

신외감법 도입에 따른 초도감사와 세무서비스가 감사보수에 미치는 영향

김미정* · 이수준**

■ 목 차 ■

I. 서 론	67	III. 연구의 설계	88
II. 선행연구 및 연구가설	72	1. 변수정의	
1. 초도감사와 감사보수		2. 분석모형	
2. 감사인의 비감사서비스 제공과 감사보수		3. 표본선정	
3. 세무조정서비스의 특성과 감사보수에 대한 영향		IV. 실증분석 결과	97
4. 표준감사시간과 주기적 감사인 지정제의 도입		1. 기술통계량	
5. 연구가설		2. 상관관계	
		3. 다중회귀분석 결과	
		4. 추가분석 결과	
		V. 결 론	122

* 주저자 : 세종대학교 경영대학 박사과정

** 교신저자 : 세종대학교 경영대학 경영학부 조교수

*** 투고일 : 2025. 7. 1. 1차수정일 : 2025. 7. 24. 게재확정일 : 2025. 8. 18.

<국문초록>

본 연구는 2017년도에 개정 및 공포된 주식회사 등의 외부감사에 관한 법률(이하 ‘신외감법’) 시행 전후 및 주기적 감사인지정제도의 적용 여부에 따라 초도감사 및 세무서비스 제공 여부가 감사보수에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 실증분석결과, 첫째, 표준감사시간제도의 도입은 감사시간의 구조적 증가를 유도하였으며, 이에 따라 감사보수도 유의하게 상승하는 경향을 보였다. 또한, 세무서비스가 함께 제공된 경우, 시간당 감사보수가 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 주기적 감사인지정제도가 시행되면서 감사 계약의 자율성이 제한되고, 지정 감사인이 피감사기업에 대해 우월한 협상력을 보유하게 됨에 따라 전반적인 감사보수가 상승하는 결과가 나타났다. 특히, 세무서비스가 동시에 제공되는 경우, 이러한 감사보수의 상승 폭은 더욱 확대되어 나타났다. 셋째, 피감사기업이 주기적 감사인 지정기간이 종료되어 자율계약으로 전환된 경우, 초도감사 할인 현상이 재발생하였으며, 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 감사보수가 유의하게 증가하는 결과가 나타났다. 이는 자율계약 시장에서 감사인은 경쟁우위를 확보하기 위해 초기 보수 할인 전략(low-balling)을 채택하였고, 이는 전형적인 초도감사 할인 구조로 연결되었을 것으로 추측된다.

본 연구에서는 감사계약에 대한 제도적 변화와 더불어 피감사기업과 감사인 간의 계약 구조에서 감사보수에 영향을 미치는 비감사서비스인 세무서비스의 제공 여부가 감사보수 결정에 미치는 보완적 또는 대체적 관계를 규명하고 감사인과 피감사기업의 감사 계약의 경제적인 요인인 감사보수에 미치는 영향을 확인할 수 있다. 또한, 이러한 연구결과를 통해 감사계약에 영향을 미치는 정책당국의 제도 설계의 효과성을 확인하고, 감사인의 독립성 확보 및 감사품질 제고를 위한 정책적 방향 설정에 대한 기초자료로 활용될 수 있다는 점에서 실무적 의의도 가질 수 있다.

▶ **주제어** : 감사보수, 초도감사, 세무서비스, 표준감사시간제도, 주기적 감사인지정제

I. 서 론

최근 외부감사제도의 강화 및 회계투명성 제고를 위한 제도개편이 지속적으로 이루어지면서, 초도감사 환경에서의 감사보수 결정요인에 대한 관심이 높아지고 있다. 특히 2018년 외부감사법 전면 개정을 통해 표준감사시간제도와 주기적 감사인지정제가 도입되고 감사인의 자율선정과 지정 간구분이 제도화됨에 따라, 기업의 감사 계약 구조와 감사보수 결정에 대한 구조적 변화가 발생하게 되었으며 2019년과 2020년은 우리나라 외부감사제도에 있어 중대한 전환점으로 평가되고 있다.

표준감사시간제도는 2019년부터, 주기적 감사인지정제도는 2020년부터 각각 본격적으로 도입되었으며, 두 제도 모두 글로벌 기준에서도 유례를 찾기 어려운 새로운 시도이기 때문에 제도 시행에 따라 발생하는 여러 가지 현상들에 대해서는 계속 국내외 학계와 실무계의 주목을 받아왔다. 표준감사시간제도는 감사인의 감사투입시간을 일정 기준 이상으로 보장함으로써, 과거 감사시장에서 발생했던 저가수입 및 감사품질 저하 문제를 완화하고자 도입되었다. 기존 우리나라 감사시장은 피감사기업이 가격 결정 주도권을 행사하는 구조로, 감사인의 감사시간 및 감사보수가 충분히 확보되지 못하는 문제가 발생되었다. 그러나 동 제도 시행 이후 감사인은 정당한 감사시간을 확보함으로써 감사계약에서의 협상력이 강화되었으며, 이는 단순한 감사시간 증가뿐만 아니라 감사보수 수준에도 영향을 미치는 구조적 변화를 유도하였다. 한편, 주기적 감사 지정제는 상장사가 외부감사인을 일정 기간 자유롭게 선정한 후, 일정 기간은 금융당국으로부터 감사인을 지정받도록 하는 감사인의 독립성과 감사품질을 확보하고자 도입된 제도이다. 동 제도는 감사계약의 자율성과 강제성 간의 균형을 조정하면서 감사계약 환

경에 새로운 변수로 작용하고 있으며, 감사인 지정 이후 자율계약으로 전환되는 시점에서 감사보수의 재조정이나 협상구조 변화가 발생할 가능성도 높아지고 있다. 즉, 지정 기간이 종료되고 기업이 다시 자율적으로 감사인을 선택할 수 있게 되면, 감사시장에서의 경쟁이 재개되면서 감사인은 피감사기업과의 장기 계약을 유도하기 위해 보수 할인 전략을 선택할 가능성이 높아진다. 이는 초도감사에서 나타나는 정보 비대칭성과 유사한 상황이 자율계약 체제에서도 반복된다는 점에서, 지정 해제 이후의 감사 환경은 사실상 “초도감사 시장”과 유사한 구조를 나타낸다.

2025년을 기점으로 감사 계약 시장은 자유수임 대상이 된 상장사 비중이 64.1%에 달하며, 특히, 자산 2조 원 이상의 대형 상장사들이 시장에 복귀함에 따라 회계법인 간 감사 수임 경쟁이 과열되고 있다. 이에 따라 일명 Big4 회계법인의 자유수임 감사보수는 지정 감사보수에 비해 평균 1억 1,400만 원(약 20~30%) 낮아졌고, 일부는 지정 이전보다도 낮은 수준까지 하락하였다.¹⁾ 이러한 감사보수 인하 압력은 감사시간 축소, 인력 축소, 일부 감사절차 생략 등 감사품질 저하로 직결될 수 있다는 우려를 낳고 있다. 특히, 중소형 회계법인의 경우는 Big4 회계법인의 저가 수임 전략에 대응하기 위해 보수를 더욱 낮춰야 하는 이중고에 처해 있으며, 이는 시장 내 양극화를 심화시키고 회계법인의 지속가능성에도 위협이 되고 있는 상황이다. 이에 대해 한국공인회계사회 등 업계는 감사보수 덤핑이 회계개혁의 취지를 훼손할 수 있다고 지적하고 있으며, 금융감독원도 지정 감사 대비 과도하게 감사보수를 인하한 사례에 대해 품질관리 평가 및 특별감리를 예고하는 등 이에 대한 대응을 강화하고 있다.

이러한 감사계약에 대한 제도적 변화와 더불어, 피감사기업과 감사인 간의 계약 구조에서는 감사보수에 영향을 미치는 또 다른 요인으로 비감사서

1) 아시아경제 ““4000만원 깎아 드릴게요”... 회계법인 출혈경쟁에 감사보수 5년來 최저”, 2025. 5. 27. 기사, <https://www.asiac.co.kr/article/2025052616515773012>(검색일 : 2025. 6. 20.).

비스, 특히 세무서비스의 제공 여부가 중요한 변수로 대두되고 있다. 세무 서비스는 감사인의 독립성 훼손 우려와 동시에 정보교환에 따른 효율성 증가라는 이중적 특성을 가지며, 선행연구에서는 이러한 병행 제공 여부가 감사보수에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서 상반된 결과를 보고하고 있으며 지속적인 실증연구가 필요한 주제로 판단된다.

따라서 본 연구는 표준감사시간제도와 주기적 감사인지정제도의 도입이라는 제도적인 변화와 함께 기존 선행연구에서 상반된 연구결과를 제시하고 있는 감사인의 비감사서비스인 세무서비스 동시 제공 여부가 감사보수에 미치는 영향을 실증분석 함으로써 주기적 감사인지정제도 도입 이후 감사인과 피감사기업 간의 감사계약 환경의 구조적 변화를 파악하고, 감사보수 결정요인의 재조명을 통해 다음과 같은 분석을 진행하고자 한다. 첫째, 표준감사시간 도입 전후를 기준으로 감사인의 초도감사 및 세무서비스 동시 제공이 감사보수에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 둘째, 초도감사 여부 및 세무서비스 동시 제공 여부가 감사보수에 미치는 영향이 주기적 감사인지정제 대상 여부에 따라 어떠한 변화가 발생하였는지 실증한다. 셋째, 주기적 감사인지정제 해제로 자율계약으로 전환된 경우 초도감사 및 세무서비스 동시 제공이 감사보수에 미치는 영향을 실증하고자 한다.

실증분석결과, 다음과 같은 세 가지 주요 결과를 도출하였다. 첫째, 표준감사시간제도의 도입은 감사시간의 구조적 상승을 유도하였으며 감사보수가 유의하게 상승하는 경향을 보였으나, 표준감사시간제 도입 이후 초도감사 기업이 세무서비스를 함께 제공 받을 경우 시간당 감사보수에 유의한 양(+) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 주기적 감사인지정제도가 시행되면서 감사 계약의 자율성이 제한되고, 지정 감사인이 피감사기업에 대해 우월한 협상력을 보유하게 됨에 따라 전반적인 감사보수가 상승하는 결과가 나타났다. 특히 세무서비스가 동시에 제공되는 경우, 감사보수의 상승 폭은 더욱 확대되어 나타났다. 셋째, 피감사기업이 주기적 감사인 지정 기간 종료 된 후 자율계약으로 전환된 경우, 초도감사 할인 현상이 재차 발생

하였으며, 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 감사보수가 유의하게 증가하는 결과가 나타났다. 이는 자율계약 시장에서 감사인은 경쟁우위를 확보하기 위해 초기 보수 할인 전략(low-balling)을 채택하는 전형적인 초도감사 할인 구조로 연결되었을 것으로 추측된다.

본 연구는 2018년 외부감사법 전면 개정이라는 제도적 전환점을 중심으로 초도감사, 비감사서비스인 세무서비스, 그리고 주기적 감사인지정제도의 상호작용이 감사보수에 미치는 영향을 통합적으로 분석하였다. 이를 통해 피감사기업에 대한 감사인의 감사 및 비감사서비스인 세무서비스의 동시 제공이 감사계약 구조 및 보수 수준에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였으며, 기존 선행연구에서 나타난 혼재된 결과들을 제도적·상황적 맥락에서 해석함으로써 다음과 같은 선행연구와 차별화된 시사점을 제공할 수 있다.

첫째, 감사인이 세무서비스를 병행 제공하는 경우, 시간당 감사보수가 유의하게 상승한다는 점에서 감사계약 구조에 대한 경제적 유인의 왜곡 가능성에 대한 점을 시사하고 있다. 표준감사시간제도의 도입 이후, 초도감사 기업에서 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 보수가 유의하게 증가한 결과는, 감사인이 표준화된 감사시간 투입을 준수하는 환경 아래에서 비감사 서비스를 활용해 실질적인 수익 보전을 했을 가능성을 가질 수 있다. 이는 Frankel et al.(2002)²⁾의 연구에서 피감사기업에 대한 비감사서비스 제공이 감사인의 경제적 종속성을 심화시켜 독립성을 훼손하고, 감사품질을 저하시킬 수 있다는 견해와 일맥상통한다.

둘째, 주기적 감사인지정제 하에서 세무서비스가 병행 제공되는 경우 감사보수 상승 폭이 더 크게 나타나는 결과는, 감사인이 강제 지정 구조 내에서 감사 계약상의 협상력을 적극 활용하여 감사보수 외 추가 수익을 확보하려는 행태로 해석될 수 있다. 이는 감사 계약의 자율성이 제한된 제도적 환

2) Frankel, R.M., Johnson, M.F. and Nelson, K.K., The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management, *Accounting Review* 77(4), American Accounting Association, 2002, pp.71 ~ 105.

경에서 감사인의 수익 극대화 행태가 비감사서비스를 통해 실현되고 있음을 나타내고, 감사의 객관성과 품질에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 우려를 내포한다.

셋째, 감사인지정제도 종료 후 자율계약으로 전환된 기업에서 다시 초도감사 할인 현상이 나타나고, 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 보수가 유의하게 상승한 점은, 감사인이 전형적인 low-balling 전략을 통해 감사계약을 확보한 뒤 비감사서비스를 통해 보수를 보전하려는 유인을 가지고 있음을 나타낸다. 이러한 구조는 DeAngelo(1981)³⁾가 제시한 준지대(quasi-rent) 기반의 경제적 유인과 부합하며, 비감사서비스가 감사인의 독립성을 저해하고 감사품질을 저하시킬 수 있다는 전통적 비판과 그 맥락을 같이 할 수 있다.

끝으로, 감사 계약에 대한 제도적 변화와 더불어 피감사기업과 감사인 간의 계약 구조에서는 감사보수에 영향을 미치는 비감사서비스인 세무서비스의 제공 여부가 감사보수 결정에 미치는 보완적 또는 대체적 관계를 규명하고 감사인과 피감사기업의 감사 계약의 경제적인 요인인 감사보수에 미치는 영향을 확인할 수 있었다. 이러한 결과를 통해, 감사 계약에 영향을 미치는 정책당국의 제도 설계의 효과성을 확인하고, 감사인의 독립성 확보 및 감사품질 제고를 위한 정책적 방향 설정에 기초자료로 활용될 수 있다는 점에서 실무적 의의도 가질 수 있다.

3) DeAngelo, L. E., Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation, *Journal of accounting and Economics* 3(2), Elsevier, 1981, pp.113~127.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 초도감사와 감사보수

초도감사가 감사보수에 미치는 영향에 대한 선행연구의 결과는 크게 두 가지 상반된 시각으로 초도감사에서 감사보수가 오히려 높아질 수 있다는 주장과 감사보수가 할인된다는 주장이 존재하고 있다.

일반적으로 초도감사는 계속감사에 비해 감사위험이 높고, 감사인의 정보 비대칭이 크기 때문에 감사업무에 더 많은 시간과 노력이 소요되며, 이에 따라 감사보수가 증가할 수 있는 유인이 존재한다. 신규 고객을 수임하는 과정에서 감사인은 초기자료의 분석, 내부통제시스템의 이해, 위험평가 등 초도감사에만 요구되는 고정비 성격의 비용을 부담하게 된다. 이러한 초기 고정비용은 감사보수에 반영되어야 하며, 이는 감사보수 증가의 한 원인이 된다. 반면, 상반된 결과를 제시하는 실증연구는 초도감사에서 감사보수가 낮게 책정된다고 본다. DeAngelo(1981)⁴⁾는 초도감사를 진행할 때 발생하는 시작비용과 감사인의 향후 수익 기대를 고려할 때, 감사인은 장기적인 고객 확보를 목적으로 원가 이하의 보수로 계약을 체결할 유인이 있다고 보았다. 이러한 경우에 감사보수는 감소하지만, 동 현상을 장기계약을 통한 보수 회복 기대에 기반한 전략적 의사결정으로 판단하였다(Francis and Simon 1987 ; Ettredge and Greenberg 1990 ; Craswell and Francis 1999).⁵⁾ Ghosh

4) DeAngelo, L. E., *op. cit.*, 1981, pp.113~127.

5) Francis, J. R. and Simon, D. T., A test of audit pricing in the small-client segment of the US audit market, *Accounting Review* Vol.62 No.1, American Accounting Association, 1987, pp.145~157 ; Ettredge, M., and Greenberg, R., Determinants of fee

and Lustgarten(2006)⁶⁾은 감사시장 구조에 따라 초도감사보수 할인 폭이 달라질 수 있음을 제시하며, 소형 감사인 시장에서는 약 24%, 대형 감사인 시장에서는 약 4%의 할인율이 존재한다고 보고하였다. 이는 경쟁 강도가 할인 결정에 영향을 미친다는 점을 시사한다. 초도감사보수 할인의 존재를 제시하는 국내 연구로는 노준화 외 2인(2003)⁷⁾은 자유수입기업을 중심으로 초도감사보수 할인이 관찰됨을 보고하였으며, 이상철 외 2인(2011)⁸⁾은 감사인 교체 효과를 통제한 후에도 여전히 보수할인이 존재함을 실증적으로 검증하였다.

초도감사에서 감사보수가 오히려 상승할 수 있다는 시각은 감사인의 제도적 위치와 협상력에 기반을 둔다. Dye(1991)⁹⁾는 감사인이 피감사기업보다 협상력이 우월할 경우, 최초 계약 시점에서 원가 이상 수준의 보수를 확보할 수 있음을 제시하였다. 국내 연구에서도 노준화 외 2인(2003)¹⁰⁾은 지정감사기업의 경우 초도감사보수가 계속 감사보다 높은 수준으로 나타났음을 보고하였다. 이는 감사인지정제도에 따라 감사인의 교체가 불가피한 경우 감사인이 가격 협상에서 우위를 확보할 수 있기 때문이다. 또한, 복수 사업 연도에 동일 감사인을 유지하도록 하는 감사인 유지제도가 도입된 뒤, 예상

cutting on initial audit engagements, *Journal of accounting research* 28(1), Wiley-Blackwell, 1990, pp.198~210 ; Craswell, A. and J. Francis, Pricing of Initial Audit Engagements, *The Accounting Review* 74, American Accounting Association, 1999, pp.201~216.

6) Ghosh, A. and S. Lustgarten., Pricing of initial audit engagements by large and small audit firms, *Contemporary Accounting Research* 23(2), Canadian Academic Accounting Association, 2006, pp.333~368.

7) 노준화 외 2인, “지정감사인이 더 높은 감사보수를 받는가?”, 『회계학연구』 제28권 제4호, 한국회계학회, 2003, 177~202면.

8) 이상철 외 2인, “초도감사의 감사보수 할인 현상에 대한 실증연구”, 『회계·세무와 감사 연구』 제53권 제2호, 한국공인회계사회, 2001, 501~534면.

9) Dye, R. A., Informationally motivated auditor replacement, *Journal of accounting and economics* 14(4), Elsevier, 1991, pp.347~374.

10) 노준화 외 2인, 위의 논문, 2003, 177~202면.

되는 미래 경제적 이익을 감안하여 초도감사 단계에서 오히려 보수가 높아졌다는 결과도 제시되었다(노준화 외, 2004).¹¹⁾ 이상의 논의를 종합하면, 초도감사에서 감사보수가 할증되거나 할인되는지는 감사인의 협상력, 감사시장 구조, 계약 제도 등의 요인에 따라 달라질 수 있으며, 감사보수의 결정은 감사품질과 독립성 유지에 있어 중요한 역할을 한다. 특히, 초도감사보수 할인은 감사인의 로우볼링(low-balling) 전략과 연결되어 감사품질 저하 및 독립성 훼손이라는 부작용을 불러올 수 있다는 점에서 그 중요성이 더욱 부각되고 있다.

반면, 제도 환경의 변화가 감사보수의 구조적 결정에 영향을 미칠 수 있다. 특히, 초도감사와 같은 고위험 상황에서의 감사보수 책정은 제도적 요인을 함께 고려할 필요가 있다. 정진향·마희영(2014)¹²⁾은 국제회계기준(K-IFRS) 도입 이후 초도감사보수할인 관행에 구조적 변화가 있었는지를 분석하였다. K-IFRS 도입은 회계기준의 복잡성 증가와 재무정보의 공시범위 확대를 야기하며, 감사인의 업무량 및 위험부담을 증가시키는 요인으로 작용하였다. 그리고 K-IFRS 도입 이후 초도감사에서의 보수할인 관행이 완화되는 양상이 확인되었다. 이는 제도적 환경 변화가 감사인의 리스크 프리미엄의 반영 구조에 영향을 미치며, 감사보수의 상향 조정을 통해 초기 감사위험에 대응하려는 경향을 반영한 결과로 해석된다.

2. 감사인의 비감사서비스 제공과 감사보수

감사인의 비감사서비스 제공과 관련한 연구는 오랜 기간 학계와 실무에서 중요한 논점으로 다루어져 왔다. 특히 감사인이 피감사기업에 대해 감사

11) 노준화 외 2인, “감사인 유지제도가 감사보수에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제29권 제1호, 한국회계학회, 2004, 207~230면.

12) 정진향·마희영, “K-IFRS 도입이 초도감사 보수할인에 미치는 영향”, 『경영교육연구』 제29권 제2호, 한국경영교육학회, 2014, 181~202면.

와 비감사서비스를 동시에 제공하는 경우, 그 경제적 결과와 감사품질에 대한 이론적 및 실증적 분석은 크게 두 가지 상반된 관점으로 나뉜다. 하나는 지식 전이(knowledge spillover)를 통해 감사의 효율성과 품질이 향상되어 감사보수가 증가한다는 긍정적 관점이며, 다른 하나는 감사인의 독립성 훼손(independence impairment)으로 인해 회계정보의 신뢰성이 저하될 수 있다는 부정적 관점이다.

Simunic(1984)¹³⁾는 피감사기업이 감사와 비감사서비스를 동일 회계법인에 의뢰할 경우, 감사인은 비감사서비스 수행 과정에서 기업의 운영 특성과 산업에 대한 전문지식을 축적하게 되며, 이는 감사 과정에 긍정적인 영향을 미쳐 감사보수의 상승으로 이어질 수 있다고 주장하였다. 이러한 지식 전이 효과는 감사의 효율성과 효과성을 증대시켜 감사인이 경제적 지대를 획득할 수 있는 기반이 된다는 것으로 해석할 수 있다. Palmrose(1986)¹⁴⁾는 회계 및 세무 관련 비감사서비스가 감사보수에 양(+)의 영향을 미친다고 보고하며 유사한 주장을 뒷받침하였다. 국내 연구 중 라현주 외 2인(2016)¹⁵⁾은 비감사서비스의 동시 제공이 감사보수에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 도출하였으며, 권수영 외 2인(2004)¹⁶⁾은 세무조정 외의 비감사서비스가 감사품질을 높일 수 있다는 가능성을 실증적으로 제시하였다. 이들은 비감사서비스를 제공하는 과정에서 감사인의 기업 이해도가 향상되어 감사수행의 정밀성이 제고되고, 이로 인해 감사보수가 상승한다고 보았다.

13) Simunic, D. A., Auditing, Consulting and Auditor Independence, *Journal of Accounting Research* 22(2), Wiley-Blackwell, 1984, pp.679~702.

14) Palmrose, Z-V., The Effect of Non-Audit Services on the Pricing of Audit Services : Further Evidence, *Journal of Accounting Research* 24(2), Wiley-Blackwell, 1986, pp.405~411.

15) 라현주 외 2인, “비감사서비스의 제공이 감사품질에 미치는 영향 : 감사인 유형과 비감사서비스 유형을 중심으로”, 『경영학연구』 제45권 제1호, 한국경영학회, 2016, 259~293면.

16) 권수영 외 2인, “비감사서비스가 감사인의 독립성에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제29권 제2호, 한국회계학회, 2004, 249~280면.

반면, 비감사서비스가 감사보수에 영향을 미친다는 또 다른 시각은 감사인의 독립성 저하에 주목한다. 특히 감사인이 고수익의 컨설팅 서비스를 제공하는 상황에서 피감사기업의 경영진과 경제적 유착이 강화될 경우, 감사인은 회계적 이슈에 대한 비판적 판단을 유보하거나 경영자의 판단을 수용할 가능성이 있다는 우려가 제기된다(Becker et al. 1998).¹⁷⁾ 이와 같은 경제적 이해관계는 감사인의 외관상 독립성(perceived independence) 뿐만 아니라, 실제적 독립성(actual independence)까지 저해할 수 있으며, 이는 감사품질의 저하 및 투자자 신뢰의 약화로 이어질 수 있다. Frankel et al.(2002)¹⁸⁾은 비감사보수가 일정 비율을 초과할 경우 재량적 발생액이 증가하고, 주식수익률은 하락하는 경향이 나타난다고 분석하였다. 이는 시장이 비감사서비스 동시 제공을 부정적으로 평가하고 있으며, 실제로도 감사인의 독립성이 훼손되고 있음을 시사한다. Krishnan et al.(2005)¹⁹⁾ 역시 비감사서비스 제공 정도가 증가할수록 이익반응계수(Earnings Response Coefficient ; ERC)가 낮아진다는 결과를 통해 유사한 결론에 제시하였다.

실제 국내 감사 시장에서도 비감사서비스 제공에 대한 논의는 꾸준히 이어져 왔다. 특히 1990년대 이후 국내 회계법인의 컨설팅 수입이 급증하면서 투자자와 규제 당국의 우려가 커졌고, 이에 따라 2001년 비감사보수 공시 의무화, 2003년 공인회계사법 개정 등을 통해 특정 비감사서비스의 동시 제공을 제한하는 제도적 장치가 도입되었다.

그러나 이와 같은 두 가지 입장은 실증적으로 항상 일관된 결과를 보여 주지는 않았다. DeFond et al.(2002), Ashbaugh et al.(2003), 박종일 외 2인

17) Becker, C. L., M. DeFond, J. Jambalvo and K. R. Subramanyam, The effect of audit quality on earnings management, *Contemporary Accounting Research* 15(1), Canadian Academic Accounting Association, 1998, pp.1~24.

18) Frankel, R.M., Johnson, M.F. and Nelson, K.K., *op. cit.*, 2002, pp.71~105.

19) Krishnan, J., Sami, H. and Zhang, Y., Does the provision of nonaudit services affect investor perceptions of auditor independence?, *Auditing : A journal of practice & theory* 24(2), American Accounting Association, 2005, pp.111~135.

(2003)²⁰⁾의 연구에서는 비감사서비스의 제공이 재량적 발생액, 감사의견, 계속기업 가정 판단 등에 유의한 영향을 미치지 않는다고 보고하였다. Ashbaugh et al.(2003)²¹⁾은 특히 Frankel et al.(2002)²²⁾의 연구방법론에 대한 한계를 지적하며, 감사보수와 비감사보수 간의 관계는 보다 정교한 계약 구조 분석이 필요하다고 강조하였다. 이러한 계약구조 측면에서의 의미 있는 논의가 이루어진 연구로 Parkash and Venable(1993)²³⁾은 감사보수와 비감사보수는 원칙적으로 별개의 계약 단위에서 산정되어야 하지만, 실제 감사 시장에서는 감사보수와 비감사보수가 총액 기준으로 패키지 형태로 협상되는 경우가 많다는 점을 보고하였다. 이들은 총보수(total fees) 중에서 비감사보수의 비중이 클수록 감사보수가 경영자의 협상력 및 기업특성에 따라 결정될 가능성이 높다는 점을 주장하였다. Antle et al.(2006)²⁴⁾은 감사보수와 비감사보수 간의 상호보완성 가능성을 제기하며, 연립방정식 모형을 통해 계약 단위의 통합이 감사인의 경제적 유인 구조에 영향을 줄 수 있다고 분석하였다. 이러한 계약 통합 현상은 국내에서도 확인된다. 권수영 외 2인(2004)²⁵⁾도 총보수 대비 비감사보수 비율이 감사보수에 양(+)의 영향을 미친다는 실증결과를 제시하며, 이는 지식 전이와 함께 계약 통합이 동시에 작

20) DeFond, M., K. Raghunandan and K. Subramanyam., Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions, *Journal of Accounting Research* 40(4), Wiley-Blackwell, 2002, pp.1247~1274 ; Ashbaugh, H., R. Lafond and B. Mayhew, Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence, *The Accounting Review* 78(3), American Accounting Association, 2003, pp.611~639 ; 박종일 외 2인, “비감사서비스와 감사인의 독립성에 관한 연구”, 『회계학연구』 제28권 제4호, 한국회계학회, 2003, 141~176면.

21) Ashbaugh, H., R. Lafond and B. Mayhew, *Ibid.*, 2003, pp.611~639.

22) Frankel, R.M., Johnson, M.F. and Nelson, K.K., *op. cit.*, 2002, pp.71~105.

23) Antle, R., Gordon, E., Narayanamoorthy, G. and Zhou, L., The joint determination of audit fees, non-audit fees, and abnormal accruals, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 27(3), Springer, 2006, pp.235~266.

24) Antle, R., Gordon, E., Narayanamoorthy, G. and Zhou, L., *Ibid.*, 2006, pp.235~266.

25) 권수영 외 2인, 앞의 논문, 2004, 249~280면.

용하고 있다는 점을 제시하였다.

제도적 관점에서 살펴보면, 미국은 Enron 사태 이후 감사인의 독립성에 대한 신뢰가 크게 흔들리면서 2002년 Sarbanes-Oxley Act(SOX)를 제정하고, 감사인이 피감사기업에 제공할 수 있는 비감사서비스를 법적으로 엄격히 제한하였다. 이에 따라 감사보수와 비감사보수는 실질적으로 분리되었으며, 감사인의 독립성 확보를 위한 제도적 장치가 강화되었다(Ghosh and Pawlewicz, 2009).²⁶⁾ 반면, 한국은 공인회계사법 개정을 통해 유사한 규제를 도입하였지만, 세무서비스 등 일부 비감사서비스는 여전히 감사위원회의 사전 승인하에 허용되고 있어, 감사보수와 비감사보수가 연동될 가능성이 상존하고 있다. 이상의 선행연구들을 종합해보면 감사보수와 비감사서비스 간의 관계가 단순한 금액 수준을 넘어 감사인의 독립성, 감사품질, 계약구조 및 제도적 요인 등 다양한 차원에서 복합적으로 작용되고 있음을 확인할 수 있다.

3. 세무조정서비스의 특성과 감사보수에 대한 영향

세무조정서비스는 회계감사와 마찬가지로 법령에 따라 정기적으로 수행되며, 기업의 세무정보에 대한 깊이 있는 이해를 가능하게 한다는 점에서 감사 업무와 구조적으로 유사하다. 그러나 감사인이 해당 서비스를 통해 추가적인 고수익 업무(세무자문, 불복대리 등)를 수임할 가능성이 존재함에 따라, 잠재적인 이해 상충 가능성과 감사보수 결정의 왜곡 우려가 제기될 수 있다.

권수영 외 2인(2004)²⁷⁾은 세무조정을 제외한 비감사서비스가 재량적 발생액에 부정적인 영향을 미친다고 보았으나, 세무조정서비스 자체는 감사품

26) Ghosh, A. and R. Pawlewicz, The impact of regulation on auditor fees : Evidence from the Sarbanes-Oxley Act, *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 28(2), American Accounting Association, 2009, pp.171 ~ 197.

27) 권수영 외 2인, 앞의 논문, 2004, 249 ~ 280면.

질과 통계적으로 유의한 관련성을 보이지 않고 있음을 보고하였다. 이러한 결과는 감사인의 독립성이 유지되는 것으로 해석될 수 있지만, 세무조정서비스가 감사보수와의 결합을 통해 경제적 유착 구조를 형성할 수 있다는 다른 해석도 가능하다. 박범진·배기수(2013)²⁸⁾는 세무조정서비스의 제공 여부가 비정상 감사보수에 통계적으로 유의한 영향을 미친다고 실증하였다.

한국은 단일 장부 제도를 기반으로 과세소득을 산정하기 때문에 회계처리와 세무조정 간 상호작용이 강하게 작용한다(오광욱·정석우, 2010²⁹⁾). 이로 인해 세무조정서비스는 회계 정보의 신뢰성과 재무보고 품질에 직접적인 영향을 미칠 수 있으며, 감사와 세무서비스를 동일 감사인이 수행할 경우 보수 결정 과정이 상호 연결될 가능성이 있다. 정광화·기은선(2016)³⁰⁾의 연구에 따르면 비상장기업에서도 초도감사에 대한 보수 할인 현상이 발생하고 있으며, 세무조정서비스에서도 유사한 계약 전략이 작동할 수 있음을 시사한다. 김희규·신승모(2019)³¹⁾는 고액의 세무서비스 제공이 감사인의 전문성과 경험을 활용하여 이익조정을 억제할 수 있다는 긍정적인 측면을 지적하였으나, 이는 일정 수준 이상의 보수가 수반될 때에만 가능하며, 보수가 낮은 경우 오히려 감사품질 저하가 우려된다고 지적하였다. 이영한·윤성만(2011)³²⁾은 기업들이 외관상 독립성 훼손 우려에도 불구하고 감사인에게 세무서비스를 의뢰하는 경향이 있음을 밝혔으며, 이는 감사인이 세무서비

28) 박범진·배기수, “비감사서비스의 유형이 비정상 감사보수에 미치는 영향”, 『국제회계연구』 제52권, 한국국제회계학회, 2013, 101~120면.

29) 오광욱·정석우, “한계세율과 과세소득과 관련된 회계선택과의 관계”, 『세무학연구』 제27권 제4호, 한국세무학회, 2010, 43~79면.

30) 정광화·기은선, “비상장기업의 감사시장에 초도감사보수 할인현상이 나타나는가?”, 『회계·세무와 감사 연구』 제58권 제3호, 한국공인회계사회, 2016, 1~30면.

31) 김희규·신승모, “감사인제공 세무서비스가 기업의 실제이익조정 행위에 미치는 영향”, 『세무와 회계저널』 제20권 제3호, 한국세무학회, 2019, 137~164면.

32) 이영한·윤성만, “조세유인과 비조세유인이 기업의 외부감사인 제공 세무서비스 구매의사결정에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제36권 제2호, 한국회계학회, 2011, 185~219면.

스 제공을 통해 협상 우위를 가지게 됨을 의미한다.

이상에서와 같이 선행연구에서는 세무조정서비스를 포함한 비감사서비스가 감사보수 결정에 유의한 영향을 미치고 있으며 또한, 감사인의 경제적 유인을 통해 독립성이 훼손될 수 있는 가능성을 지적하고 있다.

4. 표준감사시간과 주기적 감사인지정제의 도입

2019년부터 국내에 도입된 표준감사시간제도는 감사품질 확보를 위한 제도적 장치로, 감사인이 기업에 대해 최소한의 감사시간을 확보하도록 의무화한 제도이다. 이는 감사보수를 둘러싼 과도한 경쟁으로 인해 감사시간이 과소 배분되는 문제를 해결하고자 마련되었다.

표준감사시간제도는 「외부감사법」 제16조의2 제1항에 의거, 감사업무 품질 제고 및 투자자 보호를 위해 감사인이 투입해야 할 표준 감사시간을 규정한다. 이는 과거 부실감사의 원인이었던 감사인의 낮은 독립성과 불충분한 감사시간 투입 문제를 해결하고, DeAngelo(1981)³³⁾의 감사품질 이론에서 강조하는 감사인의 ‘정당한 주의(Due Care)’를 강화하는 데 핵심적인 목적이 있다.

표준감사시간은 「외부감사법」에 따라 회계감사를 수행하는 감사인에게 적용되며, 특정 특수목적회사 등은 제외될 수 있다. 산정은 통계적 회귀분석 모형을 기반으로 기업규모, 업종, 연결 여부, 자회사 수, 위험계정 비중 등 다양한 요인을 고려한다. 회사는 특성과 사업 복잡성에 따라 11개 그룹으로 분류되며, 표준감사시간표와 가감요인을 통해 결정된다. 감사인 숙련도와 상한·하한이 적용되며, 내부회계관리제도감사 시간은 별도로 가산된다. 또한, 동일 감사인이 감사하는 종속회사 및 관계회사의 경우 기업규모 산정 시 조정이 가능하고, 복수 업종 영위 회사는 매출액 비중을 가중평균하여 산정한다.

33) DeAngelo, L. E., *op. cit.*, 1981, pp.113~127.

한국회계기준원(2018)은 표준감사시간제도의 도입이 감사절차의 적정 수행을 유도하고 감사인 책임을 명확히 하는 효과가 있다고 설명하였다. 표준감사시간제도는 감사인의 시간 투입 확대를 통해 감사품질을 높이려는 제도적 장치이나, 그 효과는 기업규모, 업종, 감사인의 대응방식에 따라 상이하게 나타나고 있으며, 기존 실증연구들은 전반적으로 감사시간과 감사보수의 동반 상승이 발생하였으며 이는 감사보수의 증가가 감사시간의 증가에 기인하였다고 보고하였다(정아름 외 2인, 2022).³⁴⁾

주기적 감사인지정제도는 외부감사인의 독립성을 강화하고 감사품질을 제고하기 위한 제도로써, 2017년 개정된 「주식회사 등의 외부감사에 관한 법률(이하 ‘신외감법’)」을 통해 도입되어 2020년부터 본격 시행되었다.

주기적 감사인 지정제도는 회사의 감사인 자유선임 원칙에 대한 예외로서, 증권선물위원회(금융감독원 위탁)가 감사인을 지정하는 제도이다. 이는 감사인의 독립성을 확보하고 감사 품질을 개선하기 위해 신(新) 외부감사법 개정을 통해 도입되었다. 주기적 지정 대상은 주권상장법인(코넥스 제외) 및 소유·경영 미분리 대형 비상장주식회사³⁵⁾에 해당하며, 연속하는 6개 사업연도 동안 감사인을 자유선임한 경우 다음 3개 사업연도의 감사인이 지정된다.

주기적 감사인 지정제도 시행 이후 회계투명성과 감사품질 제고라는 정책 목적의 실현 여부에 대한 실증적 연구들이 활발히 이루어지고 있다. 김현정·유승원(2022)³⁶⁾은 주기적 지정 감사인이 자유수임 감사인에 비해 더

34) 정아름 외 2인, “표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 미치는 영향 — 교섭력과 재정적 발생액의 변동을 중심으로 —”, 『회계·세무와 감사 연구』 제64권 제3호, 한국공인회계사회, 2022, 357~386면.

35) 직전 사업연도 말 자산 규모가 5천억 원 이상(단, 사업보고서 제출 또는 공정거래법상 공시대상 기업집단 소속 회사는 1천억 원 이상)인 비상장회사로서, 지배주주 및 특수관계자의 지분율이 50% 이상이고, 지배주주 및 특수관계자인 주주가 대표이사인 회사를 의미.

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

많은 감사시간을 투입하고 더 높은 감사보수를 수령하고 있다는 점을 실증적으로 제시하였다. 이들은 지정 감사인이 감사위험을 보다 엄격하게 인식하고 철저한 감사를 수행함으로써 감사시간과 보수가 모두 증가한다고 설명하였다. 또한, 초도감사 효과를 통제한 추가 분석에서도 지정 감사인의 감사시간과 보수가 자율교체 감사인보다 높은 수준임을 확인하여 지정제도의 효과성을 뒷받침하였다. 공경태(2025)³⁷⁾는 재량적 발생액을 활용하여 주기적 지정제 시행 이후 감사품질의 변화를 분석하였다. 그는 지정 1년차(2020년)에는 재량적 발생액이 증가하여 감사품질이 저하되는 경향을 보이지만, 2년차와 3년차에 이르러 감소하는 양상이 나타났다고 보고하였다. 이는 감사인의 기업 이해도 및 전문성 축적에 따라 감사품질이 개선되는 점을 시사한다. 박종일 외 2인(2023)³⁸⁾은 주기적 지정 감사인과 자율교체 감사인을 비교하여 실제감사시간이 표준감사시간 대비 얼마나 초과되었는지를 분석하였다. 그 결과, 지정 감사인이 자율 감사인에 비해 실제감사시간을 유의미하게 더 많이 투입한다는 증거는 관찰되지 않았으며, 이는 감사노력의 충분이 제도 시행 초기에는 제한적일 수 있음을 보여주었다.

한편, 감사인지정제도가 감사의견 구매 목적으로 이루어지는 감사인 변경을 억제하는 효과가 있다는 연구도 있다. 공경태(2021)³⁹⁾는 2018~2019년 도입 이전 기간과 2020년 도입연도를 구분하여 분석한 결과, 제도 시행 첫 해인 2020년에는 감사의견 구매 목적으로 이루어지는 감사인 교체가 유의하게 감소함을 확인하였다. 이는 감사인의 독립성 강화 효과를 간접적으로 보여주는 결과로 해석된다. 임유니·염승훈(2022)⁴⁰⁾은 주기적 감사인 지정

37) 공경태, “주기적 감사인 지정제가 재량적 발생액에 미치는 영향”, 『회계저널』 제34권 제1호, 한국회계학회, 2025, 1~42면.

38) 박종일 외 2인, “주기적 지정감사인이 표준 대비 실제감사시간을 보다 증가시키는가? 자율 교체 감사인과 비교를 중심으로”, 『회계학연구』 제48권 제4호, 한국회계학회, 2023, 97~143면.

39) 공경태, “감사의견구매 목적의 감사인 변경이 이익지속성에 미치는 영향”, 『회계정보연구』 제39권 제2호, 한국회계정보학회, 2021, 55~75면.

직전 연도에 기존 감사인의 감사보수 협상력(bargaining power)이 상승하는 현상을 발견하였으며, 이러한 현상을 기존 감사인이 향후 수입 가능성이 없음을 인식하고, 소송위험 회피 및 감사의견 충돌 방지를 위해 감사보수 산정에 보다 적극적으로 개입하는 결과로 해석하였다. 한편, 선우희연·이우중(2020)⁴¹⁾은 감사인지정제로 인해 피감사기업이 경험하는 소비자 잉여손실을 분석하였으며, 이로 인한 효용감소분이 695억 원에서 756억 원 수준임을 제시하였다. 이는 제도 시행이 피감사기업에 상당한 비용을 유발하고 있음을 나타내며, 감사품질 제고 효과와의 비용-편익 분석이 병행되어야 함을 강조하였다.

이상에서와 같이 선행연구에서는 주기적 감사인지정제에 대해서 감사인의 독립성 제고, 감사품질 향상, 감사보수 및 감사 시간 증가 등 긍정적인 효과를 실증적으로 입증하고 있으나 반면, 제도 시행 초기의 감사품질 저하, 기업의 효용 감소, 감사인의 제한된 감사노력 등 부정적인 측면도 같이 지적하고 있음을 확인할 수 있다.

5. 연구가설

표준감사시간제도의 도입은 감사인이 피감사기업에 대해 일정 수준 이상의 감사노력을 투입하도록 강제함으로써 감사보수의 구조적 상승을 유도하는 제도적 개입으로 평가된다. 특히 정보 비대칭성이 크고 감사위험이 높은 초도감사 환경에서는 이러한 제도의 효과가 보다 명확히 드러날 수 있으며, 이 과정에서 세무서비스의 제공 여부는 감사보수 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있는 요인으로 작용한다.

40) 임유니·염승훈, “주기적 감사인 지정제도를 통해 교체를 앞두고 있는 감사인의 협상력”, 『회계저널』 제31권 제1호, 한국회계학회, 2022, 85~128면.

41) 선우희연·이우중, “주기적 감사인 지정제의 이행비용 : 피감법인의 효용변화를 중심으로”, 『회계학연구』 제45권 제6호, 한국회계학회, 2020, 111~147면.

세무서비스 제공이 감사보수에 양(+)의 영향을 미칠 수 있다는 주장은 지식 전이(knowledge spillover) 효과를 기반으로 한다. Simunic(1984)⁴²⁾와 Palmrose(1986)⁴³⁾는 비감사서비스 수행 과정에서 감사인이 축적한 기업의 세무 및 회계 관련 정보가 감사업무의 효율성과 정확성을 제고하며, 이로 인하여 감사보수가 상승할 수 있음을 제시하였다. 국내 연구에서도 권수영 외 2인(2004)⁴⁴⁾은 세무조정 외 비감사서비스의 제공이 감사보수에 양(+)의 영향을 미친다고 보고하였다. 특히, Antle et al.(2006)⁴⁵⁾은 감사보수와 비감사보수의 계약 단위가 통합될 경우 상호보완적 관계를 통해 총보수가 상승할 수 있음을 실증적으로 밝혔다. 이러한 논의는 세무서비스 제공이 초도감사 기업의 감사보수 결정에 있어 보수 할증 요인으로 작용할 수 있음을 제시한다.

반면, 일부 연구에서는 세무서비스 제공이 감사보수를 오히려 할인시키는 방향으로 작용할 수 있음을 주장한다. DeAngelo(1981),⁴⁶⁾ Francis and Simon(1987),⁴⁷⁾ Ghosh and Lustgarten(2006)⁴⁸⁾ 등은 감사인이 초도감사에서 장기 고객 확보를 목적으로 로우볼링(low-balling) 전략을 사용할 유인이 있으며, 이 과정에서 세무서비스 수임을 통한 경제적 보전을 전제로 감사보수를 원가 이하로 책정할 가능성을 제기하였다. 박범진·배기수(2013)⁴⁹⁾는 세무조정서비스 제공이 비정상 감사보수에 유의한 영향을 미친다고 보고하며, 세무서비스 계약이 감사보수 할인 전략과 연계될 수 있음을 실증적으로 제시하였다. 특히, 국내 감사시장에서와 같이 비감사서비스가 감사보수 계약과

42) Simunic, D. A., *op. cit.*, 1984, pp.679~702.

43) Palmrose, Z-V., *op. cit.*, 1986, pp.405~411.

44) 권수영 외 2인, 앞의 논문, 2004, 249~280면.

45) Antle et al., *op. cit.*, 2006, pp.235~266.

46) DeAngelo, L. E., *op. cit.*, 1981, pp.113~127.

47) Francis, J. R. and Simon, D. T., *op. cit.*, 1987, pp.145~157.

48) Ghosh, A. and S. Lustgarten., *op. cit.*, 2006, pp.333~368.

49) 박범진·배기수, 앞의 논문, 2013, 101~120면.

패키지 형태로 협상되는 감사 계약 구조에서는 세무서비스 수입을 조건으로 감사보수를 낮추는 유인이 존재할 수 있다.

한편, 감사보수는 감사위험, 감사인의 평판, 기업 특성 등 감사 계약의 본질적 요인들에 의해 결정되며, 세무서비스의 제공은 감사보수에 유의한 영향을 미치지 않는다는 주장도 존재한다. DeFond et al.(2002), Ashbaugh et al.(2003)⁵⁰⁾ 등의 연구는 비감사서비스의 제공 여부가 재량적 발생액, 감사의견 등 감사품질 지표에 유의한 영향을 미치지 않는다고 보고하였다. Ashbaugh et al.(2003)⁵¹⁾은 감사보수와 비감사보수 간 관계 분석에서, 계약 단위가 분리되어 있는 구조에서는 세무서비스가 감사보수에 실질적인 영향을 미치지 않을 수 있다고 지적하였다. 박종일 외 2인(2003)⁵²⁾ 역시 국내 회계감사시장에서 세무조정서비스 제공이 감사보수에 유의한 영향을 미치지 않는다는 실증결과를 제시하였다.

이상의 논의를 종합하면, 표준감사시간제도 도입 이후 감사보수가 구조적으로 상승하는 환경에서, 세무서비스의 제공은 초도감사 기업의 감사보수에 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 이러한 상호작용 가능성을 바탕으로 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

H1 : 표준감사시간제 도입 이후, 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 제공 받는 경우 감사보수에 유의한 영향을 미칠 것이다.

주기적 감사인지정제도는 감사 계약 협상 구조에 구조적 변화를 초래하였으며, 특히 초도감사 상황에서 감사보수 결정에 중요한 영향을 미치는 요인으로 작용한다. 기존 연구에 따르면, 감사인이 지정되는 경우 자율교체와 달리 감사인의 협상력이 상대적으로 우위에 놓이게 되며, 이는 감사보수 할

50) DeFond et al., *op. cit.*, 2002, pp.1247~1274 ; Ashbaugh et al., *op. cit.*, 2003, pp.611~639.

51) Ashbaugh et al., *Ibid.*, 2003, pp.611~639.

52) 박종일 외 2인, 앞의 논문, 2003, 141~176면.

증의 요인으로 작용할 수 있다(Dye, 1991 ; 노준화 외 2인, 2003).⁵³⁾ 또한, 지정 감사제도에서 복수 연도에 걸쳐 감사계약이 지속될 수 있기 때문에, 감사인은 장기적 그리고 경제적 이익을 고려하여 초도감사 단계부터 원가 이상 수준의 보수를 요구할 유인이 존재한다(노준화 외, 2004).⁵⁴⁾

한편, 세무서비스는 회계감사와 유사하게 기업의 재무정보에 기반하여 수행되며, 감사인의 기업 이해도 제고 및 감사업무 효율성 향상에 기여할 수 있다. Simunic(1984), Palmrose(1986), Antle et al.(2006)⁵⁵⁾ 등은 세무서비스 제공이 감사보수에 양(+)의 영향을 미칠 수 있음을 이론적으로 제시하였으며, 국내 연구에서도 권수영 외 2인(2004)⁵⁶⁾은 실증 분석을 통해 세무조정 등 비감사서비스가 감사보수와 유의미한 양(+)의 관계를 가진다는 결과를 보고하였다.

특히, 감사인이 지정되는 환경에서는 세무서비스 제공 여부가 감사보수 결정에 있어 더욱 중요한 역할을 할 수 있다. 자율지정 기업과 달리, 지정감사 기업은 감사인을 선택할 수 없으므로 감사보수 협상력이 상대적으로 제한되며, 이로 인해 감사인은 세무서비스 제공을 계약 구조에 통합함으로써 총보수 수준을 상승시키는 전략을 구사할 수 있다. Antle et al.(2006)⁵⁷⁾은 감사보수와 비감사보수 간의 계약적 연동 가능성을 제기하였으며, Parkash and Venable(1993)⁵⁸⁾은 총보수 단위의 협상이 감사인의 경제적 유인 구조를 설명하는 핵심 요소임을 강조하였다. 또한, 주기적 감사인지정제도 하에서

53) Dye, R. A., *op. cit.*, 1991, pp.347~374 ; 노준화 외 2인, 앞의 논문, 2003, 177~202면.

54) 노준화 외 2인, 앞의 논문, 2004, 207~230면.

55) Simunic, D. A., *op. cit.*, 1984, pp.679~702 ; Palmrose, Z-V., *op. cit.*, 1986, pp.405~411 ; Antle et al., *op. cit.*, 2006, pp.235~266.

56) 권수영 외 2인, 앞의 논문, 2004, 249~280면.

57) Antle et al., *Ibid.*, 2006, pp.235~266.

58) Parkash, Mohinder and Carol F. Venable., Auditor incentives for auditor independence : The case of nonaudit services, *Accounting Review* Vol.68 No.1, American Accounting Association, 1993, pp.113~133.

는 감사인의 책임이 강조되고 감사위험이 높게 인식되기 때문에, 감사인은 이를 보상받기 위한 수단으로 세무서비스와 결합된 높은 보수 계약을 제안할 유인이 강화된다. 김현정·유승원(2022)⁵⁹⁾은 지정감사인이 자율감사인보다 감사시간과 감사보수가 유의하게 높다는 점을 실증적으로 입증하였으며, 이는 감사인의 업무 부담 증가와 위험 인식 상승이 감사보수에 반영되고 있음을 나타낸다.

이러한 논의를 종합하면, 주기적 감사인지정제 하에서 초도감사 기업이 세무서비스를 함께 제공받는 경우, 지정된 감사인의 협상력이 증가하고, 세무서비스가 지식 전이 및 계약 통합 구조를 통해 감사보수의 상승 요인으로 작용할 가능성이 존재한다. 본 연구에서는 이러한 상호작용 가능성을 바탕으로 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

H2 : 주기적 감사인지정제 하에서 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 제공받을 경우, 감사보수에 유의한 영향을 미칠 것이다.

감사인 지정기간이 종료된 이후 자율수임으로 초도감사가 이루어지는 경우, 감사인은 다시 경쟁적인 감사 시장에 노출되며, 피감사기업의 협상력이 상대적으로 강화된다. 이에 따라 감사인은 시장 점유 및 장기 고객 확보를 위해 감사보수를 전략적으로 낮게 설정할 유인이 증가한다. 한편, 세무서비스는 감사계약과 동시에 이루어지는 경우가 많으며, 감사인이 피감사기업의 세무정보에 대한 전문성과 접근성을 활용하여 감사의 효율성과 품질을 제고할 수 있는 수단으로 작용한다(Simunic, 1984 ; Palmrose, 1986).⁶⁰⁾ 비감사 서비스로서의 세무조정업무는 감사보수 산정에도 유의한 영향을 미치며, 감사인이 세무서비스를 동시에 제공할 경우 감사보수가 보완적으로 증가할

59) 김현정·유승원, 앞의 논문, 2022, 49~83면.

60) Simunic, D. A., *op. cit.*, 1984, pp.679~702 ; Palmrose, Z-V., *op. cit.*, 1986, pp.405~411.

수 있다(Antle et al., 2006).⁶¹⁾ 특히, 감사보수가 전략적으로 낮게 책정되는 초도감사 상황에서는, 세무서비스 수입을 통해 감사인이 일정 수준의 경제적 유인을 확보하려는 계약 전략이 사용될 가능성이 높다. 감사인지정제 종료 후 자율계약으로 전환된 초도감사 상황에서 감사인의 협상력이 약화되고, 이를 세무서비스 제공을 통해 부분적으로 보전하려는 시도가 이루어진다는 점은 이영한·윤성만(2011)⁶²⁾의 연구에서도 간접적으로 확인된다.

이상의 논의를 종합하면, 주기적 감사인지정제가 종료된 기업의 초도감사할인 가능성이 있으며, 이와 같은 보수 감소는 세무서비스의 병행 제공 여부에 따라 달라질 수 있다. 특히, 세무서비스 제공은 감사인의 경제적 유인을 보완하는 수단으로 작용하여, 초도감사보수 할인의 일부를 보전하는 역할을 할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 상호작용 가능성을 바탕으로 다음과 같은 연구가설을 설정한다.

H3 : 주기적 감사인지정제 해제에 따른 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 받을 경우, 감사보수에 유의한 영향을 미칠 것이다.

Ⅲ. 연구의 설계

1. 변수정의

본 연구에서는 초도감사, 비감사서비스 제공 여부, 표준감사시간제, 주기적 감사인지정제 등이 감사보수에 미치는 영향을 분석하기 위하여 다음과 같이 변수를 정의하였다.

61) Antle et al., *op. cit.*, 2006, pp.235~266.

62) 김현정·유승원, 앞의 논문, 2022, 185~219면.

가. 종속변수

감사보수(AF)는 감사계약서 또는 사업보고서에 공시된 외부감사인의 총 감사보수를 자연로그로 변환하여 측정하였다. 이는 감사보수가 기업의 특성에 따라 분포의 편차가 크고 이상치의 영향이 클 수 있다는 점을 고려하여, 변수의 정규성을 확보하고 회귀분석의 통계적 가정을 충족하기 위함이다. 또한, 로그 변환을 통해 해석의 용이성을 높이고, 기업 규모 등의 다른 로그변환 변수들과의 비교 가능성을 확보하고자 하였다. 추가적인 감사보수 측정치인 시간당 감사보수(AFPH)는 시간당 감사보수의 자연로그 값으로 측정한다.

나. 독립변수

초도감사 여부(FIRSTAUDIT)는 초도감사 여부를 나타내는 더미변수로 해당 회계연도에 감사인이 변경되어 첫 번째로 감사를 수행한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 측정한다. 일반적으로 초도감사의 경우 정보비대칭, 감사위험, 계약 불확실성 등의 요인이 복합적으로 작용하여 감사보수가 높게 책정될 수 있으며 또한, 감사인의 장기적인 고객 확보를 목적으로 감사보수의 할인이 이루어질 수 있다. 세무서비스제공 여부(ATS)는 감사인이 피감사기업에 세무서비스를 제공한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 측정한다. 주기적 감사인지정제 대상 기업 여부(DESIG)는 금융위원회 지정 주기적 감사 대상 기업인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 측정한 더미변수이다. aftDESIG는 주기적 지정제가 끝난 기업인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 측정한 더미변수이다.

다. 통제변수

본 연구에서는 감사보수 결정요인을 분석한 선행연구를 바탕으로 감사보

수에 영향을 미치는 주요한 변수들을 통제변수를 선정하였다. 피감사기업의 규모를 나타내는 기업규모(SIZE)는 Simunic(1980),⁶³⁾ 권수영 외 2인(2005)⁶⁴⁾의 연구처럼 규모가 클수록 더 많은 감사노력이 요구되므로 감사보수에 양(+)의 영향을 줄 것으로 기대된다. 수익성을 나타내는 ROA는 감사위험을 낮추는 요인으로 감사보수에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. LEV는 재무적 위험의 지표로 감사위험을 증가시켜 감사보수에 양(+)의 영향이 예상되며, 최근 연도 손실 여부를 반영하는 LOSS는 감사위험 증가 요인으로 종속변수에 양(+)의 관계가 예상된다(박수연 외 2인, 2012).⁶⁵⁾ COMPLEX와 EXPT는 각각 총자산 대비 재고자산 및 매출채권의 비중, 매출액 대비 수출액 비중을 나타내는 변수로 영업활동의 복잡성을 반영한다. 복잡한 영업구조는 실사, 확인 절차 등의 감사활동을 증가시키므로 감사보수에 양(+)의 영향을 준다(Simunic, 1980 ; 권수영 · 김문철, 2001).⁶⁶⁾ 유동성을 의미하는 LIQ는 감사위험을 감소시켜 감사보수에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다(권수영 외 2인, 2005 ; 박종일 · 박찬웅, 2007).⁶⁷⁾ 기업의 성장성은 회계연금과 세 체계변화에 따른 소득계층별 연금저축 가입효과 분석처리 유연성 증가로 인해 감사위험을 높이는 요인으로 작용하며, 이에 따라 통제변수에 GRW 변수와 성장가능성을 나타내는 MTB를 포함하였다(박종일, 2005 ; 선우

63) Simunic, D. A., The pricing of audit services : Theory and evidence, *Journal of Accounting Research* 18(1), Wiley-Blackwell, 1980, pp.161 ~ 190.

64) 권수영 외 2인, “감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제30권 제4호, 한국회계학회, 2005, 47 ~ 76면.

65) 박수연 외 2인, “경영자 예측정보와 감사보수 및 감사시간”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제54권 제1호, 한국공인회계사회, 2012, 65 ~ 104면.

66) Simunic, D. A., *Ibid.*, 1980, pp.161 ~ 190 ; 권수영 · 김문철, “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석”, 『회계학연구』 제26권 제2호, 한국회계학회, 2001, pp.115 ~ 143.

67) 권수영 외 2인, 위의 논문, 2005, 47 ~ 76면 ; 박종일 · 박찬웅, “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제45권, 한국공인회계사회, 2007, 119 ~ 159면.

희연 외 2인, 2017).⁶⁸⁾ 감사인 특성을 반영하는 변수인 BIG4는 Palmrose(1986), 권수영 외 2인(2005)⁶⁹⁾의 연구에 따라 감사보수에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예측된다. OPIN 변수는 Simunic(1980)⁷⁰⁾ 그리고 권수영 · 기은선(2011)⁷¹⁾의 연구에 근거해 감사위험을 나타내며, 이로 인해 감사보수와 양(+)의 관계가 형성될 가능성이 있다. 지배구조 측면에서는 대주주 지분율(OWN)은 높을수록 대리인 문제가 완화되어 감사위험이 낮아지므로 감사보수와 음(-)의 관계를 가질 것으로 예측된다(노준화 외, 2003).⁷²⁾ 외국인 지분율(FOR)은 기업의 공개성과 복잡성 증가에 따라 감사노력 증대로 이어져 감사보수에 양(+)의 관계가 형성될 수 있다(박종일 · 박찬웅, 2007).⁷³⁾ MKT 변수는 기업의 시장 구분을 반영하며, 코스닥 상장사는 유가증권시장 상장기업보다 재무정보의 신뢰도가 낮아 감사위험이 증가하므로 감사보수 증가로 이어질 가능성이 있다.

2. 분석모형

표준감사시간제 도입 이후, 초도감사 대상기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 제공 받는 경우 감사보수에 미치는 영향을 측정하기 위해 <모형 1>과 같은 회귀분석 모형을 설정하였다. <모형 1>에서 종속변수

68) 박종일, “감사보수와 이익조정에 관한 연구”, 『회계 · 세무와 감사 연구』 제42권, 한국공인회계사회, 2005, 167~207면 ; 선우희연 외 2인, “감사인의 세무관련 비감사 서비스 제공이 피감기업의 공격적 조세회피성향과 감사보수 및 감사품질 사이의 관계에 미치는 영향”, 『회계저널』 제26권 제5호, 한국회계학회, 2017, 33~68면.

69) Palmrose, Z-V., *op. cit.*, 1986, pp.405~411 ; 권수영 외 2인, 앞의 논문, 2005, 47~76면.

70) Simunic, D. A., *op. cit.*, 1980, pp.161~190.

71) 권수영 · 기은선, “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”, 『회계학연구』 제36권 제4호, 한국회계학회, 2011, 95~137면.

72) 노준화 외 2인, 앞의 논문, 2003, 177~202면.

73) 박종일 · 박찬웅, 앞의 논문, 2007, 119~159면.

는 감사보수 및 시간당 감사보수이며 독립변수는 FIRSTAUDIT, POST 그리고 ATS이다. 그리고 종속변수인 감사보수에 미치는 영향을 통제하기 위해 통제변수를 모형에 추가하였으며, 시장 전반의 환경 변화 및 산업별 이질적 특성이 분석에 미치는 영향을 제거하고자, 산업 더미와 연도 더미를 포함하여 분석의 일관성을 확보하였다. 또한, 본 연구는 패널자료의 특성상 동일 기업 내 반복 관측치 간의 오차항이 상호 독립적이지 않을 가능성을 고려하여, 클러스터링된 표준오차(cluster-robust standard errors)를 추정하였다.⁷⁴⁾ 이를 통해 기업 수준에서의 이질적 분산(heteroskedasticity)과 시계열적 자기상관을 동시에 보정함으로써 보다 신뢰성 있는 추론 결과를 도출하고자 하였다. <모형 1>에서 FIRSTAUDIT, POST 그리고 ATS의 상호작용항(β_7)은 종속변수인 감사보수에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

<모형 1>

$$\begin{aligned}
 AF(AFPH) = & \beta_0 + \beta_1 FIRSTAUDIT_{i,t} + \beta_2 POST_t + \beta_3 ATS_{i,t} \\
 & + \beta_4 FIRSTAUDIT \times POST + \beta_5 FIRSTAUDIT \times ATS_{i,t} \\
 & + \beta_6 POST \times ATS_{i,t} + \beta_7 FIRSTAUDIT \times POST \times ATS_{i,t} \\
 & + \beta_8 SIZE_{i,t-1} + \beta_9 ROA_{i,t-1} + \beta_{10} LEV_{i,t-1} + \beta_{11} LOSS_{i,t} \\
 & + \beta_{12} COMPLEX_{i,t-1} + \beta_{13} BIG4_{i,t} + \beta_{14} OPIN_{i,t} \\
 & + \beta_{15} OWN_{i,t} + \beta_{16} FOR_{i,t} + \beta_{17} MKT_{i,t} + \sum year + \sum ind + \varepsilon
 \end{aligned}$$

여기에서,

AF = 감사보수의 자연로그의 값 ;

$AFPH$ = 시간당감사보수의 자연로그의 값 ;

$FIRSTAUDIT$ = 초도감사일 경우 1, 아니면 0 ;

$POST$ = 표준감사시간제 도입 후의 경우 1, 아니면 0 ;

ATS = 비감사서비스 중 세무서비스를 받은 경우 1, 아니면 0 ;

$SIZE$ = 총자산 자연로그의 값

ROA = 총자산이익률(= 당기순이익 / 기말자산) ;

LEV = 부채비율(= 총부채 / 총자산) ;

74) 클러스터 표준오차는 Arellano(1987)의 방법에 기반하여, 클러스터 내 상관은 허용 하되 클러스터 간 독립성을 가정한다.

$LOSS$ = 회계연도 기준 과거 3년간 당기 순손실 발생한 경우 1, 아니면 0 ;
 $COMPLEX$ = 총자산 대비 재고자산 및 매출채권 비율[= (재고자산 + 매출채권) / 총자산] ;
 LIQ = 유동비율(= 유동자산 / 유동부채) ;
 GRW = 매출액 성장율[= (당기 매출액 - 전기 매출액) / 전기 매출액] ;
 $EXPT$ = 매출액 대비 수출액 비율(= 수출액 / 매출액) ;
 MTB = 시가총액 / 총자본 ;
 $BIG4$ = 감사인이 BIG4 인 경우 1, 아니면 0 ;
 $OPIN$ = 감사의견이 적정인 경우 1, 아니면 0 ;
 OWN = 대주주 및 특수관계자 지분율 ;
 FOR = 외국인 투자자 지분율, 외국인 투자자가 보유한 주식수 / 유통주식수,
 MKT = 코스닥시장 상장기업이면 1, 유가증권시장상장기업이면 0 ;

주기적 감사인지정제 하에서 초도감사 기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 제공받을 경우, 감사보수에 미치는 영향을 측정하기 위해 <모형 2>와 같은 회귀분석 모형을 설정하였다. <모형 2>에서 종속변수는 감사보수 및 시간당 감사보수이며 독립변수는 $FIRSTAUDIT$, $DESIG$ 그리고 ATS 이다. 그리고 종속변수인 감사보수에 미치는 영향을 통제하기 위해 통제변수를 모형에 추가하였으며, 산업더미와 연도더미를 모형에 고려하였다. 또한, 동일 기업 내 관측치 간의 오차 상관을 고려하여, 클러스터 - 로버스트 표준오차 추정을 실시하였다. <모형 2>에서 $FIRSTAUDIT$, $DESIG$ 그리고 ATS 의 상호작용항(β_7)은 종속변수인 감사보수에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

<모형 2>

$$\begin{aligned}
 AF(AFPH) = & \beta_0 + \beta_1 FIRSTAUDIT_{i,t} + \beta_2 DESIG_{i,t} + \beta_3 ATS_{i,t} \\
 & + \beta_4 FIRSTAUDIT \times DESIG_{i,t} + \beta_5 FIRSTAUDIT \times ATS_{i,t} \\
 & + \beta_6 DESIG \times ATS_{i,t} + \beta_7 FIRSTAUDIT \times DESIG \times ATS_{i,t} \\
 & + \beta_8 SIZE_{i,t-1} + \beta_9 ROA_{i,t-1} + \beta_{10} LEV_{i,t-1} + \beta_{11} LOSS_{i,t} \\
 & + \beta_{12} COMPLEX_{i,t-1} + \beta_{13} BIG4_{i,t} + \beta_{14} OPIN_{i,t} + POST_t \\
 & + \beta_{15} OWN_{i,t} + \beta_{16} FOR_{i,t} + \beta_{17} MKT_{i,t} + \sum year + \sum ind + \varepsilon
 \end{aligned}$$

여기에서,

AF = 감사보수의 자연로그의 값 ;

AFPH = 시간당감사보수의 자연로그의 값 ;

FIRSTAUDIT = 초도감사일 경우 1, 아니면 0 ;

DESIG = 주기적 감사지정제 대상기업이면 1, 아니면 0 ;

ATS = 비감사서비스 중 세무서비스를 받은 경우 1, 아니면 0 ;

SIZE = 총자산 자연로그의 값

ROA = 총자산이익률(= 당기순이익 / 기말자산) ;

LEV = 부채비율(= 총부채 / 총자산) ;

LOSS = 회계연도 기준 과거 3년간 당기 순손실 발생한 경우 1, 아니면 0 ;

COMPLEX = 총자산 대비 재고자산 및 매출채권 비율[= (재고자산 + 매출채권) / 총자산] ;

LIQ = 유동비율(= 유동자산 / 유동부채) ;

GRW = 매출액 성장율[= (당기 매출액 - 전기 매출액) / 전기 매출액] ;

EXPT = 매출액 대비 수출액 비율(= 수출액 / 매출액) ;

MTB = 시가총액 / 총자본 ;

BIG4 = 감사인이 BIG4 인 경우 1, 아니면 0 ;

OPIN = 감사의견이 적정인 경우 1, 아니면 0 ;

OWN = 대주주 및 특수관계자 지분율 ;

FOR = 외국인 투자자 지분율, 외국인 투자자가 보유한 주식수 / 유통주식수,

MKT = 코스닥시장 상장기업이면 1, 유가증권시장상장기업이면 0 ;

주기적 감사인지정제가 해제된 피감사기업에 대한 초도감사시 감사인으로부터 세무서비스를 함께 받을 경우 감사보수에 미치는 영향을 측정하기 위해 <모형 3>과 같은 회귀분석 모형을 설정하였다. <모형 3>에서 종속 변수는 감사보수 및 시간당 감사보수이며 독립변수는 *aftDESIG* 그리고 *ATS*이다. 그리고 종속변수인 감사보수에 미치는 영향을 통제하기 위해 통제변수를 모형에 추가하였으며, 업종별 고유 특성과 연도별 외부 환경의 영향을 배제하기 위해, 산업 및 연도 더미변수를 모형에 반영하였다. <모형 3>에서 *aftDESIG* 그리고 *ATS*의 상호작용항(β_3)은 종속변수인 감사보수에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

<모형 3>

$$\begin{aligned} AF(AFPH) = & \beta_0 + \beta_1 aftDESIG_{i,t} + \beta_2 ATS_{i,t} \\ & + \beta_3 aftDESIG_{-} \times ATS_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 ROA_{i,t-1} \\ & + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 LOSS_{i,t} + \beta_8 COMPLEX_{i,t-1} \\ & + \beta_9 BIG4_{i,t} + \beta_{10} OPIN_{i,t} + \beta_{11} OWN_{i,t} \\ & + \beta_{12} FOR_{i,t} + \beta_{13} MKT_{i,t} + \sum year + \sum ind + \varepsilon \end{aligned}$$

여기에서,

AF = 감사보수의 자연로그의 값 ;

$AFPH$ = 시간당감사보수의 자연로그의 값 ;

$aftDESIG$ = 주기적지정 해제 후 초도감사일 경우 1, 아니면 0 ;

ATS = 비감사서비스 중 세무서비스를 받은 경우 1, 아니면 0 ;

$SIZE$ = 총자산 자연로그의 값

ROA = 총자산이익률(= 당기순이익 / 기말자산) ;

LEV = 부채비율(= 총부채 / 총자산) ;

$LOSS$ = 회계연도 기준 과거 3년간 당기 순손실 발생한 경우 1, 아니면 0 ;

$COMPLEX$ = 총자산 대비 재고자산 및 매출채권 비율[= (재고자산 + 매출채권) / 총자산] ;

LIQ = 유동비율(= 유동자산 / 유동부채) ;

GRW = 매출액 성장율[= (당기 매출액 - 전기 매출액) / 전기 매출액] ;

$EXPT$ = 매출액 대비 수출액 비율(= 수출액 / 매출액) ;

MTB = 시가총액 / 총자본 ;

$BIG4$ = 감사인이 BIG4 인 경우 1, 아니면 0 ;

$OPIN$ = 감사의견이 적정인 경우 1, 아니면 0 ;

OWN = 대주주 및 특수관계자 지분율 ;

FOR = 외국인 투자자 지분율, 외국인 투자자가 보유한 주식수 / 유통주식수,

MKT = 코스닥시장 상장기업이면 1, 유가증권시장상장기업이면 0 ;

3. 표본선정

본 연구는 2015년부터 2023년까지 거래소의 유가증권시장 및 코스닥 시

장에 상장된 기업 중 금융업을 제외한 12월 결산법인⁷⁵⁾으로 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE 및 상장사협회의 TS-2000 데이터베이스 상에서 재무자료가 수집 가능한 기업을 대상으로 산업·연도별 기업 수가 10개 미만인 산업은 제거하여 총 표본 수는 산업·연도별 14,502개 기업으로 표본에 대한 자세한 내용은 <표 1>에 제시하였다. 또한, 표본은 각 산업군 별로 최소 9년간의 자료가 확보 가능한 기업을 기준으로 선정하였으며, 불완전한 재무정보를 보유한 기업이나 극단치(outlier)가 있는 기업은 분석에서 제외하였다. 이를 통해 산업 간 비교 가능성을 확보하고, 시간에 따른 변화 추이를 살필 수 있도록 표본을 구성하였다.

<표 1> 산업·연도별 표본 현황

(단위 : 개)

구분	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	Total
제조업	863	906	966	1,021	1,075	1,139	1,200	1,259	1,311	9,740
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	11	11	11	11	11	13	13	13	13	107
건설업	44	46	47	48	49	50	51	51	51	437
도매 및 소매업	120	123	130	132	135	139	145	148	151	1,223
운수 및 창고업	11	11	11	11	11	11	11	11	11	99
정보통신업	146	158	169	178	188	199	212	225	252	1,727
전문, 과학 및 기술 서비스업	80	88	100	108	109	118	119	130	136	988
사업시설 관리, 사업 지원 및 임대서비스업	11	11	11	11	11	11	13	13	13	105
교육 서비스업	6	6	7	9	9	9	10	10	10	76
합 계	1,292	1,360	1,452	1,529	1,598	1,689	1,774	1,860	1,948	14,502

연구 표본의 산업별 분류는 한국표준산업분류(KSIC)에 따라 제조업, 전기

75) 회계결산 월의 상이함과 금융업의 고유한 산업 특성이 결과에 미치는 이질적 영향을 제거하기 위함이다.

· 가스·증기 및 공기조절 공급업, 건설업, 도매 및 소매업, 운수 및 창고업, 정보통신업, 전문·과학 및 기술 서비스업, 사업시설 관리·사업지원 및 임대서비스업, 교육 서비스업으로 9개의 산업군으로 분류하였다. <표 1>에서와 같이 표본 기업 수는 연도별로 점차 증가하는 추세를 보였으며, 2015년 1,292개에서 2023년 1,948개로 확대되었다. 연도별 전체 표본 수는 총 14,502개이며, 산업별로는 제조업이 전체의 약 67.2%에 해당하는 9,740개로 가장 큰 비중을 차지하고 있으며, 정보통신업(1,727개), 도매 및 소매업(1,223개), 전문·과학 및 기술 서비스업(988개) 순이다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

<표 2>에서는 전체 14,502개의 표본기업을 대상으로 한 주요 변수들의 기술통계량을 제시하였다. 종속변수인 AF 및 AFPH의 평균 값은 각각 18.646, 11.364로 나타났다. FIRSTAUDIT(초도감사 여부)는 전체 표본 중 약 23.9%의 관측치가 초도감사에 해당하며, POST(표준감사시간제 시행 이후 여부)는 전체의 61.2%가 제도 도입 이후 관측된 데이터임을 나타낸다. DESIG(주기적 감사인 지정 여부)는 30.1%의 기업이 해당 제도의 대상인 것으로 나타났다으며, aftDESIG(지정 해제 후 초도감사 여부)는 1.4%로 2023년까지의 데이터를 표본으로 하여 표본의 대상기업 수가 작다. ATS(세무서비스)를 제공받는 기업은 전체 표본 기업의 약 8.6%로 확인되고 있다.

기업특성 변수인 SIZE의 평균 26.233으로, 표본 기업들이 대체로 중견기업 이상의 규모를 보유하고 있음을 알 수 있다. ROA의 평균은 0 그리고 LEV의 평균 0.415로 기업들의 재무적 안정성은 일정 수준 유지되고 있는

것을 알 수 있다. LOSS의 평균 값은 0.496로 표본기업 중 절반의 기업이 손실 경험이 있는 것으로 해석된다. 감사 복잡성을 나타내는 COMPLEX는 평균 0.24이며, LIQ은 평균 2.579, GRW는 평균 그리고 EXPT은 평균 24.135로 확인된다.

감사인 특성과 관련된 변수인 BIG4는 평균 0.4로, 표본 중 약 40%가 BIG4 회계법인의 감사를 받고 있음을 알 수 있다. OPIN의 평균은 0.994로 대부분 기업이 적정의견을 받고 있음을 보여준다. OWN의 평균은 0.391, FOR의 평균은 0.065이다. MKT의 평균은 0.633으로 나타나고 있다.

<표 2> 전체기업 기술통계량

Variable	N	mean	sd	min	p50	max
<i>AF</i>	14,502	18.646	0.807	17.034	18.516	21.406
<i>AFPH</i>	14,502	11.364	0.326	10.315	11.38	12.163
<i>FIRSTAUDIT</i>	14,502	0.239	0.427	0	0	1
<i>POST</i>	14,502	0.612	0.487	0	1	1
<i>DESIG</i>	14,502	0.301	0.459	0	0	1
<i>aftDESIG</i>	14,502	0.014	0.116	0	0	1
<i>ATS</i>	14,502	0.086	0.281	0	0	1
<i>SIZE</i>	14,502	26.233	1.454	23.661	25.954	31.246
<i>ROA</i>	14,502	0	0.114	-0.666	0.021	0.272
<i>LEV</i>	14,502	0.415	0.201	0.05	0.411	0.906
<i>LOSS</i>	14,502	0.496	0.5	0	0	1
<i>COMPLEX</i>	14,502	0.24	0.143	0.003	0.225	0.665
<i>LIQ</i>	14,502	2.579	2.768	0.302	1.624	18.894
<i>GRW</i>	14,502	0.093	0.352	-0.728	0.046	2.606
<i>EXPT</i>	14,502	24.135	29.787	0	8.377	98.539
<i>MTB</i>	14,502	0.002	0.002	0	0.001	0.018
<i>BIG4</i>	14,502	0.4	0.49	0	0	1

Variable	N	mean	sd	min	p50	max
<i>OPIN</i>	14,502	0.994	0.078	0	1	1
<i>OWN</i>	14,502	0.391	0.165	0.063	0.385	0.79
<i>FOR</i>	14,502	0.065	0.096	0	0.025	0.535
<i>MKT</i>	14,502	0.633	0.482	0	1	1

AF = 감사보수의 자연로그의 값; $AFPH$ = 시간당감사보수의 자연로그의 값;
 $FIRSTAUDIT$ = 초도감사일 경우 1, 아니면 0; $POST$ = 표준감사시간제 도입 이후면 1,
 아니면 0; $DESIG$ = 주기적 감사지정제 대상기업이면 1, 아니면 0; $aftDESIG$ = 주기적
 지정 해제 후 초도감사일 경우 1, 아니면 0; ATS = 비감사서비스 중 세무서비스를 받은
 경우 1, 아니면 0; $SIZE$ = 총자산 자연로그의 값; ROA = 총자산이익률(= 당기순이익
 / 기말자산); LEV = 부채비율(= 총부채 / 총자산); $LOSS$ = 회계연도 기준 과거 3년간
 당기 순손실 발생한 경우 1, 아니면 0; $COMPLEX$ = 총자산 대비 재고자산 및 매출채권
 비율(= (재고자산 + 매출채권) / 총자산); LIQ = 유동비율(= 유동자산 / 유동부채);
 GRW = 매출액 성장율(= (당기 매출액 - 전기 매출액) / 전기 매출액); $EXPT$ = 매출액
 대비 수출액 비율(= 수출액 / 매출액); MTB = 시가총액 / 총자본; $BIG4$ = 감사인이 $BIG4$
 인 경우 1, 아니면 0; $OPIN$ = 감사의견이 적정인 경우 1, 아니면 0; OWN = 대주주 및
 특수관계자 지분율; FOR = 외국인 투자자 지분율, 외국인 투자자가 보유한 주식수 / 유
 통주식수, MKT = 코스닥시장 상장기업이면 1, 유가증권시장상장기업이면 0;

<표 3>은 초도감사기업과 계속감사기업 간 주요 변수의 평균 차이를
 분석한 결과를 제시한 것이다. AF 는 초도감사기업에서 18.803으로, 계속감
 사기업의 18.597보다 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 이는 일반적으로
 감사위험과 정보비대칭성이 큰 초도감사에서 감사보수가 증가할 수 있음을
 나타내고 있다. 그리고 $AFPH$ 는 초도감사기업이 평균 11.439, 계속감사기업
 의 11.340 보다 통계적으로 유의하게 높은 수준을 나타내고 있다. 이는 초
 도감사 시 감사인이 더 많은 시간을 투입하거나 감사 효율성이 낮아 시간당
 단가가 높게 설정되는 경향이 있음을 시사한다. 반면, ATS 는 초도감사기업
 에서 0.067, 계속감사기업의 0.092 보다 유의하게 낮게 나타났으며 초도감
 사 상황에서는 세무서비스 제공이 다소 제한적일 수 있음을 알 수 있다.

통제변수인 기업특성 항목들에 대한 분석 결과, $SIZE$ 는 계속감사기업이

초도감사기업보다 통계적으로 유의하게 크며, ROA는 계속감사기업의 수익성이 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 반면, LEV과 LOSS는 초도감사기업이 통계적으로 유의하게 높아 재무건전성이 낮고 손실 가능성이 큰 것으로 확인되었다. 또한, COMPLEX과 LIQ 모두 초도감사기업이 낮은 값을 보여, 감사의 복잡성과 유동성 측면에서 취약한 구조를 보였다. OWN과 FOR 역시 초도감사기업이 통계적으로 유의하게 낮아, 지배구조 및 시장 기반에서의 차이가 존재함을 확인할 수 있다.

< 표 3 > 초도감사기업과 계속감사기업 주요변수 평균차이분석(T-test)

Variable	mean		diff	t-test
	계속감사기업	초도감사기업		
<i>AF</i>	18.597	18.803	-0.206	-13.218***
<i>AFPH</i>	11.34	11.439	-0.099	-15.700***
<i>ATS</i>	0.092	0.067	0.025	4.661***
<i>SIZE</i>	26.269	26.118	0.151	5.333***
<i>ROA</i>	0.004	-0.015	0.019	8.747***
<i>LEV</i>	0.409	0.433	-0.024	-6.295***
<i>LOSS</i>	0.466	0.593	-0.127	-13.200***
<i>COMPLEX</i>	0.243	0.233	0.01	3.382***
<i>LIQ</i>	2.615	2.466	0.149	2.777***
<i>GRW</i>	0.095	0.084	0.011	1.687**
<i>EXPT</i>	24.201	23.923	0.278	0.479
<i>MTB</i>	0.002	0.002	0	-4.396***
<i>BIG4</i>	0.419	0.337	0.082	8.714***
<i>OPIN</i>	0.996	0.988	0.008	4.912***
<i>OWN</i>	0.395	0.376	0.019	6.194***
<i>FOR</i>	0.068	0.056	0.012	6.526***
<i>MKT</i>	0.627	0.654	-0.027	-2.930***

AF = 감사보수의 자연로그의 값; AFPH = 시간당감사보수의 자연로그의 값; ATS = 비감사서비스 중 세무서비스를 받은 경우 1, 아니면 0; SIZE = 총자산 자연로그의 값; ROA = 총자산이익률(= 당기순이익/ 기말자산); LEV = 부채비율(= 총부채/ 총자산); LOSS = 회계연도 기준 과거 3년간 당기 순손실 발생한 경우 1, 아니면 0; COMPLEX = 총자산 대비 재고자산 및 매출채권 비율(= (재고자산 + 매출채권)/ 총자산); LIQ = 유동비율(= 유동자산/ 유동부채); GRW = 매출액 성장율(= (당기 매출액 - 전기 매출액)/전기 매출액); EXPT = 매출액 대비 수출액 비율(= 수출액/ 매출액); MTB = 시가 총액/ 총자본; BIG4 = 감사인이 BIG4 인 경우 1, 아니면 0; OPIN = 감사의견이 적정인 경우 1, 아니면 0; OWN = 대주주 및 특수관계자 지분율; FOR = 외국인 투자자 지분율, 외국인 투자자가 보유한 주식수/ 유통주식수, MKT = 코스닥시장 상장기업이면 1, 유가증권시장상장기업이면 0;

2. 상관관계

<표 4>는 본 연구에 사용된 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계수(Pearson correlation coefficients)를 제시하였다. 상관분석 결과, 대부분의 변수들은 선행연구에서 제시한 이론적 기대에 부합하는 방향과 수준의 상관관계를 나타내었으며, 다중공선성의 가능성은 낮은 것으로 나타났다. AF와 가장 강한 양(+)의 상관관계를 보인 변수는 SIZE로 상관관계수는 0.713이었다. 이는 기업의 규모가 클수록 감사업무의 범위 및 복잡성이 증가하게 되며, 이에 따라 감사보수 또한 증가하는 일반적인 시장 메커니즘을 반영한 것이다. 이러한 결과는 기존의 감사보수 결정 요인을 다룬 선행연구들과도 일관된다. 또한, AF는 BIG4와도 유의한 양(+)의 상관관계를 보여, 대형 감사인이 수임하는 감사에서 보수 수준이 높게 설정됨을 나타낸다. 한편, AFPH는 AF와 양(+)의 상관관계를 보였으며, LOSS와는 0.139의 양(+)의 상관관계, ROA와는 -0.123의 음(-)의 상관관계를 보였다. 이는 수익성이 낮거나 손실이 발생한 기업에서 감사인이 시간당 보수를 더 높게 산정할 유인이 있음을 나타낸다. ATS(세무서비스)변수는 AF와 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내었는데, 이는 세무서비스를 추가로 수수한 경우 감사인과 피감사기업

간의 관계가 더 긴밀해질 수 있으며, 그 결과 감사보수 또한 증가하는 경향을 의미한다. 반면, ATS는 AFPH와는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타냈는데, 이는 세무서비스를 제공하는 기업에서 감사보수 총액은 높지만 감사시간 또한 증가하거나, 감사인이 세무서비스와 감사업무를 패키지로 제공하면서 시간당 보수의 단가를 낮추는 전략을 취할 수 있음을 보여준다. 이는 비감사서비스가 감사계약에 미치는 경제적 유인 구조를 설명하는 데 중요한 해석으로 작용한다.

회귀분석에서 독립변수 간의 다중공선성(Multicollinearity) 문제는 추정치의 신뢰성과 해석 가능성에 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 본 연구는 주요 설명변수들에 대해 분산팽창지수(Variance Inflation Factor, VIF)를 산출하여 다중공선성 여부를 진단하였다. 전체 변수의 평균 VIF는 1.42로 낮은 수준이며, 모든 변수의 VIF 값이 일반적인 경계치로 간주되는 10 그리고 보수적으로 판단할 경우 5 보다 낮게 나타났다. 가장 높은 VIF 값을 보인 변수는 기업규모(SIZE)로 2.48이며, 부채비율(LEV, 2.18)과 유동비율(LIQ, 1.71)도 상대적으로 다소 높게 나타났으나, 이 역시 다중공선성을 유의미하게 야기할 수준은 아닌 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서 사용된 설명변수들 간에는 다중공선성 문제가 존재하지 않으며, 회귀분석 결과에 대한 해석의 왜곡 가능성은 낮은 것으로 분석된다.

〈표 4〉 상관관계분석표

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
(1) <i>AF</i>	1.000																
(2) <i>AFPH</i>	0.475 (0.000)	1.000															
(3) <i>ATS</i>	0.202 (0.000)	-0.021 (0.010)	1.000														
(4) <i>SIZE</i>	0.713 (0.000)	-0.010 (0.248)	0.284 (0.000)	1.000													
(5) <i>ROA</i>	0.001 (0.906)	-0.123 (0.000)	0.039 (0.000)	0.247 (0.000)	1.000												
(6) <i>LEV</i>	0.280 (0.000)	0.053 (0.000)	0.070 (0.000)	0.266 (0.000)	-0.243 (0.000)	1.000											
(7) <i>LOSS</i>	0.004 (0.636)	0.139 (0.000)	-0.062 (0.000)	-0.235 (0.000)	-0.394 (0.000)	0.269 (0.000)	1.000										
(8) <i>COMPLEX</i>	-0.058 (0.000)	-0.049 (0.000)	0.023 (0.007)	-0.044 (0.000)	0.103 (0.000)	0.208 (0.000)	-0.038 (0.000)	1.000									
(9) <i>LIQ</i>	-0.225 (0.000)	-0.025 (0.003)	-0.051 (0.000)	-0.232 (0.000)	0.096 (0.000)	-0.633 (0.000)	-0.125 (0.000)	-0.166 (0.000)	1.000								
(10) <i>GRW</i>	-0.003 (0.746)	0.020 (0.016)	-0.030 (0.000)	0.013 (0.124)	0.147 (0.000)	0.034 (0.000)	0.057 (0.000)	0.021 (0.011)	-0.036 (0.000)	1.000							
(11) <i>EXPT</i>	0.005 (0.524)	-0.015 (0.081)	-0.033 (0.000)	0.008 (0.313)	0.005 (0.530)	0.019 (0.023)	0.070 (0.000)	0.123 (0.000)	0.023 (0.005)	0.012 (0.147)	1.000						
(12) <i>MTB</i>	-0.109 (0.000)	0.088 (0.000)	-0.073 (0.000)	-0.286 (0.000)	-0.286 (0.000)	0.053 (0.000)	0.179 (0.000)	-0.105 (0.000)	0.072 (0.000)	0.092 (0.000)	0.049 (0.000)	1.000					

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)
(13) BIG4	0.400 (0.000)	-0.074 (0.000)	0.189 (0.000)	0.415 (0.000)	0.083 (0.000)	0.090 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.026 (0.002)	-0.081 (0.000)	-0.025 (0.003)	-0.036 (0.000)	-0.071 (0.000)	1.000				
(14) OPIN	-0.050 (0.000)	-0.047 (0.000)	0.008 (0.312)	0.035 (0.000)	0.166 (0.000)	-0.066 (0.000)	-0.065 (0.000)	0.025 (0.003)	0.030 (0.000)	0.041 (0.000)	0.015 (0.069)	-0.035 (0.000)	0.003 (0.735)	1.000			
(15) OPIN	0.017 (0.040)	-0.129 (0.000)	0.087 (0.000)	0.201 (0.000)	0.254 (0.000)	-0.057 (0.000)	-0.246 (0.000)	0.043 (0.000)	-0.004 (0.670)	-0.034 (0.000)	-0.114 (0.000)	-0.219 (0.000)	0.161 (0.000)	0.068 (0.000)	1.000		
(16) FOR	0.345 (0.000)	-0.016 (0.060)	0.162 (0.000)	0.456 (0.000)	0.197 (0.000)	-0.071 (0.000)	-0.236 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.025 (0.003)	0.003 (0.693)	0.042 (0.000)	-0.018 (0.033)	0.274 (0.000)	0.019 (0.021)	-0.034 (0.000)	1.000	
(17) MKT	-0.388 (0.000)	0.026 (0.002)	-0.403 (0.000)	-0.553 (0.000)	-0.091 (0.000)	-0.181 (0.000)	0.110 (0.000)	-0.077 (0.000)	0.170 (0.000)	0.051 (0.000)	0.063 (0.000)	0.190 (0.000)	-0.299 (0.000)	-0.007 (0.420)	-0.231 (0.000)	-0.224 (0.000)	1.000

3. 다중회귀분석 결과

가. 표준감사시간제 도입에 따른 초도감사와 세무서비스가 감사보수에 미치는 영향

<표 5>에서는 표준감사시간제 시행 전후(2016~2019년) 기간을 대상으로 초도감사(FIRSTAUDIT), 세무서비스 제공 여부(ATS), 표준감사시간제 도입 여부(POST)가 감사보수(AF)와 시간당 감사보수(AFPH)에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하였다.

실증분석 결과, FIRSTAUDIT(초도감사)는 AF에 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 이는 초도감사의 경우 감사보수가 유의하게 증가하는 것을 의미하며 선행연구와 일치하는 결과이다. 반면, AFPH에 대해서는 통계적으로 유의한 영향이 나타나지 않았다. 세무서비스 제공 여부(ATS)는 AF와 AFPH 모두에서 유의하지 않으며, 단독 제공 여부는 감사보수에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. FIRSTAUDIT × ATS 상호작용항 역시 통계적으로 유의하지 않아, 초도감사와 세무서비스가 결합된 경우에도 단독적으로 감사보수에 유의한 변화는 발생하지 않았다. 한편, 표준감사시간제 도입 이후(POST)는 AF와 AFPH 모두에서 유의한 양(+)의 영향을 보여주었으며, 이는 제도 도입이 전반적인 감사보수 수준 및 단가 모두의 상승을 유도했음을 시사한다. ATS × POST 상호작용항은 AF에서만 유의한 양(+)의 영향을 보였고, 이는 표준감사시간제 시행 이후 세무서비스를 제공받은 기업에서 감사보수가 상대적으로 더 증가했음을 의미한다.

[가설 1]의 검증을 위해 설정된 상호작용항(FIRSTAUDIT × ATS × POST)의 계수는 AF에서 유의하지 않았으나, AFPH에서는 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 나타냈다. 이는 표준감사시간제 도입 이후, 초도감사 기업이 세무서비스를 제공 받는 경우 시간당 감사보수가 유의하

계 증가했음을 의미한다. 다시 말해, 총 감사보수에는 영향이 없더라도, 단가 수준에서는 유의미한 상승이 발생한 것이다. 따라서 [가설 1]은 부분적으로 채택되며, 제도 도입 이후 초도감사 기업이 세무서비스를 함께 제공받는 경우, 감사보수 총액(AF)에는 유의한 변화가 없지만, 시간당 감사보수(AFPH)에는 유의한 상승효과가 존재하는 것으로 실증적으로 나타났다.

<표 5> 표준감사시간 도입에 따른 초도감사와 세무서비스가
감사보수에 미치는 영향

	AF	AFPH
FIRSTAUDIT	0.150*** (8.292)	0.002 (0.140)
ATS	0.008 (0.236)	0.006 (0.267)
FIRSTAUDIT × ATS	-0.073 (-1.084)	-0.040 (-0.884)
POST	0.238*** (22.832)	0.074*** (8.434)
FIRSTAUDIT × POST	-0.028 (-0.864)	-0.011 (-0.484)
ATS × POST	0.076** (2.282)	0.003 (0.123)
FIRSTAUDIT × ATS × POST	0.062 (0.474)	0.166** (2.203)
SIZE	0.357*** (32.889)	0.000 (0.003)
ROA	-0.598*** (-8.393)	-0.034 (-0.584)
LEV	0.132** (1.967)	0.062 (1.469)

	AF	AFPH
LOSS	0.118*** (6.956)	0.017 (1.442)
COMPLEX	0.172*** (2.630)	-0.015 (-0.327)
LIQ	-0.007** (-2.031)	-0.000 (-0.181)
GRW	-0.064*** (-3.631)	-0.012 (-0.878)
EXPT	-0.000 (-0.902)	-0.000 (-1.562)
MTB	31.147*** (6.342)	17.117*** (4.771)
BIG4	0.335*** (18.342)	-0.058*** (-4.358)
OPIN	-0.295** (-2.282)	-0.037 (-0.504)
OWN	-0.385*** (-6.830)	-0.141*** (-3.575)
FOR	0.495*** (5.431)	0.138** (2.231)
MKT	-0.040* (-1.692)	-0.032* (-1.884)
상수항	8.958*** (27.807)	11.224*** (61.120)
표본수	5,939	5,939
산업더미 & 연도더미	controlled	controlled
수정 R ²	0.723	0.237

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

나. 주기적 감사인 지정에 따른 초도감사와 세무서비스가 감사보수에 미치는 영향

<표 6>에서는 주기적 감사인지정제도 시행 이후(2020~2023년) 기간을 대상으로 초도감사(FIRSTAUDIT), 세무서비스 제공 여부(ATS), 지정감사 여부(DESIG)가 감사보수(AF)와 시간당 감사보수(AFPH)에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하였다.

실증분석 결과, 초도감사(FIRSTAUDIT)는 AF와 AFPH 모두에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 신규 감사계약에서 감사위험과 고정비 부담이 증가함에 따라 감사보수 수준이 상승한다는 Dye(1991), 노준화 외 2인(2004)⁷⁶⁾ 등의 선행연구와 일치하는 결과이다. 또한, 초도감사에서 시간당 보수 수준도 증가하고 있는 것은 감사위험에 대한 보상으로 감사보수 단가가 조정되었음을 반영한 결과로 추측된다. 세무서비스와 관련하여, FIRSTAUDIT × ATS 상호작용항은 유의적인 음(-)의 값을 보였으며, 초도감사와 세무서비스가 동시에 이루어질 경우 감사보수가 오히려 낮아지는 경향을 시사한다. 이는 초기 계약에서 세무서비스가 ‘패키지 요인’으로 작용하며, 전체 보수가 분산 또는 할인될 수 있다는 선행연구들에서 제시된 계약연계가설과 일치하는 결과이다. 한편, 지정감사제 여부(DESIG)는 AF와 AFPH 모두에 유의적인 양(+)의 영향을 미치고 있다. FIRSTAUDIT × DESIG 상호작용항은 유의적인 음(-)의 영향을 보이며 지정감사제 하에서는 초도감사시 감사보수 할증을 완화되고 있음을 확인할 수 있다. 이는 지정감사 제도에서는 초도감사시 감사보수 상승이 제도적 통제 또는 표준화된 계약 절차에 따라 제한될 수 있음을 시사한다. 즉, 초도감사와 지정감사가 중첩되는 경우, 감사인의 협상력이 강하지 않거나 제도적 제한으로 인해 감사보수 단가 수준이 일정 부분 통제될 수 있음을 나타낸다.

한편, FIRSTAUDIT × DESIG × ATS 상호작용항은 AF와 AFPH 모두에

76) Dye, R. A., *op. cit.*, 1991, pp.347~374 ; 노준화 외 2인, 앞의 논문, 2004, 207~230면.

유의한 양(+)의 영향을 보였다. 이는 지정 감사제 상태에서 감사인이 초도 감사시 피감사기업의 세무서비스를 함께 수임하는 경우 감사보수가 다시 유의하게 증가되고 있음을 나타낸다. 즉, 세무서비스 제공이 감사인의 기업 이해도를 증대시키고, 감사인의 협상력을 강화하여 높은 보수 계약으로 이어질 수 있다는 점을 나타내고 있으며 이는 주기적 감사인지정제 하에서 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 제공받을 경우, 감사보수에 유의한 영향을 미친다는 [가설 2]를 지지하는 결과이며 복합적인 계약구조 내에서 세무서비스가 시간당 보수 수준을 높이는 경향이 있음을 확인할 수 있다.

<표 6> 주기적 감사인 지정에 따른 초도감사와 세무서비스가
감사보수에 미치는 영향

	AF	AFPH
FIRSTAUDIT	0.179*** (14.312)	0.084*** (10.459)
ATS	0.016 (0.356)	0.020 (0.859)
FIRSTAUDIT × ATS	-0.173*** (-2.861)	-0.085*** (-2.662)
DESIG	0.107*** (5.296)	0.098*** (7.388)
FIRSTAUDIT × DESIG	-0.077*** (-3.598)	-0.032** (-2.301)
ATS × DESIG	-0.010 (-0.151)	-0.039 (-1.287)
FIRSTAUDIT × ATS × DESIG	0.171** (2.132)	0.072* (1.714)

	AF	AFPH
SIZE	0.355*** (35.821)	-0.017*** (-3.269)
ROA	-0.643*** (-10.083)	-0.165*** (-4.305)
LEV	-0.028 (-0.500)	0.013 (0.405)
LOSS	0.177*** (12.099)	0.060*** (6.255)
COMPLEX	0.197*** (3.169)	0.004 (0.101)
LIQ	-0.008*** (-2.809)	-0.001 (-0.575)
GRW	-0.059*** (-4.422)	-0.001 (-0.086)
EXPT	-0.000 (-1.008)	-0.000 (-0.066)
MTB	7.131** (2.066)	0.707 (0.334)
BIG4	0.334*** (21.645)	0.043*** (4.499)
OPIN	-0.250*** (-3.246)	-0.028 (-0.642)
OWN	-0.363*** (-7.060)	-0.180*** (-5.872)
FOR	0.524*** (6.207)	0.109** (2.102)
MKT	-0.080*** (-3.771)	-0.022* (-1.701)

	AF	AFPH
상수항	9.543*** (33.973)	11.837*** (83.659)
표본수	7,271	7,271
산업더미 & 연도더미	controlled	controlled
수정 R ²	0.722	0.121

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

다. 주기적 감사인 지정 해제에 따른 세무서비스가 감사보수에 미치는 영향

<표 7>에서는 주기적 감사인 지정 해제에 따른 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 받을 경우, 감사보수(AF)와 시간당 감사 보수(AFPH)에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하였다. 주기적 감사인지정제 해제 후 초도감사를 나타내는 변수인 aftDESIG는 감사보수에 유의한 음(-)의 영향을 나타내는 것으로 확인되었다. 이는 지정 감사 종료 이후 자율 수입된 초도감사 기업에서 감사보수가 유의하게 낮아진다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 지정이 해제된 이후 감사인이 다시 경쟁적인 감사 시장에 진입하게 되면서, 장기고객유치 그리고 시장점유율 확대를 위해 감사 보수를 전략적으로 낮게 책정하는 로우볼링(low-balling) 전략을 채택하는 것으로 해석된다. 한편, aftDESIG × ATS 상호작용항은 AF에는 유의하지 않는 양(+)의 영향, AFPH에는 유의적인 양(+)의 영향을 나타내고 있다. 이는 감사보수가 전반적으로 낮게 책정되는 자율 초도감사 환경에서, 세무서비스 제공이 감사보수를 일정 부분 보완하는 수단으로 작용할 수 있음을 나타내고 있으며, 주기적 감사인지정제 해제에 따른 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 받을 경우, 감사보수에 유의한 영향을 미친다는 [가설 3]을 지지하는 결과이다.

이는 Antle et al.(2006)⁷⁷⁾의 연구에서 언급된 계약 단위 통합 및 지식 전이 효과와도 부합하며, 감사인이 세무서비스를 병행 제공함으로써 감사보수를 보완하려는 경제적 유인이 존재함을 의미하며 감사인의 협상력이 약화되는 환경에서 감사보수 단가 자체를 낮춰 수입을 유도하려는 전략적 보수 설정이 작동하고 있음을 시사하고 있다. 이러한 결과는 이영한·윤성만(2011)⁷⁸⁾이 제시한 바와 같이, 감사인이 세무서비스를 통해 감사계약상 협상우위를 확보하거나 협력적 감사 환경을 조성하려는 전략이 작동할 수 있음을 시사하고 있다.

이상의 분석 결과를 종합적으로 살펴보면, 감사인지정제 종료 후 자율감사로 전환된 초도감사 환경에서는 감사보수가 전반적으로 낮아지며, 이는 감사인의 협상력 약화와 경쟁시장 복귀에 따른 전략적 가격 책정 효과로 해석된다. 그러나 이와 같은 환경에서도 세무서비스의 병행 제공은 시간당 감사보수를 보완적으로 증가시키는 유의한 효과를 보였으며, 이는 지식 전이, 계약 연동, 정보 접근성 증대를 통한 감사인의 효율성 개선과 경제적 유인 구조 확보라는 다차원적 요인이 복합적으로 작용하고 있음을 확인할 수 있다.

<표 7> 주기적 감사인 지정 해제에 따른 초도감사와 세무서비스가
감사보수에 미치는 영향

	AF	AFPH
aftDESIG	-0.383*** (-7.288)	-0.189*** (-5.121)
ATS	0.020 (0.379)	-0.039 (-1.640)
aftDESIG × ATS	0.073 (1.094)	0.106*** (2.933)

77) Antle et al., *op. cit.*, 2006, pp.235~266.

78) 이영한·윤성만, 앞의 논문, 2011, 185~219면.

	AF	AFPH
SIZE	0.378*** (13.034)	-0.010 (-0.828)
ROA	-0.368* (-1.768)	0.017 (0.130)
LEV	-0.483*** (-3.234)	0.074 (1.092)
LOSS	0.153*** (4.570)	-0.011 (-0.562)
COMPLEX	0.240 (1.433)	0.013 (0.149)
LIQ	-0.036*** (-4.245)	0.000 (0.104)
GRW	-0.114*** (-2.945)	0.004 (0.188)
EXPT	-0.001 (-0.914)	-0.001* (-1.810)
MTB	36.191** (2.438)	5.346 (0.737)
BIG4	0.265*** (8.085)	-0.019 (-0.970)
OPIN	-0.393** (-2.320)	-0.112 (-0.707)
OWN	-0.384*** (-2.919)	-0.169** (-2.417)
FOR	0.340 (1.467)	0.033 (0.252)
MKT	-0.094** (-2.095)	-0.026 (-1.096)

	AF	AFPH
상수항	9.242*** (10.806)	11.766*** (32.723)
표본수	1,305	1,305
산업더미 & 연도더미	controlled	controlled
수정 R ²	0.650	0.282

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

4. 추가분석 결과

가. 초도감사 및 세무서비스 보수가 감사보수 및 시간당 감사보수에 미치는 영향

추가적으로 기존 분석에서는 세무서비스 제공 여부를 이분형 변수(ATS)로 측정하였으나, 강건성 분석으로서 세무서비스 제공의 정도를 반영하기 위해 세무서비스 보수(자연로그로 변환된 연속형 변수, (ATS_C)를 이용한 대체 분석을 실시하였다. 분석 결과, 다음과 같은 주요한 차별적 결과가 확인되었다.

첫째, 세무서비스 보수는 전체 표본에서 감사보수(AF) 및 시간당 감사보수(AFPH)에 각각 유의한 양(+)의 영향을 미쳤다. 둘째, 초도감사와 세무서비스 보수 간의 상호작용항은 시간당 감사보수(AFPH)에 유의한 음(-)의 영향을 미쳤다. 이는 초도감사 상황에서는 감사인이 감사보수를 낮게 책정하는 초도감사할인 전략을 활용하고, 이를 보완하기 위해 세무서비스를 활용하는 가능성을 시사한다. 즉, 감사보수는 낮게 유지하되 세무서비스를 통해 보전하려는 계약 전략이 관찰된다.

이러한 결과는 세무서비스 제공 여부뿐만 아니라, 그 보수 수준이 감사보수 결정에 중요한 역할을 한다는 점을 강조한다. 또한 초도감사에서는 세무

서비스와 감사보수 간의 대체적 관계가 존재함을 나타낸다.

〈표 8〉 표준감사시간 도입에 따른 초도감사와 세무서비스 보수가
감사보수에 미치는 영향

	AF	AFPH
FIRSTAUDIT	-0.069 (-0.085)	-0.173 (-0.323)
ATS_C	0.231*** (4.676)	0.097*** (3.645)
FIRSTAUDIT × ATS_C	0.016 (0.182)	0.016 (0.283)
POST	-0.392 (-0.805)	0.149 (0.548)
FIRSTAUDIT × POST	-1.402 (-0.903)	-0.527 (-0.584)
ATS_C × POST	0.068 (1.307)	-0.009 (-0.325)
FIRSTAUDIT × ATS_C × POST	0.166 (0.979)	0.073 (0.732)
표본수	5,939	5,939
산업더미 & 연도더미	controlled	controlled
수정 R ²	0.853	0.327

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

〈표 9〉는 초도감사, 세무서비스 보수, 감사인지정 여부가 감사보수에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다.

초도감사와 세무서비스 보수는 각각 감사보수에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 반면, 이들의 상호작용은 음(-)의 효과를 보여 대체관계를 시사한

다. 이는 감사인이 초도감사에서 감사보수를 낮추는 대신 세무서비스를 통해 수익을 보완하려는 전략으로 해석된다. 주기적 지정제가 적용되지 않는 경우 세무서비스가 감사보수를 감소시키는 효과가 유의하게 나타났으나, 지정제 기업에서는 그러한 유의성이 확인되지 않았다. 즉, 지정감사 환경에서는 세무서비스가 감사보수를 보완하는 수단으로 활용될 가능성이 있음을 시사한다.

〈표 9〉 주기적 감사인 지정에 따른 초도감사와 세무서비스 보수가
감사보수에 미치는 영향

	AF	AFPH
FIRSTAUDIT	1.450** (2.148)	0.954** (2.449)
ATS_C	0.239*** (3.408)	0.073*** (2.653)
FIRSTAUDIT × ATS_C	-0.150** (-2.093)	-0.098** (-2.420)
DESIG	0.002 (0.003)	0.175 (0.436)
FIRSTAUDIT × DESIG	-1.052 (-0.945)	-1.025 (-1.534)
ATS_C × DESIG	0.005 (0.062)	-0.011 (-0.271)
FIRSTAUDIT × ATS_C × DESIG	0.127 (1.086)	0.110 (1.595)
표본수	7,271	7,271
산업더미 & 연도더미	controlled	controlled
수정 R ²	0.837	0.281

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

<표 10>은 주기적 감사인 지정 해제 이후 자율계약 환경에서 초도감사와 세무서비스 보수가 감사보수에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

세무서비스 보수(ATS_C)는 감사시간(AF) 및 시간당 감사보수(AFPH) 모두에서 유의한 양(+)의 영향을 미쳐, 세무서비스가 감사보수를 구조적으로 증가시키는 요인임을 확인하였다.

반면, $aftDESIG \times ATS_C$ 항은 시간당 감사보수(AFPH)에서 유의한 음(-)의 영향을 보여 세무서비스가 감사보수를 보완하는 대체효과가 있음을 나타낸다.

이는 감사인이 지정제 종료 후 자율계약 환경에서 감사보수를 전략적으로 낮추고, 세무서비스를 통해 수익을 보완하려는 초도감사할인 전략의 가능성을 시사한다.

<표 10> 주기적 감사인 지정 해제에 따른 초도감사와 세무서비스 보수가 감사보수에 미치는 영향

	AF	AFPH
aftDESIG	0.757 (0.724)	1.398** (2.325)
ATS_C	0.244*** (2.826)	0.156** (2.519)
$aftDESIG \times ATS_C$	-0.058 (-0.560)	-0.127** (-2.088)
표본수	1,305	1,305
산업더미 & 연도더미	controlled	controlled
수정 R ²	0.650	0.282

***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

따라서, 본 연구의 주요 결과는 ATS 변수를 연속형으로 대체하였을 때도 대체로 강건한 것으로 확인되며, 초도감사 시 세무서비스의 전략적 활용 가

능성에 대한 시사점을 보다 명확히 보여준다.

나. 초도감사 및 세무서비스가 비정상 감사보수에 미치는 영향

본 절에서는 표준감사시간제 도입 이후, 초도감사 대상기업이 감사인으로 부터 세무서비스를 함께 받는 경우 비정상감사보수(ANAF)에 미치는 영향을 측정하기 위해 <모형 4>와 같은 회귀분석 모형을 설정하였다.

<모형 4>

$$\begin{aligned} ANAF = & \beta_0 + \beta_1 FIRSTAUDIT_{i,t} + \beta_2 POST_t + \beta_3 ATS_{i,t} \\ & + \beta_4 FIRSTAUDIT \times POST + \beta_5 FIRSTAUDIT \times ATS_{i,t} \\ & + \beta_6 POST \times ATS_{i,t} + \beta_7 FIRSTAUDIT \times POST \times ATS_{i,t} \\ & + \beta_8 SIZE_{i,t-1} + \beta_9 ROA_{i,t-1} + \beta_{10} LEV_{i,t-1} + \beta_{11} LOSS_{i,t} \\ & + \beta_{12} COMPLEX_{i,t-1} + \beta_{13} BIG4_{i,t} + \beta_{14} OPIN_{i,t} \\ & + \beta_{15} OWN_{i,t} + \beta_{16} FOR_{i,t} + \beta_{17} MKT_{i,t} + \sum year + \sum ind + \varepsilon \end{aligned}$$

ANAF는 동일한 감사환경하에서 산정된 기대 감사보수 대비 초과 또는 부족하게 지급된 감사보수로서 감사계약에서의 비시장적 요인이나 비효율성 그리고 경제적 유인에 따른 편차를 반영하는 지표로 측정된다. 비정상 감사보수는 선행연구(Simunic, 1980 ; Palmrose, 1986)⁷⁹⁾의 접근방법을 참고하여 아래의 <식 1>을 통해 기대감사보수를 추정한 후, 해당 모형의 잔차(residual)를 ANAF로 정의하였다. 회귀분석에는 감사보수에 영향을 미칠 수 있는 주요 결정요인들을 통제변수로 포함하였다.

<식 1>

$$\begin{aligned} AF = & \beta_0 + \beta_1 FIRSTAUDIT_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 COMPLEX_{i,t-1} \\ & + \beta_4 LOSS + \beta_5 OPIN + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 ROA_{i,t-1} \\ & + \beta_8 BIG4 + \sum year + \sum ind + \varepsilon \end{aligned}$$

79) Simunic, D. A., *op. cit.*, 1980, pp.161~190 ; Palmrose, Z-V., *op. cit.*, 1986, pp.405~411.

여기에서,

FIRSTAUDIT : 초도감사 여부(초도감사면 1, 아니면 0) ;

SIZE : 기업 규모(총자산의 자연로그) ;

COMPLEX : 복잡성(재고자산과 매출채권의 합/총자산의 자연로그) ;

LOSS : 과거 3년 내 당기순손실 여부(있으면 1, 없으면 0) ;

OPIN : 감사의견이 적정인 경우 1, 비적정이면 0 ;

LEV : 부채비율 ;

ROA : 총자산이익률의 자연로그 ;

BIG4 : 감사인이 Big4에 속하는 경우 1, 아니면 0 ;

<표 11>은 주기적 감사인지정제도 시행 이후(2020~2023년) 기간을 대상으로 초도감사(FIRSTAUDIT), 세무서비스 제공 여부(ATS), 지정감사 여부(DESIG)가 비정상감사보수(ANAF)에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시하였다.

분석 결과, 초도감사(FIRSTAUDIT)는 ANAF에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 초도감사에서 정상 수준을 초과하는 감사보수가 지급되는 경향이 있음을 시사한다. 세무서비스 제공 여부(ATS)는 유의하지 않았으며, 단독으로는 비정상 감사보수에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 $FIRSTAUDIT \times ATS$ 상호작용항은 유의한 음(-)의 영향을 보였으며, 이는 초도감사 기업이 세무서비스를 함께 제공받는 경우, 오히려 비정상 감사보수가 감소하는 경향이 있음을 의미한다. 이는 감사인이 초도감사에서 보수수준을 전략적으로 조정하며, 세무서비스 수입을 통해 감사보수의 일부를 대체하거나 보완하는 수익 재조정 전략을 채택하고 있을 가능성을 보여준다. 지정감사 여부(DESIG)는 ANAF에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤으며, $FIRSTAUDIT \times DESIG$ 상호작용항은 유의한 음(-)의 값을 보여주었다. 이는 주기적 감사인 지정 대상 기업의 초도감사에서 비정상 감사보수가 상대적으로 감소함을 의미하며, 지정 감사인이 감사보수 산정에서 보다 엄격한 기준을 적용함을 나타낸다.

FIRSTAUDIT $\times$ ATS $\times$ DESIG 상호작용항은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보였다. 이는 지정감사 대상 기업 중 초도감사 기업이 세무서비스를 동시에 제공받는 경우, 비정상 감사보수가 유의하게 증가함을 의미하며, 이는 감사인이 강제 지정된 구조 내에서 피감사기업에 대한 협상우위를 확보하고, 동시에 세무서비스 제공을 활용하여 보수수준을 전략적으로 인상하는 계약 행태가 나타났음을 보여준다.

<표 11> 주기적 감사인 지정에 따른 초도감사와 세무서비스가
비정상 감사보수에 미치는 영향

	ANAF
FIRSTAUDIT	0.268*** (22.351)
ATS	0.004 (0.096)
FIRSTAUDIT $\times$ ATS	-0.157*** (-2.608)
DESIG	0.100*** (5.137)
FIRSTAUDIT $\times$ DESIG	-0.068*** (-3.494)
ATS $\times$ DESIG	-0.002 (-0.033)
FIRSTAUDIT $\times$ ATS $\times$ DESIG	0.172** (2.186)
표본수	7,271
산업더미 & 연도더미	controlled
수정 R ²	0.189

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

다음으로 주기적 감사인 지정제 해제에 따른 초도감사 피감사기업이 감사인으로부터 세무서비스를 함께 받을 경우, 비정상 감사보수(ANAF)에 미치는 영향 측정하기 위해 <모형 6>과 같은 회귀분석 모형을 설정하였다.

<모형 6>

$$\begin{aligned} ANAF = & \beta_0 + \beta_1 aftDESIG_{i,t} + \beta_2 ATS_{i,t} + \beta_3 aftDESIG_{i,t} \times ATS_{i,t} \\ & + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 ROA_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_5 LOSS_{i,t} \\ & + \beta_5 COMPLEX_{i,t-1} + \beta_6 BIG4_{i,t} + \beta_7 OPIN_{i,t} + \beta_8 OWN_{i,t} \\ & + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_8 MKT_{i,t} + \sum year + \sum ind + \varepsilon \end{aligned}$$

<표 12>는 주기적 감사인 지정제 해제 이후 초도감사(aftDESIG) 상황에서 세무서비스 제공 여부(ATS)가 비정상 감사보수(ANAF)에 미치는 영향을 분석한 회귀분석 결과를 제시하였다.

분석결과, aftDESIG 변수는 ANAF에 유의한 음(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 이는 주기적 지정제 해제 이후의 초도감사 기업에서 비정상 감사보수가 유의하게 감소했음을 의미하며, 지정기간 종료 후 자유계약으로 전환된 초도감사 상황에서 감사보수가 보다 정상 수준에 근접하게 결정되고 있음을 시사한다. 즉, 감사계약의 자율성이 회복됨에 따라 감사보수 산정에서 비시장적 요인이 완화되었을 가능성을 보여준다. 한편, 세무서비스 제공 여부(ATS)는 ANAF에 유의한 영향을 보이지 않았으며, aftDESIG × ATS 상호작용 변수 또한 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 이는 주기적 지정 해제 이후 초도감사 기업이 세무서비스를 함께 제공받는 경우에도 비정상 감사보수에 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 주기적 감사인 지정이 해제된 이후 초도감사와 세무서비스가 동시에 이루어지더라도, 감사보수가 기대 수준을 벗어나게 변동되지 않음을 실증적으로 보여준다. 이는 자유계약 환경에서는 감사보수가 경쟁적 수준에서 결정되며, 세무서비스 제공이 추가적인 경제적 유인을 유발하지 않는다는 점에서 정책적 시사점을 제공할 수 있다.

<표 12> 주기적 감사인 지정기업 해제에 따른 초도감사와 세무서비스가
비정상 감사보수에 미치는 영향

	ANAF
aftDESIG	-0.286*** (-5.623)
ATS	0.011 (0.227)
aftDESIG × ATS	0.081 (1.240)
표본수	1,305
산업더미 & 연도더미	controlled
수정 R ²	0.429

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄. 변수에 대한 설명은 <표 2>를 참조.

V. 결 론

본 연구는 표준감사시간제도와 주기적 감사인지정제의 도입이라는 제도적인 변화와 함께 기존 선행연구에서 상반된 연구결과를 제시하고 있는 감사인의 비감사서비스인 세무서비스의 동시 제공 여부가 감사보수에 미치는 영향을 실증분석 함으로써 주기적 감사인지정제 도입 이후 감사인과 피감사기업 간의 감사계약 환경의 구조적 변화를 파악하고, 감사보수 결정요인의 재조명을 위한 실증분석을 진행하였다.

실증분석결과, 다음과 같은 세 가지 주요 결과를 도출하였다. 첫째, 표준감사시간제도의 도입은 감사시간의 구조적 증가를 유도하였으며, 이에 따라 감사보수도 유의하게 상승하는 경향을 보였다. 또한, 세무서비스가 함께

제공된 경우, 시간당 감사보수가 증가 되는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 표준감사시간제 도입 이후, 초도감사 기업이 세무서비스를 제공받는 경우 시간당 감사보수가 유의하게 증가했음을 의미한다. 다시 말해, 총감사 보수에는 영향이 없더라도, 시간당 보수에서는 유의미한 상승이 발생하였다. 둘째, 주기적 감사인지정제도가 시행되면서 감사 계약의 자율성이 제한되고, 지정 감사인이 피감사기업에 대해 우월한 협상력을 보유하게 됨에 따라 전반적인 감사보수가 상승하는 결과가 나타났다. 특히 세무서비스가 동시에 제공되는 경우, 이러한 감사보수의 상승 폭은 더욱 확대되어 나타났다. 셋째, 피감사기업이 주기적 감사인지정제 해제로 자율계약으로 전환된 경우, 초도감사 할인 현상이 재차 발생하였으며, 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 감사보수가 유의하게 증가하는 결과가 나타났다. 이는 자율계약 시장에서 감사인은 경쟁우위를 확보하기 위해 초기 보수 할인 전략(low-balling)을 채택하였고, 이는 전형적인 초도감사 할인 구조로 연결되었을 것으로 추측된다.

본 연구의 실증분석결과는 감사인이 세무서비스를 병행 제공하는 경우, 시간당 감사보수가 유의하게 상승한다는 점에서 감사계약구조에 대한 경제적 유인의 왜곡 가능성을 시사하고 있다. 표준감사시간제도의 도입 이후, 초도감사 기업에서 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 보수가 유의하게 증가한 결과는, 감사인이 표준화된 감사시간 투입을 준수하는 환경 아래에서 비감사서비스를 활용해 실질적인 수익을 보전 했을 가능성이 있다. 이는 Frankel et al.(2002)⁸⁰⁾의 연구에서 피감사기업에 대한 비감사서비스 제공이 감사인의 경제적 종속성을 심화시켜 독립성을 훼손하고, 감사품질을 저하시킬 수 있다는 우려와 같은 점을 나타내고 있다. 또한, 주기적 감사인지정제 하에서 세무서비스가 병행 제공될 경우 감사보수 상승 폭이 더 크게 나타난 점은, 감사인이 강제 지정 구조 내에서 감사 계약 협상력을 적극 활용

80) Francis, J. R. and Simon, D. T., *op. cit.*, 1987, pp.145~157.

하여 감사보수 외 추가 수익을 확보하려는 행태로 해석될 수 있다. 이는 감사 계약의 자율성이 제한된 제도적 환경에서 감사인의 수익 극대화 전략이 비감사서비스를 통해 실현되고 있다는 점에서, 감사의 객관성과 품질에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 나타낸다.

한편, 감사인지정제도 종료 후 자율계약으로 전환된 기업에서 다시 초도 감사 할인 현상이 나타나고, 세무서비스 제공 여부에 따라 시간당 보수가 유의하게 상승한 점은, 감사인이 전형적인 low-balling 전략을 통해 감사계약을 확보한 뒤 비감사서비스를 통해 보수를 보전하려는 유인을 가지고 있음을 나타낸다. 이러한 구조는 DeAngelo(1981)⁸¹⁾가 제시한 준지대(quasi-rent) 기반의 경제적 유인과 부합하며, 비감사서비스가 감사인의 독립성을 저해하고 감사품질을 저하시킬 수 있다는 전통적 비판과 그 맥락을 같이 할 수 있다.

추가적으로 세무서비스 제공의 영향을 보다 정밀하게 파악하기 위하여, 단순 이분형 변수 대신 세무서비스 보수 수준을 반영한 강건성 분석을 수행한 결과, 세무서비스 보수가 클수록 감사보수와 시간당 감사보수가 유의하게 증가하는 경향을 확인하였다. 이는 감사인이 비감사서비스를 통해 감사계약의 총 보수 수준을 확대하려는 경제적 유인을 가지고 있음을 뒷받침한다. 특히, 삼중 상호작용항 분석을 통해 초도감사, 세무서비스 제공, 그리고 감사인지정제의 결합이 감사보수 결정에 미치는 구조적 요인을 탐색한 결과, 초도감사 환경에서는 세무서비스 보수를 통해 감사보수를 조정하는 대체 효과가 유의하게 작용하는 것으로 나타났다. 반면, 지정감사 하에서 이러한 효과는 통계적으로 뚜렷하지 않으나, 세무서비스 제공이 감사인의 협상전략 수단으로 활용되고 있음을 간접적으로 시사한다. 감사인지정제가 종료된 이후 자율계약으로 전환된 초도감사 환경에서는, 세무서비스 보수 수준이 감사보수에 유의한 영향을 미치며, 특히 시간당 감사보수에 있어 음

81) DeAngelo, L. E., *op. cit.*, 1981, pp.113~127.

(-)의 조정 효과가 확인되었다. 이는 감사인이 세무서비스를 보완 수단으로 활용하여 감사보수 할인의 일부를 상쇄하거나, 세무서비스 제공을 통해 총 보수를 재구성하는 계약 전략이 존재함을 보여준다.

본 연구에서는 감사 계약에 대한 제도적 변화와 더불어 피감사기업과 감사인 간의 계약 구조에서는 감사보수에 영향을 미치는 비감사서비스인 세무서비스의 제공 여부가 감사보수 결정에 미치는 보완적 또는 대체적 관계를 규명하고 감사인과 피감사기업의 감사 계약의 경제적인 요인인 감사보수에 미치는 영향을 확인할 수 있었다. 또한, 이러한 결과를 통해, 감사 계약에 영향을 미치는 정책당국의 제도 설계의 효과성을 확인하고, 감사인의 독립성 확보 및 감사품질 제고를 위한 정책적 방향 설정에 기초자료로 활용될 수 있다는 점에서 실무적 의의도 가질 수 있다.

향후 연구에서는 이러한 초도감사, 비감사서비스인 세무서비스, 그리고 주기적 감사인지정제도 등 감사계약에 영향을 미치는 효과가 피감사기업의 이익의 질, 재량적 발생액, 회계정보의 신뢰성 등 감사품질의 실질적 성과 지표에 어떠한 영향을 미칠 수 있는가에 대한 추가적인 연구를 진행할 필요가 있다.

한편, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 분석은 표본기간 동안 상장기업에 한정되어 있어 비상장기업이나 중소기업에의 일반화에는 제한이 있다. 둘째, 세무서비스 제공 여부는 더미변수로 측정되어 있으며, 서비스의 유형, 규모, 제공 방식 등에 대한 정성적 분석이 이루어지지 못했다는 점에서 후속 연구의 필요성이 있다. 셋째, 감사품질을 직접 측정하지 않고 시간당 감사보수(AFPH)나 비정상 감사보수(ANAF) 등 대리변수를 활용하였기에, 해석에 있어 신중한 접근이 요구된다.

參 考 文 獻

1. 국내 문헌

- 공경태, “감사의견구매 목적의 감사인 변경이 이익지속성에 미치는 영향”, 『회계정보연구』 제39권 제2호, 한국회계정보학회, 2021.
- _____, “주기적 감사인 지정제가 재량적 발생액에 미치는 영향”, 『회계저널』 제34권 제1호, 한국회계학회, 2025.
- 권수영·기은선, “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”, 『회계학연구』 제36권 제4호, 한국회계학회, 2011.
- 권수영·김문철, “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석”, 『회계학연구』 제26권 제2호, 한국회계학회, 2001.
- 권수영·김문철·정태진, “감사시간과 감사품질이 감사보수에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제30권 제4호, 한국회계학회, 2005.
- 권수영·손성규·이은철, “비감사서비스가 감사인의 독립성에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제29권 제2호, 한국회계학회, 2004.
- 김현정·유승원, “주기적 감사인 지정이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”, 『회계저널』 제31권 제1호, 한국회계학회, 2022.
- 김희규·신승묘, “감사인제공 세무서비스가 기업의 실제이익조정 행위에 미치는 영향”, 『세무와 회계저널』 제20권 제3호, 한국세무학회, 2019.
- 노준화·배길수·전영순, “지정감사인이 더 높은 감사보수를 받는가?”, 『회계학연구』 제28권 제4호, 한국회계학회, 2003.
- 노준화·조성하·배길수, “감사인 유지제도가 감사보수에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제29권 제1호, 한국회계학회, 2004.
- 라현주, 김용수, 전규안, “비감사서비스의 제공이 감사품질에 미치는 영향: 감사인 유형과 비감사서비스 유형을 중심으로”, 『경영학연구』 제45권 제1호, 한국경영학회, 2016.
- 박범진·박기수, “비감사서비스의 유형이 비정상 감사보수에 미치는 영향”, 『국제회계연구』 제52권, 한국국제회계학회, 2013.
- 박수연·유관희·유승원, “경영자 예측정보와 감사보수 및 감사시간”, 『회계·세

- 무와 감사 연구』 제54권 제1호, 한국공인회계사회, 2012.
- 박종일, “감사보수와 이익조정에 관한 연구”, 『회계·세무와 감사 연구』 제42권, 한국공인회계사회, 2005.
- 박종일·박찬웅, “비정상 감사보수와 감사품질이 비정상 감사시간에 미치는 영향”, 『회계·세무와 감사 연구』 제45권, 한국공인회계사회, 2007.
- 박종일·전규안·최종학, “비감사서비스와 감사인의 독립성에 관한 연구”, 『회계학연구』 제28권 제4호, 한국회계학회, 2003.
- 박종일·정선문·이윤정, “주기적 지정감사인인 표준 대비 실제감사시간을 보다 증가시키는가? 자율 교체 감사인과 비교를 중심으로”, 『회계학연구』 제48권 제4호, 한국회계학회, 2023.
- 선우희연·이우중, “주기적 감사인 지정제의 이행비용 : 피감법인의 효용변화를 중심으로”, 『회계학연구』 제45권 제6호, 한국회계학회, 2020.
- 선우희연·이유진·최종학, “감사인의 세무관련 비감사서비스 제공이 피감기업의 공격적 조세회피성향과 감사보수 및 감사품질 사이의 관계에 미치는 영향”, 『회계저널』 제26권 제5호, 한국회계학회, 2017.
- 오광욱·정석우, “한계세율과 과세소득과 관련된 회계선택과의 관계”, 『세무학연구』 제27권 제4호, 한국세무학회, 2010.
- 이상철·박재완·정갑수, “초도감사의 감사보수 할인 현상에 대한 실증연구”, 『회계·세무와 감사 연구』 제53권 제2호, 한국공인회계사회, 2001.
- 이영한·윤성만, “조세유인과 비조세유인이 기업의 외부감사인 제공 세무서비스 구매의사결정에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제36권 제2호, 한국회계학회, 2011.
- 임유니·염승훈, “주기적 감사인 지정제도를 통해 교체를 앞두고 있는 감사인의 협상력”, 『회계저널』 제31권 제1호, 한국회계학회, 2022.
- 정광화·기은선, “비상장기업의 감사시장에 초도감사보수 할인현상이 나타나는가?”, 『회계·세무와 감사 연구』 제58권 제3호, 한국공인회계사회, 2016.
- 정아름·정도진·김세훈, “표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 미치는 영향 — 교섭력과 재량적 발생액의 변동을 중심으로 —”, 『회계·세무와 감사 연구』 제64권 제3호, 한국공인회계사회, 2022.
- 정진향·마희영, “K-IFRS 도입이 초도감사 보수할인에 미치는 영향”, 『경영교육연구』 제29권 제2호, 한국경영교육학회, 2014.

2. 국외 문헌

- Antle, R., Gordon, E., Narayanamoorthy, G. and Zhou, L., The joint determination of audit fees, non-audit fees, and abnormal accruals, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 27(3), Springer, 2006.
- Ashbaugh, H., R. Lafond and B. Mayhew, Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence, *The Accounting Review* 78(3), American Accounting Association, 2003.
- Becker, C. L., M. DeFond, J. Jambalvo and K. R. Subramanyam, The effect of audit quality on earnings management, *Contemporary Accounting Research* 15(1), Canadian Academic Accounting Association, 1998.
- Craswell, A. and J. Francis, Pricing of Initial Audit Engagements, *The Accounting Review* 74, American Accounting Association, 1999.
- DeAngelo, L. E., Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation, *Journal of accounting and Economics* 3(2), Elsevier, 1981.
- DeFond, M., K. Raghunandan and K. Subramanyam., Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions, *Journal of Accounting Research* 40(4), Wiley-Blackwell, 2002.
- Dye, R. A., Informationally motivated auditor replacement, *Journal of accounting and economics* 14(4), Elsevier, 1991.
- Ettredge, M., and Greenberg, R., Determinants of fee cutting on initial audit engagements, *Journal of accounting research* 28(1), Wiley-Blackwell, 1990.
- Francis, J. R. and Simon, D. T., A test of audit pricing in the small-client segment of the US audit market, *Accounting Review* Vol.62 No.1, American Accounting Association, 1987.
- Frankel, R.M., Johnson, M.F. and Nelson, K.K., The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management, *Accounting Review* 77(4), American Accounting Association, 2002.
- Ghosh, A. and R. Pawlewicz, The impact of regulation on auditor fees : Evidence from the Sarbanes-Oxley Act, *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 28(2), American Accounting Association, 2009.
- Ghosh, A. and S. Lustgarten., Pricing of initial audit engagements by large and small audit firms, *Contemporary Accounting Research* 23(2), Canadian

Academic Accounting Association, 2006.

Krishnan, J., Sami, H. and Zhang, Y., Does the provision of nonaudit services affect investor perceptions of auditor independence?, *Auditing : A journal of practice & theory* 24(2), American Accounting Association, 2005.

Palmrose, Z-V., The Effect of Non-Audit Services on the Pricing of Audit Services : Further Evidence, *Journal of Accounting Research* 24(2), Wiley-Blackwell, 1986.

Parkash, Mohinder and Carol F. Venable., Auditee incentives for auditor independence : The case of nonaudit services, *Accounting Review* Vol.68 No.1, American Accounting Association, 1993.

Simunic, D. A., The pricing of audit services : Theory and evidence, *Journal of Accounting Research* 18(1), Wiley-Blackwell, 1980.

_____, Auditing, Consulting and Auditor Independence, *Journal of Accounting Research* 22(2), Wiley-Blackwell, 1984.

<Abstract>

**The Effects of Initial Audits and Tax Services on Audit Fees
Following the Introduction of the New External Audit Law**

Mi jOUNg Kim* & Soo jun Lee**

This study empirically examines the effects of initial audits and the provision of tax services on audit fees, considering the implementation of the revised External Audit Act and the Periodic Auditor Designation System.

The results indicate that the adoption of the Standard Audit Hours Policy led to a structural increase in audit hours, with a significant rise in audit fees. Audit fees per hour were found to be higher when tax services were concurrently provided with initial audits. Furthermore, the implementation of the Periodic Auditor Designation System limited the autonomy of audit contract arrangements between auditors and companies, granting designated auditors stronger bargaining power and consequently raising overall audit fees. This fee increase was even more pronounced when tax services were provided alongside initial audits.

Additionally, when companies transitioned from mandatory auditor designation to voluntary audit engagements, initial audit fee discounts reappeared. In such cases, the provision of tax services further increased audit fees per hour.

This study provides empirical evidence on how tax services, as a form of non-audit service, affect audit fees within the context of institutional changes in audit contracting. The findings highlight the practical significance of institutional design by policymakers in shaping the audit market, particularly in maintaining auditor independence and enhancing audit quality.

► **Key Words** : audit fees, initial audit, tax service, standard audit hours policy, periodic auditor designation system

* Primary Author : Ph. D. Candidate, Graduate School of Business, Sejong University
** Corresponding Author : Assistant Professor, Graduate School of Business, Sejong University