

내부회계관리제도 감사는 조세회피를 억제할 수 있는가?

박종일*. 정선문**. 이윤정***

■ 목 차 ■

I. 서론	357	IV. 실증분석결과	385
II. 선행연구 검토 및 가설의 설정	365	1. 기술통계	
1. 선행연구의 검토		2. 상관관계	
2. 가설의 설정		3. 가설 1에 대한 다변량 회귀분석 결과	
III. 연구모형의 설계 및 표본의 선정	374	4. 가설 2에 대한 다변량 회귀분석 결과	
1. 연구모형의 설계		5. 가설 3에 대한 다변량 회귀분석 결과	
2. 표본의 선정		6. 추가분석 결과	
		V. 결론	404

* 주저자 : 충북대학교 경영대학 경영학부 교수

** 교신저자 : 동국대학교(서울캠퍼스) 경영대학 회계학과 조교수

*** 공동저자 : 충북대학교 경영대학 시간강사

**** 투고일 : 2025. 2. 11. 1차수정일 : 2025. 4. 20. 게재확정일 : 2025. 5. 9.

<국문초록>

본 연구는 규제당국에서 2019년, 2020년 및 2022년에 자산규모에 따라 단계적으로 시행했던 내부회계관리제도의 감사 도입이 감사품질 외에 조세회피 측면에서도 효과적인지를 검증하였다. 본 연구는 조세회피의 대응치로 선행연구들에서 사용된 바 있는 ETR 계열(현금유효세율, GAAP 유효세율)과 BTD 계열(재량적 BTD, BTD)의 네 가지 측정치를 이용하였다. 분석기간 2017년부터 2023년까지 상장기업을 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 내부회계관리제도 감사 도입 이전보다 이후에 조세회피 수준은 유의하게 감소하였다. 다만, 이들 결과는 BTD 계열에서 주로 나타났다. 둘째, 도입 시기를 고려하여 분석한 결과, 앞서의 결과는 주로 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후 중대기업(자산규모 5천억원 이상~2조원 미만)과 중기업(자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만)에서 조세회피가 감소한 반면, 대기업(2조원 이상)은 오히려 조세회피 수준이 증가하였다. 이는 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화가 조세회피에 미치는 영향이 기업규모에 따라서 차별적이라는 것을 시사한다. 셋째, 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계가 감사인의 감사시간이 증가할 때 강화되는지를 알아본 결과, 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 감사시간은 중요한 조절효과는 아닌 것으로 나타났다. 이 결과는 감사인의 추가적인 감사노력보다 내부회계관리제도의 감사 도입 자체가 조세회피 감소에 더 중요한 변수임을 시사한다.

이상의 본 연구결과는 내부회계관리제도의 감사 도입은 조세회피에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 도입 시기, 즉 자산규모에 따라 조세회피에 미치는 영향에 차이가 있음을 보여주고 있다. 이러한 발견은 내부회계관리제도의 감사 도입은 감사품질 외에 조세회피에도 영향을 준다는 것을 시사한다. 뿐만 아니라, 조세회피 측면에서 내부회계관리제도 감사 도입의 효과성은 자산규모에 따라 상이하게 나타난다는 것을 본 연구결과는 시사해 주고 있다. 따라서 본 연구는 조세회피 또는 내부회계관리제도의 감사를 다룬 관련 연구에 새로운 증거를 제공한다는 점에서 공헌한다.

▶ **주제어**: 내부회계관리제도 감사, 도입 시기, 자산규모, 조세회피, 감사시간

I. 서 론

본 연구는 규제당국에서 2019년, 2020년 및 2022년에 걸쳐 자산규모에 따라 단계적으로 시행한 내부회계관리제도 감사의무화가 기업의 조세회피¹⁾ 억제에 효과성이 있는지를 분석한다. 또한 내부회계관리제도의 도입 시기, 즉 자산규모별로 조세회피 억제에 미치는 효과가 차별적인지에 대해서도 알아본다. 그리고 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력의 증가가 조절효과의 역할(moderating role)을 하는지에 대해 검증한다.

내부통제제도(internal control system)는 기업에서 경영목표를 달성하기 위해서 수행되는 여러 통제활동을 지칭하며, 또한 경영활동에 대한 지원 및 부정·오류의 발생을 방지하기 위해 재무보고의 신뢰성을 높이는 목적에서 수행하는 일련의 통제절차를 일컫는다(이준일 외 2인 2011).²⁾ 내부회계관리제도(internal accounting control system ; IACS)는 내부통제의 목적 중 재무보고의 목적과 관련이 있는 사항으로 회계정보의 기록, 유지, 관리 및 공시 등의 회계와 결산 프로세스에 대한 신뢰성 확보를 위해서 회계전담 통제조직 및 통제절차를 기업의 사내에 구축할 것을 의무화한 제도라고 할 수 있다(이준일 외 2인 2016).³⁾ 국내에서는 내부통제제도와 내부회계관리제도를 구분하지 않

1) 조세회피는 명시적 조세의 경감을 초래하는 모든 기업의 행위로 정의된다(기은선 2012).

2) 이준일 외 2인, “기업지배구조가 내부회계관리 담당인력 숫자에 미치는 영향”, 『회계저널』 제20권 제5호, 한국회계학회, 2011, 1~33면.

3) 이준일 외 2인, 위의 논문, 2011, 1~33면 ; 내부회계관리제도는 내부통제제도의 세 가지 목적(기업운영의 효율성 및 효과성 확보, 재무정보의 신뢰성 확보, 관련 법규 및 정책의 준수) 중 재무정보의 신뢰성 확보를 목적으로 한다(문두철 외 2인 2012).

고 혼용해 사용하는 경우가 많다(이준일 외 2인 2016 ; 서윤석 외 3인 2018).⁴⁾ 즉, 국내 연구들은 국외에서 사용된 ‘내부통제제도’ 용어를 ‘내부회계관리제도’와 구분하지 않고 혼용해 사용하고 있다. 따라서 본 연구도 이들 두 용어를 구분하지 않고 서로 교체가능한 용어로 사용한다. 엄밀하게 말하면 내부통제제도가 내부회계관리제도보다 좀 더 넓은 의미일 수 있다.

미국은 1990년도말부터 2000년도 초에 들어 엔론, 월드컴, 타이코 등의 회계부정 사건이 잇달아 발생된 이후 기업의 분식회계를 방지하고 재무보고의 신뢰성을 제고하려는 방안으로 내부통제제도의 규정을 대폭 강화하였다. 2002년 Sarbanes-Oxley Act(이하 ‘SOX’)를 통해 기업경영자는 내부통제제도의 구축과 운영에 대한 책임을 지며, 내부통제제도에 취약점(material weakness)이 있으면 그 사실을 공시토록 하였다(SOX 302조). 또한 SOX에서는 외부감사인은 내부통제제도가 제대로 구축되어 있고 효과적으로 운영되는지에 대한 감사(audit)를 수행해야 하며, 내부통제제도에 취약점이 있는지와 관련한 감사의견을 재무제표 감사의견과는 별개로 표명하도록 규정하였다(SOX 404조). SOX 법의 영향으로 국내의 경우도 2001년 유사한 관련 규정이 도입되어 규제당국은 상장기업의 경영자는 내부회계관리제도 규정 및 조직(전담부서와 담당인력)을 갖추도록 하였고, 2005년부터 외부감사인이 내부회계관리제도에 대한 운영사항을 검토(review)한 후 이를 감사보고서에 내부회계관리제도 검토보고서의 명목으로 재무제표 감사보고서와 별도로 첨부토록 의무화되었다[「주식회사의 외부감사에 관한 법률」(이하 ‘외감법’) 제2조 의3].⁵⁾ 검토보고서에는 내부회계관리제도의 취약점 존재 여부와 취약점의 종류 등의 정보가 포함된다. SOX와 다른 점은 외부감사인이 내부회계관리

4) 이준일 외 2인, 앞의 논문, 2011, 1~33면 ; 서윤석 외 3인, “내부회계관리제도에 대한 인적자원 투자와 외부감사에 관한 연구 : 직급별 감사시간과 감사품질을 중심으로”, 『회계학연구』 제43권 제1호, 한국회계학회, 2018, 81~117면.

5) SOX 이후 미국의 내부통제제도에 대한 선행연구 및 내부회계관리제도 검토 도입 이후 국내의 선행연구를 정리한 논문으로는 이준일 외 2인(2016)이 있다. 이와 관련해서는 앞서의 리뷰논문을 참조하기 바란다.

제도에 대한 감사가 아닌 검토를 수행하였다는 점이다. 내부회계관리제도에서 검토와 감사의 다른 점은 내부회계관리제도 검토는 기업이 내부회계관리제도를 자체적으로 점검하여 보고한 운영실태보고서를 대상으로 외부 감사인은 담당자와의 질문 위주의 검증절차만을 수행하는 반면에, 내부회계관리제도 감사는 기업이 작성한 운영실태보고서뿐만 아니라 직접 중요한 통제활동에 대한 재수행, 문서 검사, 통제 현장의 실제 관찰 등을 통해 외부 감사인이 직접 검증절차를 수행해야 한다(금융감독원, 2021. 1. 29.). 따라서 내부회계관리제도 검토는 감사인이 소극적 확신을 제공하는 반면, 내부회계관리제도 감사는 감사인의 감사를 통해 적극적 확신을 제공하는 점에서 미국의 경우와는 다르다(김태중 외 2인 2021).⁶⁾

이후 국내의 경우도 대우조선해양 등의 대규모 분식회계를 계기로 2018년 들어 외감법을 전부개정(이하 ‘신외부감사법’)하여 2019년부터 2022년까지 자산규모별(예로, 2019년에는 자산규모 2조원 이상, 2020년에는 5천억원 이상~2조원 미만, 2022년에는 1천억원 이상~5천억원 미만)로 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준이 대폭 강화되었다. 다만, 규제당국의 내부회계관리제도 감사의 로드맵의 경우 상장기업 전체를 대상으로 도입될 계획이었다(금융감독원 보도자료, 2018. 12. 27.). 그러나 2023년에 예정되었던 자산규모 1천억원 미만의 중소기업은 규제준수 부담을 고려하여 규제당국은 내부회계관리제도 감사 도입을 면제기로 하였다(금융위원회 보도자료, 2022. 10. 5.).

규제당국이 내부회계관리제도 검토에서 감사 도입으로 전환을 한 취지에는 종전 검토보다 감사가 감사인의 감사품질을 제고하여 재무보고의 신뢰성을 높일 것으로 기대했기 때문이다. 회계에서 감사품질(audit quality)⁷⁾은 규

6) 김태중 외 2인, “내부회계관리제도 감사가 재무제표 감사품질에 미치는 영향”, 『회계저널』 제30권 제6호, 한국회계학회, 2021, 141~167면.

7) DeFond and Zhang(2014)의 연구는 감사품질을 감사인이 재무보고의 신뢰성을 증가시키기 위해 높은 재무보고의 질의 확증(assurance)을 자본시장에 제공하는 데 있다고 정의한다.

제기관뿐 아니라, 회계감사 실무계, 회계학계 및 투자자 등이 공통되게 큰 관심을 가지는 중요한 주제이다(권수영 외 2인 2013).⁸⁾ 이런 측면에서 내부회계관리제도 감사 도입에 대한 국내 연구들이 소수이기는 하나, 연구가 진행되었다. 예를 들어, 내부회계관리제도 감사 도입과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질의 관계를 분석하거나(구본승·안성희 2021 ; 김태중 외 2인 2021 ; 윤희 외 2인 2022 ; 최현정 2022 ; 안중훈·최수미 2023 ; 박종일 외 2인 2024),⁹⁾ 내부회계관리제도 감사 도입과 감사노력(감사보수 및 감사시간)의 관계에 대한 연구가 주로 다루어졌다(강민지·배성호 2022).¹⁰⁾ 그런데, 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계를 체계적으로 살펴본 연구는 거의 없는 실정이다.

내부회계관리제도는 내부통제제도에 해당되므로, 기업에서 내부통제가 효과적으로 작동하지 않으면 기업위험(firm risk)은 일반적으로 증가할 수 있다(Ashbaugh-Skaife et al. 2009 ; Bauer 2016).¹¹⁾ 예를 들어, Ashbaugh-Skaife et

8) 권수영 외 2인, “감사품질의 결정요인과 경제적 효과에 대한 비판적 검토”, 『회계학 연구』 제38권 제2호, 한국회계학회, 2013, 447~523면.

9) 구본승·안성희, “내부회계관리제도에 대한 감사와 인력·전담조직·교육에의 투자가 이익조정에 미치는 영향”, 『세무회계연구』 제70권, 한국세무회계학회, 2021, 51~76면 ; 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141~167면 ; 윤희 외 2인, “내부회계관리제도 감사가 이익조정에 미치는 영향 : 내부회계담당 인력의 역할”, 『세무와 회계저널』 제23권 제2호, 한국세무학회, 2022, 125~152면 ; 최현정, “내부회계관리제도 감사가 회계정보의 질에 미치는 영향”, 『산업경영연구』 제35권 제4호, 한국산업경제학회, 2022, 843~863면 ; 안중훈·최수미, “내부회계관리제도 감사가 감사품질에 미치는 영향 : 감사노력에 따른 영향을 중심으로”, 『회계·세무와 감사 연구』 제65권 제2호, 한국공인회계사회, 2023, 1~35면 ; 박종일 외 2인, “내부회계관리제도의 감사가 감사노력(실제와 표준감사시간의 차이)과 감사품질에 미치는 영향”, 『회계·세무와 감사 연구』 제66권 제2호, 한국공인회계사회, 2024, 139~191면.

10) 강민지·배성호, “내부회계관리제도 감사가 외부감사인의 감사노력에 미치는 영향”, 『국제회계연구』 제104호, 한국국제회계학회, 2022, 217~245면.

11) Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, W. R. Kinney Jr., and R. LaFond, The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity, *Journal of Accounting Research* 47(1), Wiley, 2009, pp.1~43 ; Bauer, A. M., Tax avoidance and the implications of weak internal controls, *Contemporary Accounting Research* 33(2), Canadian Academic Accounting Association, 2016, pp.449~486.

al.(2009)¹²⁾은 취약한 내부통제를 가진 기업은 고유위험, 체계적 위험 그리고 자본비용이 높다는 결과를 보고하였다. 이는 내부통제제도에 문제가 있는 기업은 투자자의 위험평가와 기업의 자본비용에 부정적인 영향을 준다는 것을 시사한다. 또한 Bauer(2016)¹³⁾는 SOX에서의 취약한 내부통제의 공시는 기업의 조세 부문(tax function)과도 관련이 있다고 주장한다. 즉, 내부통제제도의 취약성은 조세회피를 증가시킬 가능성이 있어 재무보고 문제에서 조세회피 대상으로 파악될 수 있다는 주장이다. 이러한 사항은 기업의 내부통제 문제의 영향이 단순히 재무보고의 대상을 넘어서 주주들의 부에도 영향을 미칠 수 있음을 암시한다. 이런 주장은 2019년 표준감사시간제도와 조세회피의 관계를 분석한 이정희 외 2인(2023)¹⁴⁾의 연구에서와 유사하다. 예를 들면, 이정희 외 2인(2023)¹⁵⁾은 표준감사시간을 충족한 기업은 미충족한 기업보다 조세회피 수준이 낮고, 실제감사시간이 표준감사시간을 초과할수록 조세회피가 감소한다는 결과를 제시한 후, 표준감사시간제도의 도입 취지에 맞게 감사품질 제고 효과뿐만 아니라, 해당 제도의 도입은 기업의 조세회피 감소에도 영향을 준다는 증거를 보고하였다. 이는 표준감사시간제 도입 이후 감사인의 증가된 감사노력이 조세회피의 감소에도 기여한다는 것을 암시한다. 따라서 본 연구는 국내 자료를 이용하여 그동안의 선행연구에서 체계적으로 분석되지 않은 내부회계관리제도의 검토에서 감사로의 인증 수준 강화가 조세회피를 억제하는 데 효과성이 있는지 알아보는 탐구를 하는 것이 목표이다. 특히, 기업의 조세회피는 과세당국의 세수입을 감소시킬 뿐 아니라, 시장에도 부정적인 영향을 초래하는 실제 효과(real effect)를 가지고 있다.¹⁶⁾ 그러한 점에서 내부회계관리제도에 대한 감사의 강화가 검토와

12) Ashbaugh-Skaife et al., *op. cit.*, 2009, pp.1~43.

13) Bauer et al., *op. cit.*, 2016, pp.449~486.

14) 이정희 외 2인, “실제감사시간과 표준감사시간의 차이가 조세회피에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제48권 제1호, 한국회계학회, 2023, 69~109면.

15) 이정희 외 2인, 위의 논문, 2023, 69~109면.

16) 예를 들어, Kim et al.(2011)은 기업에서 조세회피 수준이 증가할수록 차기의 추가폭

비교해 조세회피를 억제하는 데 효과성이 있는지를 알아보는 작업은 외부 정보이용자(예로, 투자자, 규제당국, 실무계 및 학계)에게도 시의적절하고 유용한 정보를 제공해 줄 수 있다.

이를 위해 본 연구는 분석기간 2017년부터 2023년까지 상장기업을 대상으로 최종표본 7,330개 기업/연도를 이용하고, 분석방법은 선행연구에서 사용된 시차를 고려한 이중차분법(staggered difference-in-differences) 방법을 이용하였다(김태중 외 2인 2021 ; 박종일 외 2인 2024).¹⁷⁾ 종속변수인 조세회피의 대용치로는 ETR 계열(Cash 유효세율, GAAP 유효세율)과 BTD 계열(재량적 BTD, BTD)의 네 가지를 이용하였다(김선미 외 2인 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022).¹⁸⁾

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 조세회피에 영향을 미치는 일정변수를 통제한 후에도 내부회계관리제도 감사 도입 이후가 이전보다 조세회피 수준이 유의하게 감소하였다. 다만, 앞서의 결과는 주로 BTD 계열에서 나타났다. 둘째, 2019년, 2020년 및 2022년 내부관리회계제도 감사의 도입 시기를 고려하여 분석하면, 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후 중대기업(자산규모 5천억원 이상~2조원 미만)과 중기업(자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만)의 조세회피는 감소한 반면, 대기업(2조원 이상)의 조세회피는 오

락 가능성이 높다는 결과를, 박종일 · 지승민(2016a)은 조세회피에 공격적인 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 회사채 신용등급이 낮음을 보고하였다. 또한 채권자의 경우도 기업에서 조세회피가 증가하면 부채차입이자율을 높인다는 증거들이 다수 존재한다(Hasan et al. 2014 ; Shevlin et al. 2020 ; 박종일 · 김수인 2019). 또한 Donohoe and Knechel(2014) 및 박종일 · 지승민(2016b)은 기업의 조세회피는 감사 위협을 증가시켜 감사인은 높은 감사보수로 대응한다는 결과를, Balakrishnan et al.(2019)은 적극적인 조세회피는 재무분석가의 이익예측의 정확성을 낮추고, 기업 투명성 역시 낮다는 증거를 제시하였다.

17) 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141~167면 ; 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

18) 김선미 외 2인, “기업지배구조가 조세회피와 이익조정 간 관계에 미치는 영향”, 『세무와 회계저널』 제21권 제5호, 한국세무학회, 2020, 193~220면 ; 박종일 · 이윤정, “경영자 과신성향 및 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향 : ESG 평가를 중심으로”, 『세무학연구』 제39권 제1호, 한국세무학회, 2022, 9~59면.

히려 증가하였다. 이는 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화가 조세회피에 미치는 영향이 기업규모에 따라서 차별적이라는 것을 시사한다. 셋째, 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계가 감사인의 감사시간이 증가할 때 강화되는지를 알아본 결과, 감사시간의 증가는 중요한 조절변수는 아닌 것으로 나타났다. 한편으로, 이 결과는 감사인의 추가적인 감사노력보다 내부회계관리제도의 감사 자체가 조세회피 감소에 더 중요한 변수임을 시사한다.

이상의 본 연구의 발견은 다음의 세 가지 측면에서 공헌한다. 첫째, 기존 연구들은 내부회계관리제도 감사 도입 이후 감사품질이 제고되는지, 또는 감사보수 및 감사시간이 증가하는지에 집중하여 분석이 수행되었다. 반면, 본 연구는 내부회계관리제도 감사가 조세회피 억제에 효과성이 있는지를 알아보았다는 점에서 차별화된 정보를 제공한다. 또한 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계를 살펴본 처음의 연구라는 점도 의미가 있다. 둘째, 선행연구들은 내부회계관리제도 감사와 감사시간 또는 감사보수 사이에 양(+)의 관계를(강민지·배성호 2022 ; 안종훈·최수미 2023),¹⁹⁾ 그러나 내부회계관리제도 감사와 감사품질(예로, 재량적 발생액)의 관계는 구본승·안성희(2021)²⁰⁾ 및 박종일 외 2인(2024)²¹⁾을 제외하면 대부분이 내부회계관리제도 감사 도입이 감사품질을 제고한다는 실증적 증거를 관찰하지 못하였다(김태중 외 2인 2021 ; 윤희 외 2인 2022 ; 최현정 2022 ; 안종훈·최수미 2023).²²⁾ 따라서 선행연구에서 내부회계관리제도 감사와 감사품질의 관계는 혼재된 증거를 보였다. 반면, 본 연구는 내부회계관리제도 감사 도입 이후 조세회피는

19) 강민지·배성호, 앞의 논문, 2022, 217~245면 ; 안종훈·최수미, 앞의 논문, 2023, 1~35면.

20) 구본승·안성희, 앞의 논문, 2021, 51~76면.

21) 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

22) 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141~167면 ; 윤희 외 2인, 앞의 논문, 2022, 125~152면 ; 최현정, 앞의 논문, 2022, 843~863면 ; 안종훈·최수미, 위의 논문, 2023, 1~35면.

억제되는 것으로 나타났다. 그러나 앞서의 관계는 조세회피 측정치(ETR vs. LTD 계열)에 따라 민감한 것으로 나타났다. 셋째, 본 연구는 조세회피 측면에서 2019년, 2020년 및 2022년의 내부회계관리제도 감사에 대한 도입 시기를 고려하여 분석한 결과에서 내부회계관리제도 감사의 효과성이 자산규모에 관계없이 모두에서 균일한 효과를 가지고 있다기보다는 자산규모에 따라 차별적인 것으로 나타났다. 특히, 자산규모 2조원 이상의 대기업은 내부회계관리제도 감사 도입 이후 조세회피 수준이 증가한 반면, 자산규모 5천억원 이상~2조원 미만의 중대기업 및 자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만의 중기업은 내부회계관리제도 감사 도입 이후 조세회피 수준이 감소하였다. 이러한 발견은 조세회피 억제 측면에서 내부회계관리제도 감사의 효과성이 자산규모별로 차이가 있다는 것을 시사한다는 점에서 규제당국에게 정책적 시사점을 제공해 줄 수 있다. 또한 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력의 증가가 조세회피 수준에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 결과는 조세회피 억제에 내부회계관리제도 감사가 더 중요한 변수일 수 있음을 시사한다. 따라서 본 연구의 발견은 회계학계뿐 아니라, 규제당국, 투자자 등의 정보이용자에게 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 대한 전반적인 이해를 높이는 데도 공헌한다.

이하 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 내부회계관리제도 감사와 관련한 선행연구들의 발견을 소개하고, 본 연구가설을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 검증을 위한 연구모형을 설계하고 표본의 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 주된 실증분석 결과를 보고한 후 강건성 분석 및 추가분석의 결과도 같이 제시한다. 제Ⅴ장의 결론에서는 본 연구결과의 요약과 시사 그리고 분석상의 한계를 서술하였다.

II. 선행연구 검토 및 가설의 설정

1. 선행연구의 검토

경영자의 조세회피행위는 주주 측면에서 대리 비용을 발생시킬 수 있다. 예를 들어, Slemrod(2004)²³⁾ 및 Desai and Dharmapala(2006)²⁴⁾ 등의 선행연구들은 주식이 공개된 상장기업들은 소유와 경영이 분리되어 있어 정보비대칭이 심화될수록 경영자는 자신의 효익을 위한 이기적인 행동과 사적효익에 대한 추구행위(rent diversion)를 할 수 있으므로, 기업의 조세회피는 Jensen and Meckling(1976)²⁵⁾에서 논의하는 주주와 대리 비용 관점에서 다루어질 필요가 있다고 주장해 왔다. Donohoe and Knechel(2014)²⁶⁾과 Balakrishnan et al.(2019)²⁷⁾은 조세회피행위에 적극적인 기업은 적발 위험을 낮추려는 방법으로 보다 복잡하고 불투명한 거래를 수행할 가능성이 높고 법인세 은닉을 위해서 부적절한 회계처리, 또한 조세피난처를 이용한 복잡

23) Slemrod, J., The economics of corporate tax selfishness, *National Tax Journal* 57(4), National Tax Association, 2004, pp.877~899.

24) Desai, M. and D. Dharmapala, Corporate tax avoidance and high powered incentives, *Journal of Financial Economics* 79(1), Elsevier, 2006, pp.145~179.

25) Jensen, M. C. and W. H., Meckling, Theory of the firm : Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3(4), Elsevier, 1976, pp.305~360.

26) Donohoe, M. P. and W. R. Knechel, Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing?, *Contemporary Accounting Research* 31(1), Canadian Academic Accounting Association, 2014, pp.284~308.

27) Balakrishnan, K., J. L. Blouin, and W. R. Guay, Tax aggressiveness and corporate transparency, *The Accounting Review* 94(1), American Accounting Association, 2019, pp.45~69.

한 조직구조를 만들 수 있다. 그러나 기업의 조세회피의 증가는 향후 과세 당국에게 세무조사를 받을 가능성을 높이고 적법하지 않은 조세회피는 법인세 추정세액을 납부하게 되는 등 기업의 미래 조세부담에 따른 현금흐름의 불확실성을 증가시키게 될 수 있다(Balakrishnan et al. 2019).²⁸⁾ 이는 투자자들에게 추가 폭락의 위험가능성을 증가시킬 수 있다(Kim et al. 2011).²⁹⁾

조세회피행위가 대리인비용을 발생시킨다는 점에서 이를 억제하기 위한 방안으로 기업지배구조의 건전화가 중요한 역할을 할 수 있다. Desai and Dharmapala(2009)³⁰⁾는 기업지배구조가 건전할수록 경영자의 이기적인 조세회피행위가 감소하고, 이는 주주가치를 보호하는 데 기여할 수 있음을 제시하였다. 또한 Minnick and Noga(2010)³¹⁾는 기업의 이사회 구조, 소유구조, 경영자 보상체계와 같은 지배구조 특성이 조세회피에 미치는 영향을 실증적으로 분석하며, 건전한 기업지배구조가 조세회피를 효과적으로 억제할 수 있음을 보여주었다. 이러한 맥락에서 내부통제관리제도는 기업지배구조를 강화하는 핵심 장치로서, 조세회피를 포함한 다양한 경영 리스크를 완화하는 데 중요한 역할을 한다.

특히, 내부통제관리제도는 재무보고의 투명성을 높이고, 경영자의 자의적인 의사결정을 제한함으로써 대리인비용을 감소시킬 수 있다. 한국에서는 최근 내부회계관리제도에 대한 외부감사 요건이 강화되면서 이러한 제도의

28) 이에 Hanlon and Slemrod(2009)는 기업이 공격적인 조세회피를 수행한 사실이 시장에 신호(signal)로 알려지면 그동안 쌓은 기업에 대한 명성뿐 아니라 경영자의 명예는 훼손될 수 있다. 또한 이 연구는 언론계와 정계로부터의 압력 역시 증가할 수 있고 과세당국에 의한 벌과금 부과뿐 아니라 소비자들의 불매운동에 이르는 등의 심각한 부정적인 영향이 발생할 수 있다고 주장한다.

29) Kim, J., Y. Li, and L. Zhang, Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm level analysis, *Journal of Financial Economics* 100(3), Elsevier, 2011, pp.639~662.

30) Desai and Dharmapala, *op. cit.*, 2006, pp.145~179.

31) Minnick, K. and T. Noga, Do corporate governance characteristics influence tax management?, *Journal of Corporate Finance* 16(5), Elsevier, 2010, pp.703~718.

중요성이 더욱 부각되고 있다. 2018년에 외감법을 개정한 신외부감사법에서는 외부감사인에게 내부회계관리제도에 대한 검토의무를 외부감사로 확대함으로써 기업의 회계투명성과 신뢰성을 제고하려는 노력이 이루어지고 있다(금융위원회 보도자료, 2017. 7. 12.). 국내의 경우 내부회계관리제도의 감사에 대한 도입 시기는 2019년에는 자산규모 2조원 이상 기업이, 2020년에는 자산규모 5천억원 이상부터 2조원 미만 기업이, 그리고 2022년에는 자산규모 1천억원 이상부터 5천억원 미만 기업이, 2023년에는 자산규모 1천억원 미만의 기업이 해당 요건을 충족해야 한다(금융감독원 보도자료, 2018. 12. 27.). 다만, 이러한 로드맵은 상장기업을 대상으로 도입될 계획이었다. 그러나 규제당국은 중소기업의 규제준수 부담을 고려하여, 자산규모 1천억원 미만 기업에 대한 내부회계관리제도 감사의무화를 2023년 이후 면제하기로 결정했다(금융위원회 보도자료, 2022. 10. 5.). 따라서 현재에는 중소기업을 제외한 자산규모 1천억원 이상의 기업이 단계적으로 내부회계관리제도 감사 도입이 진행된 반면, 자산규모 1천억원 미만의 중소기업은 종전과 같이 내부회계관리제도 검토를 받는다.

내부회계관리제도 감사 도입과 관련된 국내 연구의 경우 아직 제한적이지만, 일부 연구들은 이를 심층적으로 탐구하고 있다. 예를 들어, 내부회계관리제도 감사 도입이 감사인의 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향을 분석한 연구들이 있다. 이들 선행연구는 내부회계관리제도 감사 도입 이후가 이전보다 감사시간 및 감사보수가 증가했음을 보여준다(강민지·배성호 2022 ; 안중훈·최수미 2023).³²⁾ 또한 내부회계관리제도 감사 도입이 재량적 발생액을 이용하여 측정한 감사품질에 미치는 영향을 분석한 연구들이 있다. 구본승·안성희(2021), 김태중 외 2인(2021), 윤희 외 2인(2022), 최현정(2022), 안중훈·최수미(2023) 및 박종일 외 2인(2024) 등이 이에 해당한다.³³⁾ 김태중

32) 강민지·배성호, 앞의 논문, 2022, 217~245면 ; 안중훈·최수미, 앞의 논문, 2023, 1~35면.

33) 구본승·안성희, 앞의 논문, 2021, 51~76면 ; 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141

외 2인(2021), 윤희 외 2인(2022), 최현정(2022), 안중훈·최수미(2023)의 연구는 내부회계관리제도 감사 도입 이후 감사품질이 개선되었다는 증거를 발견하지 못한 반면, 구본승·안성희(2021) 및 박종일 외 2인(2023)은 내부회계관리제도 감사 도입 이후가 이전보다 감사품질을 제고한다는 증거를 발견하였다.³⁴⁾ 후자에 해당하는 두 연구는 내부회계관리제도 감사가 감사품질을 개선하는 데 긍정적인 영향을 미친다는 실증적 증거를 제시하였다. 이는 내부회계관리제도 감사가 기업의 재무보고 투명성을 높이고, 경영자의 기회주의적 행동을 억제하여 회계정보의 신뢰성을 강화할 수 있음을 보여준다. 그러나 이러한 연구들은 주로 감사품질과 감사노력의 측면에 초점을 맞추고 있을 뿐, 내부회계관리제도 감사와 조세회피 간의 관계를 체계적으로 탐구한 연구는 현재까지 거의 이루어지지 않은 실정이다.

국외 연구에서는 내부통제제도와 조세회피의 관계를 알아본 Bauer(2016)³⁵⁾는 내부통제제도의 취약점이 있는 기업은 그렇지 않은 경우보다 조세회피가 증가하고, 또한 취약점이 개선된 이후에도 조세회피행위는 증가했다는 결과를 보고하였다. 반면, Chen et al.(2020)³⁶⁾은 중국 자료를 이용한 결과에서 내부통제제도와 조세회피 간에 비선형관계가 있으며, 특히 내부통제의 질(internal control quality)이 조세피난처가 적은 기업(under-sheltered firms)의 조

~167면; 윤희 외 2인, 앞의 논문, 2022, 125~152면; 최현정, 앞의 논문, 2022, 843~863면; 안중훈·최수미, 앞의 논문, 2023, 1~35면; 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

34) 구본승·안성희, 앞의 논문, 2021, 51~76면; 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141~167면; 윤희 외 2인, 위의 논문, 2022, 125~152면; 최현정, 위의 논문, 2022, 843~863면; 안중훈·최수미, 위의 논문, 2023, 1~35면; 박종일 외 2인, 위의 논문, 2024, 139~191면.

35) Bauer, *op. cit.*, 2016, pp.449~486.

36) Chen, H., D. Yang, X. Zhang, and N. Zhou, The moderating role of internal control in tax avoidance: Evidence from a COSO-based internal control index in China, *The Journal of the American Taxation Association* 42(1), American Accounting Association, 2020, pp.23~55.

세회피를 증가시키나, 조세피난처가 많은 기업(over-sheltered firms)의 조세회피를 억제하는 효과가 있음을 보고하였다. 또한 Hansen(2020)³⁷⁾은 내부통제 제도가 중대한 취약성이 있는 경우 세금관련 공시가 줄어든다는 결과를 제시하였다. 이처럼 국외 연구들은 내부통제제도에 문제가 있는 기업은 재무 보고의 질 이외에도 기업의 조세회피의 증가에 영향을 줄 수 있음을 보고하였다. 이런 국외 선행연구들과 비교할 때 국내 연구들은 내부회계관리제도 감사와 관련 연구들은 그 수가 많지 않을 뿐 아니라, 주로 감사인의 감사노력이나 감사품질(재량적 발생액)의 관계를 분석하였다. 하지만 내부회계관리제도와 기업의 조세회피의 관계를 분석한 연구는 찾아보기 힘들다.

2. 가설의 설정

조세회피는 경영자의 기회주의적 행동이 대리인비용을 발생시키는 주요 채널 중 하나로 지적된다. 예를 들어, Desai and Dharmapala(2006)³⁸⁾는 정보 비대칭이 심화된 상황에서 경영자가 자신의 이익을 위해 조세회피 전략을 사용하는 것이 주주가치를 저해할 수 있다고 주장하였다. 특히, Slemrod(2004)³⁹⁾는 이러한 기업의 조세회피 행위에 대해 Jensen and Meckling(1976)⁴⁰⁾의 대리비용 관점에서 분석될 필요가 있으며, 이는 주주와 경영자 간의 이해관계를 조정할 수 있는 내부통제 및 지배구조의 중요성을 강조한다. 조세회피는 기업의 세부담을 감소시켜 현금흐름을 개선하고, 법인세비용의 감소는 이익을 증가시킨다는 점에서 기업성과를 높이는 수단이 될 수 있다. 이처럼 조세회피는 기업의 중요한 재무적 성과에 영향을 미치는 세무이사

37) Hansen, V. J., The unintended consequences of internal controls reporting on tax decision making, *The Journal of the American Taxation Association* 42(1), American Accounting Association, 2020, pp.83~102.

38) Desai and Dharmapala, *op. cit.*, 2006, pp.145~179.

39) Slemrod, *op. cit.*, 2004, pp.877~899.

40) Jensen and Meckling, *op. cit.*, 1976, pp.305~360.

결정의 영역 중 하나라는 점에서, 감사품질 제고 측면에서 도입된 내부회계관리제도 감사가 기업의 조세회피 행위에 어떤 영향을 미치는지는 매우 중요한 연구 주제임에도 불구하고, 이에 대한 실증적 연구는 거의 찾아보기 어렵다. 따라서 이에 대한 탐구는 학계와 실무에서 내부회계관리제도 감사가 기업의 조세 관련 전략에 미치는 영향을 이해하고, 제도적 설계의 효과성을 평가하기 위해 중요한 공백을 보여주는 부분이다.

조세회피의 부정적 효과를 완화하는 데 내부통제제도가 중요한 역할을 할 수 있다. Bauer(2016)⁴¹⁾는 내부통제의 취약성이 존재하는 기업은 조세 관련 리스크를 효과적으로 관리하지 못하고 조세회피 수준이 증가할 가능성이 높다는 것을 실증적으로 보여주었다. 또한, Hansen(2020)⁴²⁾은 내부통제 결함이 조세 관련 의사결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 제시하며, 내부통제가 효과적이지 않은 경우 기업이 조세회피 전략을 통해 발생할 수 있는 법적 및 평판 리스크를 더 많이 부담하게 될 수 있음을 지적하였다. Chen et al.(2020)⁴³⁾은 COSO⁴⁴⁾ 기반의 내부통제 프레임워크를 사용하여 조세회피와 내부통제 간의 관계를 분석한 결과, 비선형 관계가 있으며 내부통제의 질이 높은 경우 기업의 조세회피는 과도한 수준에서 억제되는 것으로 나타났다. 이는 내부통제가 경영진의 과도한 조세회피를 제한하는 효과를 가질 수 있음을 시사한다. 이 연구는 또한 내부통제가 재무보고 및 조세 리스크를 효과적으로 완화할 수 있다는 점에서 기업 운영의 안정성을 높이는 역할을 한다고 강조하였다.

41) Bauer, *op. cit.*, 2016, pp.449~486.

42) Hansen, *op. cit.*, 2020, pp.83~102.

43) Chen et al., *op. cit.*, 2020, pp.23~55.

44) COSO(Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission)는 저축 및 대출 위기에 대처하기 위해 1985년에 구성된 민감 부분조직이고, 기업위험 관리, 내부통제 및 사기 억제에 중점을 두고 있으며, 2016년에 발표한 COSO 사기위험 관리 가이드는 조직이 사기를 예방, 탐지 및 대응하기 위한 체계적이고 적극적인 접근 방식을 개발하도록 지원하는 것을 목표로 하고 있다.

따라서 신외부감사법에 따라 도입된 내부회계관리제도 감사는 기업내부의 지배구조 투명성을 높이는 동시에 조세회피 억제 효과를 기대할 수 있는 중요한 제도적 변화로 평가된다. 비록 내부회계관리제도의 영향을 검증한 것은 아니지만, 이정희 외 2인(2023)⁴⁵⁾은 2018년 신외부감사법 개정에 따라 감사품질 제고 목적으로 도입된 표준감사시간제도에 따른 감사노력의 증가가 기업의 조세회피를 감소시켰다는 결과를 발견하였다. 이처럼 기업의 내·외부 모니터링 프로세스가 강화되면 기업의 조세 관련 리스크를 줄이는 데 긍정적인 역할을 할 것으로 기대된다. 또한 선행연구들은 기업의 조세회피 행위가 증가할수록 감사인의 감사위험 수준을 높여, 감사시간이 증가하고 그 결과로 감사보수가 증가한다는 것을 보여주었다(Donohoe and Knechel 2014 ; 박종일 · 지승민 2016b).⁴⁶⁾ 이와 더불어, 선행연구는 내부회계관리제도 감사 도입 이후가 이전보다 감사인의 감사시간 및 감사보수가 증가했다는 실증 증거를 제시하고 있다(강민지 · 배성호 2022 ; 안종훈 · 최수미 2023).⁴⁷⁾ 이는 내부회계관리제도 감사 도입 이전보다 이후 증가된 감사노력이 감사품질 제고뿐 아니라 감사인의 감사위험을 증가시킬 수 있는 조세회피 억제에도 긍정적인 역할을 할 것으로 예상된다. 이에 본 연구는 다음의 가설을 설정한다.

가설 1 : 기업의 조세회피 수준은 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후에 감소할 것이다.

다음으로, 가설 2는 가설 1의 경우에 대해서 내부회계관리제도 감사의 도입 시기, 즉 자산규모별로 차이가 있는지를 조세회피 측면에서 알아보는 것

45) 이정희 외 2인, 앞의 논문, 2023, 69~109면.

46) Donohoe and Knechel, *op. cit.*, 2014, pp.284~308 ; 박종일 · 지승민, “세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『회계저널』 제25권 제2호, 한국회계학회, 2016b, 389~434면.

47) 강민지 · 배성호, 앞의 논문, 2022, 217~245면 ; 안종훈 · 최수미, 앞의 논문, 2023, 1~35면.

이다. 즉, 내부회계관리제도의 감사 도입은 자산규모 2조원 이상인 기업(이하 ‘대기업’)이 2019년에, 자산규모 5천억원 이상~2조원 미만의 기업(이하 ‘중대기업’)은 2020년에, 자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만(이하 ‘중기업’)은 2022년에 순차적으로 적용되었고, 자산규모 1천억원 미만(이하 ‘중소기업’)은 감사의무화가 면제되었다. 따라서 조세회피 측면을 분석한 연구는 아니지만, 선행연구들은 내부회계관리제도의 감사 도입 시기인 자산규모에 따라 감사품질에 미치는 효과성이 다를 것으로 예상해 왔다(김태중 외 2인 2021 ; 강민지·배성호 2022 ; 윤희 외 2인 2022 ; 최현정 2022 ; 박종일 외 2인 2024).⁴⁸⁾ 예를 들어, 최현정(2022)⁴⁹⁾은 내부회계관리제도 감사 도입이 되는 시점이 자산규모에 따라 다르므로, 늦게 도입되는 기업일수록 내부회계관리제도 감사에 대해 준비할 시간을 벌 수 있고, 그 기간동안 회계정보의 품질을 높이는 준비작업을 할 것으로 보았다.

반면, 박종일 외 2인(2024)⁵⁰⁾은 내부회계관리제도 감사 도입이 되는 시점보다 자산규모의 특성이 더 중요할 것으로 보았다. 즉, 자산규모가 큰 기업일수록 내부통제제도가 보다 잘 설계·운영되어 있고, 대기업일수록 고품질의 대형회계법인에게 감사를 받는 특성이 있어 회계정보의 품질이 높을 수 있다. 이와 달리, 규모가 상대적으로 작은 기업일수록 내부통제제도가 잘 정비되어 있지 않거나 미흡할 수 있고 고품질에 대한 감사수요가 더 낮을 수 있어 내부회계관리제도 감사의 도입은 큰 기업보다 작은 기업에서의 내부통제제도의 미비한 점을 보다 강화시켜 줄 수 있다. 이런 맥락이 내부회계관리제도 감사 도입의 효과가 감사품질 외에도 조세회피 억제에도 기여하는지는 실증적 의문사항일 수 있다.⁵¹⁾ 즉, 내부통제제도가 잘 정비된 규

48) 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141~167면 ; 강민지·배성호, 앞의 논문, 2022, 217~245면 ; 윤희 외 2인, 앞의 논문, 2022, 125~152면 ; 최현정, 앞의 논문, 2022, 843~863면 ; 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

49) 최현정, 위의 논문, 2022, 843~863면.

50) 박종일 외 2인, 위의 논문, 2024, 139~191면.

51) 조세회피를 분석한 선행연구에서는 재무보고의 불투명성이 높은 기업일수록 조세

모가 큰 기업일수록 내부회계관리제도의 감사 도입이 조세회피 억제에 더 효과적인지, 아니면 내부통제제도가 상대적으로 미흡한 규모가 작은 기업일수록 감사위험이 더 높은 경우에서 내부회계관리제도의 감사 도입이 조세회피 억제에 효과성이 있는지에 대한 사항은 조세회피 측면에서는 연구되지 않았다. 따라서 이에 대한 사항을 알아보기 위해 본 연구의 가설 2에서는 내부회계관리제도 감사의 도입 시기, 즉 자산규모에 따라 조세회피 수준에 미치는 영향이 차이가 있을 것으로 예상하여 아래의 가설을 설정하였다.

가설 2 : 도입 시기(자산규모)에 따라 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후 조세회피 수준에 차이가 있을 것이다.

가설 3은 앞서 가설 1을 서로 연계시켜 살펴보는 사항이다. 즉, 가설 3의 경우는 내부회계관리제도 감사가 도입된 기업은 그렇지 않은 기업/연도에 비해 감사인의 감사시간인 감사노력이 증가할수록 조세회피 수준이 약화되는지를 알아보는 데 있다. 선행연구인 박한순 외 2인(2013) 및 박한순(2014)은 비정상 감사시간으로 측정된 감사노력이 증가할수록 조세회피 수준이 낮음을 보고하였다.⁵²⁾ 또한 이정희 외 2인(2023)⁵³⁾은 실제감사시간이 표준감사시간보다 클수록 조세회피 수준이 감소한다는 결과를 보고하였다. 그리고 박종일·이윤정(2024)⁵⁴⁾은 전년 대비 감사시간이 증가할수록 조세회피 수준이 감소한다는 결과를 제시하였다. 이들 선행연구들은 감사인의 감사

회피에도 더 적극적일 수 있다는 연구결과가 있다(Frank et al. 2009 ; 전규안·박종일 2019).

52) 박한순, “과세소득의 측정 및 감사노력과 조세회피의 관계”, 『회계연구』 제19권 제5호, 대한회계학회, 2014, 73~102면 ; 박한순 외 2인, “감사노력과 기업의 조세회피”, 『회계연구』 제18권 제1호, 대한회계학회, 2013, 227~249면.

53) 이정희 외 2인, 앞의 논문, 2023, 69~109면.

54) 박종일·이윤정, “감사시간, 감사보수 및 시간당보수의 증가가 조세회피에 미치는 영향”, 『세무와 회계 연구』 제13권 제1호, 한국세무사회 부설 한국조세연구소, 2024, 75~140면.

노력과 조세회피 간에 음(-)의 관계가 있음을 보여주었다. 이는 감사인의 감사노력이 증가할수록 부적절하거나 비정상적인 조세회피 및 범규의 미비 점을 이용한 조세회피행위는 적발될 가능성이 높아져 억제될 수 있다(박한순 2014).⁵⁵⁾

따라서 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계가 감사인의 감사노력이 증가할 때 억제효과는 강화될 것으로 기대된다. 이러한 조절효과(moderating effect)의 역할을 감사인의 감사시간이 하는지를 알아보기 위하여 본 연구는 아래와 같은 가설 3을 설정한 후 이에 대한 실증적 의문을 분석을 통해 알아보고자 한다.

가설 3 : 감사인의 감사시간이 증가할수록 기업의 조세회피 수준은 내부회계관리제도의 감사 도입 이후에 더 낮아질 것이다.

Ⅲ. 연구모형의 설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구는 내부회계관리제도 감사의 의무화 여부가 기업의 조세회피 수준에 미치는 영향을 알아보는 데 있다(H1). 더불어 본 연구는 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계가 도입 시기에 따라 차이가 있는지(H2), 또한 감사인의 감사노력이 증가할 때 앞서의 관계에 어떤 조절효과의 역할(moderating role)을 하는지 알아본다(H3). 이를 위해 본 연구는 식(1)부터 식(4)까지의 모형식을 통해서 검증한다.

55) 박한순, 앞의 논문, 2014, 73~102면.

$$\begin{aligned} Taxavo_t = & \beta_0 + \beta_1 IACS_t + \beta_2 CHAH_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 SPECA_t + \beta_5 GCOM_t \\ & + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 MTB_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 PPE_t + \beta_{10} R\&D_t + \beta_{11} NOL_t \\ & + \beta_{12} DA_t + \beta_{13} ROA_t + \beta_{14} Zscore_t + \beta_{15} MOC_t + \beta_{16} OWN_t \\ & + \beta_{17} FOR_t + \beta_{18} OUT_t + \beta_{19} AGE_t + \beta_{20} MKT_t + \beta_{21} PAD_t \\ & + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} Taxavo_t = & \beta_0 + \beta_1 IACS19_t + \beta_2 IACS20_t + \beta_3 IACS22_t + Control\ variable \\ & + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} Taxavo_t = & \beta_0 + \beta_1 IACS_t + \beta_2 CHAH_t + \beta_3 IACS_t \times CHAH_t + Control\ variable \\ & + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

여기서, **Dependent variable** ; *Taxavo*

CETR = t년도 현금유효세율[=(법인세부담액/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱함] ;

GETR = t년도 GAAP 유효세율[=(법인세비용/법인세비용차감전순이익)에 (-1)을 곱함] ;

DDBTD = t년도 Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 재정적 *BTD*⁵⁶⁾ ;

BTD = t년도 회계이익과 과세소득의 차이 / 기초총자산 ;

Test variable

IACS = t년도 내부회계관리제도 감사가 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0 ;

IACS19 = t년도 내부회계관리제도 감사가 2019년(자산규모 2조원 이상)에 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0 ;

IACS20 = t년도 내부회계관리제도 감사가 2020년(자산규모 5천억원 이상~2조원 미만)에 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0 ;

IACS22 = t년도 내부회계관리제도 감사가 2022년(자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만)에 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0 ;

IACS × CHAH = t년도 *IACS*와 *CHAH*의 상호작용변수 ;

Control variable

CHAH = t년도 감사시간의 증감율[=(감사시간_t - 감사시간_{t-1}) / 감사시간_{t-1}] ;

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

SPECA = t년도 산업전문감사인인 감사하면 1, 아니면 0⁵⁷⁾ ;

GCOM = t년도 지배기구와의 커뮤니케이션 횟수 ;

SIZE = t년도 총자산에 자연로그 ;

MTB = t년도 자본의 시장가치 / 장부가치 ;

LEV = t년도 총부채 / 총자산 ;

PPE = t년도 감가상각대상 유형자산 / 기초총자산 ;

<i>R&D</i>	= t년도 연구개발비 / 매출액 ;
<i>NOL</i>	= t년도 과거 10년간의 손실발생 빈도 ;
<i>DA</i>	= t년도 Kothari et al.(2005) 모형의 ROA성과통제 재량적 발생액 ⁵⁶⁾ ;
<i>ROA</i>	= t년도 당기순이익 / 기초총자산 ;
<i>Zscore</i>	= t년도 재무적 제약으로 Altman(1968)의 Z-score에 (-1)을 곱해 측정 ⁵⁹⁾ ;
<i>MOC</i>	= t년도 경영자에게 과신성향이 있으면 1, 아니면 0 ⁶⁰⁾ ;
<i>OWN</i>	= t년도 대주주지분율(특수관계자 고려) ;
<i>FOR</i>	= t년도 외국인지분율 ;
<i>OUT</i>	= t년도 이사회 독립성(=사외이사 수 / 등기이사 수) ;
<i>AGE</i>	= t년도 기업의 설립연수에 자연로그 값 ;
<i>MKT</i>	= t년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 거래소의 유가증권기업이면 0 ;
<i>PAD</i>	= t년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0 ;
<i>LYD</i>	= 연도 더미변수 ;
<i>IND</i>	= 산업 더미변수 ;
ε	= 잔차항 ;

편의상 기업 *i*의 아래첨자는 생략함.

56) Desai and Dharmapala, *op. cit.*, 2006, pp.145~179 ; Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피에 대한 추정모형은 식(4)과 같다. 식(4)의 경우 산업-연도별로 횡단면 OLS 회귀분석을 이용하여 추정된 개별기업의 잔차(ε) 값이 재량적 BTD(이하 ‘DDBTD’)이다(기은선 2012 ; 김상명 외 2인 2019). 식(4)에서 종속변수인 BTD는 세전이익에서 과세소득을 차감하고 기초총자산으로 나눈 값이며, 본 연구에서 과세소득은 선행연구의 방법처럼 추정과세소득을 계산하여 분석에 이용하였다(기은선 2012 ; 김선미 등 2020). 추정과세소득 계산에 대한 구체적인 방법은 김선미 등 (2020)을 참조하였다(202면). 또한 설명변수 TA는 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감하고 기초총자산으로 나눈 값이다.

$$BTDT_i = \beta_1 TA_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

57) 본 연구는 선행연구의 방법을 준용하여 산업전문감사인을 산업 내 시장점유율이 높은 감사인으로 측정하였다(Mayhew and Wilkins 2003). 본 연구에서 산업전문감사인의 측정은 선행연구인 최승욱(2017)의 방법을 이용하였다(최승욱, “산업전문감사인의 감사보수와 감사시간에 영향을 미치는 산업특성 : 원가구조 동질성, 산업집중도 및 제품대체가능성을 중심으로”, 『회계·세무와 감사 연구』 제58권 제4호, 한국공인회계사회, 2017, 1~34면). 이 연구는 산업전문감사인을 측정할 때 총자산 기준으로 시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면 0으로 측정하였다. 보다 구체적인 측정 방법은 앞서의 연구를 참조하기 바란다(12면).

58) Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley, Performance matched discretionary accruals measures, *Journal of Accounting and Economics* 39(1), Elsevier, 2005, pp.163~197

식(1)부터 식(4)까지에 종속변수는 조세회피 수준을 나타내는 Taxavo이다. 앞서의 연구주제를 보다 종합적으로 파악하기 위하여 본 연구는 조세회피(Taxavo) 대용치에 대해 선행연구들에서 사용된 바 있는 4개의 측정치를 이용한다(김선미 외 2인 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022).⁶¹⁾ 두 개의 경우는 유효세율(effective tax rates ; ETR) 측면의 Cash ETR(현금유효세율 ; 이하 ‘CETR’)과 GAAP ETR(이하 ‘GETR’)이고,⁶²⁾ 두 개의 경우는 회계이익과 과세소득의 차이(book-tax differences ; BTD)와 Desai and Dharmapala(2006)⁶³⁾ 모형에 따라 추정된 재량적 BTD(이하 ‘DDBTD’)이다. 선행연구는 전자를 ETR 계열로, 후자를 BTD 계열로 지칭한다(김선미 외 2인 2020).⁶⁴⁾ BTD 계열의 경우와 달리, ETR 계열은 결과해석의 일관성을 위해 (-1)을 곱하여 분석에 이용한다(강정연 · 고종권 2014 ; 박종일 · 이윤정 2022 등).⁶⁵⁾ 따라서 종속변수 Taxavo에서

; 본 연구에서 DA(재량적 발생액)은 Kothari et al.(1995)의 ROA 성과 통제모형을 이용하였다. 모형식은 전규안 · 박종일(2019)의 연구를 참조하였다(300면).

59) Altman, E., Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, *Journal of Finance* 23(4), American Finance Association, 1968, pp.589 ~ 609 ; 본 연구에서 Altman(1968)의 Zscore의 방법을 이용하여 재무적 제약을 측정하였다. 모형식은 박종일 · 이윤정(2022)의 연구를 참조하였다(31면).

60) 본 연구에서 MOC(경영자의 과신성향)은 선행연구 중 박종일 · 김수인(2020)의 방법을 준용하여 측정하였다. 즉, 앞서의 선행연구는 Kim et al.(2016)의 방법에 따라 5개의 조건을 점수화하여 5점 중 2점 이상이면 경영자 과신성향이 있는 것으로 간주하여 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 지면관계상 MOC에 대한 보다 구체적인 측정방법은 앞서의 연구를 참조하기 바란다(170~171면).

61) 김선미 외 2인, 앞의 논문, 2020, 193~220면 ; 박종일 · 이윤정, 위의 논문, 2022, 9~59면.

62) 본 연구에서 ETR 계열의 CETR은 법인세부담액(= 법인세비용 + 이연법인세자산의 변동 - 이연법인세부채의 변동)을 법인세비용차감전순이익으로 나눈 값이고, GETR은 법인세비용을 법인세비용차감전순이익으로 나눈 값이다. 법인세부담액의 측정 방법은 선행연구의 방법을 준용하여 측정하였다(기은선 2012 ; 박종일 · 이윤정 2022).

63) Desai and Dharmapala, *op. cit.*, 2006, pp.145~179.

64) 김선미 외 2인, 위의 논문, 2020, 193~220면.

65) 강정연 · 고종권, “기업 지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제39권 제1호, 한국회계학회, 2014, 47~183면 ; 박종일 · 이윤정, 위

의 CETR, GETR, DDBTD, BTD 값이 클수록 기업의 조세회피 성향은 높다고 해석할 수 있다.

식(1)에서 가설 H1과 관련한 관심변수는 IACS이고, 식(2)에서 가설 H2와 관련한 관심변수는 IACS19, IACS20, IACS22이다. 즉, 본 연구는 내부회계관리제도의 감사 도입 여부가 조세회피 수준에 긍정적인 효과성이 있는지, 또한 앞서의 관계가 도입 시기별로 차별성이 있는지를 알아보기 위하여 선행연구인 김태중 외 2인(2021) 및 박종일 외 2인(2024)의 방법을 준용하여 측정하였다.⁶⁶⁾ 구체적인 변수의 측정방법으로, 가설 H1의 관심변수 IACS는 내부회계관리제도에 대한 감사를 도입한 기업 / 연도에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수이다(김태중 외 2인 2021).⁶⁷⁾ 또한 가설 H2의 관심변수 IACS19, IACS20, IACS22의 경우는 내부회계관리제도 감사의 단계적 시행을 감안하여 시차를 고려한 이중차분법(staggered difference-in-differences) 방법을 이용하였다(김태중 외 2인 2021 ; 박종일 외 2인 2024).⁶⁸⁾ 즉, 식(1)의 모형식의 관심변수 IACS 대신 식(2)의 모형식의 관심변수 IACS19는 직전 자산총액이 2조 원 이상으로 내부회계관리제도 감사가 2019년부터 도입된 기업 / 연도이면 1, 아니면 0인 더미변수이고, 같은 절차의 방법으로 IACS20은 직전 자산총액이 5천억원 이상~2조원 미만으로 내부회계관리제도 감사가 2020년부터 도입된 기업 / 연도이면 1, 아니면 0인 더미변수이며, IACS22는 직전 자산총

의 논문, 2022, 9~59면.

66) 김태중 외 2인, 앞의 논문, 2021, 141~167면 ; 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

67) 구체적으로, 본 연구의 관심변수 IACS의 측정상 정의는 분석기간 2017~2023년의 표본에 2019년(직전 자산총액 2조원 이상), 2020년(직전 자산총액 5천억원 이상~2조원 미만) 및 2022년도(직전 자산총액 1천억원 이상~5천억원 미만)에 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후기간이면, 1, 도입 이전기간이면 0 또한 통제집단으로 내부회계관리제도 감사가 미도입된 기업(직전 자산총액 1천억원 미만)의 2017~2023년에 해당하는 표본이면 0이다.

68) 김태중 외 2인, 위의 논문, 2021, 141~167면 ; 박종일 외 2인, 위의 논문, 2024, 139~191면.

액이 1천억원 이상~5천억원 미만으로 내부회계관리제도 감사가 2022년부터 도입된 기업 / 연도이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 기술 및 논의의 편의상 본 연구에서 내부회계관리제도 감사 도입에 해당하는 실험집단(test group) 중 자산규모 2조원 이상에 해당하는 IACS19는 ‘대기업’으로, 자산규모 5천억원 이상~2조원 미만에 해당하는 IACS20는 ‘중대기업’으로, 자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만에 해당하는 IACS22는 ‘중기업’으로, 또한 이중차분법에서 통제집단(control group)으로 포함된 직전 자산규모가 1천억원 미만의 기업은 ‘중소기업’으로 지칭한다.

만일 가설 1의 기대와 일치하게 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화가 기업의 조세회피 억제에 긍정적인 영향을 준다면 이런 경우 식(1)의 관심변수 IACS는 종속변수(CETR, GETR, DDBTD, BTD)에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 회귀계수 값이 나타날 것이다($\beta_1 < 0$). 또한 만일 가설 2의 예상처럼 자산규모에 따라 단계적으로 시행된 내부회계관리제도 감사의무화가 기업의 조세회피 수준에 미치는 영향이 다르다면, 내부회계관리제도 감사의 도입 시기(2019년, 2020년, 2022년)에 따라 식(2)의 관심변수 IACS19, IACS20, IACS22의 유의성에 차이가 나타날 것이다. 그리고 만일 가설 3의 기대처럼 내부회계관리제도 감사와 조세회피 간에 음(-)의 관계가 감사인의 감사노력인 감사시간이 증가할수록 강화된다면 식(3)의 모형에서 관심변수 $IACS \times CHAH$ 은 유의한 음(-)의 계수 값에 차이가 나타날 것으로 예상된다($\beta_3 < 0$).

본 연구는 연구가설 H1~H3을 검증할 때 조세회피 수준에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 선행연구들의 방법을 준용하여 선정하였다(김선미 외 2인 2020 ; 박종일 · 이윤정 2022 ; 이정희 외 2인 2023 ; 박종일 외 2인 2024 등).⁶⁹⁾ 특히, 본 연구는 박종일 · 이윤정(2022)⁷⁰⁾의 연구모형에 기초하여 통제변수를

69) 김선미 외 2인, 앞의 논문, 2020, 193~220면 ; 박종일 · 이윤정, 앞의 논문, 2022, 9~59면 ; 이정희 외 2인, 앞의 논문, 2023, 69~109면 ; 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

선정하였고, 또한 본 연구주제의 특성을 감안하여 감사특성과 관련된 통제 변수를 추가로 고려하였다. 구체적으로 통제변수로 선정된 변수로는 가설 H3과 관련된 CHAH(감사시간의 증감율), 또한 BIG4(대형회계법인 여부), SPECA(산업전문감사인 여부), GCOM(지배기구와의 커뮤니케이션 횟수)은 감사 특성과 관련된 통제변수들이다. SIZE(기업규모), MTB(자본의 시장가치/장부 가치), LEV(부채비율)은 기업특성을 나타내는 통제변수이고(김용기 외 2인 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022),⁷¹⁾ PPE(감가상각대상 유형자산/ 기초총자산), R&D (연구개발비/ 매출액) 및 NOL(과거 10년간의 손실발생 빈도)은 기업에서 법인세 율을 낮추는 효과를 통제하기 위한 변수들이다(박성원 외 2인 2014 ; 김용기 외 2인 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022).⁷²⁾ DA(재량적 발생액)와 ROA(총자산이익률)는 경영자의 재량적 이익조정 및 기업성과가 조세회피 수준에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위한 변수이다(김용기 외 2인 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022).⁷³⁾ Zscore(재무적 제약) 및 MOC(경영자 과신성향)는 재무적 제약 또는 경영자에게 과신성향이 있는 경우 조세회피 성향이 높아질 수 있는 효과를 통제하기 위한 변수들이다(Edwards et al. 2016 ; 박성원 외 2인 2014 ; 박종일 · 이윤정 2022).⁷⁴⁾

OWN(대주주지분율)과 FOR(외국인의 지분율)는 소유구조의 영향이 조세회

70) 박종일 · 이윤정, 앞의 논문, 2022, 9~59면.

71) 김용기 외 2인, “ESG, 경영전략과 조세회피”, 『세무와 회계저널』 제23권 제5호, 한국세무학회, 2022, 53~78면 ; 박종일 · 이윤정, 위의 논문, 2022, 9~59면.

72) 박성원 외 2인, “재무적 제약과 조세회피”, 『회계저널』 제23권 제4호, 한국회계학회, 2014, 339~382면 ; 김용기 외 2인, 위의 논문, 2022, 53~78면 ; 박종일 · 이윤정, 위의 논문, 2022, 9~59면.

73) 김용기 외 2인, 위의 논문, 2022, 53~78면 ; 박종일 · 이윤정, 위의 논문, 2022, 9~59면.

74) Edwards, A., C. Schwab and T. Shevin, Financial constraints and cash tax savings, *The Accounting Review* 91(3), American Accounting Association, 2016, pp.859~881 ; 박성원 외 2인, 위의 논문, 2014, 339~382면 ; 박종일 · 이윤정, 위의 논문, 2022, 9~59면.

피에 미치는 효과를 통제하기 위한 변수들이고(김용기 외 2인 2022 ; 박종일 · 이윤정 2022),⁷⁵⁾ OUT(이사회의 사외이사비율)는 외부감시주체인 이사회에서 사외이사의 영향이 조세회피 수준에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수이며(최현섭 · 박상연 2015 ; 유현수 외 2인 2017),⁷⁶⁾ AGE(기업연령)와 MKT(시장유형)는 기업의 수명주기와 시장 간 차이를 통제하기 위한 변수이다(박성원 외 2인 2014 ; 박종일 · 이윤정 2022).⁷⁷⁾ PAD(주기적 감사인 지정 여부)는 신외부감사법의 개정에 따른 또 다른 감사품질의 영향을 통제하기 위한 변수이다(박종일 외 2인 2024).⁷⁸⁾ 또한 본 연구는 식(1)부터 식(4)까지의 모형식에 연도와 산업더미변수(ΣYD , ΣIND)에 기인할 수 있는 고정효과를 통제하였다.⁷⁹⁾ 이들 변수에 대한 보다 구체적인 측정상의 정의는 식(4)의 하단에 제시되어 있다. 한편, 본 연구는 OLS로 회귀분석을 수행할 때 기업 수준의 클러스터링(clustering)이 조정된 t 값으로 살펴본다.

2. 표본의 선정

표본은 2017년부터 2023년까지 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업 중 12월 결산법인이고 금융업이 아닌 기업을 대상으로 하였다.⁸⁰⁾ 연구모형에

75) 김용기 외 2인, 앞의 논문, 2022, 53~78면 ; 박종일 · 이윤정, 앞의 논문, 2022, 9~59면.

76) 최현섭 · 박상연, “이사회 및 감사위원회 특성과 조세회피의 관계”, 『회계정보연구』 제33권 제4호, 한국회계정보학회, 2015, 461~482면 ; 유현수 외 2인, “기업의 이익 투명성이 조세회피 수준에 미치는 영향”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제59권 제3호, 한국공인회계사회, 2017, 165~212면.

77) 박성원 외 2인, 앞의 논문, 2014, 339~382면 ; 박종일 · 이윤정, 위의 논문, 2022, 9~59면.

78) 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2024, 139~191면.

79) 이정희 외 2인(2023)에서 통제변수에 대한 선정 이유는 지면상 앞서의 선행연구를 참조하기 바란다(82면).

80) 표본기간을 2017년부터 한 데에는 신외부감사법이 2017년에 구체화되었기 때문이고, 또한 2023년까지 분석기간을 한 데에는 최근 자료까지 분석하기 위함이다. 또한

필요한 기본 재무제표, 감사인 명단, 기업의 설립연수 및 외국인지분율 등의 자료는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스를 이용하였고, 등기이사, 사외이사, 감사시간 및 대주주지분율 자료는 (사)한국상장회사협의회 TS2000 데이터베이스에서 추출하였다.⁸¹⁾ 또한 선행연구의 방법에 따라 조세회피 측정치에서 LTD 계열을 측정할 때 세전이익과 과세소득 모두 양(+)인 기업을(강주훈·최미화 2010),⁸²⁾ ETR 계열을 측정할 때 세전이익이 음(-)이면 경제적 해석이 어렵기 때문에 세전이익과 ETR 값이 양(+)인 기업을 대상으로 표본을 선정하였다(Guenther et al. 2017 ; 박종일·이윤정 2022).⁸³⁾ 그리고 자본잠식인 기업은 분석에서 제외하였다(박성원 외 2인 2014).⁸⁴⁾ 이상의 조건들을 모두 만족하는 최종표본은 분석기간(2017~2023년) 동안에 7,330개 기업 / 연도로 구성되며, 표본의 선정절차는 <표 1>에 요약하였다. 한편, 본 연구는 식(1)부터 식(3)까지의 모형에 고려된 변수 중에서 ETR,⁸⁵⁾

분석기간 중 내부회계관리제도 감사대상에 따라, 즉 대기업, 중대기업, 중소기업에 따라 표본선정의 전후기간에 차이가 있다. 예를 들어, 대기업(직전 자산총액이 2조원 이상)은 2019년부터 내부회계관리제도 감사가 의무화되었기에 내부회계관리제도 감사 이전 기간의 표본은 2017~2018년이고, 이후 기간의 표본은 2019~2023년이다. 중대기업(직전 자산총액이 5천억원 이상~2조원 미만)은 2020년부터 내부회계관리제도 감사가 의무화되었기에 내부회계관리제도 감사 이전 기간의 표본은 2017~2019년이고, 이후 기간의 표본은 2020~2023년이다. 또한 중소기업(1천억원 이상~5천억원 미만)은 2022년부터 내부회계관리제도 감사가 의무화되었기에 내부회계관리제도 감사 이전 기간의 표본은 2017~2021년이고, 이후 기간의 표본은 2022~2023년이다. 여기서 중소기업(1천억원 미만)은 내부회계관리제도 감사의무화가 면제되었으므로, 통제표본으로 포함되었다.

81) 주기적 감사인 지정 여부는 회계법인 자료를 이용하였다.

82) 강주훈·최미화, “회계이익과 과세소득의 차이와 이익성장성 : 비정상적 LTD와 정상적 LTD를 중심으로”, 『재무와 회계정보저널』 제10권 제3호, 한국회계정보학회, 2010, 151~170면.

83) Guenther, D. A., S. R. Matsunaga and B. M. Williams, Is tax avoidance related to firm risk?, *The Accounting Review* 92(1), American Accounting Association, 2017, pp.115~136 ; 박종일·이윤정, 앞의 논문, 2022, 9~59면.

84) 박성원 외 2인, 앞의 논문, 2014, 339~382면.

85) ETR의 경우는 Dyreng et al.(2008) 및 박종일·이윤정(2022)의 방법을 준용하여 세

자연로그 및 터미변수를 제외한 나머지는 각 변수의 상하 1%에서 조정한 후 분석하였다.

<표 1> 표본의 선정절차

2017년부터 2023년까지 비금융업이면서 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업	15,861
(-) 12월 결산법인이 아닌 경우	(873)
(-) 세전이익, 과세소득 및 현금유효세율이 음(-)인 기업	(7,354)
(-) 재무자료와 통제변수를 구할 수 없는 경우	(140)
(-) 당기와 전기의 감사시간, 감사보수 자료가 없는 경우 및 감사시간이 100시간 미만과 감사보수가 1천만원 이하의 경우	(164)
최종표본	7,330

<표 2>에는 표본의 산업별 분포(Panel A), 연도별 분포(Panel B), 그리고 내부회계관리제도 감사와 관련한 자산규모별 표본의 분포(Panel C)를 보고하였다. Panel A의 경우 지면상 산업 분포는 대분류로 제시하였다.⁸⁶⁾ 전체표본의 경우 제조업이 표본에서 65%로 빈도수가 가장 많으며, 다음이 서비스업(19.8%), 도매와 소매업(6.5%), 기타(5.5%), 건설업(3.2%) 순으로 나타났다. Panel B에서 2020년이 887개로 표본이 가장 적고, 2023년이 1,203개로 가장 많았다. 2020년에 표본이 가장 적은 것은 코로나19 팬데믹의 영향으로 세전이익이 음(-)인 기업이 많이 발생한 것에 기인한 것으로 보인다. Panel C에서 분석기간(2017~2023년)에 자산규모에 따라 내부회계관리제도의 감사 여부가 단계적으로 시행된 표본의 구성으로 볼 때 중기업(자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만)은 51.7%, 중소기업(1천억원 미만)은 23.3%, 중대기업(5천억

전이익이 영(0)인 기업은 제외한 후, ETR 값이 1 이상이면 1로 조정하여 [0, 1] 사이로 극단치를 조정하였다.

86) 반면, 연구모형에 대한 회귀분석에서는 산업의 경우 중분류로 구분되어 분석이 이루어졌다.

원 이상~2조원 미만)은 16.7%, 대기업(2조원 이상)은 8.3% 순으로 나타나 표본에서 중기업의 비중이 가장 많고, 대기업의 비중이 가장 적었다. 이 중 내부회계관리제도의 감사가 면제된 중소기업은 이중차분법을 위한 통제집단으로 분석에 고려되었다.

<표 2> 표본의 분포

Panel A : 산업별 분포

산업	전체표본	
	Frequency	%
제조업	4,764	65.0%
건설업	233	3.2%
도매와 소매업	478	6.5%
서비스업	1,450	19.8%
기타	405	5.5%
합계	7,330	100.0%

Panel B : 연도별 분포

Variable	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2017 ~ 2023
N	999	1,017	1,012	887	1,016	1,196	1,203	7,330

Panel C : 자산규모별 분포(2017~2023)

자산규모	2조원 이상	5천억원 이상~ 2조원 미만	1천억원 이상~ 5천억원 미만	1천억원 미만	표본
	대기업	중대기업	중기업	중소기업	
N	610	1,223	3,792	1,705	7,330
%	8.3%	16.7%	51.7%	23.3%	100.0%

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

<표 3>은 식(1)부터 식(4)까지의 모형에 사용된 변수들에 대한 기초통계를 보고하였다. 종속변수 Taxavo 중 ETR 계열인 CETR(현금유효세율)의 평균(중위수)은 $-0.243(-0.204)$ 이고, GETR(GAAP 유효세율)은 $-0.214(-0.204)$ 이다. 이들 변수는 (-1) 을 곱해 측정했기 때문에, 이를 감안하면 표본에 사용된 상장기업들의 세전이익 대비 법인세부담액의 평균은 24.3%이고, 세전이익 대비 법인세비용의 평균은 21.4%인 것을 알 수 있다. 반면, BTD 계열인 BTD(회계이익과 과세소득의 차이)의 평균(중위수)은 $0.008(0.006)$ 이고, DDBTD[재량적 BTD, Desai and Dharmapala(2006)⁸⁷⁾ 모형으로 추정된 잔차]는 $0.009(0.006)$ 로 나타났다. BTD의 평균이 양(+)인 것은 과세소득이 세전 이익보다 낮음을 의미한다.

관심변수 IACS(내부회계관리제도 감사대상 여부)의 평균은 0.332이다. 이는 내부회계관리제도 감사 여부에 대한 표본 구성의 상대적 비중을 나타낸다. 즉, 분석기간(2017~2023년) 중 내부회계관리제도 감사대상기업의 표본이 33.2%로 나타났다. 또한 내부회계관리제도 감사의 도입 시기를 고려한 IACS19, IACS20, IACS22의 각 평균은 0.062, 0.103, 0.166인 것으로 나타났다.

<표 3> 기술통계

Variables	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
CETR	-0.243	-0.204	0.213	-1.000	0.000
GETR	-0.214	-0.204	0.175	-1.000	0.000

87) Desai and Dharmapala, *op. cit.*, 2006, pp.145~179.

Variables	평균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>DDBTD</i>	0.009	0.006	0.045	-0.201	0.271
<i>BTD</i>	0.008	0.005	0.045	-0.135	0.196
<i>IACS</i>	0.332	0	0.471	0	1
<i>IACS19</i>	0.062	0	0.242	0	1
<i>IACS20</i>	0.103	0	0.305	0	1
<i>IACS22</i>	0.166	0	0.372	0	1
Control Variables					
<i>CHAH</i>	0.126	0.049	0.276	-0.374	1.449
<i>BIG4</i>	0.438	0	0.496	0	1
<i>SPECA</i>	0.204	0	0.403	0	1
<i>GCOM</i>	2.885	3	1.219	0	16
<i>SIZE</i>	26.407	26.175	1.355	22.796	33.192
<i>MTB</i>	1.547	1.108	1.354	0.277	8.021
<i>LEV</i>	0.326	0.315	0.180	0.026	0.751
<i>PPE</i>	0.152	0.117	0.134	0.001	0.651
<i>R&D</i>	0.019	0.002	0.035	0	0.182
<i>NOL</i>	1.328	1	1.763	0	9
<i>DA</i>	0.016	0.012	0.077	-0.453	0.440
<i>ROA</i>	0.065	0.046	0.063	-0.007	0.359
<i>Zscore</i>	-1.227	-1.169	0.583	-3.130	-0.117
<i>MOC</i>	0.437	0	0.496	0	1
<i>OWN</i>	0.429	0.424	0.154	0.104	0.786
<i>FOR</i>	0.080	0.034	0.113	0	0.559
<i>OUT</i>	0.382	0.333	0.167	0.000	0.889
<i>AGE</i>	3.312	3.401	0.686	0.000	4.844
<i>MKT</i>	0.571	1	0.495	0	1
<i>PAD</i>	0.163	0	0.369	0	1

주1) $CETR = t$ 년도 현금유효세율 $[(\text{법인세부담액}/\text{법인세비용차감전순이익}) \times (-1)]$ 을 곱함; $GETR = t$ 년도 GAAP 유효세율 $[(\text{법인세비용}/\text{법인세비용차감전순이익}) \times (-1)]$ 을 곱함; $DDBDT = t$ 년도 Desai and Dharmapala(2006) 모형으로 추정된 재량적 BTD; $BTD = t$ 년도 회계이익과 과세소득의 차이 / 기초총자산; $LACS = t$ 년도 내부회계관리제도 감사가 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0; $LACS19 = t$ 년도 내부회계관리제도 감사가 2019년(자산규모 2조원 이상)에 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0; $LACS20 = t$ 년도 내부회계관리제도 감사가 2020년(자산규모 5천억원 이상~2조원 미만)에 도입된 기업 / 연도 이후이면 1, 아니면 0; $LACS22 = t$ 년도 내부회계관리제도 감사가 2022년(자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만)에 도입된 기업/연도 이후이면 1, 아니면 0; $CHAH = t$ 년도 감사시간의 증감율 $[(\text{감사시간} - \text{감사시간}_{t-1}) / \text{감사시간}_{t-1}]$; $BIG4 = t$ 년도 Big 4 회계법인(삼일, 삼정, 안진, 한영)이면 1, 아니면 0; $SPECA = t$ 년도 산업전문감사인(총자산 기준 시장점유율이 20% 이상)이 감사하면 1, 아니면 0; $GCOM = t$ 년도 지배기구와의 커뮤니케이션 횟수; $SIZE = t$ 년도 총자산에 자연로그; $MTB = t$ 년도 자본의 시장가치 / 장부가치; $LEV = t$ 년도 총부채 / 총자산; $PPE = t$ 년도 감가상각대상 유형자산 / 기초총자산; $R\&D = t$ 년도 연구개발비/매출액; $NOL = t$ 년도 과거 10년간의 손실발생 빈도; $DA = t$ 년도 Kothari et al.(2005) 모형의 ROA성과통제 재량적 발생액; $ROA = t$ 년도 당기순이익 / 기초총자산; $Zscore = t$ 년도 재무적 제약으로 Altman(1968)의 Z-score에 (-)을 곱해 측정; $MOC = t$ 년도 경영자에게 과신 성향이 있으면 1, 아니면 0; $OWN = t$ 년도 대주주지분율(특수관계자 고려); $FOR = t$ 년도 외국인지분율; $OUT = t$ 년도 이사회의 독립성(= 사외이사 수 / 등기이사 수); $AGE = t$ 년도 기업의 설립연수에 자연로그 값; $MKT = t$ 년도 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 거래소의 유가증권기업이면 0; $PAD = t$ 년도 주기적 감사인 지정기업에 해당하면 1, 아니면 0임.

주2) 표본의 분석기간은 2017년부터 2023년임($N = 7,330$ 개 기업/연).

식(3) 및 식(4)에서 상호작용변수로 고려되는 감사노력의 증가를 나타내는 CHAH의 평균(중위수)은 0.126(0.049)으로, 분석기간 중 전년 대비 감사시간의 증가율이 평균 12.6%인 것으로 나타났다.

기타 통제변수의 경우 BIG4의 평균은 0.438로, non-Big 4 감사인이 Big 4 감사인보다 표본이 더 많았다. SPECA의 평균은 0.204로, 산업 내에서 시장점유율이 20% 이상인 산업전문감사인에게 감사받은 기업이 표본에서 20.4%인 것으로 나타났다. GCOM의 평균(중위수)은 2.885(3)로, 외부감사인이 지배기구와의 커뮤니케이션을 수행한 횟수는 평균 2.885이고 중위수는 3회였다.

SIZE의 평균(중위수)은 26.407(26.175)로, 자연로그를 전의 총자산은 13,472(2,135)억원이었다. MTB의 평균(중위수)은 1.547(1.108)로 자본의 장부가치보다 시장가치의 비율이 더 많았다. LEV의 평균(중위수)은 0.326(0.315)으로 타 인자본보다 자기자본의 비중이 더 높다. PPE의 평균(중위수)은 0.152(0.117)이고, R&D는 0.019(0.002)로 나타나 유형자산의 비중이 매출액 대비 연구개발비의 비중보다 더 높다는 것을 알 수 있다. NOL의 평균은 1.328로, 표본에서 과거 10년간 평균 한번 이상 손실이 발생하였다. DA의 평균(중위수)은 0.016(0.012)이고, ROA는 0.065(0.046)이다. Zscore의 평균(중위수)은 -1.227 (-1.169)로, 이 값은 Altman(1968)⁸⁸⁾의 재무적 제약인 Z-score를 나타낸다. MOC의 평균은 0.437로 나타나 표본에서 경영자의 과신성향이 있는 기업이 평균 43.7%였다. 소유구조 변수 중 OWN의 평균(중위수)은 0.429(0.424)로, 특수관계인이 포함된 대주주 지분율의 평균이 40%를 상회하여 국내 상장 기업들에서 지배주주가 존재한다는 것을 알 수 있다. FOR의 평균(중위수)은 0.080(0.034)이고, OUT는 0.382(0.333)로 나타나 이사회 내에서 사외이사의 비율이 평균 38.2%이다.

AGE의 평균(중위수)은 3.312(3.401)이고, 자연로그 전의 값은 평균 32년이 었다. MKT의 평균은 0.571로, 표본의 경우 유가증권기업보다 코스닥기업이 좀 더 많았다. PAD의 평균은 0.163으로 나타나 표본에서 주기적 감사인 지정에 해당하는 기업이 평균 16.3%였다.

2. 상관관계

<표 4>에는 식(1) 및 식(2)의 모형에 사용된 변수들에 대한 피어슨 상관관계를 보고하였다. 먼저 종속변수인 조세회피(Taxavo) 측정치인 CETR, GETR, DDBTD, BTD 간에 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성이 존

88) Altman, *op. cit.*, 1968, pp.589~609.

재하였다. 다음으로, 본 연구의 관심변수 IACS는 조세회피 측정치 중 주로 LTD 계열만 10%에서 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 반면, 내부회계 관리제도 감사의 도입 시기를 고려한 관심변수 IACS19, IACS20, IACS22는 조세회피에 대해, 또한 조세회피 측정치에 따라 다소 차이를 보인다. 구체 적으로, IACS19는 CETR의 경우만 음(-)의 상관성을, IACS20은 조세회피 측정치(CETR, GETR, DDBTD, LTD) 모두와 음(-)의 상관성을, IACS22는 DDBTD를 제외한 나머지 조세회피 측정치(CETR, GETR, LTD)와 유의한 양 (+)의 상관성이다. 하지만, 이들의 결과는 두 변수에 대한 단순 상관성을 보여주므로, 조세회피에 영향을 주는 통제변수들이 고려된 다변량 회귀분 석을 통해 확인할 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 조세회피 측정치(CETR, GETR, DDBTD, LTD)에 따 라 다소 차이는 있지만, PAD를 제외한 나머지 변수인 CHAH, BIG4, SPECA, GCOM, SIZE, LEV, Zscore, OWN, FOR, OUT, AGE는 조세회피 측정치에 대해 유의한 음(-)의 상관성을, MTB, PPE, R&D, NOL, DA, ROA, MOC, MKT는 유의한 양(+)의 상관성이 주로 나타났다. 즉, 전년 대 비 감사시간이 증가할수록, Big 4 감사인 또는 산업전문감사인이 감사하면, 지배기구와의 커뮤니케이션 횟수가 많을수록, 기업규모가 클수록, 부채비율 이 높을수록, 재무적 제약이 클수록, 대주주지분을 또는 외국인지분율이 높 을수록, 이사회에서 사외이사의 비율이 많을수록, 기업의 설립연수가 길수 록 조세회피 수준이 낮은 반면, 자본의 시장가치가 클수록, 유형자산의 비 중이 클수록, 매출액 대비 연구개발비 투자가 많을수록, 과거 손실빈도가 많을수록, 재량적 발생액 수준이 클수록, 총자산이익률이 높을수록, 경영자 의 과신성향이 있는 경우, 코스닥기업의 경우 조세회피 수준이 높은 것으로 나타났다. 그러나 PAD는 조세회피 측정치와 상관성이 나타나지는 않았다.

〈표 4〉 피어슨 상관관계

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]	[24]	[25]	[62]	[27]	[28]
[1] C2R1	1																											
[2] C2R2	0.598**	1																										
[3] L2D57D	0.637**	0.390**	1																									
[4] E2D	0.639**	0.409**	0.949**	1																								
[5] FAC3	0.001	-0.001	-0.023*	-0.009*	1																							
[6] FAC219	-0.039**	-0.039**	-0.006	-0.002	0.369**	1																						
[7] FAC220	-0.029**	-0.039**	-0.048**	-0.065**	0.462**	-0.388**	1																					
[8] FAC222	0.041**	0.039**	0.014	0.029**	0.623**	-0.113**	-0.152**	1																				
[9] CH4H	-0.059**	-0.049**	-0.049**	-0.039**	0.068**	0.016	0.031**	0.039**	1																			
[10] E2C4	-0.059**	-0.049**	-0.059**	-0.065**	0.142**	0.269**	0.149**	-0.116**	0.061**	1																		
[11] SP9C24	-0.049**	-0.049**	-0.059**	-0.065**	0.069**	0.249**	0.073**	-0.107**	-0.001	0.501**	1																	
[12] C2C2M	-0.029*	-0.029*	-0.013	-0.014	0.013**	0.416**	0.212**	-0.047**	0.010	0.101**	0.138**	1																
[13] S2Z2	-0.119**	-0.119**	-0.101**	-0.104**	0.405**	0.654**	0.256**	-0.066**	0.039**	0.491**	0.390**	0.461**	1															
[14] M2B	0.469**	0.659**	0.129**	0.129**	-0.109**	-0.017	-0.089**	-0.072**	0.023**	-0.004	-0.019	-0.031**	-0.115**	1														
[15] L2P	-0.159**	-0.129**	-0.104**	-0.104**	0.111**	0.114**	0.049**	-0.010	0.002	0.009**	0.073**	0.097**	0.259**	0.041**	1													
[16] F2P2	0.003	0.039**	0.028**	0.001	0.001	0.069**	0.008	-0.044**	0.015	0.039**	0.041**	0.041**	0.121**	0.052**	0.267**	1												
[17] F2L2D	0.092**	0.129**	0.149**	0.139**	-0.049**	-0.023*	-0.059**	0.009	-0.002	0.011	-0.009**	-0.054**	-0.108**	0.260**	-0.101**	-0.018	1											
[18] M2C4	0.059**	-0.021**	0.119**	0.139**	-0.022*	-0.009	-0.052**	0.039**	-0.051**	-0.009**	-0.053**	0.004	-0.069**	0.110**	0.250**	-0.057**	-0.002	1										
[19] L24	0.139**	0.129**	0.041**	0.041**	-0.059**	-0.064**	-0.034**	-0.006	0.012	-0.019**	-0.019**	-0.043**	-0.129**	0.023*	-0.073**	-0.057**	0.045**	0.038**	1									
[20] F2C4	0.239**	0.199**	0.399**	0.429**	-0.029**	-0.051**	-0.031**	0.039**	0.023**	-0.031**	-0.070**	-0.053**	-0.071**	0.323**	-0.194**	0.008	0.120**	-0.041**	0.297**	1								
[21] Zscore	-0.049**	0.029*	-0.051**	-0.059**	0.049**	0.070**	0.030**	-0.016	-0.009	0.001	0.001**	0.001**	0.001**	0.089**	-0.113**	-0.069**	-0.039**	0.019**	0.112**	-0.021*	-0.463**	1						
[22] M2CC	-0.029**	-0.008	0.049**	0.039**	0.0015	0.049**	-0.007	-0.004	0.039**	-0.009*	0.010	0.029**	0.069**	0.172**	0.473**	0.249**	0.005	0.039**	0.051**	0.069**	0.017	1						
[23] CM2V	-0.049**	-0.019	-0.069**	-0.069**	0.049**	-0.049**	0.103**	-0.004	-0.011	0.002**	0.002**	-0.004	0.034**	-0.129**	-0.067**	0.049**	-0.211**	-0.034**	-0.014	-0.002**	0.004**	-0.126**	1					

Variable	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]	[24]	[25]	[26]	[27]	[28]
[24] <i>FCR</i>	-0.047***	-0.053***	-0.047***	-0.065***	0.064***	0.273***	0.033***	-0.125***	0.278***	0.182***	0.165***	0.165***	0.485***	0.125***	-0.057***	0.031***	0.046***	-0.159***	-0.087***	0.131***	-0.082***	-0.025**	-0.154***	1				
[25] <i>CVT</i>	-0.049***	-0.054***	-0.043***	-0.049***	0.249***	0.339***	0.072***	0.025**	0.189***	0.145***	0.201***	0.145***	0.435***	-0.028**	0.072***	0.035***	-0.047***	-0.038**	-0.038**	-0.017	0.011	-0.001	0.045***	0.171***	1			
[26] <i>ACB</i>	-0.059***	-0.068***	-0.063***	-0.081***	0.092***	0.067***	0.063***	0.019	-0.008***	0.022*	0.048***	0.123***	0.195***	-0.215***	0.041***	-0.028**	-0.199***	0.065***	-0.032***	-0.189***	0.039***	-0.094***	0.054***	0.028**	0.071***	1		
[27] <i>AGT</i>	0.087***	0.083***	0.093***	0.097***	-0.225***	-0.292***	-0.237***	0.083***	0.007	-0.326***	-0.259***	-0.245***	-0.361***	0.155***	-0.143***	-0.054***	0.182***	0.045***	0.071***	0.166***	-0.037***	0.019	-0.156***	-0.205***	-0.265***	-0.316***	1	
[28] <i>FAD</i>	0.008	0.004	-0.014	-0.009	0.300***	0.044***	0.172***	0.219***	0.093***	-0.041***	-0.039***	0.083***	0.073***	-0.083***	-0.061***	-0.054**	-0.013	-0.092***	-0.015	0.000	-0.008	-0.080***	0.009	-0.001	0.031***	0.149***	0.002	1

주1) 변수 정의는 <표 4>에 보고한 사항과 같음.

주2) 분석기간은 2017년부터 2023년까지이고, 표본은 7,330개 기업 / 연 자료임.

주3) 표에서 ^{***}, ^{**}, ^{*}는 각각 0.01, 0.05, 0.1 이내 수준에서 유의함(양측검증).

3. 가설 1에 대한 다변량 회귀분석 결과

<표 5>는 가설 H1을 검증하기 위해 식(1)의 연구모형을 이용한 다변량 회귀분석의 결과를 보고하였다. 가설 H1의 관심변수는 내부회계관리제도 감사 도입이 조세회피 수준을 억제하는데 있어 효과성이 있는지를 알아보기 위한 IACS이다. 표에 보고한 분석은 OLS 회귀분석을 이용하고, 연도 및 산업에 따른 고정효과가 통제된 결과이며, 또한 제시된 결과는 개별기업 수준에서 클러스터링이 조정된 값이다.

<표 5>를 보면, 추정모형(1)부터 (4)까지의 경우에서 종속변수가 CETR, GETR, DDBTD, BTD일 때 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 각각 0.127, 0.105, 0.233, 0.295로 나타났다. 따라서 종속변수가 ETR 계열보다 BTD 계열에서 설명력이 더 높았다. 모형설정의 적합성인 F 값은 추정모형(1)~(4) 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나 본 연구모형의 설정은 적합성이 있다.⁸⁹⁾

<표 5> 가설 1의 회귀분석 결과

$$Taxavo_i = \beta_0 + \beta_1 IACS_i + \beta_2 CHAH_i + \beta_3 BIG4_i + \beta_4 SPEC A_i + \beta_5 GCOM_i + \beta_6 SIZE_i + \beta_7 MTB_i + \beta_8 LEV_i + \beta_9 PPE_i + \beta_{10} R\&D_i + \beta_{11} NOL_i + \beta_{12} DA_i + \beta_{13} ROA_i + \beta_{14} Zscore_i + \beta_{15} MOC_i + \beta_{16} OWN_i + \beta_{17} FOR_i + \beta_{18} OUT_i + \beta_{19} AGE_i + \beta_{20} MKT_i + \beta_{21} PAD_i + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_i \quad (1)$$

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	CETR	GETR	DDBTD	BTD
	(1)	(2)	(3)	(4)
IACS	0.004 [0.475]	0.001 [0.102]	-0.004* [-1.961]	-0.003* [-1.928]

89) <표 5>의 OLS 회귀분석 결과에서 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 VIF (분산팽창요인) 값을 통해 확인하였다. 추정모형(1)~(4) 모두 설명변수가 같으므로, 같은 결과로 나타난다. 예를 들어, 추정모형(1)~(4)의 경우 VIF 값이 가장 높았던 변수는 모두 SIZE로 그 값은 3.33으로 나타났다. 통상 VIF 값이 모형식에 고려된 설명 변수에서 10 이상이 나타나면 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. 따라서 <표 5>의 결과는 설명변수 간에 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 나타났다.

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>DDBTD</i>	<i>BTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CHAH</i>	-0.028*** [-2.867]	-0.025*** [-2.943]	-0.003 [-1.504]	-0.003* [-1.679]
<i>BIG4</i>	0.002 [0.277]	0.007 [1.302]	0.000 [0.159]	0.000 [0.352]
<i>SPECA</i>	0.003 [0.427]	-0.002 [-0.268]	0.001 [0.527]	0.000 [0.096]
<i>GCOM</i>	0.005* [1.879]	0.005** [2.227]	0.001** [2.480]	0.001** [2.280]
<i>SIZE</i>	-0.016*** [-4.505]	-0.015*** [-4.854]	-0.003*** [-3.292]	-0.002** [-2.298]
<i>MTB</i>	-0.009*** [-3.523]	-0.001 [-0.364]	-0.002*** [-2.772]	-0.002*** [-3.045]
<i>LEV</i>	-0.103*** [-4.848]	-0.054*** [-2.984]	-0.006 [-1.356]	-0.005 [-1.218]
<i>PPE</i>	0.104*** [4.358]	0.118*** [5.856]	0.023*** [4.498]	0.013*** [2.606]
<i>R&D</i>	0.378*** [4.187]	0.430*** [5.244]	0.143*** [5.163]	0.140*** [5.052]
<i>NOL</i>	0.005** [2.417]	-0.003** [-1.994]	0.003*** [7.648]	0.003*** [8.637]
<i>DA</i>	0.102*** [2.924]	0.107*** [3.586]	-0.072*** [-7.528]	0.045*** [4.982]
<i>ROA</i>	0.863*** [13.166]	0.583*** [11.671]	0.359*** [18.241]	0.367*** [19.328]
<i>Zscore</i>	0.012* [1.896]	0.032*** [6.306]	0.010*** [7.291]	0.010*** [7.170]
<i>MOC</i>	-0.004 [-0.620]	-0.001 [-0.230]	-0.000 [-0.342]	-0.000 [-0.392]
<i>OWN</i>	-0.043** [-2.090]	-0.012 [-0.671]	-0.002 [-0.429]	-0.003 [-0.689]
<i>FOR</i>	-0.048* [-1.758]	-0.048* [-1.921]	-0.026*** [-3.488]	-0.029*** [-3.921]
<i>OUT</i>	-0.012 [-0.734]	-0.014 [-0.942]	-0.000 [-0.129]	-0.000 [-0.129]
<i>AGE</i>	0.001 [0.239]	0.002 [0.534]	0.001 [0.657]	0.001 [0.909]

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>DDBTD</i>	<i>BTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>MKT</i>	-0.010 [-1.389]	-0.008 [-1.211]	-0.004*** [-2.968]	-0.004*** [-3.110]
<i>PAD</i>	-0.013* [-1.800]	-0.007 [-1.113]	-0.002 [-1.390]	-0.002 [-1.353]
<i>Intercept</i>	0.209** [2.060]	0.194** [2.260]	0.054*** [2.621]	0.040** [1.990]
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.127	0.105	0.233	0.295
F Value	15.81***	13.95***	18.14***	21.44***
<i>N</i>	7,330	7,330	7,330	7,330

주1) 변수 정의는 <표 4>에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 []의 수치는 군집성을 통제하기 위한 개별기업에 대한 클러스터링이 조정된 t 값임.

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

표에서 관심변수인 IACS는 종속변수가 ETR 계열(*CETR*, *GETR*)에 대해서는 통계적으로 유의한 회귀계수 값이 나타나지 않은 반면, 종속변수가 BTD 계열(*DDBTD*, *BTD*)에 대해 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 내부회계관리제도의 감사 도입이 ETR 계열의 조세회피 측정치에 대해서는 유의미한 관련성이 나타나지 않았으나, BTD 계열의 조세회피 측정치와는 유의하게 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 그러한 점에서 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후 기업의 조세회피 수준은 그렇지 않은 경우에 비해 감소할 것으로 예상한 가설 1은 BTD 계열로 측정된 조세회피일 때 주로 지지된 증거로 나타났다. 이와 달리, ETR 계열로 측정된 조세회피는 가설 1에 대해 지지된 증거를 발견할 수 없었다. 특히, IACS와 *DDBTD* 간에 음(-)의 관계가 있다는 증거는 중요하다. 왜냐하면

DDBTD는 재량적 BTD를 의미한다는 점에서 선행연구들은 CETR, GETR 및 BTD 측정치의 경우와 같은 총조세회피 수준으로 측정된 변수들보다 DDBTD와 같은 재량적 조세회피 수준의 억제가 더 중요한 의미를 가진다고 주장한 바 있기 때문이다(Frank et al. 2009 ; Kubick and Masli 2016).⁹⁰⁾ 한편으로, 이 결과는 내부회계관리제도 감사와 조세회피 간에 음(-)의 관계는 조세회피 측정치에 따라 민감하다는 것을 의미한다. ETR 계열은 세무회계 규정에 따라 정해지는 부분이 커서, 외부감사나 내부회계관리제도의 도입 여부가 직접적인 영향을 주기 어려울 수 있는 반면 BTD 계열은 회계처리와 세금 간의 차이를 기업이 어떻게 조정하느냐에 더 민감하게 반응하므로, 내부회계관리제도의 감사 도입 효과가 더 크게 나타날 수 있다. 따라서 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화가 기업의 조세회피 수준을 억제하는 데 효과성이 있다는 실증결과는 조세회피 측정치에 따라 다소 차이를 보여 제한된(limited) 증거로 나타났다.

기타 통제변수의 결과는 조세회피 측정치(CETR, GETR, DDBTD, BTD)에 따라 다소 차이는 있으나, SIZE, MTB, LEV, OWN, FOR, MKT는 주로 조세회피 측정치와 음(-)의 관계를, GCOM, PPE, R&D, NOL, DA, ROA, Zscore는 주로 양(+)의 관계로 나타났다. 다만, PAD의 경우 종속변수가 CETR일 때만 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타나 주기적 감사인 지정기업이 그렇지 않은 경우보다 조세회피가 억제되었다.

4. 가설 2에 대한 다변량 회귀분석 결과

<표 6>은 가설 H2를 검증하기 위해 식(2)의 연구모형을 이용한 다변량

90) Frank, M. M., L. J. Lynch, and S. O. Rego, Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting, *The Accounting Review* 84(2), American Accounting Association, 2009, pp.467~496 ; Kubick, T. R. and A. N. S. Masli, Firm-level tournament incentives and corporate tax aggressiveness, *Journal of Accounting and Public Policy* 35(1), Elsevier, 2016, pp.66~83.

회귀분석의 결과를 보고하였다. 가설 H2의 관심변수는 내부회계관리제도 감사 도입 이후 기업의 조세회피 수준이 도입 시기(자산규모)에 따라 차이가 있는지를 알아보기 위한 IACS19, IACS20, IACS22이다. 분석방법과 표의 보고방식은 앞서 <표 5>와 유사하다.

<표 6>에서 관심변수의 결과를 중심으로 살펴보면 다음과 같다.⁹¹⁾ 표에서 관심변수 중 IACS19는 종속변수인 조세회피 측정치 모두에 대해 1%에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이와 달리, IACS20은 조세회피 측정치 중 LTD 계열에 대해서만 10%에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 IACS22는 조세회피 측정치 중 LTD 계열에 대해서만 5%에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.⁹²⁾ 즉, 자산규모 2조원 이상의 대기업은 그렇지 않은 경우보다 내부회계관리제도 감사 이후 조세회피 수준이 오히려 증가한 반면, 자산규모 5천억원 이상~2조원 미만의 중대기업 또한 자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만의 중기업은 그렇지 않은 경우보다 내부회계관리제도 감사 이후 조세회피 수준이 감소하였다. 이 결과는 내부회계관리제도 감사가 도입된 이후 기업의 조세회피 수준은 도입 시기(자산규모)에 따라 차이가 있을 것으로 예상한 가설 2를 지지해 주는 증거이다. 내부회계관리제도 감사의 도입 시기(자산규모)에 따라, 특히 대기업 vs. 중대기업 또는 중기업 간에는 내부회계관리제도 감사의 도입은 조세회피 측면에서 차이가 있는 것으로 나타났다. 특히, 내부회계관리제도 감사의무화가 조세회피의 억제 측면에서 효과성이 나타난 경우는 대기업보다는 주로 중대기업과 중기업인 것으로 나타났다. 이러한 발견은 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준

91) <표 6>의 회귀분석 결과에서 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 앞서와 같이 VIF 값으로 확인하였다. 추정모형(1)~(4)의 경우 VIF 값이 가장 높았던 변수는 모두 SIZE로 그 값은 3.88이었다. 따라서 <표 6>의 결과는 설명변수 간에 다중공선성 문제가 심각하지 않았다.

92) IACS19, IACS20, IACS22에 대해 개별적인 회귀분석을 수행한 결과 역시 대체로 <표 6>과 유사하였다. 다만, 관심변수 IACS22는 종속변수가 LTD 계열(DDBTD, LTD) 외에도 추가로 GETR에 대해서도 10%에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

강화는 큰 대기업보다는 중대기업과 중기업일 때 감사품질 외에도 조세회피 측면에서 실효성이 있다는 것을 시사한다. 반면, 대기업에서의 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화는 오히려 조세회피 측면에서 부정적인 영향으로 나타나 앞서와는 대조적이었다. 이는 상대적으로 규모가 작은 기업들보다 규모가 큰 대기업은 사업다각화의 확대로 복잡한 조직구조를 만들 수 있어 거래의 복잡성이 증가하며, 또한 해외매출을 통한 조세피난처 등의 이용이 가능하기 때문일 수 있다(Balakrishnan et al. 2019).⁹³⁾ 즉, 대기업의 경우 이미 정비된 내부통제 시스템과 기존 감사환경으로 인해 추가 감사도입이나 감사시간 증가가 조세회피 억제에 미치는 효과가 상대적으로 제한적이었을 수 있는 것이다. 따라서 전체표본을 이용하여 대기업, 중대기업, 중기업 간을 서로 비교분석한 결과에서 중대기업 및 중기업과 달리 상대적으로 대기업에서 조세회피 수준이 높게 나타난 것으로 볼 때 내부회계관리제도 검토에서 감사로 인증수준이 강화되더라도 대기업에 대한 조세회피 억제 효과는 높지 않은 것으로 해석된다.

<표 6> 가설 2의 회귀분석 결과

$$Taxavo_t = \beta_0 + \beta_1 IACS19_t + \beta_2 IACS20_t + \beta_3 IACS22_t + Control\ variable + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	CETR	GETR	DDBTD	BTD
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IACS19</i>	0.045*** [2.787]	0.053*** [4.408]	0.010*** [3.168]	0.009*** [2.951]
<i>IACS20</i>	0.005 [0.464]	0.004 [0.458]	-0.004* [-1.651]	-0.004* [-1.753]
<i>IACS22</i>	-0.001 [-0.118]	-0.007 [-0.937]	-0.005** [-2.419]	-0.004** [-2.229]
<i>CHAH</i>	-0.027*** [-2.736]	-0.023*** [-2.744]	-0.003 [-1.346]	-0.003 [-1.539]

93) Balakrishnan et al. *op. cit.*, 2019, pp.45~69.

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>DDBTD</i>	<i>BTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BIG4</i>	0.001 [0.157]	0.006 [1.090]	0.000 [0.007]	0.000 [0.227]
<i>SPECA</i>	0.003 [0.351]	-0.002 [-0.377]	0.001 [0.395]	-0.000 [-0.037]
<i>GCOM</i>	0.003 [1.286]	0.003 [1.249]	0.001 [1.599]	0.001 [1.470]
<i>SIZE</i>	-0.020*** [-5.170]	-0.021*** [-6.133]	-0.004*** [-4.559]	-0.003*** [-3.498]
<i>MTB</i>	-0.009*** [-3.687]	-0.001 [-0.623]	-0.002*** [-2.977]	-0.002*** [-3.228]
<i>LEV</i>	-0.099*** [-4.676]	-0.049*** [-2.720]	-0.004 [-1.059]	-0.004 [-0.939]
<i>PPE</i>	0.104*** [4.384]	0.119*** [5.944]	0.023*** [4.532]	0.013*** [2.621]
<i>R&D</i>	0.373*** [4.144]	0.423*** [5.190]	0.142*** [5.124]	0.138*** [5.016]
<i>NOL</i>	0.005** [2.310]	-0.004** [-2.149]	0.003*** [7.480]	0.003*** [8.491]
<i>DA</i>	0.099*** [2.843]	0.102*** [3.449]	-0.073*** [-7.640]	0.045*** [4.900]
<i>ROA</i>	0.873*** [13.356]	0.595*** [11.951]	0.362*** [18.404]	0.370*** [19.489]
<i>Zscore</i>	0.012* [1.915]	0.033*** [6.345]	0.010*** [7.329]	0.010*** [7.204]
<i>MOC</i>	-0.004 [-0.642]	-0.001 [-0.261]	-0.000 [-0.381]	-0.001 [-0.430]
<i>OWN</i>	-0.039* [-1.908]	-0.007 [-0.414]	-0.000 [-0.119]	-0.002 [-0.393]
<i>FOR</i>	-0.047* [-1.705]	-0.046* [-1.828]	-0.026*** [-3.421]	-0.029*** [-3.861]
<i>OUT</i>	-0.018 [-1.083]	-0.021 [-1.424]	-0.002 [-0.646]	-0.002 [-0.628]
<i>AGE</i>	0.002 [0.412]	0.003 [0.813]	0.001 [0.890]	0.001 [1.113]
<i>MKT</i>	-0.011 [-1.493]	-0.009 [-1.331]	-0.005*** [-3.185]	-0.005*** [-3.321]

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>DDBTD</i>	<i>BTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PAD</i>	-0.012* [-1.697]	-0.006 [-0.978]	-0.002 [-1.209]	-0.002 [-1.169]
<i>Intercept</i>	0.313*** [2.898]	0.332*** [3.685]	0.087*** [3.974]	0.069*** [3.243]
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.129	0.108	0.236	0.297
F Value	15.48***	14.24***	17.87***	20.89***
<i>N</i>	7,330	7,330	7,330	7,330

주1) 변수 정의는 <표 4>에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 []의 수치는 군집성을 통제하기 위한 개별기업에 대한 클러스터링이 조정된 t 값임.

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

기타 통제변수의 결과는 앞서 <표 5>의 경우와 대체로 유사한 것으로 나타났다.

5. 가설 3에 대한 다변량 회귀분석 결과

<표 7>은 가설 H3을 검증하기 위해 식(3) 및 식(4)의 연구모형을 이용한 다변량 회귀분석의 결과를 보고하였다. 표의 상단에는 식(3)을 이용한 결과이고, 표의 하단에는 식(4)를 이용한 결과를 각각 보고하였다. 지면상 통제변수의 결과는 별도로 보고하지 않고, 관심변수를 중심으로 제시하였다. 표의 보고방식은 앞서와 유사하다. 가설 H3과 관련해서 식(3)에서의 관심변수는 상호작용변수인 $IACS \times CHAH$ 이다.⁹⁴⁾

94) <표 7>의 회귀분석 결과에서 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 앞서와 같이 VIF 값으로 확인하였다. 상단에 보고된 식(3)의 모형식을 이용한 경우 추정모형(1)~(4)에서 VIF 값이 가장 높았던 변수는 모두 IACS로 그 값은 3.42였다. 따라

<표 7> 가설 3의 회귀분석 결과

$$Taxavo_i = \beta_0 + \beta_1 IACS_i + \beta_2 CHAH_i + \beta_3 IACS_i \times CHAH_i + Control\ variable + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_i \quad (3)$$

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	CETR	GETR	DDBTD	BTD
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IACS</i>	0.003 [0.315]	-0.001 [-0.137]	-0.002 [-1.286]	-0.002 [-1.341]
<i>CHAH</i>	-0.030** [-2.388]	-0.028** [-2.489]	-0.001 [-0.311]	-0.001 [-0.609]
<i>IACS × CHAH</i>	0.007 [0.360]	0.010 [0.651]	-0.006 [-1.546]	-0.005 [-1.242]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.127	0.105	0.233	0.295
F Value	15.48***	13.76***	17.77***	20.98***
<i>N</i>	7,330	7,330	7,330	7,330

주1) 변수 정의는 <표 4>에 보고한 사항과 같음.

주2) 괄호 []의 수치는 군집성을 통제하기 위한 개별기업에 대한 클러스터링이 조정된 t 값임.

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

<표 7>의 결과를 살펴보면, CHAH는 종속변수 중 ETR 계열(CETR, GETR)에 대해 주로 유의한 음(-)의 값이 나타나 전년 대비 감사시간이 증가할수록 조세회피 수준은 억제되었다. 그러나 관심변수 $IACS \times CHAH$ 는 종속변수인 조세회피 측정치(CETR, GETR, DDBTD, BTD)에 상관없이 통계적으로 유의한 값은 관찰되지 않았다. 이러한 결과로 볼 때, 내부회계관리제도의 감사 도입에서 감사인의 추가적인 감사노력이 조세회피를 억제한다기 보다는 내부회계관리제도 감사의무화 자체에 기인한 영향이 조세회피 억제에 더 중요한 변수임을 시사한다. 그러한 점에서 내부회계관리제도 감사가

서 <표 7>의 결과 역시 설명변수 간에 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

도입된 이후 기업의 조세회피 수준은 감사시간이 증가할수록 낮아질 것으로 예상한 가설 3은 지지된 증거를 보이지는 않았다.

6. 추가분석 결과

본 절의 첫 번째 추가분석에서는 앞서 가설 H3에 대해 감사노력 대신 주기적 감사인 지정제의 도입기업 여부에 따라 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계가 다른지를 알아보고자 한다. 신외부감사법 개정으로 3대 회계제도 중 하나가 주기적 감사인 지정제의 도입이다. 선행연구에 의하면, 주기적 지정제가 도입된 기업은 그렇지 않은 경우에 비해 도입 이후 감사인의 감사시간 및 감사보수 모두 유의하게 증가한 것으로 나타났다(김현정·유승원 2022).⁹⁵⁾ 따라서 본 절에서는 내부회계관리제도의 감사대상기업이 주기적 감사인 지정대상 기업일 때 조세회피의 억제효과가 강화되는지 알아보고자 한다. 이를 위해 식(1)의 모형에 $IACS \times PAD$ 의 상호작용변수를 추가로 고려하여 별도의 회귀분석을 수행하였다. 이와 관련한 다변량 회귀분석의 결과를 <표 8>에 보고하였다. 지면상 관심변수를 중심으로 제시하였다. 표의 보고방식은 앞서 <표 7>과 유사하다.

<표 8> 추가분석 결과 1 : 조절효과로 PAD를 이용한 경우

$$Taxavo_i = \beta_0 + \beta_1 IACS_i + \beta_2 PAD_i + \beta_3 IACS_i \times PAD_i + Control\ variable + \sum YD + \sum IND + \varepsilon_i \quad (5)$$

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	CETR	GETR	DDBTD	BTD
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IACS</i>	0.003 [0.340]	0.002 [0.317]	-0.003* [-1.673]	-0.003 [-1.598]

95) 김현정·유승원, “주기적 감사인 지정이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『회계저널』 제31권 제1호, 한국회계학회, 2022, 49~83면.

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	CETR	GETR	DDBTD	BTD
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PAD</i>	-0.015 [-1.328]	-0.002 [-0.238]	-0.001 [-0.615]	-0.001 [-0.520]
<i>IACS</i> × <i>PAD</i>	0.004 [0.256]	-0.007 [-0.575]	-0.001 [-0.329]	-0.001 [-0.431]
<i>Control variable</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm
Adj. R ²	0.127	0.105	0.233	0.295
F Value	15.49***	13.66***	17.79***	20.99***
<i>N</i>	7,330	7,330	7,330	7,330

주1) 변수 정의는 <표 4>에 보고한 사항과 같음. 단, PAD = t년도 주기적 감사인 지정 기업에 해당하면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호 []의 수치는 군집성을 통제하기 위한 개별기업에 대한 클러스터링이 조정된 t 값임.

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

<표 8>의 결과를 살펴보면, 관심변수 *IACS* × *PAD*는 종속변수인 조세 회피 측정치(CETR, GETR, DDBTD, BTD)에 관계없이 통계적으로 유의한 값은 관찰되지 않았다. 이는 내부회계관리제도의 감사와 조세회피 수준의 관계에 주기적 감사인 지정대상 여부가 유의미한 영향을 미치고 있지는 않음을 시사한다.

본 절의 두 번째 추가분석에서는 앞서 가설 H3에 대해 감사노력 대신 산업전문감사인인 감사한 경우에 따라 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 어떤 조절효과로 영향을 미치는지를 추가로 알아보고자 한다. 산업전문감사인(industry specialization)은 특정 산업에 속한 기업들을 반복적으로 감사를 수행함으로써 축적된 전문성을 가지고 있다. 그러한 점에서 산업전문감사인을 분석한 연구들은 감사인의 산업전문성은 축적된 지식 및 경험을 바탕으로 회계감사를 보다 효율적으로 수행할 수 있어 고품질의 서

비스를 제공할 가능성이 있다고 주장한다(Mayhew and Wilkins 2003 ; 최승욱 2017 등).⁹⁶⁾ 그런데, 산업전문감사인과 조세회피의 관계를 분석한 김은희 · 김임현(2017)⁹⁷⁾은 산업전문감사인이 감사하면 그렇지 않은 경우보다 조세회피 수준이 오히려 증가한다는 결과를 보고하였다. 따라서 본 절에서는 내부회계관리제도의 감사와 조세회피의 관계에 산업전문감사인이 어떤 조절효과 역할을 하는지 알아본다. 이를 위해 식(1)의 모형에 IACS × SPECA의 상호작용변수를 추가로 고려하여 회귀분석을 수행해 보았다. 이에 대한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 9>에 보고하였다. 표의 보고방식은 앞서 <표 8>과 유사하다.

<표 9> 추가분석 결과 2 : 조절효과로 SPECA를 이용한 경우

$$Taxavo_i = \beta_0 + \beta_1 IACS_i + \beta_2 SPECA_i + \beta_3 IACS_i \times SPECA_i + Control\ variable + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_i \quad (7)$$

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	CETR	GETR	DDBD	BTD
	(1)	(2)	(3)	(4)
IACS	0.004 [0.443]	-0.001 [-0.180]	-0.004** [-2.064]	-0.004** [-2.076]
SPECA	0.003 [0.340]	-0.006 [-0.791]	0.000 [0.080]	-0.001 [-0.382]
IACS × SPECA	0.001 [0.049]	0.011 [1.056]	0.002 [0.684]	0.002 [0.867]
Control variable	Yes	Yes	Yes	Yes
Fixed-Effects	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry	Year and Industry
Clustered SEs	Firm	Firm	Firm	Firm

96) Mayhew, B. W. and M. S. Wilkins, Audit firm industry specialization as a differentiation strategy : Evidence from fees charged to firms going public, *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 22(2), American Accounting Association, 2003, pp.33~52 ; 최승욱, 앞의 논문, 2017, 1~34면.

97) 김은희 · 김임현, “감사인의 산업전문성과 조세회피”, 『회계저널』 제26권 제4호, 한국회계학회, 2017, 39~76면.

Variable	ETR 계열		BTD 계열	
	<i>CETR</i>	<i>GETR</i>	<i>DDBTD</i>	<i>BTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Adj. R ²	0.127	0.105	0.233	0.295
F Value	15.49***	13.88***	17.79***	21.01***
N	7,330	7,330	7,330	7,330

주1) 변수 정의는 <표 4>에 보고한 사항과 같음. 단, SPECA = t년도 산업전문감사인 (총자산 기준 시장점유율이 20% 이상)이 감사하면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호 []의 수치는 군집성을 통제하기 위한 개별기업에 대한 클러스터링이 조정된 t 값임.

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

<표 9>의 결과를 살펴보면, 관심변수 IACS × SPECA는 종속변수인 조세회피 측정치에 상관없이 유의한 값이 나타나지 않았다. 이 결과는 내부회계관리제도의 감사와 조세회피 수준의 관계에는 산업전문감사인 여부가 별다른 영향을 미치고 있지는 않음을 시사한다.

V. 결 론

본 연구는 신외부감사법 개정에 따라 2019년부터 2022년까지 단계적으로 시행된 내부회계관리제도의 감사의무화 도입이 감사품질 제고 외에도 조세회피 억제에 효과성이 있는지를 분석하였다. 또한 내부회계관리제도의 감사 도입 시기(즉 자산규모)에 따라 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계가 차별적인지에 대해서도 알아보았다. 그리고 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 감사인의 감사노력(예로, 감사시간의 증감율)이 조절효과와 역할을 하는지 살펴보았다. 이를 위해 조세회피 측정치는 ETR 계열(현금 유효세율, GAAP 유효세율)과 BTD 계열(재량적 BTD, BTD)의 네 가지를 이용

하였다. 또한 분석방법은 시차를 고려한 이중차감법(staggered DID)이 사용되었다. 분석기간 2017년부터 2023년까지 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 7,330개 기업/연 자료를 이용하여 분석한 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 내부회계관리제도 감사의 도입 이후가 이전인 검토보다 조세회피 수준이 유의하게 감소하였다. 다만, 앞서의 효과는 ETR 계열보다는 LTD 계열에서 주로 관찰되었다. 이는 내부회계관리제도 감사와 조세회피 간의 음(-)의 관계는 조세회피 측정방법에 따라 민감하다는 것을 시사한다. 둘째, 내부회계관리제도 감사의 도입 시기(대기업, 중대기업, 중소기업)를 고려하여 분석한 결과, 앞서의 결과는 주로 내부회계관리제도의 감사가 도입된 이후 중대기업(자산규모 5천억원 이상~2조원 미만) 및 중소기업(자산규모 1천억원 이상~5천억원 미만)은 조세회피가 유의하게 감소한 반면에, 대기업(자산규모 2조원 이상)은 오히려 조세회피가 유의하게 증가하였다. 이러한 결과는 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화가 조세회피 측면에서 균일한 효과를 미친다기보다는 자산규모별로 차별적인 영향을 미치고 있음을 시사한다.

셋째, 감사인의 감사시간이 증가할 때 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 조절효과의 역할을 하는지 알아본 결과에 의하면, 내부회계관리제도 감사와 조세회피의 관계에 감사인의 감사시간은 중요한 조절효과로 작용하지는 않는 것으로 나타났다. 한편으로, 이러한 결과는 감사인의 추가적인 감사노력보다 내부회계관리제도 감사 자체가 조세회피 억제에 더 중요한 변수임을 시사한다.

이상의 본 연구결과는 내부회계관리제도의 감사 도입이 조세회피에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 도입 시기, 즉 자산규모(대기업, 중대기업, 중소기업)별로 조세회피 억제에 미치는 효과성에 차이가 있다는 것을 보여주고 있다. 이러한 발견은 규제당국에게 두 가지 측면에서 시사점을 제공한다. 첫째, 신외부감사법 개정에 따라 시행된 내부회계관리제도의 감사 도입은 감사품질 제고 외에도 조세회피 감소에 실효성이 있음을 시사한다. 둘째, 조세회피 측면에서 내부회계관리제도 감사 도입의 효과성은 자산규모(대기업, 중대기

업, 중소기업)에 따라 차이가 있음을 본 연구결과는 시사해 주고 있다. 특히, 자산규모가 큰 대기업보다는 주로 중대기업 및 중소기업에서 내부회계관리제도 검토에서 감사로의 인증수준 강화는 조세회피 억제에 효과성이 있는 것으로 나타났다. 그리고 기업의 조세회피 억제에 감사인의 감사시간의 증가보다는 내부회계관리제도 감사 자체가 더 효과성이 있다는 본 연구결과 역시 규제당국에게 해당 제도 도입의 실효성 판단에 시사점을 제공한다. 아울러, 선행연구들은 내부회계관리제도 감사의 도입과 감사노력(예로, 감사보수, 감사시간)의 관계를 살펴보거나(강민지·배성호 2022 ; 안종훈·최수미 2023) 또는 감사품질(재량적 발생액) 측면에서 살펴본 연구들은 있으나, 내부회계관리제도 감사의 도입과 조세회피의 관계를 직접 살펴본 연구는 찾아보기 어렵다. 그러한 점에서 본 연구의 발견은 내부회계관리제도의 감사와 관련된 이전 문헌에 새로운 증거를 제공한다.

앞서와 같은 실증적 발견에도 불구하고, 다음과 같은 분석상의 한계 역시 존재한다. 첫째, 식(1)부터 식(3)까지의 가설 검증에 사용된 연구모형에서 추가로 고려하지 못한 생략변수의 문제는 남아 있다. 둘째, 본 연구의 종속변수인 ETR 계열 및 BTD 계열의 경우 그 측정상에 세전이익, 과세소득 그리고 ETR 값이 모두 양(+)인 기업만 표본의 대상으로 분석되었다. 이러한 측면은 조세회피의 연구들에서 가지는 측정상의 한계로서 수익성이 있는 기업이 주로 분석 대상이 된다는 점에서 자기선택의 편의 문제가 있을 수 있다. 셋째, 본 연구는 내부회계관리제도 감사 도입의 효과성을 조세회피 측면에서 주로 살펴보았다. 그러나 내부회계관리제도의 인적자원 특성이 조세회피와 어떤 체계적인 관계가 있는지에 대해서는 자료상의 한계로 다루지 못하였다. 넷째, 본 연구의 가설 2의 결과에서 대기업은 중대기업과 중소기업과 달리, 내부회계관리제도 감사 도입 이후 상대적으로 조세회피 수준이 증가하는 것으로 나타났다. 이와 관련된 사항은 또 다른 연구주제라는 점에서 본 연구는 이에 대한 원인 규명을 하지 못한 측면이 있다. 이러한 측면의 연구 역시 향후 분석될 필요가 있으므로, 후속연구에서 다루어지길 기대한다.

參 考 文 獻

1. 국내 문헌

- 강민지 · 배성호, “내부회계관리제도 감사가 외부감사인의 감사노력에 미치는 영향”, 『국제회계연구』 제104호, 한국국제회계학회, 2022.
- 강정연 · 고종권, “기업지배구조가 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제39권 제1호, 한국회계학회, 2014.
- 강주훈 · 최미화, “회계이익과 과세소득의 차이와 이익성장성 : 비정상적 LTD와 정상적 LTD를 중심으로”, 『재무와 회계정보저널』 제10권 제3호, 한국회계정보학회, 2010.
- 구본승 · 안성희, “내부회계관리제도에 대한 감사와 인력 · 전담조직 · 교육에의 투자가 이익조정에 미치는 영향”, 『세무회계연구』 제70권, 한국세무회계학회, 2021.
- 권수영 · 이한상 · 최종학, “감사품질의 결정요인과 경제적 효과에 대한 비판적 검토”, 『회계학연구』 제38권 제2호, 한국회계학회, 2013.
- 금융감독원, “내부회계관리제도 외부감사 철저한 대비 필요 — 자산 2조원 이상 대형 상장사는 '19년부터 본격 시행”, 2018. 12. 27. 보도자료.
- _____, “내부회계관리제도 외부감사의 원활한 정착 지원을 위한 적용 사례 마련”, 2021. 1. 29.
- 금융위원회, “내부회계관리제도 감사 · 감리의 안정적 정착을 위해 내부회계관리제도 감리 로드맵을 마련하였습니다”, 2017. 7. 12. 보도자료.
- _____, “중소기업에 과도한 부담을 주던 회계규제는 대폭 개선하되, 회계투명성은 유지해 나가겠습니다. — 중소기업 회계부담 합리화 방안 마련”, 2022. 10. 5. 보도자료.
- 기은선, “기업의 사회적 책임활동이 조세회피 및 조세회피에 대한 시장반응에 미치는 영향”, 『세무학연구』 제29권 제2호, 한국세무학회, 2012.
- 김상명 · 박성욱 · 정희선, “경영자의 자기과신 성향이 조세회피에 미치는 영향”, 『세무와 회계저널』 제20권 제6호, 한국세무학회, 2019.
- 김선미 · 유승원 · 홍준용, “기업지배구조가 조세회피와 이익조정 간 관계에 미치

- 는 영향’, 『세무와 회계저널』 제21권 제5호, 한국세무학회, 2020.
- 김용기 · 박성욱 · 김서현, “ESG, 경영전략과 조세회피”, 『세무와회계저널』 제23권 제5호, 한국세무학회, 2022.
- 김은희 · 김임현, “감사인의 산업전문성과 조세회피”, 『회계저널』 제26권 제4호, 한국회계학회, 2017.
- 김태중 · 유용근 · 이상혁, “내부회계관리제도 감사가 재무제표 감사품질에 미치는 영향”, 『회계저널』 제30권 제6호, 한국회계학회, 2021.
- 김현정 · 유승원, “주기적 감사인 지정이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『회계저널』 제31권 제1호, 한국회계학회, 2022.
- 문두철 · 박우진 · 이상일, “내부회계관리제도 담당 인력의 특성이 회계정보의 신뢰성에 미치는 영향 : 감리지적을 중심으로”, 『세무와회계저널』 제13권 제4호, 한국세무학회, 2012.
- 박성원 · 고종권 · 김영철, “재무적 제약과 조세회피”, 『회계저널』 제23권 제4호, 한국회계학회, 2014.
- 박종일 · 김수인, “세무위험 및 조세회피가 기업신용등급과 타인자본비용에 미치는 영향”, 『세무와 회계저널』 제20권 제2호, 한국세무학회, 2019.
- _____, “경영자의 과신성향이 재무적 제약과 조세회피에 미치는 영향”, 『세무와 회계저널』 제21권 제2호, 한국세무학회, 2020.
- 박종일 · 이윤정, “경영자 과신성향 및 기업지배구조가 조세회피에 미치는 영향 : ESG 평가를 중심으로”, 『세무학연구』 제39권 제1호, 한국세무학회, 2022.
- _____, “감사시간, 감사보수 및 시간당보수의 증가가 조세회피에 미치는 영향”, 『세무와 회계 연구』 제13권 제1호, 한국세무사회 부설 한국조세연구소, 2024.
- 박종일 · 정선문 · 이윤정, “내부회계관리제도의 감사가 감사노력(실제와 표준감사시간의 차이)과 감사품질에 미치는 영향”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제66권 제2호, 한국공인회계사회, 2024.
- 박종일 · 지승민, “기업의 세무보고 공격성 여부가 회사채 신용등급에 영향을 주는가?”, 『회계저널』 제25권 제3호, 한국회계학회, 2016a.
- _____, “세무보고 공격성이 감사인이 인지한 기대감사시간, 실제 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『회계저널』 제25권 제2호, 한국회계학회, 2016b.
- 박한순, “과세소득의 측정 및 감사노력과 조세회피의 관계”, 『회계연구』 제19권

제5호, 대한회계학회, 2014.

박한순 · 이종필 · 정균채, “감사노력과 기업의 조세회피”, 『회계연구』 제18권 제1호, 대한회계학회, 2013.

서윤석 · 한중수 · 신보선 · 안정인, “내부회계관리제도에 대한 인적자원 투자와 외부감사에 관한 연구 : 직급별 감사시간과 감사품질을 중심으로”, 『회계학연구』 제43권 제1호, 한국회계학회, 2018.

안중훈 · 최수미, “내부회계관리제도 감사가 감사품질에 미치는 영향 : 감사노력에 따른 영향을 중심으로”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제65권 제2호, 한국공인회계사회, 2023.

유현수 · 최규담 · 김새로나, “기업의 이익투명성이 조세회피 수준에 미치는 영향”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제59권 제3호, 한국공인회계사회, 2017.

윤 회 · 김응길 · 노희천, “내부회계관리제도 감사가 이익조정에 미치는 영향 : 내부회계담당 인력의 역할”, 『세무와 회계저널』 제23권 제2호, 한국세무학회, 2022.

이정희 · 이유선 · 전규안, “실제감사시간과 표준감사시간의 차이가 조세회피에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제48권 제1호, 한국회계학회, 2023.

이준일 · 선우혜정 · 최종학, “기업지배구조가 내부회계관리 담당인력 숫자에 미치는 영향”, 『회계저널』 제20권 제5호, 한국회계학회, 2011.

_____, “내부통제제도에 대한 선행연구의 정리와 미래 연구 방향의 제안”, 『회계학연구』 제41권 제5호, 한국회계학회, 2016.

전규안 · 박종일, “공격적인 세무보고와 불투명한 재무보고의 관계”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제61권 제2호, 한국공인회계사회, 2019.

최승욱, “산업전문감사인의 감사보수와 감사시간에 영향을 미치는 산업특성 : 원가구조 동질성, 산업집중도 및 제품대체가능성을 중심으로”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제58권 제4호, 한국공인회계사회, 2017. 1.

최현섭 · 박상연, “이사회 및 감사위원회 특성과 조세회피의 관계”, 『회계정보연구』 제33권 제4호, 한국회계정보학회, 2015.

최현정, “내부회계관리제도 감사가 회계정보의 질에 미치는 영향”, 『산업경영연구』 제35권 제4호, 한국산업경제학회, 2022.

2. 국외 문헌

- Altman, E., Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, *Journal of Finance* 23(4), American Finance Association, 1968.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, W. R. Kinney Jr., and R. LaFond, The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity, *Journal of Accounting Research* 47(1), Wiley, 2009.
- Balakrishnan, K., J. L. Blouin, and W. R. Guay, Tax aggressiveness and corporate transparency, *The Accounting Review* 94(1), American Accounting Association, 2019.
- Bauer, A. M., Tax avoidance and the implications of weak internal controls, *Contemporary Accounting Research* 33(2), Canadian Academic Accounting Association, 2016.
- Chen, H., D. Yang, X. Zhang, and N. Zhou, The moderating role of internal control in tax avoidance : Evidence from a COSO-based internal control index in China, *The Journal of the American Taxation Association* 42(1), American Accounting Association, 2020.
- DeFond, M. and J. Zhang, A review of archival auditing research, *Journal of Accounting and Economics* 58(2-3), Elsevier, 2014.
- Desai, M. and D. Dharmapala, Corporate tax avoidance and high powered incentives, *Journal of Financial Economics* 79(1), Elsevier, 2006.
- Donohoe, M. P. and W. R. Knechel, Does corporate tax aggressiveness influence audit pricing?, *Contemporary Accounting Research* 31(1), Canadian Academic Accounting Association, 2014.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew, Long-run corporate tax avoidance, *The Accounting Review* 83(1), American Accounting Association, 2008.
- Edwards, A., C. Schwab, and T. Shevin, Financial constraints and cash tax savings, *The Accounting Review* 91(3), American Accounting Association, 2016.
- Frank, M. M., L. J. Lynch, and S. O. Rego, Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting, *The Accounting Review* 84(2), American Accounting Association, 2009.
- Guenther, D. A., S. R. Matsunaga and B. M. Williams, Is tax avoidance related to firm risk?, *The Accounting Review* 92(1), American Accounting Association, 2017.

- Hanlon, M. and J. Slemrod, What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reaction to news about tax shelter involvement, *Journal of Public Economics* 93(1-2), Elsevier, 2009.
- Hansen, V. J., The unintended consequences of internal controls reporting on tax decision making, *The Journal of the American Taxation Association* 42(1), American Accounting Association, 2020.
- Hasan, I., C. K. Hoi, Q. Wu, and H. Zhang, Beauty is in the eye of the beholder : The effect of corporate tax avoidance on the cost of bank loans, *Journal of Financial Economics* 113(1), Elsevier, 2014.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling, Theory of the firm : Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3(4), Elsevier, 1976.
- Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang, CEO overconfidence and stock price crash risk, *Contemporary Accounting Research* 33(4), Canadian Academic Accounting Association, 2016.
- Kim, J., Y. Li, and L. Zhang, Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm level analysis, *Journal of Financial Economics* 100(3), Elsevier, 2011.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley, Performance matched discretionary accruals measures, *Journal of Accounting and Economics* 39(1), Elsevier, 2005.
- Kubick, T. R. and A. N. S. Masli, Firm-level tournament incentives and corporate tax aggressiveness, *Journal of Accounting and Public Policy* 35(1), Elsevier, 2016.
- Mayhew, B. W. and M. S. Wilkins, Audit firm industry specialization as a differentiation strategy : Evidence from fees charged to firms going public, *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 22(2), American Accounting Association, 2003.
- Minnick, K. and T. Noga, Do corporate governance characteristics influence tax management?, *Journal of Corporate Finance* 16(5), Elsevier, 2010.
- Shevlin, T., O. Urcan, and F. P. Vasvari, Corporate tax avoidance and debt costs, *The Journal of the American Taxation Association* 42(2), American Accounting Association, 2020.
- Slemrod, J., The economics of corporate tax selfishness, *National Tax Journal* 57(4), National Tax Association, 2004.

<Abstract>

**Do Internal Accounting Control System Audits Reduce
Tax Avoidance?**

Park, Jong Il* & Sun-Moon, Jung** & Yun-Jeong, Lee***

This study examines whether the implementation of external audits for internal accounting control systems (IACS), progressively mandated by regulatory authorities based on firm size in 2019, 2020, and 2022, is effective in reducing tax avoidance in addition to improving audit quality. The study uses four proxies for tax avoidance : ETR metrics (cash effective tax rate, GAAP effective tax rate) and BTM metrics (discretionary BTM, total BTM). Analyzing data from publicly listed firms between 2017 and 2023, the key findings are as follows.

First, tax avoidance levels significantly decreased after the adoption of IACS audits compared to the pre-adoption period. However, this effect was primarily observed in the BTM metrics. Second, when considering the timing of adoption, the results indicate a reduction in tax avoidance primarily among medium-large firms (assets between KRW 500 billion and KRW 2 trillion) and medium-sized firms (assets between KRW 100 billion and KRW 500 billion) following the audit adoption. In contrast, large firms (assets exceeding KRW 2 trillion) exhibited an increase in tax avoidance. This suggests that the impact of transitioning from review to audit for IACS varies by firm size. Third, this study examined whether the relationship between IACS audits and tax avoidance is strengthened by increased audit hours. The findings reveal that audit hours do not serve as a significant moderating factor, indicating that the introduction of IACS audits, rather than additional audit effort, is the critical driver in reducing tax avoidance. These findings demonstrate that the implementation of IACS audits influences tax avoidance and that the effect differs based on the timing of

* Primary Author : Professor, School of Business, Chungbuk National University

** Corresponding Author : Assistant Professor, Department of Accounting, Dongguk University-Seoul

*** Co-Author : Ph. D. Candidate, School of Business, Chungbuk National University

adoption and firm size.

This study highlights that IACS audits affect not only audit quality but also tax avoidance. Moreover, the effectiveness of IACS audits in reducing tax avoidance varies according to firm size. These results contribute to the existing literature on IACS audits and their broader implications.

▶ **Key Words** : internal accounting control system audit, timing of adoption, firm size, tax avoidance, audit hours

