

표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 미치는 영향 - 교섭력과 재량적 발생액의 변동을 중심으로 -

정아름* / 정도진** / 김세훈***

- | | |
|-------------------|----------|
| I. 서론 | IV. 분석결과 |
| II. 이론적 배경 및 연구가설 | V. 결론 |
| III. 연구설계 | |

개요

기존 우리나라 회계감사시장은 구매자의 교섭력이 공급자보다 커서 피감사기업과 감사인의 '갑-을 관계'로 인한 저가수입이 문제였다. 이러한 문제를 해소하기 위해 2019년부터 적절한 감사시간을 규정하는 표준감사시간제도가 도입·시행되고 있다. 그런데 표준감사시간제도에 대한 감사인과 피감사기업의 입장은 확연히 다르고 지금도 그렇다. 이러한 논란과 배경 속에서 본 연구는 예상한 바와 같이 표준감사시간제도의 도입 이후 감사보수 및 시간당 감사보수가 전년 대비 각각 28.0%와 5.8% 증가한 것을 확인하였다. 그런데 이러한 감사보수 또는 시간당 감사보수의 증가는 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시켰다. 이는 표준감사시간제도 도입 이후 감사인의 감사행위는 이익을 하향 조정하려는 경향이 있음을 시사한다. 감사인의 하향 이익조정 동기는 이익의 상향조정이 하향조정보다 소송위험이 더 크기 (즉, 비대칭적 소송위험) 때문으로 판단된다. 이러한 감사인의 보수적 감사행위는 감사인뿐만 아니라 경영진과 내부감사위원회의 소송위험도 감소시킬 수 있다. 다만, '표현의 충실성'이라는 회계정보의 본질적 질적특성을 저해할 수 있어 주의가 필요하다. 본 연구는 표준감사시간제도에 관한 실증분석 연구로서, 회계감사시장에서 구매자와 공급자의 교섭력에 관한 선행연구는 대부분 감사보수의 증감에 초점을 둔 반면, 본 연구는 감사인의 교섭력 증가가 감사행위에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증적으로 살펴본 데 의미가 있다.

주제어 : 표준감사시간제도, 감사보수, 시간당 감사보수, 재량적 발생액, 감사시간

* 사회적가치연구원 팀장(제1저자), E-mail: arjung0513@naver.com

** 중앙대학교 경영학부 교수(교신저자), E-mail: dj1730@cau.ac.kr

*** 중앙대학교 일반대학원 회계학과 박사과정(공동저자), E-mail: sehoon@kicpa.kr
투고일(2022년 5월 24일), 수정일(2022년 8월 8일), 게재확정일(2022년 9월 8일)

I. 서론

2019년과 2020년은 우리나라 회계감사시장의 대변혁의 시작 시점이다. 바로 표준감사시간 제도와 주기적 지정제도가 시행되는 첫해이기 때문이다. 감사인의 낮은 독립성 문제를 해결하기 위한 주기적 지정제도가 2020년부터 도입되고, 감사인의 정당한 주의를 높이기 위해 적정 감사시간을 제시하는 표준감사시간제도가 2019년에 시행되었다. 이러한 표준감사시간제도와 주기적 지정제도는 세계적으로도 도입사례가 없는 실험적인 제도로서 우리나라의 시행결과에 대해 국내는 물론 해외에서까지 주목받고 있다. 특히, 표준감사시간제도로 인해 감사인은 회계감사시장에서 갑-을 관계가 해소되고 회계감사가 정상화될 것이라고 주장하는 반면, 피감사기업은 과도한 감사보수의 증가를 초래할 것이라고 주장한다. 그 가운데 표준감사시간제도 도입 이후 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 어떠한 영향을 미칠지에 대한 의문이 존재한다. 이에 본 연구에서는 표준감사시간제도의 도입이 감사인의 감사행위에 어떠한 영향을 미쳤는지를 재량적 발생액의 변동을 통해 살펴보았다.

기존 우리나라 회계감사시장은 구매자의 교섭력(bargaining power of buyers)이 공급자의 교섭력(bargaining power of suppliers)보다 커서, 피감사기업과 감사인의 ‘갑-을 관계’로 인한 저가수입이 문제였다. 하지만 표준감사시간제도로 인해 감사인은 적절한 감사시간을 보장받게 되어 공급자인 감사인이 이전보다 우월한 교섭력을 가지게 되었다. 공급자인 감사인의 교섭력 강화는 감사서비스의 차별화로 이어질 수 있으며, 무조건 낮은 가격이 아닌 감사보수의 적정성을 협상할 수 있게 된 것이다. 따라서 감사보수의 증가는 감사시간의 증가로 인한 것일 뿐만 아니라, 공급자인 감사인의 교섭력 강화로 인한 부분도 존재한다.

또한, 감사인의 소송위험은 이익의 하향조정보다 상향조정에서 더 크기 때문에(소송위험의 비대칭성), 감사인은 이익의 상향조정을 억제하기 위해 감사노력을 더 투입한다(Abbott et al., 2006; Antle and Gordon, 2006; 박종성과 최기호, 2001; 손성규 등, 2006). 따라서 표준감사시간제도의 도입으로 감사인의 교섭력이 강화되어 적절한 감사시간이 투입되고 이에 따라 감사보수가 증가하는데, 이때 감사인은 소송위험 때문에 이익의 하향조정보다 상향조정을 억제하기 위해 더 노력할 것이다. 그 결과 표준감사시간 도입 이후의 재량적 발생액은 도입 이전의 재량적 발생액보다 음(-)의 방향으로 증가할 것이다.

이에 관한 본 연구의 기술통계 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 표준감사시간제도 도입 직후 2019년의 감사보수와 시간당 감사보수는 이례적으로 직전 2018년보다 28.0%와 5.8% 상승하였다. 따라서 2019년 우리나라 회계감사시장의 주된 사건(event)인 표준감사시간제도의 도입으로 인해 공급자인 감사인의 교섭력이 강화되어 감사보수의 상승을 이끌었음을 추정할 수 있다. 둘째, 2017년 대비 2018년 재량적 발생액 변동의 증위수는 0.000이지만, 2018년 대비 2019년

재량적 발생액 변동의 증위수는 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 직전년도와 달리, 표준감사시간제도 도입 직후 2019년의 재량적 발생액이 음(-)의 방향으로 증가했음을 의미한다. 셋째, t-test 결과에서도 2018년 대비 2019년의 감사보수와 시간당 감사보수는 유의하게 증가하였고, 재량적 발생액은 유의하게 음(-)의 방향으로 증가했다.

한편, 2018년 대비 2019년 감사보수 또는 시간당 감사보수 변동에 대한 재량적 발생액의 변동을 회귀분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 2018년 대비 2019년 감사보수의 증가가 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 이익의 상향조정과 하향조정에 대한 감사인의 비대칭적 소송위험으로 인해, 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위를 이익의 하향조정에 집중시켰음을 시사한다. 둘째, 표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가는 감사시간의 증가뿐만 아니라 감사인의 교섭력 강화 때문이기도 하다. 그래서 표준감사시간제도 도입 이후 (감사시간의 증가가 아닌) 감사인의 교섭력 강화로 인한 감사보수의 증가에만 초점을 맞춰 감사인의 감사행위 변화를 살펴보기 위해, (총 감사보수가 아닌) 시간당 감사보수 변동에 대한 재량적 발생액의 변동을 회귀분석하였다. 그 결과 총 감사보수보다는 유의성이 낮게 나타나지만, 2018년 대비 2019년 시간당 감사보수의 증가도 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시켰다. 따라서 표준감사시간제도 도입 이후 감사인의 교섭력 증가로 인한 감사보수의 증가도 감사인의 감사행위를 이익의 하향조정에 집중시킴을 확인할 수 있다. 이러한 결과들은 감사보수의 증가와 같이 감사노력을 더 투입할 유인이 있을 때 음(-)의 방향의 재량적 발생액을 보고한다는 선행연구(박종성과 최기호, 2001; 손성규 등, 2006)와 같은 맥락이다. 셋째, 추가로 재량적 발생액이 양(+)의 방향으로 증가한 표본과 음(-)의 방향으로 증가한 표본을 구분하여 가설의 강건성을 검증했다. 기대한 것처럼, 표준감사시간제도 도입 이후 재량적 발생액이 음(-)의 방향으로 증가한 표본에서는 감사보수 또는 시간당 감사보수와 유의한 관계를 발견했지만, 양(+)의 방향으로 증가한 표본에서는 유의한 관계를 발견하지 못했다.

본 연구는 표준감사시간제도에 대한 실증분석으로서, 표준감사시간제도의 도입이 감사인의 감사행위에 미치는 영향을 공급자와 구매자의 교섭력에 관한 이론을 토대로 재량적 발생액을 사용하여 검증하였다. 특히, 이익의 상향조정과 하향조정에 대한 감사인의 비대칭적 소송위험으로 인해 감사인의 감사행위를 살펴보기 위해, 사건(event) 전·후 재량적 발생액의 절댓값이 아닌 본래값(부호 유지)을 사용했다.¹⁾ 본 연구의 실무적 공헌은 표준감사시간제도 이후 감사인이 이익을 하향조정하는 감사행위를 할 수 있음을 발견한 것이다. 이러한 감사인의 보수적 감사행위는 감사인뿐만 아니라 경영진과 내부감사위원회의 소송위험도 감소시킬 것이다. 이

1) 재량적 발생액의 절댓값을 사용할 경우 표준감사시간제도 도입 전·후 유의한 차이를 확인할 수 없어 표준감사시간제도가 감사품질을 높이지 못한 것으로 단순 해석할 수 있다.

에 표준감사시간제도 도입 이후 이익의 과대보고로 인한 위험이 낮아졌음을 시사한다. 다만, 과도한 하향의 이익조정은 오히려 ‘표현의 충실성’이라는 회계정보의 본질적 질적특성을 약화시킬 수 있음에 주의할 필요가 있다. 더불어, 투자자와 이해관계자도 표준감사시간제도 도입 이후 이전과 달리 이익이 하향조정되었을 가능성을 고려해야 할 것이다.²⁾

이하 제2장에서는 표준감사시간제도의 도입 배경과 내용을 간략히 살펴보고, 본 연구가설의 이론적 토대가 되는 공급자와 구매자의 교섭력에 관한 선행연구와 감사보수와 재량적 발생액에 관한 선행연구를 정리하였다. 그리고 이러한 이론적 배경에 기초하여 연구가설을 제시하였다. 제3장과 제4장에서 각각 표본선정을 포함한 연구모형과 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제5장은 결론과 시사점으로 구성되었다.

II. 이론적 배경 및 연구가설

2.1. 표준감사시간제도

우리나라 회계감사시장은 지나치게 낮은 감사보수에 대한 지적이 지속적으로 제기되어 왔다. 이러한 현상을 박종성과 조은주(2017)는 우리나라의 기업들은 감사보수를 투자가 아닌 비용으로 생각하여 고품질의 감사보다는 낮은 감사보수를 선호한 결과라고 해석했다. 또한, 권수영과 김문철(2001)은 고품질의 감사에 대한 수요가 부족한 우리나라의 경우 회계감사시장은 구매자 우위의 시장이 되어 감사인 간 낮은 감사보수 경쟁을 일으킨다고 주장했다. 이는 결국 피감사기업과 감사인 간 ‘갑-을 관계’가 형성되어 감사의 저가수입 문제가 발생하게 되고, 이는 곧 충분하지 못한 감사시간으로 이어져 감사품질의 저하를 초래했다.

DeAngelo(1981)는 회계감사품질은 ‘회계오류와 부정을 발견할 수 있는 가능성(detect breach)’과 이를 ‘보고할 수 있는 가능성(report breach)’에 따라 결정된다고 주장했다. 회계오류 및 부정을 ‘발견’할 수 있는 가능성은 감사인의 정당한 주의가 높아질수록 증가하고 발견된 회계오류 및 부정을 ‘보고’할 가능성은 감사인의 독립성(independence)이 높아질수록 증가한다. 이에 감사인의 낮은 독립성 문제를 해결하기 위해 주기적 지정제도가 2020년부터 도입되고, 감사인의 정당한 주의를 높이기 위해 적정 감사시간을 제시하는 표준감사시간제도가 2019년에 도입되었다. 표준감사시간제도는 회계감사기준을 충실히 준수하고 감사품질을 제고하기

2) 본 연구의 주된 학문적 공헌은 결론에 기술하였듯이, 회계감사시장에서 구매자와 공급자의 교섭력에 관한 선행연구는 대부분 감사계약 체결 시 감사보수의 증감에 초점을 둔 반면, 본 연구는 감사인의 교섭력 강화가 감사계약 이후 감사인의 감사행위에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증적으로 살펴본 데 있다.

위해 감사시간을 충분히 투입하도록 하는데 취지가 있다.³⁾

이러한 표준감사시간제도는 「주식회사 등의 외부감사에 관한 법률」 제16조2에 감사업무의 품질을 제고하고 투자자 등 이해관계인의 보호를 위하여 감사인이 투입하여야 할 표준 감사 시간을 정할 수 있다고 명시되어 있다. 동법에 따라 해당 제도의 적용 범위를 기업인수목적회사(SPAC) 등 특수한 경우를 제외하고 외부감사 대상으로 정하고 있다. 표준감사시간은 정해진 산식에 따라 산정된 결과에 감사팀의 ‘숙련도 조정계수’를 곱하여 정해진다. 숙련도 조정계수는 기준 숙련도를 감사인 숙련도로 나누어 산출하는데, 이는 해당 제도의 기본 취지인 감사 품질을 높이기 위한 하나의 장치로 해석할 수 있다.

그런데 표준감사시간제도는 감사품질을 유지하기 위한 ‘적정 감사시간’만을 규정하고 있으며, 감사보수에 대한 명시적 규정은 없다. 이에 표준감사시간제도로 인해 감사보수의 증가가 불가피하다는 우려가 크다. 더욱이 박종성과 조은주(2017)는 동 제도의 도입 취지와 달리 감사품질의 개선으로 이어지지 않을 수 있는 상황도 우려하고 있다.

2.2. 교섭력(Bargaining Power)에 관한 선행연구

교섭력(Bargaining Power)은 서로에게 영향을 미치는 상황에서 상대방의 상대적인 힘을 의미하며, 거래 관계에 있어 공급자와 구매자의 협상 능력을 의미한다. Porter(1980)는 교섭력을 구매자의 교섭력(bargaining power of buyers)과 공급자의 교섭력(bargaining power of suppliers)으로 나누어서 설명하고 있다. 구매자의 공급업체 선택범위가 넓을수록, 산업의 제품 규격화 정도가 높을수록, 그리고 공급자 전환비용이 낮을수록 구매자의 교섭력은 커진다(Porter 1980, 1985; Horngren et al. 2009). 반면에, 공급자가 공급하는 제품이나 서비스의 차별화가 클수록, 그리고 공급자 전환비용이 클수록 공급자의 교섭력이 커진다(Porter 1980, 1985).

이러한 교섭력은 회계감사시장에서도 존재하며, 여기서 감사인은 감사를 제공하는 공급자로 정의될 수 있고 피감사기업은 감사를 제공받는 구매자로 정의할 수 있다. 그리고 감사보수는 감사인과 피감사기업 사이의 계약 요인들에 영향을 받기 때문에(DeAngelo 1981), 표준감사시간제도는 감사인과 피감사기업의 우월한 교섭력에 영향을 미친다.

공급자인 감사인과 구매자인 피감사기업의 감사계약 시 기존 우리나라 회계감사 시장처럼 피감사기업의 교섭력이 큰 경우 감사인은 감사보수 인상을 억제당하고 감사시간 투입에 제약을 받을 수밖에 없다(Casterella et al. 2004; Huang et al. 2007; Asthna and Boone 2012). 이로

3) 2018년 10월 ‘新외부감사법 시행 준비상황 점검회’에서 표준감사시간제도의 시행과 관련하여 새로운 제도의 도입 자체가 감사품질을 보장해주는 못하므로 회계업계의 과도한 영업 위주 운영방식에 따른 부적절한 관행을 혁파할 필요가 있음을 언급했다. 이는 표준감사시간제도의 도입 배경에는 감사품질 유지를 위한 적정 감사시간이 보장되기 어려운 우리나라의 감사환경 현실을 우회적으로 말해주고 있다(이민우와 정기위, 2020).

인해 회계감사 시장에서 감사품질에 차별화가 없고 저가 수주경쟁이 발생하였다. 이는 구매자의 교섭력이 큰 시장의 경우 제공하는 제품과 서비스를 차별화하기 어렵고, 낮은 가격이 경쟁 우위를 점하는 것과 같은 맥락이다(Porter 1980, 1985; Daems 1990; Kale and Shahrur 2007; Tavitiyaman et al. 2011).

회계감사 시장의 교섭력과 관련된 선행연구를 살펴보면 Asthnana and Boone(2012)는 구매자의 우월한 협상력으로 인한 보수할인이 감사품질에 미치는 영향을 분석하였는데, 그 결과 음(-)의 초과감사보수가 감사품질을 저해하는 효과가 크게 강해지는 것을 발견하였다. 최준혁 등(2019)은 수주산업에서 핵심감사제도 도입이 감사보수 및 감사노력에 미치는 효과가 구매자의 협상력에 따라 다르게 나타나는가를 살펴보았다. 그 결과 핵심감사제도로 인해 감사시간과 감사보수의 유의한 증가가 관찰되었으며, 이는 구매자의 낮은 협상력을 중심으로 나타났다. 오광욱 등(2009)에서도 전년도 한정의견을 받은 비상장기업은 적정의견을 받은 비상장기업보다 낮은 감사보수를 부담하며, 이는 감사인보다 비상장기업 즉 구매자에게 지나치게 감사계약의 교섭력이 집중되는 결과로 해석하였다.

회계감사 시장 중에서도 특히 산업전문성을 토대로 교섭력을 살펴본 선행연구가 다수 존재한다. Casterlla et al.(2004)는 산업전문감사인의 보수프리미엄이 규모가 작은 구매자에서만 나타나며, 규모가 큰 구매자에서는 오히려 보수할인이 나타나는 점을 발견하고 이를 고객의 보수협상력(bargaining power)의 결과로 해석하였다. Huang et al.(2007)도 일부 차이를 제외하면 전반적으로 동일한 결과를 보여주고 있다. Mayhew and Wiknis(2003)은 산업전문성이 차별적으로 높은 회계감사인은 다른 회계감사인들이 제공하지 못하는 높은 품질수준의 회계감사서비스를 제공할 수 있으므로 회계감사보수의 협상과정에서 피감사기업에 대해 우월한 교섭력을 갖기 때문에 감사보수 프리미엄을 받는다고 설명했다.

이와 같이 회계감사 계약의 특성상 구매자 혹은 공급자의 협상력이 감사보수에 직·간접적으로 영향을 미치고 있음을 다수의 선행연구를 통해 알 수 있다. 다만, 회계감사시장에서 구매자와 공급자의 교섭력에 관한 대부분의 선행연구는 구매자 또는 공급자의 우월한 협상력이 감사계약 체결 시 감사보수의 증감에 미친 영향에 초점을 두고 있어, 본 연구처럼 협상력이 감사계약 이후 감사행위에 미치는 영향을 분석한 연구는 미흡하다.

2.3. 감사보수와 재량적 발생액에 관한 선행연구

회계감사는 재무제표의 검증과정에서 회계정책의 일관성과 타당성을 검토하여 바람직하지 않은 발생액, 즉 이익조정을 억제함으로써 경영자와 외부 정보이용자의 정보비대칭을 완화하는 역할을 한다(류승우 등 2015). 이는 효과적인 감사가 시행되었을 경우 바람직하지 않은 발

생액을 감소시켰다는 것을 의미하므로, 다수의 선행연구에서는 감사품질의 대용치로 재량적 발생액을 사용하고 있다(Chi et al., 2011; Chi et al., 2012; Krishnan et al., 2011; Reichelt et al., 2010; Caramanis and Lennox, 2008; Lim et al., 2008; Gul et al., 2007; 권수영 등, 2006; 손성규 등, 2006)

이러한 재량적 발생액에 영향을 미치는 요소로 감사시간과 초도감사 등 다양한 요인이 분석되고 있지만, 감사보수가 감사품질(재량적 발생액)에 미치는 영향은 다양하게 결론을 내리고 있다. Frankel et al.(2002)은 감사보수가 높을수록 재량적 발생액이 감소한다고 주장하였으나, Choi et al.(2010)은 오히려 감사보수를 과대하게 지급하는 경우에는 감사인과 피감사인 사이에 경제적 유착관계가 형성되어 재량적 발생액이 증가한다고 주장하였다. 이렇게 전혀 다른 방향으로 유의한 결과가 나타나는 이유는 대부분의 선행연구에서 재량적 발생액의 절댓값을 감사품질의 대용치로 사용하고 있기 때문으로 판단된다. 재량적 발생액의 절댓값은 양(+)의 재량적 발생액과 음(-)의 재량적 발생액의 의미를 고려하지 않고, 단순히 그 크기만을 의미한다⁴⁾.

이에 재량적 발생액의 부호를 고려하여 분석한 연구도 존재하며, 이는 이익을 상향조정하는 것과 하향조정하는 것에 다른 의미가 있음을 전제하고 있다. Abbott et al.(2006)에서 이익이 증가하는 경우와 감소하는 경우로 나누어 분석하면, 이익이 증가하는 재량적 발생액은 감사보수와 양(+)의 관계가 나타났다. 반면, 이익이 감소하는 재량적 발생액은 감사보수와 음(-)의 관계가 나타났으며, 이러한 결과는 감사인의 소송위험이 이익의 증감에 따라 비대칭적(asymmetric)이기 때문이라고 주장하였다. 즉, 이 연구는 이익을 상향조정하는 양(+)의 재량적 발생액은 소송위험의 가능성이 있으므로 감사보수를 추가로 높인다는 주장이다.

Caramanis and Lennox(2008)은 그리스의 자료를 이용하여 정상적인 감사시간보다 과도하게 감사시간이 투입되면 이익의 과대계상은 감소시키지만, 이익의 과소계상에는 큰 영향을 주지 않는다고 보고하였다. 이는 감사시간은 이익을 상향조정하는, 즉 양(+)의 재량적 발생액만 감소시키는 역할을 한다는 것을 의미한다. 또한, Antle et al.(2006)은 절댓값을 취하지 않은 재량적 발생액은 감사보수와 유의한 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다. 이는 감사보수가 증가할수록 감사인은 양(+)의 이익조정을 억제함을 의미하며, Abbott et al.(2006)에서도 언급하였듯이 재량적 발생액의 방향에 대한 비대칭성을 지지하고 있다.

국내연구로는 박종일(2005)은 절댓값을 취하지 않은 재량적 발생액과 감사보수 간에 유의한 관계를 발견하지 못하였지만, 권수영과 기은선(2011)은 발생액의 질(accruals quality)로 측정한

4) 경영자는 이익증가를 선호하고 과대이익과 관련한 소송 가능성 때문에 감사인은 이익을 증가시키는 이익조정을 억제하려는 노력을 더 많이 한다는 견해가 일반적으로 수용되고 있다. 그러나 감사인이 기업의 경제적 실질을 왜곡하는 음(-)의 발생액 이익조정을 허용하여, 감사품질을 훼손할 것이라는 것을 의미하지 않는다(류승우 등 2015).

결과에서 유동발생액 잔차의 절댓값과 표준편차의 경우는 감사보수와 양(+)의 관계가 나타남을 보고하였다. 박종성과 최기호(2001)는 감사품질이 높은 BIG6로 감사인을 교체한 경우에는 이익을 상향조정하는 행위가 감소하고, Non-BIG6로 감사인을 교체한 경우에는 이익을 상향조정하는 행위가 증가하는 것을 보여주었다. 또한, 손성규 등(2006)은 2개 BIG4 법인의 실제 직급별 감사시간의 자료를 이용하여 양(+)의 재량적 발생액 보다 음(-)의 재량적 발생액의 경우에 감사노력을 더 많이 투입해야 하는 것으로 나타났다.

이상의 선행연구들은 감사인은 과대 이익 관련 소송 가능성 때문에 이익을 증가시키는 양(+)의 재량적 발생액을 억제하려는 노력을 더 많이 함을 실증적으로 보여주고 있다.

2.4. 가설설정

우리나라 회계감사시장은 구매자의 교섭력(bargaining power of buyers)이 공급자의 교섭력(bargaining power of suppliers)보다 커서, 피감사기업과 감사인의 ‘갑-을 관계’로 인한 저가수입이 문제 되어왔다. 감사보수의 저가수입은 감사인이 감사시간을 줄이게 하여, 궁극적으로 감사품질의 저하를 일으켰다. 이에 적정수준의 감사시간을 보장하여 감사품질을 제고하고자 표준감사시간제도가 도입되었다. 그런데 표준감사시간제도는 감사품질을 담보할 수 있는 적절한 감사시간을 규정하고 있을 뿐 감사보수에 대해 정하고 있지 않다. 이로 인해 표준감사시간제도가 반드시 감사보수의 증가를 가져온다고 볼 수는 없으나 감사보수가 감사시간을 고려하여 정해지는 점을 고려할 때(Porter 1980, 1985), 표준감사시간제도 도입 이전에 비해 감사인(공급자)의 감사보수에 대한 교섭력이 강화되었음을 부인할 수 없다.

즉, 표준감사시간제도가 시행되기 전에는 구매자인 피감사기업이 감사 계약의 전적인 결정권을 가짐으로써 절대적으로 우월한 교섭력을 가졌다. 이로 인해 감사인은 감사보수 인상을 억제당하고 감사시간 투입에 제약을 받아(Casterella et al. 2004; Huang et al. 2007; Asthna and Boone 2012), 우리나라 회계감사 시장에서 감사품질은 차별성이 없고 저가 수주 경쟁만이 존재하였다. 이는 구매자의 교섭력이 큰 시장의 경우 제공하는 제품과 서비스를 차별화하기 어렵고, 낮은 가격이 경쟁우위를 점하는 것과 같은 논리이다(Porter 1980, 1985; Daems 1990; Kale and Shahrur 2007; Tavitiyaman et al. 2011).

하지만 표준감사시간제도로 인해 감사인은 적절한 감사시간을 보장받게 되어 공급자인 감사인이 이전보다 우월한 교섭력을 가지게 되었다. 공급자인 감사인의 교섭력 강화는 감사서비스의 차별화로 이어질 수 있으며, 무조건 낮은 가격이 아닌 감사보수의 적정성을 협상할 수 있게 된 것이다. 따라서 감사보수의 증가는 감사시간의 증가로 인한 것일 뿐만 아니라, 공급자인 감사인의 교섭력 강화로 인한 부분도 존재한다.

대부분의 선행연구에서 감사보수는 감사품질, 즉 재량적 발생액에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 다만, 재량적 발생액의 절댓값을 감사품질의 대용치로 사용하는 경우, Frankel et al.(2002)은 감사보수의 증가가 재량적 발생액을 감소시킨다고 보고하는 반면, Choi et al.(2010)는 반대되는 결과를 보고하고 있다. 이는 이익의 상향조정을 의미하는 양(+)의 재량적 발생액과 이익의 하향조정을 의미하는 음(-)의 재량적 발생액의 차이를 구별하지 않고, 단순히 그 크기만을 고려했기 때문이다.

감사인의 소송위험은 이익의 하향조정보다 상향조정에서 더 크기 때문에(소송위험의 비대칭성), 감사인은 이익의 상향조정을 억제하기 위해 감사노력을 더 투입한다(Abbott et al., 2006; Antle et al., 2006; 박종성과 최기호, 2001). 따라서 표준감사시간제도의 도입으로 감사인의 교섭력이 강화되어 적정한 감사시간이 투입되고 이에 따라 감사보수가 증가하는데, 이때 감사인은 소송위험의 비대칭성 때문에 이익의 하향조정보다 상향조정을 억제하기 위해 더 노력할 것이다.⁵⁾ 이에 본 연구에서는 표준감사시간제도로 인해 감사보수의 증가는 재량적 발생액에 영향을 미치는지 살펴보기 위해 가설1을 설정한다.

가설 1: 표준감사시간제도 도입 이후 감사보수의 증가는 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시킨다.

한편, 앞서 기술한 것처럼 표준감사시간제도의 도입에 따른 감사보수의 증가는 감사시간의 증가로 인한 부분뿐만 아니라, 감사인의 교섭력 강화로 인한 부분도 존재한다. 이에 표준감사시간제도는 감사시간의 증가와 더불어 감사인의 교섭력 증가라는 두 가지의 효과가 복합적으로 작용하여 감사보수의 증가로 이어졌다고 볼 수 있다.

따라서 가설 2에서는 감사시간의 증가로 인한 부분은 최대한 통제하고, 감사인의 교섭력 증가로 인한 감사보수의 증가가 재량적 발생액에 가설 1과 동일한 영향을 미치는지를 검증하기 위해 아래의 가설2를 설정한다.⁶⁾

가설 2: 표준감사시간제도 도입 이후 시간당 감사보수의 증가는 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시킨다.

5) 재량적 발생액의 음(-)의 방향 증가와 양(+)의 방향 증가를 고려하지 않고 절댓값을 취하게 되면, 이익의 상향조정과 하향조정에 따른 비대칭적 소송위험에 대한 감사인의 (이익의 하향조정보다 상향조정을 억제하려는) 행태를 구별할 수 없기 때문에, 표준감사시간제도 도입 전·후 재량적 발생액의 차이를 발견할 수 없을 수 있다. 실제로도 본 연구에서 재량적 발생액에 절댓값을 취한 결과 박종일(2005)과 동일하게 유의한 차이를 발견할 수 없었다.

6) 가설 1의 경우 이러한 표준감사시간제도로 인한 두 가지 도입효과로 인해 감사보수 총액이 증가하였고, 이로 인해 감사행위 검증하는 것이라면, 가설 2의 경우 표준감사시간제도의 도입으로 감사시간의 증가 효과는 최대한 배제하고 감사인의 교섭력의 증가만의 효과를 확인하기 위해 가설을 설정하였다.

III. 연구설계

3.1. 변수설정

본 연구에서 재량적 발생액은 ① Jones (1991)이 제시한 Jones 모형, ② Dechow et al. (1995)이 제시한 수정 Jones 모형, ③ Kothari et al.(2005)이 제시한 성과조정 수정 Jones 모형을 사용하여 추정된 비재량적 발생액을 총발생액에서 차감하는 방식으로 측정하였다. 여기서 비재량적 발생액은 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 관측치가 15개 이상 존재하는 산업에 대해 다음의 식(1)부터 식(3)까지를 산업-연도별로 추정하여 측정하였고, 재량적 발생액은 0에 가까운 값을 가질수록 그 수준이 낮은 것을 의미하므로 본 연구에서는 이익조정 방향을 살펴보기 위해 재량적 발생액의 본래값을 사용하였다.

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta Rev_t/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad \text{식(1)}$$

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2((\Delta Rev_t - \Delta Rec_t)/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \epsilon_t \quad \text{식(2)}$$

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2((\Delta Rev_t - \Delta Rec_t)/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4 ROA_t + \epsilon_t \quad \text{식(3)}$$

TA : 총발생액(=당기순이익 - 영업활동현금흐름)

A : 총자산

ΔRev : 매출액변화분(=당기매출액-전기매출액)

ΔRec : 매출채권변화분(=당기매출채권-전기매출채권)

PPE : 유형자산

ROA : 총자산이익률(=당기순이익/총자산)

3.2. 연구모형

본 연구는 표준감사시간제도 도입 이후 감사인이 피감사기업보다 우월한 교섭력을 가지게 됨을 전제하고 있다. 또한 본 연구의 목적은 감사인의 우월한 교섭력으로 인해 감사보수 또는 시간당 감사보수의 증가가 재량적 발생액의 변동에 미치는 영향을 살펴보는 데 있다. 구체적으로, 다음의 식(4)부터 식(5)를 통해 이를 검증한다. 표준감사시간제도 도입으로 인한 감사인의 감사행위의 변화를 살펴보기 위해 분석 시 제도도입(event) 전·후 감사보수(또는 시간당 감사보수)의 변동 및 재량적 발생액의 변동을 사용하였다. 식(4)과 식(5)에서 종속변수인 감사보수 또는 시간당 감사보수의 증가는 ΔFee 또는 ΔF/H(2019년 감사보수 또는 시간당 감사보수의 자연로그에서 2018년 감사보수 또는 시간당 감사보수의 자연로그를 차감한 값)이며, 주된

설명변수인 재량적 발생액의 변동은 ΔDA (2019년 재량적 발생액의 본래값(부호 유지)에서 2018년 재량적 발생액의 본래값(부호 유지)을 차감한 값)이다.

$$\Delta DA = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Fee + \beta_2 \Delta Size + \beta_3 \Delta Grw + \beta_4 \Delta Lev + \beta_5 \Delta Roa + \beta_6 \Delta Cfo + \beta_7 Loss + \beta_8 BIG4 + \beta_9 \Delta Lag_DA + \Sigma IND + \epsilon \quad \text{식(4)}$$

$$\Delta DA = \alpha_0 + \beta_1 \Delta F/H + \beta_2 \Delta Size + \beta_3 \Delta Grw + \beta_4 \Delta Lev + \beta_5 \Delta Roa + \beta_6 \Delta Cfo + \beta_7 Loss + \beta_8 BIG4 + \beta_9 \Delta Lag_DA + \Sigma IND + \epsilon \quad \text{식(5)}$$

- Δ : 2019년의 측정치에서 2018년의 측정치를 차감한 값
- DA : 재량적 발생액의 본래값(부호 유지)
- DA1 : Jones (1991)의 Jones 모형으로 측정한 재량적 발생액
- DA2 : Dechow et al. (1995)의 수정 Jones 모형으로 측정한 재량적 발생액
- DA3 : Kothari et al. (2005)의 성과조정 수정 Jones 모형으로 측정한 재량적 발생액
- Fee : 감사보수의 자연로그
- F/H : 시간 당 감사보수의 자연로그
- Size : 기업규모(=총자산의 자연로그)
- Grw : 총자산성장률(=(당기총자산-전기총자산)/전기총자산)
- Lev : 부채비율(=당기총부채/당기총자산)
- Roa : 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)
- Cfo : 영업현금흐름+영업이익
- Loss : 당기순손실을 보고하면 1, 아니면 0
- BIG4 : 감사인이 BIG4 회계법인이면 1, 아니면 0
- Lag_DA : 전기 재량적 발생액
- IND : 산업더미

또한, 본 연구는 재량적 발생액에 영향을 미칠 수 있는 상황과 조건을 통제하고자 다음과 같은 통제변수들을 설정하였다. 기업규모가 증가할수록 내·외부의 감시가 증가하여 경영자의 재량적 발생액을 통한 이익조정이 억제되는 상황을 통제하기 위해 총자산의 자연로그 값으로 측정한 기업규모(Size)를 포함하였다(이명곤과 이세철 2006). 또한, 성장성이 높을수록 재량적 발생액을 통한 상향이익조정 가능성이 높아지는 것을 통제하기 위해 총자산성장률(Grw)을 통제변수로 추가하였다(윤순석 2001; Khan and Watts 2009). 높은 부채비율에 따른 채무불이행의 가능성은 기업이 이익을 증가시키려는 상향이익조정의 유인이라는 점에서 재량적 발생액을 통한 이익조정의 가능성을 통제하기 위해 부채비율(Lev)을 포함하였다(DeFond and Jiambalvo 1994). 수익성이 낮거나 당기순손실을 보고하는 경우가 이익조정의 가능성을 높이는 요인으로 작용할 가능성이 있으므로, 총자산이익률(Roa)과 당기순손실의 보고여부(Loss)를 추

가하였으며(강선민과 황인태 2007), 영업활동현금흐름은 재량적 발생액과 유의한 음(-)의 관계가 나타난다는 선행연구에 따라 영업활동현금흐름(Ocf)를 포함하였다(Dechow et al. 1995; Becker et al. 1998; Defond and Subramanyam 1998). 감사인의 규모가 재량적 발생액에 미치는 영향을 통제하기 위해 감사인이 BIG4 회계법인인지 여부(BIG4)를 통제변수로 포함하였다(김문태 2004; 최국현 2007). 본 연구가 비교적 짧은 기간의 특정 시기(2018년과 2019년)를 분석하고 있어 당기에 증가했다가 차기에 감소하는 재량적 발생액의 속성에 따라 이러한 반전 현상이 결과에 미치는 영향을 통제하기 위해 전기 재량적 발생액(Lag_DA)을 통제변수로 고려하였다. 마지막으로 산업별 기업의 특성 차이가 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위해 산업더미(IND)를 통제변수로 설정하였다.

3.3. 표본선정

본 연구의 실증분석은 표준감사시간제도로 인한 감사보수와 시간당 감사보수 및 재량적 발생액의 변동을 살펴보므로, 표준감사시간제도 도입 전·후 기간인 2018년과 2019년도를 분석 대상 기간으로 하였다. 이에 재량적 발생액을 측정하기 위해 2016년부터 2019년까지 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 표본을 선정하고, 다음의 조건에 해당하는 기업들은 표본에서 제외하였다.⁷⁾

- 1) 금융업에 속한 기업
- 2) 결산일이 12월 말인 아닌 기업
- 3) 자본잠식이 발생한 기업
- 4) TS2000 데이터베이스에서 재무자료 추출할 수 없는 기업
- 5) 감사보수 또는 감사시간 자료를 입수할 수 없는 기업

〈Table 1〉 Sample selection

Classification	n	
Total sample(2016-2019) : Firm-year(Non-December 31 fiscal year end firms and financial institutions (exception)	7,972	
firm-year in which financial data are not available or capital erosion occurs	(285)	7,687
firm-year used to measure discretionary accruals	(4,523)	3,164
firm-year used to measure the difference between current and prior terms	(1,611)	1,553
Final sample	1,553	

7) 기업-연도별로 재량적 발생액과 전기 재량적 발생액의 변동(2017~2018년)을 측정하기 위해 과거 2년간의 재무자료가 필요하다. 따라서 본 연구는 2018~2019년의 차이를 분석하기 위해 2016년부터의 재무자료를 사용하였다.

금융업의 경우 일반적인 제조업과 달리 영업특성이나 회계처리의 절차가 상이하므로 비교 가능성을 위해 표본에서 제외하였다. 또한, 표본의 동질성을 확보하기 위해 결산일이 12월 말 이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. 자본이 잠식된 기업의 경우 표본의 편의(bias)를 발생시킬 가능성이 있으므로 제외하였으며, 극단치가 연구결과에 미치는 영향을 제거하기 위해 각 변수들을 대상으로 상·하위 1% 이내에 해당하는 값을 각 변수의 상·하위 1%에 해당하는 값으로 조정(winsorization)하였다. 그 결과 분석에 사용된 표본의 수는 <Table 1>에서 제시된 바와 같이 총 1,553개이다.

IV. 분석결과

4.1. 기술통계량 및 상관관계 분석

<Table 1>은 가설검증을 위하여 선정된 표본의 기술통계량을 제시하고 있다. 가설의 주요 설명변수인 감사보수 변동(Δ Fee)의 평균은 0.164(중위수 0.143)이며, 시간당 감사보수 변동(Δ F/H)의 평균도 0.060(중위수 0.054)으로, 2018년 대비 2019년에 감사보수 및 시간당 감사보수가 모두 증가한 것으로 나타났다. 자연로그 값을 취하지 않은 감사보수와 시간당 감사보수 본래 값으로 살펴보면, 2018년 대비 2019년에 감사보수 평균은 약 3,700만원 (28.0%) 상승했으며, 시간당 감사보수 평균도 약 4,500원 (5.8%) 상승하였다. 표준감사시간제도 도입 이전인 2016년부터 2018년까지 감사보수 평균의 연간 증가는 약 750만원(6.5%), 시간당 감사보수 평균은 오히려 -780원(1.0%) 감소하여 2019년의 감사보수와 시간당 감사보수의 상승이 이례적일 것을 확인할 수 있다. 따라서 본 연구에서 전제한 것처럼 2019년 회계감사시장의 주된 사건(event)인 표준감사시간제도의 도입으로 인해 공급자인 감사인의 교섭력이 강화되어 감사보수의 상승을 이끌었음을 추정할 수 있다.⁸⁾

한편, 가설의 종속변수인 t 기 3가지 재량적 발생액 변동(Δ DA)은 각각 -0.008, -0.008, -0.005(중위수 -0.005, -0.004, -0.002)로 나타났으며, 이는 2018년 대비 2019년의 재량적 발생액이 음(-)의 방향으로 증가했음을 의미한다. 반면에 $t-1$ 기 3가지 재량적 발생액 변동(Δ DA $_{t-1}$)은 각각 -0.002, -0.002, -0.001(중위수 -0.002, 0.000, 0.000)로, 2017년 대비 2018년 재량적 발생액도 음(-)의 방향으로 증가했지만 그 크기가 현저히 작음을 알 수 있다. 특히, 2017년 대비 2018년 재

8) 감사보수의 상승과 더불어 감사시간도 크게 증가하였다. 상장기업의 평균 감사시간은 2018년에 1.838시간이었는데, 2019년 2.168시간으로 전년 대비 약 18.0% 증가했다. 참고로, 과거 3연도 동안 전년 대비 감사시간의 연평균 증가율은 5.4%에 그쳤다.

량적 발생액 변동의 중위수는 0.000으로 나타나, 2018년 대비 2019년 재량적 발생액 변동의 음(-)의 중위수와 분명한 차이를 보인다.

기업규모 변동(Δ Size)의 평균은 0.048(중위수 0.032)로 2018년 대비 2019년 기업의 자산규모는 증가하였으며, 총자산성장률 변동(Δ Grw)은 -0.024(중위수 0.005)로 2018년 대비 2019년 총자산성장률은 하락하였다. 부채비율 변동(Δ Lev)은 0.009(중위수 0.003), 총자산이익률 변동(Δ Roa)은 -0.007(중위수 -0.005), 영업현금흐름의 변동(Δ Cfo)은 0.522(중위수 0.162)로 2018년 대비 2019년 부채비율과 영업현금흐름은 증가하였으며, 총자산이익률은 하락하였다.

<Table 2> Descriptive Statistics

Variables	n = 1,553				
	Mean	Median	Std	Min	Max
Δ Fee	0.164	0.143	0.301	-1.545	1.852
Δ Fee/Hour	0.060	0.054	0.275	-1.144	1.342
Δ DA1 _t	-0.008	-0.005	0.134	-0.629	0.660
Δ DA2 _t	-0.008	-0.004	0.137	-0.640	0.661
Δ DA3 _t	-0.005	-0.002	0.105	-0.615	0.476
Δ DA1 _{t-1}	-0.002	-0.002	0.126	-0.769	0.635
Δ DA2 _{t-1}	-0.002	0.000	0.126	-0.661	0.637
Δ DA3 _{t-1}	-0.001	0.000	0.100	-0.614	0.462
Δ Size	0.048	0.032	0.207	-1.468	1.747
Δ Grw	-0.024	0.005	0.343	-1.786	1.665
Δ Lev	0.009	0.003	0.098	-0.566	0.616
Δ Roa	-0.007	-0.005	0.113	-0.582	0.608
Δ Cfo	0.522	0.162	7.240	-33.468	43.208
Loss	0.352	0.000	0.478	0.000	1.000
BIG4	0.390	0.000	0.488	0.000	1.000

표준감사시간제도의 도입 직전 2018년과 도입 첫해인 2019년의 감사보수와 시간당 감사보수 및 재량적 발생액에 유의적 차이가 존재하는지 t-test를 통해 살펴보았다. <Table 3>에서 2019년도 감사보수가 2018년에 비해 0.1645만큼 유의하게 큰 것을 확인할 수 있으며, 시간당 감사보수 역시 0.0600만큼 유의하게 큰 것을 확인할 수 있다. 이는 표준감사시간제도에서 정하고 있는 감사시간뿐만 아니라 감사보수 및 시간당 감사보수도 해당 제도로 인해 유의하게 증가하였음을 의미한다. 또한, 그동안 지속적으로 제기되어 왔던 갑-을 관계로 인한 저가수임 문제가 표준감사시간제도로 인해 완화되었음을 알 수 있다. 이는 표준감사시간제도를 통해 적정수준의 감사시간을 보장함으로써, 피감사기업과 감사인의 감사 계약 시 피감사기업에게 집중되어 있던 우월한 협상력이 감사인에게도 생겨난 증거로 해석할 수 있다.

반면 방향성이 부여된 재량적 발생액(DA) 경우 3가지 측정치 모두 2018년에 비해 2019년의 평균값이 각각 -0.00803, -0.00795, -0.00450만큼 유의하게 더 작은 것으로 나타났다. 다만, 성과 조정 수정 Jones 모형인 DA3은 그 유의성이 10% 수준이라 한계성을 가진다. 종합하면, 2018년 대비 2019년의 감사보수와 시간당 감사보수는 유의하게 증가하였고 재량적 발생액은 유의하게 음(-)의 방향으로 증가했음을 알 수 있다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

Year	Log(Fee)		Log(F/H)	
	2018	2019	2018	2019
Mean	11.4295	11.5940	4.3717	4.3117
Diff	0.1645***		0.0600***	

Year	DA1		DA2		DA3	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
Mean	-0.0044	-0.0124	-0.0046	-0.0126	-0.0051	-0.0097
Diff	-0.00803**		-0.00795**		-0.00450*	

〈Table 4〉는 가설검증을 위하여 선정된 변수들의 피어슨 상관관계를 제시하고 있다. 주요 설명변수와 종속변수의 상관관계를 살펴보면, 감사보수 변동(Δ Fee)과 3가지 재량적 발생액의 변동(Δ DA)은 유의성에 다소 차이가 존재하나 전반적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 반면, 시간당 감사보수의 변동(Δ F/H)은 3가지 재량적 발생액의 변동(Δ DA)과 모두 음(-)의 상관관계를 보이거나 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 다만, 이러한 결과는 통제변수를 고려하지 않은 단순 상관관계를 의미하므로 통제변수를 추가하여 다중회귀분석(4.2. 회귀분석결과)을 통해 다시 살펴보았다.

통제변수와 종속변수의 상관관계를 살펴보면 3가지의 재량적 발생액의 변동(Δ DA)은 기업 규모의 변동(Δ Size), 총자산성장률 변동(Δ Grw), 총자산이익률 변동(Δ Roa)과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 부채비율 변동(Δ Lev), 영업현금흐름의 변동(Δ Cfo)과는 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. BIG4의 감사여부(BIG4)는 3가지 재량적 발생액 변동과는 양(+)의 유의한 상관관계를 보인다.

〈Table 4〉 Pearson Correlation

	Δ Fee	Δ F/H	Δ DA1 _t	Δ DA2 _t	Δ DA3 _t	Δ DA1 _{t-1}	Δ DA2 _{t-1}	Δ DA3 _{t-1}	Δ Size	Δ Grw	Δ Lev	Δ Roa	Δ Cfo	Loss
Δ F/H	0.66*** (0.00)													
Δ DA1 _t	-0.06** (0.03)	-0.02 (0.38)												
Δ DA2 _t	-0.06** (0.03)	-0.02 (0.40)	0.99*** (0.00)											
Δ DA3 _t	-0.05* (0.07)	-0.02 (0.35)	0.83*** (0.00)	0.85*** (0.00)										
Δ DA1 _{t-1}	-0.06** (0.03)	-0.03 (0.24)	-0.43*** (0.00)	-0.42*** (0.00)	-0.39*** (0.00)									
Δ DA2 _{t-1}	-0.05** (0.04)	-0.03 (0.29)	-0.43*** (0.00)	-0.44*** (0.00)	-0.41*** (0.00)	0.99*** (0.00)								
Δ DA3 _{t-1}	0.02 (0.54)	0.01 (0.65)	-0.39*** (0.00)	-0.40*** (0.00)	-0.50*** (0.00)	0.81*** (0.00)	0.83*** (0.00)							
Δ Size	0.02 (0.46)	-0.03 (0.21)	0.17*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.05** (0.05)	0.06** (0.02)	0.06** (0.02)	-0.01 (0.73)						
Δ Grw	0.03 (0.32)	0.00 (0.87)	0.26*** (0.00)	0.27*** (0.00)	0.10*** (0.00)	-0.05** (0.04)	-0.06** (0.01)	-0.02 (0.49)	0.55*** (0.00)					
Δ Lev	0.08*** (0.00)	0.02 (0.49)	-0.21*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.03 (0.23)	-0.02 (0.41)	0.03 (0.31)	0.15*** (0.00)	0.20*** (0.00)				
Δ Roa	-0.03 (0.20)	0.01 (0.84)	0.59*** (0.00)	0.62*** (0.00)	0.27*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.22*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	0.21*** (0.00)	0.24*** (0.00)	-0.29*** (0.00)			
Δ Cfo	0.00 (0.90)	-0.02 (0.55)	-0.18*** (0.00)	-0.19*** (0.00)	-0.26*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.12*** (0.00)	0.14*** (0.00)	0.01 (0.73)	-0.02 (0.51)	-0.01 (0.63)	0.02 (0.37)		
Loss	-0.05* (0.07)	-0.03 (0.31)	-0.20*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.09*** (0.00)	-0.07** (0.01)	-0.07** (0.01)	-0.02 (0.45)	-0.25*** (0.00)	-0.15*** (0.00)	0.15*** (0.00)	-0.26*** (0.00)	-0.03 (0.19)	
BIG4	0.35*** (0.00)	0.26*** (0.00)	0.07*** (0.00)	0.07*** (0.01)	0.06** (0.02)	-0.04 (0.12)	-0.04 (0.12)	-0.03 (0.29)	-0.05** (0.04)	0.04 (0.10)	-0.04 (0.10)	0.05* (0.08)	-0.08*** (0.00)	-0.15*** (0.00)

4.2. 회귀분석결과

<Table 5>는 가설1과 가설2를 검증한 분석결과로서 감사보수와 시간당 감사보수의 변동에 따른 재량적 발생액의 변동을 나타낸다. 먼저 가설1의 검증결과 H1을 살펴보면, 3가지 재량적 발생액을 종속변수로 두고 회귀분석 결과 주요 설명변수인 감사보수의 변동(ΔFee) 변수는 -0.031, -0.030, -0.015로 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 다만, 세 번째 종속변수인 성과조정 수정 Jones 모형의 재량적 발생액은 그 유의성이 10% 수준으로 결과의 한계가 존재하지만, 종합적으로 가설1을 지지하는 결과이다. 따라서 2018년 대비 2019년 감사보수의 증가가 음(-)의 방향으로 재량적 발생액을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 이익의 상향조정과 하향조정에 대한 감사인의 비대칭적 소송위험으로 인해, 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위를 이익의 하향 조정에 집중시켰음을 시사한다.

가설2의 검증결과 H2를 살펴보면, 3가지 재량적 발생액을 종속변수로 두고 회귀분석한 결과 주요 독립변수인 시간당 감사보수의 변동($\Delta F/H$) 변수는 -0.031, -0.030, -0.015로 음(-)의 값이 나타났다. 다만, 첫 번째 종속변수인 Jones 재량적 발생액 모형과 두 번째 종속변수인 수정 Jones 재량적 발생액 모형은 각각 5% 10%의 유의성을 가지지만, 세 번째 종속변수인 성과조정 수정 Jones 재량적 발생액 모형은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 따라서 다소 한계가 있으나 종합하여 살펴보면 가설2를 지지하는 결과로, 2018년 대비 2019년 시간당 감사보수의 증가가 음(-)의 방향으로 재량적 발생액을 증가시키는 것으로 나타났다. 시간당 감사보수는 표준감사시간제도로 인한 감사시간 증가로 인한 감사보수 증가 부분을 통제한 후, 감사인의 교섭력 증가로 인한 감사보수의 증가가 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석했기 때문에 감사보수보다 유의성이 낮게 나타난 것으로 판단된다. 이러한 결과들은 감사보수의 증가와 같이 감사노력을 더 투입할 유인이 있을 때 음(-)의 방향의 재량적 발생액을 보고한다는 선행연구들과 같은 맥락이다(박종성과 최기호, 2001; 손성규 등, 2006).⁹⁾

<Table 5> Regression results

$$\Delta DA = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Fee(\Delta F/H) + \beta_2 \Delta Size + \beta_3 \Delta Grw + \beta_4 \Delta Lev + \beta_5 \Delta Roa + \beta_6 \Delta Cfo + \beta_7 Loss + \beta_8 BIG4 + \beta_9 \Delta Lag_DA + \Sigma IND + \varepsilon$$

H	H1			H2		
Variables	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
Intercept	0.002 (0.07)	-0.001 (-0.05)	-0.013 (-0.62)	-0.003 (-0.13)	-0.006 (-0.24)	-0.016 (-0.73)

9) 또한, 표준감사시간제도로 인해 감사 계약 시 공급자 교섭력이 일정 부분 담보됨에 따라 감사인은 소송위험의 가능성이 높은 양(+)의 재량적 발생액을 낮추는 의사결정의 결과로 해석할 수 있다(Abbott et al., 2006).

H Variables	H1			H2		
	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
ΔFee	-0.031*** (-3.57)	-0.030*** (-3.50)	-0.015* (-1.88)	-	-	-
$\Delta F/H$	-	-	-	-0.019** (-2.08)	-0.017* (-1.92)	-0.011 (-1.28)
$\Delta Size$	0.016 (1.07)	0.022 (1.51)	-0.016 (-1.24)	0.013 (0.87)	0.019 (1.31)	-0.018 (-1.34)
ΔGrw	0.050*** (5.49)	0.051*** (5.72)	0.018** (2.24)	0.050*** (5.53)	0.052*** (5.76)	0.018** (2.26)
ΔLev	-0.154*** (-5.56)	-0.140*** (-5.10)	-0.023 (-0.91)	-0.159*** (-5.75)	-0.145*** (-5.27)	-0.025 (-1.02)
ΔRoa	0.523*** (20.79)	0.564*** (22.58)	0.188*** (8.57)	0.527*** (20.92)	0.567*** (22.69)	0.190*** (8.63)
ΔCfo	-0.003*** (-8.50)	-0.003*** (-8.94)	-0.003*** (-9.20)	-0.003*** (-8.62)	-0.003*** (-9.05)	-0.003*** (-9.25)
Loss	-0.020*** (-3.53)	-0.019*** (-3.35)	-0.009* (-1.85)	-0.020*** (-3.48)	-0.018*** (-3.31)	-0.009* (-1.84)
BIG4	0.009 (1.59)	0.007 (1.27)	0.005 (1.07)	0.005 (0.92)	0.003 (0.57)	0.004 (0.77)
$\Delta DA1_{t-1}$	-0.344*** (-17.04)	-	-	-0.341*** (-16.85)	-	-
$\Delta DA2_{t-1}$	-	-0.348*** (-17.46)	-	-	-0.345*** (-17.27)	-
$\Delta DA3_{t-1}$	-	-	-0.475*** (-21.64)	-	-	-0.475*** (-21.64)
Industry	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	1,553	1,553	1,553	1,553	1,553	1,553
F-Value	48.05***	53.99***	24.87***	47.54***	53.43***	24.78***
Adj R ²	50.01	52.98	33.66	49.74	52.71	33.58

4.3 추가분석 1 : 재량적 발생액의 방향에 따른 분석

본 연구에서는 표준감사시간제도의 도입 전·후 재량적 발생액의 변동을 본래값(부호 유지)으로 분석했기 때문에, 추가로 재량적 발생액이 양(+)의 방향으로 증가한 표본과 음(-)의 방향으로 증가한 표본을 구분하여 가설의 강건성을 검증했다. 가설1과 가설2의 결과를 지지하기 위해서는 표준감사시간제도 도입 이후 재량적 발생액이 음(-)의 방향으로 증가한 표본에서는 감사보수 또는 시간당 감사보수와 유의한 관계를 발견할 수 있어야 한다. 반면에, 표준감사시간제도 도입 이후 재량적 발생액이 양(+)의 방향으로 증가한 표본에서는 감사보수 또는 시간당 감사보수와 유의한 관계를 기대할 수 없다.

<Table 6>의 (1)은 재량적 발생액이 ‘음(-)의 방향’으로 증가한 표본의 감사보수 변동에 대한 회귀분석이고, (2)는 재량적 발생액이 ‘양(+)의 방향’으로 증가한 표본의 감사보수 변동에 대한 회귀분석이다. (1)의 경우 감사보수의 변동(ΔFee) 계수는 -0.029 , -0.026 , -0.014 로 음(-)의 값이며, 첫 번째와 두 번째 재량적 발생액 모형에서 1%의 유의성을 확인했다. 다만, 세 번째 모형(성과조정 수정 Jones 재량적 발생액)은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.¹⁰⁾ 한편, (2)의 경우 감사보수의 변동(ΔFee) 계수는 역시 음(-)의 값이었으나, 기대한 것처럼 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 가설1의 검증결과를 다시 한번 지지하는 것으로, 표준감사시간제도의 도입 이후 감사보수의 증가는 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시키고 있음을 보여준다.

<Table 6> Regression analysis on Hypothesis 1 after classifying samples based on the direction of increases in discretionary accruals

variables	(1) $\Delta\text{DA1}_t, (\Delta\text{DA2}_t \text{ or } \Delta\text{DA3}_t) < 0$			(2) $\Delta\text{DA1}_t, (\Delta\text{DA2}_t \text{ or } \Delta\text{DA3}_t) > 0$		
	ΔDA1_t	ΔDA2_t	ΔDA3_t	ΔDA1_t	ΔDA2_t	ΔDA3_t
Intercept	-0.028 (-0.92)	-0.032 (-1.13)	-0.052** (-2.09)	0.038 (1.57)	0.041 (1.62)	0.035 (1.59)
ΔFee	-0.029*** (-2.90)	-0.026*** (-2.59)	-0.014 (-1.53)	-0.011 (-1.10)	-0.007 (-0.72)	-0.004 (-0.51)
ΔSize	0.004 (0.22)	0.012 (0.70)	-0.030** (-2.15)	0.037** (2.09)	0.037** (2.13)	0.038** (2.51)
ΔGrw	0.057*** (5.67)	0.058*** (5.64)	0.037*** (3.95)	0.014 (1.30)	0.013 (1.22)	-0.014 (-1.56)
ΔLev	-0.105*** (-3.25)	-0.103*** (-3.12)	-0.021 (-0.73)	-0.093*** (-2.97)	-0.077** (-2.49)	-0.040 (-1.56)
ΔRoa	0.349*** (10.89)	0.376*** (11.48)	0.043 (1.54)	0.404*** (14.53)	0.449*** (16.15)	0.144*** (6.79)
ΔCfo	-0.001*** (-3.35)	-0.001*** (-3.91)	-0.002*** (-5.28)	-0.002*** (-4.25)	-0.002*** (-4.42)	-0.001*** (-3.63)
Loss	-0.020*** (-3.06)	-0.018*** (-2.74)	-0.018*** (-3.13)	0.005 (0.83)	0.004 (0.54)	0.004 (0.72)
BIG4	0.017** (2.62)	0.017** (2.56)	0.009 (1.50)	-0.011* (-1.86)	-0.015** (-2.41)	-0.010* (-1.95)
ΔDA1_{t-1}	-0.201*** (-8.26)	-	-	-0.197*** (-8.25)	-	-

10) Kothari et al. (2005)의 성과조정모형은 모형 자체에서 ROA를 고려한 모형인데, 본 연구의 연구모형에는 통제변수 ΔRoa 가 추가되어 있다. 이와 같은 이유로 <Table 6>과 <Table 7>의 세 번째 모형인 ΔDA3_t 를 종속변수로 사용한 회귀식의 설명력(Adj R^2)이 다른 모형과 다르게 20%대로 낮은 것을 확인할 수 있다. 또한 첫 번째와 두 번째 모형을 사용한 분석 결과에서는 통제변수 ΔRoa 가 유의한 양(+)의 값이 나타났으나, 세 번째 모형에서만 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이미 모형에 고려한 기업의 성과인 ROA가 통제변수로 추가되어 다른 모형과 달리 유의성이 나타나지 않은 것으로 유추된다.

variables	(1) $\Delta DA1_t, (\Delta DA2_t \text{ or } \Delta DA3_t) < 0$			(2) $\Delta DA1_t, (\Delta DA2_t \text{ or } \Delta DA3_t) > 0$		
	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
$\Delta DA2_{t-1}$	-	-0.218*** (-8.86)	-	-	-0.206*** (-8.84)	-
$\Delta DA3_{t-1}$	-	-	-0.295*** (-10.73)	-	-	-0.279*** (-11.88)
Industry	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	808	803	795	745	750	758
F-Value	17.21***	18.10***	8.85***	17.03***	19.77***	10.44***
Adj R ²	39.87	41.31	24.61	41.55	45.26	29.15

<Table 7>의 (1)은 재량적 발생액의 변동이 음(-)의 방향으로 증가한 표본의 ‘시간당 감사보수’에 대한 회귀분석이고, (2)는 재량적 발생액의 변동이 양(+)의 방향으로 증가한 표본의 ‘시간당 감사보수’에 대한 회귀분석이다. (1)의 경우 시간당 감사보수의 변동($\Delta F/H$) 계수는 -0.029, -0.026, -0.014로 음(-)의 값이며, 첫 번째와 두 번째 재량적 발생액 모형에서는 각각 1%와 5%의 유의성을 가졌다. 다만, 세 번째 모형(성과조정 수정 Jones 재량적 발생액)은 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.¹¹⁾¹²⁾ 한편, (2)의 경우 시간당 감사보수의 변동($\Delta F/H$) 계수는 양(+)과 음(-)이 혼합되어 있으나, 예상한 것처럼 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 가설 2의 검증결과를 다시 한번 지지하는 것으로, 표준감사시간제도의 도입 이후 감사시간의 증가로 인한 감사보수의 증가를 통제한 후, 감사인의 교섭력 증가로 인한 감사보수의 증가가 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시키고 있음을 보여준다.

<Table 7> Regression analysis on Hypothesis 2 after classifying samples based on the direction of increases in discretionary accruals

Variable	(1) $\Delta DA1_t, (\Delta DA2_t \text{ or } \Delta DA3_t) < 0$			(2) $\Delta DA1_t, (\Delta DA2_t \text{ or } \Delta DA3_t) > 0$		
	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
Intercept	-0.032 (-1.06)	-0.036 (-1.25)	-0.053** (-2.12)	0.037 (1.54)	0.041 (1.59)	0.034 (1.55)
$\Delta F/H$	-0.028*** (-2.71)	-0.024** (-2.28)	-0.006 (-0.64)	0.003 (0.26)	0.003 (0.29)	-0.003 (-0.34)
$\Delta Size$	0.002 (0.14)	0.011 (0.65)	-0.031** (-2.23)	0.035** (2.03)	0.036** (2.10)	0.038** (2.50)
ΔGrw	0.058*** (5.75)	0.058*** (5.70)	0.037*** (3.98)	0.013 (1.21)	0.012 (1.14)	-0.013 (-1.54)

11) 각주 10를 참고한다.

12) 본 분석과 마찬가지로, 시간당 감사보수 변동의 경우 감사보수 변동보다 계수값의 유의성이 낮게 나타나는데, 이는 표준 감사시간제도로 인한 감사보수의 증가 중 감사시간의 증가에 따른 감사보수의 증가를 통제하였기 때문으로 판단된다.

Variable	(1) $\Delta DA1_t, (\Delta DA2_t \text{ or } \Delta DA3_t) < 0$			(2) $\Delta DA1_t, (\Delta DA2_t \text{ or } \Delta DA3_t) > 0$		
	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
ΔLev	-0.105*** (-3.24)	-0.103*** (-3.12)	-0.022 (-0.75)	-0.096*** (-3.07)	-0.078** (-2.56)	-0.042 (-1.62)
ΔRoa	0.350*** (10.93)	0.377*** (11.51)	0.045 (1.62)	0.405*** (14.54)	0.449*** (16.15)	0.144*** (6.79)
ΔCfo	-0.001*** (-3.51)	-0.001*** (-4.04)	-0.002*** (-5.38)	-0.002*** (-4.24)	-0.002*** (-4.41)	-0.001*** (-3.64)
Loss	-0.021*** (-3.15)	-0.019*** (-2.81)	-0.018*** (-3.19)	0.006 (0.87)	0.004 (0.56)	0.004 (0.75)
BIG4	0.015** (2.33)	0.015** (2.28)	0.007 (1.19)	-0.014** (-2.42)	-0.017*** (-2.86)	-0.010** (-2.12)
$\Delta DA1_{t-1}$	-0.198*** (-8.18)	-	-	-0.194*** (-8.17)	-	-
$\Delta DA2_{t-1}$	-	-0.216*** (-8.79)	-	-	-0.205*** (-8.81)	-
$\Delta DA3_{t-1}$	-	-	-0.295*** (-10.73)	-	-	-0.279*** (-11.88)
Industry	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	808	803	795	745	750	758
F-Value	17.15***	18.02***	8.77***	16.97***	19.74***	10.43***
Adj R2	39.78	41.19	24.42	41.46	45.23	29.14

4.4 추가분석 2 : Big4와 non-Big4 분석

본 연구는 표준감사시간제도로 인해 감사인의 교섭력의 변화가 나타나는지를 감사인의 행위를 중심으로 살펴보고 있다. 감사인의 교섭력은 감사인의 규모 즉, Big4 여부에 따라 표준감사시간제도로 인한 교섭력이 달라질 수 있다. 이에 Big4 여부를 통제변수에서 주요 독립변수로 고려하여, 감사보수 변동(시간당 감사보수 변동)과 Big4 여부의 상호작용 변수인 $\Delta Fee * BIG4$ ($\Delta F/H * BIG4$)를 추가하여 실증분석하였다. <Table 8>은 그 결과이며, <Table 6>와 동일하게 감사보수 변동 ΔFee 와 시간당 감사보수 변동 $\Delta F/H$ 의 계수값은 기존 가설 분석결과보다 다소 증가하였으나 방향성과 유의성은 동일하다. Big4 여부를 나타내는 변수인 BIG4 역시 기존 가설 분석결과와 다르게 양의 방향에서 음의 방향으로 변동되었으나, 이전과 동일하게 유의성은 나타나지 않았다. 그러나 상호작용항인 $\Delta Fee * BIG4$ 와 $\Delta F/H * BIG4$ 는 유의한 양(+)의 값이 나타났으며, 이는 표준감사시간제도 도입 이후 BIG4의 경우 감사보수가 증가하면 Non-BIG4에 비해 재량적 발생액이 오히려 양(+)의 방향으로 증가함을 의미한다.

〈Table 8〉 Regression analysis on hypotheses after adding the interaction term of BIG4

$$\Delta DA = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Fee(\Delta F/H) + \beta_2 \Delta BIG4 + \beta_3 \Delta Fee * \Delta BIG4(\Delta F/H * \Delta BIG4) + \beta_4 \Delta Size + \beta_5 \Delta Grw + \beta_6 \Delta Lev + \beta_7 \Delta Roa + \beta_8 \Delta Cfo + \beta_9 Loss + \beta_{10} \Delta Lag_DA + \Sigma IND + \epsilon$$

가설	H1			H2		
변수	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
Intercept	0.005 (0.21)	0.002 (0.09)	-0.010 (-0.47)	-0.004 (-0.17)	-0.007 (-0.28)	-0.016 (-0.76)
ΔFee	-0.050*** (-4.61)	-0.050*** (-4.60)	-0.033*** (-3.35)	-	-	-
BIG4	-0.002 (-0.29)	-0.004 (-0.60)	-0.005 (-0.80)	-	-	-
$\Delta Fee * \Delta BIG4$	0.051*** (2.90)	0.052*** (2.97)	0.048*** (3.03)	-	-	-
$\Delta F/H$	-	-	-	-0.045*** (-3.82)	-0.042*** (-3.54)	-0.029*** (-2.73)
BIG4	-	-	-	-0.000 (-0.09)	-0.002 (-0.35)	-0.000 (-0.02)
$\Delta F/H * \Delta BIG4$	-	-	-	0.064*** (3.45)	0.059*** (3.20)	0.045*** (2.71)
$\Delta Size$	0.018 (0.21)	0.025* (1.70)	-0.014 (-1.04)	0.017 (1.13)	0.023 (1.55)	-0.015 (-1.14)
ΔGrw	0.049*** (5.39)	0.050*** (5.63)	0.017** (2.13)	0.049*** (5.43)	0.051*** (5.67)	0.018** (2.18)
ΔLev	-0.150*** (-5.42)	-0.136*** (-4.96)	-0.019 (-0.77)	-0.155*** (-5.61)	-0.141*** (-5.16)	-0.023 (-0.91)
ΔRoa	0.523*** (20.84)	0.564*** (22.64)	0.188*** (8.60)	0.527*** (20.98)	0.567*** (22.75)	0.190*** (8.64)
ΔCfo	-0.003*** (-8.59)	-0.003*** (-9.04)	-0.003*** (-9.31)	-0.003*** (-8.70)	-0.003*** (-9.13)	-0.003*** (-9.32)
Loss	-0.019*** (-3.38)	-0.018*** (-3.20)	-0.008* (-1.69)	-0.018*** (-3.23)	-0.017*** (-3.07)	-0.008 (-1.64)
$\Delta DA1_{t-1}$	-0.345*** (-17.11)	-	-	-0.342*** (-16.95)	-	-
$\Delta DA2_{t-1}$	-	-0.348*** (-3.20)	-	-	-0.345*** (-17.35)	-
$\Delta DA3_{t-1}$	-	-	-0.473*** (-21.61)	-	-	-0.475*** (-21.68)
Industry	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	1,553	1,553	1,553	1,553	1,553	1,553
F-Value	47.12***	52.93***	24.53***	49.82***	52.47***	24.37***
Adj R ²	50.26	53.22	34.02	50.99	53.00	33.86

보다 확실하게 살펴보기 위해 BIG4와 Non-BIG4를 구분하여 기존 가설 분석을 실시하였는데, 그 결과 <Table 9>와 같이 가설1과 가설2 모두 Non-BIG4 표본에서 유의한 음(-)의 값이 일관적으로 나타나고, BIG4 표본에서는 유의하지 않은 결과가 나타났다. 이는 표준감사시간제도로 인한 감사보수의 증가가 BIG4보다는 Non-BIG4의 교섭력 증가로 이어져 재량적 발생액이 음(-)의 방향으로 나타남을 의미한다.

<Table 9> Regression analysis on hypotheses after classifying samples according to whether they are big4

H1

구분 변수	non-BIG4			BIG4		
	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
Intercept	0.026 (0.08)	0.019 (0.59)	-0.001 (-0.02)	-0.020 (-0.58)	-0.018 (-0.53)	-0.020 (-0.65)
ΔFee	-0.050*** (-4.26)	-0.050*** (-4.22)	-0.032*** (-3.07)	-0.004 (-0.30)	-0.003 (-0.21)	0.012 (1.08)
$\Delta Size$	0.014 (0.72)	0.017 (0.89)	-0.022 (-1.29)	0.028 (1.20)	0.041* (1.80)	-0.001 (-0.06)
ΔGrv	0.057*** (5.18)	0.060*** (5.38)	0.018* (1.75)	0.021 (1.24)	0.022 (1.32)	0.023 (1.56)
ΔLev	-0.147*** (-4.15)	-0.131*** (-3.69)	-0.014 (-0.42)	-0.142*** (-3.19)	-0.134*** (-3.09)	-0.023 (-0.58)
ΔRoa	0.558*** (17.72)	0.600*** (19.07)	0.224*** (8.06)	0.453*** (10.35)	0.490*** (11.51)	0.095*** (2.58)
ΔCfo	-0.004*** (-7.83)	-0.004*** (-8.22)	-0.003*** (-8.31)	-0.002*** (-3.26)	-0.002*** (-3.40)	-0.002*** (-3.94)
Loss	-0.013* (-1.75)	-0.012 (-1.59)	-0.006 (-0.88)	-0.028*** (-3.28)	-0.027*** (-3.20)	-0.012* (-1.65)
$\Delta DA1_{t-1}$	-0.335*** (-12.66)			-0.368*** (-11.78)		
$\Delta DA2_{t-1}$		-0.331*** (-12.56)			-0.384*** (-12.70)	
$\Delta DA3_{t-1}$			-0.462*** (-15.78)			-0.489*** (-15.10)
Industry	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	947	947	947	606	606	606
F-Value	33.51***	36.88***	16.48***	16.37***	19.57***	10.78***
Adj R ²	52.37	54.83	34.37	44.84	49.55	34.09

H2

구분	non-BIG4			BIG4		
변수	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$	$\Delta DA1_t$	$\Delta DA2_t$	$\Delta DA3_t$
Intercept	0.014 (0.44)	0.008 (0.24)	-0.008 (-0.27)	-0.023 (-0.66)	-0.020 (-0.60)	-0.018 (-0.62)
$\Delta F/H$	-0.045*** (-3.57)	-0.042*** (-3.29)	-0.030** (-2.57)	0.017 (1.40)	0.017 (1.38)	0.018 (1.60)
$\Delta Size$	0.009 (0.46)	0.012 (0.62)	-0.025 (-1.47)	0.033 (1.38)	0.045** (1.97)	0.002 (0.10)
ΔGrw	0.059*** (5.29)	0.061*** (5.49)	0.018** (1.83)	0.019 (1.14)	0.020 (1.23)	0.023 (1.53)
ΔLev	-0.155*** (-4.37)	-0.139*** (-3.92)	-0.019 (-0.59)	-0.140*** (-3.15)	-0.132*** (-3.05)	-0.021 (-0.54)
ΔRoa	0.563*** (17.85)	0.604*** (19.17)	0.226*** (8.13)	0.453*** (10.39)	0.490*** (11.54)	0.093*** (2.52)
ΔCfo	-0.004*** (-7.93)	-0.004*** (-8.31)	-0.003*** (-8.35)	-0.002*** (-3.30)	-0.002*** (-3.44)	-0.002*** (-3.90)
Loss	-0.012* (-1.66)	-0.011 (-1.52)	-0.006 (-0.84)	-0.027*** (-3.11)	-0.025*** (-3.04)	-0.012 (-1.56)
$\Delta DA1_{t-1}$	-0.330*** (-12.46)			-0.368*** (-11.80)		
$\Delta DA2_{t-1}$		-0.327*** (-12.37)			-0.383*** (-12.73)	
$\Delta DA3_{t-1}$			-0.464*** (-15.84)			-0.491*** (-15.18)
Industry	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	947	947	947	606	606	606
F-Value	33.15***	36.39***	16.35***	16.48***	19.69***	10.85***
Adj R ²	52.10	54.48	34.17	45.02	49.71	34.25

V. 결론

우리나라의 고질적인 낮은 회계투명성에 대한 극약 처방으로 세계적으로 유례를 찾아보기 어려운 표준감사시간제도와 주기적 지정제도가 각각 2019년과 2020년에 시행되었다. 주기적 지정제도도 마찬가지지만, 특히 표준감사시간제도의 도입 배경을 살펴보면, 근본적으로 감사 서비스에 대한 문화적 차이에 기인한다. 우리나라는 서구사회와 다르게 감사 서비스의 대가를

인정하지 않으려는 문화를 가지고 있으며, 이는 감사보수의 텅핑 현상뿐 아니라 감사인의 교섭력에 영향을 미쳐 감사행위에도 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

이에 본 연구는 표준감사시간제도로 인해 감사시간의 증가와 더불어 감사보수의 증가가 감사인의 감사행위에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 실증분석하였다. 예상한 바와 같이 표준감사시간제도의 도입 이후 감사보수 및 시간당 감사보수가 전년 대비 각각 28.0%와 5.8% 증가한 것을 확인하였다. 다만, 표준감사시간제도 도입 전후 감사보수의 증가율(28.0%)과 시간당 감사보수의 증가율(5.8%)의 차이가 22%인데, 이는 감사보수의 증가가 대부분 감사시간의 증가에 기인한 것임을 알 수 있다.¹³⁾

특히, 본 연구에서는 단순히 재량적 발생액의 절댓값을 감사품질의 대용치로 사용하여 감사품질 제고 여부를 확인하는 수준을 넘어서서, 표준감사시간제도가 감사인의 감사행위에 어떠한 변화를 가져왔는지를 공급자와 구매자의 교섭력에 관한 이론을 토대로 재량적 발생액의 본래값(부호 유지)을 사용하여 검증하였다. 그 결과 일관되게 표준감사시간제도의 도입 이후 감사보수 또는 시간당 감사보수의 증가는 재량적 발생액을 음(-)의 방향으로 증가시킴을 확인했다. 이는 감사인이 표준감사시간제도 도입 이후 이익을 낮게 보고하려는 경향이 있음을 시사한다. 참고로, 재량적 발생액의 절댓값을 사용할 경우 표준감사시간제도 도입 전·후 유의한 차이를 확인할 수 없어 표준감사시간제도가 감사품질을 높이지 못한 것으로 단순 해석할 수 있다.

한편, 감사인의 이러한 감사행위의 변화는 이익의 상향조정이 하향조정보다 소송위험이 더 크기 (비대칭적 소송위험) 때문으로 판단된다. 물론, 이러한 감사인의 감사행위는 감사인뿐만 아니라 경영진과 내부감사위원회의 소송위험도 감소시킨다. 이에 표준감사시간제도 도입 이후 이익의 과대보고로 인한 위험이 낮아졌음을 시사한다.

다만, 표준감사시간제도 이후 감사보수의 증가가 이익의 상향조정을 억제하는 효과가 있지만, 과도한 이익의 하향조정도 회계정보의 질적 특성인 표현의 충실성을 훼손할 수 있음에 주의할 필요가 있다. 더불어, 투자자와 이해관계자도 표준감사시간제도 도입 이후 이전과 달리 이익이 하향조정되었을 가능성을 고려해야 할 것이다.

본 연구의 학문적 공헌은 표준감사시간제도에 관한 실증분석연구로서, 표준감사시간제도의 도입 이후 감사보수 및 시간당 감사보수의 변동 현황을 제공하며, 회계감사시장에서 공급자인 감사인의 교섭력 증가가 감사행위에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증적으로 살펴본 데 있다. 특히, 회계감사시장에서 구매자와 공급자의 교섭력에 관한 선행연구는 대부분 감사계약 체결

13) 실제로 상장기업의 평균 감사시간은 2018년 1,838시간에서 2019년 2,168시간으로 전년 대비 약 18.0% 증가했다. 참고로, 과거 3연도 동안 전년 대비 감사시간의 연평균 증가율은 5.4%에 그쳤다.

시 감사보수의 증감에 초점을 두어, 본 연구처럼 교섭력이 감사계약 이후 감사인의 감사행위에 미치는 영향에 대한 연구는 미흡한 점에서 차별성이 있다. 하지만 본 연구는 표준감사시간제도 도입 직후인 2019년만을 대상으로 했기 때문에 연구결과의 일반화에 한계가 있으며, 향후 표본기간을 확대하여 재검증이 필요하다. 또한, 표준감사시간제도로 인한 재량적 발생액의 변화만을 검토하였기 때문에, 향후 본 연구의 결과를 토대로 표준감사시간제도로 인한 실제 소송위험 감소여부 등 다양한 측면에서 해당 제도의 영향을 분석할 필요가 있다.

“본 연구자는 한국공인회계사회의 논문편집위원회가 제정·공표한 「학술지 연구윤리규정」을 엄정히 준수하였습니다.”

【 참고 문 헌 】

- 강선민, 황인태, “감사인 지정과 재량적발생액의 변화: 기업과 감사인의 역할”, 『회계학연구』 제32권 제4호, 2007, pp.115-150.
- 권수영, 기은선, “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”, 『회계학연구』 제36권 제4호, 2011, pp.95-137.
- 권수영, 김문철, “감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석”, 『회계학연구』 제26권 제2호, 2001, pp.115-144.
- 권수영, 신현걸, 정재연, “감사시간과 감사보수가 이익조정에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제31권 제4호, 2006, pp.175-201.
- 김문태, “외국인의 지분참여가 이익관리의 크기와 방향에 미치는 영향”, 『회계정보연구』 제22권 제4호, 2004, pp.85-111.
- 류승우, 이종천, 김응길, 한승수, “감사시간과 내부심리시간이 감사품질(재량적 발생액)에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제40권 제4호, 2015, pp.213-246.
- 박종성, 조은주, “낮은 감사보수는 감사투입시간의 감소를 가져오는가?”, 『회계·세무와 감사 연구』 제59권 제4호, 2017, pp.39-73.
- 박종성, 최기호, “차별적 감사수요와 자발적 감사인 교체”, 『회계학연구』 제26권 제3호, 2001, pp.1-26.
- 박종일, “감사보수와 이익조정에 관한 연구”, 『회계·세무와 감사 연구』 제42호, 2005, pp.167-207.
- 손성규, 이영찬, 신용인, “직급별 감사투입시간과 감사위험 및 감사품질과의 관련성에 관한 연구 : 파트너 감사투입시간을 중심으로”, 『회계·세무와 감사 연구』 제44호, 2006, pp.335-362.
- 오광욱, 정석우, 유승원, “비상장기업의 전기 한정의견, 감사의견개선 및 감사보수와 관련성”, 『회계학연구』 제34권 제3호, 2009, pp.21-51.
- 윤순석, “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”, 『경영학연구』 제29권 제1호, 2001, pp.57-85.
- 이명곤, 이세철, “비감사서비스로 인하여 할증된 감사보수와 감사품질”, 『회계·세무와 감사 연구』 제44호, 2006, pp.57-87.
- 이민우, 정기위, “감사환경에 따른 표준감사시간제도의 도입과 감사품질 개선 효과 : 감사시장의 경쟁강도와 비감사보수를 중심으로”, 『회계저널』 제29권 제3호, 2020, pp.27-71.
- 최국현, “감사인의 유형별 감사품질에 대한 실증연구”, 『대한경영학회지』 제20권 제4호, 2007, pp.1711-1746.
- 최준혁, 조광희, 박시훈, “핵심감사제도 도입이 감사노력 및 감사보수에 미친 영향: 협상력, 계속감사 시간, 감사인 크기의 조절효과”, 『회계학연구』 제44권 제6호, 2019, pp.191-229.

- Abbott, L. J., S. Parker, and G. F. Peters, "Earnings Management, Litigation Risk, and Asymmetric Audit Fee Responses", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.25 No.1, 2006, pp.85-98.
- Antle, R., E. Gordon, G. Narayanamoorthy, and L. Zhou, "The joint determination of audit fees, non-audit fees, and abnormal accruals", *Review of Quantitative Finance & Accounting* Vol.27 No.3, 2006, pp.235-266.
- Asthana, S. C. and J. P. Boone, "Abnormal audit fee and audit quality", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.31 No.3, 2012, pp.1-22.
- Caramanis, C. and C. Lennox, "Audit effort and earnings management", *Journal of Accounting and Economics* Vol.45 No.1, 2008, pp.116-138.
- Casterella, J. R., J. R. Francis, B. L. Lewis, and P. L. Walker, "Auditor industry specialization, client bargaining power, and audit pricing", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.23 No.1, 2004, pp.123-140.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, L. Mark, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam, "The Effect of Audit Quality on Earnings Management", *Contemporary Accounting Research* Vol.15 No.1, 1998, pp.1-24.
- Chi, W., L. L. Lisic, and M. Pevzner, "Is enhanced audit quality associated with greater real earnings management?", *Accounting Horizons* Vol.25 No.2, 2011, pp.315-335.
- Chi, W., L. E. B. Douthett, and L. Lisic, "Client importance and audit partner independence", *Journal of Accounting and Public Policy* Vol.31 No.3, 2012, pp.320-336.
- Choi, J. H., J.B. Kim, and Y. Zang, "Do Abnormally High Audit Fees Impair Audit Quality?", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.29 No.2, 2010, pp.115-140.
- Daems, H, "The strategic implications of Europe 1992", *Long Range Planning* Vol.23 No.3, 1990, pp.41-48.
- DeAngelo, L, "Auditor size and auditor quality". *Journal of Accounting and Economics* Vol.4 No.4, 1981, pp.183 - 199.
- DeAngelo, L, "Auditor Independence, "Low Balling," and Disclosure Regulation", *Journal of Accounting and Economics* Vol.3, 1981, pp.113-127.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney, "Detecting Earnings Management", *The Accounting Review* Vol.70 No.2, 1995, pp.193-225.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo, "Debt Covenant Violations and Manipulation of Accruals", *Journal of Accounting and Economics* Vol.17, 1994, pp.113-144.
- DeFond, M. and L. Subramanyam, "Auditor Changes and Discretionary Accruals", *Journal of Accounting Economics* Vol.25, 1998, pp.36-67.

- Frankel, R., M. Johnson, and K. Nelson, "The relation between auditors' fees for non-audit services and earnings quality", *The Accounting Review* Vol.77, 2002, pp.71-105.
- Gul F. F., B. L. Jaggi, and G. V. Krishnan, "Auditor independence: Evidence on the joint effects of auditor tenure and nonaudit fees", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.26 No.2, 2007, pp.117-142.
- Hornngren, C., G. Foster and S. Datar, "Cost accounting (13th ed.)", Upper Saddle River. NJ, *Prentice-Hall*, 2009.
- Huang, H. W., L. L. Liu, K. Raghunandan, and D. V. Rama, "Auditor industry specialization, client bargaining power, and audit fees: Further evidence", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.26 No.1, 2007, pp.147-158.
- Jones, J. J., "Earnings Management during Import Relief Investigations", *Journal of Accounting Research* Vol.29, 1991, pp.193-228.
- Kale, J. R. and H. Shahrur, "Corporate Capital Structure and the Characteristics of Supplier and Customer Markets", *Journal of Financial Economics* Vol.83, No.2, 2007, pp.321-365.
- Khan, M., and R. L. Watts, "Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism", *Journal of Accounting and Economics* Vol.48, 2009, pp.132-150.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley, "Performance Matched Discretionary Accrual Measures", *Journal of Accounting and Economics* Vol.39, 2005, pp.63-197.
- Krishnan, J., L. Su, and Y. Zhang, "Nonaudit services and earnings management in the pre-SOX and post-SOX eras", *Auditing: A Journal of Practice & Theory* Vol.30 No.3, 2011, pp.103-123.
- Lim, C. Y., and H. T. Tan, "Non-audit service fees and audit quality: The impact of auditor specialization", *Journal of Accounting Research* Vol.46 No.1, 2008, pp.199-246.
- Mayhew, B., and M.S. Wilkins, "Audit Firm Industry Specialization as a Differentiation Strategy: Evidence from Fees Charged for Firms Going Public", *Auditing: A Journal of Practice and Theory* Vol. 22(September), 2003, pp.33-52.
- Porter, M. E., "Competitive Strategy Techniques for Analyzing Industries and Competitors", New York. NY, *The Free Press*, 1980.
- Porter, M. E., "Competitive Advantage", New York. NY, *The Free Press*, 1985.
- Reichelt, K. J. and D. Wang, "National and office-specific measures of auditor industry expertise and effects on audit quality", *Journal of Accounting Research* Vol.48 No.3, 2010, pp.647-686.
- Tavitiyaman, P., H. Qu, and H. Q. Zhang, "The impact of industry force factors on resource competitive strategies and hotel performance", *International Journal of Hospitality Management* Vol.30 No.3, 2011, pp.648-657.

The Effect of increased audit fees due to the Standard Audit Hours Policy on auditor activity –focusing on bargaining power and changes in discretionary accruals–

A-Reum Jung* / Do-Jin Jung** / Se-Hoon Kim***

ABSTRACT

The existing market for financial auditors in Korea suffered from the issue of auditors receiving inappropriately low audit fees due to the inevitable power imbalance from client enterprises having more bargaining powers than the auditors. As an answer to the problem, a Standard Audit Hours Policy restricting auditing hours to appropriate times has been introduced and implemented since 2019. Since then, the auditors and client enterprises have had differing opinions on the policy. Amid such background and controversy this study confirms that audit fees and audit fees per hour have indeed increased since the implementation of the Standard Audit Hours Policy by 28.0% and 5.8%, respectively, compared to the previous years, as was expected.

However, such increase in audit fees or hourly audit fees increased discretionary accruals in the negative(-) direction. This suggests that auditors tend to understate client earnings after the introduction of the Standard Audit Hours Policy. Their motivation is attributed to a greater risk of litigation for large scale management than for small scale management(i.e., asymmetric litigation risk). Such conservative auditing on the part of the auditor decreases the risk of litigation not only for themselves but also for management and the internal auditing committee. However, care is required not to undermine the inherent qualitative character of faithful representation for accounting information. While most prior studies of the bargaining power of clients and auditors in the financial auditor market focus on the increase and decrease of audit fees, this study is the empirical analysis of the Standard Audit Hours Policy, examining the effects of increased bargaining power of the auditor on their auditing activities.

Key Words : Standard Audit Hours Policy, audit fee, hourly audit fees, discretionary accruals, audit hours

* Team Leader, Center for Social value Enhancement Studies(Primary author), E-mail: arjung0513@naver.com

** Professor, School of Business Administration, Chung-Ang University(Corresponding author), E-mail: dj1730@cau.ac.kr

*** Ph.D Candidate, Department of Accounting, Chung-Ang University(Co-author), E-mail: sehoon@kicpa.kr