

표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이가 조세회피에 영향을 미치는가?*

박종일** · 이병희*** · 이운정****

〈요 약〉

본 연구는 최근 연구로 이정희 외(2023)의 주장인 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이 비율이 클수록 조세회피 수준을 감소시키는지 알아보는 데 있다. 이를 위해 이정희 외(2023)의 방법과 달리, 본 연구는 표준감사시간을 사업보고서에 공시된 자료를 이용하여 관심변수를 측정하였다. 분석기간 2018년부터 2022년까지 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로 실증분석한 결과는 첫째, 표준 대비 실제감사시간의 차이 비율(*ASD*), 표준감사시간의 충족여부 또는 초과여부 모두는 네 개의 조세회피 측정치와 통계적으로 유의한 관계는 나타나지 않았다. 둘째, 상호작용변수를 고려하여 분석하면 *ASD*BIG4*는 조세회피와 유의한 음(-)의 관계로 나타났으나, *ASD*MKT*(코스닥기업여부)는 조세회피와 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 전자는 이정희 외(2023)와 일치하나, 후자는 상반된 결과였다. 셋째, 표준감사시간제도(SAHP) 전후기간으로 표본을 나누어 분석하면 SAHP 도입 이전과 이후 모두에서 전반적으로 유의한 결과를 관찰할 수 없었다. 마지막으로, 주기적 지정기업과 내부회계관리제도 감사대상기업을 제외하여 분석하면 선행연구와 달리, 표준감사시간의 충족여부는 조세회피와 오히려 유의하게 양(+)의 관계가 나타났다.

이상을 요약하면, 선행연구에서 연구자가 표준감사시간을 추정하여 분석된 결과와 달리, 사업보고서에 공시된 자료를 이용하여 분석하면 전반적으로 표준 대비 실제감사시간의 차이 비율이 클수록 조세회피를 억제한다는 일관된 증거는 나타나지 않았고, 오히려 무관련성이 더 일반적이었다. 따라서 이정희 외(2023)에서 표준감사시간제도가 감사품질의 제고뿐 아니라 조세회피 감소에도 기여한다는 주장을 뒷받침하는 실증적 증거는 쉽게 관찰할 수 없었다. 그러한 점에서 표준 대비 실제감사시간의 차이 측정치는 조세회피의 억제에 관한 신뢰할만한 지표를 제공하지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 발견은 감사노력과 조세회피의 관련연구에 새로운 증거를 제공한다는 데 의미가 있다.

〈주제어〉 표준감사시간제도, 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이, 감사노력, 조세회피, Big 4, 시장유형

* 이 논문은 고려대학교 2024년 대학특성화연구비 지원을 받아 수행된 연구입니다.

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

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

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

논문접수일 2023년 11월 17일 1차수정일 2024년 2월 3일 게재확정일 2024년 3월 20일

I. 서 론

감사인의 감사노력과 기업들의 조세회피 간의 관계에 대해서는 몇 편의 선행연구들이 실증분석을 수행해 왔지만, 일관된 연구결과를 보여주지는 못하였다. 예를 들면, 조문기 외(2009)와 박한순 외(2013)에서는 감사시간 또는 비정상 감사시간과 조세회피 간에 음(-)의 관계가 있다고 주장하였고, 박미영(2012)이나 배성호·오광욱(2016)에서는 비정상 감사시간 또는 비정상 감사보수와 조세회피 간에는 양(+)의 관계가 있다고 주장하였다. 한편, 이정희 외(2023)에서는 2019년 표준감사시간제도(이하 SAHP) 도입 이후 추정된 표준감사시간을 이용하여 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율, 또는 실제감사시간이 표준감사시간을 충족하는지 여부와 기업들의 조세회피 활동 간의 관계를 살펴본 결과 표준감사시간을 충족한 기업들이 그렇지 않은 기업들보다 조세회피 수준이 낮았고, 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록 유의하게 조세회피가 감소한다는 결과를 보고하였다. 또한 표준감사시간을 이용할 경우 일관된 연구결과가 나오는 반면, 비정상 감사시간을 이용할 경우 연구결과가 일관되지 않음을 보고하였다.¹⁾ 이에 기초하여 이정희 외(2023)는 SAHP의 도입이 감사품질뿐만 아니라 기업들의 조세회피 활동을 줄이는 데도 기여한다고 주장하였으며, 나아가 이러한 결과는 표준감사시간의 효과성에 대한 의미 있는 시사점을 제공한다고 보았다.

이들 선행연구에 대해서는 다음과 같은 문제점들을 지적할 수 있다. 우선 감사인의 감사노력이 조세회피를 억제할 수 있는지에 대해서는 아직 명확한 법적 규정이나 이론적 근거가 부족한 실정이며 그 결과 주로 연구자들의 실증결과에 기초한 주장이나 논의들이 이루어져 왔다는 점이다. 둘째, 이정희 외(2023)에서는 조연주 외(2022)에서와 마찬가지로 한국공인회계사사회(이하 한공회)의 표준감사시간 상세지침을 참고하여 개별기업별로 표준감사시간을 추정하였다.²⁾ 한공회에서 제시하는 개별업무 표준감사시간은 한공회가 제시한 표와 가감요인에 따른 피감기업의 특성과 감사인의 특성인 표준감사시간에 개별 감사팀의 숙련도조정계수를 곱하여 계산이 되는데, 후자(감사인의 특성)의 경우 전자(피감기업의 특성)에 비해 관측하기가 쉽지 않아 결국 개별업무 표준감사시간은 추정에 의존할 수밖에 없다. 따라서 이들 선행연구의 경우는 감사인이 직접 감사대상기업별로 결정한 표준감사시간과 한공회의 표준감사시간 상세지침에 따라 연구자에 의해 개별기업별로 산출한 표준감사시간 사이에 측정오차와 같은 문제를 내포할 수 있다. 셋째,

1) 이에 대해 이정희 외(2023)는 본 연구에서 추정한 표준감사시간을 이용한 표준 대비 실제감사시간의 차이 측정치가 비정상 감사시간 측정치의 한계를 보완할 수 있다고 주장한다.

2) 조연주 외(2022)는 한공회 표준감사시간 상세지침에 따라 표준감사시간을 추정한 후 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율을 계산한 후 감사품질(재량적 발생액)과의 관계를 분석하였다. 그 결과 조연주 외(2022)는 실제감사시간이 표준감사시간을 충족하거나, 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록 재량적 발생액이 억제된다는 결과를 보고하였다.

이정희 외(2023)의 경우 분석기간이 2015년부터 2019년까지로 SAHP가 포함된 기간은 2019년 뿐이며 나머지 표본기간은 SAHP와 실제로는 무관한 기간에 해당한다. 따라서 이정희 외(2023)의 연구결과가 실제로 SAHP의 도입효과인지 아닌지는 확실하지 않을 수 있다.

금융감독원(이하 금감원)은 지난 2019년 SAHP를 도입하게 됨에 따라 2020년 6월 30일부터 사업보고서의 공시서식을 변경하여 종전에 보고되었던 실제수행내역의 감사시간과 감사보수와 더불어 표준감사시간에 해당하는 감사시간과 감사보수를 감사계약내역에 포함하여 공시하도록 하였다(공시서식 §5-2-1 개정). 이는 규제당국이 감사계약서상에 공시된 표준감사시간에 따라 감사인이 실제로 감사과정에 시간과 노력이 투입되는지를 모니터링하려는 목적을 가지고 있다(박종일 외 2023a). 따라서 기업이 제출한 사업보고서에 보고된 감사계약내역의 정보를 이용하면 표준감사시간을 따로 추정할 필요가 없다. 즉, 이 자료를 이용하면 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율의 직접 계산이 가능하고, 또한 표준감사시간의 충족여부 및 표준감사시간의 초과여부에 대해서도 보다 정교한 측정이 가능하다.

따라서 본 연구는 우리나라 기업들의 사업보고서에 공시된 감사계약내역의 표준감사시간과 실제수행내역의 감사시간을 이용하여 이들 간의 차이가 기업들의 조세회피에 어떠한 영향을 미치는지를 알아보고자 한다. 본 연구는 전자공시시스템(DART)에 보고된 사업보고서의 감사용역 체결현황에서 감사계약내역의 감사시간(이하 표준감사시간)과 실제수행내역의 감사시간(이하 실제감사시간)을 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업들에 대해 수작업으로 자료를 수집하였다. 그런 후 사업보고서에 공시된 자료를 활용하여 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율, 표준감사시간의 충족여부, 또한 표준감사시간의 초과여부가 조세회피와 어떤 관련성이 있는지를 다시 확인하였다. 규제당국은 2020년 사업보고서에 당기를 포함한 과거 3개년도(예를 들어, 2018년-2020년)의 감사계약내역과 실제수행내역 각각의 감사시간과 감사보수를 비교목적으로 같이 공시토록 하고 있다. 그러므로, 2020년부터 2022년까지 사업보고서를 활용하면 2018년부터 2022년까지의 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율, 표준감사시간 충족여부 또는 초과여부에 대한 측정이 가능해졌다. 이에 따라 본 연구는 앞서 선행연구(이정희 외 2023)와 비교하면 보다 확장된 연구기간(2018년-2022년)을 이용하고, 또한 감사인이 직접 산정한 표준감사시간에 기반하여 실제감사시간과 표준감사시간의 차이가 조세회피에 미치는 영향에 대해 좀더 면밀한 분석을 하였다는 점에서 의의가 있다고 할 것이다.

본 연구는 몇 가지 관점에서 중요한 공헌점들을 지니고 있다. 우선 선행연구에서 일관된 실증결과를 찾을 수 없었던 감사인의 노력이 조세회피에 미치는 영향에 대해 보다 신뢰할만한 지표를 이용하여 검증하였다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 만약 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용한 연구결과가 선행연구의 연구결과와 일치할 경우 이는 표준 대비 실제감사시간의 차이 측정치가 조세회피에 어떠한 영향을 미치는지를 판단할 수 있는 신뢰할만한 지표가 될 수 있다는 것을 시사한다. 한편, 본 연구의 결과가 선행연구와 일치하지 않을 경우 선행연구에서 추

정한 표준감사시간 측정치에 오류가 있었을 가능성을 시사한다. 또한 본 연구는 2019년에 도입된 SAHP의 도입이 감사인의 감사품질 제고 외에도 조세회피와 관련하여 어떠한 영향력을 지니고 있는지를 살펴봄으로써 SAHP의 효과성과 관련하여 규제당국 및 정책입안자들에게 의미 있는 시사점을 제공한다고 할 수 있다. 특히 앞서의 선행연구와 달리, 본 연구는 SAHP의 도입효과를 보다 포괄적인 연구기간을 이용하여 분석하였다는 점에서 그 공헌점을 찾을 수 있다. 이와 더불어 앞서 언급한대로 감사인의 노력과 조세회피 간에 명확한 이론이 체계화되지 않은 실정에서 이와 관련한 경험적 증거는 후속연구자들이 이론을 새롭게 개발할 때 도움이 된다는 점에서 본 연구의 공헌점이 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서 표준감사시간제도와 감사품질, 또한 감사품질 또는 감사시간과 조세회피의 관계를 분석한 그동안의 선행연구에 대해 살펴본 후, 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구가설을 검증하기 위한 연구모형식을 설계하고, 또한 표본의 선정절차를 기술한다. 제Ⅳ장은 주된 실증분석 결과, 민감도 분석결과, 추가분석 결과 및 본 연구의 시사와 공헌점을 제시하고 논의한다. 마지막으로, 제Ⅴ장은 본 연구결과를 요약한 후 본 연구의 시사점, 그리고 분석상의 한계를 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 검토와 가설의 제시

1. 표준감사시간제도와 감사품질을 분석한 선행연구 검토

2017년 10월 신외부감사법의 전면개정으로 2019년에 표준감사시간제도(SAHP)³⁾가 도입되면서 해당 제도 도입과 관련한 실효성 여부를 감사품질 측면에서 확인하는 연구들이 다수 존재한다(김경용·정균범 2020 ; 이유선 외 2021 ; 심재연 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일·전규안 2022 ; 김용식·박상훈 2023a, 2023b 등). 예를 들어, 김경용·정균범(2020)은 2019년에 도입된 표준감사시간제도가 감사품질의 향상을 가져왔는지를 재량적 발생액 측면에서 살펴보았다. 해당 연구는 SAHP 도입 전후기간(2018-2019년)을 비교하여 재량적 발생액의 절댓값이 감소했는지로 감사품질을 측정하였다. 분석결과를 보면 표준감사시간제도 도입 이후 감사품질이 향상되는 것으로 나타났고, 또한 감사품질의 향상 정도는 감사인의 감사시간이 증가할수록 더 크게 나타났다. 이에 이 연구는 외부감사법상 표준감사시간의 적용으로 감사품질이 향상된 것으로 해석하였다. 이유선 외(2021)는 표준감사시간제도의 실효성과 관련한 분석을 SAHP 도입 전후기간의 총

3) 표준감사시간제도의 도입 취지는 감사인이 충분한 감사시간을 투입하여 감사업무의 품질을 제고하고, 투자자 등의 이해관계자의 보호를 위하여 한공회가 감사인이 투입하여야 할 표준감사시간을 정할 수 있게 한 것이다.

감사시간과 직급별 감사시간에 어떤 변화가 있는지를 중심으로 살펴보았다. 분석결과는 SAHP 도입 이후 감사인의 총감사시간이 증가하고, 또한 핵심직급인 상위직급(품질관리검토자, 담당이사, 등록회계사)의 감사시간이 증가하는 것으로 나타났다. 이에 저자들은 해당 제도의 취지에 맞게 감사인은 감사시간을 충분히 확보하기 위해 노력하고, 이는 감사품질 향상에 긍정적 영향을 주는 것으로 해석하였다. 또한 정아름 외(2022)는 표준감사시간제도 도입 이후 감사보수의 증가 또는 시간당보수의 증가와 재량적 발생액 간에 음(-)의 관계가 있음을 보고하였고, 박종일·전규안(2022) 역시 감사인의 감사수익성인 시간당 보수의 증가와 재량적 발생액 간에 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 이들 연구는 SAHP 도입 이후 표준감사시간의 증가에 기인한 감사보수 또는 시간당보수의 증가가 감사품질 향상에 기여한다는 것을 보여준다. 심재연 외(2022)는 표준감사시간제도 도입의 효과성을 SAHP 도입 이후 감사시간의 증가가 감사품질과 시장반응에 어떤 영향을 미치는지 살펴보았다. 분석결과는 SAHP 도입 이후 재무제표의 재작성 정도가 감소하는 것으로 나타났고, 감사시간이 증가할수록 이러한 감사품질의 개선 효과는 강화되는 것으로 나타났다. 또한 SAHP 도입 이후 감사시간이 증가함에 따라 자기자본비용은 감소하는 것으로 나타났다. 김용식·박상훈(2023a)은 SAHP 도입에 따라 회계 보수주의가 전반적으로 증가한다는 결과를, 또한 김용식·박상훈(2023b)은 SAHP 도입 이후 실물활동 이익조정이 감소한다는 결과를 보고하였다. 이들 연구는 공통되게 표준감사시간제도 도입 이후 증가된 감사시간이 감사품질을 더 향상시키는 결과로 해석하였다.

다음으로, SAHP가 도입됨에 따라 실제감사시간과 표준감사시간의 차이(*ASD*)와 감사품질의 관계를 분석한 연구들이 있다(조연주 외 2022 ; 전성일·박연호 2023 ; 박종일 외 2023a). 이들 연구는 실제감사시간과 표준감사시간의 차이를 감사노력의 대용치로 사용한 연구들이다. 즉 선행연구들은 준거점인 표준감사시간보다 실제감사시간이 더 증가할수록 감사인의 감사노력이 증가한 것으로 해석한다. 예를 들어, 조연주 외(2022)는 분석기간 2015년부터 2019년까지를 대상으로 한공회에서 제시한 표준감사시간 상세지침에 따라 개별기업별로 표준감사시간을 추정한 후 표준감사시간을 충족한 기업이 미충족 기업보다, 또는 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록 감사품질(재량적 발생액)이 증가한다는 결과를 보고하였다. 그런데 이 연구의 분석기간 2015년부터 2019년까지 중 실제 SAHP 도입 후는 2019년도 한해뿐이므로, 의미 있게 나타난 증거가 SAHP 도입 전에 기인한 것인지, 아니면 도입 후에 기인한 것인지는 모호하다. 이와 달리, 전성일·박연호(2023)는 분석기간을 SAHP 도입 이후기간인 2019년부터 2021년까지를 대상으로 하여 재량적 발생액과 실물활동 이익조정을 같이 살펴보았다. 분석결과, 전체표본을 이용한 경우 실제감사시간과 표준감사시간의 차이(*ASD*)는 재량적 발생액(*DA*)과 양(+)의 관계로 나타나 앞서 조연주 외(2022)의 경우와는 상반된 증거였다. 또한 표본을 종속변수인 *DA*가 양(+)인 경우와 음(-)인 경우로 나누어 분석하면 *ASD*는 *DA*가 양(+)인 집단과 유의한 결과는 나타나지 않은 반면, *DA*가 음(-)인 집단과는 유의하게 양(+)의 결과로 나타났다. 이에 대해 저자들은 표

준감사시간을 준수하는 기업은 이익조정 자체를 억제한다기보다는 이익의 하향조정이 강화된 결과로 해석하였다. 즉 이 연구의 결과는 SAHP 도입 이후 표준감사시간보다 실제감사시간이 증가할수록 이익의 상향조정은 억제되지 않고, 이익의 하향조정만 더 억제된다는 것이다. 또한 표준감사시간 준수 수준(ASD)은 실물활동 이익조정에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이들 두 연구는 각기 추정한 표준감사시간을 이용한 경우에서 ASD 와 DA 의 관계 간에 서로 다른 상반된 증거를 제시하였다.

반면, 박종일 외(2023a)는 직접적으로 표준감사시간제도 도입의 효과성을 분석한 경우는 아니지만, SAHP 도입 다음 해인 규제당국이 표준감사시간제도의 표준감사시간이 실무계에서 제대로 준수되는지를 확인하기 위해 2020년부터 사업보고서 공시서식의 개정에 따라 감사계약내역의 감사시간과 감사보수와 실제수행내역의 감사시간과 감사보수의 구분기재된 자료를 수집하여 이들 정보가 감사품질에 대한 새로운 측정치인지를 알아보았다. 이 연구는 사업보고서에 공시된 실제수행내역의 실제감사시간과 감사계약내역의 감사시간의 차이를 ‘실제-계약 시간차이’로 칭하고, 실제수행내역의 감사보수와 감사계약의 감사보수를 ‘실제-계약 보수차이’로 칭한 후, 이들 변수와 감사품질의 관계를 분석한 결과, 실제-계약 시간차이가 증가할수록, 실제-계약 보수차이가 증가할수록, 그리고 실제-계약 시간차이와 보수차이 모두가 증가한 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 감사품질이 유의하게 증가한다는 결과를 보고하였다. 여기서 박종일 외(2023a)는 사업보고서에 공시된 감사계약내역의 감사시간은 2019년부터 감사인은 표준감사시간에 따라 감사계약을 수행하므로, 실제-계약 시간차이와 감사품질의 관계는 앞서 조연주 외(2022)의 연구에서 살펴본 관심변수 ASD 와 감사품질의 관계와 같은 결과라고 논하고 있다. 즉 박종일 외(2023a)의 연구는 감사인이 직접 표준감사시간을 산정한 경우인 기업이 사업보고서에 공시한 표준감사시간을 이용해 ASD 와 DA 의 관계를 분석하면 표준감사시간보다 실제감사시간이 더 초과할수록 감사품질이 향상된다는 결과였다.

이상의 선행연구들의 발견을 종합해 보면, 표준감사시간제도 도입에 따라 도입 전보다 후에 감사품질이 향상되고(김경용·정균범 2020 ; 김용식·박상훈 2023a, 2023b), 표준감사시간제도 도입 이후 감사시간, 감사보수 및 시간당보수가 증가할수록 감사품질이 제고되며(심재연 외 2022 ; 정아름 외 2022 ; 박종일·전규안 2022), 자본비용이 감소하고(심재연 외 2022), 표준감사시간보다 실제감사시간이 더 투입되거나 표준감사시간을 충족한 경우가 미충족의 경우보다 감사품질이 증가하는 것으로 나타났다(조연주 외 2022 ; 박종일 외 2023a). 이처럼 선행연구들은 SAHP 도입이 대체로 감사품질 제고에 효과성이 있음을 확인하였다. 다만, 표준감사시간을 추정하여 분석한 ASD 와 감사품질의 관계는 양(+)의 결과를 보고한 연구(조연주 외 2022)와 음(-)의 결과를 보고한 연구(전성일·박연호 2023)로 나누어져 혼재된 증거(mixed evidence)를 보였다. 이는 연구자마다 표준감사시간의 추정치에 편차가 있을 수 있으므로, 추정된 ASD 와 감사품질의 관계 역시 그 결과가 달라질 수 있음을 시사한다.

2. 감사품질 또는 감사시간과 조세회피를 분석한 선행연구 검토

선행연구는 감사위험을 증가시키는 기업의 조세회피행위를 감사인이 억제할 것으로 보는 관점과 경제적 유인에 따라 조세회피행위에 도움을 줄 수 있다는 상반된 관점에 따른 결과를 제시하고 있다(조문기 외 2009 ; 박미영 2012 ; 박한순 외 2013 ; 박한순 2014 ; 배성호 · 오광욱 2016 ; 이정희 외 2023). 표준감사시간제도 도입 이전의 연구로 감사품질 또는 감사노력과 조세회피 간에 음(-)의 관계를 보고한 선행연구(조문기 외 2009 ; 박한순 외 2013 ; 박한순 2014 ; 이정희 외 2023)를 먼저 살펴보면 다음과 같다. 조문기 외(2009)는 경영자가 보고이익을 하향조정하여 조세회피를 하는지, 그리고 감사인의 감사품질이 높을수록 조세회피가 감소하는지 살펴보았다. 분석결과, 이익을 하향조정한 기업이 조세회피를 적극적으로 수행하고 있는 것으로 나타났다. 또한 이 연구에서는 감사품질의 대용치로 측정된 감사시간이 많이 투입될수록, 또한 감사위원회를 도입한 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 조세회피가 감소하는 것으로 나타났다. 이 결과에 대해 저자들은 감사인의 감사품질이 높은 기업은 경영자의 재량적 의사결정을 제한하여 조세회피 역시 감소되는 것으로 해석하였다. 박한순 외(2013)는 감사인이 감사노력을 많이 투입할수록 기업의 조세회피가 감소할 것으로 예상하고 감사노력의 대용치로 비정상 감사시간을, 조세회피 측정치로 Desai and Dharmapala(2006)의 모형에 따라 추정된 비정상 회계이익 · 과세소득의 차이를 이용하여 분석하였다. 분석결과, 양(+)의 조세회피 표본에서, 또한 조세회피 표본 중에 그 값이 0에 가까운 상위 20% 표본에서 주로 감사노력과 조세회피 간에 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 저자들은 양(+)의 조세회피를 보이는 기업의 경우 감사인이 더 많은 감사노력을 기울여 조세회피가 감소한 것으로 해석하였다. 하지만, 이 결과는 표본의 평균적인 결과는 아니므로, 제한된(limited) 증거에 해당한다. 박한순(2014)의 연구는 조세회피를 다룬 연구에서 실제과세소득과 추정과세소득 간 비교연구가 충분히 이루어지지 못한 점을 지적한 후, 감사노력(비정상 감사시간)과 조세회피의 관계 검증에서 추정과세소득을 이용한 검증결과와 실제과세소득을 이용한 검증결과가 동일한지 여부를 비교분석하였다. 분석결과는 실제과세소득을 이용하여 측정된 양(+)의 조세회피 표본에서 주로 비정상 감사시간이 많을수록 조세회피가 감소한다는 결과가 나타났다. 이와 달리, 추정과세소득을 이용하여 측정된 양(+)의 조세회피 표본에서는 정반대로 비정상 감사시간이 많을수록 조세회피가 증가하는 것으로 나타났다. 이 연구는 이러한 결과에 대해 조세회피 연구에서 실제과세소득이 아닌 추정과세소득을 이용하여 분석된 결과는 타당성이 유지되지 못할 가능성이 있음을 지적하고, 결과해석에 주의가 요구된다고 주장한다.

다음으로, 감사품질과 조세회피 간에 양(+)의 관계를 보고한 선행연구(박미영 2012 ; 배성호 · 오광욱 2016)는 다음과 같다. 예를 들어, 박미영(2012)은 조세회피가 감사위험을 증가시키기 때문에 감사인이 피감기업의 조세회피행위를 억제하기 위한 노력을 기울일 것으로 보고, 감사품질이 높을수록 조세회피가 감소할 것으로 예상하였다. 이 연구는 감사품질을 결정하는 감사인

특성으로 비정상 감사보수, 감사인규모, 감사인 교체여부, 세무조정서비스 제공여부와 조세회피와의 관계를 검증하였다. 분석결과는 예상과 달리 비정상 감사보수 또는 감사인 교체여부는 조세회피와 양(+)의 관계로 나타났다. 이에 대해 저자들은 비정상 감사보수가 높을수록 기업과 감사인 간의 경제적 유대가 증가해 조세회피를 억제하기 어렵고, 또한 감사인교체는 감사인이 피감기업에 대한 이해부족으로 인해 감사품질이 저하되어 조세회피가 증가한 것으로 해석하였다. 배성호·오광욱(2016)은 외부감사인이 기업의 조세회피행위에 어떤 역할을 하는지를 알아보기 위해서 감사노력의 대용치로 감사시간과 비정상 감사시간을 이용하여 조세회피와의 관계를 분석하였다. 분석결과는 감사시간 및 비정상 감사시간과 조세회피 간에 양(+)의 관계로 나타났다. 저자들은 이러한 결과에 대해 감사인이 피감기업과의 우호적인 관계를 유지하기 위해 피감기업의 조세회피에 유리한 역할을 한 것으로 해석하였다. 또한 세무관련 서비스 제공 여부로 표본을 나누어 분석한 결과에서 세무관련 서비스를 동시에 제공한 경우는 유의한 관계가 관찰되지 않은 반면, 회계감사업무만 제공한 표본의 경우 감사노력과 조세회피 간에 양(+)의 관계로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 지속적으로 감사보수가 하락하는 상황에서 회계감사의 감사기능이 조세회피와 관련된 감사인의 경제적 유인과 상충되었을 때 감사인이 경제적 유인도 동시에 고려하여 나타난 결과로 보았다.

한편, 감사품질을 제고하기 위해 신외부감사법 개정에 따라 2019년에 도입된 표준감사시간 제도가 도입 취지를 달성하고 있는지를 조세회피 감소 측면을 통해 분석한 이정희 외(2023)의 연구가 있다. 이 연구는 표준감사시간을 한공회 상세지침에 따라 추정한 후 감사노력의 대용치로 실제감사시간과 표준감사시간의 차이, 표준감사시간을 충족하는지 여부로 측정하여 조세회피와의 관계를 분석하였다. 2015년부터 2019년까지를 분석대상으로 분석한 결과, 표준감사시간을 충족한 기업이 미달한 기업에 비해, 또한 실제감사시간이 표준감사시간을 더 초과할수록 조세회피가 감소하는 것으로 나타났다. 이에 대해 이 연구는 표준감사시간제도의 도입이 감사품질의 제고뿐 아니라 기업의 조세회피를 감소시켜 표준감사시간의 효과성에 대한 증거로 해석하였다. 한편, 이 연구는 표준감사시간제도를 논하고 있으나, 분석기간 2015-2019년 중 표준감사시간제도와 실제 관련된 기간이 2019년의 한해 연도뿐이라는 점은 해석 시 이를 감안할 필요가 있다.

이상의 선행연구를 종합해 보면, 표준감사시간제도(SAHP) 도입 전을 분석한 선행연구들은 감사노력의 대용치인 감사품질 또는 비정상 감사시간의 증가가 조세회피 수준을 감소시킨다는 결과(조문기 외 2009 ; 박한순 외 2013 ; 박한순 2014)와 기업과 감사인 간의 경제적 유착관계의 형성으로 인해 비정상 감사보수 및 감사시간의 증가가 조세회피 수준을 증가시킨다는 결과(박미영 2012 ; 배성호·오광욱 2016)가 보고되어 혼재된(mixed) 증거로 나타났다. 보다 최근 연구로 SAHP 이후를 분석한 이정희 외(2023)는 감사인의 감사품질 제고 측면에서 표준감사시간제도의 도입이 조세회피 감소에도 기여하고 있다는 결과를 표준 대비 실제감사시간의 차이의 증

가와 표준감사시간의 충족 여부를 통해 제시하였다. 하지만 앞서의 선행연구의 결과는 연구자가 표준감사시간을 추정하여 분석한 증거라는 점에서 감사인이 직접 피감기업에 대해 산정한 표준감사시간을 이용하여 분석한 경우에도 동일한 결과가 나타나는지는 실증적 의문일 수 있다. 왜냐하면 연구자에 의한 표준감사시간의 추정은 추정오차의 문제가 있을 수 있기 때문이다(조연주 외 2022).

3. 가설의 제시

감사인의 주요 역할은 감사대상기업에 대한 재무제표와 관련한 공시사항이 중요성 관점에서 공정하게, 또한 기업의 재무상황이 회계기준과 일치하는지에 관한 감사의견을 표명하는 데 있다. 따라서 감사인의 감사품질 또는 감사노력이 증가할수록 감사의견 형성에도 중요한 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이론적으로 감사품질이나 감사노력이 조세회피와 명확한 관계가 있다는 것을 구체화시켜 설명하거나 논의한 연구는 거의 찾아보기란 어렵다. 이러한 데에는 앞서 외부 감사인의 역할이 재무제표의 감사에 대한 의견형성 과정에 있기 때문이다. 그러한 점에서 선행 연구들은 감사품질 또는 감사노력의 증가와 조세회피 간에 음(-)의 관련성에 대한 논의를 감사품질의 특성, 또는 감사품질과 이익조정 간에 음(-)의 관계가 조세회피에도 확장될 것으로 보는 관점을 취해 왔다. 예를 들어, 박미영(2012)은 감사인의 감사품질이 높은 경우 조세회피에 대한 적발가능성과 보고가능성을 높여 조세회피를 억제할 것으로 기대하였다. 이는 DeAngelo (1981)에서의 감사품질(audit quality)과 관련한 정의인 중요한 오류의 적발확률과 보고확률의 결합확률에 기초한 것이다. 또한 선행연구들은 감사인의 감사업무에 대한 감사노력인 감사시간이 더 많이 투입될수록 우수한 감사품질을 제공할 가능성이 높으므로 이익조정이 억제될 것으로 보고 있다(Becker et al. 1998 ; Caramanis and Lennox 2008 ; 박종일 · 전규안 2018). 따라서 박한순(2013)은 감사인의 감사시간으로 측정된 감사노력(audit effort)이 많을수록 기업의 이익조정과 조세회피를 적발할 가능성이 높을 것으로 보았다. 앞서의 선행연구는 감사시간이 많이 투입될수록 기업의 이익조정이 억제되어 발생액 중 재량적 부분이 감소하는 것과 같이 기업의 조세회피가 억제되어 회계이익과 과세소득의 차이 중 재량적 부분이 감소할 것으로 기대한 것이다. 그리고 이정희 외(2023)는 앞서의 주장들에 기초하여 이를 2019년 표준감사시간제도 도입에 따른 감사시간의 증가와 연계시키고 있다. 즉 전술한 바와 같이 이 분야의 연구는 감사노력과 조세회피 간에 음(-)의 관계를 보여준 선행연구(조문기 외 2009 ; 박한순 외 2013 ; 박한순 2014)와 두 번 수 간에 양(+)의 관계를 보여준 선행연구(박미영 2012 ; 배성호 · 오광욱 2016)로 나누어진다. 이러한 상반된 증거가 모두 존재하지만, 앞서의 선행연구는 2017년 개정된 신외부감사법에 따라 도입된 표준감사시간제도가 감사인에게 충분한 감사시간의 투입을 통한 감사품질 개선을 위해서 타당하게 산정되었다면 실제감사시간이 표준감사시간을 더 많이 초과할수록, 또는 표준감

사시간을 충족한 기업은 미달한 기업보다 조세회피가 낮을 것으로 예상하였다. 이는 표준감사시간 대비 실제감사시간으로 측정한 감사노력의 증가가 이익조정을 억제한다는 선행연구(조연주 외 2022)를 조세회피의 억제로 확장한 것이다. 이에 이정희 외(2023)는 감사인의 감사노력을 실제감사시간만을 이용하여 분석한 선행연구들과는 달리, ‘이론적 정상감사시간’에 해당할 수 있는 표준감사시간(준거점)보다 실제감사시간이 더 초과할수록, 또는 표준감사시간을 충족한 기업이 미달한 기업보다 감사인의 감사노력이 더 증가하므로, 조세회피를 감소시키는지를 실증적으로 알아보고자 했다. 따라서 본 연구는 선행연구에 기초하여 아래와 같은 가설을 설정한 후 감사노력의 대용치 중 하나인 표준 대비 실제감사시간에 대해서 공시된 자료를 이용하여 측정할 경우에도 선행연구에서 관찰된 감사노력과 조세회피 간에 음(-)의 관계가 성립하는지를 경험적으로 알아보고자 한다.

가설 : 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이가 클수록 조세회피 수준이 낮다.

이정희 외(2023)의 연구에서 위의 가설은 감사노력과 조세회피와의 관계에 대한 이론적 논의보다는 관련 연구들에서 상반된 증거에도 불구하고, 2017년에 전면 개정된 신외부감사법이 감사품질 제고하고 투자자 등 이해관계인 보호를 위하여 SAHP를 도입했으므로, 그로 인해 감사품질이 제고되며, 더 나아가 조세회피 감소에도 기여할 것으로 본 것이다. 이처럼 이론적 논의보다는 연구자의 예상을 바탕으로 가설이 설정되었다. 특히, 이정희 외(2023)는 관련연구들에서 비정상 감사시간(abnormal audit hours)과 조세회피의 관계를 분석할 때 비정상 감사시간의 측정치는 연구모형을 통해 추정되므로, 비정상 감사시간의 추정상에 설명변수인 ‘정상 감사시간’을 표준감사시간으로 대체한 것으로 논의하였다. 연구자들은 이러한 비정상 감사시간의 추정과정에서 발생하는 측정오류의 문제가 해소될 것으로 보았다. 이를 위해 앞서의 선행연구는 한공회에서 제정한 표준감사시간의 상세지침에 따라 연구자들이 표준감사시간을 개별기업별로 추정한 후 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율, 또한 표준감사시간의 충족여부를 산출한 후 조세회피의 관계를 분석하였다. 하지만 앞서의 선행연구에서 위의 논의상에 모순된 설명이 하나 있다. 그것은 표준감사시간을 연구자들이 직접 한공회의 표준감사시간 상세지침에 따라 개별기업별로 추정하면 감사인이 피감기업에 대해 표준감사시간을 산정한 것과는 다를 수 있다는 점이다. 이는 감사인의 특성이나 피감기업의 특성 정보에 대한 자료 접근성에 연구자는 제약이 따르므로, 비정상 감사시간과 마찬가지로 표준감사시간을 연구자가 직접 산정하면 제한된 정보에 따른 가정을 할 수밖에 없고, 그로 인해 산출된 표준감사시간에는 측정오류가 내포될 수 있다. 즉 감사인이 직접 산출한 표준감사시간과 비교할 때 과대 또는 과소추정의 문제가 발생할 수 있어 감사인의 실제치와는 다를 수 있다.

예를 들어, 한공회의 표준감사시간 상세지침의 경우 개별업무 표준감사시간=한공회가 제시한 표와 가감요인에 따른 표준감사시간×개별 감사팀의 숙련도조정계수로 구성된다(한공회 표

준감사시간 상제 지침 2019.8, p.18 참조). 여기서 전자인 한공회가 제시한 표와 가감요인에 따른 표준감사시간은 피감기업의 특성과 관련되어 있어 연구자가 개별기업에 대한 정보들을 사전에 충분히 습득하면 어느 정도까지 계산을 할 수 있다. 이와 달리, 후자인 개별 감사팀의 숙련도 조정계수는 감사인의 특성과 관련되어 있어 외부의 관찰이 불가능한 정보이다. 즉 개별 감사팀의 숙련도조정계수는 다음과 같이 감사인숙련도⁴⁾(개별감사팀단위) = Σ 경력별가중치 $\times$ 감사시간 투입비율로 구성된다. 이에 대해서는 그 계산과정상에 감사인의 특성 정보가 필요하며, 이 사항은 외부에서 쉽게 접근할 수 없는 정보로 연구자의 가정과 추정이 수반되어야 표준감사시간의 산출이 가능해진다. 즉 전자와 달리, 후자에 해당하는 개별 감사팀의 숙련도조정계수는 감사업무 수행하는 감사팀의 특성 정보로 구성된다는 점에서 감사인이 아닌 이상 연구자가 이를 일일이 산출하기란 어려움이 따른다. 이러한 측면에서 후자의 경우 연구자들이 이를 계산하기 위해서는 추정과 가정이 표준감사시간 계산에 포함되며, 따라서 감사인이 직접 산정한 표준감사시간의 실제치와 달리 과대 또는 과소추정의 문제가 발생할 수 있다. 즉 연구자가 개별기업에 대한 제한된 정보환경 하에서 한공회에서 제공하는 표준감사시간 상제지침을 이용한다고 해도 추정된 표준감사시간이 산출되는 것이며, 따라서 이렇게 ‘추정된 표준감사시간’은 실제 감사에 투입되는 감사인이 직접 산정한 표준감사시간 간에 측정오차(measurement error) 문제가 존재한다. 이러한 논의에 기초해 볼 때 이정희 외(2023)의 설명에서 비정상 감사시간의 계산상에 ‘정상 감사시간’을 실제 감사인이 계산한 표준감사시간이 아닌 연구자가 ‘추정된 표준감사시간’으로 대체하여 측정할 경우 추정오차(estimated error) 대신 측정오차의 문제가 여전히 남아 있다. 이러한 측정오차의 문제를 해소하기 위해서는 감사인이 직접 산정한 표준감사시간을 이용해야 할 필요가 있다.

감사인이 직접 산출한 표준감사시간 대신 연구자에 의한 추정된 표준감사시간은 관심변수인 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이에 영향을 미칠 수 있고, 또한 표준감사시간의 충족 여부에도 영향을 미치며, 그로 인해 종속변수인 조세회피와의 관계에도 영향을 미칠 수 있다. 그러한 점에서 선행연구에서 나타난 실제감사시간이 표준감사시간을 더 초과할수록, 표준감사시간이 미충족된 경우보다 충족된 경우 조세회피를 감소시킨다는 발견이 표준감사시간에 대한 측정오차에 기인한 것인지, 아니면 그러한 현상이 실제로도 실무계에서 존재하는 것인지를 확인해 보기 위해서는 감사인이 직접 산정한 표준감사시간을 이용하여 파악해 보는 작업이 필요하다. 특히, 표준 대비 실제감사시간의 차이로 측정된 감사노력과 조세회피 간에 음(-)의 관련성을 보고한 선행연구는 이에 대해 표준감사시간제도가 감사품질 외에도 조세회피 감소에 기여하고, 더 나아가 표준감사시간제도의 효과성과 관련한 의미 있는 시사점을 규제기관에게 제공한다고

4) 감사인숙련도는 담당이사, 등록회계사, 수습회계사, 품질관리검토자, 세무전산평가 등의 회계법인 내부 전문가로 구성된 감사팀의 팀단위 숙련도를 나타낸다(한공회 표준감사시간 상제지침, p.14). 이는 감사인 특성과 관련이 있는 사항이다.

주장한다. 이러한 주장이 뒷받침되는지를 확인하는 작업은 학계뿐만 아니라 규제당국에게도 시의적절성 있는 의미 있는 정보를 제공한다는 점에서 중요한 주제가 아닐 수 없다. 또한 이러한 사항은 실증적 문제로 귀결되는 사항이다. 따라서 앞서의 검증가능한(testable) 의문을 알아보기 위하여 2020년 6월 30일에 금감원이 사업보고서의 공시서식 개정을 통해서 새롭게 제공하는 감사계약내역에 공시된 감사시간이 표준감사시간에 해당될 수 있으므로(박종일 외 2023b),⁵⁾ 본 연구는 전자공시시스템을 통해 개별기업별로 사업보고서에서 감사계약내역과 실제수행내역의 각 감사시간 자료를 수집한 후 앞서의 가설을 경험적 분석을 통해 알아본다. 사업보고서에 공시된 감사계약내역의 감사시간은 2019년 표준감사시간제도 도입 이후 감사인은 표준감사시간에 따라 감사계약을 체결해야 하므로(한공회 표준감사시간 상세지침, p.2), 사업보고서에 공시되는 감사계약내역의 감사시간은 감사인이 직접 한공회에서 제정한 표준감사시간 상세지침에 따라 산정한 표준감사시간에 해당한다. 따라서 이 자료를 이용하여 관심변수를 측정할 경우에도 선행연구에서 추정된 표준감사시간을 이용한 경우와 같이 조세회피와의 관계에서 일관된 증거(consistent evidence)가 관찰되는지를 알아보는 것이 본 연구의 주제이다.

III. 연구모형의 설계와 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구는 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이로 측정된 감사노력이 기업의 조세회피를 억제하는지를 알아보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 다음의 식(1A) 및 식(1B)의 모형식을 이용하여 검증한다.

$$\begin{aligned} TAXAVOID_t = & \beta_0 + \beta_1 ASD_t(ASD_Meet_t, ASD_Pos_t) + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 FIRST_t + \beta_4 FOR_t \\ & + \beta_5 CFOA_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRWS_t + \beta_9 INVREC_t \\ & + \beta_{10} MKT_t + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1A)$$

5) 2019년 표준감사시간제도의 도입 이후 규제당국은 회계법인 차원에서 개별 감사계약의 감사시간 관리가 제대로 작동하는지를 관리·감독할 유인이 존재한다. 2020년 사업보고서에 보고되는 감사계약내역의 감사시간은 2019년에 표준감사시간제도가 도입되었기 때문에 해당 피감기업을 감사하는 감사인은 피감기업과의 감사계약상에 표준감사시간에 따라 감사보수를 책정한다. 따라서 기업이 공시한 사업보고서의 감사계약내역의 감사시간이 표준감사시간을 나타낼 수 있다. 사업보고서의 감사계약내역의 감사시간인 표준감사시간과 실제수행내역의 실제감사시간을 비교하여 감사인이 사전에 정한 감사계약내역의 표준감사시간보다 감사수행 후 실제감사시간이 현저히 미달하는 경우 규제당국은 사후 감리 선정에 고려할 수 있다(박종일 외 2023a).

$$\begin{aligned}
TAXAVOID_t = & \beta_0 + \beta_1 ASD_t(ASD_Meet_t, ASD_Pos_t) + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 FIRST_t + \beta_4 FOR_t \\
& + \beta_5 CFOA_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRWS_t + \beta_9 INVREC_t + \beta_{10} MKT_t \\
& + \beta_{11} PAD_t + \beta_{12} IAC_t + \beta_{13} ROA_t + \beta_{14} DAK_t + \beta_{15} NOL_t + \beta_{16} Zscore_t \\
& + \beta_{17} MTB_t + \beta_{18} R\&D_t + \beta_{19} PPE_t + \beta_{20} INTA_t + \beta_{21} OWN_t \\
& + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{1B}$$

여기서, 종속변수

$TAXAVOID$ = t년도 조세회피의 대용치[① BTD (회계이익과 과세소득의 차이), ② $DBTD$ (재량적 BTD , Desai and Dharmapala(2006) 모형에 따라 추정된 BTD 의 잔차(ε)), ③ 현금유효세율(=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱함, ④ $GAAP$ 유효세율(=법인세비용/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱함 ;

관심변수

ASD = t년도 (실제감사시간_t - 표준감사시간_t)/표준감사시간_t ;

ASD_Meet = t년도 ASD 가 영(0) 이상이면 1, 아니면 0 ;

ASD_Pos = t년도 ASD 가 양(+)이면 1, 아니면 0 ;

통제변수

$BIG4$ = t년도 Big 4 회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0 ;

$FIRST$ = t년도 초도감사에 해당하면 1, 아니면 0 ;

FOR = t년도 외국인의 지분율 ;

$CFOA$ = t년도 영업현금흐름/기초총자산 ;

$SIZE$ = t년도 총자산의 자연로그 값 ;

LEV = t년도 총부채/총자산 ;

$GRWS$ = t년도 매출액의 변동[(당기매출액 - 전기매출액/전기매출액) ;

$INVREC$ = t년도 (재고자산 + 매출채권)/총자산 ;

MKT = t년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 유가증권에 속한 기업이면 0 ;

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

IAC = t년도 내부회계관리제도 감사를 받는 기업에 해당하면 1, 아니면 0 ;

ROA = t년도 당기순이익/기초총자산 ;

DAK = t년도 재량적 발생액(Kothari et al.(2005) 모형의 ROA 성과통제 재량적 발생액) ;

NOL = t년도 과거 10년간 손실발생 빈도 ;

$Zscore$ = t년도 재무적 제약 측정치(Altman(1968)의 Z-score에 (-1)을 곱한 값) ;

MTB = t년도 자본의 시장가치/장부가치 ;

$R\&D$ = t년도 연구개발비/매출액 ;

PPE = t년도 감가상각대상 유형자산/기초총자산 ;

$INTA$ = t년도 무형자산/기초총자산 ;

OWN = t년도 대주주의 지분율 ;

ΣYD = 연도 더미변수 ;

ΣIND = 산업 더미변수 ;

ε = 잔차항

i 기업의 아래첨자 표기는 생략

식(1A)와 식(1B)의 경우에서 종속변수는 조세회피(tax avoidance)를 의미하는 *TAXAVOID*이다. 본 연구는 해당 주제에 대해서 보다 종합적으로 살펴보기 위하여 선행연구들에서 이용된 네 개의 조세회피 측정치를 이용하여 분석한다(배성호·오광욱 2016 ; 김선미 외 2022 ; 박종일·이윤정 2022). 구체적으로, 두 개의 조세회피 측정치는 *BTD* 계열로 *BTD*(book-tax differences ; 회계이익과 과세소득의 차이)와 재량적 *BTD*(Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정한 잔차, 이하 '*DBTD*')이고,⁶⁾ 다른 두 개의 조세회피 측정치는 *ETR* 계열로 *Cash ETR*(cash effective tax rates, 현금유효세율)과 *GAAP ETR*(GAAP 유효세율)이다. 본 연구는 전자인 *Cash ETR*를 편의상 *CETR*로, 후자인 *GAAP ETR*를 *GETR*로 지칭한다. 선행연구인 이정희 외(2023)는 전자인 *BTD*와 *DBTD*를 중심으로 결과를 보고하였다. 이와 달리, 본 연구는 조세회피를 분석한 선행연구들에서 보편적으로 분석에 사용되었던 *ETR* 계열의 측정치도 병행하여 같이 살펴본다(Dyrenge et al. 2008 ; Kim and Zhang 2011 ; Guenther et al. 2017 ; 강정연·고종권 2014 ; 박성원 외 2014 ; 배성호·오광욱 2016 ; 김선미 외 2020 ; 박종일·이윤정 2022 등). 이들 모두는 당기를 기준으로 측정되었다. 본 연구는 *BTD* 계열과 일관된 해석을 위하여 *ETR* 계열에는 (-1)을 곱한 후 분석하였다(강정연·고종권 2014 ; 박성원 외 2014 ; 박종일·이윤정 2022 등). 따라서 *TAXAVOID*인 *BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR* 값이 클수록 기업의 조세회피 성향은 높은 것으로 해석될 수 있다.

식(1A) 및 식(1B)에서 공통되게 연구가설의 관심변수는 *ASD*, *ASD_Meet*, *ASD_Pos*이다. 여기서 *ASD*(actual-standard differences in audit hours ; 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이 비율)이다(조연주 외 2022 ; 이정희 외 2023 ; 박종일 외 2023a, 2023b ; 전성일·박연호 2023).⁷⁾ *ASD*는 감사노력의 대용치 중 하나이다. 즉 사전에 정한 준거점인 표준감사시간보다 실제감사시간이 더 많을수록 감사수행과정에서 감사인의 감사노력이 더 증가한 것으로 볼 수 있는 측정치이다(박종일 2023a). 본 연구에서 *ASD*는 2020년부터 사업보고서에 공시된 실제수행내역의 감사

6) 본 연구는 Desai and Dharmapala(2006) 모형을 이용하여 재량적 *BTD*를 추정하였다. Desai and Dharmapala (2006) 모형은 아래의 식(2)과 같다. 식(2)의 경우 산업-연도별로 횡단면 자료를 이용해서 OLS 회귀분석을 통해서 얻어진 개별기업의 잔차(ϵ) 값이 재량적 *BTD*(*DBTD*)이다. 본 연구는 선행연구들의 방법에 따라 과세소득에 대해 추정과세소득을 분석에 이용하였다(기은선 2012 ; 김선미 외 2020 ; 박종일·이윤정 2022 ; 김용기 외 2022 등).

$$BTD/A_{t-1} = \beta_1(TA/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서, *BTD* = t년도 세전이익-과세소득 ;

TA = t년도 당기순이익-영업현금흐름 ;

A_{t-1} = t년도 기초총자산 ;

ϵ = 잔차

7) 예를 들어, *ASD*를 측정할 때 연구자에 의한 추정된 표준감사시간을 이용한 선행연구로는 조연주 외(2022), 이정희 외(2023) 및 전성일·박연호(2023)가 있고, 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용한 선행연구는 박종일 외(2023a, 2023b)가 있다.

시간(이하 ‘실제감사시간’)에서 감사계약내역의 감사시간(이하 ‘표준감사시간’)을 차감한 후 감사계약내역의 감사시간(표준감사시간)으로 나누어 측정된 값이다(박종일 외 2023a, 2023b). 즉 본 연구의 *ASD* 측정상에 선행연구(이정희 외 2023)와의 차이는 연구자에 의한 ‘추정된 표준감사시간’ 대신 기업의 사업보고서에 ‘공시된 표준감사시간’을 이용한다는 점이다. 전술한 바와 같이 사업보고서에 공시된 감사계약내역의 감사시간은 2019년 표준감사시간제도가 도입됨에 따라 신외부감사법에 따른 회계감사를 수행하는 감사인은 감사계약에 표준감사시간을 적용하여야 하므로(한공회 표준감사시간 상세지침, p.6), 감사인이 직접 산출한 피감기업에 대한 표준감사시간과 관련이 있다(박종일 외 2023a, 2023b). 또한 *ASD_Meet*(표준감사시간의 충족여부)는 이정희 외(2023)의 방법을 준용하여 *ASD*가 영(0) 이상이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 그리고 *ASD_Pos*(표준감사시간의 초과여부)는 앞서 선행연구에서는 고려하지 않았던 방법이나, 본 연구는 *ASD_Pos*를 *ASD*가 양(+)이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하여 관심변수로 이용하였다. 즉 *ASD_Meet*와 *ASD_Pos*는 정확히 말하면 실제감사시간과 표준감사시간을 비교하여 측정한 경우에 해당한다. 이정희 외(2023)는 *ASD_Meet*를 편의상 ‘표준감사시간의 충족여부’로 간략히 표기하고 있으므로, 본 연구도 전자인 *ASD_Meet*를 논문에서 기술의 편의상 표준감사시간의 충족여부로, 후자인 *ASD_Pos*를 ‘표준감사시간의 초과여부’로 간략히 표기한다. 따라서 만일 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용하여 측정된 *ASD*, *ASD_Meet* 및 *ASD_Pos*가 선행연구에서 추정된 *ASD*와 마찬가지로 조세회피 수준과 음(-)의 관련성을 가지고 있다면 식(1A) 및 식(1B)의 관심변수 *ASD*, *ASD_Meet* 및 *ASD_Pos*는 각각 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)와 유의하게 음(-)의 회귀계수 값이 나타날 것으로 예상된다($\beta_1 < 0$).

또한 본 연구는 연구가설을 검증할 때 *TAXAVOID*에 영향을 미치는 통제변수를 두 경우로 나누어 살펴본다. 하나는 이정희 외(2023)에서 통제변수로 고려한 식(1A)의 경우이고, 다른 하나는 앞서의 선행연구에서 추가로 고려하지 못한 통제변수들을 추가한 식(1B)의 경우이다. 본 연구는 전자를 ‘축소모형’으로, 후자를 ‘확장모형’으로 지칭한다. 먼저 식(1A)의 경우 이정희 외(2023)의 연구는 *ASD*와 조세회피의 관계를 분석할 때 9개의 통제변수를 고려하여 분석하였다. 구체적으로, *BIG4*(대형회계법인 여부), *FIRST*(초도감사여부), *FOR*(외국인의 지분율), *CFOA*(영업현금흐름/기초총자산), *SIZE*(기업규모), *LEV*(부채비율), *GRWS*(매출액의 성장성), *INVREC*(재고자산과 매출채권으로 측정된 감사의 복잡성), *MKT*(코스닥기업 여부)이고, 모형에 고정효과(fixed effect)에 기인할 수 있는 연도와 산업더미변수(ΣYD , ΣIND)가 고려되었다.⁸⁾

다음으로, 식(1B)에서 확장모형의 경우 본 연구는 앞서 식(1A)의 모형에 11개 통제변수를 추가로 더 고려하였다. 구체적으로, 식(1B)에 추가된 통제변수는 *PAD*(주기적 감사인 지정여부), *IAC*(내부회계관리제도 감사대상여부), *ROA*(총자산이익률), *DAK*(재량적 발생액), *NOL*(과거 10년간의 손실발생 빈도), *Zscore*(재무적 제약 측정치), *MTB*(자본의 시장가치/장부가치), *R&D*(연

8) 이정희 외(2023)에서 통제변수에 대한 선정 이유는 지면상 앞서의 선행연구를 참조하기 바란다(p.82).

구개발비/매출액), *PPE*(감가상각대상 유형자산/기초총자산), *INTA*(무형자산/기초총자산), *OWN*(대주주 지분율) 등이다. 통제변수들에 대한 구체적인 정의 및 측정은 식(1B)의 하단과 같다. 본 연구에서 *PAD*와 *IAC*를 추가로 통제한 이유는 표준감사시간제도의 효과에 해당하는 *ASD*와 조세회피의 관계를 살펴볼 때 2017년 신외부감사법의 개정에 따라 감사품질 제고를 목적으로 규제당국에서 도입한 또다른 효과인 2020년의 주기적 감사인 지정제와 2019년의 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 강화가 추가로 도입되었기 때문이다. 즉 이들 두 변수(*PAD*, *IAC*)를 통제 한 후에도 *ASD*와 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*) 간에 유의한 음(-)의 관계를 가진다면 이는 주기적 감사인 지정제와 내부회계관리제도 감사와는 별개로 표준감사시간제도에 기인한 것임을 확인할 수 있기 때문이다. 또한 *ROA*는 선행연구인 김용기 외(2022)에서 기업성과로 고려한 통제변수이고,⁹⁾ *DAK*는 재무보고에 공격적인 기업일수록 세무보고에도 공격적일 수 있다는 선행연구의 주장에 기초하여 모형에 고려하였다(Frank et al. 2009 ; 전규안 · 박종일 2019). *NOL*은 과거 손실이 발생한 기업은 조세회피에 영향을 미칠 수 있고(박성원 외 2014), *Zscore*는 재무적 제약에 직면한 기업일수록 조세회피가 증가한다는 선행연구에 따라 고려되었다(Edwards et al. 2016. 박성원 외 2014). *MTB*는 시장가치가 큰 기업일수록 조세회피 성향이 높다는 선행연구에 기초하여 고려하였으며(김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022), *R&D*, *PPE* 및 *INTA*는 연구개발비, 유형자산 그리고 무형자산 수준이 조세회피에 영향을 줄 수 있어 모형에 고려되었다(박성원 외 2014 ; 김용기 외 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022). 또한 *OWN*은 소유구조가 조세회피에 영향을 준다는 선행연구에 따라 추가되었다(박종일 · 김수인 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022). 한편, 식(1A)과 식(1B)의 모형식에 대해 OLS 회귀분석을 수행할 때 본 연구는 개별기업 수준(firm-level)에서의 클러스터링이 조정된 t 값으로 살펴본다.

2. 표본의 선정

본 연구는 분석기간 2018년부터 2022년까지 한국거래소의 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업 중 아래의 조건을 만족하는 표본을 선정하여 분석한다.

- (1) 금융감독원 전자공시시스템(DART)의 2020년 사업보고서에 기재된 감사계약내역과 실제 수행내역 모두에서 각 감사시간 자료가 수집가능한 기업
- (2) NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 분석에 이용될 기본 재무자료, 회계법인 명단, 감사 의견, 주가 및 외국인지분율의 자료가 입수가 가능한 기업
- (3) (사)한국상장회사협의회 TS2000에 대주주지분율 자료가 있는 기업
- (4) 금융업이 아닌 12월 결산기업

9) 선행연구인 김용기 외(2022)는 조세회피를 분석할 때 *CFOA*와 *ROA*를 모두 연구모형에 고려하였다.

- (5) 연도별로 세전이익과 ETR이 양(+)인 기업
- (6) 총감사시간이 100시간 이상인 기업
- (7) 자본잠식 및 비적정 감사의견이 아닌 기업

분석기간을 2018년-2022년으로 선정한 것은 2020년 사업보고서상의 감사계약내역과 실제수행내역의 각 감사보수와 감사시간이 과거 3개년도(2018년-2020년)에 대해 같이 공시되었기 때문이다. 즉 금감원의 사업보고서 공시개정에 따라 감사계약내역과 실제수행내역의 구분기재가 2020년부터 시작되었고, 이중 구분기재된 감사시간 자료는 과거 3개년도(예로, 2018년-2020년)를 공시하도록 되어 있다. 따라서 본 연구의 ASD의 측정은 감사계약내역에 보고된 감사시간이 표준감사시간이고(박종일 외 2023a, 2023b),¹⁰⁾ 실제수행내역에 보고된 감사시간이 실제감사시간이므로, 감사시간이 모두 공시된 기업을 분석의 대상으로 하였다. 이와 같이 ASD 측정을 위해서 본 연구는 2020년부터 2022년까지 금융감독원 전자공시시스템(DART)을 이용하여 개별기업의 사업보고서에 대해 수작업으로 자료를 수집하였다.

다음으로, 조건 (2)와 (3)은 자료출처이다. 본 연구모형의 식(1A)-식(1B)에 필요한 재무자료, 회계법인, 감사의견 및 외국인지분율은 KISVALUE에서, 또한 대주주지분율 자료는 TS2000에서 추출하였다. 나머지 조건 (4)-(7)은 선행연구에서의 표본 선정의 조건을 준용하였다. 예를 들어, 조건 (4)에 따라 금융업과 12월 결산이 아닌 기업이 분석대상이고, 조건 (5)의 경우 조세회피를 분석한 선행연구들에서는 세전이익이 음(-)이거나 ETR 값이 음(-)이면 그 경제적 의미 해석에 어려움이 있어 이들은 표본에서 제외하여 분석하는 것이 일반적인 사항이다(Guenther et al. 2017 ; 박성원 외 2014 ; 배성호 · 오광욱 2016 ; 김선미 외 2020 ; 김용기 외 2022 ; 박종일 · 이운정 2022 등).¹¹⁾ 또한 조건 (6)의 경우 선행연구들은 감사시간 자료를 분석할 때 총감사시간이 100시간 미만의 기업은 극단치로 보아 이를 분석에서 제외하고 있다(박종일 · 박찬웅 2007 ; 권수영 · 기은선 2011 ; 박종일 · 전규안 2018 등). 그리고 조건 (7)의 경우 자본이 잠식된 기업이거나 비적정 감사의견을 받은 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있어 분석에서 제외하였다(박성원 외 2014 ; 이정희 외 2023). 따라서 앞서의 조건 (1)부터 (7)까지를 모두 만족하는 분석기간 동안의 최종표본은 4,709개 기업/연 자료로 나타났다. 한편, 본 연구는 식(1A)-식(1B)의 모형에서 변수로 이용된 경우 중 더미변수와 자연로그를 취한 변수를 제외한 나머지에 대해서는 각 변수의 상하 1%에서 극단치를 조정 후 분석한다.

10) 금감원의 2020년 6월 30일에 사업보고서 공시서식에 대한 개정은 2019년에 SAHP가 도입되었기 때문이다.

11) 이정희 외(2023)의 연구는 세전이익이 양(+)인 기업을 표본으로 구성했다는 설명이 없다. 따라서 만일 앞서의 선행연구에서 세전이익이 음(-)인 기업이 포함되어 분석된 경우라면 이러한 표본 선정상의 문제가 분석결과에도 영향을 미칠 수 있다.

<표 1>의 경우는 분석에 이용되는 표본의 산업별 분포를 제시하였고, 전체표본 외에도 시장 유형에 따라 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 보고하였다. 지면관계상 산업은 중분류 대신 대분류로 제시한다.¹²⁾ 표를 보면, 산업 중에서 제조업의 빈도가 63.9%로 표본에서 가장 많고, 다음은 서비스업이 21.6%를, 나머지 산업은 10% 미만으로 도매 및 소매업(6.5%), 기타(4.5%), 건설업(3.4%) 순으로 나타났다. 표본을 KOSPI와 KOSDAQ으로 나눈 경우에도 앞서와 대체로 일치한다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI		KOSDAQ	
	N	%	N	%	N	%
제조업	3,008	63.9%	1,312	64.0%	1,696	63.8%
도매 및 소매업	308	6.5%	158	7.7%	150	5.6%
건설업	162	3.4%	87	4.2%	75	2.8%
서비스업	1,019	21.6%	375	18.3%	644	24.2%
기타	212	4.5%	118	5.8%	94	3.6%
합계	4,709	100.0%	2,050	100.0%	2,659	100.0%

주1) 산업 분류는 대분류로 보고함.

주2) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

<표 2>에는 가설의 관심변수 ASD (표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이 비율), ASD_Meet (ASD 가 영(0) 이상이면, 1, 아니면 0; 실제감사시간이 표준감사시간의 충족 여부), ASD_Pos (ASD 가 양(+)이면 1, 아니면 0; 실제감사시간이 표준감사시간의 초과 여부)에 대한 연도별 분포를 나타내었다. 표를 보면, 연도별로 ASD 의 평균은 모두 양(+)의 수치 값이다. 표준감사시간제도(이하 SAHP) 도입 첫해인 2019년의 ASD 평균은 0.028로 전년도(2018년) 보다 0.004 낮고, 2020년에 0.044로 가장 높았다. 분석기간(2018년-2022년)의 ASD 평균은 0.031로 나타났다. 이러한 평균으로 볼 때 감사인은 사전에 정한 표준감사시간(준거점)에 비해 실제 감사과정에서의 실제감사시간을 더 많이 투입한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 선행연구에서 추정된 표준감사시간으로 ASD 를 측정한 이정희 외(2023)와는 상반된다. 즉 이정희 외(2023)는 전반적으로 분석기간(2015년-2019년)의 ASD 평균이 -0.071로 실제감사시간이 표준감사시간에 비해 미달한다. 따라서 본 연구에서 공시된 표준감사시간을 이용한 경우와 달리, 선행연구에서 추정된 표준감사시간을 이용한 ASD 의 평균은 표준감사시간의 과대추정으로 실제감사시간에 비해 낮은 음(-)의 값이 나타난다.

12) 그러나 본 연구는 식(1A) 및 식(1B)의 회귀분석시에 산업더미(ΣIND)의 경우 중분류가 이용되었다.

것으로 보인다. 이처럼 연구자의 의해 추정된 표준감사시간에서의 추정오차(measurement error)는 검증결과에도 영향을 미칠 수 있다.

또한 *ASD_Meet*는 분석기간(2018년–2022년)의 평균이 0.769로 매우 높게 나타났다. 이는 감사인이 사전에 정한 준거점인 표준감사시간을 실제감사시간이 준수하는 비율이 평균 76.9%이므로, 대략 3/4 이상의 감사인이 표준감사시간을 충족한 것으로 나타났다. 즉 실제감사시간이 표준감사시간을 충족한 경우가 미충족의 경우보다 77%로 더 많았다. 이와 달리, 선행연구 이정희 외(2023)에서 *ASD_Meet*의 평균은 0.323을 보고하고 있어 본 연구와는 상당한 차이가 존재한다.¹³⁾

〈표 2〉 *ASD*, *ASD_Meet*, *ASD_Pos*의 연도별 분포

Variable	2018	2019	2020	2021	2022	2018–2022
<i>ASD</i>	0.032	0.028	0.044	0.026	0.029	0.031
<i>ASD_Meet</i>	0.900	0.861	0.779	0.691	0.658	0.769
<i>ASD_Pos</i>	0.258	0.322	0.553	0.537	0.543	0.450
<i>N</i>	833	908	838	978	1,152	4,709

주1) 표에 보고된 수치는 평균에 해당함.

주2) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

표에서 *ASD_Meet*의 연도별 평균은 SAHP가 도입되기 직전연도인 2018년에 0.900으로 가장 높고, SAHP 도입 첫해(2019년)는 0.861 감소한 0.861이며, 이후 기간(2020년–2022년)에 점차 감소하는 패턴이다. 반면, *ASD_Pos*의 경우는 SAHP 도입 직전연도(2018년)에 0.258이던 것이, SAHP 도입 첫해(2019년)에 0.064 증가한 0.322이며, 이후 기간(2020년–2022년) 모두 50%를 초과한다. 특히, *ASD_Meet*의 연도별 평균은 시간이 갈수록 감소하지만, *ASD_Pos*의 경우는 시간이 갈수록 증가하는 패턴이다.

한편, *ASD_Pos*의 분석기간(2018년–2022년)의 평균은 0.450이다. 이는 실제감사시간이 표준감사시간을 초과하는 기업이 50% 미만이라는 점을 고려하면 앞서 *ASD_Meet*와 비교해 1과 0의

13) 본 연구의 분석기간은 2018년–2022년인 반면, 이정희 외(2023)의 분석기간은 2015년–2019년이다. 따라서 2019년도만 두 연구 간에 공통된다. 이 2019년도의 *ASD_Meet*를 비교해 보면, 이정희 외(2023)에서 보고된 2019년의 표본(950개) 중 표준감사시간을 미충족한 경우가 678개이므로(p.87), *ASD_Meet*는 $0.286(=1-(678/950))$ 으로 계산된다. 반면, <표 2>에서 본 연구의 2019년도 *ASD_Meet*는 0.861이므로, 표준감사시간의 추정치와 비교해 실제치를 이용하면 *ASD_Meet*는 대략 3배($=0.861/0.286$) 정도 더 많이 표준감사시간을 충족한 기업으로 나타난다. 따라서 사업보고서에 공시된 표준감사시간 자료와 달리, 선행연구에서 추정된 표준감사시간을 이용하면 *ASD_Meet*이 과소추정(underestimated)됨을 확인할 수 있다. 이는 공시된 표준감사시간과 비교할 때 추정된 표준감사시간이 과대추정(overestimated)되었음을 의미한다.

더미변수로 집단을 구분할 때 더 의미 있는 집단구분이 될 수 있다. 예를 들어, 추정된 표준감사 시간을 이용한 선행연구인 이정희 외(2023)는 관심변수로 연속변수 *ASD*와 더미변수 *ASD_Meet* 만을 분석했다. 반면 공시된 표준감사시간을 이용하는 본 연구는 *ASD_Meet*가 표본의 3/4 이상 인 점을 감안하여 본 연구는 관심변수로 *ASD_Pos*의 경우도 같이 살펴본다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

<표 3>에는 식(1A) 및 식(1B)의 모형에 이용된 변수들의 기초통계를 보고하였다. 먼저 종속 변수 *TAXAVOID* 중 *BTD* 계열에 속하는 *BTD*(회계이익과 과세소득의 차이)의 평균(중위수)은 0.008(0.004)이고, *DBTD*(재량적 *BTD*, Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 잔차)의 평균(중위수)은 0.005(0.003)이다. *BTD*의 평균이 양(+)인 수치는 회계이익보다 과세소득이 더 낮음을 나타낸다. 또한 *ETR* 계열에 속하는 *CETR*(현금유효세율)의 평균(중위수)은 0.249(0.209)이고, *GETR*(GAAP 유효세율)은 0.220(0.210)이다. 이는 표본으로 이용된 상장기업들의 세전이익 대비 법인세부담액의 평균이 24.9%이고, 세전이익 대비 법인세비용의 평균이 22%임을 의미한다. 앞서 전술한 바와 같이 본 연구는 분석시에 *CETR*과 *GETR*에 대해 (-1)을 곱해 분석에 이용한다.

〈표 3〉 변수의 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수 (<i>TAXAVOID</i>)						
<i>BTD</i>	4,709	0.008	0.004	0.046	-0.135	0.204
<i>DBTD</i>	4,709	0.005	0.003	0.044	-0.182	0.267
<i>CETR</i>	4,709	-0.249	-0.209	0.1216	-1	0
<i>GETR</i>	4,709	-0.220	-0.210	0.177	-1	0
관심변수						
<i>ASD</i>	4,709	0.031	0	0.701	-0.264	0.550
<i>ASD_Meet</i>	4,709	0.769	1	0.422	0	1
<i>ASD_Pos</i>	4,709	0.450	0	0.498	0	1

〈표 3〉 변수의 기술통계 (계속)

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
통제변수						
<i>BIG4</i>	4,709	0.425	0	0.494	0	1
<i>FIRST</i>	4,709	0.224	0	0.417	0	1
<i>FOR</i>	4,709	0.087	0.040	0.114	0	0.559
<i>CFOA</i>	4,709	0.069	0.060	0.083	-0.155	0.361
<i>SIZE</i>	4,709	26.440	26.202	1.360	22.796	33.192
<i>LEV</i>	4,709	0.327	0.319	0.181	0.027	0.749
<i>GRWS</i>	4,709	0.121	0.072	0.294	-0.474	1.726
<i>INVREC</i>	4,709	0.212	0.189	0.148	0	0.628
<i>MKT</i>	4,709	0.565	1	0.496	0	1
기타 변수 (확장모형에 이용)						
<i>PAD</i>	4,709	0.173	0	0.378	0	1
<i>IAC</i>	4,709	0.307	0	0.461	0	1
<i>ROA</i>	4,709	0.065	0.045	0.063	-0.007	0.361
<i>DAK</i>	4,709	-0.002	-0.003	0.072	-0.510	0.415
<i>NOL</i>	4,709	1.343	1	1.775	0	9
<i>Zscore</i>	4,709	-1.223	-1.162	0.582	-3.161	-0.132
<i>MTB</i>	4,709	1.539	1.102	1.354	0.282	8.008
<i>R&D</i>	4,709	0.019	0.002	0.034	0	0.182
<i>PPE</i>	4,709	0.241	0.215	0.180	0.001	0.766
<i>INTA</i>	4,709	0.018	0.008	0.032	0	0.199
<i>OWN</i>	4,709	0.428	0.422	0.155	0.111	0.786

주1) 변수 정의 : *BTD*=*t*년도 회계이익과 과세소득의 차이/기초총자산 ; *DBTD*=*t*년도 재량적 *BTD*(Desai and Dharmapala(2006) 모형에 따라 추정된 *BTD*의 잔차(ε)) ; *CETR*=*t*년도 현금유효세율(=법인세 부담액/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱한 값함 ; *GETR*=*t*년도 GAAP 유효세율(=법인세비용/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱한 값 ; *ASD*=*t*년도 (실제감사시간-표준감사시간)/표준감사시간 ; *ASD_Meet*=*t*년도 *ASD*가 영(0) 이상이면 1, 아니면 0 ; *ASD_Pos*=*t*년도 *ASD*가 양(+)이면 1, 아니면 0 ; *BIG4*=*t*년도 Big 4 회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0 ; *FIRST*= *t*년도 초도감사에 해당하면 1, 아니면 0 ; *FOR*=*t*년도 외국인의 지분율 ; *CFOA*=*t*년도 영업현금흐름/기초총자산 ; *SIZE*=*t*년도 총자산의 자연로그 값 ; *LEV*=*t*년도 총부채/총자산 ; *GRWS*=*t*년도 매출액의 변동 [(당기매출액-전기매출액)/전기매출액] ; *INVREC*=*t*년도(재고자산+매출채권)/총자산 ; *MKT*=*t*년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 유가증권에 속한 기업이면 0 ; *PAD*=*t*년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0 ; *IAC*=*t*년도 내부회계관리제도 감사를 받는 기업에 해당하면 1, 아니면 0 ;

ROA =t년도 당기순이익/기초총자산; DAK =t년도 재량적 발생액(Kothari et al.(2005) 모형의 ROA 성과통제 재량적 발생액); NOL =t년도 과거 10년간 손실발생 빈도; $Zscore$ =t년도 재무적 제약 측정치(Altman(1968)의 Z-score에 (-1)을 곱한 값); MTB =t년도 자본의 시장가치/장부가치; $R\&D$ =t년도 연구개발비/매출액; PPE =t년도 감가상각대상 유형자산/기초총자산; $INTA$ =t년도 무형자산/기초총자산; OWN =t년도 대주주의 지분율임.

주2) 표본의 분석기간은 2018년부터 2022년까지임.

관심변수 ASD (실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율)의 평균은 0.031이고, 실제감사시간이 표준감사시간을 준수했는지 여부인 ASD_Meet (ASD 가 영(0) 이상이면 1, 아니면 0)의 평균은 0.769이며, ASD 분포상에 양(+)인 경우, 즉 실제감사시간이 표준감사시간을 초과하는지 여부인 ASD_Pos (ASD 가 양(+)이면 1, 아니면 0)의 평균은 0.450이다.¹⁴⁾ 이는 앞서 <표 2>와 일치한다.

통제변수 중 먼저 식(1A)의 경우인 이정희 외(2023)의 모형에서 통제변수로 고려한 $BIG4$ (대형 회계법인여부)의 평균은 0.425이고, $FIRST$ (초도감사여부)의 평균은 0.224이다. 또한 소유구조 변수 중 FOR (외국인지분율)의 평균(중위수)은 0.087(0.040)이고, $CFOA$ (영업현금흐름/기초총자산)의 경우 0.069(0.060)이며, $SIZE$ (기업규모)의 평균(중위수)은 26.440(26.202)이다. 자연로그를 취하기 전의 총자산은 15,584(2,398)억원이었다. LEV (부채비율)의 평균(중위수)은 0.327(0.319)로 나타나 부채비율이 차지하는 비중이 40% 이하이다. $GRWS$ (매출액의 변동)의 평균(중위수)은 0.121(0.072)이고, $INVREC$ (감사의 복잡성)의 평균(중위수)은 0.212(0.189)이며, MKT (시장유형)의 평균은 0.565로 나타나 표본에서 코스닥시장의 상장기업이 거래소에 상장된 유가증권기업보다 좀 더 많다.

확장모형인 식(1B)에서 추가된 통제변수 중 PAD (주기적 감사인 지정여부)의 평균은 0.173으로 나타나 주기적 감사인지정기업이 표본의 17.3%에 해당하고, IAC (내부회계관리제도 감사대상 여부)의 평균은 0.307로 나타나 표본의 30.7%가 내부회계관리제도의 감사대상이다.¹⁵⁾ 기업성과인 ROA (당기순이익/기초총자산)의 평균(중위수)은 0.065(0.045)이고, DAK (Kothari et al.(2005)의 ROA 성과통제 재량적 발생액)의 경우 -0.002(-0.003)이며, NOL (과거 10년간의 손실발생 빈도)의 평균은 1.343이다. NOL 의 평균으로 볼 때 과거 10년간 평균 1회 이상 손실이 발생한 것으로 나타났다. $Zscore$ (재무적 제약; Altman(1968)의 Z-score)의 평균(중위수)은 -1.223(-1.162)이고, MTB (자본의 시장가치/장부가치)의 평균(중위수)은 1.539(1.102)로 나타나 평균과 중위수 모

14) 표에 제시하지 않았지만, 표본에서 감사계약내역의 감사시간(표준감사시간)의 평균(중위수)은 2,606(1,429)시간이고, 실제수행내역의 감사시간(실제감사시간)의 평균(중위수)은 2,669(1,469)시간이었다.

15) 본 연구는 주기적 감사인 지정기업의 명단을 대형회계법인을 통해 직접 수집하여 분석에 이용하였다. 내부회계관리제도의 감사는 2019년부터 직전연도 총자산규모를 기준으로 단계적으로 도입되었다. 즉 직전연도 총자산규모가 2조원 이상인 상장기업들은 2019년부터, 직전연도 총자산규모가 5천억원 이상~2조원 미만의 상장기업들은 2020년부터, 그리고 직전연도 총자산규모가 1천억원 이상~5천억원 미만의 상장기업들은 2022년부터 내부회계관리제도 검토에서 감사로 인증수준이 강화되었다.

두 자본의 장부가치에 비해 시장가치가 더 높았다. *R&D*(연구개발비/매출액)의 평균(중위수)은 0.019(0.002)인 반면, *PPE*(감가상각대상의 유형자산/기초총자산)의 경우 0.241(0.215)이며, *INTA*(무형자산/기초총자산)의 경우는 0.018(0.008)이다. *OWN*(대주주지분율)의 평균(중위수)은 0.428(0.422)로 나타나 특수관계인이 포함된 대주주 지분율의 평균이 40%를 상회한다. 이는 기업에 지배주주가 존재한다는 것을 시사한다.

2. 상관관계

<표 4>에는 식(1A)의 모형에 고려된 변수들의 피어슨 상관관계를 제시하였다. 지면상 식(1B)의 통제변수까지 표로 보고하기 어려워 식(1A)을 중심으로 보고하였다. 먼저 종속변수인 조세회피 측정치 *BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR* 간에 모두 유의하게 양(+)의 상관성이 존재한다. 다음으로, 본 연구의 관심변수인 *ASD*(연속변수)는 조세회피 측정치에 대해 대체로 음(-)의 값이나, *DBTD*와 *CETR*만 통계적으로 유의하다. 반면, 더미변수로 측정된 *ASD_Meet* 및 *ASD_Pos*는 조세회피 측정치와 통계적으로 유의한 상관성이 나타나지는 않았다. 하지만 이들의 결과는 두 변수 사이의 상관성을 나타내므로, 조세회피에 영향을 미치는 일정 통제변수들이 고려된 다변량 회귀분석을 통해 결과를 확인할 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 *FIRST*를 제외한 나머지 변수들은 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)와 유의한 상관성이 존재한다. 예를 들어, *BIG4*, *FOR*, *SIZE*, *LEV*, *INVREC*는 조세회피 측정치에 대해 음(-)의 상관성을, *CFOA*, *GRWS*, *MKT*는 조세회피 측정치에 대해 양(+)의 상관성이다. 즉 Big 4 감사인이 감사하면, 외국인 지분율이 높을수록, 기업규모가 클수록, 부채비율 또는 감사의 복잡성이 클수록 조세회피 성향이 낮고, 영업현금흐름이 높을수록, 매출액 성장성이 클수록, 코스닥기업이면 조세회피의 성향이 더 높은 것으로 나타났다.

지면상 보고하지는 않았으나, 확장모형인 식(1B)에 고려된 통제변수의 경우 대체로 *IAC*, *Zscore*, *OWN*은 조세회피 측정치와 유의한 음(-)의 상관성을, *ROA*, *DAK*, *NOL*, *MTB*, *R&D*는 조세회피 측정치와 유의한 양(+)의 상관성이 주로 나타났다. 즉 내부회계관리제도의 감사대상 기업이면, 재무적 제약이 클수록, 대주주 지분율이 높을수록 조세회피 수준이 낮고, 총자산이익률이 높을수록, 재량적 발생액 수준이 클수록, 과거 손실빈도가 많을수록, 자본의 시장가치가 클수록, 연구개발비 투자가 많을수록 조세회피 수준이 높은 것으로 나타났다. 그러나 *PAD*는 조세회피 측정치와 유의한 상관성이 나타나지 않았다.

〈표 4〉 피어슨 상관관계

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
(1) <i>BTD</i>	1															
(2) <i>DBTD</i>	0.926 (0.000)	1														
(3) <i>CETR</i>	0.661 (0.000)	0.637 (0.000)	1													
(4) <i>GETR</i>	0.400 (0.000)	0.377 (0.000)	0.569 (0.000)	1												
(5) <i>ASD</i>	-0.023 (0.110)	-0.027 (0.069)	-0.026 (0.078)	-0.023 (0.113)	1											
(6) <i>ASD_Meet</i>	-0.002 (0.920)	0.002 (0.907)	-0.002 (0.897)	0.021 (0.143)	0.473 (0.000)	1										
(7) <i>ASD_Pos</i>	0.003 (0.819)	0.000 (0.987)	0.005 (0.722)	0.013 (0.392)	0.576 (0.000)	0.500 (0.000)	1									
(8) <i>BIG4</i>	-0.082 (0.000)	-0.062 (0.000)	-0.066 (0.000)	-0.050 (0.001)	0.133 (0.000)	-0.066 (0.000)	0.110 (0.000)	1								
(9) <i>FIRST</i>	0.039 (0.007)	0.010 (0.503)	0.030 (0.042)	0.013 (0.390)	0.071 (0.000)	0.039 (0.007)	0.077 (0.000)	-0.141 (0.000)	1							
(10) <i>FOR</i>	-0.062 (0.000)	-0.048 (0.001)	-0.040 (0.006)	-0.045 (0.002)	0.003 (0.839)	-0.070 (0.000)	0.048 (0.001)	0.286 (0.000)	-0.045 (0.002)	1						
(11) <i>CFO4</i>	0.105 (0.000)	0.265 (0.000)	0.071 (0.000)	0.047 (0.001)	0.003 (0.828)	0.027 (0.063)	0.011 (0.440)	0.027 (0.065)	0.000 (0.987)	0.158 (0.000)	1					
(12) <i>SIZE</i>	-0.117 (0.000)	-0.098 (0.000)	-0.117 (0.000)	-0.125 (0.000)	0.025 (0.088)	-0.120 (0.000)	0.116 (0.000)	0.444 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.495 (0.000)	-0.010 (0.491)	1				
(13) <i>LEV</i>	-0.122 (0.000)	-0.091 (0.000)	-0.154 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.004 (0.811)	-0.023 (0.115)	0.010 (0.502)	0.082 (0.000)	-0.013 (0.359)	-0.051 (0.001)	-0.066 (0.000)	0.224 (0.000)	1			
(14) <i>GRWS</i>	0.174 (0.000)	0.153 (0.000)	0.099 (0.000)	0.099 (0.000)	-0.017 (0.237)	-0.042 (0.004)	0.018 (0.229)	-0.013 (0.378)	-0.011 (0.446)	-0.017 (0.233)	0.097 (0.000)	0.022 (0.124)	0.068 (0.000)	1		
(15) <i>IN/REC</i>	-0.055 (0.000)	-0.070 (0.000)	-0.037 (0.012)	-0.051 (0.001)	-0.029 (0.047)	-0.018 (0.217)	-0.033 (0.023)	-0.073 (0.000)	-0.007 (0.631)	-0.093 (0.000)	-0.138 (0.000)	-0.138 (0.000)	0.266 (0.000)	0.059 (0.000)	1	
(16) <i>MKT</i>	0.103 (0.000)	0.091 (0.000)	0.086 (0.000)	0.100 (0.000)	-0.027 (0.061)	0.091 (0.000)	-0.066 (0.000)	-0.320 (0.000)	0.068 (0.000)	-0.225 (0.000)	0.118 (0.000)	-0.552 (0.000)	-0.133 (0.000)	0.033 (0.025)	-0.000 (0.992)	1

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음.

주2) 분석기간은 2018년부터 2022년까지임(N=4,709개 기업/연).

주3) 괄호 ()의 수치는 p 값을 나타냄(양측검증).

3. 회귀분석 결과

본 절에서는 가설을 검증하기 위하여 식(1A) 및 식(1B)을 이용한 다변량 회귀분석의 결과를 <표 5> 및 <표 6>에 제시하였다. <표 5>는 종속변수로 *BTD* 계열(예로, *BTD*, *DBTD*)을 이용한 결과이고, <표 6>은 종속변수로 *ETR* 계열(*CETR*, *GETR*)을 이용한 결과이다. 이들 <표 5>와 <표 6>에서 공통된 관심변수는 먼저 연속변수로 측정된 *ASD*이다. 표에서 추정모형 (1)과 (2)의 경우 관련 선행연구와의 검증결과에 대한 비교목적상 이정희 외(2023)에서 사용된 통제변수 9개를 바탕으로 회귀분석한 결과이고, 추정모형 (3)과 (4)의 경우는 본 연구에서 추가로 통제변수 12개를 더 고려하여 회귀분석한 결과이다. 앞서 전술한 바와 같이 전자를 축소모형으로, 후자를 확장모형으로 지칭한다.

<표 5> *ASD*가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수 *BTD*와 *DBTD*의 경우

Variable	축소모형		확장모형	
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD</i>	-0.007 [-1.348]	-0.007 [-1.304]	-0.003 [-0.631]	-0.004 [-0.844]
<i>BIG4</i>	-0.002 [-0.949]	-0.001 [-0.712]	-0.001 [-0.383]	-0.000 [-0.291]
<i>FIRST</i>	0.002 [1.367]	0.001 [0.888]	0.001 [0.504]	0.000 [0.218]
<i>FOR</i>	-0.017** [-1.978]	-0.024*** [-2.846]	-0.029*** [-3.398]	-0.029*** [-3.363]
<i>CFOA</i>	0.041*** [3.360]	0.139*** [12.142]	-0.104*** [-2.981]	0.023 [0.681]
<i>SIZE</i>	-0.002** [-2.411]	-0.002** [-2.339]	-0.002* [-1.822]	-0.002* [-1.783]
<i>LEV</i>	-0.023*** [-4.928]	-0.014*** [-3.194]	-0.010** [-2.162]	-0.012*** [-2.626]
<i>GRWS</i>	0.025*** [7.292]	0.017*** [5.307]	0.004 [1.602]	0.006** [2.278]
<i>INVREC</i>	-0.014** [-2.178]	-0.016*** [-2.870]	-0.005 [-0.758]	-0.000 [-0.005]
<i>MKT</i>	-0.000 [-0.150]	-0.002 [-1.229]	-0.006*** [-3.348]	-0.005*** [-3.301]

〈표 5〉 ASD가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수 *BTD*와 *DBTD*의 경우 (계속)

Variable	축소모형		확장모형	
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PAD</i>			-0.001 [-0.677]	-0.001 [-0.685]
<i>IAC</i>			-0.002 [-1.099]	-0.001 [-0.539]
<i>ROA</i>			0.436*** [15.818]	0.273*** [10.548]
<i>DAK</i>			-0.041 [-1.241]	-0.070** [-2.154]
<i>NOL</i>			0.004*** [7.699]	0.003*** [7.095]
<i>Zscore</i>			0.008*** [4.283]	0.009*** [4.521]
<i>MTB</i>			-0.002*** [-2.663]	-0.001** [-2.145]
<i>R&D</i>			0.148*** [4.530]	0.140*** [4.287]
<i>PPE</i>			0.019*** [4.204]	0.020*** [4.375]
<i>INTA</i>			0.045* [1.825]	0.054** [2.117]
<i>OWN</i>			-0.004 [-0.869]	-0.006 [-1.198]
<i>Intercept</i>	0.089*** [3.473]	0.071*** [3.024]	0.054** [2.361]	0.046** [2.057]
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.085	0.118	0.300	0.217
F Value	9.76***	10.61***	17.45***	13.31***
<i>N</i>	4,709	4,709	4,709	4,709

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음.

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

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

조세회피 측정치 중 종속변수가 BTD 계열에 대한 결과인 <표 5>를 보면, 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 추정모형 (1)과 (2)인 축소모형의 경우 각각 0.085와 0.118을, 추정모형 (3)과 (4)인 확장모형의 경우 각각 0.300과 0.217로 나타나 축소모형보다 확장모형의 설명력이 2~3배 이상 더 높게 나타났다. 모형설정의 적합성인 F 값은 추정모형 (1)~(4) 모두 통계적으로 유의한 수준으로 나타나 본 연구에서 설정된 연구모형은 적합성이 있었다.¹⁶⁾

<표 5>의 결과에서 관심변수를 중심으로 살펴보면, 관심변수 ASD는 종속변수(BTD, DBTD)에 대해 축소모형과 확장모형 모두 음(-)의 계수값을 보이나, 통계적으로 유의한 결과는 나타나지 않았다. 이는 이정희 외(2023)와 일치하지 않는 다른 결과이다. 즉 선행연구인 이정희 외(2023)는 연구자에 의해 추정된 표준감사시간을 이용한 ASD 측정치는 종속변수가 BTD 및 DBTD일 때 축소모형에서 유의한 음(-)의 계수값을 보고하였다. 하지만 <표 5>의 결과로 볼 때 연구자의 추정된 표준감사시간을 이용한 ASD 측정치 대신 공시된 표준감사시간을 이용한 ASD 측정치와 조세회피(BTD, DBTD)의 관계는 축소모형과 확장모형에 관계없이 유의미한 결과를 관찰할 수 없었다. 따라서 추정한 표준감사시간을 이용한 ASD 측정치 대신 감사인이 직접 표준감사시간을 산정한 후 이를 기업이 사업보고서에 공시한 표준감사시간을 이용하여 ASD를 측정할 경우 실제감사시간이 표준감사시간을 초과하더라도 조세회피가 감소한다는 결과는 나타나지 않았다.

다음으로, 종속변수가 ETR 계열의 결과인 <표 6>을 보면, 관심변수 ASD는 종속변수(CETR, GETR)에 대해 축소모형과 확장모형 모두 음(-)의 계수값을 보이나, 통계적으로 유의한 값은 관찰되지 않았다.¹⁷⁾ 따라서 공시된 표준감사시간을 이용하여 측정된 ASD는 종속변수가 ETR 계열의 조세회피 측정치에 대해서도 관련성을 발견할 수 없었다.

이상의 결과를 종합하면, 연구자에 의해 추정된 표준감사시간을 이용한 ASD의 결과와 달리, 사업보고서에 공시된 표준감사시간으로 측정된 ASD는 표준감사시간보다 실제감사시간이 더 초과하더라도 조세회피를 감소시킨다는 증거는 발견되지 않았다. 이 결과는 BTD 계열이나 ETR 계열에 상관없이 나타났다. 따라서 표준감사시간 대비 실제감사시간의 차이가 클수록 조세회피 수준이 낮을 것으로 예상한 연구가설은 이를 뒷받침해주는 지지된 증거는 나타나지 않았다.

16) <표 5>의 회귀분석 시에 설명변수 사이에 다중공선성 문제가 발생하는지를 VIF(분산팽창요인) 값을 통해서 확인하였다. 통제변수의 고려가 더 많은 확장모형에 해당하는 추정모형 (3)~(4)의 경우 VIF 값이 가장 높았던 변수는 CFOA이고, 그 값이 모두 7.59로 나타났다. 통상 설명변수 중 VIF 값이 10 이상일 때 다중공선성에 문제가 있는 것으로 판단한다. 따라서 <표 5>의 분석결과는 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. <표 6>의 경우도 앞서와 고려된 설명변수가 같다는 점에서, <표 5>와 질적으로 같은 결과였다.

17) 이정희 외(2023)는 종속변수로 CETR과 GETR을 별도로 살펴보지 않았다. 다만, 앞서의 선행연구는 산업조정 CETR과 GETR을 이용한 검증결과를 표의 제시없이 간략히 설명하였다.

〈표 6〉 ASD가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수 CETR과 GETR의 경우

Variable	축소모형		확장모형	
	CETR	GETR	CETR	GETR
	(1)	(2)	(3)	(4)
ASD	-0.040 [-1.366]	-0.031 [-1.180]	-0.035 [-1.225]	-0.030 [-1.167]
BIG4	-0.005 [-0.583]	0.004 [0.589]	-0.001 [-0.130]	0.007 [1.000]
FIRST	0.007 [1.031]	0.004 [0.646]	0.010 [1.341]	0.005 [0.843]
FOR	-0.016 [-0.447]	-0.015 [-0.529]	-0.043 [-1.195]	-0.029 [-0.959]
CFOA	0.131*** [3.476]	0.043 [1.343]	-0.211** [-2.086]	-0.111 [-1.389]
SIZE	-0.012*** [-3.041]	-0.012*** [-3.479]	-0.015*** [-3.371]	-0.015*** [-4.232]
LEV	-0.154*** [-6.654]	-0.103*** [-5.331]	-0.135*** [-5.647]	-0.081*** [-3.962]
GRWS	0.059*** [6.034]	0.055*** [6.605]	0.020* [1.785]	0.032*** [3.590]
INVREC	0.026 [0.945]	-0.025 [-1.036]	0.038 [1.218]	0.044 [1.557]
MKT	-0.004 [-0.388]	0.004 [0.544]	-0.016* [-1.822]	-0.007 [-0.846]
PAD			-0.022** [-2.376]	-0.010 [-1.327]
IAC			0.012 [1.097]	0.008 [0.934]
ROA			0.988*** [10.138]	0.700*** [9.606]
DAK			-0.076 [-0.773]	0.001 [0.010]
NOL			0.005** [2.047]	-0.003 [-1.570]
Zscore			0.017* [1.829]	0.042*** [5.635]

〈표 6〉 ASD가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수 CETR과 GETR의 경우 (계속)

Variable	축소모형		확장모형	
	CETR	GETR	CETR	GETR
	(1)	(2)	(3)	(4)
MTB			-0.009*** [-2.900]	-0.002 [-0.856]
R&D			0.464*** [4.335]	0.447*** [4.763]
PPE			0.117*** [5.071]	0.099*** [5.091]
INTA			0.170 [1.543]	0.049 [0.434]
OWN			-0.047* [-1.808]	-0.003 [-0.129]
Intercept	0.202* [1.673]	0.169* [1.723]	0.225* [1.811]	0.234** [2.312]
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.066	0.051	0.121	0.096
F Value	9.25***	7.28***	11.40***	10.37***
N	4,709	4,709	4,709	4,709

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음.

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

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

기타 통제변수의 경우 <표 5>에서 조세회피 측정치가 BTD 계열(BTD, DBTD)일 때 확장모형인 추정모형 (3)–(4)의 결과로 볼 때 *FOR*, *SIZE*, *LEV*, *MKT*, *MTB*는 유의한 음(-)의 관계를, *ROA*, *NOL*, *Zscore*, *R&D*, *PPE*, *INTA*는 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 <표 6>에서 조세회피 측정치가 ETR 계열(CETR, GETR)일 때 확장모형에서 *SIZE*, *LEV*는 유의한 음(-)의 관계를, *GRWS*, *ROA*, *Zscore*, *R&D*, *PPE*는 유의한 양(+)의 관계로 나타났다.

4. 민감도 분석결과

앞서 <표 5> 및 <표 6>에서는 관심변수에 대해 연속변수인 ASD의 결과로 살펴보았다. 본 절의 첫 번째 민감도 분석에서는 관심변수에 대해 더미변수인 *ASD_Meet* 또는 *ASD_Pos*와 조세회

피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)와의 관계를 알아본다. 선행연구인 이정희 외(2023)는 추정된 표준감사시간을 이용한 *ASD_Meet*(표준감사시간의 충족여부)와 *BTD* 계열(*BTD*, *DBTD*) 간에 유의한 음(-)의 관계를 보고하였다. 본 연구는 *ASD_Meet*뿐만 아니라 *ASD_Pos*(표준감사시간의 초과여부)에 대해서도 같이 살펴보았다. 이와 관련된 다변량 회귀분석의 결과는 <표 7>에 제시하였다. 지면관계상 회귀분석의 결과는 모두 식(1B)의 확장모형을 이용한 경우로 보고하고, 주된 관심변수(*ASD_Meet*, *ASD_Pos*)를 중심으로 한 요약표로 제시하였다. 표에서 Panel A는 *ASD_Meet*의 결과이고, Panel B에서 *ASD_Pos*의 결과이다. 추정모형 (1)–(4)의 각 경우는 종속변수가 *BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*에 해당한다.

먼저 Panel A에서 관심변수 *ASD_Meet*는 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)에 대해 모두 양(+)의 값을 보이나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 즉 표준감사시간의 충족여부는 조세회피 측정치와 별다른 관련성이 나타나지 않았다. 이는 실제감사시간이 표준감사시간을 충족한 기업과 미달한 기업 간에 조세회피 수준에 별다른 차이가 없음을 나타낸다. 따라서 본 연구에서 공시된 표준감사시간을 이용한 *ASD_Meet*는 연구자에 의해 추정된 표준감사시간을 이용한 이정희 외(2023)의 결과와는 일치하지 않는 다른 증거로 나타났다.

Panel B에서 관심변수 *ASD_Pos* 역시 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)에 대해 모두 통계적으로 유의한 값을 나타나지 않았다. 이는 실제감사시간이 표준감사시간을 초과한 경우와 그렇지 않은 경우 간에 조세회피 수준에 별다른 차이가 없다는 것을 의미한다. 이상의 Panel A와 B의 결과로 볼 때 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용하여 계산된 연속변수 *ASD*와 마찬가지로 더미변수로 측정된 *ASD_Meet*와 *ASD_Pos* 모두 조세회피 측정치와 관련성을 발견할 수 없었다.

<표 7> *ASD_Meet*(또는 *ASD_Pos*)가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과

Panel A : <i>ASD_Meet</i>				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD_Meet</i>	0.001 [0.489]	0.001 [0.367]	0.004 [0.534]	0.007 [1.215]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.300	0.217	0.120	0.096
F Value	17.44***	13.25***	11.46***	10.26***
N	4,709	4,709	4,709	4,709

〈표 7〉 *ASD_Meet*(또는 *ASD_Pos*)가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 (계속)

Panel B : <i>ASD_Pos</i>				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD_Pos</i>	0.000 [0.045]	0.000 [0.255]	0.002 [0.339]	0.003 [0.627]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.300	0.217	0.120	0.096
F Value	17.39***	13.24***	11.46***	10.24***
N	4,709	4,709	4,709	4,709

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음. <표 7>의 결과는 확장모형인 식(1B)으로 분석한 결과임.

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

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

본 절의 두 번째 민감도 분석에서는 조세회피에 대한 선택적인(alternative) 측정치로서 선행연구인 이정희 외(2023)에서 이용된 산업조정 *CETR*와 *GETR*의 경우를 살펴보고자 한다. 앞서의 선행연구는 표로 제시하지 않았으나, 산업조정 *CETR*와 *GETR*을 종속변수로 한 결과에서 *ASD_Meet*(표준감사시간 충족여부)와 산업조정 *CETR*만 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 따라서 종속변수로 산업조정 *CETR*와 *GETR*을 이용한 경우 연구가설이 민감한지를 알아보하고자 한다. 이를 위해 선행연구의 방법에 따라 산업조정 *CETR*은 개별기업의 *CETR*에서 연도별로 산업별 *CETR*의 평균을 차감하고, 또한 산업조정 *GETR*은 개별기업의 *GETR*에서 연도별로 산업별 *GETR*의 평균을 차감하여 측정하였다. 본 연구는 전자를 *CETR_adj*로 칭하고, 후자를 *GETR_adj*로 지칭한다. 이를 종속변수로 이용한 회귀분석의 결과는 <표 8>에 보고하였다. 표에서 Panel A는 관심변수가 *ASD*이고, Panel B는 관심변수가 *ASD_Meet*이며, Panel C는 관심변수가 *ASD_Pos*의 경우이다. 앞서와 마찬가지로 지면상 관심변수를 중심으로 한 요약표로 제시하고, 식(1B)의 확장모형으로 살펴본 결과이다.

〈표 8〉 ASD가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석 결과 : 종속변수 *CETR_adj*와 *GETR_adj*의 경우

Panel A : <i>ASD</i>		
Variable	<i>CETR_adj</i>	<i>GETR_adj</i>
	(1)	(2)
<i>ASD</i>	-0.038 [-1.339]	-0.033 [-1.282]
<i>Control variable</i>	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R ²	0.094	0.079
F Value	8.21***	8.05***
<i>N</i>	4,709	4,709
Panel B : <i>ASD_Meet</i>		
Variable	<i>CETR_adj</i>	<i>GETR_adj</i>
	(1)	(2)
<i>ASD_Meet</i>	0.005 [0.619]	0.007 [1.202]
<i>Control variable</i>	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R ²	0.094	0.079
F Value	8.19***	7.93***
<i>N</i>	4,709	4,709
Panel C : <i>ASD_Pos</i>		
Variable	<i>CETR_adj</i>	<i>GETR_adj</i>
	(1)	(2)
<i>ASD_Pos</i>	0.002 [0.345]	0.003 [0.589]
<i>Control variable</i>	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm
Adj. R ²	0.093	0.079
F Value	8.20***	7.93***
<i>N</i>	4,709	4,709

- 주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음. 다만, $CETR_adj = t\text{년도 산업조정 현금유효세율} (= \text{개별기업의 } CETR - \text{산업별 } CETR \text{의 평균})$; $GETR_adj = t\text{년도 산업조정 GAAP 유효세율} (= \text{개별기업의 } GETR - \text{산업별 } GETR \text{의 평균})$. <표 8>의 결과는 확장모형인 식(1B)으로 분석한 결과임.
- 주2) 괄호 []의 수치는 OLS 회귀분석 시 개별기업 수준에서의 클러스터링이 조정된 t 값임.
- 주3) ***, **, *는 각 0.01, 0.05, 0.1에서 통계적으로 유의함(양측검증).

<표 8>의 결과를 보면, Panel A의 관심변수 ASD 는 종속변수 $CETR_adj$ 와 $GETR_adj$ 에 대해 모두 유의한 계수값은 나타나지 않았다. 또한 Panel B에서 관심변수 ASD_Meet 역시 종속변수 $CETR_adj$ 와 $GETR_adj$ 에 대해 모두 유의한 값이 나타나지 않았다. 그리고 Panel C에서 관심변수 ASD_Pos 역시 종속변수 $CETR_adj$ 와 $GETR_adj$ 에 대해 모두 유의한 값은 관찰할 수 없었다. 이상의 결과로 볼 때 종속변수로 선택적인 조세회피 측정치($CETR_adj$, $GETR_adj$)를 이용한 결과의 경우도 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록, 표준감사시간을 충족한 경우, 표준감사시간을 초과한 경우 모두 조세회피가 감소한다는 결과는 발견되지 않았다. 이는 이정희 외(2023)와 다른 증거이다.

5. 추가분석 결과

본 절의 추가분석에서는 추정된 표준감사시간을 이용한 이정희 외(2023)의 연구에서 상호작용효과로 제시한 결과에 대하여 살펴보고자 한다. 앞서의 선행연구는 상호작용변수를 이용한 결과에서 $ASD*BIG4$ 또는 $ASD_Meet*BIG4$ 는 조세회피에 대해 각각 유의하게 음(-)의 관계를, 또한 상호작용변수인 $ASD*MKT$ 또는 $ASD_Meet*MKT$ 는 조세회피에 대해 각각 유의하게 음(-)의 관계를 보고하였다. 이에 앞서의 선행연구는 ASD 또는 ASD_Meet 와 조세회피 간의 음(-)의 관계가 감사인의 특성과 시장유형에 따라 차별적이라고 주장한다. 특히, 앞서의 선행연구는 ASD 또는 ASD_Meet 와 조세회피 간에 음(-)의 관계가 Big 4 감사인이 감사하면 더 강화되고, 또한 코스닥기업에서 더 강화되어 조세회피가 감소한다는 결과를 보고하였다. 따라서 본 절의 첫 번째 추가분석에서는 공시된 표준감사시간을 이용한 ASD 와 조세회피의 관계가 Big 4 감사인일 때 더 강화되는지를 알아보고, 두 번째 추가분석에서는 공시된 표준감사시간을 이용한 ASD 와 조세회피의 관계가 코스닥기업에서 더 감소하는지를 알아본다. 이를 위해 확장모형인 식(1B)의 모형에 $ASD*BIG4(ASD_Meet*BIG4, ASD_Pos*BIG4)$ 또는 $ASD*MKT(ASD_Meet*MKT, ASD_Pos*MKT)$ 를 추가하여 회귀분석을 다시 수행하였다. 전자인 $ASD*BIG4(ASD_Meet*BIG4, ASD_Pos*BIG4)$ 와 관련된 회귀분석의 결과는 <표 9>에 보고하였고, 후자인 $ASD*MKT(ASD_Meet*MKT, ASD_Pos*MKT)$ 와 관련된 회귀분석의 결과는 <표 10>에 보고하였다. 이들 모두 앞서와 같이 확장모형을 이용한 결과이고, 지면관계상 관심변수를 중심으로 한 요약표를 제시하였다. <표 9>에서 Panel A는 $ASD*BIG4$ 의 결과를, Panel B는 $ASD_Meet*BIG4$ 의 결과를, Panel C는

*ASD_Pos*BIG4*의 결과이다. 또한 <표 10>에서 Panel A는 *ASD*MKT*의 결과를, Panel B는 *ASD_Meet*MKT*의 결과를, Panel C는 *ASD_Pos*MKT*의 결과이다.

먼저 <표 9>의 결과를 살펴보면,¹⁸⁾ Panel A에서 관심변수 *ASD*BIG4*는 네 개의 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*) 중 *CETR*만 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 또한 Panel B에서 관심변수 *ASD_Meet*BIG4*는 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*) 중 *CETR*만 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 반면, Panel C에서 관심변수 *ASD_Pos*BIG4*는 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*) 모두 유의한 음(-)의 값은 나타나지 않았다. 이상의 결과로 볼 때 대형회계법인이 감사하면 그렇지 않은 경우와 비교해 실제감사시간이 표준감사시간보다 초과할 수록, 표준감사시간을 충족한 경우가 미달한 경우에 비해 현금유효세율 수준이 감소한다는 결과는 이정희 외(2023)와 일치한다. 하지만 표준감사시간을 초과하는 경우는 Big 4 감사인 여부에 따라 조세회피에 미치는 영향은 별다른 차이가 없었다. 또한 앞서 *ASD*BIG4* 또는 *ASD_Meet*BIG4*에서 유의한 음(-)의 값은 일관된 증거라기보다 네 개의 조세회피 측정치 중 *CETR*만 나타나 제한된(limited) 증거라고 할 수 있다.¹⁹⁾

18) <표 9>의 회귀분석의 결과에서 상호작용변수를 고려할 경우 다중공선성 문제가 있는지를 확인해 보았다. Panel A부터 C까지 모두 VIF 값이 가장 높았던 변수는 *CFOA*로 그 값이 모두 7.59로 나타나 <표 9>의 검증결과에서 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

19) 선행연구인 이정희 외(2023)의 방법과 달리, 앞서 *ASD*BIG4* 또는 *ASD_Meet*BIG4*에서 유의한 음(-)의 결과가 Big 4 감사인에 기인한 것인지, 또는 non-Big4 감사인에 기인한 것인지를 알아보기 위하여 표본을 Big 4와 non-Big 4로 나누어 분석한 결과는 다음과 같다. Big 4 표본에서 *ASD*는 *CETR*에 대해 회귀계수(t 값)는 -0.098(-2.45)로 5%에서 유의한 음(-)의 값을, *ASD_Meet*는 *CETR*에 대해 -0.014(-1.39)로 나타나 통계적으로 유의하지 않았다. 이와 달리, non-Big 4 표본에서 *ASD*는 *CETR*에 대해 회귀계수(t 값)는 0.048(1.16)로 유의한 값이 나타나지 않았고, *ASD_Meet*는 *CETR*에 대해 0.021(2.00)로 5%에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 <표 9>의 결과인 *ASD*BIG4*와 *CETR* 간에 유의한 음(-)의 관계로 나타난 것은 Big 4 감사인에 기인한 것이라면, *ASD_Meet*BIG4*와 *CETR* 간에 유의한 음(-)의 관계로 나타난 것은 non-Big 4 감사인에 기인한 것임을 확인할 수 있다. 즉 전자인 *ASD*BIG4*에서 유의한 음(-)의 결과는 Big 4 감사인이 감사한 피감기업의 조세회피가 감소되어 나타난 효과라면, 후자인 *ASD_Meet*BIG4*에서 유의한 음(-)의 결과는 non-Big 4 감사인이 감사한 피감기업의 조세회피가 증가되어 나타난 효과라는 점에서 두 결과 사이에도 차이가 존재한다. 이는 Big 4의 효과와 non-Big 4의 효과가 측정치(*ASD* vs. *ASD_Meet*)에 따라 상반된 다른 결과를 보여 나타난 것임을 알 수 있다.

〈표 9〉 추가분석 결과 1 : ASD와 BIG4의 상호작용효과

Panel A : ASD*BIG4의 상호작용				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD</i>	0.002 [0.218]	0.002 [0.292]	0.046 [1.116]	0.014 [0.367]
<i>BIG4</i>	-0.000 [-0.191]	-0.000 [-0.031]	0.004 [0.502]	0.009 [1.377]
<i>ASD*BIG4</i>	-0.008 [-0.848]	-0.012 [-1.133]	-0.147** [-2.500]	-0.081 [-1.553]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.300	0.217	0.122	0.097
F Value	17.07***	13.21***	11.18***	10.13***
<i>N</i>	4,709	4,709	4,709	4,709
Panel B : ASD_Meet*BIG4의 상호작용				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD_Meet</i>	0.002 [1.213]	0.002 [1.099]	0.022** [2.093]	0.016* [1.837]
<i>BIG4</i>	0.002 [0.809]	0.002 [0.829]	0.027** [1.983]	0.020* [1.793]
<i>ASD_Meet*BIG4</i>	-0.004 [-1.295]	-0.004 [-1.269]	-0.038*** [-2.601]	-0.018 [-1.545]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.301	0.217	0.122	0.096
F Value	17.11***	13.02***	11.31***	10.16***
<i>N</i>	4,709	4,709	4,709	4,709

〈표 9〉 추가분석 결과 1 : ASD와 BIG4의 상호작용효과 (계속)

Panel C : ASD_Pos*BIG4의 상호작용				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD_Pos</i>	-0.000 [-0.087]	0.001 [0.343]	0.008 [0.910]	0.011 [1.444]
<i>BIG4</i>	-0.001 [-0.488]	-0.000 [-0.215]	0.003 [0.307]	0.013 [1.518]
<i>ASD_Pos*BIG4</i>	0.000 [0.187]	-0.001 [-0.226]	-0.012 [-1.000]	-0.016 [-1.595]
Control variable	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.307	0.224	0.129	0.105
F Value	16.99***	12.96***	11.20***	10.10***
N	4,709	4,709	4,709	4,709

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음. <표 9>의 결과는 확장모형인 식(1B)으로 분석한 결과임.

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

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

<표 10>의 결과를 보면,²⁰⁾ Panel A에서 관심변수 *ASD*MKT*는 네 개의 조세회피 측정치 (*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*) 중 *GETR*만 유의하게 양(+)의 값이 나타났다. 반면, Panel B와 C에서 관심변수 *ASD_Meet*MKT*와 *ASD_Pos*MKT*는 네 개의 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)에 대해 모두 통계적으로 유의한 값은 나타나지 않았다.

추정된 표준감사시간을 이용한 선행연구인 이정희 외(2023)는 *ASD*MKT* 또는 *ASD_Meet*MKT*와 주된 결과로 보고한 *BTD* 계열의 조세회피에서 유의한 음(-)의 관계를 보고하였다. 또한 앞서의 선행연구는 별도의 표로 보고하지 않았으나, *ASD*MKT*와 *ETR* 계열의 조세회피는 유의한 결과를 보이지 않았다고 보고했다. 다만, 앞서의 선행연구는 *ASD_Meet*MKT*와 *CETR*만 유의한 결과로 나타남을 보고하였다(p.105). 이와 비교하면 전자와 후자 모두 본 연구에서 <표 10>의 결과로 볼 때 다소 차이가 있다. 왜냐하면 공시된 표준감사시간을 이용한 본 연구의 결과에서 *ASD*MKT* 또는 *ASD_Meet*MKT*와 *BTD* 계열(*BTD*, *DBTD*)의 조세회피에서 유의한 관계

20) <표 10>의 회귀분석의 결과에서 상호작용변수를 고려할 경우 다중공선성 문제가 있는지를 확인한 결과, Panel A부터 C까지 모두 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 *CFOA*로 나타났다. 그 값이 7.59-7.60 사이로 나타나 <표 10>의 검증결과에서 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

가 나타나지 않았다. 또한 $ASD \times MKT$ 만 ETR 계열 중 $GETR$ 과 유의한 양(+)의 결과를 보여, 이 정희 외(2023)과 다른 결과로 나타났다.²¹⁾

〈표 10〉 추가분석 결과 2 : ASD 와 MKT 의 상호작용효과

Panel A : $ASD \times MKT$ 의 상호작용				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD</i>	0.000 [0.056]	0.000 [0.013]	-0.080* [-1.654]	-0.096** [-2.208]
<i>MKT</i>	-0.005*** [-3.141]	-0.005*** [-3.057]	-0.019** [-2.102]	-0.011 [-1.342]
<i>ASD \times MKT</i>	-0.006 [-0.642]	-0.008 [-0.781]	0.081 [1.382]	0.119** [2.276]
Control variable	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.300	0.217	0.121	0.097
F Value	17.05***	13.03***	11.14***	10.12***
N	4,709	4,709	4,709	4,709
Panel B : $ASD_Meet \times MKT$ 의 상호작용				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD_Meet</i>	-0.001 [-0.733]	-0.002 [-0.765]	-0.007 [-0.653]	-0.001 [-0.077]
<i>MKT</i>	-0.009*** [-3.161]	-0.009*** [-3.032]	-0.033** [-2.317]	-0.019 [-1.630]
<i>ASD_Meet \times MKT</i>	0.004 [1.495]	0.004 [1.413]	0.022 [1.490]	0.016 [1.346]

21) 이는 실제감사시간이 표준감사시간을 초과하더라도 코스닥기업이면 그렇지 않은 경우에 비해 GAAP 유효세율 수준이 더 낮다는 결과이다. 그런데 MKT 는 <표 4>의 단순 상관성의 결과로 볼 수 있듯이, 조세회피 측정치인 BTD , $DBTD$, $CETR$, $GETR$ 와 모두 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 그러한 점에서 일반적으로 코스닥기업이 그렇지 않은 경우에 비해 조세회피 성향이 더 높음을 의미하므로, <표 10>의 Panel A에서 $ASD \times MKT$ 와 $GETR$ 간에 양(+)의 결과는 ASD 로 측정된 감사인의 감사노력이 증가하더라도 코스닥기업에서의 높은 조세회피 성향이 그렇지 않은 경우와 비교해 약화되지는 않음을 나타낸다.

〈표 10〉 추가분석 결과 2 : ASD와 MKT의 상호작용효과 (계속)

Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.301	0.217	0.121	0.096
F Value	17.02***	13.03***	11.43***	10.15***
N	4,709	4,709	4,709	4,709
Panel C : <i>ASD_Pos</i> * <i>MKT</i> 의 상호작용				
Variable	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ASD_Pos</i>	0.000 [0.218]	-0.000 [-0.065]	0.002 [0.172]	-0.002 [-0.303]
<i>MKT</i>	-0.005*** [-2.654]	-0.006*** [-2.921]	-0.017 [-1.517]	-0.012 [-1.206]
<i>ASD_Pos</i> * <i>MKT</i>	-0.001 [-0.244]	0.001 [0.329]	0.001 [0.071]	0.010 [1.017]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.307	0.224	0.128	0.104
F Value	16.99***	12.94***	11.20***	10.07***
N	4,709	4,709	4,709	4,709

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음. <표 10>의 결과는 확장모형인 식(1B)으로 분석한 결과임.

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

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

본 절의 세 번째 추가분석은 표준감사시간제도(SAHP) 도입 전후에 따라 관심변수 *ASD*(*ASD_Meet*, *ASD_Pos*)와 조세회피의 관계에 차이가 있는지를 알아보았다. 선행연구인 이정희 외(2023)는 분석기간 중 SAHP 도입 전보다 이후에 *ASD_Meet*와 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*) 간에 음(-)의 관계가 더 뚜렷하게 나타난다는 결과를 보고하였다. 이를 알아보기 위해 본 절에서는 표본을 SAHP 전후기간(pre-SAHP vs. post-SAHP)으로 나누어 *ASD*(*ASD_Meet*, *ASD_Pos*)와 조

세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)의 관계를 확장모형인 식(1B)의 모형을 이용하여 분석한다. 그 결과는 <표 11>에 제시하였다. 앞서와 유사하게 <표 11>에서 Panel A는 *ASD*의 결과를, Panel B는 *ASD_Meet*의 결과를, Panel C는 *ASD_Pos*의 결과를 pre-SAHP(2018년)와 post-SAHP(2019년–2022년)로 표본을 나누어 각각 살펴보았다.

<표 11>을 보면, Panel A부터 C까지에서 pre-SAHP인 직전연도(2018년)의 경우 관심변수 *ASD*, *ASD_Meet*, *ASD_Pos* 모두는 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)에 대해 통계적으로 유의한 값은 관찰되지 않았다. 또한 post-SAHP인 도입 이후기간(2019년–2022년)의 경우도 관심변수 *ASD*, *ASD_Meet*, *ASD_Pos* 모두는 조세회피 측정치에 대해 통계적으로 유의한 값은 나타나지 않았다. 이러한 <표 11>의 결과는 이정희 외(2023)의 증거와는 다른 증거이다. 선행연구의 결과와 달리, 공시된 표준감사시간을 이용한 *ASD*, *ASD_Meet*, *ASD_Pos*를 측정할 경우 모두 표준감사시간제도의 도입 이후 조세회피가 감소된다는 결과는 발견할 수 없었다. 전반적으로 *ASD*, *ASD_Meet*, *ASD_Pos*는 표준감사시간제도 도입 전과 후에 관계없이 네 개의 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)와 통계적으로 유의미한 관련성이 나타나지 않았다. 그러한 점에서 표준감사시간제도의 도입이 감사품질의 제고뿐만 아니라 기업의 조세회피 감소에도 기여한다는 선행연구의 주장은 공시된 표준감사시간을 이용하면 이를 실증적으로 뒷받침해주는 증거를 관찰할 수 없었다.

<표 11> 추가분석 결과 3 : pre-SAHP vs. post-SAHP

Panel A : <i>ASD</i>								
Variable	Pre-SAHP(2018년)				Post-SAHP(2019년–2022년)			
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ASD</i>	0.008 [0.761]	0.005 [0.447]	−0.034 [−0.483]	−0.075 [−1.078]	−0.005 [−0.942]	−0.006 [−1.016]	−0.034 [−1.106]	−0.020 [−0.711]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Industry	Industry	Industry	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 ²	0.340	0.260	0.189	0.143	0.304	0.223	0.121	0.101
F Value	7.19***	6.25***	4.81***	4.31***	15.29***	11.41***	9.47***	8.95***
<i>N</i>	833	833	833	833	3,876	3,876	3,876	3,876

〈표 11〉 추가분석 결과 3 : pre-SAHP vs. post-SAHP (계속)

Panel B : <i>ASD_Meet</i>								
Variable	Pre-SAHP(2018년)				Post-SAHP(2019년 - 2022년)			
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ASD_Meet</i>	0.004 [0.833]	0.003 [0.721]	0.004 [0.152]	-0.012 [-0.671]	0.000 [0.316]	0.000 [0.240]	0.004 [0.506]	0.009 [1.437]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Industry	Industry	Industry	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 ²	0.340	0.260	0.189	0.142	0.304	0.223	0.121	0.102
F Value	7.27***	6.39***	4.80***	4.34***	15.22***	11.32***	9.42***	8.83***
<i>N</i>	833	833	833	833	3,876	3,876	3,876	3,876
Panel C : <i>ASD_Pos</i>								
Variable	Pre-SAHP(2018년)				Post-SAHP(2019년 - 2022년)			
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ASD_Pos</i>	-0.001 [-0.236]	-0.000 [-0.093]	-0.004 [-0.238]	-0.007 [-0.439]	0.000 [0.205]	0.001 [0.441]	0.003 [0.473]	0.005 [0.884]
<i>Control variable</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Fixed-Effects	Industry	Industry	Industry	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 ²	0.339	0.260	0.189	0.141	0.304	0.223	0.121	0.101
F Value	7.18***	6.25***	4.85***	4.34***	15.20***	11.32***	9.41***	8.82***
<i>N</i>	833	833	833	833	3,876	3,876	3,876	3,876

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음. <표 11>의 결과는 확장모형인 식(1B)으로 분석한 결과임.

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

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

본 절의 마지막 추가분석은 표준감사시간제도만 도입된 기업(즉 *PAD* 및 *IAC*가 미도입된 기업)과 표준감사시간제도 외에도 다른 제도가 같이 도입된 기업(즉 *PAD* 또는 *IAC*가 도입된 기

업)을 나누어 살펴본다. 선행연구인 이정희 외(2023)는 분석상에 *PAD* 또는 *IAC*가 도입된 기업은 다른 요인으로 감사시간이 증가할 수 있으므로, 이를 표본에서 제외하였다. 따라서 본 절의 네 번째 추가분석에서는 표본을 이정희 외(2023)에 해당되는 *PAD* 및 *IAC*가 미도입된 기업(즉 표준감사시간제도만 도입된 기업) vs. *PAD* 또는 *IAC*가 도입된 기업(즉 다른 제도 역시 같이 도입된 기업)으로 나누어 살펴보았다. 확장모형인 식(1B)의 모형을 이용하여 표본을 나누어 회귀 분석한 결과는 <표 12>에 제시하였다. 표의 보고방식은 앞서와 유사하며, 왼쪽의 추정모형 (1)–(4)는 *PAD* 및 *IAC*가 미도입된 기업에 해당하는, 즉 이정희 외(2023)와 표본조건이 유사한 경우이고, 오른쪽의 추정모형 (5)–(8)은 *PAD* 또는 *IAC*가 도입된 기업의 결과이다.

<표 12> 추가분석 결과 4 : *PAD* 또는 *IAC*의 도입 여부

Panel A : <i>ASD</i>								
Variable	<i>PAD</i> 및 <i>IAC</i> 가 미도입된 기업				<i>PAD</i> 또는 <i>IAC</i> 가 도입된 기업			
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ASD</i>	0.001 [0.182]	−0.001 [−0.151]	−0.049 [−1.181]	−0.059 [−1.476]	−0.008 [−1.040]	−0.007 [−0.903]	0.001 [0.029]	0.021 [0.664]
<i>Control variable</i>	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 ²	0.381	0.273	0.164	0.121	0.205	0.173	0.100	0.103
F Value	20.14***	13.09***	10.85***	9.788***	4.552***	5.466***	3.753***	3.621***
<i>N</i>	2,930	2,930	2,930	2,930	1,779	1,779	1,779	1,779
Panel B : <i>ASD_Meet</i>								
Variable	<i>PAD</i> 및 <i>IAC</i> 가 미도입된 기업				<i>PAD</i> 또는 <i>IAC</i> 가 도입된 기업			
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ASD_Meet</i>	0.005** [2.262]	0.004** [2.179]	0.008 [0.752]	0.014 [1.537]	−0.004* [−1.860]	−0.004* [−1.782]	−0.002 [−0.144]	0.000 [0.013]
<i>Control variable</i>	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 ²	0.382	0.275	0.163	0.120	0.206	0.175	0.100	0.103
F Value	20.46***	13.26***	10.86***	9.704***	4.572***	5.488***	3.751***	3.668***
<i>N</i>	2,930	2,930	2,930	2,930	1,779	1,779	1,779	1,779

〈표 12〉 추가분석 결과 4 : PAD 또는 IAC의 도입 여부 (계속)

Panel C : ASD_Pos								
Variable	PAD 및 IAC가 미도입된 기업				PAD 또는 IAC가 도입된 기업			
	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>BTD</i>	<i>DBTD</i>	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ASD_Pos</i>	0.002 [1.111]	0.002 [1.309]	0.011 [1.267]	0.011 [1.500]	-0.002 [-1.151]	-0.002 [-0.990]	-0.009 [-0.875]	-0.005 [-0.597]
<i>Control variable</i>	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 ²	0.381	0.274	0.164	0.120	0.205	0.173	0.101	0.103
F Value	20.19***	13.10***	10.93***	9.643***	4.518***	5.422***	3.747***	3.686***
<i>N</i>	2,930	2,930	2,930	2,930	1,779	1,779	1,779	1,779

주1) 변수 정의는 <표 3>의 하단에 보고한 바와 같음. <표 12>의 결과는 확장모형인 식(1B)으로 분석한 결과임.

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

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

<표 12>를 보면, Panel A와 C에서 PAD 및 IAC가 미도입된 기업과 PAD 및 IAC가 도입된 기업에 상관없이 관심변수 ASD 또는 ASD_Pos는 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)에 대해 통계적으로 유의한 값은 나타나지 않았다. 반면, Panel B인 PAD 및 IAC가 미도입된 기업(즉 표준감사시간제도만 도입된 기업)에서 관심변수 ASD_Meet는 조세회피 측정치 중 *BTD*와 *DBTD*에 대해 5%에서 유의한 양(+)의 계수값을, PAD 또는 IAC가 도입된 기업(즉 다른 제도 역시 같이 도입된 기업)에서 관심변수 ASD_Meet는 조세회피 측정치 중 *BTD*와 *DBTD*에 대해 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 앞서의 결과 중 Panel B인 PAD 및 IAC가 미도입된 기업(즉 표준감사시간제도만 도입된 기업)에서 관심변수 ASD_Meet가 *BTD*와 *DBTD*에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타난 사항은 이정희 외(2023)와는 상반된 증거이다. 오히려 ASD_Meet와 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*) 간에 유의한 음(-)의 관계는 표준감사시간제도 외에도 PAD 또는 IAC가 같이 도입된 기업에서 나타났다. 하지만 후자의 결과는 10%에서 한계적인(marginal) 수준에서 주로 나타난다.

이러한 결과로 볼 때 ASD_Meet는 표준감사시간제도의 순수효과에서 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*)에 대해 오히려 유의한 양(+)의 관계로 나타난 반면, 표준감사시간제도 외에도 혼합효과가 있는 경우에는 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이는 추정된 표준감사시간을 이용한 이정희 외(2023)와 달리, 공시된 표준감사시간을 이용한 ASD_Meet, 즉 표준감사시간을 충족한 경

우가 그렇지 않은 경우에 비해 SAHP뿐 아니라 다른 제도와의 혼합효과가 있는 경우가 더 조세회피 감소에 기여한다는 증거이다. 한편, 이상의 결과는 SAHP의 순수효과와 혼합효과에 따라 공시된 표준감사시간을 이용한 *ASD_Meet*와 조세회피의 관계가 연구자에 의해 추정된 표준감사시간을 이용한 선행연구와 일관되지는 않음을 시사한다.

6. 본 연구결과의 논의와 시사점

선행연구인 이정희 외(2023)는 종속변수로 조세회피를 이용하고, 관심변수로 *ASD* 측정치상에 표준감사시간에 대해 한공회 표준감사시간 상세지침을 이용하여 추정한 후, 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록, 그리고 표준감사시간을 충족한 기업이 미충족된 기업보다 조세회피가 더 적게 나타나, *ASD*로 측정된 감사인의 감사노력이 증가하면 조세회피가 감소한다는 결과를 제시하였다. 앞서의 결과해석에서 선행연구는 표준감사시간제도의 도입으로 감사시간이 증가하면 감사품질을 제고할 뿐만 아니라 조세회피 감소에도 기여한다는 점에서 표준감사시간제도의 효과성에 대한 시사점을 제공해 주는 것으로 해석하였다. 앞서의 선행연구의 실증적 증거는 다음과 같은 시사점을 부여해 줄 수 있다. 첫째, 조연주 외(2022)의 연구에서 *ASD*와 감사품질 간에 양(+)의 관계 외에도 *ASD*와 조세회피 간에 음(-)의 관계는 표준감사시간제도 도입 이후 감사시간이 증가하여 기업의 조세회피 수준이 줄어드는 효과가 있다는 시사점을 제공한다. 따라서 선행연구는 *ASD*로 측정된 감사노력이 표준감사시간제도가 도입 취지에 맞게 감사품질뿐 아니라 조세회피 감소에도 기여한다는 주장에 대한 실증적 증거로 해석하였다. 둘째, 표준감사시간제도도 감사인의 감사시간을 보다 증가시켜 감사품질을 제고하기 위해 도입된 제도이다. 앞서의 선행연구는 *ASD*로 측정된 표준 대비 실제감사시간이 증가하거나, 표준감사시간을 충족한 기업이 그렇지 않은 경우보다 조세회피를 억제하는 효과성이 있으므로, 앞서의 결과를 표준감사시간제도의 효과성과 관련한 규제당국에게도 의미 있는 정책적 시사점의 제공과 연계하고 있다는 점에 의미를 부여하였다. 셋째, 선행연구의 증거를 종합해 보면, *ASD*와 조세회피는 음(-)의 관계가 있으므로, 감사노력에 대한 대응치 중 하나로 *ASD*의 증가는 기업의 조세회피의 억제와 관련한 유용한 지표(useful indicator)를 시사해 준다. 이는 투자자 측면에서도 *ASD* 측정치를 투자의사결정에 이용하면 기업의 조세회피와 관련한 유용한 정보를 제공해 줄 수 있다는 점에서 *ASD*는 감사노력에 대한 하나의 대응치로 중요한 의미가 있음을 시사하는 것이다.

그런데 앞서의 선행연구에서의 실증적 증거에 기초한 주장과 시사점의 제공이 학계 및 규제당국에게 정책적 시사점을 더불어 제공해 주기 위해서는 관련 후속연구에서도 *ASD* 측정상에 표준감사시간에 대한 선택적인(alternative) 측정치를 이용하더라도, 유사하게 일관된 증거들이 관찰되어야 해당 가설에 대한 내적·외적 타당성이 존재하여 강한 지지(strong support)로 수용될 수 있을 것이다. 그러나 앞서의 선행연구의 결과에 기초한 주장과 달리, 본 연구에서 관심변

수로 *ASD* 측정상에 표준감사시간을 사업보고서에 공시된 자료를 이용한 경우에는 감사노력의 증가, 즉 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록, 그리고 표준감사시간을 충족한 기업이 미충족된 기업보다 조세회피 수준이 더 적을 것으로 기대한 가설을 뒷받침할 수 있는 지지된 증거를 관찰할 수는 없었다.

이러한 본 연구의 발견은 다음의 사항을 시사해 준다. 첫째, 표준감사시간을 추정하여 분석한 선행연구와 달리, 추정이 아닌 사업보고서의 공시된 표준감사시간을 이용하여 *ASD*를 측정하여 분석하면 실제감사시간이 표준감사시간을 초과하거나, 표준감사시간이 미충족된 경우와 비교하여 충족한 경우에 조세회피가 감소된다는 증거는 쉽게 관찰할 수 없었다. 이는 표준감사시간제도 도입 이후 감사시간의 증가가 감사품질 외에도 조세회피를 감소시키는 효과성이 있는지와 관련해서는 앞서의 선행연구의 주장만으로는 확인되지 않음을 시사한다. 따라서 표준감사시간제도의 도입이 감사시간을 증가시켜 감사품질뿐 아니라 조세회피에도 기여하는지는 *ASD* 측정상에 표준감사시간에 대한 선택적인 측정치에 따라 달라질 수 있음을 본 연구결과는 보여준다. 둘째, *ASD*의 계산에서 표준감사시간을 추정하여 분석한 선행연구는 그 결과에서 *ASD*와 조세회피 간에 음(-)의 관계를 바탕으로, 즉 표준 대비 실제감사시간이 증가하거나, 표준감사시간을 충족한 기업이 그렇지 않은 경우보다 조세회피를 억제하는 효과성이 있으므로, 이러한 증거는 표준감사시간제도의 효과성과 관련해서 규제당국에게도 의미 있는 정책적 시사점을 제공한다고 주장했다. 하지만 2019년에 시행된 표준감사시간제도는 감사인의 감사시간을 증가시켜 감사품질을 제고하려는 의도로 도입된 제도이지, 감사인에게 조세회피를 억제시키기 위해 도입된 제도는 아닐 수 있다. 해당 제도는 감사품질 제고와 투자자 등의 이해관계자의 보호를 그 도입 취지에 따라 제정된 것으로 되어 있으나(한공회 표준감사시간 상세지침, p.3), 그 도입상에 감사인이 기업의 조세회피 억제 또는 감소시켜야 할 명확하고 구체적인 명시적인 문구와 관련해서는 언급된 사항을 찾기는 어렵다. 이는 전술한 바와 같이 감사노력과 조세회피의 관계에 강한 이론(strong theory)이 규정화된 논의와 선행연구들에서 이와 관련된 논의가 부족한 사실을 감안하면 본 연구에서 *ASD*와 조세회피 간에 유의미한 음(-)의 관계를 발견하지 못한 것은 관심변수 *ASD*의 계산상에 선행연구에서 표준감사시간을 추정한 것과 달리, 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용하면 검증결과가 다르게 나타날 수도 있음을 본 연구결과는 시사해 준다. 이는 선행연구의 주장이 표준감사시간의 측정치에 따라 강한 증거라기보다는 약한 증거(weak evidence)일 수도 있음을 본 연구의 증거는 시사한다. 셋째, 선행연구에서 *ASD*와 조세회피 간에 음(-)의 관계에 대한 실증적 증거는 *ASD*가 조세회피를 탐지(detecting)하는데 있어 유용한 지표를 제공하는 것을 시사한다. 그러나 연구자의 추정이 아닌 기업이 사업보고서에 공시된 표준감사시간에 대한 하나의 대응치를 이용하면 본 연구결과는 투자자들에게 *ASD*가 조세회피를 적절히 탐지해주는 지표인지에 대한 실증적 증거를 발견할 수 없었다. 규제당국에 의한 기업이 공개하는 사업보고서에 공시된 정보는 피감기업에 대해 한공회 표준감사시간 상세지침에 따라 감사인이 직접

산출한 값이 더 근접한 반면, 감사인이 아닌 연구자가 한공회 표준감사시간 상세지침에 따라 표준감사시간을 계산하면 한정된 자료에 기초할 수 있기 때문에 개별 감사인의 특성²²⁾뿐 아니라 피감기업의 특성 자료를 적절하게 반영하여 표준감사시간을 측정하는 데 있어 한계가 있을 수 있다. 그로 인한 한계는 표본에서 개별기업마다 표준감사시간의 추정오차(실제치와 비교할 때 과소 또는 과대추정) 문제를 초래할 수 있고,²³⁾ 그로 인해 ASD 측정상에 잠재적 편의(potential bias)를 발생시켜 ASD와 조세회피의 관계에 대한 결과해석상에 연구자가 의도하지 않은 추론 문제를 야기할 수도 있다. 따라서 ASD가 감사품질에 대한 유용한 지표일 수 있으나(조연주 외 2022 ; 박종일 등 2023a), ASD가 조세회피에 대해서도 유용한 지표인지는 앞서의 본 연구결과로 볼 때 선불리 단정할 수 없음을 시사한다. 이러한 측면은 선행연구에서 주장한 표준감사시간제도의 도입이 감사품질뿐만 아니라 조세회피 감소에도 효과성이 있다는 시사점에 대한 논의에 또 다른 증거를 보여주고 있다는 점에서 본 연구결과는 관련연구에 공헌한다. 또한 ASD의 증가

22) 예를 들어, 한공회에서 제공하는 표준감사시간 상세지침은 감사인이 산정할 때 다음의 사항을 고려하도록 규정하고 있다(한공회 표준감사시간 상세지침, 2019.8 참조). 그런데 다음의 사항은 감사인이 아닌 연구자가 표준감사시간을 계산할 때 자료상 제약으로 반영하기는 어려운 사항에 해당한다. 구체적으로, 당기중 사업변동에 따른 상한·하한의 적용방법, 전기 지정감사 이후 당기 자유수입감사의 경우 상한·하한의 적용방법(상세지침, p.37) 및 복수 업종 영위 회사 고려의 경우(상세지침, p.46)가 이에 해당되는 데 이들 사항의 경우 개별기업마다 표준감사시간 산정시 감사인이 합리적으로 조정하여 적용해야 하기 때문이다. 또한 “감사인숙련도”를 계산할 때 개별감사팀단위의 경력별가중치를 감사팀원의 감사투입시간 비중으로 가중평균하여 산정하도록 되어 있고(상세지침, pp.14-15), 또한 “숙련도조정계수”는 기준숙련도에 기초하여 산정된 표준감사시간을 개별 감사팀의 감사인숙련도에 맞게 증가 또는 감소시키기 위해 적용하는 조정계수로 기준숙련도를 감사인숙련도로 나누어 산출한다. 여기서 “기준숙련도”란 표준감사시간 산정의 기준이 되는 평균적인 감사인숙련도를 나타낸다(상세지침, p.14). 또한 앞서의 경력별가중치는 「외부감사 및 회계등에 관한 규정」 별표 3인 감사인지정점수 산정기준에서 제시한 경력별가중치를 적용하는데, 이들 사항은 감사인이 쉽게 접근이 가능한 정보일 수 있으나, 연구자는 추정이 요구된다. 따라서 만일 감사인이 아닌 연구자가 이를 일률적으로 적용한 것인지, 아닌지에 따라 표준감사시간의 산정이 달라지는 사항이다. 하지만 표준감사시간을 추정한 이정희 외(2023)의 연구는 ASD를 측정할 때 앞서의 사항들에 대하여 논문에서 이를 명시적으로 밝히고 있지는 않다. 그러나 앞서의 사항들을 어떻게 고려했는지 여부에 따라 표준감사시간의 산정이 달라지고, 또한 ASD의 계산에 영향을 미칠 뿐만 아니라 ASD_Meer인 충족여부에도 영향을 미치므로, 이러한 사항이 조세회피의 상관성에 영향을 줄 수 있다. 이와 달리, 사업보고서에 공시된 정보는 감사인이 직접 2019년부터 표준감사시간제도 도입으로 한공회 표준감사시간 상세지침에 따라 이를 고려하여 산정한 것에 기초한다는 점에서 앞서와 같은 연구자에 의한 추정오차의 문제는 배제될 수 있다.

23) 앞서 선행연구의 검토에서 살펴보았듯이, 표준감사시간을 추정 후 분석한 결과에서 ASD 또는 ASD_Meer와 감사품질(재량적 발생액) 간에 양(+)의 관계를 보고한 연구도 있고(조연주 외 2022), 또한 이러한 결과를 발견하지 못한 연구(전성일·박연호 2023)도 있다. 한편으로, 앞서의 두 연구는 ASD 계산에서 표준감사시간에 대해 모두 추정치를 이용하였으나, ASD와 감사품질의 관계에서 다른 증거를 제시한 것으로 볼 때 표준감사시간을 추정한 연구자마다 추정 값이 다르고, 이로 인해 검증결과가 달라질 수 있음을 의미한다. 따라서 이들의 결과는 ‘추정된 ASD’와 감사품질의 관계에서 ASD 측정상에 추정오차의 문제가 존재한다는 것을 보여준다.

가 조세회피 감소로 나타나 규제당국에게 표준감사시간제도의 도입 취지에 기여한다는 선행연구의 주장의 경우 사업보고서 공시 자료를 이용할 경우에는 이를 뒷받침해주는 증거가 나타나지 않음을 시사한다. 그러한 점에서 ASD와 조세회피의 음(-)의 상관성에 대한 주장과 그 실증 증거는 아직까지 합의된 결론에 도달한 것이 아니므로, 표준감사시간제도가 투자자, 학계 그리고 규제당국에게도 조세회피 감소와 관련된 증거를 제공하는지에 관련해서는 후속연구들에 서 보다 더 많은 실증적 증거와 논의가 추가로 더 필요할 수 있다는 것을 본 연구의 발견은 시사한다.

V. 결 론

본 연구는 지난 2019년 도입된 SAHP에 따라 기업들이 사업보고서에 직접 공시한 감사계약내역 상의 표준감사시간을 이용하여 실제감사시간과 표준감사시간 간의 차이가 조세회피에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 감사노력의 대용치로 사업보고서에 공시된 감사계약내역의 감사시간을 이용하여 연속변수인 실제감사시간과 표준감사시간의 차이 비율(ASD), 더미변수로 측정된 표준감사시간의 충족여부(ASD_Meet), 그리고 표준감사시간의 초과여부(ASD_Pos) 등을 측정하였는데, 이들 변수와 선행연구에서 조세회피 측정치로 사용된 네 가지 측정치들(BTD, DBTD, CETR, GETR) 간의 관계를 살펴본 결과 통계적으로 유의적인 음(-)의 관계를 관찰할 수 없었다. 이처럼 본 연구와 이정희 외(2023) 간의 분석결과에 차이가 나는 주된 이유는 표준감사시간 측정에 대한 선행연구의 측정오류로 인한 것으로 해석된다. 둘째, 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용하여 측정한 ASD, ASD_Meet, ASD_Pos와 BIG4와의 상호관계를 살펴본 결과, 이들 상호작용변수들 중에서 ASD*BIG4 또는 ASD_Meet*BIG4 만이 조세회피를 나타내는 측정치 중 하나인 CETR과 유의적인 음(-)의 결과를 갖는 것으로 나타났다. 결과적으로 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용하면 아주 제한적으로만 조세회피를 줄여주는 결과가 나타남을 알 수 있다. 또한 표본을 Big 4와 non-Big 4로 나누어 분석한 결과 ASD*BIG4에서의 유의적인 음(-)의 결과는 Big 4 감사인에 기인한 것으로 나타난 반면, 후자인 ASD_Meet*BIG4에서 유의적인 음(-)의 결과는 non-Big4 감사인에 기인되어 나타난 것으로 두 효과 사이에도 차이가 존재한다. 셋째, 사업보고서에 공시된 표준감사시간을 이용하여 ASD, ASD_Meet, ASD_Pos와 MKT와의 상호작용효과를 살펴본 결과, ASD*MKT의 경우만 네 개의 조세회피 측정치 중 GETR에 대해서 유의한 양(+)의 관계로 나타났고, 나머지는 통계적으로 유의한 값을 관찰할 수 없었다. 이 역시 선행연구와 차별된 결과이다(이정희 외 2023). 넷째, SAHP 도입 전후로 표본을 나누어 분석한 결과 역시 표준 대비 실제감사시간의 차이와 조세회피 측정

치들 사이에는 유의적인 관계를 찾을 수 없었다. 이 역시 SAHP 도입 이후 표준 대비 실제감사시간의 차이가 조세회피와 음(-)의 관계가 강화된다는 선행연구의 결과와 차이가 난다(이정희 외 2023). 전체적으로 보았을 때, 표준 대비 실제감사시간의 차이와 조세회피 간에 음(-)의 관계가 존재한다고 주장한 선행연구와 달리 사업보고서에 공시된 표준감사시간 자료를 이용할 경우 표준 대비 실제감사시간의 차이와 조세회피 간에는 일관되게 유의적인 관계가 존재한다는 증거를 관찰할 수 없었다. 이는 감사인의 감사노력의 증가가 과연 기업의 조세회피 수준을 억제할 수 있는지와 관련한 이론적 근거가 명확하지 않은 실정에서 표준 대비 실제감사시간의 차이는 감사품질과는 관련성이 있는 측정치일 수도 있으나, 조세회피와는 무관한 측정치일 수 있음을 시사한다.

이처럼 의미 있는 실증분석 결과에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 분석상 한계점들을 가지고 있다. 첫째, 본 연구에서는 선행연구에서 사용된 모형과 더불어 주기적 감사인 지정제의 효과와 내부회계관리제도 감사의 효과 등을 추가로 통제한 확장모형을 이용하여 가설을 검증하였으나 여전히 연구모형에서 고려하지 못한 생략변수의 문제가 있을 수 있다. 둘째, 본 연구의 종속변수로 이용된 네 개의 조세회피 측정치(*BTD*, *DBTD*, *CETR*, *GETR*)의 경우 그 측정상에 세전 이익 및 유효세율(*ETR*) 값이 모두 양(+)인 표본을 대상으로 한다. 그러나 이러한 분석대상의 특성은 조세회피 연구에서는 일반적이기는 하나 수익성이 있는 기업만을 분석의 대상으로 한다는 점에서 표본 선택의 편의 문제가 있다고 할 수 있다. 셋째, SAHP에 따라 2020년부터 사업보고서에 공시되는 감사계약내역 상의 표준감사시간이 합리적이고 객관적인 근거에 의해 정해진 값이 아닐 경우 연구의 실증분석 결과에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 규제당국은 기업들이 한 공회의 지침에 따라 객관적이고 합리적인 계산과정을 거쳐 사업보고서에 표준감사시간을 공시할 수 있도록 관리·감독을 철저히 할 필요가 있다. 본 연구의 실증결과를 해석할 때 이러한 분석상의 한계점들을 고려할 필요가 있다.

참고문헌

- 강정연 · 고종권. 2014. “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제39권 제1호 : 147-183.
- 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.
- 김경용 · 정균범. 2020. “외부감사법상 표준감사시간제의 적용이 감사품질에 미치는 영향”. 한국회계정보학회 학술대회 발표논문.
- 김선미 · 유승원 · 홍준용. 2020. “기업지배구조가 조세회피와 이익조정 간 관계에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제5호 : 193-220.
- 김용기 · 박성욱 · 김서현. 2022. “ESG, 경영전략과 조세회피”. 세무와회계저널 제23권 제5호 : 53-78.
- 김용식 · 박상훈. 2023a. “표준감사시간 도입에 따른 감사시간의 증가가 회계의 보수주의에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제65권 제1호 : 293-321.
- _____. 2023b. “표준감사시간 도입이 실제활동 이익조정에 미치는 영향 : 재량적 발생액과 실제활동 이익조정의 관계를 중심으로”. 회계 · 세무와 감사 연구 제65권 제3호 : 63-91.
- 박미영. 2012. “감사인 특성과 조세회피”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 191-219.
- 박성원 · 고종권 · 김영철. 2014. “재무적 제약과 조세회피”. 회계저널 제23권 제4호 : 339-382.
- 박종일 · 김수인. 2020. “경영자의 과신성향이 재무적 제약과 조세회피에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제2호 : 157-204.
- _____. 박찬웅. 2007. “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제45권 : 119-159.
- _____. 이윤정. 2022. “경영자 과신성향 및 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향 : ESG 평가를 중심으로”. 세무학연구 제39권 제1호 : 9-59.
- _____. 선우희연 · 이윤정. 2023a. “감사인의 실제-계약 시간차이 및 보수차이와 감사품질의 관계 : 감사품질 측정을 위한 새로운 접근”. 회계학연구 제48권 제2호 : 87-137.
- _____. 정선문 · _____. 2023b. “주기적 지정감사인이 표준 대비 실제감사시간을 보다 증가시키는가? 자율 교체 감사인과 비교를 중심으로”. 회계학연구 제48권 제4호 : 97-143.
- _____. 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.

- 박한순. 2014. “과세소득의 측정 및 감사노력과 조세회피의 관계”. 회계연구 제19권 제5호 : 73 – 102.
- _____. 이종필 · 정균채. 2013. “감사노력과 기업의 조세회피”. 회계연구 제18권 제1호 : 227 – 249.
- 배성호 · 오광욱. 2016. “외부감사인의 노력과 조세절감 성향간의 관련성”. 세무와회계저널 제17권 제4호 : 63 – 91.
- 심재연 · 전성민 · 허진숙. 2022. “표준감사시간제도 도입 이후 감사시간 증가가 감사품질 및 자기자본비용에 미치는 영향 : 직급별 감사노력을 중심으로”. 세무와회계저널 제23권 제3호 : 93 – 124.
- 이유선 · 노기팔 · 박경호. “표준감사시간제도 도입이 감사시간에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제34권 제2호 : 307 – 324.
- 이정희 · 이유선 · 전규안. 2023. “실제감사시간과 표준감사시간의 차이가 조세회피에 미치는 영향”. 회계학연구 제48권 제1호 : 69 – 109.
- 전규안 · 박종일. 2019. “공격적인 세무보고와 불투명한 재무보고의 관계”. 회계 · 세무와 감사연구 제61권 제2호 : 285 – 326.
- 전성일 · 박연호. 2023. “표준감사시간제도가 이익조정에 미치는 영향”. 경영교육연구 제38권 제1호 : 255 – 282.
- 정아름 · 정도진 · 김세훈. 2022. “표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 미치는 영향 : 교섭력과 재량적 발생액의 변동을 중심으로”. 회계 · 세무와 감사연구 제64권 제3호 : 357 – 386.
- 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.
- Altman, E. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23(4) : 589 – 609.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15(1) : 1 – 24.
- Caramanis, C. and C. Lennox. 2008. Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 45(1) : 116 – 138.
- DeAngelo, L. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 : 183 – 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.
- Frank, M. M., L. J. Lynch, and S. O. Rego. 2009. Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review* 84(2) : 467–496.
- 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.
- 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.

Does an Increase in the Discrepancy between Actual and Standard Audit Hours Constrain Tax Avoidance?*

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

◁Abstract▷

This paper aims to revisit the question of whether an increase in the discrepancy between actual and standard audit hours constrains tax avoidance, as asserted by Lee et al. (2023). Unlike Lee et al. (2023) which relies on estimated standard audit hours (“SAH”), we use standard audit hours disclosed in business reports for our analyses. Based on data from KOSPI and KOSDAQ listed firms during the period between 2018 and 2022, we first find no significant evidence on the association between tax avoidance and the actual–standard audit hours discrepancy (ASD), compliance or exceedance of the SAH. Second, we observe a significantly negative interaction effect between ASD and Big 4 audit firms (BIG4) on tax avoidance, while we find a positive interaction effect between ASD and KOSDAQ firms (MKT) on tax avoidance. The former is consistent with Lee et al. (2023), the latter, on the other hand, is inconsistent with prior research. Third, when we divide the sample period into periods before and after the implementation of the Standard Audit Hours Policy (SAHP), we find no significant association between ASD and tax avoidance in either the pre-SAHP or post-SAHP periods. Lastly, when we exclude firms that fall under the periodic auditor designation system and those requiring audits mandated by the internal accounting control system, we discover a positive significant association between standard audit hours compliance and tax avoidance, which is the conflicting findings of prior research.

In summary, our findings do not provide significant evidence supporting the argument by Lee et al. (2023) that the increasing discrepancy between actual and standard audit hours constrains tax avoidance when we use standard audit hour data disclosed in business reports. This study contributes to audit quality as well as tax avoidance related literature by providing fresh insights into the relationship between audit effort and tax avoidance.

◁Key words▷ actual–standard audit hours discrepancy, audit effort, tax avoidance, Big 4 auditors, market type, standard audit hours policy

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

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

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

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