

## 감사인 교체연도의 이익조정 수준과 전임 감사인의 계속감사기간 사이의 관계\*

최선화

서울대학교 경영학과 박사과정  
(legna78@snu.ac.kr)

최종학(교신저자)

서울대학교 경영학과 부교수  
(acchoi@snu.ac.kr)

.....

선행연구들은 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 고객기업의 이익조정 수준이 낮아진다고 보고한 바 있다. 본 연구에서는 감사인을 교체한 기업들을 대상으로, 전임 감사인의 계속감사기간과 감사인 교체연도의 이익조정 수준의 관계를 살펴 보았다. 만약 전임 감사인의 계속감사기간이 길수록 신임 감사인이 감사위험을 높게 평가하고 전기의 감사품질을 벤치마크로 사용하여 유사한 수준의 감사서비스를 제공하기 위해 감사노력을 많이 투입한다면, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사인 교체연도의 이익조정 수준은 낮아질 것이다. 본 연구에서는 이러한 가설을 실증자료를 이용하여 분석 하였다. 분석에 사용된 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 384 기업-연도 자료이다. 실증분석에서, 이익조정 의 대용치(proxy)로서 재량적 발생액(discretionary accruals)의 절대값을 사용하였으며, 이는 수정된 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 연도별-산업별 횡단면 분석을 실시하여 추정된 것이다.

실증분석결과, 감사인 교체연도의 고객기업의 이익조정 수준은 전임 감사인의 계속감사기간과 유의적인 음(-)의 관계를 가지고 있었다. 보다 구체적으로 살펴보면, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사인 교체연도의 고객기업의 이익조정 수준은 체계적으로 낮아지는 현상이 관찰되었다. 추가분석 결과, 이러한 현상은 전임 감사인과 신임 감사인의 감사인 유형이 변경된 경우에 주로 나타났다. 감사인 교체 직전과 직후의 이익조정 수준을 비교한 결과, 감사인 교체 직후의 이익조정 수준이 증가하는 것으로 나타났지만 그 정도는 유의적이지 않았다. 종합적으로, 이러한 발견은 6년 단위 감사인 의무교체제도와 3년의 감사인 유지제도가 감사품질에 미치는 영향에 대하여 규제기관이나 학계 및 실무 등에 대해 많은 시사점을 제공해 주고 있다.

주제어: 계속감사기간, 재량적 발생액, 감사인 유지제도, 감사인 교체제도

.....

### 1. 서론

우리나라는 1996년 주식회사의 외부감사에 관한 법률(이하 외감법)을 개정하여 감사인의 감사 계약기간을 최소 3년으로 규정한 바 있다.<sup>1)</sup> 또한 2003년 외감법을 개정하여, 계속감사기간(auditor tenure)을 최고 6년으로 제한하였다. 이러한 제도

를 제정한 목적은, 감사인이 감사품질(audit quality)을 타협할 가능성이 있는 상황을 제도적으로 방지하기 위해서이다. 즉, 감사인의 계속감사기간은 감사품질에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요인이라는 전제가 내포된 것이다.

미국의 경우 계속감사기간에 대한 관심은 Enron 사건에서부터 비롯되었다. Enron의 감사인이었던 Arthur Andersen은 2001년 Enron 사건이 일어

논문접수일: 2008. 4                      게재확정일: 2008. 7

\* 본 연구에 여러 유익한 조언을 해주신 익명의 두 심사자 님들과 서울대학교의 박수근, 황이석 교수 및 여러 박사과정 재학생과 이준일, 선우해정 석사에게 특별한 감사를 표한다.

1) 본 연구에서 감사인이란 감사를 담당하는 개별 회계사가 아니라 회계법인을 말한다.

났던 당시 20여 년 동안 계속해서 Enron에 감사 서비스를 제공하고 있었다. 따라서 Enron을 담당했던 감사인이 Enron의 경영진과 오랜 시간에 걸친 접촉을 통하여 친밀한 관계를 형성하게 되어 독립성을 훼손하였거나, 독립성을 훼손하지 않았더라도 전문가적인 판단능력을 훼손하게 되었을 가능성이 존재한다. 이에 따라 감사인의 계속감사기간을 제한하여야한다는 주장이 제기되었으나, 미국의 Government Accountability Office (GAO)는 오랜 기간 동안의 심의과정을 걸쳐 감사인의 교체에 대한 규정을 도입하지는 않기로 결론을 내렸다. 이러한 결정의 이유는 계속감사기간이 증가함에 따라 오히려 감사인이 고객기업을 더 잘 이해할 수 있게 되어 감사품질이 높아질 수도 있다는 주장도 있기 때문이다 (Myers et al. 2003). 미국에서는 이러한 관심에 부흥하여 감사인의 계속감사기간과 감사품질 사이의 관계에 대한 여러 연구가 최근 진행되었다. 이러한 연구의 예는 Johnson et al. (2002), Mansi et al. (2004), Myers et al. (2003) 등이 있다. 한국의 경우는 노준화와 배길수(2002), 임영덕(2006) 및 서민정 등(2007)이 계속감사기간을 주제로 연구를 수행하였다.

선행연구들을 종합하여 보면, 계속감사기간이 증가할수록 고객기업의 이익조정 수준이 감소하는 현상이 미국(Johnson et al. 2002; Myers et al. 2003)과 한국(노준화와 배길수 2002; 임영덕 2006; 서민정 등 2007)에서 공통적으로 보고되었

다. 즉 계속감사기간이 증가할수록 감사인이 고객기업의 이익조정을 억제한다는 발견이다.<sup>2)</sup> 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 독립성이 손상될 가능성이 증가함에도 불구하고 고객기업에 대한 지식과 경험이 증가하기 때문에 평균적으로는 감사품질이 증가한다는 결과이다.

본 연구는 이러한 계속감사기간에 대한 연구결과를 감사인 교체시점 이후로 확대하여, 전임 감사인의 계속감사기간이 감사인 교체연도의 이익수준에 미치는 영향을 분석한 것이다.<sup>3)</sup> 감사인 교체시 신임 감사인이 평가하는 감사위험은 전임 감사인의 계속감사기간에 따라 달라질 것이다. 구체적으로 살펴보면, 오랜 기간 동안 계속해서 감사를 수행한 전임 감사인은 고객기업에 대한 지식과 경험이 축적되어 있었기 때문에 높은 수준의 감사품질을 유지할 수 있었으나, 신임 감사인은 그러한 이해가 결여되어 있기 때문에 교체연도의 감사품질이 급격하게 하락할 위험이 존재한다. 또한 전임 감사인이 고객기업과의 관계유지를 위해서 특정 회계처리를 고객기업에게 유리하게 처리하는 등의 회계적 문제가 있는 경우에는 신임 감사인이 그 책임을 전가 받게 될 것이다.<sup>4)</sup> 따라서 신임 감사인은 가능하면 빨리 기존의 문제들을 발견하여 처리하려고 할 것이다. 즉, 전임 감사인의 계속감사기간이 긴 경우에, 전임 감사인의 고객기업에 대한 지식의 증가 및 독립성 손상 가능성이 신임 감사인에게는 모두 불리하게 작용하기 때문에 신임 감사인은 감사의

2) 이러한 발견과는 달리, 호주의 자료를 사용하여 감사 파트너 교체제도에 대해서 연구한 Carey and Simnett (2006)에 따르면 감사 파트너의 계속감사기간은 고객기업의 이익조정 수준과 유의적인 관련성을 가지고 있지 않았다. 그러나 이들의 연구는 감사 파트너의 계속감사기간이 길어질수록 감사인이 비적정 의견을 제시할 가능성은 감소한다는 발견도 동시에 보고하였다. 그러나 감사 파트너의 계속감사기간에 대한 분석결과와 회계법인(=감사인)의 계속감사기간에 대한 분석결과를 직접 비교하기는 곤란하다. 따라서 Carey and Simnett의 발견을 직접 적용하기는 무리가 있을 수 있다.

3) 감사인 교체시점의 이익조정 수준의 변화에 대한 연구로는 박종일과 박수근(2007) 등이 있다.

4) 회계감사준칙 510: "기초 잔액에 대한 감사"에 따르면 전기재무제표가 타감사인에 의해 감사된 경우에도 신임 감사인은 전기에 적용한 회계정책의 계속적용과 양년도 공시내용의 일치여부를 평가하여야 한다.

위험을 높게 평가하고 감사품질을 높이고자 노력할 유인이 존재하는 것이다. 따라서 전임 감사인의 계속감사기간과 감사인 교체연도의 이익조정 수준은 음(-)의 상관관계가 있을 것으로 예측해 볼 수 있다.

위의 논의는 신입 감사인이 감사인 교체 이전 기간의 감사품질을 평가하고 그 수준을 벤치마크(benchmark)로 사용하여 교체 이후 급격한 감사품질의 변화를 회피하려고 하며, 교체 이전의 감사품질을 평가할 때 전임 감사인의 계속감사기간 정보를 이용할 것이라는 논의에 근거하고 있다. 만약, 위와 같은 논의가 실제로 적용되지 않는다면, 계속감사기간이 증가하면서 높은 감사품질을 유지하던 회사(Myers et al. 2003)가 감사인을 변경하는 경우에 초도감사의 감사품질은 급격히 하락할 것이다. 특히, 우리나라의 경우 6년 단위 감사인의무교체 규정이 적용되는 2006년 이후부터는 감사인의 교체가 더욱 빈번하게 이루어질 것으로 예측된다. 따라서 만약 신입 감사인이 전임 감사인의 계속감사기간을 감사위험평가에 고려하지 않는 경우에는, 감사인이 교체될 때마다 초도감사의 감사품질이 급격히 저하되는 현상이 반복되어 감사인의무교체제도의 심각한 부작용을 의미하는 것이다.

본 연구에 사용된 자료는 2002년부터 2006년 사이 감사인을 교체한 상장기업들 중 데이터가 이용가능한 총 384개 기업-연도 표본이다. 이들 표본의 전임 감사인의 계속감사기간은 1년(15.89%)에서 13년 이상(5.72%)까지 다양하게 분포되어 있다. 고객기업의 이익조정 수준은 수정된 Jones 모형 (Dechow et al. 1995)을 이용하여 측정된

재량적 발생액(discretionary accruals)의 절대값을 이용 하였으며, 기업의 경영성과를 추가적으로 통제하였다 (Kothari et al. 2005). 실증분석 결과, 감사인 교체연도의 고객기업의 이익조정 수준은 전임 감사인의 계속감사기간과 유의적인 음(-)의 관계를 가지고 있었다. 보다 구체적으로 살펴보면, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사인 교체 이후의 고객기업의 이익조정 수준은 체감적으로(diminishing) 낮아지는 현상이 관찰되었다. 추가적인 분석 결과, 이러한 관계는 신입 감사인이 이익을 증가시키는 방향의 재량적 발생액(양의 재량적 발생액)을 억제하기 때문에 발생하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 현상은 전임 감사인과 신입 감사인의 감사인 유형이 변경된 경우에 주로 나타났다. 또한 감사인 교체직전과 직후의 이익조정 수준을 비교하면, 감사인 교체 직후의 이익조정 수준이 약간 증가하는 것으로 나타났지만 그 정도는 유의적이지 않았다. 마지막으로 전임 감사인의 계속감사기간과 신입 감사인의 감사보수와의 관계를 살펴본 결과, 전임 감사인의 계속감사기간이 3년 이상인 그룹에 대해, 감사보수와 전임 감사인의 계속감사기간과의 양의 관계를 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 신입 감사인이 전임 감사인의 계속감사기간을 감사위험 평가에 반영한다는 주장을 간접적으로 뒷받침해주는 것이다.

국내에서는 감사인의 독립성을 증진시켜 감사품질을 향상시키고자 여러 가지 감사기간 관련 제도가 도입되었다. 정부는 1996년 12월 법 개정을 통하여 상장법인 감사인의 감사계약기간을 최소 3년으로 규정하였다.<sup>5)</sup> 이는 고객기업이 구미에 맞는

5) 이 법안의 구체적인 도입 시기는 기업별로 차이가 있어서, 상장기업의 경우는 1997년부터 1999년까지에 걸쳐서 도입되었다. 코스닥 등록법인의 경우는 2001년 3월 법률개정으로 적용받게 되었으며 2001년도 이후 순차적으로 실시되었다. 다만 극히 제한적인 조건에 해당하는 경우 3개 사업연도 중이라도 증권선물위원회의 승인을 얻어 감사인을 해임하고 새로운 감사인을 선임하여 다시 3개연도의 감사계약을 체결할 수 있다. 따라서 이러한 영향을 통제하기 위해서 본 연구의 표본기간을 2002년부터 시작하였다.

감사의견을 받기 위해 감사인을 교체하는 의견구매 (opinion shopping) 현상을 막기 위한 것으로서, 학계 및 실무의 지지를 받고 있다.<sup>6)</sup> 정부는 또한 상장회사 및 코스닥 등록회사의 경우 감사인(회계법인)이 특정 기업에게 감사서비스를 제공할 수 있는 연도를 최대 6년으로 제한하였다.<sup>7)</sup> 이는 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 감사인과 피감사기업과의 유대관계가 형성되어 감사인의 독립성이 저해되는 가능성이 발생하는 것을 방지하기 위한 조치이다. 그러나 감사인 의무교체 제도는 많은 논란의 여지를 가지고 있다. 일부에서는 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 증가하기 때문에, 감사인을 강제로 교체하도록 한다면 오히려 초도감사에서 부실감사가 일어날 가능성이 높다는 점을 지적하기도 한다.<sup>8)</sup> 따라서 이 제도의 도입이 과연 긍정적인 것인지에 대해서는 아직 명확한 결론에 도달하고 있지 못하다.

본 연구는 감사인의 교체와 관련하여 전임 감사인의 계속감사기간이 신임 감사인의 감사품질에 미치는 효과를 종합적으로 살펴봄으로써 이러한 의문에 대한 해답을 제시하고자 한다. 본 연구는 규제기관과 학계 및 실무에 많은 공헌점을 내포하고 있다. 첫째, 규제기관의 측면에서 볼 때 본 연구는 장기의 계속감사기간의 결과인 높은 감사품질이 감사인 교체시 급격하게 감소하지 않는다는 결과를 제시하고 있다. 따라서 계속감사기간이 길수록 감사인이 교체되더라도 감사품질의 유지되는 만큼, 계속감사기간을 최소 어느 정도 이상 보장하는 감사인 유지제도의 당위성을 보여주는 것이다. 또한 현행 감사인 6년 교체제도에 따라 6년마다 감사인

을 반드시 교체하도록 한 것이 과연 적정한지에 대한 의문을 제시해 주고 있다. 따라서 이러한 발견이 규제기관의 제도 수립에 많은 도움이 될 수 있을 것이다. 둘째, 학계의 입장에서 볼 때 본 연구는 이제까지 독립적으로 수행되어 온 두 가지 흐름의 연구를 하나로 종합하여 연결한 독창적인 연구이다. 최근 들어 감사인의 계속감사기간과 고객기업의 이익조정 수준으로 측정된 감사품질 사이의 관계에 대한 여러 연구가 수행된 바 있다. 또한 감사인 교체와 감사품질 사이의 관계에 대한 연구도 별도로 진행되었다. 그러나 이러한 두 가지 주제를 연결하여 종합적으로 수행된 연구는 본 연구가 최초이다. 셋째, 실무계인 공인회계사 업계의 입장에서 볼 때 본 연구의 발견은 감사인들이 감사인 교체 직후에도 감사위험에 영향을 미치는 요소들을 적절히 고려하여 효과적으로 감사를 수행하고 있다는 것을 보여주고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 이론을 소개하고 가설을 설정한다. 제 III장은 본 연구에 사용된 방법론과 표본에 대해 소개한다. 제 IV장은 실증분석결과에 대해 설명하며, 제 V장은 본 연구의 결론 부분이다. IV장에서는 감사품질에 대한 분석 이외에도, 감사보수를 이용한 추가분석도 행하였으며, 또한 본 연구의 강건성을 확인하기 위한 여러 추가적인 분석결과도 보고하였다.

6) 예를 들어 Bujinnk et al. (1998)에 따르면 감사인 유지제도는 벨기에, 프랑스, 이탈리아 등에서 이미 도입되어 실행되고 있다.

7) 감사인의 6년 의무교체에 관한 이 규정은 경과규정을 거쳐 2006년 1월 1일 이후 시행되었다.

8) Myers et al. (2003)의 연구에서는 이러한 감사인 의무교체 제도에 대한 찬반 주장의 핵심을 간략하게 요약하여 설명하고 있다.

## II. 선행연구의 검토와 가설의 설정

### 2.1 선행연구의 검토

계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향에 대한 연구는 미국의 경우 Enron 사건 이후 GAO의 요청을 받아 다수 수행되었다. 이러한 연구들을 살펴 보면, Johnson et al. (2002)은 계속감사기간 초기 1-3년까지의 기간에는 고객기업의 재량적 발생액 수준이 높다가, 그 이후의 기간(계속감사기간 4년 이상) 동안에는 초기보다 낮은 수준의 발생액 수준을 보고한다는 것을 발견하였다. 그러나 계속감사기간이 9년 이상의 장기간인 경우나 4-8년 사이의 비교적 중기간인 경우에는 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 즉 감사품질이 4년 이후에는 거의 동일하다는 의미이다. Myers et al. (2003)의 경우도 Johnson et al. 과 유사한 발견을 하였다. 이들의 연구에서는 계속감사기간이 증가할수록 재량적 발생액으로 추정된 고객기업의 이익조정 수준은 감소하는 반면 재량적 발생액의 지속성(persistence)은 증가하였다. Mansi et al. (2004)은 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 부채의 자본비용(cost of debt capital)이 감소한다는 것을 발견하였다. 또한 이러한 양 변수 사이의 관련성은 투기등급에 속한 부채들 사이에서 더욱 뚜렷한 추세가 관찰되었다. 주식시장 측면에서 접근한 Ghosh and Moon(2005)의 연구에서도 역시 계속감사기간이 증가할수록 고객기업의 이익보고에 대하여 주식시장이 반응하는 정도를 나타내는 이익반응계수(earnings response coefficient)가 증가한다는

것을 보고하였다. 또한 계속감사기간이 증가할수록 현재이익이 재무분석가의 미래이익 예측치에 반영되는 정도도 증가하였다. Mansi et al. 이나 Ghosh and Moon의 발견은 계속감사기간이 증가할수록 채권자나 주식 투자자, 재무분석가들의 재무제표에 대한 신뢰성이 커진다는 것을 나타내고 있다.

전술한 계속감사기간에 대한 외국의 선행연구들을 종합하면, 선행연구들은 공통적으로 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 높아진다는 것을 보고하였다. 국내 자료를 이용한 노준화와 배길수(2002)의 연구도, 감사인 3년 유지제도 도입 후 감사 첫해와 비교할 때 감사 2차 연도 및 3차 연도의 이익조정 수준이 유의적으로 낮다고 보고하고 있으며, 임영덕(2006)의 연구도 계속감사기간이 길어지면 감사품질이 향상되는 결과를 보고하고 있다. 즉, 국내의 연구결과들도 미국의 선행연구들의 발견과 일치하고 있다.

감사인의 교체와 이익조정에 대한 연구로는 DeFond and Subramanyam(1998)과 박종일과 곽수근(2007), 서민정 등(2007)의 연구가 있다. DeFond and Subramanyam은 감사인의 교체가 일어나는 원인 중의 하나가 전임 감사인이 엄격한 감사를 실시하여 피감사기업의 이익조정 수준을 매우 낮추기 때문이라고 가설을 설정하였다. 실증분석결과는 이러한 가설과 일치하여, 감사인 교체 2년 전과 비교하여 교체 1년 전의 이익조정 수준이 유의적으로 낮다는 것을 보고하였다. 그리고 이러한 낮은 이익조정 수준은 감사인 교체연도에 대부분 원래의 수준으로 회복된다는 것을 보고하였다.<sup>9)</sup> 박종일과 곽수근도 이와 유사하게 감사인 교체시 이익조정 수

9) DeFond and Subramanyam(1998)은 구체적으로 감사인 교체의 유형을 전임 감사인의 대형 감사인 여부와 후임 감사인의 대형 감사인 여부의 2×2로 구분한 분석을 행하였다.

준이 증가한다고 보고하였다. 서민정 등의 연구는 감사인의 교체와 계속감사기간을 연결하여 분석한 것이다. 이 연구에서는 감사인 3년 유지제도 하에서 고객기업의 이익조정 수준을 낮추는 감사인은 3년 계약기간이 만료된 이후 교체를 당할 가능성이 높지만, 이익조정 수준을 낮추거나 높이지 않고 계속해서 일정수준의 이익조정 수준을 유지하는 감사인은 3년의 계약기간이 만료된 이후에도 계속해서 해당 고객기업에 대하여 감사서비스를 제공하는 경우가 많다는 것을 보여주었다. 즉 감사인 3년 유지제도 하에서도 감사인이 독립적으로 엄격한 감사를 수행한다면 감사인이 교체될 가능성이 상존하기 때문에 감사인의 독립성이 충분히 보장되는 것이 아니라는 점을 나타내고 있다.

위에서 살펴본 바와 같이, 계속감사기간과 관련된 연구들은 대부분 현재 감사인의 계속감사기간과 현재의 감사품질을 다루었다. 예외적으로 Kealey et al. (2007)은 전임 감사인의 계속감사기간과 신입 감사인의 감사보수와의 관계를 연구하였으며, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 신입 감사인의 감사보수가 증가한다는 것을 발견하였다. 이는 신입 감사인이 감사위험을 평가할 때 전임 감사인의 계속감사기간을 고려한다는 논의를 뒷받침하는 것이다.

## 2.2 가설의 설정

전술한 선행연구들의 발견과 같이 감사인의 계속감사기간이 늘어나는 경우 피감사기업의 이익조정 수준이 감소한다. 또한 감사인이 교체될 경우 교체 전과 비교할 때 이익조정 수준이 어떻게 변할지에 대해서도 DeFond and Subramanyam (1998)의 선행연구가 있다. 그러나 전임 감사인의 계속감

사기간과 감사인의 교체를 연결하여 교체 직후 감사품질을 분석한 연구는 본 연구가 유일하다.

감사인이 교체될 경우의 고객기업의 이익조정 수준과 전임 감사인의 계속감사기간의 관계에 대해서는 다음과 같은 두 가지 정반대의 예측이 가능하다. 첫째, 만약 감사인 교체시 신입 감사인이 교체직전의 감사품질이나 전임 감사인의 계속감사기간이 당기의 감사위험에 미치는 영향을 고려하지 않고 감사업무를 수행한다면, DeFond and Subramanyam(1998)에서 보고한 것처럼 초도감사의 문제점 때문에 감사품질이 저하될 가능성이 있다. 이러한 경우 고객기업의 감사인 교체 직후 이익조정 수준은 전년도에 비해 높아지고, 전임 감사인의 계속감사기간은 후임 감사인의 감사품질에 아무런 영향을 미치지 않을 수도 있다. 그렇다면 전임 감사인의 계속감사기간 효과는 감사인 교체연도의 이익조정 수준과 유의적인 관계를 갖지 않을 것이다. 그러나 신입 감사인이 전혀 해당기업의 감사위험이나 감사품질에 신경을 쓰지 않을 가능성은 거의 없다. 따라서 이러한 예측은 옳바르지 않다고 판단된다.

두 번째의 이론은 신입 감사인이 전임 감사인의 계속감사기간과 그에 따른 감사품질 수준이 당기의 감사위험에 미치는 영향을 고려한다는 논의에서 출발한다. 전임 감사인의 계속감사기간이 긴 경우, 신입 감사인이 감사위험을 높게 평가하고 더 많은 노력을 투입한다면 오히려 전임 감사인의 계속감사기간과 교체 직후의 이익조정 수준은 음의 관계를 가질 것이다. 이 경우에는 교체 직후의 이익조정수준이 전년도와 비교할 때 유의적으로 변하지 않을 것이다. 신입 감사인이 전임 감사인의 계속감사기간이 길수록 감사위험을 높게 평가할 이유와 같고, 전임 감사인은 오랜 기간 동안 고객기업

에 대한 지식과 경험이 축적되어 있었기 때문에 높은 수준의 감사품질을 유지할 수 있었으나, 신임 감사인은 초도감사시 그러한 이해가 결여되어 있기 때문에 감사품질이 급격하게 하락할 위험이 존재한다. 또한 전임 감사인이 고객기업과의 관계유지를 위해서 특정 회계처리를 고객기업에게 유리하게 처리하는 등 드러나지 않았던 회계적 문제가 있는 경우에는 신임 감사인이 그 책임을 전가 받게 될 것이다. 따라서 신임 감사인은 가능하면 빨리 기존의 문제들을 발견하여 처리하려고 할 것이다. 즉, 전임 감사인의 계속감사기간이 길어질수록, 전임 감사인의 고객기업에 대한 지식의 증가 및 독립성 손상 가능성이 신임 감사인에게는 모두 불리하게 작용하기 때문에 신임 감사인은 감사의 위험을 높게 평가하고 감사품질을 높이고자 노력할 유인이 존재하는 것이다. 따라서 신임 감사인은 전임 감사인이 제공한 감사품질(이익조정 의 허용정도)을 관찰하고, 그 수준을 벤치마크로 하여 그 정도의 감사품질을 유지하기 위해 노력할 것이다. 따라서 Johnson et al. (2002)나 Myers et al. (2003)의 발견처럼 전임감사인의 계속감사기간이 증가하면 이익조정 수준이 감소하므로 (즉 감사기간과 이익조정 수준 사이에 음(-)의 관계가 있으므로), 그런 상황에서 감사인이 교체된다면 교체 첫해의 감사품질은 전임 감사인의 마지막 해의 감사품질과 비교하여 크게 달라지지 않을 것이다.<sup>10)</sup> 따라서 전임 감사인의 계속감사기간과 감사인 교체연도의 이익조정수준은 음의 상관관계가 있을 것으로 예측해 볼 수 있다.

결론적으로, 후자의 이론에 따라 대립가설 형태로 다음과 같이 가설을 설정하였다.<sup>11)</sup>

가설: 감사인의 교체시 전임 감사인이 계속감사기간과 감사인 교체연도의 고객기업의 이익조정 사이에는 음(-)의 상관관계가 존재한다.

### III. 연구방법론

#### 3.1 표본의 선정

본 연구에 사용된 표본은 다음의 제 조건을 만족시키는 기업들이다.

- (1) 2002-2006년 사이에 증권거래소에 상장되어 있는 비금융권 기업
- (2) 2002년과 2006년 사이의 기간 동안 감사인을 교체한 기업
- (3) 재무자료와 감사인 명단이 KIS-Value 에서 이용가능한 기업
- (4) 수정된 Jones 모형을 사용한 재량적 발생액을 구하는데 충분한 자료가 있는 기업

이상의 조건을 만족시키는 표본으로는 모두 384개의 기업-연도 자료가 선정되었으며, 감사인 교체연도의 재량적 발생액과 기타 재무자료, 전임 감사인의 계속감사기간을 수집하였다. 표본의 시작시기

10) 물론 초도감사의 문제점 때문에 감사품질이 저해될 수 있다. 그러나 그 저해되는 정도가 크지 않다면, 전임 감사인이 임기 마지막 해에 제공하던 감사품질 수준과 후임 감사인의 임기 첫해 감사품질 사이에는 큰 차이가 나지 않을 것이다. 따라서 전임 감사인의 계속감사기간과 후임 감사인의 임기 첫해 감사품질이 관련성을 가질 수 있는 것이다.

11) 전자의 이론은 앞에서 설명한 것처럼 문제점을 가지고 있으므로 올바르게 옳다고 판단되어 귀무가설 형태로 가설을 설정하지 않았다.

를 2002년으로 한 이유는 감사인 유지제도 및 감사인 교체제도가 완전히 적용된 첫째 연도가 2002년이기 때문이다. 따라서 이러한 제도들이 공통적으로 적용되는 표본들이기 때문에 혹시 있을 수도 있는 correlated omitted variables 문제가 제거될 수 있다. 이 표본들이 감사인을 교체한 시점에서 전임 감사인의 계속감사기간에 대한 자료는 <표 1>에 보고되어 있다.<sup>12)</sup>

<표 1>을 살펴보면, 전임 감사인의 계속감사기간이 1년에 불과한 경우가 61개로서, 전체 표본 중 15.89%를 차지하고 있다.<sup>13)</sup> 가장 빈번한 경우는 전임 감사인의 계속감사기간이 3년인 경우로서, 94

개의 표본이 이에 해당되어 전체 표본의 24.48%를 차지하고 있다. 이는 상장기업에 대한 3년의 감사인 유지제도 때문이라고 보인다. 전임 감사인의 계속감사기간이 6년 이하인 경우가 전체 표본 중 약 75% 정도이다. 이에 반해 계속감사기간이 13년 이상인 경우는 22개이다. 후술할 <표 2>에 표시되어 있지만, 표본의 전임 감사인의 계속감사기간의 평균은 4.79년, 표준편차는 3.59년이다.

### 3.2 연구모형

본 연구에서는 가설을 검증하기 위해서 전임 감

<표 1> 감사인 교체시 전임 감사인의 계속감사기간 분포

전임 감사인의 계속감사기간 (년)	빈도	퍼센트 (%)	누적 퍼센트(%)
1	61	15.89	15.89
2	43	11.2	27.08
3	94	24.48	51.56
4	31	8.07	59.64
5	20	5.21	64.84
6	38	9.9	74.74
7~9	30	7.81	82.55
10~12	20	5.20	94.27
13 이상	22	5.72	100
합계	384	100	100

주) 본 분석에 사용된 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 384개 기업-연도임.

12) KIS-value 데이터베이스의 1990년부터 2006년까지의 감사인 자료를 바탕으로 전임 감사인의 계속감사기간을 계산하였다. 또한 계속감사기간 계산시, 회계법인이 합병하여 감사인이 변경된 경우에는 감사인의 교체가 아니라 기존 감사인이 계속해서 감사를 수행하는 것으로 간주하였다.

13) 감사인 3년 유지제도를 도입한 1997년 이후에도 <표 1>에서 볼 수 있듯이 감사인을 계속감사기간 1년 또는 2년 만에 교체하는 것이 가능한 이유들은 다음과 같다. 첫째, 법률에 정한(주식 3 참조) 조건에 해당하는 경우 감사인의 교체가 상시 가능하다. 둘째, 신규 상장된 기업의 경우 상장이후에만 동 법안이 적용되기 때문에 상장 직전에는 감사인을 자유자재로 교체할 수 있다. 셋째, 코스닥 등록법인에서 거래소 상장법인으로 바뀐 경우, 코스닥 등록법인은 2001년 까지는 동 법안의 적용을 받지 않았기 때문에 자유롭게 감사인을 교체할 수 있었다. 넷째, 관리종목 법인이나 감리지적 법인 등의 경우 증권선물위원회가 감사인을 강제 지정하여 감사인이 교체되기도 한다.

사인의 계속감사기간과 기업의 이익조정 수준의 관계에 대한 단일변량분석을 우선 실시한 후, 추가적으로 기업의 이익조정 수준에 영향을 미치는 여러 통제변수들을 고려한 회귀분석을 실시한다. 회귀분석에 사용된 연구모형은 다음 식(1)과 같다. 식(1)에서 첨자 *i*는 개별기업을, 첨자 *t*는 시점(연도)을 나타낸다.

$$|DA_{it}| = a + b_1 TENURE_{it} + c_1 LAG\_ACC_{it} + c_2 LNNTA_{it} + c_3 LEVERAGE_{it} + c_4 LOSS_{it} + c_5 ROA_{it} + c_6 OCF_{it} + c_7 BIG4_{it} + c_8 SCHG_{it} + \text{연도별/산업별 더미변수} + \epsilon_{it} \quad \text{식(1)}$$

여기에서,

$|DA_{it}|$  = 수정된 Jones 모형으로 측정된 재량적 발생액의 절대값;

$TENURE_{it}$  = 전임 감사인의 계속감사기간(연도);

$TENURE2$ 는 계속감사기간의 자연 로그값;

$LAG\_ACC_{it}$  = 전기의 총발생액을 전기초의 총자산으로 나눈 값;

$LNNTA_{it}$  = 총자산의 자연 로그값;

$LEVERAGE_{it}$  = 고정부채 / 총자산으로 계산한 부채 비율;

$LOSS_{it}$  = 당기순손실을 보고한 경우면 1, 아니면 0;

$ROA_{it}$  = 당기순이익을 기초총자산으로 나누어 계산

한 총자산이익률;

$OCF_{it}$  = 영업활동으로 인한 현금흐름을 기초의 총자산으로 나눈 값;

$BIG4_{it}$  = 대형 감사인이 감사하는 경우면 1, 아니면 0;

$SCHG_{it}$  = 전기 대비 매출액 증가분을 기초의 총자산으로 나눈 값.

식(1)에서 종속변수로 사용된  $DA$ 의 절대값은 수정된 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 연도별-산업별 횡단면 분석을 이용하여 계산한 재량적 발생액의 절대값이다.<sup>14)</sup> 재량적 발생액 추정시에 연도별-산업별 표본의 개수가 10개 미만인 연도-산업은 표본에서 제외하였다. 감사품질을 나타내는 대용변수로 재량적 발생액을 사용한 이유는 재량적 발생액이 재무제표의 품질이나 감사 품질을 나타내는 가장 보편적인 측정치이기 때문이다(Myers et al. 2003). 최중학(2008)은 감사 품질의 대용치로 사용될 수 있는 다른 변수인 감사 의견, 재무제표의 재작성, (미국의 경우) SEC의 규제나 (한국의 경우) 금융감독원의 감리지적 등이 모두 소수의 예외적인 경우에만 일어나는 것이기 때문에 전체 표본에 대한 연구가 힘들다고 설명한 바 있다.

식(1)에 사용된 관심변수인 전임 감사인의 계속감사기간( $TENURE$ )은 두 가지 방법을 이용하여 측정되었다.  $TENURE1$ 은 전임 감사인의 계속감사기간 기간(연도 수)을 나타내며,  $TENURE2$ 는 계속감사기간의 자연 로그값이다.  $TENURE1$ 은 계속감사기간이 증가함에 따라 增分 감사기간

14) 구체적으로 분석에 사용된 수정된 Jones 모형은 다음과 같다.

$$TA_{it}/A_{it-1} = \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(PPE_{it}/A_{it-1}) + \beta_3((\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1}) + \epsilon_{it} \quad \text{식 (2)}$$

여기에서  $TA$ 는 총발생액을 의미하며,  $A$ 는 총자산,  $PPE$ 는 유형자산 중에서 토지와 건설중인 자산을 제외한 상각대상자산을 의미한다.  $\Delta REV$ 는 매출액의 변동,  $\Delta REC$ 는 매출채권의 변동을 의미한다. 식(2)을 이용하여 횡단면 분석을 실시한 결과 회귀모형으로 설명되지 않은 부분, 즉 잔차항  $\epsilon_{it}$ 이 재량적 발생액 항목의 크기이다. 연도별-산업별 분석을 실시한 것이므로, 추정된 재량적 발생액의 평균은 0이 된다.

(incremental tenure)이 이익조정 수준에 미치는 영향이 항상 일정하다는 가정 하에 분석을 수행하는 것이며, *TENURE2*는 계속감사기간이 점점 커질수록 그 효과가 체감한다는 가정이 반영되어 있다.

식(1)에 포함된 통제변수는 *LAG\_ACC*, *LNTA*, *LEVERAGE*, *LOSS*, *ROA*, *BIG4*, *OCF*, *SCHG* 등이다. Ashbaugh et al. (2003)의 연구에 의하면 전기의 총발생액(*LAG\_ACC*)은 당기에 역전되어 당기의 발생액과 음의 관계를 보이므로 모형식에 포함하였다. 선행연구들이 규모가 큰 기업들은 보다 안정적으로 영업활동을 수행하므로 낮은 수준의 재량적 발생액을 보고한다고 하였으므로 (Dechow and Dichev 2002), 총자산의 자연 로그값인 *LNTA*를 모형식에 포함하였다. 부채비율(*LEVERAGE*)과 손실여부 더미변수(*LOSS*)는 기업의 위험을 통제하기 위한 변수이다. DeFond and Jiambalvo(1994)에 따르면 위험수준이 높은 기업들은 보다 적극적으로 이익조정을 수행할 가능성이 높다. 따라서 부채비율이 높거나 손실을 기록한 기업들은 이익조정을 수행할 가능성이 높다. 총자산 이익률인 *ROA*는 기업의 성과를 통제하기 위해 모형식에 포함되었다. Kasznik(1999)과 Kothari et al. (2005) 등은 재량적 발생액의 추정치에서 기업의 경영성과를 통제해야 한다고 보고한 바 있다. *BIG4*는 대형 감사인이 감사한 고객 기업들을 구별하기 위해서 모형식에 포함되었다. 선행연구들(Becker et al. 1998; Krishnan and Francis 1999 등)은 대형 감사인이 고품질의 감사 서비스를 제공하여 이익조정을 억제한다고 보고하였다. *OCF*는 영업활동으로 인한 현금흐름 수준으로서, 당기의 영업활동으로 인한 현금흐름과

이익조정 수준 사이의 음(-)의 상관관계를 통제하기 위해 모형식에 포함되었다 (Kasznik 1999; Kothari et al. 2005). 마지막으로 매출액 성장률을 나타내는 *SCHG*는 기업의 성장성을 통제하기 위해서 포함되었다 (Kim et al. 2003).

## IV. 실증분석결과

### 4.1 변수의 기술통계량과 상관관계

본 절에서는 분석에 사용된 변수들에 대한 기술통계량과 상관관계를 제시한다. <표 2>는 식 (1)에 사용된 변수들의 기술통계량을 보고하고 있으며, <표 3>은 주요 변수들 사이의 피어슨 상관관계를 보고한다.

<표 2>를 살펴보면 재량적 발생액의 절대값( $|DA|$ )의 평균(중위수)은 0.081(0.045)로서, 이는 재량적 발생액이 전기 총자산의 약 8%(4.5%) 정도라는 것을 나타낸다.<sup>15)</sup>

전임 감사인의 평균 계속감사기간(*TENURE1*)은 4.8년, 전기의 발생액(*LAG\_ACC*)은 평균 -1.9%이다. 총자산(*LNTA*)의 평균값은 19.013인데, 이는 약 1,800억 정도이다. 총자산 대비 고정부채비율(*LEVERAGE*)은 평균 약 16.2%이지만, 중위수는 11.2%로서 상당한 차이가 있다. 표본 중 약 20%의 기업들이 손실을 보고하였다 (*LOSS*). 총자산순이익률(*ROA*)은 약 3%이며, 영업현금흐름(*OCF*)은 기초 총자산의 평균 4%, 중위수는 5% 정도이다. 대형 감사인이 감사한 기업의 비율

15) 연도별로  $|DA|$ 의 변화추세가 있는지를 살펴본 결과,  $|DA|$ 의 평균값은 2002년에 0.12로 가장 높고, 2005년에 0.06으로 가장 낮은 것으로 나타났다.  $|DA|$ 의 연도별 차이를 통제하기 위하여 식(1)의 모형과 같이, 연도별 더미변수를 회귀식에 추가하였다.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계량

변수	Q1	평균	중위수	Q3	표준편차
$ DA_{it} $	0.019	0.081	0.045	0.089	0.114
TENURE1	2.000	4.786	3.000	7.000	3.586
TENURE2	0.693	1.287	1.099	1.946	0.773
LAG_ACC	-0.087	-0.019	-0.033	0.024	0.202
LNTA	17.963	19.013	18.849	19.720	1.434
LEVERAGE	0.050	0.162	0.112	0.233	0.153
LOSS	0.000	0.201	0.000	0.000	0.401
ROA	0.006	0.031	0.037	0.075	0.160
OCF	-0.005	0.038	0.047	0.098	0.116
BIG4	0.000	0.563	1.000	1.000	0.497
SCHG	-0.045	0.018	0.029	0.130	0.447

주 1) 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 384개 기업-연도임.

주 2) 변수의 정의:  $|DA|$  = 수정된 Jones 모형으로 측정된 재량적 발생액의 절대값; TENURE = TENURE1은 전임 감사인의 계속감사기간(연도)이며, TENURE2는 전임 감사인의 계속감사기간(연도)의 자연 로그값; LAG\_ACC = 전기의 총발생액을 전기초의 총자산으로 나눈 값; LNTA = 총자산의 자연 로그값; LEVERAGE = 고정부채 / 총자산으로 계산한 부채 비율; LOSS = 당기순손실을 보고한 경우면 1, 아니면 0; ROA = 당기순이익을 기초총자산으로 나눈 총자산순이익율; OCF = 영업활동으로 인한 현금흐름을 기초자산으로 나눈 값; BIG4 = 대형 감사인이 감사하는 경우면 1, 아니면 0; SCHG = 전기 대비 매출액 증가분을 기초자산으로 나눈 값. 더미변수를 제외한 변수들은 상하위 1%를 기준으로 winsorize 한 후의 값임.

(BIG4)은 56% 이며, 전기 대비 평균 매출액 증가율(SCHG)은 2% 이다. SCHG 변수의 경우 표준편차의 값이 평균값과 비교할 때 매우 큰 것으로 미루어 보아, 이 변수가 매우 다양하게 분포되어 있다는 것을 말해준다.

〈표 3〉을 살펴보면, 재량적 발생액( $|DA|$ )과 전임 감사인의 계속감사기간(TENURE)사이에는 1% 수준에서 음(-)의 상관관계 (-0.14)가 나타나고 있다. 즉 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사인이 교체된 직후 고객기업의 이익조정 수준이 낮아진다는 가설을 뒷받침하고 있다. 기타 본 연구에 사용된 통제변수 들은 모두 재량적 발생

액과 유의적인 관련성을 보이고 있으며, 상관관계의 방향도 모두 예측방향과 동일하다.

통제변수들 중에서 0.4 이상의 높은 상관관계를 보이는 경우는 LOSS와 ROA 사이 (-0.59)와 OCF와 ROA 사이 (0.44)가 있다. 이러한 상관관계는 손실을 기록한 기업인 경우 총자산이익율이 낮고, 현금흐름이 높은 기업이 총자산이익율이 높다는 것이므로 지극히 당연한 것이다. 이들 두 변수들 사이의 상관관계 이외에는 0.4 이상의 높은 상관관계를 보이는 경우가 없다. 따라서 회귀분석을 실시할 때 다중공선성(multicollinearity)은 특별히 문제될 것으로 판단되지 않는다.<sup>16)</sup> 또한 회귀

16) 본 연구에서는 LOSS와 ROA, 그리고 OCF와 ROA의 높은 상관관계 때문에 분석결과가 영향을 받는지를 확인해 보기 위해서, 실증 분석시 이들 세 변수 중에서 하나씩만을 포함하여 (즉 다른 두 변수는 제외하고) 추가분석을 실시하였다. 그러나 결과가 질적으로 변하는 경우는 전혀 발견되지 않았다.

〈표 3〉 주요 변수간 상관관계 분석

	DA	TENURE1	TENURE2	LAG_ACC	LNTA	LEVERAGE	LOSS	ROA	OCF	BIG4
TENURE1	-0.14	1.00								
	0.01									
TENURE2	-0.14	0.92	1.00							
	0.00	<.0001								
LAG_ACC	-0.17	-0.11	-0.15	1.00						
	0.00	0.03	0.00							
LNTA	-0.22	0.13	0.09	-0.06	1.00					
	<.0001	0.01	0.09	0.20						
LEVERAGE	0.13	-0.13	-0.15	-0.11	0.25	1.00				
	0.01	0.01	0.00	0.03	<.0001					
LOSS	0.12	-0.14	-0.12	-0.09	-0.21	0.17	1.00			
	0.02	0.01	0.02	0.10	<.0001	0.00				
ROA	0.13	0.03	0.00	0.04	0.20	0.01	-0.59	1.00		
	0.01	0.55	0.97	0.44	<.0001	0.85	<.0001			
OCF	-0.25	0.04	0.01	0.04	0.23	-0.01	-0.39	0.44	1.00	
	<.0001	0.49	0.86	0.42	<.0001	0.91	<.0001	<.0001		
BIG4	-0.15	0.09	0.06	0.00	0.32	-0.02	-0.14	0.15	0.13	1.00
	0.00	0.08	0.28	0.99	<.0001	0.72	0.01	0.00	0.01	
SCHG	-0.06	0.02	0.02	0.06	0.02	-0.02	-0.14	0.11	0.04	0.03
	0.21	0.70	0.76	0.26	0.76	0.76	0.01	0.04	0.43	0.53

주 1) 분석에 사용된 표본은 2002~2006년 사이 감사인을 교체한 384개 기업-연도임.

주 2) 변수의 정의는 〈표 2〉 참조.

주 3) 첫째 줄의 숫자는 피어슨 상관관계, 둘째 줄의 숫자는 p값임.

분석시 Variance Inflation Factor 값을 확인하여 보았으나, 특별히 문제가 되는 경우는 발견하지 못하였다.

#### 4.2 단일변량 분석결과

가설을 검증하기 위해 먼저 단일변량 분석을 실시하였다. 단일변량 분석을 위해서 우선 전체 표본

을 전임 감사인의 계속감사기간이 1~2년인 경우, 3~5년인 경우, 그리고 6년 이상인 3가지 소집단으로 구분하였다. 이러한 구분을 하면 대략 각 소집단의 크기가 전체표본의 1/3 정도로 전체표본이 분류된다. 그 다음 각 소집단별로 재무적 발생액의 절대값의 평균과 중위수를 계산하고, 계속감사기간이 1~2년인 집단과 6년 이상인 집단 사이에 이 수치에 차이가 있는지에 대한 t 검증과 Wilcoxon

z 검증을 실시하였다. 그 결과는 <표 4>에 보고되어 있다.

<표 4>를 살펴보면, 재량적 발생액의 평균과 중위수 모두 전임 감사인의 계속감사기간이 증가함에 따라 점차 감소하는 성향을 보여주고 있어, 가설을 지지하고 있다. 예를 들어, 전임 감사인의 계속감사기간이 1-2년인 경우 재량적 발생액의 평균은 10.1% (n = 104), 3-5년인 경우는 8.8% (n = 145), 그리고 6년 이상인 경우는 6.0% (n = 135) 이다. 계속감사기간이 1~2년인 소집단과 6년 이상인 소집단의 재량적 발생액의 차이가 통계적으로 유의한지를 살펴보면, t 값이 2.7로 1% 수준에서 차이가 유의적이며, Wilcoxon z 값은 1.99로서 5% 수준에서 차이가 유의한 것으로 나타났다.<sup>17)</sup>

### 4.3 회귀분석 결과

식(1)을 이용하여 통제변수들을 모두 고려한 회귀분석을 실시한 결과는 <표 5>에 보고되어 있다. 본 연구에서는 모든 회귀분석에서 이분산성을 통제하기 위해서 White(1980)의 방법을 이용한 t 값

을 사용하였다.

<표 5>를 살펴보면 *LAG\_ACC*, *LNTA*, *LEVERAGE*, *LOSS*, *ROA*, *OCF*, *BIG4*가 종속변수인 재량적 발생액의 절대값과 유의적인 관계를 가지고 있으며, 그 부호는 모두 선행연구들과 일치한다. *SCHG*의 계수는 예측과 달리 음의 부호를 가지고 있지만 유의적이지 않다.<sup>18)</sup> 모형의 설명력은 표의 가장 마지막 행에 보고된 바와 같이 31~32%로서 매우 높은 수준이다.

관심변수에 대한 결과를 살펴보면, *TENURE1*을 관심변수로 이용한 경우 계수값은 -0.0024로서 5% 수준에서( $t = -2.16$ ) 유의적이며, *TENURE2*를 사용한 경우는 계수값이 -0.0156서 1% 수준에서( $t = -2.64$ ) 유의적이다. 본 연구에서는 추가분석으로서, 전체 표본을  $DA > 0$ 인 표본과 (즉 이익을 증가시키는 방향의 재량적 발생액)  $DA < 0$ 인 표본 (즉 이익을 감소시키는 방향의 재량적 발생액)으로 구분하여 식 (1)을 이용하여 분석을 행하였다. 그 결과 <표 5>에 보고된 결과는 이익을 증가시키는 방향의 재량적 발생액을 억제하는 신임 감사인의 행동 때문이라는 발견을 하였다. 즉,  $DA > 0$ 인 경우는 *TENURE*가 유의적인 음(-)의 값을

<표 4> 단일변량 분석결과

전임 감사인의 계속감사기간		(1) 1~2년	(2) 3~5년	(3) 6년 이상
DA	평균	0.101	0.088	0.060
	중위수	0.050	0.046	0.042
표본의 숫자 (n)		104	145	135
차이 (1) - (3)	t 값	$t = 2.7$ (p-value=0.007)		
	z 값	$z = 1.99$ (p-value=0.046)		

17) <표 4>에서, (1)과 (2)의 차이는 통계적으로 유의하지 않으며, (2)와 (3)의 차이는 5% 수준에서 유의하다 ( $t = 2.34$ ).

18) 통제변수들과 관련된 선행연구들의 발견과 토론은 이미 3.2절에 설명되었으므로 지면관계상 토의를 생략한다.

〈표 5〉 회귀분석 결과

변수	예측 부호	관심변수		
		(1)	(2)	(3)
		없음	TENURE1	TENURE2
절편	?	0.3415 (4.10***)	0.3362 (4.02***)	0.3453 (4.11***)
TENURE	-		-0.0024 (-2.16**)	-0.0156 (-2.64***)
LAG_ACC	-	-0.0690 (-2.35**)	-0.0741 (-2.55**)	-0.0788 (-2.73***)
LNTA	-	-0.0133 (-2.89***)	-0.0122 (-2.66***)	-0.0122 (-2.65***)
LEVERAGE	+	0.0915 (2.19**)	0.0853 (2.04**)	0.0832 (2.02**)
LOSS	+	0.0326 (1.73*)	0.0296 (1.57)	0.0282 (1.51)
ROA	+	0.2985 (2.79***)	0.2964 (2.78***)	0.2945 (2.77***)
OCF	-	-0.3036 (-3.31***)	-0.3033 (-3.23***)	-0.3039 (-3.34***)
BIG4	-	-0.0243 (-2.43**)	-0.0237 (-2.40**)	-0.0241 (-2.45**)
SCHG	+	-0.0101 (-0.66)	-0.0100 (-0.67)	-0.0099 (-0.66)
연도/산업별 더미		포함됨	포함됨	포함됨
F-값		6.96	6.84	6.96
Adjusted R <sup>2</sup>		31.1%	31.4%	31.8%
표본수		384	384	384

주 1) 분석에 사용된 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 384개 기업-연도임.

주 2) 변수의 정의는 〈표 2〉 참조.

주 3) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 White t-값임.

주 4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

가지고 있었으나,  $DA < 0$ 인 경우는 TENURE의 방향의 재량적 발생액의 조정이 이익을 감소시키는 계수값이 유의적이지 않았다.<sup>19)</sup> 이익을 증가시키는 방향의 재량적 발생액을 조정하는 경우보다 더 큰

19) 예를 들어, TENURE2를 사용하여 분석한 경우  $DA > 0$ 인 표본을 이용하여 분석하면 TENURE2의 계수값은 -0.0107 ( $t = -2.53$ ) 이었다.  $DA < 0$ 인 표본을 이용하여 분석하면 계수값은 -0.0023 ( $t = -0.62$ ) 이었다.

문제점을 유발할 수 있다는 것을 고려할 때, 이러한 발견은 전임 감사인의 계속감사기간이 신임 감사인의 감사에 효과를 발휘하고 있다는 것을 나타낸다.

TENURE1이 전임 감사인의 계속감사기간(연도)을 나타내는 변수인데 반해, TENURE2는 전임 감사인의 계속감사기간(연도)의 자연 로그값이다. 따라서 TENURE1은 계속감사기간이 감사인 교체 후 이익조정에 미치는 영향이 감사기간에 따라 매년 일정하다는 가정 하에서 분석을 수행한 것이고, TENURE2는 감사기간이 증가함에 따라 기간이 이익조정에 미치는 영향의 정도가遞減한다는 가정을 반영하고 있다. 예를 들면 계속감사기간이 1년에서 2년으로 증가할 때 고객기업의 이익조정이 감소하는 정도가, 계속감사기간이 5년에서 6년으로 증가할 때 고객기업의 이익조정이 감소하는 정도보다 크다는 것이다. 분석에서 TENURE2의 계수값이 1% 수준에서 유의적이지만 TENURE1의 계수값은 5% 수준에서 유의적이라는 <표 5>의 결과는, TENURE2에서 사용된 가정이 보다 현실에 가깝다는 것을 보여주고 있다.

이러한 추측이 타당한지 알아보기 위해, 다음과 같은 식(2)을 이용하여 추가적인 분석을 수행하였다. 식(2)에서 TEN1234와 TEN5678을 제외한 다른 변수들의 정의는 식(1)과 같다. 식(2)에서 첨자 i는 개별기업을, 첨자 t는 시점(연도)을 나타낸다.

$$|DA_{it}| = a + b_1TENURE_{it} + b_2TENURE_{it} * TEN1234_{it} + b_3TENURE_{it} * TEN5678_{it} + c_1LNTA_{it} + c_2LEVERAGE_{it} + c_3LOSS_{it} + c_4ROA_{it} + c_5OCF_{it} + c_6BIG4_{it}$$

$$+ c_7SCHG_{it} + \text{연도별/산업별 더미} + \epsilon_{it} \quad \text{식(2)}$$

여기에서,

TEN1234<sub>it</sub> = 전임 감사인의 계속감사기간(연도)이 1~4년 이면 1, 아니면 0;

TEN5678<sub>it</sub> = 전임 감사인의 계속감사기간(연도)이 5~8년 이면 1, 아니면 0.

식 (2)에서, 계수 b<sub>1</sub>은 전임 감사인의 계속감사기간이 9년 이상일 경우 계속감사기간이 이익조정 수준에 미치는 영향을 나타낸다. 계수 b<sub>2</sub>는 계속감사기간이 1~4년인 경우의 증분(incremental) 영향력을 나타내는 값이며, 계수 b<sub>3</sub>은 계속감사기간이 5~8년인 경우의 증분 영향력을 나타내는 값이다.

이를 종합하면, 계속감사기간이 4년 미만일 경우는 b<sub>1</sub> + b<sub>2</sub>, 계속감사기간이 5년에서 8년 까지는 b<sub>1</sub> + b<sub>3</sub>, 그리고 9년 이상이면 b<sub>1</sub>이 감사기간이 이익조정 수준에 미치는 영향을 나타낸다. 따라서 위에서 설명한 대로 계속감사기간이 종속변수에 미치는 영향이 감사기간이 길어질수록 체감한다면, 계속감사기간이 짧을 경우 종속변수에 미치는 영향력이 커야 한다. 즉 b<sub>1</sub>, b<sub>2</sub>, b<sub>3</sub>이 모두 음(-)의 값을 가지며, |b<sub>2</sub>| > |b<sub>3</sub>|의 관계가 성립해야 한다. 식(2)을 이용한 분석결과는 <표 6>에 보고되어 있다.

<표 6>에 보고된 분석결과는 이러한 예측을 모두 지지하고 있다. 예를 들어, TENURE1을 사용하여 분석한 결과는 b<sub>1</sub>, b<sub>2</sub>, b<sub>3</sub>의 값이 각각 -0.0044, -0.0123, -0.0029로서 예측을 지지하고 있다. 이는 계속감사기간이 4년 미만인 경우 계속감사기간이 종속변수인 재량적 발생액에 미치는 영향이 -0.0167 (0.0044 + 0.0123), 5년에서

〈표 6〉 계속감사기간별 세부 추가분석 결과

	예측부호	(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>
절 편	?	0.3751 (4.44***)	0.3590 (4.28***)
<i>TENURE</i>	-	-0.0044 (-3.31***)	-0.0165 (-2.74***)
<i>TENURE*TEN1234</i>	-	-0.0123 (-2.75***)	-0.0169 (-1.8*)
<i>TENURE*TEN5678</i>	-	-0.0029 (-1.68*)	-0.0016 (-0.27)
<i>LAG_ACC</i>	-	-0.0771 (-2.74***)	-0.0787 (-2.79***)
<i>LNTA</i>	-	-0.0125 (-2.70***)	-0.0124 (-2.69***)
<i>LEVERAGE</i>	+	0.0844 (2.08**)	0.0851 (2.09**)
<i>LOSS</i>	+	0.0311 (1.7*)	0.0305 (1.66*)
<i>ROA</i>	+	0.2981 (2.85***)	0.2965 (2.83***)
<i>OCF</i>	-	-0.3031 (-3.34***)	-0.3052 (-3.35***)
<i>BIG4</i>	-	-0.0244 (-2.47**)	-0.0248 (-2.49**)
<i>SCHG</i>	+	-0.0107 (-0.71)	-0.0111 (-0.74)
연도/산업별 더미		포함됨	포함됨
F값		6.68	6.63
Adjusted R <sup>2</sup>		32.2%	37.7%
표본수		384	384

주 1) 분석에 사용된 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 384개 기업-연도임.

주 2) 변수의 정의:  $TEN1234_{it}$  = 전임 감사인의 계속감사기간(연도)이 1~4년 이면 1, 아니면 0;

$TEN5678_{it}$  = 전임 감사인의 계속감사기간(연도)이 5~8년 이면 1, 아니면 0, 기타변수의 정의는 〈표 2〉 참조.

주 3) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 White t-값임.

주 4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

8년 사이일 경우  $-0.0073 (0.0044 + 0.0029)$ , 마지막으로 9년 이상일 경우  $-0.0044$ 라는 것을 나타낸다. 즉 계속감사기간이 증가할수록 영향력이 체감하는 것이다. 또한 *TENURE2*를 사용한 경우에도 비슷한 결과를 보이고 있다.<sup>20)</sup>

#### 4.4 감사인 교체 유형별 분석

〈표 5〉와 〈표 6〉의 분석은 감사인을 교체한 모든 기업을 대상으로 한 분석이었다. 그런데, 감사인의 교체는 감사인의 규모에 따라 (1) 대형 감사인 사이의 교체, (2) 대형 감사인으로부터 소형 감사인으로서의 교체, (3) 소형 감사인으로부터 대형 감사인으로서의 교체, (4) 소형 감사인 사이의 교체의 4가지 유형으로 나눌 수 있다. 이하에서는 이러한 감사인 교체의 유형에 따라 표본을 구분하여 추가적인 분석을 행하였다.

이러한 분석을 행한 이유는 대형 감사인과 소형 감사인의 감사품질이 각각 다를 수 있으며, 신규감사시 감사위험을 평가하는 기준이나 정도가 다를 수 있기 때문이다. 예를 들어 신입 감사인이 대형 감사인인 경우에는 신규감사의 위험을 평가할 때 다양한 요인들을 고려하여 좀 더 엄격하게 평가할 가능성이 높다. 또한 계속감사기간이 감사인의 독립성에 미치는 영향도 감사인 유형별로 다를 수 있다. 즉, 전임 감사인이 소형 감사인인 경우에는 계속감사의 결과로 감사인의 독립성이 손상되어 재무제표에 잠재적 문제점이 존재할 가능성이 더 높아질 수 있다.

이러한 가설에 따라 부분표본으로 구분하여 분석한 결과는 〈표 7a-d〉에 보고하였다. 감사인 교체

〈표 7a〉 대형 감사인 사이의 감사인 교체 경우에 대한 분석

	(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>
<i>TENURE</i>	-0.0005 (-0.45)	-0.0027 (-0.43)
Adjusted R <sup>2</sup>	52.3%	52.3%
표본수	152	152

〈표 7b〉 대형 감사인으로부터 소형 감사인으로서의 교체 경우에 대한 분석

	(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>
<i>TENURE</i>	-0.0042 (-1.70*)	-0.0263 (-1.83*)
Adjusted R <sup>2</sup>	18.7%	19.7%
표본수	84	84

〈표 7c〉 소형 감사인으로부터 대형 감사인으로서의 교체 경우에 대한 분석

	(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>
<i>TENURE</i>	-0.0038 (-1.91*)	-0.0182 (-2.00**)
Adjusted R <sup>2</sup>	53.5%	53.9%
표본수	70	70

〈표 7d〉 소형 감사인 사이의 감사인 교체 경우에 대한 분석

	(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>
<i>TENURE</i>	0.0052 (0.76)	0.0012 (0.05)
Adjusted R <sup>2</sup>	29.2%	28.6%
표본수	78	78

20) 이 경우  $TENURE2 * TEN5678$ 은 부호는 예측방향과 일치하지만 유의적이지는 않은데, 이는 *TENURE2* 변수 자체가 계속감사기간의 자연 로그값이기 때문에, 계속감사기간의 체감적 영향력을 *TENURE2* 변수 자체가 이미 고려하기 때문인 것으로 판단된다.

유형별 분석에서는 <표 5>의 통제변수 중에서 *BIG4*를 제외한 변수를 동일하게 포함하였으며, 통제변수에 대한 분석결과는 <표 5>와 <표 6>의 결과와 비슷하기 때문에, 이하에서는 관심변수인 *TENURE*에 대한 결과만 보고하였다. <표 7a>와 <표 7d>의 경우 관심변수인 *TENURE*는 유의적이지 않다. 즉, 대형 감사인 사이의 감사인 교체와 소형 감사인 사이의 감사인 교체에서는 전임 감사인의 계속감사기간과 신입 감사인의 감사품질과의 체계적인 관계를 찾을 수 없었다. 그러나 <표 7b>와 <표 7c>의 경우에는 *TENURE*의 계수값이 유의적이다.

예를 들어, 대형 감사인에서 소형 감사인으로 교체한 경우 *TENURE2*의 계수값은  $-0.0263$  ( $t = -1.83$ )로서, 10% 수준에서 유의적이다. 또한 소형 감사인에서 대형 감사인으로 교체한 경우 *TENURE2*의 계수값은  $-0.0182$ 로 5%수준에서 유의함을 보이고 있다.<sup>21)</sup> 이러한 결과는 전임 감사인과 신입 감사인의 감사인 유형이 다른 경우에만 전임 감사인의 계속감사기간이 감사인 교체연도의 이익조정수준에 영향을 미친다는 것을 의미하고 있다.<sup>22)</sup> 또한 전임 감사인이 대형 감사인인 경우에는 대형 감사인이 회사에 대한 지식과 이해를 통해 높은 감사품질을 유지했을 가능성이 높으므로, 후임 감사인인 소형 감사인은 갑작스런 감사품질 하락을 피하기 위해서 더 많은 감사노력을 투입하는 것으로 해석된다. 그러나 <표 7d>의 소형감사인 사이

의 교체의 경우 *TENURE* 변수가 유의적이지는 않지만 양(+)<sup>23)</sup>의 부호를 가지고 있는데, 이는 감사인 교체시 이익조정 수준이 증가한다는 박종일과 광수근(2007)의 발견이 주로 소형 감사인 사이의 감사인교체 때문이라는 것을 나타낸다. 이점은 향후 후속연구들에서 더욱 자세한 분석을 실시해볼 필요가 있다고 판단된다.

#### 4.5 기타 강건성 분석

본 절에서는 본 연구에서의 결과를 확신하기 위해서 기타 다양한 강건성 분석을 수행하였다. 첫째, 기존연구에서는 기업의 성과가 높거나 낮은 경우에 재량적 발생액의 추정에 편의(bias)가 발생한다는 점을 지적하였다. 본 연구에서는 기업의 성과가 미치는 영향을 통제하기 위하여 통제변수로 *ROA*, *OCF*를 추가한 바 있다. 추가적으로 기업의 성과를 통제하기 위해서 매년 *ROA*를 기준으로 30개의 포트폴리오를 구성하고 개별기업의 재량적 발생액에서 해당 포트폴리오의 재량적 발생액의 평균을 차감하여, 기업성과가 재량적 발생액에 미치는 체계적 영향을 제거하고 다시 분석을 시행하였다(Kasznik 1999). 이러한 분석의 결과도 본 논문에 보고된 결과와 질적으로 동일하였다.<sup>23)</sup>

둘째, 본 연구에 사용된 384개의 표본에는 증권선물위원회에 의해서 감사인이 강제 지정되어 감사인이 교체된 경우가 49개 포함되어 있다. 따라

21) 재량적 발생액이 양(+)<sup>23)</sup>인 경우에 위와 같은 분석을 수행한 결과 소형 감사인으로부터 대형 감사인으로 교체한 경우에만 *TENURE1*과 *TENURE2*가 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타나고 있어, 이익을 증가시키려는 재량적 발생액을 억제하는 효과가 있음을 보여주고 있다.

22) 구체적으로, 전임 감사인이 소형 감사인인 경우에는 전임 감사인의 계속감사기간에 수반되는 독립성 손상 가능성을 고려하여 대형 감사인이 당기 감사위험을 높게 평가하였을 가능성이 높다. 따라서 엄격히 감사를 실시하여 이익조정을 더욱 억제시키는 역할을 하는 것이다.

23) 예를 들어, <표 5>에 보고된 것과 동일한 분석을 행할 경우 *TENURE1*과 *TENURE2*의 계수값은 각각  $-0.0015$  ( $t = -1.76$ ) 과  $-0.0094$  ( $t = -2.03$ )이었다.

서 본 연구에서는 자발적으로 감사인을 교체한 나머지 표본만을 이용하여 본 연구에서 수행한 분석을 되풀이 하였다. 그러나 분석 결과도 질적으로 전혀 바뀌지 않았다.<sup>24)</sup>

셋째, 앞에서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 전임 감사인의 계속감사기간이 감사인 교체 후의 이익조정 수준에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 채감한다는 것을 <표 6>에서 보여주고 있다. 이러한 발견에 대한 추가 분석으로서 계속감사기간을 4년을 기준으로 하여, 계속감사기간 4년 이하인 기업과 4년 초과인 기업으로 구분하여 분석을 행하였다.<sup>25)</sup> 그 결과, 계속감사기간이 4년 이하의 기업을 표본으로 이용한 경우에서만 유의적인 결과를 발견할 수 있었다. 계속감사기간이 4년을 초과하는 경우도 *TENURE*의 계수값은 음(-)의 부호를 가지고 있었지만 유의적이지 않았다. 이러한 발견은 계속감사기간이 증가할수록 증분 영향력이 감소한다는 <표 6>의 발견을 지지해 주고 있다.

넷째, 표본을 계속감사기간이 7년 이하, 8년 이하, 9년 이하, 10년 이하인 표본 등으로 기준(cut-off point)을 변경해 가면서 분석을 행하였다. 이러한 분석은 <표 1>에서 설명되었듯이 계속감사기간이 매우 긴 표본들이 일부 포함되어 있으므로, 이러한 일부 표본들의 영향을 제거하기 위함이다. 이러한 분석의 결과는 질적으로 <표 5>나 <표 6>에 보고된 결과와 동일하였다.

결론적으로, 본 연구에서 수행한 다양한 분석들의 결과는 공통적으로 감사인이 교체된 경우 전임

감사인의 계속감사기간이 신임 감사인의 감사품질에 영향을 미친다는 본 연구의 결과를 지지하고 있다.

#### 4.6 감사인 교체 전후의 이익조정 수준 변화

본 절에서는 감사인 교체 후, 교체 전과 비교할 때 기업의 이익조정 수준이 유의하게 변하는지를 분석해본다. 그 이유는 DeFond and Subramanyam (1998)이 감사인이 교체된 후 이익조정 수준이 증가한다고 보고하였기 때문이다. 만약 전임 감사인의 계속감사로 인해 억제되었던 이익조정 수준이 감사인 교체연도에 급격히 증가한다면 <표 5>의 현상을 발견할 수 없을 것이다. 그러나 감사인 교체 후 이익조정 수준의 증가 정도가 유의하지 않다면, 만약 감사인 교체연도의 이익조정 수준이 교체 전과 비교하여 약간 증가한다고 하더라도 이익조정 수준과 전임 감사인의 계속감사기간 사이에는 유의적인 음(-)의 관계가 존재할 것이다. 이러한 예측을 검토해 보기 위해서, 본 연구에서는 다음 식(3)을 이용하여 분석을 행하였다. 분석에 사용된 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 기업들로서, 교체 2년 전부터 감사인 교체연도까지의 3년간의 자료가 모두 포함되었다.<sup>26)</sup> 다만, 표본기간 동안 감사인을 2회 이상 변경한 경우는 기간이 중복되므로 표본에서 제외하였다. 식(3)에서 첨자 *i*는 개별기업을, 첨자 *t*는 시점(연도)을 나타낸다.

24) 감사인이 지정된 회사는 금융감독원 홈페이지에서 입수 가능하였다. 다만 2002년부터 2005년까지만 지정된 회사의 이름이 공시되어 있어서, 2006년 지정된 회사의 정보는 반영하지 못하였다.

25) 4년을 기준으로 표본을 구분한 이유는, <표 2>에서 보고한 바와 같이 계속감사기간의 평균이 4.78년이기 때문이다. 5년을 기준으로 해도 결과는 동일하였다.

26) <표 5>와 <표 6>의 분석에서는 감사인 교체연도의 자료만 포함된 반면, 이번 분석에서는 감사인 교체연도와 그전 2년이 모두 포함되었다. 예를 들어 감사인을 2002년에 교체한 기업의 경우 교체 2년 전인 2000년과 교체 1년 전인 2001년의 자료가 포함되었다.

$$| DA_{it} | = a + b_1 CHGYEAR-1_{it} + b_2 CHGYEAR0_{it} + c_1 LN TA_{it} + c_2 LEVERAGE_{it} + c_3 LOSS_{it} + c_4 ROA_{it} + c_5 OCF_{it} + c_6 BIG4_{it} + c_7 SCHG_{it} + 연도별/산업별 더미 + \epsilon_{it} \quad \text{식(3)}$$

여기에서,

$CHGYEAR-1_{it}$  = 전임 감사인의 교체 1년 전이면 1, 아니면 0;

$CHGYEAR0_{it}$  = 감사인 교체연도면 1, 아니면 0.

식 (3)에서, 상수항  $a$ 의 계수값은 감사인 교체기업의 감사인 교체 2년 전의 이익조정 수준을 나타낸다.  $CHGYEAR-1$ 의 계수값( $b_1$ )은 해당 기업들의 이익조정 수준이 교체 2년 전에서 1년 전까지의 기간 동안에 변하는 정도를 나타낸다. 또한  $CHGYEAR0$ 의 계수값( $b_2$ )은 감사인 교체기업의 이익조정 수준이 교체 1년 전부터 교체연도 사이에 변하는 정도를 나타낸다. 만약 감사인이 교체된 직후 감사품질이 급변하여 고객기업의 이익조정 수준이 감사인 교체직전과 비교할 때 유의적으로 증가한다면(DeFond and Subramanyam 1998),  $b_2$ 값은 유의적인 양(+)의 값을 보일 것이다. 그러나 감사인 교체 직후에 후임 감사인이 전임 감사인의 감사품질을 벤치마크로 삼아 유사한 품질의 감사서비스를 제공한다면  $b_2$ 값은 유의적이지 않을 것이다. 이러한 예측을 식(3)을 이용하여 분석한 결과,  $CHGYEAR0$ 의 계수값은 예측대로 양(+)의 부호를 가지고 있었으나 유의적이지는 않았다. 예

를 들어, 총 569개의 표본을 사용한 분석결과 계수값은 0.005 ( $t = 0.52$ ) 이었다.<sup>27)</sup> 즉 감사인 교체 이후 감사품질은 약간 저하되지만, 그러한 저하의 정도가 유의적인 수준은 아니라는 발견이다.

#### 4.7 전임 감사인의 계속감사기간과 신임 감사인의 감사보수의 관계

전임 감사인의 계속감사기간이 신임 감사인의 감사위험 평가에 반영된다는 주장은 신임 감사인의 감사보수와 전임 감사인의 계속감사기간과의 관계를 통해 간접적으로 살펴볼 수 있다. 즉, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 신임 감사인이 감사위험을 높게 평가한다면, 이에 따라 감사보수도 높게 책정될 것이다. 이러한 관계를 검증하기 위해서 감사보수 정보가 이용가능한 380개의 표본을 이용하여 실증분석을 시행하였다. 그 결과는 <표 8>에 보고되어 있다.

<표 8>에 제시된 바와 같이, 단일변량분석에서 전임 감사인의 계속감사기간이 2년 이하인 경우에는 감사보수가 높고, 3~5년 사이에는 다시 낮아졌다가 6년 이상인 경우에는 다시 높아지는 것으로 나타나 계속감사기간과 감사보수 간의 비선형관계를 의미하고 있다.<sup>28)</sup> 즉, 전임 감사인이 1~2년 내에 교체되는 경우 전임 감사인과의 의견충돌 등 추가적인 위험의 존재를 의미할 수도 있기 때문에 감사보수가 높게 나타나는 것으로 보인다. 또는, 감사보수를 결정하는 다른 요인들을 통제하지 않았기 때문에 이런 관계가 관찰될 수도 있다. 따라서

27) 감사인이 지정된 경우를 제외하고 분석한 결과나 표본기간 동안 감사인을 2회 이상 변경한 회사들을 모두 포함하여 분석한 결과도 질적으로 동일하였다.

28) Choi et al. (2006)의 연구방법과 비슷하게, 감사보수를 설명하는 변수들을 사용하여 비정상감사보수(abnormal audit fee)를 구한다음, 단일변량분석을 수행해도 2년 이하기간인 경우에는 비정상감사보수가 높고, 3년 이상부터는 점차 높아지는 현상을 관찰할 수 있다.

〈표 8〉 전임 감사인의 계속감사기간과 감사보수와의 관계에 대한 단일변량 분석

전임 감사인의 계속감사기간		(1) 1~2년	(2) 3~5년	(3) 6년 이상
감사보수의 자연 로그값	평균	11.017	10.950	11.204
	중위수	10.968	10.810	11.002
표본의 숫자		103	144	133

이하에서는 회귀분석을 통하여 이러한 문제점을 해결하고자 한다.

회귀분석에 사용된 모형은 다음 식(4)와 같다. 이 모형은 Kealey et al. (2007)의 동일한 주제에 대한 연구에서 사용된 모형과 거의 동일하다. 전술한 바와 같이, Kealey et al. 은 전임 감사인의 계속감사기간과 신임 감사인의 감사보수와의 관계를 연구하였으며, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 신임 감사인의 감사보수가 증가한다는 것을 발견하였다. 식(4)에서 첨자 *i*는 개별기업을, 첨자 *t*는 시점(연도)을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 FEE_{it} = & a + b_1TENURE_{it} + c_1 LNTA_{it} \\
 & + c_2 BIG4_{it} + c_3 INVREC_{it} \\
 & + c_4 LEVERAGE_{it} + c_5 LOSS_{it} \\
 & + c_6 OPINION_{it} + c_7 LIQUID_{it} \\
 & + c_8 ROA_{it} + c_9 GROWTH_{it} \\
 & + 연도별/산업별 터미 + \epsilon_{it} \quad \text{식(4)}
 \end{aligned}$$

여기에서,

$FEE_{it}$  = 감사보수의 자연 로그값;

$TENURE_{it}$  =  $TENURE1$ 은 전임 감사인의 계속감사기간(연도);

$TENURE2$ 는 계속감사기간의 자연 로그값;

$LNTA_{it}$  = 총자산의 자연 로그값;

$BIG4_{it}$  = 대형 감사인이 감사하는 경우면 1, 아니면 0;

$INVREC_{it}$  = (재고자산 + 매출채권) / 총자산;

$LEVERAGE_{it}$  = 고정부채 / 총자산으로 계산한 부채 비율;

$LOSS_{it}$  = 당기순손실을 보고한 경우면 1, 아니면 0;

$OPINION_{it}$  = 감사의견이 적정의견이면 1, 그 외의 의견인 경우 0;

$LIQUID$  = 유동자산/유동부채;

$ROA_{it}$  = 당기순이익을 기초 총자산으로 나누어 계산한 총자산이익률;

$GROWTH_{it}$  = 총자산의 증가율.

단일변량분석 결과에서 계속감사기간이 2년 이하일 경우와, 3년 이상일 경우의 관련성이 다르다는 것을 발견하였으므로, 그 결과에 기초하여 전체 표본을 크게 두개로 나누어 별도로 회귀분석을 시행하였다. 즉 전임 감사인의 계속감사기간이 2년 이하인 집단과 3년 이상인 집단으로 구분하고, 감사보수 수준에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 통제한 식(4)를 이용하여 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 〈표 9〉에 보고하였다.

분석결과 계속감사기간이 3년 이상인 집단에서만  $TENURE2$ 가 5% 수준에서 종속변수인 감사보수와 유의적인 양의 관계를 보이고 있다. 이는 전임 감사인의 계속감사기간이 길수록 감사보수가 높아진다는 결과이다. 그러나  $TENURE1$ 을 사용한 경우는 유의적인 결과를 발견할 수 없는 것으로 보아, 이러한 계속감사기간의 효과는 체감적으로 감

〈표 9〉 감사보수에 대한 회귀분석결과

	예측 부호	전임 감사인 계속감사기간 1~2년 집단		전임 감사인 계속감사기간 3년 이상 집단	
		(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>	(1) <i>TENURE1</i>	(2) <i>TENURE2</i>
절편	?	5.5646 (6.22***)	5.5363 (6.33)	3.8776 (9.65***)	3.794 (9.46***)
<i>TENURE</i>	+	-0.0283 (-0.37)	-0.0408 (-0.37)	0.0080 (1.23)	0.0854 (2.00**)
<i>LNTA</i>	+	0.3084 (7.26***)	0.3084 (7.26***)	0.3749 (20.61***)	0.3742 (20.68***)
<i>BIG4</i>	+	0.0963 (1.13)	0.0963 (1.13)	0.0681 (1.5)	0.0663 (1.48)
<i>INVREC</i>	+	0.4622 (1.36)	0.4622 (1.36)	0.1522 (0.96)	0.1579 (1.00)
<i>LEVERAGE</i>	+	0.3607 (1.37)	0.3607 (1.37)	0.2623 (1.51)	0.2704 (1.57)
<i>LOSS</i>	+	-0.0358 (-0.27)	-0.0358 (-0.27)	0.0305 (0.45)	0.0365 (0.54)
<i>OPINION</i>	-	-0.2753 (-1.88*)	-0.2753 (-1.88*)	-0.0495 (-0.40)	-0.0466 (-0.39)
<i>LIQUID</i>	-	-0.0276 (-1.16)	-0.0276 (-1.16)	-0.0389 (-3.47***)	-0.0383 (-3.39***)
<i>ROA</i>	-	-0.1744 (-0.53)	-0.1744 (-0.53)	-0.4603 (-2.52**)	-0.4527 (-2.49**)
<i>GROWTH</i>	+	0.1758 (1.39)	0.1758 (1.39)	-0.0776 (-0.78)	-0.0844 (-0.84)
연도/산업별 터미		포함됨	포함됨	포함됨	포함됨
F값		7.76	7.76	45.89	46.41
Adjusted R <sup>2</sup>		54.4%	54.4%	74.5%	74.7%
표본수		103	103	277	277

주 1) 분석에 사용된 표본은 2002-2006년 사이 감사인을 교체한 384개 기업-연도 중 감사보수 정보가 이용가능한 380개 회사임.  
주 2) 변수의 정의: 종속변수: 감사인 교체 후 첫해의 감사보수의 자연 로그를 취한 값: *TENURE* = *TENURE1*은 전임 감사인의 계속감사기간(연도)이며, *TENURE2*는 전임 감사인의 계속감사기간(연도)의 자연 로그값: *LNTA* = 총자산의 자연 로그값: *BIG4* = 대형 감사인이 감사하는 경우면 1, 아니면 0: *INVREC* = (채고자산+매출채권)/총자산: *LEVERAGE* = 고정부채/총자산으로 계산한 부채비율: *LOSS* = 당기순손실을 보고한 경우면 1, 아니면 0: *OPINION* = 감사의견이 적정의견이면 1, 그 외의 의견인 경우 0: *LIQUID* = 유동자산/유동부채: *ROA* = 당기순이익을 기초총자산으로 나눈 총자산 순이익율: *GROWTH* = 총자산의 증가율.

주 3) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 White t-값임.

주 4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증)

사보수에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.<sup>29)</sup> 그런데, 전임 감사인의 계속감사기간이 2년 이하인 경우는 *TENURE* 변수가 전혀 유의적이지 않았다. 이는 전임감사인의 계속감사기간이 짧은 경우는 (즉 2년 이하인 경우) 감사인과 고객기업이 독립성을 해쳐서 감사품질이 저해될 만큼 친밀한 관계를 쌓지 못하였거나, 감사인 입장에서는 고객기업을 완벽하게 파악할 만큼 명확한 지식을 얻지 못했다고 할 수 있다.

〈표 9〉에서, 통제변수들 중에서 유의적인 변수는 *LNTA*, *OPINION*, *LIQUID*, 그리고 *ROA* 이다. 통제변수들 중 유의적인 변수의 숫자가 적은 것은 표본의 숫자가 상대적으로 매우 적기 때문일 것이다. 그러나 유의적인 변수 네 개의 부호는 모두 예측부호와 일치하고 있다.

## V. 결론

본 연구는 감사인 교체시 전임 감사인의 계속감사기간과 감사인 교체연도의 고객기업의 이익조정 수준의 관계에 대한 연구이다. 감사인의 계속감사기간의 영향에 관해서는 다수의 선행연구가 존재하지만, 감사인 교체시 전임 감사인의 계속감사기간이 후임 감사인의 감사품질에 영향을 미친다는 연구는 본 연구에서 최초로 다루어진 주제이다. 만약 후임 감사인이 전임 감사인의 계속감사기간을 감사 위험 평가에 반영하고 전기의 감사품질을 벤치마크로 사용하여 유사한 품질의 감사서비스를 제공한다

면, 이는 전임 감사인의 계속감사기간이 감사인 교체 이후에도 영향을 미칠 수 있는 것이다.

본 연구에 사용된 자료는 2002년부터 2006년 사이 감사인을 교체한 상장기업들 중 데이터가 이용가능한 총 384개 기업-연도 표본이다. 이들 표본의 전임 감사인의 계속감사기간은 1년(15.89%)에서 13년 이상(5.72%)까지 다양하게 분포되어 있었다. 실증분석결과, 감사인 교체연도의 고객기업의 이익조정 수준은 전임 감사인의 계속감사기간과 유의적인 음(-)의 관계를 가지고 있었다. 보다 구체적으로 살펴보면, 전임 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사인 교체 이후의 고객기업의 이익조정 수준은 체감적으로 낮아진다는 현상이 관찰되었다. 이러한 결과는 감사인 교체 이후에도 감사품질이 급격히 저하되는 것이 아니라 신임 감사인이 전임 감사인이 허용한 감사품질을 벤치마크로 사용하여 유사한 품질수준의 감사서비스를 계속해서 제공할 것이라는 추측을 뒷받침 하고 있다. 또한 감사인 교체 전후의 이익조정 수준의 변화를 살펴본 결과, 감사인 교체연도에는 이익조정 수준이 교체 직전연도와 비교할 때 약간 증가하지만 그 수준이 유의적이지는 않았다. 따라서 전임 감사인의 계속감사기간이 후임 감사인의 감사품질과 유의적인 관련성을 갖게 된 것이다.

현재 우리나라에서는 감사인 3년 유지제도와 감사인 6년 교체제도가 모두 도입되어 적용되고 있으며 학계 및 실무에서는 이 제도의 효과에 대해 많은 논란이 진행되고 있다. 본 연구의 결과는 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 증가하지만, 감사인의 계속감사기간에 따라 감사인을 교체하더

29) 전술한 바처럼, *TENURE1*과 *TENURE2*의 차이는 계속감사기간이 종속변수에 미치는 효과가 항상 일정하다는 가정을 하는 것이 *TENURE1*이며, 그 효과가 체감적으로 줄어든다는 가정을 하는 것이 *TENURE2*이다. 〈표 9〉에서 *TENURE2*만 유의적인 것으로 미루어 보아, *TENURE2*에 사용된 가정이 더 올바르다는 것을 알 수 있다.

라도 감사품질이 급격히 감소하지는 않는다는 것을 나타내고 있다. 전자의 발견은 감사인 유지제도를 뒷받침하는 것이며, 후자의 발견은 일부에서 제기하는 감사인 교체제도의 부작용이 경우에 따라서는 크지 않다는 사실을 보여주고 있다. 또한 감사인의 계속감사기간이 어느 정도 이상은 되어야 감사품질이 충분히 낮아질 수 있다는 것을 보여준 면에서도 본 연구의 발견은 흥미롭다. 따라서 본 연구의 결과는 규제기관, 학계, 실무에 중요한 시사점을 제공해 주고 있다.

본 연구는 감사품질을 나타내는 대용치로서 측정오차 문제가 존재하는 재량적 발생액을 사용했다는 한계점을 가지고 있다. 후속 연구들은 기타 다른 측정치들로 추가적인 분석을 행할 수 있을 것이다. 또한 감사인 유형별 분석도 후속 연구에서 수행해 볼 분야로 판단된다.

## 참고문헌

- 노준화, 배길수(2002), "복수사업연도에 대한 감사인 선임이 감사인의 독립성에 미치는 영향," *회계학연구*, 27, 25-48
- 노준화, 배길수, 조성하(2004), "감사인 유지제도가 감사보수에 미치는 영향," *회계학연구*, 29, 207-230
- 박종일, 광수근(2007) "감사인 교체와 감사품질," *회계와 감사연구*, 46, 191-226
- 서민정, 최종학, 김명인(2007), "감사인유지제도 하에서의 이익조정 수준과 감사인 교체," *Working Paper*, 서울대학교.
- 임영덕(2006), "계속감사기간과 감사품질에 관한 연구," *회계학연구*, 31, 183-213.
- 최종학(2008), "비감사서비스의 제공이 감사인의 독립성에 미치는 영향에 대한 연구들의 비판적 검토 및 제안," *경영연구*, 23, 1-44.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do Non-Audit Service Compromise Auditor Independence? Further Evidence. *The Accounting Review* 78 (3): 611-639.
- Becker, C., M. Defond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam(1998), "The Effect of Audit Quality on Earnings Management," *Contemporary Accounting Research*, 15, 1-24.
- Carey, P., and R. Simnett(2006), "Audit Partner Tenure and Audit Quality," *Accounting Review*, 81, 653-676.
- Choi, J. -H., J. -B. Kim, Y. Zhang(2006), "The Association between Audit Quality and Abnormal Audit Fees," *Working Paper*. Seoul National University.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- Dechow, P. M., and I. D. Dichev(2002), "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *Accounting Review*, 77, 35-59.
- DeFond, M. and J. Jiambalvo(1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 145-176.
- DeFond, M., and K. R. Subramanyam(1998), "Auditor Changes and Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 25, 35-67.
- Ghosh, A., and D. C. Moon(2005), "Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality?," *The Accounting Review*, 80, 585-612.
- Johnson, V. E., I. K. Khurana, and J. K. Reynolds (2002), "Audit-Firm Tenure and the Quality of Financial Reports," *Contemporary*

- Accounting Research*, 19, 637-660.
- Jones, J.(1991), "Earnings Management During Import Relief Investigations," *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Kaszniak, R(1999), "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research*, 37, 57-81.
- Kealey, B. T., H. Y. Lee and M. T. Stein(2007), "The association between audit-firm tenure and audit fees paid to successor auditors: Evidence from Arthur Andersen," *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 26, 95-116.
- Kim, J. -B., R. Chung, and M. Firth(2003). "Auditor conservatism, asymmetric monitoring and earnings management," *Contemporary Accounting Research*, 20 , 323-359.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley (2005), "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Krishnan, J., and J. R. Francis(1999) "Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism," *Contemporary Accounting Research*, 16, 135-165.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller (2004) "Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from bond market," *Journal of Accounting Research*, 42, 755-793.
- Myers, J., L. Myers and T. Omer(2003), "Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation?," *The Accounting Review*, 78, 779-799.
- White, H(1980), "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817-838.

## The Association between the Magnitude of Earnings Management by Client Firms at the First Year with New Auditor and the Tenure of Predecessor Auditor

Sun-Hwa Choi\* · Jong-Hag Choi\*\*

### Abstract

The accounting scandals of Enron occurred in year 2001 greatly influence world economy. One of the reason for the audit failure of Arthur Andersen to fail to find the cooked book of Enron is regarded as the extended auditor tenure of Arthur Andersen (22 years in a row) to audit Enron consecutively. Thus, after the Enron incident, auditor tenure has been received grater attention. Regulators called for the research on the effect of the auditor tenure on audit quality as well as financial reporting quality. They worry the potential audit quality impairment due to prolonged auditor tenure which could result in close relationship between auditor and client.

In contrast, academic literature on auditor tenure has documented that longer auditor tenure is associated with lower levels of earnings management and more propensity to issue going-concern audit opinion. This finding is in sharp contrast with the popular beliefs of regulators but is consistent with the claim that auditors can gain firm-specific expertise over time, which enhances audit quality.

This paper extends prior research by relating issues in auditor tenure and those in auditor change. This paper examines the association between the magnitude of earnings management by the client firms at the first year with a successor auditor and the tenure of the predecessor auditor in case of the auditor change. If successor auditor evaluates audit risk of the client high as the tenure of predecessor auditor increases, and if the successor auditor wants to avoid significant decline in audit quality, the successor auditor will increase audit

---

\* Ph.D. Candidate, College of Business Administration, Seoul National University

\*\* Associate Professor, College of Business Administration, Seoul National University

effort. This will lead to lower level of earnings management, which is similar to the level of the earnings management before the auditor change. As a result, there would be significant relation between the tenure of predecessor auditor and the level of earnings management at the first year of auditor change.

The sample is 384 firm-years which have changed auditor during 2002-2006. We chose the year of 2002 for the start of the sample period in order to avoid the potential effect of the mandatory auditor retention and rotation policies which became full effects starting from 2002. There is a great variety in the auditor tenure that tenure of prior auditor ranges from 1 year (15.89%) to more than 13 years (5.72%). The average of the tenure is about 4.79 years and the median of the tenure is 3 years. We use discretionary accruals estimated from modified Jones model as a proxy for audit quality. Our model examines the relation between absolute values of discretionary accruals at the first year with new auditor and prior auditor's tenure after controlling for other factors expected to affect the accruals. For our main analyses, we use the absolute value of discretionary accruals, which is the consistent method that used in prior studies. However, we also use the discretionary accruals after separating the full sample into sub-samples depending on the sign of the accruals in the sensitivity analyses.

The empirical results support our hypothesis that the magnitude of earnings management at the first year with a successor auditor is negatively associated with the length of prior auditor's tenure. Specifically, the absolute value of discretionary accruals decreases with the tenure of prior auditor at a diminishing rate. Further test on signed (positive and negative) accruals reveals that new auditor constrains income-increasing accruals. Additional analysis suggests that the association is mainly driven by auditor change between a Big 4 and a non-Big 4 auditors, either the change from a Big 4 to a non-Big 4 auditor or the change from a non-Big 4 to a Big 4 auditor. The change from a Big 4 auditor to another Big 4 auditor or that from a non-Big 4 auditor to another non-Big 4 auditor is not significant in the relation. Compared to that of last year with prior auditor, the magnitude of earnings management at the first year with successor auditor has increased, but not significantly.

Finally, we examine the association between tenure with prior auditor and audit fees charged by new auditor. We find a positive relation between length of tenure and audit fees for sub-samples which have tenure more than 3 years. This results indirectly support the argument that new auditor considers extended tenure with prior audit as additional risk factors.

Our results have several policy implications for 6-year mandatory auditor change rules. Korea's regulation requires mandatory auditor rotation every 6 years to prevent any detrimental effect on auditor independence from extended auditor-client relationship. However, some are raising concerns that this mandatory rotation will decrease the audit quality in the early years of an engagement since a new auditor lacks sufficient knowledge regarding firm-specific risks. This paper's findings suggest that, contrary to this concern, the high audit quality resulting from auditor-client relation over long time does not drop sharply at the first year with new auditors because a new auditor views long tenure with the prior auditor as a source of increased audit risk and increases the audit efforts. In addition, the findings also suggest that the prolonged auditor tenure could lower the level of earnings management even after the auditor change. Thus, it implies that the longer auditor tenure could contribute audit quality, whereas the frequent auditor change actually impairs the audit quality.

Key words: auditor tenure, auditor change, discretionary accruals, auditor rotation, auditor retention.