를 의무적으로 보고 및 개선하도록 하는 입법을 추진하였다. 즉, 코로나19 위기 여파로 전 세계는 ESG와 관련한 기업의 생태계 정립을 추진하게 되었다. 또한 선행연구들은 ESG 등급이 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 코로나19 위기 시에도 시장가치가 유지된다는 결과를 보고하였다(Broadstock et al. 2020 ; Albuquerque et al. 2021 등). 이는 ESG 성과가 높은 기업은 코로나19 위기처럼 외생적 충격에 따른 추가변동성의 위험을 줄이고 회복탄력성(resilience)을 높여 주가를 안정하는 역할을 하기 때문일 수 있다(Zhou and Zhou 2022). 즉 ESG 성과가 높은 기업은 소비자에게 평판이 좋고 기업을 둘러싼 이해관계자들(stakeholders)과 신뢰를 구축하여 코로나19와 같은 위기가 발생해도 소비자 이탈이 적어 기업의 회복탄력성이 높을 수 있다(Flammer 2015). 코로나19 위기로 인해 기업활동에 큰 타격이 있는 상황에서 ESG 활동에 적극적인 기업은 다양한 이해관계자들에게 주의를 기울이고, 사회와 기업의 목표를 일치시키는 방향으로 활동들을 수행해 왔기 때문에 코로나19 위기로 인한 추가폭락의 영향을 덜 받을 수 있다(Engelhardt et al. 2022 ; Zhou and Zhou 2022).

그런데 앞서의 연구들의 주장과 달리, ESG와 조세회피의 관계를 분석한 국내 선행연구들은 상반된 증거(conflicting evidence)를 제시하고 있다. 예를 들어, 정현아·유순미(2021)는 ESG 등급이 높은 기업일수록 Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 잔차인 재량적 BTD(이하 ‘DDBTD’)로 측정된 조세회피는 증가한다는 결과를 보고하였다. 또한 박종일·이윤정(2022)은 ESG 등급이 ETR 계열(예로, Cash ETR, GAAP ETR)보다 BTD(회계이익과 과세소득의 차이) 계열(BTD, DDBTD)의 조세회피 측정치와 유의한 양(+)의 관계가 있음을 제시하였으며, 이러한 관계는 ESG의 구성요소 중 E(환경경영)와 S(사회적책임경영)에 주로 기인한다는 결과를 보고하였다. 이와 달리, Yoon et al.(2021)은 ESG 등급이 조세회피(DDBTD)에 음(-)의 영향을 미친다는 결과를, 또한 김용기 외(2022)는 ESG 등급이 조세회피(DDBTD)에 음(-)의 영향을 미치며, 이러한 관계가 주로 S에 기인한다는 결과를 보고하였다.<sup>1)</sup> 이처럼 국내의 경우 ESG와 조세

1) ESG와 조세회피를 다룬 선행연구들은 모두 DDBTD를 중심으로 조세회피 측정치를 이용한 공통점이

회피의 관계는 혼재된(mixed) 증거로 나타나 아직까지 합의된 결론에 도달하지 못한 상황으로 보인다. 따라서 본 연구는 ESG가 기업의 조세회피에 미치는 영향을 먼저 살펴본 후, 다음으로 감사노력이 ESG와 조세회피의 관계에 미치는 조절효과에 대해 알아보고자 한다. 구체적으로, 본 연구는 ESG와 조세회피의 관계가 외부지배구조 중 하나인 감사인의 감사노력에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 확인하는 데 목적이 있다. 특히, 본 연구는 이를 위해 한국ESG기준원(Korea corporate governance service ; 종전 한국기업지배구조원 ; 이하 ‘KCGS’)에서 제공하는 ESG 평가등급 자료를 이용하고, 앞서 제시한 관계를 살펴본다.

국내의 경우 규제당국은 2017년 10월에 기업의 회계투명성을 높이기 위한 방안 중 하나로 감사인의 감사품질을 제고하는 대대적인 회계제도 개혁을 단행하였다. 즉 과거 대우조선해양 사건 등의 대규모 분식회계 사건들이 끊이지 않고 되풀이됨에 따라 2017년 10월에 규제당국은 「주식회사 등의 외부감사에 관한 법률」(이하 ‘신외부감사법’)의 개정을 통해 상장기업들의 회계투명성 향상을 위한 전면적인 회계제도 개혁을 단행한 바 있다. 회계제도 개혁의 주요 내용으로는 표준감사시간제도 도입, 내부회계관리제도의 감사의무화 도입, 주기적 감사인 지정제(6+3), 상장회사 감사인 등록제, 핵심감사제도 도입 등이 포함되어 있으며, 그 어느 때보다도 신외부감사법에 많은 제도가 신설되어 현재 시행 중이다. 이러한 여러 제도 중 감사시간과 감사보수 모두를 증가시키는 데 큰 영향을 미쳤던 제도는 2019년에 도입된 표준감사시간제도와 2020년에 도입된 주기적 감사인 지정제도이다. 전자인 표준감사시간제는 감사인의 감사업무의 품질을 제고하여 투자자 등의 이해관계인들을 보호하기 위한 취지에 따라 시행된 제도이고, 후자인 주기적 감사인 지정제는 감사인에 대한 독립성 확보와 감사품질의 개선을 위해 도입된 제도이다.<sup>2)</sup> 특히, 전자의 경우인 표준감사시간제도가 감사품질(재량적 발생액)에 미친 영향을 분석한 선행연구들은 표준감사시간제 도입 이후 표준감사시간보다 실제감사시간이 초과되는 경우, 또는 전년 대비 감사시간, 감사보수 그리고 시간당보수가 증가할수록 감사인의 감사품질이 향상된다는 결과를 보고하였다(조연주 등 2022 ; 정아름 등 2022 ; 박종일 · 전규안 2022 ; 심재연 등 2022 ; 박종일 외 2023 등). 더불어, 이정희 외(2023)는 표준감사시간제도가 도입 취지에 맞게 감사품질을 제고할 뿐만 아니라 기업의 조세회피 감소에도 기여하는지를 검증하였다. 이 연구는 감사인이 사전에 정한 표준감사시간이 실제 감사과정에서의 실제감사시간을 충족하면 미충족한 경우보다 조세회피 수준이 낮고, 표준감사시간을 더 많이 초과할수록 조세회피가 감소된다는 결과를 제시하였다. 이처럼 이정희 외(2023)의 연구는 표준감사시간제도 도입이 기업의 조세회피 수준의 감소에도 영향을 준다는 것을 실증적 증거로 보여주었다. 하지만 이정희 외(2022)의 연구는 감사노력과 조세회피의 직접 효과를 중심으로 살펴보았으나, ESG와 조세회피의 관계에서 감사노력

있다(Yoon et al. 2021 ; 정현아 · 유순미 2021 ; 김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). 다만, 박종일 · 이윤정(2022)의 경우만 BTD 계열과 ETR 계열을 같이 분석하였다.

2) 주기적 지정제는 자유수입 기간이 6년을 초과하는 기업의 경우 다음 3년간은 증권선물위원회로부터 직접 감사인을 지정받는 제도이다.

의 조절효과에 대해서는 살펴보지 않았다는 점에서 본 연구는 이정희 외(2022)의 연구와 차별화된다. 또한 ESG와 조세회피의 관계가 혼재된 증거를 보이는 상황에서 감사인의 감사노력이 어떤 중요한 조절효과로 작동하는지를 탐구하는 일은 ESG와 조세회피의 관계에 대한 보다 폭넓은 이해를 위해 연구가 필요하다.

전술한 바와 같이 ESG와 조세회피의 관계를 살펴본 선행연구(Yoon et al. 2021 ; 정현아 · 유순미 2021 ; 김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022)에서는 혼재된 결과를 보이고 있는 실정이다. 그러한 점에서 본 연구는 선행연구와 분석기간이 상이하고 그로 인해 표본의 구성이 다르므로, ESG와 조세회피의 관계를 먼저 살펴본 후, 다음으로 ESG와 조세회피의 관계에서 감사인의 감사노력(audit effort)이 어떤 조절효과(modulating effect)의 역할을 할 수 있는지를 알아보는 데 있다. 특히 본 연구는 이정희 외(2023)의 선행연구를 좀 더 확장시켜 ESG와 조세회피의 관계가 감사인의 감사노력(예로, 표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율, 이하 ASH)에 따라 조절변수의 역할을 하는지를 살펴본다는 점에서 선행연구와 비교할 때 차별적인 정보를 제공한다. 이와 더불어 감사품질을 분석한 선행연구들은 표준감사시간제도 도입 이후 전년 대비 감사시간이 증가, 감사보수가 증가, 시간당보수가 증가하면 재량적 발생액을 억제시킨다는 결과를 제시하고 있으므로(심재연 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022 등), 본 연구의 추가분석에서는 전년 대비 감사시간의 증가( $\Delta AH$ ), 감사보수의 증가( $\Delta AF$ ) 그리고 시간당보수의 증가( $\Delta AFH$ )를 감사노력의 대용치로 이용하여 이들의 감사노력의 대용치가 ESG와 조세회피의 관계에 조절효과의 역할을 하는지에 대해서도 병행하여 살펴본다. 구체적으로, 본 연구는 해당 주제를 두 가지 측면에서 살펴보고자 한다. 첫째는 조연주 외(2022), 이정희 외(2023) 및 박종일 외(2023)에서 이용된 ASH로 측정한 감사인의 감사노력의 측정치가 ESG와 조세회피의 관계에 긍정적인 조절효과의 역할을 하는지를 알아보는 데 있다. 둘째는 최근 감사품질을 다룬 선행연구들에서 2019년 표준감사시간제도 도입 이후 감사노력의 대용치로 이용된 측정치들이 재량적 발생액을 억제한다는 결과(심재연 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022 등)에 기초하여 본 연구는 이들 감사노력 또는 감사품질의 측정치(예로, 전년 대비 감사시간, 감사보수 그리고 시간당보수의 증가)가 ESG와 조세회피의 관계에 긍정적인 조절효과로 작동하는지를 확인하는 데 있다. ESG는 내부지배구조(internal corporate governance)라고 할 수 있는 반면, 감사인의 감사노력은 외부지배구조(external corporate governance)에 속한다. 그러한 점에서 앞서 혼재된 증거를 보이는 ESG와 조세회피의 관계가 표준감사시간제도 도입 이후 자료를 이용했을 때 외부감사인의 감사노력의 증가가 ESG 등급이 우수한 기업에서 조세회피 행위가 감소하는지를 알아보는 것은 그동안 탐구되지 않은 연구주제에 해당한다. 특히 2011년-2017년까지 법정최고세율이 모두 22%였으나, 2018년-2021년까지 3% 증가한 25%로 과거보다 더 높아졌다. 조세를 회피하려는 경영자는 법정세율이 증가하면 기업의 조세회피 성향도 같이 증가할 수 있다.<sup>3)</sup> 따라서 조세회

3) “법인세 최고세율 3%p 인상? 기업 조세회피 노력 감안시 2%p 전망”. 한국조세재정연구원에 따르면

피 성향이 증가된 환경에서 ESG와 조세회피의 관계를 외부감사인의 감사노력 측면과 연계시켜 알아보는 작업은 시의적절한 주제가 될 수 있다.

더불어 규제당국은 2025년부터 일정 자산규모 이상의 기업에 대해 재무제표에 ESG 공시를 의무화하고, 2030년까지 ESG 의무공시를 모든 거래소 상장기업으로 확대시킬 전망이다.<sup>4)</sup> 따라서 최근 사회적 이슈로 등장한 지속가능경영과 관련된 ESG가 조세회피를 억제하는지, 또한 2017년에 개정된 신외부감사법에 따라 2019년에 도입된 표준감사시간제도 이후 증가한 감사인의 감사노력이 ESG와 조세회피의 관계에서 조절효과의 역할을 하는지에 대한 실증적 의문을 알아보는 것은 규제당국과 정책입안자에게도 표준감사시간제도의 실효성 측면에서 중요한 시사점을 제공한다. 또한 본 연구는 표준감사시간제도를 도입한 이후 감사인의 감사품질 제고와 ESG의 역할을 상호 연계하여 조세회피 측면에서 살펴본 최초의 연구라는 점도 학술적으로 관련연구에 유용한 정보를 제공한다.

이후 연구구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장의 선행연구 검토에서는 그동안의 ESG와 조세회피의 관계를 분석한 선행연구를 살펴보고, 감사품질과 조세회피를 살펴본 선행연구에 대해서도 살펴본 후, 본 연구는 가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구모형을 설계하고, 표본에 대한 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장은 주된 실증분석의 결과와 추가분석 결과를 제시한 후, 이를 논한다. 마지막으로, 제Ⅴ장은 본 실증결과를 요약하고, 시사점과 공헌점을 제시하며, 또한 분석상의 한계도 설명한다.

## Ⅱ. 선행연구 검토와 가설의 설정

### 1. ESG와 조세회피를 연구한 선행연구의 검토

그동안 세무연구 분야 중에서 학계에 가장 많은 관심으로 분석을 수행해 왔던 주제 중 하나가 조세회피(tax avoidance)<sup>5)</sup>일 것이다. 조세회피는 기업경영자가 과세당국에 납부할 현금유출을

2000억원 초과 구간의 실효세율 증가분은 2%p 수준이다. 법인세 명목세율 변화로 인한 기업 행태 변화를 반영하지 않았다. 기업도 조세회피 노력을 하기 때문이다. 노 연구원은 “법인세 최고세 명목세율 3% 포인트 인상에 따른 기업 이익 감소를 3%포인트 이하로 예상해야 한다”면서 “조세회피 노력을 감안한 실효세율 증가분은 2%포인트 내외일 가능성이 높다”고 진단했다.…중략…(글로벌 이코노믹, 2017.9.15).

- 4) 금융위원회는 2021년 1월 14일에 ESG와 관련된 공시의 로드맵을 발표하였다. 1단계는 2025년까지 가이드라인을 제시하는 것이고, 2단계는 2025년-2030년까지 일정 규모 이상 코스피 상장기업의 ESG 공시를 의무화하는 것이며, 3단계에서 2030년부터는 ESG 의무공시를 모든 거래소 상장기업으로 확대한다는 계획이다.
- 5) 선행연구들은 조세회피를 명시적(explicit) 조세 경감을 초래하는 모든 행위로서 정의한다(김은주·조용연 2012 ; 기은선 2012 ; 박종일·이윤정 2022 등). Hanlon and Heitzman(2010) 역시 세금비용을 줄이려

낮추는 세금절감 활동을 통해 세후순이익과 현금흐름을 증가시킴으로써 외부자금이 원활하지 않은 상황에서 외부자금을 통하지 않고 내부에서 자금을 창출할 수 있는 수단이다. 따라서 선행 연구들은 경영자가 과신성향이 있거나(Chyz et al. 2019 ; 장승주 외 2017 ; 김상명 외 2019 ; 박종일 · 이윤정 2022 등), 재무적 제약에 처한 기업일수록 조세회피 성향이 증가한다는 결과를 보고해 왔다(Edwards et al. 2016 ; 박성원 외 2014 ; 박종일 · 김수인 2020). 하지만 이러한 조세회피는 기업으로부터 납부받을 세수입의 감소를 유발한다는 점에서 과세당국 입장에서는 부정적인 관점이 존재한다. 이처럼 기업의 조세회피행위와 관련된 사회적 인지와 평가는 긍정적인 측면보다 부정적인 측면이 더 우세하며, 투자자들 역시 부정적인 시장반응의 결과가 보고된 바 있다(Hanlon and Slemrod 2009 ; Kim et al. 2011 ; Balakrishnan et al. 2019 ; 김은주 · 조용언 2012 ; 박종일 · 김수인 2019 등).<sup>6)</sup> 선행연구들은 조세회피에 대한 반응이 부정적인 것에 대한 이유를 대리비용(agency costs) 문제에서 찾고 있다. 예를 들어, Slemrod(2004)는 소유와 경영이 분리된 기업들에서 정보비대칭 문제가 심화될수록 경영자는 기회주의적 행동과 사적편익 추구행동(rent diversion)을 증가시킬 수 있고, 이에 따라 경영자의 조세회피행위는 주주와의 대리비용 측면에서 상충되는 관계가 있다고 주장한다. 이는 조세회피의 이점인 내부현금창출에 따른 긍정적인 효익보다는 대리 문제로부터 야기되는 비조세비용이 더 크게 작용할 수 있다고 본 것이다.

그런데 ESG 등급이 조세회피에 미치는 영향을 분석한 과거 선행연구들은 혼재된 증거(mixed evidence)를 보여주고 있다(Yoon et al. 2021 ; 정현아 · 유순미 2021 ; 김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). 우선 ESG 등급과 조세회피 간에 양(+)의 관련성을 보고한 선행연구들(정현아 · 유순미 2021 ; 박종일 · 이윤정 2022)은 기업이 보여주기로 홍보 및 마케팅에만 치중하여 표면적인 지속가능경영 활동을 이어나가는 데 원인이 있다고 지적한다. 반면, ESG 등급과 조세회피 간에 음(-)의 관계를 보고한 선행연구들(Yoon et al. 2021 ; 김용기 외 2022)은 기업들이 실질적인 ESG 활동을 통해 명성위험을 낮추고 높은 투명성을 유지하며 조세회피를 억제하려는 노력을 수행한다고 주장한다. 이에 대한 보다 구체적인 연구의 결과는 다음과 같다. 먼저 ESG 등급이 높을수록 조세회피가 증가되는 부정적인 측면의 결과를 보고한 선행연구인 정현아 · 유순미(2021)는 ESG 등급으로 경영평가점수가 높고 사회적 이미지가 좋은 기업이 실제로도 납세의 의무를 성실하게 이행하여 외면윤리와 내면윤리를 일치시키고 있는지를 검증하고자 하였다.

는 일련의 기업행위를 조세회피로 간주하는 보다 포괄적인 측면에서 정의하고 있다.

- 6) 예를 들어, Hanlon and Slemrod(2009)은 조세피난처(tax shelter) 거래로 적발된 기업의 뉴스가 시장의 투자자 측면에서 추가에는 부정적인 영향을 주고, Kim et al.(2011)은 기업의 조세회피 수준이 높을 때 차기 추가폭락위험의 가능성이 증가함을 보고하였다. 또한 채권자 측면에서도 조세회피는 기업의 차입 이자율을 높이는 것으로 나타났다(김은주 · 조용언 2012). 선행연구들은 조세회피에 보다 공격적인 기업이면 회사채 신용등급이 낮게 결정되고(박종일 · 지승민 2016), 공격적인 조세회피 활동이 재무분석가의 이익예측에 대한 정확성을 낮추며, 기업투명성 또는 재무보고의 질과도 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다(Balakrishnan et al. 2019).

이 연구는 2011년-2016년까지 자료를 이용하여 ESG 경영이 조세회피(DDBTD)에 유의한 양(+)의 관련성이 있음을 확인한 후 이에 대해서 기업이 지속가능경영을 이용하여 이미지마케팅을 실시함으로써 이해관계자의 위험을 낮추고 사회적책임활동에 소요되는 비용 조달을 위해 행동하는 것으로 해석하였다. 또한 박종일·이윤정(2022)은 경영자 과신성향 및 ESG 등급이 조세회피에 미치는 영향을 중심으로 살펴보았다. 이 연구는 분석기간 2011년-2020년까지 자료를 이용하여 경영자 과신성향과 ESG 등급이 조세회피에 미치는 영향을 각각 살펴보고, 경영자 과신성향이 조세회피에 미치는 영향에 대해 ESG가 어떤 조절효과로 작용하는지를 알아보았다. 분석결과는 경영자 과신성향과 ESG 등급은 주로 LTD 계열로 측정된 조세회피(DDBTD, LTD)와 각각 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 저자들은 과신성향이 높은 경영자의 경우 조세회피를 잠재적 비용보다 효익으로 바라보는 낙관적인 관점을 취하기 때문으로 보았다. 또한 이 연구에서는 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 주로 환경경영(E)에 기인한 것으로 나타나 녹색경영에 대한 실천없이 홍보만 하는 기업들의 그린워싱(greenwashing; 위장환경주의) 정책이 ESG와 조세회피 간에 양(+)의 관계를 일으키는 원인으로 해석하였다. 더불어, 이 연구는 경영자 과신성향과 조세회피의 유의한 양(+)의 관계가 ESG에 따라 약화된다는 증거를 발견할 수 없었다.

이와 달리, ESG 등급이 높을수록 조세회피를 감소시킨다는 긍정적 측면의 실증적 증거를 제시한 선행연구인 Yoon et al.(2021)은 국내의 경우 다양한 ESG 펀드 등 높은 수준의 사회적 책임 및 CSR(corporate social responsibility) 관련 투명성 공시에 대한 수요가 증가하고 있기 때문에 사회적 책임수준이 높은 기업은 명성 등이 훼손될 것을 우려하여 조세회피 수준을 낮출 것으로 주장하였다. 이 연구는 분석기간 2011년-2017년까지 자료를 이용하여 ESG 점수가 높은 기업의 경우 조세회피(DDBTD)가 감소하는지를 실증분석한 결과에서 ESG와 DDBTD 간에 음(-)의 관계가 있고, 또한 이러한 결과는 재벌기업일 때 더 뚜렷하게 나타난다고 보고하였다. 또한 김용기 외(2022)는 2015년-2020년까지 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 ESG와 경영전략이 조세회피(DDBTD)에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과는 ESG와 조세회피는 유의한 음(-)의 관계로 나타났으며, 앞서의 결과는 주로 S(사회적책임경영)에 기인한 것으로 나타났다. 이 연구는 이에 대해 ESG 등급이 높은 기업은 사회적 책임을 중시할 수 있어 기업이미지 등을 위하여 경영자의 조세회피 성향이 줄어든 것으로 해석하였다.

이상의 선행연구를 정리하면, ESG 관련 수요가 증가하고 있는 상황에서 투명하고 공정하게 경영관리를 하며 명성훼손에 대한 우려가 있는 기업은 조세회피를 수행하는 경향이 낮을 수도 있어 ESG와 조세회피 간에 음(-)의 관계가 나타날 수 있고(Yoon et al. 2021 ; 김용기 외 2022), 또한 한편으로 지속가능경영을 위한 비용 충당이나 그린워싱을 추구하는 기업은 조세회피를 수행하는 경향이 높을 수도 있어 ESG와 조세회피 간에 양(+)의 관계가 나타날 수도 있다(정현아·유순미 2021 ; 박종일·이윤정 2022). 그러한 점에서 ESG와 조세회피 간의 관련성을 살펴본 선행연구들은 혼재된 결과를 보여주고 있다. 따라서 ESG와 조세회피의 관계는 아직까지 연

구마다 상이한 증거를 보여주고 있다.

## 2. 감사품질과 조세회피를 분석한 선행연구의 검토

조세회피행위는 주주와 경영자 간 대리인 문제를 유발하여 정보환경을 불투명하게 만들 가능성이 높다. 따라서 기업의 조세회피는 재무제표를 감사하는 감사인의 감사위험(audit risk)을 증가시킬 수 있다. 이에 감사인은 감사시간을 투입함으로써 조세회피 행위에 대한 감시기능을 강화하고 정보불균형을 해소하고자 하는 노력을 기울여 조세회피 수준을 감소시킬 것으로 기대할 수 있다. 그러나 한편으로, 감사인이 높은 감사시간을 투입하여 오히려 기업의 조세회피 행위에 일조하는 역할을 수행하는 독립성 저하 문제가 뒤따를 경우 조세회피 수준이 증가할 수도 있다. 선행연구는 감사인의 감사노력을 나타내는 감사시간 또는 감사품질 측면에서 조세회피와의 관계를 살펴보았다(조문기 외 2009 ; 박미영 2012 ; 박한순 외 2013 ; 배성호·오광욱 2016 ; 이정희 외 2023). 먼저 조문기 외(2009)는 경영자들이 재무보고이익을 감소시킴으로써 적극적인 조세회피를 수행하는지, 그리고 높은 감사품질이 조세회피를 감소시키는지 검증하였다. 이 연구는 하향 이익조정을 수행하는 기업이 적극적으로 조세회피를 수행한다는 결과를 제시하였다. 또한 감사인 규모, 감사시간, 감사위원회 도입 여부를 감사품질의 대용치로 이용하여 조세회피와의 관련성을 살펴본 결과, 감사시간과 감사위원회 도입 여부는 조세회피와 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이 연구는 이에 대해 높은 감사품질이 경영자의 재량권을 통제하는 역할을 한다고 해석하였다. 박미영(2012)은 감사품을 결정하는 감사인 특성이 조세회피에 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해 감사인 특성으로 비정상(abnormal) 감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부, 감사인에 의한 세무조정서비스 제공여부를 이용하였다. 분석결과는 비정상 감사보수와 감사인 교체여부는 조세회피를 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 비정상 감사보수가 높을수록 기업과 감사인 간 경제적 유대관계로 인해 독립성이 저해될 수 있고, 감사인 교체기업의 경우 피감기업에 대한 이해부족 등으로 인해 감사품질이 저하되어 나타난 결과라고 해석하였다.

반면, 박한순 외(2013)는 감사인이 감사노력을 기울여 감사시간을 많이 투입할수록 발생액 중 재량적 부분을 감소시킴으로써 이익조정을 억제하는 것과 마찬가지로, 감사시간이 증가하면 LTD 중 재량적 부분을 감소시켜 조세회피를 억제하는지를 분석하였다. 이 연구는 이를 위해 감사노력을 비정상 감사시간으로 측정한 결과에서 감사인은 회계이익이 과세소득보다 큰 양(+)의 조세회피에 대해 더 많은 감사노력을 기울이는 것으로 나타났다. 이와 달리, 배성호·오광욱(2016)은 감사인의 감사시간 및 초과감사시간이 증가할수록 피감사회사의 조세회피 정도가 증가한다고 보고하였다. 이 연구는 해당 결과에 대해 감사인이 추가적인 감사시간을 투입하여 피감사회사와 우호적인 관계를 유지해 조세회피에 유리한 역할을 한 것으로 해석하였다.

보다 최근 연구인 이정희 외(2023)는 표준감사시간제도의 도입으로 인해 감사품질이 향상됐다는 조연주 외(2022)의 연구결과에 기초하여 감사노력이 조세회피 감소에도 기여하고 있는지를 살펴보았다. 즉 이 연구는 최근 연구 중 조연주 외(2022)에서 표준감사시간보다 실제감사시간이 초과할수록, 또는 실제감사시간이 표준감사시간을 충족하면 재량적 발생액이 억제된다는 결과를 바탕으로 표준감사시간제도 도입에 따른 감사인의 감사노력의 증가가 조세회피에도 영향을 주는지를 알아보고자 하였다. 이 연구는 조연주 외(2022)의 방법에 따라 한국공인회계사회(이하 한공회)에서 제공하는 표준감사시간 상세지침을 이용해 표준감사시간을 추정한 후 분석기간 2015년부터 2019년까지를 대상으로 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율(이하 ASH)이 조세회피에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과는 실제감사시간이 표준감사시간을 충족한 기업이 미충족한 기업에 비해, 그리고 표준감사시간을 더 많이 초과할수록 조세회피가 낮다는 결과를 보고하였다. 따라서 이 연구는 표준감사시간제도 도입이 감사품질의 제고뿐 아니라 기업의 조세회피 감소에도 유의하게 영향을 준다는 것을 보여주었다.

이상의 결과를 종합해 보면, 주로 감사노력을 대용하는 관점에서 감사시간 또는 비정상 감사시간 그리고 표준감사시간 대비 실제감사시간이 증가하면 조세회피 수준을 감소시킨다는 결과(조문기 외 2009 ; 박한순 외 2013 ; 이정희 외 2023)가 나타난 반면, 감사인의 독립성 훼손 측면에서 감사시간이 조세회피 수준을 증가시킨다는 결과(배성호 · 오광욱 2016)도 있고, 또한 감사인 특성(비정상 감사보수, 감사인교체여부)이 조세회피 수준을 증가시킨다는 결과(박미영 2012)도 일부 보고되고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 앞서의 선행연구에서 확인되었듯이, 아직까지 ESG와 조세회피의 관계에 외부감사인의 감사노력에 대한 조절효과의 역할을 분석한 연구는 전무했다.

### 3. 가설의 설정

ESG는 환경, 사회적책임, 지배구조 개선을 통한 회계투명성 제고와 지속가능한 성장을 위한 기업의 경영활동이다. 따라서 ESG 경영은 환경(environmental : E), 사회적책임(social : S), 지배구조(Governance : G)의 약자라는 점에서 기업은 미래에도 지속가능성(sustainability)이 있는 성장과 발전을 위하여 경제적 수익성뿐만 아니라 그 과정에서 환경을 보호하고, 사회적 공헌을 실현하며, 바람직한 지배구조를 통한 회계투명성 등을 바탕으로 경영활동을 수행하는 데 있다. 즉 ESG 경영은 환경, 사회적책임, 그리고 지배구조 개선을 통합하여 윤리경영을 준수하고 이를 지속가능하게 추진할 때 더 나은 등급을 받을 수 있다. 그러한 점에서 ESG의 특징은 종전 강조했던 지배구조뿐 아니라 지구온난화 시대에 지구의 환경을 보존하기 위한 환경 보호, 또한 주주가치의 극대화보다 공유가치의 극대화를 위한 이해관계자 중심으로의 전환에 따라 단기성과보다는 사회적 가치를 창출하는 사회적 책임기업을 강조한다. 이는 ESG의 경우 단기적 측면보다는 장기적인 관점에서 기업의 지속가능한 경쟁력을 평가하는 지표이기 때문이다. 이처럼 ESG 경영

의 특성이 기업이 세금을 납부할 때에도 ESG 경영을 구현한다면 기업은 평판과 이미지 제고를 위하여 시장에 부정적인 영향을 초래하는 조세회피 전략을 수행하기보다는 성실하게 정당한 세금을 납부할 것으로 기대할 수 있다. 이러한 맥락에서 보면, ESG 등급이 높은 기업일수록 조세 회피와는 음(-)의 관계가 예상된다.

반면, ESG 경영이 국내에서 사회적 이슈로 부상한 것은 2020년 코로나19 위기 발발 이후에 글로벌 경영환경의 시대적 변화와 지속가능한 경영 발전의 위험이 심화되면서 이로 인한 기업의 지속가능경영이 부각되던 2021년 초반에 이르러서다.<sup>7)</sup> 특히 2019년 12월 중국의 우한에서 발발한 코로나19 바이러스는 2020년 1월에 아시아를 시작으로 몇 개월만에 전 세계로 전파되어 확산되었다. 이로 인한 외생적 충격(exogenous shock)이 실물경제의 침체와 자본시장의 급락으로 이어졌고, 전 세계의 사회경제적인 큰 타격을 입혔다. 코로나19 위기인 전염병 확산을 계기로 전 세계적으로 실물경제와 학계는 과거의 그 어느 때보다도 지속가능경영에 보다 가치를 두고, ESG 경영에 대한 슬로건이 급부상하게 된다. 이에 맞물려 ESG 경영에 사회적 관심을 불러온 사건은 코로나19 팬데믹 위기라고 할 수 있다. 따라서 ESG 경영은 코로나19 이전에는 학술적 포럼과 학계에서 간헐적 관심을 가졌던 개념이고, 코로나19 이후에 들어 사회적 관심이 부각됨에 따라 기업에서도 이를 중시할 수밖에 없는 경영환경에 접어들었다. 이러한 측면에서 보면, ESG 경영이 반드시 조세회피에도 긍정적인 효과로 나타날 것으로 기대하기는 어렵다. 오히려 지속가능경영활동을 내세우는 기업이 평판과 이미지를 좋게 포장하고 기업에서 부정적인 사건이 발생하더라도 ESG 경영은 이를 희석(dilution)하려고 할 때 기업위험을 최소화하는 데 있어 보험의 역할을 제공한다(Godfrey and Hatch 2005 ; 정현아 · 유순미 2021). 또한 ESG 경영은 환경 보호와 이해관계자들을 위한 공유가치를 높이기 위한 사회적 공헌에도 신경을 써야 하므로, ESG 경영은 기업 입장에서 잠재적 비용이 많이 요구되는 활동들이라는 점에서 종전 경영활동보다 비용 증가가 더 크게 수반되므로, 더 적극적으로 조세회피를 수행할 유인도 존재한다(Davis et al. 2016 ; 김요환 2015). 더불어 ESG 등급이 높은 기업이 만일 외관상 비춰지는 평판과 이미지 제고를 위하여 환경경영과 사회적책임경영에 보다 집중하지만 이러한 전략이 위장된 그린워싱(greenwashing) 정책의 일환이라면 기업의 숨겨진 행동(hidden action)으로 조세회피행위에 적극적일 수도 있다(Velte 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022). 이상의 경우에는 ESG와 조세회피 수준 간에 양(+)의 관계가 예상된다. 본 연구는 앞서와 같은 논의에 기초하여 ESG와 조세회피 간에 음(-) 또는 양(+)의 관계가 모두 가능할 수 있다. 따라서 본 연구는 앞서와 같은 양방향의 논의가 모두 가능한 다음과 같은 가설 1을 설정한 후 경험적으로 알아본다.<sup>8)</sup>

7) 이 시점에서 IASB(국제회계기준위원회)는 2021년 1월에 들어 지속가능한 표준위원회를 출범시키고 새로운 ESG 회계기준을 제정한다는 발표를 하고, ESG 회계기준의 제정이 완료되면 기업이 산출하는 재무제표에도 ESG 공시를 예고하였다. 이에 맞추어 국내의 금융위원회도 2021년 1월 14일에 ESG와 관련된 공시의 로드맵을 발표하였다.

8) 본 연구의 중심된 사항은 가설 1보다는 다음의 가설 2에 있다. 그러나 가설 1의 경우 그동안의 선행연구

가설 1 : ESG와 조세회피 간에는 관련성이 있다.

감사인의 주요 역할은 피감기업의 재무제표와 관련 공시사항이 중요성 관점에서 공정하게, 또한 기업의 재무상황이 회계기준과 일치하는지에 관한 의견을 표명하는 데 있다. 따라서 감사인의 감사품질이나 감사노력의 증가는 신중성 관점에서 감사의견 형성에 중요하다. 감사인의 감사품질은 기업이 제공한 재무제표의 부정이나 오류를 적발할 수 있는 확률과 이를 보고할 수 있는 확률의 결합으로 정의된다(DeAngelo 1981). 전자의 경우 감사인은 감사노력을 통해 감사투입시간을 증가시킴으로써 왜곡표시를 발견할 가능성을 높일 수 있다. 국내의 경우 자유수입경쟁으로 인한 기업과 감사인 간 갑-을 관계의 형성이 충분한 감사시간 투입으로 이어지지 못한다는 우려의 목소리가 꾸준히 제기되어 왔었다. 이에 규제당국은 2017년 10월에 신외부감사법을 도입하여 2019년부터 표준감사시간제도의 시행을 통해 감사인이 적정 감사품을 유지할 수 있도록 투입해야 할 표준감사시간을 정하고 있다.<sup>9)</sup> 표준감사시간제도 도입 이후, 학계에서는 제도 도입이 감사품질의 향상으로 이어졌다는 실증적 증거를 보여주고 있다(조연주 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022 ; 심재연 외 2022 등). 예를 들어, 표준감사시간제도 도입과 관련한 감사품을 분석한 선행연구들은 표준감사시간 대비 실제감사시간이 증가할 경우(조연주 외 2022 ; 박종일 외 2023), 전년 대비 감사시간이 증가할 경우(심재연 외 2022), 전년 대비 감사보수가 증가할 경우(정아름 외 2022) 그리고 전년 대비 시간당보수가 증가할 경우(박종일 · 전규안 2022) 재량적 발생액이 억제된다는 결과를 보고하였다. 이는 감사노력을 나타내는 표준감사시간 대비 실제감사시간의 증가, 감사시간의 증가, 감사보수의 증가 및 시간당보수의 증가가 감사품을 향상시키는 데 기여한다는 증거들이다. 또한 이정희 외(2023)는 표준감사시간제도의 도입이 감사품질의 향상뿐 아니라 조세회피 감소에도 기여한다는 결과를 보고하였다.

이처럼 외부감사인이 기업의 조세회피 행위에 대해 이를 감소시킬 유인은 다음의 세 가지 측면에서 찾을 수 있다. 첫째, 기업에서 조세회피행위가 증가하면 기업은 적발가능성을 낮추기 위한 수단으로 복잡하고 불투명한 거래를 수행할 가능성이 높고, 법인세 은닉을 위한 부적절한 회

들에서는 혼재된 증거를 보였다는 점이다. 또한 가설 2의 조절효과를 살펴보기 위해서는 가설 1인 ESG와 조세회피의 관계가 최근 자료에서는 어떤 관계가 있는지를, 즉 두 변수 간에 음(-)의 관계인지 아니면 양(+)의 관계에 따라 감사노력에 기인한 조절효과의 역할 또한 이에 대한 결과해석과 논의가 달라질 수 있으므로, 첫 번째 가설인 가설 1은 ESG와 조세회피의 관계를 확인하는 의미에서 먼저 살펴볼 필요가 있다. 즉 가설 2인 ESG와 조세회피의 관계에서 감사노력에 대한 조절효과의 역할을 알아보는 데 있어 본 연구에서 사용되는 분석기간과 표본의 구성이 선행연구와는 다를 수 있으므로, 가설 1은 이러한 결과 확인이 선행될 필요가 있다.

- 9) 2017년 10월 전면 개정된 신외부감사법은 감사인의 감사품을 제고하고 투자자 등 이해관계자 보호를 위하여 감사인이 투입해야 할 표준감사시간을 한공회에서 정하도록 규정하고 있다(제16조의2). 이에 한공회는 2019년 2월 표준감사시간 규정을 제정하여 발표하고, 동 규정을 2019년 1월 1일 이후 사업연도의 재무제표부터 적용하도록 하였다.

계처리로 재무제표에 오류나 재작성의 가능성을 높일 수 있다(Balakrishnan et al. 2019). 따라서 기업의 적극적인 조세회피는 감사인의 소송위험(litigation risk)을 증가시킬 수 있다(Heninger 2001). 둘째, 조세회피의 증가는 주가폭락위험의 가능성을 높일 수 있다(Kim et al. 2011). 이는 잠재적으로 주주의 부를 감소시킨다는 점에서 기업과 감사인 모두 손실을 본 투자자들로부터 소송의 대상이 될 수 있다. 셋째, 조세회피의 증가는 기업과 주주 간의 대리인 문제를 가속화시킬 수 있고, 이로 인해 감사인의 감사위험을 증가시킬 수 있다(Kanagaretnam et al. 2016). 따라서 감사인은 조세회피의 증가를 통한 감사위험을 목표한 수준 이하로 낮추기 위해 감사노력을 늘리게 된다. 즉 감사인은 피감기업의 정보환경을 개선시키고 이후 발생할 수 있는 소송위험 등을 방지하기 위해 감사노력을 기울여 조세회피 행위를 억제하려는 유인이 존재한다.

이러한 맥락에서 표준감사시간제도의 도입 이후 감사인의 감사시간이 증가하고, 감사보수도 증가했으며, 시간당보수 역시 증가한 감사환경에서 만일 ESG와 조세회피 수준 간에 음(-)의 관계가 있다면 감사노력의 증가는 이들 관계를 강화(strengthen)시킬 것으로 예상된다. 이와 달리, 만일 ESG와 조세회피 수준 간에 양(+)의 관계가 있다면 감사노력의 증가는 이들 관계를 약화(weaken)시킬 것으로 기대될 수 있다. 이와 같은 의문을 알아보기 위해 본 연구는 양방향성 모두 가능한 다음의 가설 2를 설정하고, 이에 대해 경험적 분석을 통해 살펴보고자 한다.

가설 2 : 감사인의 감사노력이 증가하면 ESG와 조세회피의 관계에 영향을 미친다.

### III. 연구모형의 설계와 표본의 선정

#### 1. 연구모형의 설계

본 연구는 ESG와 조세회피 간에 어떤 체계적인 관계가 있는지를 먼저 살펴본 후(가설 1), 다음으로 ESG와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력의 증가가 긍정적인 조절효과의 역할을 수행하는지를 알아보는 데 있다(가설 2). 이에 대한 분석을 위해서 본 연구는 식(1)과 식(2)의 모형을 통해 검증하고자 한다.

$$\begin{aligned} TAV_t = & \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 MTB_t + \beta_4 CFO_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 RND_t \\ & + \beta_8 PPE_t + \beta_9 INTA_t + \beta_{10} AE_t + \beta_{11} BIG4_t + \beta_{12} FOR_t + \beta_{13} OWN_t + \beta_{14} DA_t \\ & + \beta_{15} NOL_t + \beta_{16} Zscore_t + \beta_{17} MKT_t + \beta_{18} IAC_t + \beta_{19} PD_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} TAV_t = & \beta_0 + \beta_1 ESG_t + \beta_2 AE_t + \beta_3 ESG_t \times AE_t + Control\ variable_t \\ & + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, *Dependent variable*

*TAV* = t년도 조세회피 측정치  
 [① DDBTD(Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 재량적 BTĐ), ② BTĐ(회계이익과 과세소득의 차이), ③ CETR(=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱함, ④ GETR(=법인세비용/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱함];

*Test variable*

*ESG* = t년도 ESG의 대응치[한국ESG기준원의 ESG 평가등급(A+, A, B+, B, C, D)을 서열순위변수(1~6)로 측정 또는 ESG 평가등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수];

*AE* = t년도 감사노력의 대응치  
 [① ASH(=(실제감사시간<sub>t</sub>-표준감사시간<sub>i</sub>)/표준감사시간<sub>i</sub>) 또는 ASHD(ASH가 양(+)이면 1, 아니면 0), ② ΔAHD(ΔAH(=(감사시간<sub>t</sub>-감사시간<sub>t-1</sub>)/감사시간<sub>t-1</sub>)를 기준으로 4분위수 중 상위(top) 25%에 해당하면 1, 아니면 0), ③ ΔAFD(ΔAF(=(감사보수<sub>t</sub>-감사보수<sub>t-1</sub>)/감사보수<sub>t-1</sub>)를 기준으로 4분위수 중 상위(top) 25%에 해당하면 1, 아니면 0), ④ ΔAFHD(ΔAFH(=(시간당보수<sub>t</sub>-시간당보수<sub>t-1</sub>)/시간당보수<sub>t-1</sub>)를 기준으로 4분위수 중 상위(top) 25%에 해당하면 1, 아니면 0)];

*ESG×AE* = t년도 ESG와 AE의 상호작용변수(interactive term);

*Control variable*

*SIZE* = t년도 총자산에 자연로그;  
*MTB* = t년도 자본의 시장가치/장부가치;  
*CFO* = t년도 영업현금흐름/기초총자산;  
*ROA* = t년도 당기순이익/기초총자산;  
*LEV* = t년도 총부채/총자산;  
*RNDS* = t년도 연구개발비/매출액;  
*PPE* = t년도 감사상각대상 유형자산/기초총자산;  
*INTA* = t년도 무형자산/기초총자산;  
*BIG4* = t년도 Big 4 회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0;  
*FOR* = t년도 외국인지분율;  
*OWN* = t년도 대주주지분율(특수관계자 고려);  
*DA* = t년도 Kothari et al.(2005) 모형의 ROA성과통제 재량적 발생액;  
*NOL* = t년도 과거 10년간의 손실발생 빈도;  
*Zscore* = t년도 재무적 제약으로 Altman(1968)의 Z-score로 측정;  
*MKT* = t년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 거래소의 유가증권기업이면 0;  
*IAC* = t년도 내부회계관리제도 감사를 받는 기업이면 1, 아니면 0;  
*PD* = t년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0;  
*ΣYD* = 연도 더미변수;  
*ΣID* = 산업 더미변수;  
*ε* = 잔차항;

편의상에 기업 i의 아래첨자는 생략함

식(1) 및 식(2)의 경우에서 종속변수는 조세회피(이하 TAV) 측정치를 나타낸다. 선행연구에 따라서는 조세회피를 측정할 때 *BTD*(book-tax differences : 회계이익과 과세소득의 차이) 계열(예로, Desai and Dharmapala(2006) 모형의 재량적 *BTD*(이하 *DDBTD*))와 *BTD*를 이용한 경우도 있고,<sup>10)</sup> *Cash ETR*(cash effective tax rates, 현금유효세율 : 이하 *CETR*)과 *GAAP ETR*(이하 *GETR*)로 측정되는 *ETR* 계열을 이용한 경우도 있다.<sup>11)</sup> 따라서 본 연구에서는 해당 주제에 대해 보다 종합적으로 살펴보기 위하여 이들 모두인 네 가지 조세회피의 대용치(proxy)를 이용한다(김선미 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). 본 연구의 가설 1과 2를 검증할 때 종속변수로 *DDBTD*와 *BTD*를 주된 검증결과로 제시하고, *CETR*과 *GETR*은 앞서와의 비교목적상에 추가분석에서 다룬다. 이러한 데에는 전술한 바와 같이 ESG와 조세회피를 다룬 선행연구들은 박종일 · 이윤정(2022)을 제외하면 조세회피 측정치로 *BTD* 계열을 주로 이용하고 있기 때문이다(Yoon et al. 2021 ; 정현아 · 유순미 2021 ; 김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). 한편, 본 연구는 ESG와 조세회피의 관계를 살펴본 선행연구처럼 이들 모두 당기를 기준으로 측정하였다(김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). 또한 *BTD* 계열과 달리, *ETR* 계열의 경우에는 앞서와 일관된 해석을 위하여 (-1)을 곱하여 분석한다(강정연 · 고종권 2014 ; 박종일 · 이윤정 2022 등). 따라서 본 연구에서 TAV에 해당하는 *DDBTD*, *BTD*, *CETR* 및 *GETR*의 값이 클수록 기업에서의 조세회피 성향이 높은 것으로 해석한다.

가설 1의 경우 관심변수는 식(1)의 모형에서 ESG이다. 본 연구에서는 ESG와 조세회피의 관계를 분석한 선행연구들처럼 ESG의 대용치를 KCGS에서 평가한 ESG 등급을 이용하였다. KCGS에서 ESG 등급은 투명한 지배구조(governance)와 함께 환경경영(environment responsibility)과 사회책임경영(social responsibility)을 위하여 노력하는 경우 지속가능경영을 추구하는 기업으로 평가된다. 이에 KCGS에서는 상장기업에 대하여 ESG 등급을 평가하고 있으며, 총 6등급으로 구성

10) 본 연구에서 *DDBTD*를 추정하기 위한 Desai and Dharmapala(2006) 모형은 식(3)과 같다. 식(3)은 산업-연도별 횡단면 자료를 이용하여 OLS 회귀분석을 통해 개별기업의 잔차( $\varepsilon$ ) 값이 추정된다. 추정된 잔차 값이 재량적 *BTD*인 *DDBTD*이다. 본 연구는 과세소득을 선행연구의 방법처럼 추정과세소득을 이용하였다(김선미 외 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022 ; 김용기 외 2022).

$$BTD/A_{t-1} = \beta_1(TA/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서,

$BTD$  = t년도 세전이익-추정과세소득 ;

$TA$  = t년도 당기순이익-영업현금흐름 ;

$A$  = t년도 총자산 ;

$\varepsilon$  = 잔차항 ;

11) 본 연구에서 *CETR*은 법인세부담액을 법인세비용차감전순이익으로 나눈 값이고, *GETR*은 법인세비용을 법인세비용차감전순이익으로 나눈 값이다. 또한 법인세부담액은 선행연구처럼 법인세비용에 이연법인세자산 변동액은 가산하고, 이연법인세부채 변동액은 차감하여 계산된다(기은선 2012 ; 김선미 외 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022).

된다(예, A+, A, B+, B, C, D).<sup>12)</sup> 따라서 본 연구는 선행연구의 방법에 따라 ESG 등급에 대하여 가장 높은 등급(A+)에 6을, 가장 낮은 등급(D)에 1을 부여한 서열등급변수로 측정하고, 또한 ESG 등급이 B+ 이상이면 ESG 등급이 우수한 기업으로 간주하여 1을, 아니면 0인 더미변수로도 측정하였다(신상이 · 박종일 2020 ; 마희영 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022).<sup>13)</sup> 본 연구에서 전자인 서열순위변수로 측정한 경우를 RESG로 지칭하고, 후자인 더미변수로 측정된 경우를 DESG로 지칭한다. 또한 ESG의 각 구성요소(E, S, G)도 앞서와 동일한 절차에 따라 측정하였다.<sup>14)</sup> 따라서 만일 가설 1의 경우 ESG와 조세회피 수준 간에 음(-)의 관계가 있다면 식(1)의 관심변수 ESG는 종속변수 TAV(예로, DDBTD, BT, CETR, GETR)에 대해 유의한 음(-)의 계수값을 가질 것이다( $\beta_1 < 0$ ). 그렇지 않고 만일 ESG와 조세회피 수준 간에 양(+)의 관계가 있다면 식(1)의 관심변수 ESG는 종속변수 TAV에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 가질 것이다( $\beta_1 > 0$ ).

가설 2의 관심변수는 식(2)의 모형에서 상호작용변수에 해당하는  $ESG \times AE$ 이다. 여기서 AE는 감사인의 감사노력(audit effort) 또는 감사품질을 나타내는 대용치(proxy)이다. 본 연구는 AE의 대용치로 네 가지를 이용하였다. 구체적으로, ① 표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율(이하 ASH), ② 전년 대비 감사시간의 증가율( $\Delta AH$ ), ③ 감사보수의 증가율( $\Delta AF$ ) 그리고 ④ 시간당보수의 증가율( $\Delta AFH$ )이다. 특히 본 연구의 가설 2에서 감사노력(AE)의 대용치는 표준감사시간제도 도입 이후 AE와 감사품질 사이에 양(+)의 관련성을 보고한 선행연구들에 기초하여 설정한 것이다.<sup>15)</sup> 본 연구는 이중 ASH를 이용한 경우를 가설 2의 주된 사항으로 다루고, 나머지  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ 를 이용한 경우는 추가분석으로 다룬다. 먼저 본 연구는 ASH의 측정을 위하여 선행연구인 박종일 외(2023)의 방법에 따라 사업보고서에 공시된 감사계약내역(예, 표준감사시간)과 실제수행내역(예, 실제감사시간)의 각 감사시간 자료를 직접 수집하여 측정하였다. 즉 ASH는 실제수행내역의 실제감사시간에서 감사계약내역의 표준감사시간을 차감한 후 다시 표준감사시간으로 나눈 비율 값이다. 한편, 본 연구에서 가설 2의 관심변수( $ESG \times AE$ )에 대해서는

12) KCGS의 경우 ESG 등급이 7등급으로 구성된다고 설명하고 있으나, 실제 표본에서 S 등급은 존재하지 않았다. 따라서 본 연구는 선행연구의 방법을 준용하여 1~6 사이의 값으로 서열순위변수를 부여하였다(신상이 · 박종일 2020 ; 마희영 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022).

13) 신상이 · 박종일(2020)의 연구는 KCGS 자료를 분석할 때 서열순위변수로 분석한 반면, 마희영(2020) 및 박종일 · 이윤정(2022)은 ESG 등급이 A+, A, B+이면 지배구조가 우수한 기업으로 보아 1, 아니면 0인 더미변수 형태로 분석하였다. 본 연구는 이들 방법 모두를 이용한다.

14) 즉 본 연구에서는 서열순위변수로 측정한 환경경영(E), 사회적책임경영(S), 지배구조(G)를 각각 Renv, Rsoc, Rgov로 칭하고, 더미변수로 측정된 경우를 각각 Denv, Dsoc, Dgov로 지칭한다.

15) 예를 들어, 조연주 외(2022) 및 박종일 외(2023)는 표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율(ASH)이 높을수록 감사품질(재량적 발생액)이 제고되며, 이정희 외(2023)는 ASH와 조세회피 간에 음(-)의 관계를 보고하였다. 또한 선행연구들은 표준감사시간제도 도입 이후 증가한 감사시간 또는 감사보수 그리고 시간당 보수가 증가할수록 감사품질이 향상된다는 결과를 보고하였다(심재연 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일 · 전규안 2022). 이러한 선행연구에 기초하여 본 연구는 감사노력의 대용치로  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ 를 측정한 것이다.

변수 간의 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 식(1)의 ESG와 AE와 달리, 식(2)의 모형에서 ESG와 AE를 모두 더미변수로 측정하였다. 예를 들어,  $ESG \times AE$ 에서 ESG는 DESG를 이용하고, AE의 대용치가 ASH일 때는 ASHD를 이용한다. 여기서 ASHD는 ASH가 양(+)의 값이면 1, 아니면 0인 더미변수이다(박종일 외 2023). 즉 식(2)에서  $DESG \times ASHD$ 의 상호작용변수가 가설 2의 관심변수이다. 만일 ESG와 조세회피의 관계가 감사인의 감사노력에 따라 긍정적인 조절 효과의 역할을 한다면, 즉 감사인이 표준감사시간보다 실제감사시간이 더 증가하면 그렇지 않은 경우보다 조세회피가 악화될 것으로 기대된다. 따라서 식(2)의 관심변수인  $DESG \times ASHD$ 는 유의한 음(-)의 값이 기대된다( $\beta_3 < 0$ ).<sup>16</sup> 또한 본 연구의 추가분석의 경우 AE에 대한 대용치로 ASH 대신 전년 대비 감사시간의 증가율( $\Delta AH$ ), 감사보수의 증가율( $\Delta AF$ ) 및 시간당보수의 증가율( $\Delta AFH$ )을 이용한다. 여기서  $\Delta AH$ 는 당기 실제감사시간에서 전기 실제감사시간을 차감한 후 전기 실제감사시간으로 나눈 값이고,  $\Delta AF$ 는 당기 실제감사보수에서 전기 실제감사보수를 차감한 후 전기 실제감사보수로 나눈 값이며,  $\Delta AFH$ 는 당기 시간당보수(=감사보수/감사시간)에서 전기 시간당보수를 차감한 후 전기 시간당보수로 나눈 값이다.  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$  및  $\Delta AFH$ 의 경우 상호작용변수( $ESG \times AE$ )를 구성할 때 앞서와 같이 본 연구는 더미변수로 구성하였다. 예를 들어,  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ 를 기준으로 각각 4분위수(quartile)로 나눈 후 상위 1분위수(top 25%) 집단에 속하면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 이들 더미변수를 본 연구에서는 각각  $\Delta AHD$ ,  $\Delta AFD$ ,  $\Delta AFHD$ 로 칭한다. 따라서 만일 감사시간의 증가, 감사보수의 증가, 시간당보수의 증가에 따라 ESG와 TAV의 관계에 긍정적인 조절 효과의 역할을 한다면 식(2)의 관심변수  $DESG \times \Delta AHD$ ,  $DESG \times \Delta AFD$ ,  $DESG \times \Delta AFHD$ 는 종속변수 TAV에 대해 각각 유의한 음(-)의 관계로 나타날 것으로 기대된다( $\beta_3 < 0$ ).

본 연구의 통제변수는 ESG와 조세회피의 관계를 분석한 김용기 외(2022)와 박종일·이윤정(2022), 또한 감사품질과 조세회피의 관계를 살펴본 이정희 외(2023)에 기초하여 설정하였다. 우선 김용기 외(2022)는 통제변수로 기업규모(SIZE), 자본의 장부가치 대비 시장가치(MTB), 영업 현금흐름(CFO), 총자산이익률(ROA), 부채비율(LEV), 매출액 대비 연구개발비(RND), 총자산 대비 유형자산비율(PPE), 총자산 대비 무형자산비율(INTA)을 연구모형에 고려하였다.<sup>17</sup> 추가로 박종일·이윤정(2022)은 조세회피에 영향을 미치는 통제변수에 외국인지분율(FOR), 대주주지분율(OWN), 재량적 발생액(DA),<sup>18</sup> 이월결손금(NOL), 재무적 제약(Zscore), 시장유형(MKT)를

16) 만일 가설 1의 검증결과에서 ESG와 조세회피가 유의하게 음(-)의 관계이고 가설 2의 관심변수  $DESG \times ASHD$ 가 유의하게 음(-)의 관계로 나타나면 이런 경우는 ESG와 조세회피의 음(-)의 관계가 감사노력에 따라 강화되는 결과이고, 그렇지 않고 만일 가설 1의 검증결과에서 ESG와 조세회피가 유의하게 양(+)의 관계이고 가설 2의 관심변수  $DESG \times ASHD$ 가 유의하게 음(-)의 관계로 나타나면 이런 경우는 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 감사노력에 따라 악화되는 결과일 것이다.

17) 조세회피에 영향을 미치는 통제변수로 SIZE, MTB, CFO, ROA, LEV, RND, PPE, INTA를 고려한 이유에 대한 설명은 지면상 김용기 외(2022)의 연구를 참조하기 바란다(pp.62-63).

18) 본 연구에서 DA는 Kothari et al.(2005) 모형의 ROA 성과통제 재량적 발생액을 이용하였다. 본 연구는

고려하였다.<sup>19)</sup> 또한 본 연구는 이정희 외(2023)에 따라 대형회계법인 여부(BIG4)를, 조연주 외(2022)의 방법과 유사하게 감사품질 제고를 위해 시행된 또 다른 제도의 영향을 통제하기 위하여 내부회계관리제도 감사여부(IAC)<sup>20)</sup>와 주기적 감사인 지정여부(PD)<sup>21)</sup>를 추가로 고려하였다. 더불어 연도와 산업 간 차이에 기인한 고정효과를 통제하기 위하여 연도더미( $\Sigma YD$ )와 산업더미( $\Sigma IND$ )를 고려하였다. 변수의 정의와 구체적인 측정에 대해서는 식(2)의 하단에 보고하였다. 한편, 본 연구는 식(1) 및 식(2)의 모형에 대해 OLS 회귀분석의 수행시 개별기업 수준의 클러스터링을 조정한 t 값으로 살펴본다.

## 2. 표본의 선정

본 연구는 분석기간 2018년부터 2022년까지 한국거래소에 상장된 기업(유가증권 및 코스닥) 중 다음과 같은 조건을 만족하는 경우를 표본의 대상으로 선정하였다. (1) 금융업에 속하지 않은 12월 결산기업, (2) 금융감독원의 전자공시시스템에서 2020년부터 2022년까지 사업보고서에 공시된 감사계약내역과 실제수행내역에서 감사보수와 감사시간 자료가 모두 수집가능한 기업, (3) 한국ESG기준원에서 ESG 등급을 산출한 기업, (4) NICE평가정보(주)에서 제공하는 KISVALUE로부터 분석에 필요한 재무자료, 주가, 외국인지분율 등의 자료가 입수 가능한 기업, (5) (사)한국상장회사협의회에서 제공하는 TS2000으로부터 감사시간, 감사보수 및 대주주지분율이 있는 기업, (6) 연도별로 세전이익, 추정과세소득 그리고 ETR 값이 모두 양(+)인 기업, (7) 실제 총감사시간이 100시간 이상이고, 또한 총감사보수가 1천만원 이상인 기업, (8) 자본잠식이 아닌 기업 등이다.

본 연구에서 분석기간을 2018년부터 2022년까지로 선정한 것은 가설 2의 분석상에 ASH의 측정과 관련이 있다. 즉 사업보고서상의 감사계약내역과 실제수행내역의 구분기재가 2020년부터 공시되기 시작했으며, 이들에서 구분기재된 감사보수와 감사시간 자료가 공시될 때 과거 3개

---

박종일·전규안(2018)의 연구를 참고하여 추정하였다. ROA성과가 통제된 DA의 연구모형식은 지면상 앞서의 선행연구를 참조하기 바란다(p.26).

- 19) 박종일·이윤정(2022)은 소유구조가 조세회피에 미치는 영향을 통제하기 위하여 FOR와 OWN을, 이익조정이 높은 기업이 조세회피에도 적극적인일 수 있어 DA를, 이월결손금이 발생한 기업은 조세회피 수준이 낮을 수 있어 NOL를, 재무적 제약에 처한 기업은 조세회피 성향이 높으므로 이를 통제하기 위하여 Zscore를, 시장 간 차이를 통제하기 위하여 MKT를 모형에 고려하였다. 본 연구는 NOL를 선행연구에 따라 과거 10년간 손실이 발생한 빈도로 측정하였다(박종일·이윤정 2022).
- 20) 내부회계관리제도 감사의 시행은 직전연도 자산규모별로 2019년부터 단계적으로 시행되었다. 즉 직전연도 자산규모가 2조원 이상인 기업은 2019년부터, 직전연도 자산규모가 5천억원 이상~2조원 미만은 2020년부터, 그리고 직전연도 자산규모가 1천억원 이상~5천억원 미만은 2022년부터 내부회계관리제도 감사가 시행되었다. 강민지·배성호(2022)는 내부회계관리제도 검토에서 감사의 시행은 감사인의 감사시간과 감사보수 모두를 증가시킨다는 결과를 보고하였다.
- 21) 주기적 감사인 지정제는 2020년부터 도입되었다. 본 연구는 주기적 감사인 지정명단을 대형 회계법인을 통해서 직접 수집하였다. 선행연구에서는 주기적 감사인 지정제의 도입 이후 감사인의 감사시간뿐 아니라 감사보수 모두가 증가한다는 결과를 보고하였다(김현정·유승원 2022).

년도(예로, 2018–2020년)로 공시되고 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 2020년부터 2022년까지 금융감독원 전자공시시스템(DART)을 통해 이들 자료를 수작업으로 수집하였다. 특히 본 연구에서 ASH의 측정을 위해서는 감사계약내역과 실제수행내역상에 각 감사시간이 모두 보고된 기업이 분석대상이다. 또한 본 연구는 한국ESG기준원의 홈페이지에서 ESG 등급 자료를 공시한 기업을 대상으로 분석한다. 다음으로, 본 연구는 금융업과 12월 결산이 아닌 기업은 분석에서 제외한다(조건 (1)). 또한 연구모형의 식(1)–식(2)에 필요한 재무자료, 회계법인, 외국인지분율 및 대주주지분율 자료는 KISVALUE 및 TS2000 데이터베이스에서 추출하였다(조건 (4)–(5)). 나머지 조건 (6)–(8)은 선행연구에서의 표본에 대한 선정 조건을 준용한 것이다. 예를 들어, 조건 (6)의 경우 선행연구들은 BTD를 분석할 때 회계이익과 과세소득이 모두 양(+)인 기업을 대상으로 하며(박종일 외 2009 ; 강주훈 · 최미화 2010), ETR을 분석할 때 세전이익이 음(–)이면 그 경제적 해석이 어렵기 때문에 세전이익 및 ETR 값이 양(+)인 기업을 대상으로 분석한다(Guenther et al. 2017). 또한 조건 (7)의 경우 선행연구들은 감사시간과 감사보수를 이용하여 분석할 때 총감사시간이 100시간 미만이거나 총감사보수가 1천만원 미만이면 극단치로 간주하여 표본에서 제외한다(권수영 · 기은선 2011 ; 박종일 · 전규안 2022).<sup>22)</sup> 그리고 조건 (8)의 경우 자본이 잠식된 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮으므로 제외한다(박성원 외 2014 ; 박종일 · 이윤정 2022). 이상의 조건들을 모두 만족하는 최종표본은 분석기간 2018년–2022년의 경우 2,379개 기업/연 자료였다. 한편, 본 연구는 식(1)–식(2)의 모형에서 변수 중 자연로그를 취한 경우와 더미 변수를 제외하고 나머지에 대해서는 변수의 상하 1%에서 조정 후 분석하였다.<sup>23)</sup>

표본의 산업별 분포는 아래의 <표 1>에 나타내었다. 지면관계상 산업 분류는 대분류로 제시하였다. 하지만 본 연구의 실증분석에서 산업 분류는 중분류를 기준으로 수행되었다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

| Industry | N     | %      |
|----------|-------|--------|
| 제조업      | 1,499 | 63.0%  |
| 건설업      | 98    | 4.1%   |
| 도매 및 소매업 | 170   | 7.1%   |
| 서비스업     | 483   | 20.3%  |
| 기타       | 129   | 5.4%   |
| 합계       | 2,379 | 100.0% |

주) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

22) 본 연구에서 가설 2의 관심변수  $ESG \times AE$ 에서 AE가  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ 의 경우에는 변동변수로 측정하기 위해서는 전년도 감사시간과 감사보수가 계산에 필요하므로, 실제 자료의 이용은 2017년부터 2022년까지이다. 이들 자료는 TS2000 데이터베이스를 이용하여 추출하였다.

23) 다만, 종속변수 중 CETR과 GETR의 경우는 선행연구에 따라 [0, 1] 사이로 조정 후 분석에 이용하였다(Dyreg et al. 2008 ; 박종일 · 이윤정 2022).

<표 1>을 보면, 산업 중 제조업에 속한 산업이 표본에서 가장 많고(63%), 다음이 서비스업(20.3%)이며, 나머지 도매 및 소매업(7.1%), 기타(5.4%), 건설업(4.1%) 순으로 나타났다.

<표 2>에는 표본에 대한 ESG 등급의 분포와 ESG의 구성인 E(환경경영), S(사회적책임경영), 그리고 G(기업지배구조)의 각 등급에 대한 평균 분포를 보고하였다. <표 2>를 보면, ESG 등급에서 A+ 등급은 분포상에 0.7%로 가장 적고, C 등급이 30.6%로 가장 많다. 다음이 B(23.7%), B+(16.7%), D(15.6%), A(12.7%) 순으로 나타났다. 한편, A+와 A의 합은 전체에서 13.4%이고, A+, A, B+의 합은 30.1%로 전체의 30% 정도로 나타난다. 따라서 본 연구는 박종일·이윤정(2022)의 방법을 준용하여 ESG를 더미변수로 측정할 때 B+ 이상이면 ESG 등급이 상대적으로 우수한 기업으로 보아 가설 2의 관심변수  $ESG \times AE$ 의 상호작용변수를 분석할 때 이를 고려한다. 또한 E, S, G 등급의 경우도 앞서와 같은 방법으로 B+ 이상이면 우수한 등급으로 더미변수를 구성할 때 고려한다. 각 E, S, G의 등급의 경우 B+ 이상의 분포는 전체의 24.5%, 40.9%, 41.5%로 나타났다.

<표 2> 표본의 ESG 및 그 구성의 분포

| 평가등급 | ESG   |       | E     |       | S     |       | G     |       |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|      | N     | %     | N     | %     | N     | %     | N     | %     |
| A+   | 17    | 0.7%  | 11    | 0.5%  | 214   | 9.0%  | 23    | 1.0%  |
| A    | 301   | 12.7% | 207   | 8.7%  | 315   | 13.2% | 260   | 10.9% |
| B+   | 396   | 16.7% | 363   | 15.3% | 445   | 18.7% | 704   | 29.6% |
| B    | 565   | 23.7% | 467   | 19.6% | 477   | 20.1% | 786   | 33.0% |
| C    | 729   | 30.6% | 591   | 24.8% | 622   | 26.1% | 421   | 17.7% |
| D    | 371   | 15.6% | 740   | 31.1% | 306   | 12.9% | 185   | 7.8%  |
| 합계   | 2,379 | 100%  | 2,379 | 100%  | 2,379 | 100%  | 2,379 | 100%  |

주1) ESG의 분류는 한국ESG기준원의 분류기준을 따름.

주2) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

<표 3>에는 가설 2의 관심변수인  $ESG \times AE$ 의 상호작용변수에서 AE로 이용되는 ASH(표준 감사시간 대비 실제감사시간 비율)의 연도별 분포를 나타내었다. 연도별로 ASH의 평균은 모두 양(+)의 값을 보이며, 분석기간(2018년-2022년)의 평균은 0.038이다. 이는 평균적으로 감사인의 경우 사전에 정한 표준감사시간보다 실제 감사수행상에 실제감사시간의 투입 비중이 더 많다는 것을 나타낸다. 또한 ASHM(ASH가 영(0) 이상이면 1, 아니면 0)는 분석기간(2018년-2022년) 평균이 0.734로 높다.<sup>24)</sup> 이는 감사인이 사전에 정한 표준감사시간을 감사과정에서 준

24) 반면, ASH를 측정할 때 표준감사시간을 추정하여 분석한 이정희 외(2023)는 분석기간(2015년-2019년)에 대한 ASH의 평균이 -0.071로 음(-)의 수치 값을 보고하고 있어 본 연구에서 사업보고서상에

수하는 비율이 평균 73.4%임을 나타내므로, 대략 3/4 정도에서 실제감사시간이 표준감사시간과 일치하거나 초과하는 것으로 나타났다. 특히 2018년의 ASHM이 0.879로 가장 높고, 이후 기간으로 갈수록 점차 낮아지는 패턴이다. 한편, ASHM의 비율을 반대로 해석하면, 분석기간 중 대략 26.6%(=1-0.734)에서 감사인은 실제감사시간이 표준감사시간에 미달한 것으로 나타난다. 실제감사시간이 표준감사시간보다 현저히 미달한 경우에는 규제당국의 사후감리의 대상이 될 수 있다.

또한 ASHD(ASH가 양(+) 이상이면 1, 아니면 0)는 분석기간(2018년-2022년) 평균이 0.498로 나타나 대략 절반의 기업에서 실제감사시간이 표준감사시간을 초과하였다. 특히 연도별 분포에서는 ASHD가 2018년과 2019년은 0.368과 0.397로 40% 미만이나, 2020년 이후부터는 50%를 약간 상회하는 것으로 나타났다. 이는 감사인의 감사노력이 시간경과에 따라 점차 증가하는 추이를 보여준다.

〈표 3〉 ASH의 연도별 분포

| Variable | 2018  | 2019  | 2020  | 2021  | 2022  | 2018-2022 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-----------|
| ASH      | 0.052 | 0.039 | 0.056 | 0.020 | 0.030 | 0.038     |
| ASHM     | 0.879 | 0.826 | 0.774 | 0.646 | 0.617 | 0.734     |
| ASHD     | 0.368 | 0.397 | 0.593 | 0.544 | 0.548 | 0.498     |
| N        | 356   | 476   | 442   | 528   | 577   | 2,379     |

주1) 변수의 정의 :  $ASH = (\text{실제감사시간} - \text{표준감사시간}) / \text{표준감사시간}$ , 여기서 실제감사시간은 사업보고서에 공시된 실제수행내역의 감사시간이고, 표준감사시간은 사업보고서에 공시된 감사계약내역의 감사시간임 ;  $ASHM = ASH$ 가 영(0) 이상이면 1, 아니면 0 ;  $ASHD = ASH$ 가 양(+)이면 1, 아니면 0임. 표에 보고된 수치는 평균에 해당함.

주2) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

공시된 표준감사시간을 이용한 경우와는 차이가 있다. 또한 이정희 외(2023)에서 ASHM의 평균이 0.323인 반면, 본 연구에서 공시된 자료로 계산된 ASHM의 평균이 0.734로 앞서와 비교하면 분포상에 상당한 차이가 존재한다. 즉 이정희 외(2023)는 추정된 ASHM이 조세회피와 음(-)의 관계를 보고하고 있으나, 실제치를 이용할 경우 ASHM은 표본의 평균이 절반 이상이므로, 의미 있는 집단 구분을 만들기 어렵다. 따라서 본 연구는 가설 2의 관심변수( $ESG \times AE$ )에서 조절효과에 해당하는 AE(감사노력)에 대한 더미변수를 추정할 때 ASHM 대신 표본의 평균이 절반 이하인 ASHD(평균 0.498)를 이용한다.

## IV. 실증분석의 결과

### 1. 기술통계

<표 4>에는 연구모형에 이용되는 변수들의 기초통계량을 보고하였다. 먼저 종속변수(TAV)의 대용치 중 LTD 계열에 해당하는 DDBTD(Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 재량적 LTD)의 평균(중위수)이 0.001(0.001)이고, LTD(회계이익과 과세소득의 차이)는 0.003(0.002)이다. 또한 ETR 계열에 해당하는 당기 CETR(현금유효세율)의 평균(중위수)이 0.268(0.224)이고, GETR(GAAP 유효세율)은 0.239(0.226)로 나타나 GETR이 CETR에 비해 좀더 낮았다. 이는 표본에서 상장기업들은 세전이익 대비 법인세부담액이 평균 26.8%이고, 법인세비용이 23.9%임을 의미한다. 앞서 전술한 바와 같이 이후 분석에서는 CETR과 GETR에 대해서는 (-1)을 곱하여 분석한다.

가설 1의 관심변수인 지속가능경영을 나타내는 지표인 RESG(서열순위변수로 측정)의 평균(중위수)은 2.823(3)이고, 그 구성인 Renv(환경경영), Rsoc(사회적 책임경영), Rgov(기업지배구조)의 각 경우는 2.585(2), 3.203(3), 3.211(3)로 나타나 Rgov, Rsoc, Renv 순으로 등급의 평균이 높게 나타났다. 또한 서열순위변수 대신 더미변수(B+ 이상이면 1, 아니면 0)로 측정한 DESG의 평균은 0.3이고, 그 구성인 Denv, Dsoc, Dgov의 경우에서 B+ 이상의 우수한 등급을 고려하면 이들이 표본에서 차지하는 비중은 각각 24.4%, 40.9%, 41.5%이다.

앞서 살펴본 ASH(표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율)의 평균이 0.038이고, 이들 분포가 양(+) 이상인 경우인 ASHD의 평균은 0.498이다.<sup>25)</sup> 한편, AE의 대용치로 추가분석에 이용되는 또 다른 감사노력의 대용치인 ΔAH(전년 대비 실제감사시간의 증감율)의 평균(중위수)이 0.165(0.079)이고, ΔAF(전년 대비 실제감사보수의 증감율)는 0.270(0.143)이며, ΔAFH(전년 대비 실제시간당보수의 증감율)는 0.107(0.050)로 나타났다. 즉 2019년 표준감사시간제도의 도입 이후에서 전년 대비 감사시간, 감사보수 및 시간당보수가 평균적으로 모두 증가한 것으로 나타났다. 특히 감사시간의 증가보다 감사보수의 증가가 더 높게 나타나는 경향을 보인다. 지면상 보고하지는 않았으나, ΔAH, ΔAF, ΔAFH가 양(+)인 경우는 각각 0.767, 0.923, 0.641이다. 이는 2019년 표준감사시간제도의 도입으로 전년 대비 감사시간, 감사보수 및 시간당보수의 증가율 모두가 50% 이상을 상회한다는 점에서 ESG×AE의 상호작용변수에 대한 더미변수를 고려할 때 본 연구는 중위수보다는 4분위수를 이용한다. 따라서 4분위수로 측정된 ΔAHD, ΔAFD, ΔAFHD의 각 평균은 모두 0.25이다.

25) 지면상 표에 보고하지는 않았으나, 표본에서 감사계약내역의 감사시간(표준감사시간)의 평균은 3.906 시간이고, 실제수행내역의 감사시간(실제감사시간)의 평균은 3.999시간이었다.

〈표 4〉 변수의 기술통계량

| Variable     | N     | 평 균    | 중위수    | 표준편차  | 최솟값    | 최댓값    |
|--------------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| 종속변수         |       |        |        |       |        |        |
| <i>DDBTD</i> | 2,379 | 0.001  | 0.001  | 0.041 | -0.165 | 0.267  |
| <i>BTD</i>   | 2,379 | 0.003  | 0.002  | 0.043 | -0.135 | 0.204  |
| <i>CETR</i>  | 2,379 | 0.268  | 0.224  | 0.223 | 0      | 1      |
| <i>GETR</i>  | 2,379 | 0.239  | 0.226  | 0.179 | 0      | 1      |
| H1의 관심변수     |       |        |        |       |        |        |
| <i>RESG</i>  | 2,379 | 2.823  | 3      | 1.279 | 1      | 6      |
| <i>Renv</i>  | 2,379 | 2.585  | 2      | 1.325 | 1      | 6      |
| <i>Rsoc</i>  | 2,379 | 3.203  | 3      | 1.504 | 1      | 6      |
| <i>Rgov</i>  | 2,379 | 3.211  | 3      | 1.124 | 1      | 6      |
| <i>DESG</i>  | 2,379 | 0.300  | 0      | 0.458 | 0      | 1      |
| <i>Denv</i>  | 2,379 | 0.244  | 0      | 0.430 | 0      | 1      |
| <i>Dsoc</i>  | 2,379 | 0.409  | 0      | 0.492 | 0      | 1      |
| <i>Dgov</i>  | 2,379 | 0.415  | 0      | 0.493 | 0      | 1      |
| H2의 조절변수     |       |        |        |       |        |        |
| <i>ASH</i>   | 2,379 | 0.038  | 0      | 0.119 | -0.264 | 0.550  |
| <i>ASHD</i>  | 2,379 | 0.498  | 0      | 0.500 | 0      | 1      |
| <i>ΔAH</i>   | 2,379 | 0.165  | 0.079  | 0.287 | -0.333 | 1.400  |
| <i>ΔAF</i>   | 2,379 | 0.270  | 0.143  | 0.407 | -0.483 | 2.313  |
| <i>ΔAFH</i>  | 2,379 | 0.107  | 0.050  | 0.292 | -0.504 | 1.606  |
| 통제변수         |       |        |        |       |        |        |
| <i>SIZE</i>  | 2,379 | 27.208 | 26.917 | 13847 | 23.652 | 33.192 |
| <i>MTB</i>   | 2,379 | 1.484  | 0.956  | 1.462 | 0.282  | 8.008  |
| <i>CFO</i>   | 2,379 | 0.065  | 0.056  | 0.077 | -0.155 | 0.361  |
| <i>ROA</i>   | 2,379 | 0.059  | 0.041  | 0.059 | -0.007 | 0.361  |
| <i>LEV</i>   | 2,379 | 0.349  | 0.353  | 0.186 | 0.027  | 0.749  |
| <i>RND</i>   | 2,379 | 0.014  | 0      | 0.031 | 0      | 0.182  |
| <i>PPE</i>   | 2,379 | 0.248  | 0.233  | 0.186 | 0.001  | 0.766  |
| <i>INTA</i>  | 2,379 | 0.018  | 0.007  | 0.032 | 0      | 0.199  |

〈표 4〉 변수의 기술통계량 (계속)

| Variable      | N     | 평 균    | 중위수    | 표준편차  | 최솟값    | 최댓값    |
|---------------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| 기타 변수         |       |        |        |       |        |        |
| <i>BIG4</i>   | 2,379 | 0.588  | 1      | 0.492 | 0      | 1      |
| <i>FOR</i>    | 2,379 | 0.118  | 0.069  | 0.129 | 0      | 0.559  |
| <i>OWN</i>    | 2,379 | 0.449  | 0.454  | 0.155 | 0.111  | 0.786  |
| <i>DA</i>     | 2,379 | -0.001 | -0.001 | 0.066 | -0.341 | 0.396  |
| <i>NOL</i>    | 2,379 | 1.237  | 0      | 1.748 | 0      | 9      |
| <i>Zscore</i> | 2,379 | -1.202 | -1.161 | 0.606 | -3.161 | -0.132 |
| <i>MKT</i>    | 2,379 | 0.148  | 0      | 0.355 | 0      | 1      |
| <i>IAC</i>    | 2,379 | 0.451  | 0      | 0.498 | 0      | 1      |
| <i>PD</i>     | 2,379 | 0.188  | 0      | 0.391 | 0      | 1      |

주1) 변수 정의 : *DDBTD*=*t*년도 Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 재량적 *BTD* ; *BTD*=*t*년도 세전이익과 추정과세소득의 차이/기초총자산 ; *CETR*=*t*년도 법인세부담액/법인세비용차감전순이익 ; *GETR*=*t*년도 법인세비용/법인세비용차감전순이익 ; *RESG*=*t*년도 한국ESG기준원(KCGS)에서 평가한 ESG 등급(A+, A, B+, B, C, D)을 서열순위변수(1~6)로 측정 ; *Renv*=*t*년도 KCGS에서 평가한 E(환경경영) 등급을 서열순위변수(1~6)로 측정 ; *Rsoc*=*t*년도 KCGS에서 평가한 S(사회적책임경영) 등급을 서열순위변수(1~6)로 측정 ; *Rgov*=*t*년도 KCGS에서 평가한 G(지배구조) 등급을 서열순위변수(1~6)로 측정 ; *DESG*=*t*년도 ESG 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0 ; *Demv*=*t*년도 E 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0 ; *Dsoc*=*t*년도 S 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0 ; *Dgov*=*t*년도 G 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0 ; *ASH*=*t*년도 (실제감사시간-표준감사시간)/표준감사시간, 여기서 실제감사시간은 사업보고서의 실제수행내역의 감사시간이고, 표준감사시간은 사업보고서의 감사계약내역의 감사시간임 ; *ASHD*=*t*년도 *ASH*가 양(+)이면 1, 아니면 0 ;  $\Delta AH = t$ 년도 ( $감사시간_t - 감사시간_{t-1}$ )/ $감사시간_{t-1}$  ;  $\Delta AF = t$ 년도 ( $감사보수_t - 감사보수_{t-1}$ )/ $감사보수_{t-1}$  ;  $\Delta AFH = t$ 년도 ( $시간당보수_t - 시간당보수_{t-1}$ )/ $시간당보수_{t-1}$ , 여기서 시간당보수는 감사보수를 감사시간으로 나눈 비율 ; *SIZE*=*t*년도 총자산에 자연로그 ; *MTB*=*t*년도 자본의 시장가치/장부가치 ; *CFO*=*t*년도 영업현금흐름/기초총자산 ; *ROA*=*t*년도 당기순이익/기초총자산 ; *LEV*=*t*년도 총부채/총자산 ; *RND*=*t*년도 연구개발비/매출액 ; *PPE*=*t*년도 감가상각대상 유형자산/기초총자산 ; *INTA*=*t*년도 무형자산/기초총자산 ; *BIG4*=*t*년도 Big 4 회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0 ; *FOR*=*t*년도 외국인지분율 ; *OWN*=*t*년도 대주주 지분율(특수관계자 고려) ; *DA*=*t*년도 Kothari et al.(2005) 모형의 ROA성과통제 재량적 발생액 ; *NOL*=*t*년도 과거 10년간의 손실발생 빈도 ; *Zscore*=*t*년도 재무적 제약으로 Altman(1968)의 Z-score로 측정 ; *MKT*=*t*년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 거래소의 유가증권기업이면 0 ; *IAC*=*t*년도 내부회계관리제도 감사를 받는 기업이면 1, 아니면 0 ; *PD*=*t*년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0임.

주2) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

통제변수 중 *SIZE*(총자산)의 평균(중위수)이 27.208(26.917)이고, 자연로그를 취하기 전의 값은 2,892,165(489,436)백만원이다. *MTB*(자본의 시장가치/장부가치)의 평균(중위수)은 1.484(0.956)

로 평균에서는 자본의 장부가치보다 시장가치가 더 높았다. CFO(영업현금흐름/기초총자산) 및 ROA(당기순이익/기초총자산)의 각 평균(중위수)이 0.065(0.056)와 0.059(0.041)로 모두 양(+)의 수치 값이다(김용기 외 2022). LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.349(0.353)로 나타나 부채비율을 40% 이하로 보고한 선행연구와 유사하다(김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). RND(연구개발비/매출액)의 평균(중위수)이 0.014(0)인 반면, PPE(감가상각대상 유형자산/기초총자산)는 0.248(0.233)이고, INTA(무형자산/기초총자산)는 0.018(0.007)이다.

BIG4(대형회계법인 여부)의 평균은 0.588이고, 소유구조인 FOR(외국인지분율)의 평균(중위수)이 0.118(0.069)이고, OWN(대주주지분율)은 0.449(0.454)이다. FOR와 OWN의 분포는 선행연구인 박종일 · 이윤정(2022)과 유사하다. DA(Kothari et al.(2005)의 성과통제 재량적 발생액)의 평균과 중위수는 모두 -0.001이고, NOL(과거 10년간의 손실발생 빈도)의 평균은 0.451이다. Zscore(재무적 제약으로 Altman(1968)의 Z-score)의 평균(중위수)이 -1.202(-1.161)이고, MKT(시장구분)는 0.148로 나타나 한국ESG기준원의 경우 코스닥시장의 상장기업보다 유가증권에 상장된 기업에 대해 주로 ESG 등급을 공시하고 있음을 확인할 수 있다. 또한 IAC(내부회계관리제도 감사대상여부)의 평균은 0.451로 표본의 45.1%이고, PD(주기적 감사인 지정여부)의 평균은 0.188로 표본의 18.8%이다.

## 2. 상관관계

<표 5>에는 식(1)의 모형에 이용된 변수들에 대한 피어슨 상관관계를 나타내었다. 지면상 통제변수의 보고는 김용기 외(2022)에서 이용된 경우를 중심으로 제시하였다. 먼저 네 경우의 종속변수 DDBTD, BTD, CETR, GETR 간에는 유의한 양(+)의 상관성이 존재한다. 다음으로, 본 연구의 가설 1의 관심변수 RESG(서열순위변수)는 조세회피 측정치 중 BTD 계열인 DDBTD와 BTD에 대해서만 유의하게 양(+)의 상관성이 나타났다. 지면상 보고하지는 않았으나, 이 결과는 ESG를 더미변수로 측정한 경우(예로, DESG)도 질적으로 유사하였다. 따라서 기업의 ESG 등급이 높을수록 조세회피 성향이 높았다. 그러나 이 결과는 두 변수 사이의 단순 상관성을 의미하므로, 일정 통제변수가 고려된 다변량 회귀분석을 통해서 다시 확인할 필요가 있다.

한편, 가설 2의 상호작용변수( $ESG \times AE$ )의 구성인 ASH는 종속변수에 대해 전반적으로 음(-)의 상관성을 보이나, 주로 CETR과 GETR에 대해 유의한 음(-)의 상관성이다. 그러나 가설 2의 관심변수는  $ESG \times AE$ 에 해당하는 상호작용변수가 관심사항이므로, 이에 대해서는 식(2)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석을 통해 살펴볼 필요가 있다.

〈표 5〉 피어슨 상관관계

| Variable         | (1)               | (2)               | (3)               | (4)               | (5)               | (6)               | (7)               | (8)              | (9)               | (10)              | (11)              | (12)             | (13)              | (14) |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|------|
| (1) <i>DDBTD</i> | 1                 |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (2) <i>BTD</i>   | 0.931<br>(0.000)  | 1                 |                   |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (3) <i>CETR</i>  | 0.649<br>(0.000)  | 0.670<br>(0.000)  | 1                 |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (4) <i>GETR</i>  | 0.362<br>(0.000)  | 0.389<br>(0.000)  | 0.582<br>(0.000)  | 1                 |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (5) <i>RESG</i>  | 0.045<br>(0.030)  | 0.034<br>(0.094)  | 0.029<br>(0.163)  | -0.024<br>(0.246) | 1                 |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (6) <i>ASH</i>   | -0.026<br>(0.202) | -0.017<br>(0.412) | -0.044<br>(0.032) | -0.047<br>(0.023) | -0.029<br>(0.154) | 1                 |                   |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (7) <i>SIZE</i>  | -0.014<br>(0.490) | -0.038<br>(0.066) | -0.050<br>(0.016) | -0.044<br>(0.032) | 0.591<br>(0.000)  | -0.035<br>(0.086) | 1                 |                  |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (8) <i>MTB</i>   | 0.054<br>(0.009)  | 0.055<br>(0.007)  | 0.016<br>(0.447)  | 0.041<br>(0.048)  | 0.027<br>(0.193)  | 0.011<br>(0.579)  | -0.061<br>(0.003) | 1                |                   |                   |                   |                  |                   |      |
| (9) <i>CFO</i>   | 0.221<br>(0.000)  | 0.077<br>(0.000)  | 0.079<br>(0.000)  | 0.043<br>(0.035)  | 0.066<br>(0.001)  | 0.007<br>(0.753)  | 0.051<br>(0.014)  | 0.280<br>(0.000) | 1                 |                   |                   |                  |                   |      |
| (10) <i>ROA</i>  | 0.303<br>(0.000)  | 0.390<br>(0.000)  | 0.253<br>(0.000)  | 0.205<br>(0.000)  | -0.020<br>(0.325) | -0.025<br>(0.215) | -0.019<br>(0.365) | 0.292<br>(0.000) | 0.492<br>(0.000)  | 1                 |                   |                  |                   |      |
| (11) <i>LEV</i>  | -0.082<br>(0.000) | -0.117<br>(0.000) | -0.151<br>(0.000) | -0.150<br>(0.000) | 0.111<br>(0.000)  | 0.003<br>(0.869)  | 0.163<br>(0.000)  | 0.038<br>(0.065) | -0.050<br>(0.015) | -0.196<br>(0.000) | 1                 |                  |                   |      |
| (12) <i>RND</i>  | 0.062<br>(0.003)  | 0.072<br>(0.001)  | 0.032<br>(0.119)  | 0.072<br>(0.001)  | 0.056<br>(0.006)  | 0.021<br>(0.319)  | 0.046<br>(0.026)  | 0.336<br>(0.000) | 0.097<br>(0.000)  | 0.116<br>(0.000)  | -0.110<br>(0.000) | 1                |                   |      |
| (13) <i>PPE</i>  | 0.031<br>(0.136)  | -0.026<br>(0.208) | -0.015<br>(0.470) | -0.019<br>(0.363) | 0.020<br>(0.335)  | 0.016<br>(0.435)  | 0.029<br>(0.165)  | 0.027<br>(0.182) | 0.152<br>(0.000)  | -0.056<br>(0.006) | 0.295<br>(0.000)  | 0.023<br>(0.274) | 1                 |      |
| (14) <i>INTA</i> | -0.000<br>(0.987) | -0.036<br>(0.079) | -0.028<br>(0.179) | -0.034<br>(0.094) | 0.166<br>(0.000)  | 0.020<br>(0.325)  | 0.148<br>(0.000)  | 0.212<br>(0.000) | 0.126<br>(0.000)  | 0.005<br>(0.823)  | 0.067<br>(0.001)  | 0.192<br>(0.000) | -0.006<br>(0.763) | 1    |

주1) 변수 정의는 <표 4>의 하단에서 제시한 것과 같음.

주2) 분석기간은 2018년부터 2022년까지 자료임(N=2,379개 기업/연).

주3) 괄호 ( ) 수치는 p 값을 나타냄(양측검증).

기타 통제변수의 경우 종속변수(DDBTD, BT, CETR, GETR)에 대해 PPE를 제외하면 대체로 유의미한 상관성이 존재한다. 예를 들어, SIZE, LEV, INTA는 종속변수에 대해 대체로 음(-)의 상관성을 보이는 반면, MTB, CFO, ROA, RND는 양(+)의 상관성을 보인다. 이는 기업규모가 클수록, 부채비율이 높을수록, 무형자산의 비중이 클수록 조세회피 성향이 낮은 반면, 자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 영업현금흐름이나 총자산순이익률이 높을수록, 연구개발비 투자가 많은 기업은 조세회피 성향이 높게 나타났다. 한편, SIZE는 ESG와 0.591로 양(+)의 상관성이 나타나 KCGS에서의 ESG 등급의 산출은 주로 큰 대기업을 중심으로 수행된다는 것을 확인할 수 있다.

### 3. 가설 1의 회귀분석 결과

본 절은 우선 가설 1을 검증하기 위해서 식(1)의 모형을 이용하여 다변량 회귀분석을 수행한 결과를 <표 6>에 보고하였다. <표 6>은 종속변수가 BT 계열(DDBTD, BT)의 결과이다. <표 6>에서 가설 1의 관심변수는 서열순위변수로 측정된 RESG이다. 표에서 추정모형 (1)과 (2)는 선행연구(예, 김용기 외 2022)의 검증결과와 비교목적상 통제변수 8개를 이용한 회귀분석의 결과이고, 추정모형 (3)과 (4)는 박종일·이윤정(2022)과 이정희 외(2023) 그리고 본 연구에서 추가로 통제변수 10개가 더 포함되어 회귀분석된 결과이다. 본 연구에서는 전자를 축소모형(reduced model), 후자를 확장모형(extended model)으로 지칭한다. 한편, (1)~(4)에 대한 회귀분석의 결과는 연도와 산업에 기인할 수 있는 고정효과를 통제한 결과이고, 또한 개별기업 수준의 군집성을 통제하기 위하여 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값으로 제시하였다.

<표 6>을 보면, 모형의 설명력(Adj.  $R^2$ )은 추정모형 (1)~(4)의 경우 각각 0.125, 0.205, 0.170, 0.250으로 나타나 종속변수가 축소모형보다 확장모형의 설명력이 더 높다. 또한 추정된 DDBTD 보다는 BT에서 모형의 설명력이 더 높게 나타났다. 모형설정의 적합성인 F 값은 (1)~(4) 모두 통계적으로 유의하다. 이는 모형의 설정에 적합성이 있음을 나타낸다.<sup>26)</sup>

<표 6> ESG가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수가 BT 계열

| Variable    | 축소모형                      |                            | 확장모형                       |                            |
|-------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
|             | DDBTD                     | BT                         | DDBTD                      | BT                         |
|             | (1)                       | (2)                        | (3)                        | (4)                        |
| <b>RESG</b> | <b>0.002**</b><br>[2.579] | <b>0.002***</b><br>[2.620] | <b>0.003***</b><br>[3.782] | <b>0.003***</b><br>[3.969] |
| <b>SIZE</b> | -0.002**<br>[-2.471]      | -0.002***<br>[-2.665]      | -0.000<br>[-0.121]         | -0.000<br>[-0.221]         |

26) <표 6>의 회귀분석 결과에서 설명변수 간의 다중공선성에 문제가 있는지를 VIF(분산팽창요인) 값을 이용하여 확인해 보았다. 통제변수의 고려가 더 많은 확장모형인 (3)~(4)의 경우 VIF 값이 가장 높았던 설명변수는 CFO로 그 값이 모두 7.30으로 나타났다. 통상 VIF 값이 모형식에 고려된 설명변수 중에 10 이상일 때 다중공선성에 문제가 높은 것으로 판단하므로, <표 6>의 결과는 다중공선성 문제가 심각하지는 않았다.

〈표 6〉 ESG가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수가 BTD 계열 (계속)

| Variable            | 축소모형                |                       | 확장모형                  |                       |
|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                     | <i>DDBTD</i>        | <i>BTD</i>            | <i>DDBTD</i>          | <i>BTD</i>            |
|                     | (1)                 | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
| <i>MTB</i>          | -0.002*<br>[-1.778] | -0.002**<br>[-2.047]  | -0.001<br>[-1.510]    | -0.001*<br>[-1.796]   |
| <i>CFO</i>          | 0.050***<br>[2.633] | -0.096***<br>[-4.813] | 0.049<br>[1.075]      | -0.046<br>[-0.963]    |
| <i>ROA</i>          | 0.181***<br>[5.388] | 0.349***<br>[9.629]   | 0.236***<br>[5.465]   | 0.384***<br>[8.507]   |
| <i>LEV</i>          | -0.009<br>[-1.611]  | -0.006<br>[-0.985]    | -0.019***<br>[-3.204] | -0.016***<br>[-2.671] |
| <i>RND</i>          | 0.079<br>[1.453]    | 0.094*<br>[1.772]     | 0.083*<br>[1.710]     | 0.100**<br>[2.110]    |
| <i>PPE</i>          | 0.019***<br>[3.068] | 0.017***<br>[2.782]   | 0.020***<br>[3.075]   | 0.015**<br>[2.359]    |
| <i>INTA</i>         | -0.012<br>[-0.349]  | -0.022<br>[-0.675]    | 0.008<br>[0.237]      | -0.002<br>[-0.058]    |
| <i>ASH</i>          |                     |                       | -0.002<br>[-0.356]    | -0.000<br>[-0.048]    |
| <i>BIG4</i>         |                     |                       | -0.002<br>[-0.853]    | -0.002<br>[-0.861]    |
| <i>FOR</i>          |                     |                       | -0.037***<br>[-3.385] | -0.040***<br>[-3.693] |
| <i>OWN</i>          |                     |                       | -0.001<br>[-0.140]    | 0.000<br>[0.039]      |
| <i>DA</i>           |                     |                       | -0.032<br>[-0.724]    | 0.022<br>[0.492]      |
| <i>NOL</i>          |                     |                       | 0.004***<br>[5.578]   | 0.004***<br>[5.603]   |
| <i>Zscore</i>       |                     |                       | 0.007***<br>[3.165]   | 0.008***<br>[3.408]   |
| <i>MKT</i>          |                     |                       | -0.005<br>[-1.644]    | -0.006*<br>[-1.881]   |
| <i>IAC</i>          |                     |                       | -0.003<br>[-1.071]    | -0.003<br>[-1.310]    |
| <i>PD</i>           |                     |                       | 0.001<br>[0.456]      | 0.001<br>[0.488]      |
| <i>Intercept</i>    | 0.032<br>[1.344]    | 0.033<br>[1.362]      | -0.013<br>[-0.450]    | -0.013<br>[-0.445]    |
| Fixed-Effects       | Year and Industry   | Year and Industry     | Year and Industry     | Year and Industry     |
| Clustered SEs       | Firm                | Firm                  | Firm                  | Firm                  |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.125               | 0.205                 | 0.170                 | 0.250                 |
| F Value             | 5.391***            | 7.229***              | 5.649***              | 7.133***              |
| N                   | 2,379               | 2,379                 | 2,379                 | 2,379                 |

주1) 변수 정의는 <표 4>의 하단에 제시한 것과 같음.

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

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 각 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 통계적으로 유의한 결과임(양측검증).

<표 6>에서 가설 1의 관심변수를 중심으로 살펴보면, 가설 1의 관심변수인 RESG는 종속변수 DDBTD 및 BTD에 대해 축소모형과 확장모형 모두 5% 또는 1%에서 유의하게 양(+)의 계수값이다. 이는 조세회피 측정치를 BTD 계열로 측정할 경우 ESG 등급이 높은 기업일수록 조세회피 정도가 높다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 선행연구 중 Yoon et al.(2021) 및 김용기 외(2022)와 상반된 증거인 반면, 정현아·유순미(2021) 및 박종일·이윤정(2022)의 결과와는 일치한다. 특히 추정모형 (1)에 해당하는 결과가 김용기 외(2022)의 연구모형식에 기초한 것이라는 점에서 결과상에 차이가 있다. 즉 김용기 외(2022)는 분석기간 2015년-2020년 자료를 이용하여 서열순위변수로 측정한 RESG와 DDBTD 간에 유의한 음(-)의 관계를 보고한 후 ESG 등급이 높으면 조세회피 성향이 줄어드는 것으로 해석하였다. 또한 앞서의 결과는 주로 S(환경경영)에 기인하여 나타남을 보고하였다. 이와 달리, 2011년-2022년 자료를 이용한 박종일·이윤정(2022)은 RESG와 조세회피 측정치(DDBTD, BTD)는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고한 후 ESG 등급이 높은 기업일수록 조세회피 성향이 더 높은 것으로 해석하였다. 그러한 점에서 본 연구의 분석기간 2018년-2022년 자료를 이용할 경우 가설 1은 ESG와 조세회피(DDBTD, BTD) 간에 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타나 선행연구인 김용기 외(2022)의 경우보다 박종일·이윤정(2022)의 결과와 더 일관된다.

통제변수의 경우 확장모형으로 볼 때 ROA, PPE, NOL, Zscore는 BTD 계열(DDBTD, BTD)의 종속변수와는 유의한 양(+)의 값이, LEV, FOR는 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

이상의 <표 6>의 결과를 종합해 보면, 서열순위변수로 측정한 ESG는 BTD 계열(DDBTD, BTD)로 측정한 조세회피 측정치에 대해 통계적으로 유의하게 양(+)의 관계로 나타났다. 이는 ESG 등급과 조세회피 간에는 양(+)의 관계가 있음을 시사하는 것으로, ESG 등급이 우수한 기업일수록 조세회피 성향이 더 높음을 나타낸다. 그러한 점에서 가설 1의 검증결과는 ESG와 조세회피 간에 양(+)의 관계로 지지되었다. 이러한 결과는 ESG 등급이 높은 기업이 조세회피에는 부정적인 영향을 미침을 시사한다.

#### 4. ESG를 더미변수로 측정한 경우 및 ESG의 구성과 조세회피의 관계

본 절에서는 가설 1에 대하여 관심변수 ESG를 더미변수로 측정한 경우(DES<sub>G</sub>=ESG 등급이 B+ 이상이면 1, 아니면 0)도 앞서 <표 6>의 결과와 일관된 증거를 보이는지를 살펴보고자 한다. 이와 관련한 회귀분석 결과를 <표 7>에 보고하였다. 또한 ESG의 구성별로 측정한 Denv, Dsoc, Dgov의 결과도 같이 제시하였다. 지면상 회귀분석 결과는 모두 확장모형을 이용한 결과이고, 또한 주된 관심변수(DES<sub>G</sub>, 또는 Denv, Dsoc, Dgov)를 중심으로 요약 표로 정리하여 제시하였다.

<표 7>에서 먼저 가설 1의 관심변수를 더미변수로 측정한 DES<sub>G</sub>는 조세회피 측정치(DDBTD, BTD)에 대해 1% 수준에서 유의하게 양(+)의 값으로 나타났다. 이 결과는 앞서 <표 6>에서 ESG를 서열순위변수로 측정한 RESG와 질적으로 유사하다. 즉 ESG를 서열순위변수로 측정한

경우나 B+ 이상의 더미변수로 측정 한 경우 모두 조세회피와의 관계는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

다음으로, ESG의 구성을 더미변수로 측정 한 Denv, Dsoc, Dgov의 결과를 살펴보면, 앞서 DESG와 조세회피 측정치(DDBTD, BTDD) 간에 양(+)의 관계는 주로 환경경영(Denv)과 사회적책임경영(Dsoc)에 기인한 것임을 확인할 수 있다. 구체적으로, ESG의 구성 중 Dgov는 유의한 값이 관찰되지 않은 반면, 조세회피 측정치에 상관없이 Denv와 Dsoc는 유의한 양(+)의 값으로 나타났다.

〈표 7〉 DESG 및 ESG의 구성(Denv, Dsoc, Dgov)이 조세회피에 미치는 영향 :  
더미변수로 측정 한 ESG의 경우

| Variable            | DDBTD                      |                            |                          |                         | BTDD                       |                            |                           |                         |
|---------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|-------------------------|
|                     | DESG                       | Denv                       | Dsoc                     | Dgov                    | DESG                       | Denv                       | Dsoc                      | Dgov                    |
|                     | (1)                        | (2)                        | (3)                      | (4)                     | (5)                        | (6)                        | (7)                       | (8)                     |
| <b>DESG</b>         | <b>0.008***</b><br>[3.742] | <b>0.006***</b><br>[3.053] | <b>0.004*</b><br>[1.852] | <b>0.002</b><br>[1.007] | <b>0.009***</b><br>[3.956] | <b>0.006***</b><br>[2.839] | <b>0.005**</b><br>[2.299] | <b>0.003</b><br>[1.524] |
| Control variable    | Included                   | Included                   | Included                 | Included                | Included                   | Included                   | Included                  | Included                |
| Fixed-Effects       | Year and Industry          | Year and Industry          | Year and Industry        | Year and Industry       | Year and Industry          | Year and Industry          | Year and Industry         | Year and Industry       |
| Clustered SEs       | Firm                       | Firm                       | Firm                     | Firm                    | Firm                       | Firm                       | Firm                      | Firm                    |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.170                      | 0.168                      | 0.167                    | 0.166                   | 0.249                      | 0.247                      | 0.247                     | 0.245                   |
| F Value             | 5.535***                   | 5.586***                   | 5.456***                 | 5.407***                | 7.176***                   | 6.913***                   | 7.039***                  | 6.765***                |
| N                   | 2,379                      | 2,379                      | 2,379                    | 2,379                   | 2,379                      | 2,379                      | 2,379                     | 2,379                   |

주1) 변수 정의는 <표 4>의 하단에 제시한 것과 같음. 다만, <표 7>에 보고된 결과는 통제변수에 대해 확장 모형으로 분석한 결과임.

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

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 각 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 통계적으로 유의한 결과임(양측검증).

이상의 <표 7>의 결과로 볼 때 첫째, ESG를 서열순위변수로 측정 한 경우와 ESG의 우수성을 B+ 이상으로 구분한 더미변수로 측정 한 경우 간에 조세회피(DDBTD, BTDD)에 미치는 양(+)의 영향은 차이가 없었다. 둘째, 더미변수로 측정된 DESG와 조세회피의 양(+)의 관계는 지배구조 보다는 환경경영과 사회적책임경영에 주로 기인한다는 것을 확인할 수 있다. 한편으로, 이러한 결과는 ESG와 조세회피의 관계가 그린워싱 정책과 관련이 있을 수 있음을 시사한다.<sup>27)</sup>

27) 즉 기업은 외관상 환경경영과 사회적책임경영을 통한 평판과 이미지를 제고하면서 동시에 숨겨진 행동으로 조세회피행위를 더 적극적으로 수행할 수 있는 것이 그린워싱 정책이다.

5. 가설 2의 회귀분석 결과

앞서 가설 1의 검증결과는 ESG와 조세회피 측정치(DDBTD, BTD)에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이는 ESG 등급이 높은 기업이 조세회피 성향이 더 늘어난다는 결과이다. 따라서 본 절의 가설 2는 외부감사인의 감사노력이 증가할 때 앞서의 ESG와 조세회피 간의 양(+)의 관계가 약화(weaken)되는지에 대해 알아보는 것이 주된 사항이다. 즉 기업의 ESG 등급이 높을수록 조세회피에 부정적인 영향을 미친다면 이러한 관계가 감사인의 감사노력이 증가하면 그렇지 않은 경우보다 긍정적인 조절효과의 역할을 하는지를 살펴볼 필요가 있다. 따라서 본 연구는 식(2)의 모형을 이용하여 관심변수  $ESG \times AE$ 의 상호작용변수에 대한 회귀분석의 결과를 알아보았다. 여기서 AE의 대용치는 ASH(표준감사시간 대비 실제감사시간의 비율)이다. 특히, 가설 2의 관심변수는 상호작용변수인  $ESG \times ASH$ 이므로, 본 연구는 전술한 바와 같이 상호변수의 고려로 인한 특성상 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 ESG와 ASH를 연속변수 대신 이들 모두 더미변수로 측정하여 분석하였다. 그러므로, 본 연구에서 가설 2의 관심변수는  $DESG \times ASHD$ 이다. 이와 관련하여 식(2)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과는 <표 8>에 보고하였다. 또한 앞서 <표 7>과 유사하게 ESG의 구성별 결과( $Denv \times ASHD$ ,  $Dsoc \times ASHD$ ,  $Dgov \times ASHD$ )도 같이 제시하였다.

<표 8>  $DESG \times ASHD$ 의 상호작용이 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과

| Variable            | DDBTD                |                     |                     |                    | BTD                  |                     |                     |                    |
|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                     | DESG                 | Denv                | Dsoc                | Dgov               | DESG                 | Denv                | Dsoc                | Dgov               |
|                     | (1)                  | (2)                 | (3)                 | (4)                | (5)                  | (6)                 | (7)                 | (8)                |
| DESG                | 0.012***<br>[4.277]  | 0.009***<br>[3.214] | 0.007***<br>[2.635] | 0.002<br>[0.859]   | 0.012***<br>[4.427]  | 0.008***<br>[3.015] | 0.008***<br>[2.977] | 0.003<br>[1.069]   |
| ASHD                | 0.002<br>[0.733]     | 0.001<br>[0.317]    | 0.002<br>[0.819]    | -0.000<br>[-0.204] | 0.002<br>[0.809]     | 0.001<br>[0.414]    | 0.002<br>[0.955]    | -0.001<br>[-0.229] |
| DESG*ASHD           | -0.007**<br>[-2.163] | -0.005<br>[-1.352]  | -0.006*<br>[-1.860] | -0.001<br>[-0.226] | -0.007**<br>[-2.050] | -0.004<br>[-1.264]  | -0.006*<br>[-1.878] | 0.000<br>[0.035]   |
| Control variable    | Included             | Included            | Included            | Included           | Included             | Included            | Included            | Included           |
| Fixed-Effects       | Year and Industry    | Year and Industry   | Year and Industry   | Year and Industry  | Year and Industry    | Year and Industry   | Year and Industry   | Year and Industry  |
| Clustered SEs       | Firm                 | Firm                | Firm                | Firm               | Firm                 | Firm                | Firm                | Firm               |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.171                | 0.168               | 0.168               | 0.165              | 0.250                | 0.247               | 0.247               | 0.245              |
| F Value             | 5.541***             | 5.440***            | 5.417***            | 5.219***           | 7.022***             | 6.704***            | 6.835***            | 6.547***           |
| N                   | 2,379                | 2,379               | 2,379               | 2,379              | 2,379                | 2,379               | 2,379               | 2,379              |

주1) 변수 정의는 <표 4>의 하단에 제시한 것과 같음. 다만, <표 8>에 보고된 결과는 통제변수에 대해 확장모형으로 분석한 결과임.  
주2) 괄호 [ ]의 수치는 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.  
주3) \*, \*\*, \*\*\*는 각 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 통계적으로 유의한 결과임(양측검증).

<표 8>에서 먼저 상호작용변수를 고려한 경우에도 DESG는 종속변수 DDBTD와 BTD에 대해 유의하게 양(+)의 값이다. 또한 가설 2의 관심변수  $DESG \times ASHD$ 는 종속변수(DDBTD, BTD)에 대해 5%에서 유의하게 음(-)의 관계로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 표준감사시간 대비 실제 감사시간이 증가하면 그렇지 않은 경우보다 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 약화되는 것으로 나타났다. 또한 ESG의 구성별로 살펴보면, 앞서  $DESG \times ASHD$ 와 조세회피 측정치(DDBTD, BTD) 간에 유의한 음(-)의 관계는 주로 사회적책임경영에 기인한 것임을 확인할 수 있다. 구체적으로, ESG의 구성 중  $Denv \times ASHD$ 와  $Dgov \times ASHD$ 는 유의한 결과를 보이지 않는 반면,  $Dsoc \times ASHD$ 만 유의하게 음(-)의 값이다.

이상의 결과로 볼 때 ASH로 측정된 감사노력이 증가하면 그렇지 않은 경우보다 ESG와 조세회피(DDBTD, BTD)의 양(+)의 관계가 약화되는 것으로 나타나 가설 2는 지지된 증거를 보였다. 이는 ESG 등급이 우수한 기업에서 조세회피에 미치는 부정적인 영향이 감사인의 감사노력이 증가하는 경우에는 그렇지 않은 경우와 비교할 때 긍정적인 조절효과로 작동한다는 것을 나타낸다. 따라서 가설 1의 결과는 평균적으로는 ESG와 조세회피 간에 양(+)의 관계가 감사인의 감사노력이 증가하면 조세회피행위가 추가로 억제된다는 것을 시사한다. 특히, 앞서의 관계는 ESG의 구성 중 사회적책임경영 등급이 높고 감사인의 감사노력이 증가할 때 조세회피 감소에 긍정적인 것으로 나타났다.

## 6. 추가분석 결과

본 절의 첫 번째 추가분석은 ASH 대신 선택적인(alternative) 대용치를 이용하여 가설 2를 탐구하고자 한다. 2019년 표준감사시간제도 도입 이후 감사노력과 감사품질을 다룬 최근 선행연구들은 감사시간이 증가하거나(심재연 외 2022), 전년 대비 감사보수가 증가하거나(정아름 외 2022), 전년 대비 시간당보수가 증가할수록(박종일 · 전규안 2022) 경영자의 기회주의적인 재량적 발생액이 억제된다는 결과를 보고한 바 있다. 따라서 본 절에서는 AE의 대용치를 ASH 대신 전년 대비 감사시간의 증가( $\Delta AH$ ), 감사보수의 증가( $\Delta AF$ ) 그리고 시간당보수가 증가( $\Delta AFH$ )하면 감사품질이 제고되는 경우 외에도 경영자의 조세회피 성향을 억제하는지에 대해 알아본다. 이를 위해 식(2)에서 가설 2에 대한 검증을 ASH 대신  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ 를 이용하여 재검증을 수행하였다. 앞서와 마찬가지로 이들 변수( $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ )에 대해  $ESG \times AE$ 의 상호작용변수를 구성할 때 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 연속변수 대신 더미변수로 측정하여 분석한다. 즉 본 연구는  $\Delta AH$ ,  $\Delta AF$ ,  $\Delta AFH$ 에 따라 4분위수를 기준으로 상위 25% 집단에 속하면 1, 아니면 0으로 측정한 후 분석하였다. 이를 각각  $\Delta AHD$ ,  $\Delta AFD$ ,  $\Delta AFHD$ 로 지칭한다. 가설 2의 관심변수는 각각  $DESG \times \Delta AHD$ ,  $DESG \times \Delta AFD$ ,  $DESG \times \Delta AFHD$ 이다. 이들 변수를 이용하여 식(2)을 다시 회귀분석한 결과는 <표 9>와 같다. <표 9>에서 (1)과 (4)는 관심변수가  $DESG \times$

$\Delta AHD$ 의 결과이고, (2)와 (5)는 관심변수가  $DESG \times \Delta AFD$ 의 결과이며, (3)과 (6)은 관심변수가  $DESG \times \Delta AFHD$ 의 결과이다. 지면상 앞서와 유사하게 관심변수를 중심으로 요약 표로 정리하여 제시한다. 표에 대한 보고방식은 앞서의 <표 8>과 유사하다.

<표 9> 추가분석 결과 1 :  $DESG \times \Delta AHD$  ( $\Delta AFD$ ,  $\Delta AFHD$ )의 상호작용이 조세회피에 미치는 영향

| Variable            | DDBTD                          |                                  |                                     | BTD                            |                                  |                                     |
|---------------------|--------------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------|----------------------------------|-------------------------------------|
|                     | $AE = \Delta AHD$              | $AE = \Delta AFD$                | $AE = \Delta AFHD$                  | $AE = \Delta AHD$              | $AE = \Delta AFD$                | $AE = \Delta AFHD$                  |
|                     | (1)                            | (2)                              | (3)                                 | (4)                            | (5)                              | (6)                                 |
| <b>DESG</b>         | 0.008***<br>[3.342]            | 0.008***<br>[3.517]              | 0.011***<br>[4.586]                 | 0.008***<br>[3.672]            | 0.009***<br>[3.828]              | 0.011***<br>[4.732]                 |
| <b>AE</b>           | -0.004<br>[-1.541]             | -0.003<br>[-1.133]               | 0.004*<br>[1.815]                   | -0.003<br>[-1.221]             | -0.002<br>[-0.804]               | 0.005**<br>[2.109]                  |
| <b>DESG * AE</b>    | <b>0.002</b><br><b>[0.391]</b> | <b>-0.000</b><br><b>[-0.021]</b> | <b>-0.010***</b><br><b>[-2.739]</b> | <b>0.000</b><br><b>[0.079]</b> | <b>-0.001</b><br><b>[-0.231]</b> | <b>-0.009***</b><br><b>[-2.586]</b> |
| Control variable    | Included                       | Included                         | Included                            | Included                       | Included                         | Included                            |
| Fixed-Effects       | Year and Industry              | Year and Industry                | Year and Industry                   | Year and Industry              | Year and Industry                | Year and Industry                   |
| Clustered SEs       | Firm                           | Firm                             | Firm                                | Firm                           | Firm                             | Firm                                |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.171                          | 0.170                            | 0.172                               | 0.250                          | 0.250                            | 0.251                               |
| F Value             | 5.587***                       | 5.552***                         | 5.590***                            | 7.140***                       | 7.209***                         | 7.135***                            |
| N                   | 2,379                          | 2,379                            | 2,379                               | 2,379                          | 2,379                            | 2,379                               |

주1) 변수 정의는 <표 4>의 하단에 제시한 것과 같음. 다만,  $\Delta AHD = t$ 년도  $\Delta AH$ 를 기준으로 4분위수 중 상위 1분위수(top 25%)에 해당하면 1, 아니면 0;  $\Delta AFD = t$ 년도  $\Delta AF$ 를 기준으로 4분위수 중 상위 1분위수(top 25%)에 해당하면 1, 아니면 0;  $\Delta AFHD = t$ 년도  $\Delta AFH$ 를 기준으로 4분위수 중 상위 1분위수(top 25%)에 해당하면 1, 아니면 0임. <표 9>에 보고된 결과는 통제변수에 대해 확장모형으로 분석한 결과임.

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

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 각 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 통계적으로 유의한 결과임(양측검증).

<표 9>의 결과를 살펴보면, 관심변수  $DESG \times \Delta AHD$  및  $DESG \times \Delta AFD$ 는 종속변수(DDBTD, BTD)에 대해 통계적으로 유의한 값은 나타나지 않았다. 반면, 관심변수  $DESG \times \Delta AFHD$ 는 종속변수(DDBTD, BTD)에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 값이다. 이러한 결과로 볼 때 전년 대비 감사시간의 증가 또는 총감사보수의 증가보다는 주로 전년 대비 시간당보수가 증가할 때 그렇지 않은 경우보다 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 약화되는 경향이 나타났다. 감사인은 총 감사보수의 증가보다 시간당보수가 증가할 때 감사수익성이 개선된 것으로 평가한다(박종일 ·

전규안 2022). 따라서 외부감사인인 총감사시간 또는 총감사보수의 증가보다는 주로 감사수익성을 나타내는 시간당보수가 증가할 때 ESG 등급이 높은 기업에서 조세회피 성향이 강할 때 이를 억제하려는 유인이 있는 것으로 보인다. 이는 감사인의 경우 감사수익성의 증가, 즉 경제적 유인(economic incentive)이 존재할 때 보다 더 ESG와 조세회피의 관계에 긍정적인 조절효과로 작동한다는 것을 시사한다.

한편, 지면상 보고하지 않았으나, 관심변수  $DESG \times \Delta AFHD$ 에 대해 ESG의 구성별( $Denv \times \Delta AFHD$ ,  $Dsoc \times \Delta AFHD$ ,  $Dgov \times \Delta AFHD$ )로 나누어 분석할 경우, 앞서  $DESG \times \Delta AFHD$ 에서 유의한 음(-)의 결과는 주로  $Dsoc \times \Delta AFHD$ 에 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인의 감사수익성이 높고 사회적책임 등급이 높은 기업은 조세회피 성향이 줄어든다는 것을 나타낸다.

다음으로, 두 번째 추가분석에서는 앞서 <표 7> 및 <표 8>에 대해 LTD 계열 대신 ETR 계열(CETR, GETR)을 사용하여 다시 살펴보고자 한다. 이와 관련한 회귀분석 결과는 <표 10>과 같다. Panel A는 가설 1의 결과이고, Panel B는 가설 2의 결과이고, 분석결과는 지면상 관심변수를 중심으로 요약 표로 제시하였다.

<표 10>의 Panel A에서 가설 1에 대한 검증결과를 보면, DESG는 CETR과 유의한 양(+)의 관계를 보여 <표 7>의 LTD 계열의 결과와 일치한다. 그러나 DESG는 GETR과는 통계적으로 유의한 관계가 나타나지는 않았다. 한편, ESG의 구성( $Denv$ ,  $Dsoc$ ,  $Dgov$ ) 모두는 ETR 계열(CETR, GETR)과 유의미한 관계가 관찰되지 않았다. 따라서 <표 10>에서 ETR 계열(CETR, GETR)과 ESG와 그 구성별 결과는 앞서 <표 7>의 LTD 계열( $DDBTD$ ,  $LTD$ )과 ESG와 그 구성의 경우와 비교하면, DESG와 CETR 간에 유의한 양(+)의 관계를 제외하면 대체로 유의미한 결과가 관찰되지 않음을 확인할 수 있다. 이는 조세회피 측정치인 LTD 계열과 ETR 계열에 따라 ESG와 그 구성의 유의미한 관계가 다를 수 있다.

다음으로, <표 10>의 Panel B에서 가설 2의 경우  $DESG \times ASHD$  및 ESG의 구성의 결과인  $Denv \times ASHD$ ,  $Dsoc \times ASHD$ ,  $Dgov \times ASHD$  모두 ETR 계열(CETR, GETR)에 대해 통계적으로 유의한 결과는 관찰되지 않았다. 따라서 앞서 <표 8>에서 종속변수가 LTD 계열의 결과와 달리, ETR 계열에서는 ESG와 조세회피의 관계에서 ASH로 측정된 감사노력에 따른 긍정적인 조절효과가 작동한다는 증거는 관찰되지 않았다. 이상의 결과로 볼 때 ASH로 측정된 감사노력이 증가하면 그렇지 않은 경우보다 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 약화되는 결과는 종속변수가 ETR 계열보다 LTD 계열에서 주로 나타남을 확인할 수 있다. 그러한 점에서 조세회피 측정치인 LTD 계열과 ETR 계열에 따라 가설 2의 검증결과는 다를 수 있음을 시사한다.

〈표 10〉 추가분석 결과 2 : 종속변수가 ETR 계열

| Panel A : H1        |                           |                           |                           |                           |                         |                         |                           |                           |
|---------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Variable            | CETR                      |                           |                           |                           | GETR                    |                         |                           |                           |
|                     | DESG                      | Denv                      | Dsoc                      | Dgov                      | DESG                    | Denv                    | Dsoc                      | Dgov                      |
|                     | (1)                       | (2)                       | (3)                       | (4)                       | (5)                     | (6)                     | (7)                       | (8)                       |
| <b>DESG</b>         | <b>0.025**</b><br>[2.123] | <b>0.018</b><br>[1.470]   | <b>0.005</b><br>[0.388]   | <b>-0.003</b><br>[-0.261] | <b>0.006</b><br>[0.590] | <b>0.007</b><br>[0.669] | <b>-0.007</b><br>[-0.752] | <b>-0.005</b><br>[-0.578] |
| Control variable    | Included                  | Included                  | Included                  | Included                  | Included                | Included                | Included                  | Included                  |
| Fixed-Effects       | Year and Industry         | Year and Industry         | Year and Industry         | Year and Industry         | Year and Industry       | Year and Industry       | Year and Industry         | Year and Industry         |
| Clustered SEs       | Firm                      | Firm                      | Firm                      | Firm                      | Firm                    | Firm                    | Firm                      | Firm                      |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.125                     | 0.124                     | 0.123                     | 0.123                     | 0.106                   | 0.106                   | 0.106                     | 0.106                     |
| F Value             | 6.500***                  | 6.431***                  | 6.562***                  | 6.437***                  | 6.160***                | 6.176***                | 6.195***                  | 6.226***                  |
| N                   | 2,379                     | 2,379                     | 2,379                     | 2,379                     | 2,379                   | 2,379                   | 2,379                     | 2,379                     |
| Panel B : H2        |                           |                           |                           |                           |                         |                         |                           |                           |
| Variable            | CETR                      |                           |                           |                           | GETR                    |                         |                           |                           |
|                     | DESG                      | Denv                      | Dsoc                      | Dgov                      | DESG                    | Denv                    | Dsoc                      | Dgov                      |
|                     | (1)                       | (2)                       | (3)                       | (4)                       | (5)                     | (6)                     | (7)                       | (8)                       |
| <b>DESG</b>         | 0.042***<br>[2.684]       | 0.028*<br>[1.828]         | 0.019<br>[1.267]          | -0.006<br>[-0.429]        | -0.003<br>[-0.241]      | -0.002<br>[-0.144]      | -0.006<br>[-0.491]        | -0.013<br>[-1.135]        |
| <b>ASHD</b>         | 0.012<br>[1.069]          | 0.008<br>[0.724]          | 0.014<br>[1.169]          | 0.000<br>[0.033]          | -0.006<br>[-0.663]      | -0.005<br>[-0.609]      | -0.000<br>[-0.041]        | -0.007<br>[-0.689]        |
| <b>DESG*ASHD</b>    | <b>-0.030</b><br>[-1.606] | <b>-0.018</b><br>[-0.910] | <b>-0.027</b><br>[-1.531] | <b>0.006</b><br>[0.324]   | <b>0.017</b><br>[1.113] | <b>0.019</b><br>[1.209] | <b>-0.001</b><br>[-0.076] | <b>0.015</b><br>[1.037]   |
| Control variable    | Included                  | Included                  | Included                  | Included                  | Included                | Included                | Included                  | Included                  |
| Fixed-Effects       | Year and Industry         | Year and Industry         | Year and Industry         | Year and Industry         | Year and Industry       | Year and Industry       | Year and Industry         | Year and Industry         |
| Clustered SEs       | Firm                      | Firm                      | Firm                      | Firm                      | Firm                    | Firm                    | Firm                      | Firm                      |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.124                     | 0.123                     | 0.123                     | 0.122                     | 0.104                   | 0.104                   | 0.104                     | 0.104                     |
| F Value             | 6.389***                  | 6.285***                  | 6.430***                  | 6.226***                  | 5.848***                | 5.845***                | 5.874***                  | 5.924***                  |
| N                   | 2,379                     | 2,379                     | 2,379                     | 2,379                     | 2,379                   | 2,379                   | 2,379                     | 2,379                     |

주1) 변수 정의는 <표 4>의 하단에 제시한 것과 같음. 다만, <표 10>에 보고된 결과는 통제변수에 대해 확장모형으로 분석한 결과임.

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

주3) \*, \*\*, \*\*\*는 각 0.1, 0.05, 0.01 수준에서 통계적으로 유의한 결과임(양측검증).

## V. 결 론

본 연구는 ESG와 조세회피의 관계, 또한 ESG와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력이 어떤 영향을 미치는지를 알아보았다. 특히, 감사노력의 대용치로 ASH로 측정한 표준감사시간 대비 실제감사시간, 또한 전년 대비 감사시간의 증가( $\Delta AH$ ), 감사보수의 증가( $\Delta AF$ ) 및 시간당보수의 증가( $\Delta AFH$ )가 클수록 재량적 발생액이 억제된다는 최근 선행연구들에 기초하여 ESG와 조세회피의 관계에 이들 변수가 조절효과로 작동하는지에 대해 알아보았다. 분석을 위해서 본 연구는 분석기간 2018년부터 2022년까지 한국ESG기준원에서 발간하는 ESG 등급 자료가 있는 기업을 대상으로, 또한 2020년부터 사업보고서의 공시서식의 변경으로 감사계약내역과 실제수행내역의 구분된 감사시간 자료가 모두 수집가능한 기업을 대상으로 검증하였다. 본 연구는 조세회피 측정치로 LTD 계열(DDBTD, LTD)과 ETR 계열(CETR, GETR) 모두를 이용하였다. 또한 ESG와 조세회피의 관계에서 감사노력의 조절효과를 알아보는 관심변수는 상호작용변수인  $ESG \times ASH$ ,  $ESG \times \Delta AH$ ,  $ESG \times \Delta AF$ ,  $ESG \times \Delta AFH$ 이 이용되었다. 앞서의 변수들은 다중공선성 문제를 최소화하기 위해 더미변수로 측정되었다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 2018년-2022년 분석기간에서는 ESG와 조세회피 간에 대체로 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 특히, 조세회피 측정치 중 DDBTD, LTD, CETR에서 주로 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 그러나 종속변수가 GETR인 경우는 유의한 결과를 관찰할 수 없었다. 또한 앞서의 관계는 ESG를 서열순위변수로 측정하거나 B+ 이상을 기준으로 더미변수로 측정한 경우에 관계없이 일관된 증거로 나타났다. 이러한 결과는 평균적으로 ESG 등급이 높은 기업은 조세회피 성향이 높음을 나타낸다. 한편으로, 평균적으로 ESG 등급이 우수한 기업이 조세회피의 성향이 더 높다는 결과는 국내 상장기업들에서 ESG 경영의 도입과 적용이 아직까지 그 시대적 배경이 짧기 때문에 체계적으로 정착되지 않은 실정임을 시사한다.

둘째, 앞서 ESG와 조세회피의 양(+)의 관계가 감사노력에 따라 약화되는지를 상호작용변수를 통해 알아본 결과에 의하면, 더미변수로 측정된  $ESG \times ASH$ 는 조세회피 측정치 중 LTD 계열인 DDBTD와 LTD에 대해 주로 유의하게 음(-)의 관계가 나타났다. 이러한 발견은 ESG와 조세회피 간의 평균적인 양(+)의 관계가 표준감사시간 대비 실제감사시간이 증가하면 그렇지 않은 경우보다 조세회피를 억제하는 효과가 있다는 것을 시사한다. 따라서 ESG 등급이 높은 기업에서 조세회피행위가 더 높은 상황에서 감사인의 감사노력이 증가, 즉 표준감사시간 대비 실제감사시간이 보다 증가하면 그렇지 않은 경우에 비해 조세회피행위를 줄이는 데 있어 중요한 영향을 미친다는 결과이다. 한편으로, 앞서의 결과는 ESG와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력의 증가가 긍정적인 조절효과로 작용한다는 것을 시사하므로, 표준감사시간제도 도입 이후 증가한 감사노력이 감사품질뿐 아니라 조세회피의 억제에도 기여한다는 이정희 외(2023)의 주장과도 일치한다. 또한 이러한 발견은 표준감사시간제도 도입의 실효성을 판단할 때 규제당국에게

의미 있는 정책적인 시사점을 제공한다. 그러나 이러한 ASH의 긍정적인 조절효과는 주로 ETR 계열보다 BTD 계열의 조세회피 측정치에서만 나타났다.

셋째, 추가분석에 의하면 앞서의 ESG와 조세회피(DDBTD, BTD) 간에 양(+ )의 관계는 주로 지배구조보다는 환경경영 또는 사회적책임경영에 기인한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 환경경영과 조세회피 또는 사회적책임경영과 조세회피 간에 양(+ )의 관계가 있는 것으로 볼 때 이들 활동이 그린위싱과 밀접한 관련이 있음을 시사한다. 그러나 감사인의 감사노력이 증가하면 사회적책임경영과 조세회피의 양(+ )의 관계는 유의하게 약화되는 것으로 나타났다.

마지막으로, 감사인의 감사노력에 대한 선택적인 측정치 중 ESG와 조세회피의 양(+ )의 관계를 약화시키는 조절효과가 있는지를 추가분석으로 알아본 결과에 의하면, 전년 대비 감사시간의 증가 또는 전년 대비 감사보수의 증가보다는 전년 대비 시간당보수가 증가할 때 주로 ESG와 조세회피(DDBTD, BTD)의 양(+ )의 관계를 약화시키는 조절효과로 작동하는 것으로 나타났다.

이상의 본 연구의 발견은 ESG가 조세회피를 억제하는 긍정적인 효과를 기대하기 어려운 상황에서 외부지배구조 중 하나인 외부감사인의 감사노력의 측정치인 표준감사시간 대비 실제감사시간의 증가 또는 전년 대비 시간당보수의 증가는 ESG와 조세회피의 관계에 긍정적인 조절효과의 역할(moderating role)을 보여주고 있다는 데 의미가 있다. 이러한 발견은 학계에 잘 알려지지 않은 새로운 정보를 제공해 준다는 점에서 의미가 있다. 또한 본 연구는 신외부감사법의 시행으로 도입된 제도 중 하나인 표준감사시간제도 이후 감사시간의 증가로 인한 감사보수의 증가 또는 시간당보수의 증가, 그리고 표준감사시간 대비 실제감사시간의 증가가 ESG와 조세회피와의 관계에 어떤 긍정적인 영향(positive effect)을 미치고 있는지에 대한 실증적 증거를 보여주고 있어 규제당국 및 정책입안자들에게도 표준감사시간제도 도입의 실효성 여부를 가늠하는데 있어 유익한 시사점을 제공한다. 따라서 본 연구결과는 규제기관이나 정책입안자들이 표준감사시간제도 도입에 따른 실효성 판단에 관한 유용한 참고 자료가 될 수 있다. 이와 더불어 학술적으로는 ESG와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력이 어떤 조절효과로 작동하는지에 관해 살펴본 처음의 연구인 것도 의의가 있다. 특히 과거 연구들은 감사노력과 조세회피의 관계만을 주로 살펴보았다면, 본 연구는 ESG와 조세회피의 관계에 감사노력이 긍정적인 조절효과의 역할을 하는지에 관한 새로운 실증 증거를 관련연구에 제공한다는 점에서 공헌한다. 아울러 2025년까지 금융위원회가 ESG에 대한 가이드라인을 제시하고 2030년부터 거래소의 상장기업들은 투자자 보호를 위하여 ESG 지표를 의무공시할 예정이다. 따라서 본 연구의 발견인 ESG와 조세회피 간에 양(+ )의 관계의 결과는 규제당국 및 정책입안자들의 ESG와 관련된 향후 정책 마련에도 의미 있는 시사점을 제공한다.

이와 같은 의미 있는 실증적 발견에도 불구하고, 본 연구는 다음과 같은 분석상의 한계가 있을 수 있다. 첫째, 가설을 검증할 때 본 연구는 축소모형과 확장모형을 이용하여 통제변수를 고려하였다. 그러나 연구모형식에 고려되지 않은 생략변수 문제는 남아 있다. 둘째, 본 연구의 종

속변수인 BTD 계열 및 ETR 계열 모두 측정상에 세전이익 및 추정과세소득이 모두 양(+)인 기업을 대상으로 분석된다. 그러나 이러한 측면은 수익성이 있는 기업만 주로 분석되기 때문에 자기선택의 편의 문제가 있을 수 있다. 마지막으로, 한국ESG기준원에서는 모든 상장된 기업의 ESG 등급을 제공한다기보다 대략 900개 정도의 기업만 매년 ESG 등급을 공시하고 있다. 이러한 사항은 본 결과를 상장기업 전체로 투영시키는 데는 한계가 있다. 하지만 앞서의 사항들은 조세회피 및 ESG 자료를 분석한 관련 선행연구들에서도 나타나는 동일한 방법론상의 한계일 수 있다.

## 참고문헌

- 강민지 · 배성호. 2022. “내부회계관리제도 감사가 외부감사인의 감사노력에 미치는 영향”. 국제회계연구 제104호 : 217-245.
- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 강주훈 · 최미화. 2010. “회계이익과 과세소득의 차이와 이익성장성 : 비정상적 LTD와 정상적 LTD를 중심으로”. 재무와 회계정보저널 제10권 제3호 : 151-170.
- 권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95-137.
- 기은선. 2012. “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”. 세무학연구 제29권 제2호 : 107-136.
- 김상명 · 박성욱 · 정희선. 2019. “경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제20권 제6호 : 35-61.
- 김선미 · 유승원 · 홍준용. 2020. “기업지배구조가 조세회피와 이익조정 간 관계에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제5호 : 193-220.
- 김요환. 2015. “코스닥기업에 관한 사회적 책임과 조세회피와의 관계”. 국제지역연구 제19권 제2호 : 193-205.
- 김용기 · 박성욱 · 김서현. 2022. “ESG, 경영전략과 조세회피”. 세무와회계저널 제23권 제5호 : 53-78.
- 김은주 · 조용언. 2012. “조세회피와 감사품질과 타인자본비용의 관련성”. 국제회계연구 제44호 : 279-300.
- 김현정 · 유승원. 2022. 주기적 감사인 지정이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향. 회계저널 제31권 제1호 : 49-83.
- 마희영. 2020. “기업지배구조 및 이익조정이 법인세비용과 현금납부법인세 차이에 미치는 영향”. 세무학연구 제37권 제2호 : 71-96.
- 박미영. 2012. “감사인 특성과 조세회피”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 191-219.
- 박성원 · 고종권 · 김영철. 2014. “재무적 제약과 조세회피”. 회계저널 제23권 제4호 : 339-382.
- 박종일 · 전규안 · 노희천. 2009. “회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세 변동 정보가 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제2호 : 225-260.
- \_\_\_\_\_. 선우희연 · 이윤정. 2023. “감사인의 실제-계약 시간차이 및 보수차이와 감사품질의 관계 : 감사품질의 측정을 위한 새로운 접근”. 회계학연구 제48권 제2호 : 87-137.
- \_\_\_\_\_. 김수인. 2019. “세무위험 및 조세회피의 재무보고의 불투명성과의 관계”. 세무학연구 제36권 제3호 : 9-54.

- \_\_\_\_\_. 2020. “경영자의 과신성향이 재무적 제약과 조세회피에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제2호 : 157-204.
- \_\_\_\_\_. 이운정. 2022. “경영자 과신성향 및 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향 : ESG 평가를 중심으로”. 세무학연구 제39권 제1호 : 9-59.
- \_\_\_\_\_. 전규안. 2018. “비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석”. 세무와회계저널 제19권 제5호 : 9-53.
- \_\_\_\_\_. \_\_\_\_\_. 2022. “시간당 감사보수의 증가가 감사품질을 향상시키는가?”. 회계·세무와 감사 연구 제64권 제3호 : 197-248.
- \_\_\_\_\_. 지승민. 2016. “기업의 세무보고 공격성 여부가 회사채 신용등급에 영향을 주는가?”. 회계저널 제25권 제3호 : 55-97.
- 박한순·이종필·정균채. 2013. “감사노력과 기업의 조세회피”. 회계연구 제18권 제1호 : 227-249.
- 배성호·오광욱. 2016. “외부감사인의 노력과 조세절감 성향간의 관련성”. 세무와회계저널 제17권 제4호 : 63-91.
- 신상이·박종일. 2020. “기업지배구조와 이익의 질이 지속적인 세무전략에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제6호 : 75-122.
- 심재연·전성민·허진숙. 2022. “표준감사시간제도 도입 이후 감사시간 증가가 감사품질 및 자기자본비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제23권 제3호 : 93-124.
- 이정희·이유선·전규안. 2023. “실제감사시간과 표준감사시간의 차이가 조세회피에 미치는 영향”. 회계학연구 제48권 제1호 : 69-109.
- 장승주·김응길·이용규·노희천. 2017. “경영자 과신성향이 조세회피에 미치는 영향”. 세무학연구 제4권 제2호 : 41-76.
- 정아름·정도진·김세훈. 2022. “표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 미치는 영향 : 교섭력과 재량적 발생액의 변동을 중심으로”. 회계·세무와 감사 연구 제64권 제3호 : 357-386.
- 정현아·유순미. 2021. “ESG경영이 조세회피에 미치는 영향”. 경영교육연구 제36권 제6호 : 119-144.
- 조문기·김선구·한만용. 2009. “경영자의 이익조정과 감사품질이 조세회피에 미치는 영향”. 상업교육연구 제23권 제1호 : 95-116.
- 조연주·김민희·전규안. 2022. “표준감사시간제도 도입이 감사품질에 미치는 영향”. 회계학연구 제47권 제2호 : 239-277.
- Albuquerque, R., Y. Koskinen, S. Yang, and C. Zhang. 2021. Resiliency of environmental and social stocks : An analysis of the exogenous COVID-19 market crash. *The Review of Corporate Finance Studies* 9(3) : 593-621.

- Altman, E. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23(4) : 589–609.
- Balakrishnan, K., J. L. Blouin, and W. R. Guay. 2019. Tax aggressiveness and corporate transparency. *The Accounting Review* 94(1) : 45–69.
- Broadstock, D. C., K. Chan, L. T. W. Cheng, and X. W. Wang. 2020. The role of ESG performance during times of financial crisis : Evidence from COVID-19 in china. *Working paper*. Hong Kong Polytechnic University.
- Chyz, J. A., F. B. Gaertner, A. Kausar, and L. Watson. 2019. Overconfidence and corporate tax policy. *Review of Accounting Studies* 24 : 1114–1145.
- Davis, A., L. Krull, and B. Williams. 2016. Do socially responsible firms pay more taxes? *The Accounting Review* 91(1) : 47–68.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3(3) : 193–199.
- Desai, M. and D. Dharmapala. 2006. Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics* 79(1) : 145–179.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2008. Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83(1) : 61–82.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevlin. 2016. Financial constraints and cash tax savings. *The Accounting Review* 91(3) : 859–881.
- Engelhardt, N., J. Ekkenga, and P. Posch. 2022. ESG ratings and stock performance during the COVID-19 crisis. *Sustainability* 13(13) : 1–15.
- Flammer, C. 2015. Does corporate social responsibility lead to superior financial performance? A regression discontinuity approach. *Management Science* 61(11) : 2549–2568.
- Godfrey, P and N. W. Hatch.(2005). Researching corporate social responsibility : An agenda for the 21st Century. *Journal of Business Ethics* 70(1) : 87–96.
- Guenther, D. A., S. R. Matsunaga, and B. M. Williams. 2017. Is tax avoidance related to firm risk? *The Accounting Review* 92(1) : 115–136.
- Hanlon, M. and J. Slemrod. 2009. What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reaction to news about tax shelter involvement. *Journal of Public Economics* 93(1–2) : 126–141.
- \_\_\_\_\_ and S. Heitzman. 2010. A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics* 50(2–3) : 127–178.
- Heninger, W. 2001. The association between auditor litigation and abnormal accruals. *The Accounting Review* 76(1) : 111–126.

- Kanagaretnam, K., J. Lee, and G. J. Lobo. 2016. Relation between auditor quality and tax aggressiveness : Implications of cross-country institutional differences. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 35(4) : 105–135.
- Kim, J., Y. Li, and L. Zhang. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm level analysis. *Journal of Financial Economics* 100(3) : 639–662.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accruals measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163–197.
- Slemrod, J. 2004. The economics of corporate tax selfishness. *National Tax Journal* 57(4) : 877–899.
- Velte, P. 2020. Environmental performance, carbon performance and earnings management : Empirical evidence for the European capital market. *Corporate Social Responsibility and Environment Management* 28(1) : 42–53.
- Yoon, B., J. H. Lee, and J. H. Cho. 2021. The effect of ESG performance on tax avoidance : Evidence from Korea. *Sustainability* 13(12) : 6729.
- Zhou, D. and R. Zhou. 2022. ESG performance and stock price volatility in public health crisis : Evidence from COVID-19 pandemic. *International of Environmental Research and Public Health* 19(1) : 1–15.

# The Effect of Audit Effort on the Association between ESG and Tax Avoidance

Jong-Il Park\* · Yun-Jeong Lee\*\*

## 〈Abstract〉

The purpose of this study is to investigate the relationship between environmental, social, and governance (ESG) and corporate tax avoidance, and the moderating effect of audit effort on that relationship. Therefore, we test whether firms with high ESG ratings are associated with greater or lesser tax avoidance. We also investigate whether the role of auditor's audit effort affects the relationship between ESG and tax avoidance. For our empirical tests, we use a sample of firms with positive pretax income and data from 2018 through 2022 to construct four tax avoidance measures : the book-tax income difference (BTD), the discretionary BTD of Desai and Dharmapala (2006), the current cash effective tax rate (ETR), and the GAAP ETR. We use the annual ESG ratings announced by the Korea Corporate Governance Service (KCGS). To study the effect of ESG on tax avoidance and the moderating effect of audit effort in this relationship, we uses four audit effort proxies : the actual-standard differences in audit hours, the increase in audit hours, the increase in audit fees, and the increase in audit fees per hours. We use our hand-collected dataset for the actual-standard differences in audit hours to overcome this limitation in prior research. The resulting sample in our study is 2,379 firm-year observations for the period 2018 to 2022.

By using Korean listed firms from 2018 to 2022, we first find that ESG is positively associated with tax avoidance. This results suggest that firms with higher ESG scores avoid paying more taxes. Second, we also find that the increases of auditor's audit effort attenuates the positive the relationship between ESG and tax avoidance. Our finding show that audit effort tends to dampen this positive relationship between ESG and firms' tax avoidance. Because auditors who audit clients who are tax aggressive face higher engagement risk. Hence, auditors have incentives to influence clients' aggressive tax activities.

Given previous study's rather mixed findings regarding the relation between ESG and tax avoidance (e.g., Jung and Yu 2021 ; Yoon et al. 2021 ; Kim et al. 2022 ; Park and Lee 2022), we add to the literature by investigating how audit effort affects it. We provide novel evidence that the role of audit effort significantly moderate the association between ESG and tax avoidance. As

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

\*\* Ph.D., Department of Accounting, Graduate School, Chungbuk National University, ckoz17@naver.com, Corresponding Author

far as we know, this is the first study that uses audit effort to explain the relationship between ESG and corporate tax avoidance. Furthermore, the contribution of our study is empirically present that the overall effect of the introduction of the Standard Audit Hours Policy (SAHP) was effective in improving the audit effort providing implications for supervisory authorities and policymakers.

〈Key words〉 tax avoidance, ESG, audit effort, actual–standard differences in audit hours, increase in audit fees per hours, moderating effect