

세무와회계저널
제11권 제3호 2010년 9월 pp.95~122
한국세무학회

감사인 자율교체와 재량적 발생액 질의 변화*

김선미** · 유승원***

<요 약>

본 연구는 1991년부터 2005년까지 유가증권상장법인과 코스닥 등록법인 중 제조업을 대상으로 감사인 수평교체가 기업의 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위하여 감사인을 수평교체 한 기업을 대상으로 1990년대(1991~2000)와 2000년대(2001~2005)의 감사인 수평교체와 재량적 발생액 사이의 관계를 분석하였다. 만약 기업이 이익을 늘리려는 목적으로 감사인을 수평교체 한다면, 감사인 상·하향교체 기업 및 비교체기업에 비해 감사인을 수평교체 한 기업의 재량적 발생액은 증가할 것이다.

수정된 Jones 모형의 재량적 발생액(Dechow et al. 1995)과 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)을 이익 조정의 대용치로 사용하여 분석한 결과, 1990년대에 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액은 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 1990년대 감사인 수평교체 기업의 분석결과는 경영자가 보고이익을 증가시키기 위하여 감사인을 교체하는 경향이 있음을 보인 것이다. 하지만 2000년대에 수평교체가 이루어진 경우 음(-)의 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액을 보고하였으나 통계적으로 유의한 결과는 얻을 수 없었다. 이는 2000년대 이후 감사품질을 증진시키려는 일련의 회계제도 개선의 효과로 감사인 수평교체 후에 이익을 늘리려는 이익조정 행위가 억제되어 나타난 결과로 해석될 수 있다. 본 연구는 1990년대와는 달리 2000년대 감사인 자유수임제도하에서 기업의 감사인 수평교체와 재량적 발생액에 유의한 관계가 없음을 보여 기업이 이익조정 행위 이외의 다른 이유로 감사인을 교체할 가능성이 있음을 보였다는 점에서 의미가 있다.

<주제어> 감사인 수평교체, 감사인 교체 사유, 재량적 발생액, 성과대응 재량적 발생액

* 본 연구는 저자의 고려대학교 경영학과 석사학위 논문 ‘경영자에 의한 감사인 교체’를 수정·발전시켜 작성되었습니다. 본 연구의 진행과 관련하여 학위논문 심사위원이신 윤성수 교수님과 최우석 교수님, 그리고 건설적인 제안을 해주신 오광욱 교수님께 감사드립니다.

** 고려대학교 경영대학 박사과정, smkim09@korea.ac.kr, 010-6362-8579, 주저자

*** 고려대학교 경영대학 교수, acyoo@korea.ac.kr, 02-3290-2608, 교신저자

I. 서 론

본 연구는 감사인 교체방향에 따른 재량적 발생액의 차이를 비교하였다. 구체적으로 본 연구는 상·하향교체 기업 및 비교체기업을 통제집단으로 설정한 후, 1991년에서 2005년까지 감사인을 수평교체 한 기업의 재량적 발생액 변화를 검토하고자 한다.¹⁾ 기업이 이익을 늘려 보고하려고 하나 감사인이 이를 억제하려고 할 때, 기업은 감사인을 교체할 가능성이 있다. 그렇다면 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액은 감사인 교체 후 증가할 것이다. 반면에 기업의 이익조정 행위 이외에 다른 감사인 교체 이유가 존재한다면 수평교체 기업의 재량적 발생액은 비교체 기업과 차이가 없을 것이다. 이러한 분석은 감사인 수평교체의 원인을 간접적으로 검증한다는 점에서 의미가 있을 것이다.

기업의 감사인 교체는 신임감사인의 오리엔테이션 비용 등 초기투자비용(start-up cost)과 감사인 교체로 인한 시장의 부정적 반응과 같은 감사인 교체비용을 유발한다(박종성·최기호 2001 ; 손성규·김연화 2004 ; 신용인 외 2007 ; Hackenbrack and Hogan 2002).

구체적으로 Hackenbrack and Hogan(2002)은 감사인과의 의견 불일치와 감사보수 관련 이유로 감사인을 교체한 기업이 음(-)의 이익반응계수를 가짐을 보여 감사인 교체 사유가 투자자들의 의사결정에 영향을 미침을 보였다. 또한 손성규·김연화(2004)는 감사인 상향교체 기업의 누적비정상수익률이 감사인 교체사건 공표일을 전·후로 증가하고 감사인 하향교체 기업의 누적비정상수익률은 감소함을 보여 감사인 교체방향이 투자자들의 의사결정에 영향을 미침을 보였다.

그럼에도 불구하고 기업의 재무 건전성 저하, 기업의 감사보수 재협상 요구, 의견구매, 기업의 구조적인 변화, 기업이 처한 환경변화, 감사인과의 의견 불일치 등의 사유로 기업에 의해 감사인이 교체되고 있다(Whisenant 2003). 예를 들어 Johnson and Lys(1990)는 기업의 성장, 자본구조의 변화, 기업의 규모 등 기업의 구조적인 변화가 발생한 경우 대형회계 법인을 후임 감사인으로 선임하는 경향이 있음을 보였다. 이와 반면에 Whisenant(2003)와 Sankaraguruswamy and Whisenant(2004)의 연구는 감사보수를 낮추기 위하여 작은 규모의 회계법인을 후임 감사인으로 교체하는 성향이 있음을 보였다.

특히, 기업이 자본시장의 압력으로 이익 성장을 보고하려고 함에도 불구하고 감사인이 경영자의 이익조정 행위를 억제하려고 하면 경영자와 감사인 간에 의견 충돌로 감사인 교체가 발생할 가능성이 있다(DeFond and Jambalvo 1993 ; Dye 1991). 이는 경영자의 기회주의적인 행동을 기존 감사인이 막고자 한다면, 경영자가 기존 감사인을 교체하여 더 나은 이익을 보고하고자 할 수 있음을 의미한다.

하지만 감사인 교체방향에 따른 연구는 일관된 결론을 도출하지 못했다. 구체적으로 차별적

1) 본 논문에서 상향교체는 Non-Big4에서 Big4, 하향교체는 Big4에서 Non-Big4, 수평교체는 Big4에서 Big4로의 교체 혹은 Non-Big4에서 Non-Big4로의 교체를 의미한다.

감사수요에 대해 연구한 박종성·최기호(2001)는 기업이 처한 재무상황이 감사인 교체방향에 영향을 미침을 보였다. 그들은 기업의 재무상황이 좋을수록 감사인을 상향교체 하는 경향이 높고, 감사인을 상향교체 한 기업의 경우 이익을 과대계상 하는 경향이 낮아짐을 보였다. 반면에 박종일·곽수근(2007)과 정석우·노준화(2002)는 감사인 상향교체 기업과 하향교체 기업의 재량적 발생액이 통계적으로 유의한 차이가 없음을 보였다. 이와 같은 선행연구는 감사인 상향교체 및 하향교체 기업의 이익조정 행위에 대한 실증적인 증거를 제시하였지만 감사인 교체방향에 따른 일관적인 실증분석결과를 도출하지 못하여 감사인 교체 후 기업의 이익조정 행위에 차이가 있다는 주장을 강하게 펴지 못하였다.²⁾

반면에 감사인 수평교체는 경영자가 기업의 이미지를 개선하려는 유인(박종성·최기호 2001)과 감사보수를 낮추려는 유인(Sankaraguruswamy and Whisenant 2004)이 감사인 상향교체 및 하향교체 기업보다 적을 것으로 판단된다. 특히, 경영자가 보고이익을 늘리고자 감사인을 교체할 경우 감사인 상향교체와 하향교체는 감사인 교체 비용에 더불어 시장의 부정적인 반응(손성규·김연화 2004) 등으로 추가적 비용이 발생할 수 있기 때문에 이러한 추가적 비용발생을 회피하기 위하여 경영자는 감사인 수평교체를 통하여 기업의 보고이익을 늘리려 할 것이다.

더불어 감사인 교체기업 중 수평교체가 차지하는 비중이 50% 이상을 차지함에도 불구하고 선행연구에서는 수평교체에 대한 실증적인 증거를 제시하지 못하였다. 이에 따라 본 연구에서는 감사인의 규모와 명성 등의 영향을 배제하고 감사인 교체가 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석하기 위해 감사인 수평교체 기업을 대상으로 실증분석 하였다. 만일 기업이 보고이익을 증가시킬 목적으로 감사인을 교체한다면 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액은 증가할 것이다.

그러나 기업의 이익조정 행위는 1990년대와 2000년대에 다른 양상을 보일 수 있다. 이는 1990년대 후반부터 규제당국이 기업의 기회주의적인 행동을 제재하고 회계 정보의 투명성을 추구하고자 감사인 교체와 관련된 여러 제도를 시행하였기 때문이다. 즉, 기업의 감사인 교체압력으로 인한 감사인의 독립성 상실 가능성을 막고자 1997년부터 주권상장기업을 대상으로 감사인 유지제도³⁾를 실시하였고, 2001년도 3월에는 코스닥 등록기업에게도 감사인 유지제도를 실시하였다. 또한 기업과의 경제적 유착관계로 인한 감사인의 독립성 상실가능성을 막고자 2001년부터 주권상장기업 및 협회등록기업을 대상으로 파트너 교체제도⁴⁾를 시행하였고, 2006년도부터는 동일 감사인이 6개 사업연도를 초과하여 감사할 수 없게 하는 감사인 강제교체제도⁵⁾를 시행하

2) 이는 기업이 이익조정 동기 이외에도 감사보수를 낮추거나 의견구매를 목적으로 감사인을 하향교체하거나 기업의 신뢰성 제고, 기업의 구조적 변화 등의 사유로 감사인을 상향교체할 수 있기 때문인 것으로 판단된다(이효익 1990 ; 박종성·최기호 2001 ; Johnson and Lys 1990 ; Whisenant 2003 ; Sankaraguruswamy and Whisenant 2004). 그리고 감사인 교체 방향이 투자자들의 의사결정에 상이한 영향을 미치기 때문인 것으로 판단된다(손성규·김연화 2004).

3) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조의2 참고.

4) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제3조의 제4항 참고.

였다. 따라서 본 연구에서는 2001년을 기준으로 표본기간을 1990년대(1991~2000)와 2000년대(2001~2005)로 나누어 감사인 수평교체가 기업의 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석하였다. 이는 외부감사관련 회계제도 개선의 영향을 검증한 분석결과를 제시해 줄 것이다. 또한 2006년도부터는 외부감사인 강제교체제도가 실시되었기 때문에 이 이후 기간은 본 연구에서 제외하였다. 만일 감사인 교체와 관련된 제도가 기업의 이익조정 동기를 약화시킨다면 2000년대 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액의 증가는 작을 것이다.

본 연구가설을 분석하기 위해 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액(Dechow et al. 1995)과 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)을 사용하여 감사인 수평교체와 재량적 발생액 사이의 관계를 분석하였다. 분석결과, 1990년대(1991~2000)에는 감사인 상·하향교체 기업 및 비교제 기업에 비해 수평교체가 이루어진 경우 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이는 수평교체가 발생한 기업의 경우 기업이 이익을 늘리려는 경향이 있음을 의미하는 것이다. 반면에 2000년대(2001~2005)에 수평교체가 이루어진 경우 음(-)의 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액을 보고하였으나 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다. 이는 2000년대 이후에 감사품질을 증진시키려는 일련의 회계제도 개선의 효과로 감사인 수평교체 후에 이익을 늘리려는 이익조정 행위가 억제되어 나타난 결과로 해석될 수 있다.

본 연구는 감사인이 교체되는 행위자체가 재량적 발생액과 관련이 있는지 여부를 분석하기 위하여 수평교체 기업에 초점을 두고 실증분석을 실시하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 우선적으로 초기투자비용과 감사인 교체비용과 같은 추가적인 비용이 발생함에도 불구하고 기업이 이익조정을 위해 감사인을 수평교체 함을 보여 선행연구보다 확장된 결론을 얻었다는 점에서 의미가 있다. 선행연구는 1990년대 또는 2000년대의 감사인 교체 또는 감사인 상향교체 및 하향교체가 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석한 반면 본 연구에서는 1990년대와 2000년대에 감사인 수평교체 기업을 대상으로 감사인 교체행위가 기업의 이익을 증가시키는지 여부를 분석하였다. 본 연구는 감사인을 교체하려는 다른 유인을 최대한 배제한 감사인 수평교체 기업을 대상으로 하여 동 기업이 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 학문적 의미가 있겠다. 또한 본 연구는 정책적 변화가 재량적 발생액에 미칠 수 있는 영향을 감안하여 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액의 차이를 제시하였다는 점에서 의미가 있겠다. 즉, 외환위기 이후 감사인 수평교체 기업이 보고이익을 늘리는 성향이 사라짐을 보여 외환위기 이후 회계정보의 투명성을 위해 추진한 여러 제도들이 정책적 실효성을 가짐을 보였다는 점에서 의미가 있겠다. 이하 본 연구에서는 선행연구 및 가설을 제Ⅱ장에서 설명하고, 제Ⅲ장에서는 표본의 선정과정을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 변수의 측정 및 연구방법을 서술하고, 제Ⅴ장에서는 실증 분석결과를 제시하며, 마지막으로 제Ⅵ장에서는 결론과 한계점을 서술한다.

5) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조의2의 제4항 참고.

II. 선행연구 및 가설

기업은 감사인 교체 시 초기투자비용 등 감사인 교체비용이 추가적으로 발생함에도 불구하고 (박종성·최기호 2001 ; 손성규·김연화 2004 ; 신용인 외 2007 ; Hackenbrack and Hogan 2002), 감사보수 채설정, 감사의견 구매, 감사인과의 의견 불일치 등의 이유로 감사인을 교체한다. 구체적으로, Johnson and Lys(1990)는 1973년~1982년의 표본기간 동안 감사인이 교체된 600개의 기업을 대상으로 기업의 자본구조 혹은 기업의 규모 등의 변화가 감사인 교체에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 기업이 감사보수를 낮추기 위하여 감사인을 교체하는 성향이 있음을 보였다. 또한 기업의 영업성과 혹은 규모가 커지는 경우 대형회계법인을 후임 감사인으로 선임하는 경향이 있음을 보였다. 그리고 Whisenant(2003)는 기업의 성장 및 자본 구조의 변화 등으로 감사인을 교체하는 기업이 38.1%, 감사보수를 이유로 감사인을 교체하는 기업이 28.2%임을 보였다. 그들은 감사인과의 의견충돌, 정책변화 등으로 감사인을 교체하는 것보다 감사보수를 낮추기 위하여 작은 규모의 감사법인을 후임 감사인으로 선임함을 보였고, 기업의 구조적인 변화가 발생하는 경우에는 대형 감사법인으로 감사인을 교체하는 성향이 있음을 제시하였다.

Sankaraguruswamy and Whisenant(2004)의 연구도 감사보수를 낮추기 위하여 작은 규모의 회계법인을 후임 감사인으로 교체하는 성향이 있음을 보였다. 반면에 이효익(1990)과 Chow and Rice(1982)는 한정의견을 받은 기업이 감사의견 구매를 목적으로 감사인을 하향교체 하는 성향이 있음을 보였다.

기업이 보고이익을 늘리려고 할 때에도 감사인은 감사과정에서 보고이익을 감소시키려는 선호가 강하기 때문에 감사인 교체가 발생할 수 있다(Dye 1991 ; DeFond and Jiambalvo 1993). 구체적으로 박종성·최기호(2001)는 재무상황이 나쁜 기업일수록 자본조달을 용이하게 하기 위해 감사인을 하향교체 하는 경향이 있으며, 감사인을 하향교체 한 기업의 경우 이익을 과대계상 하는 방향으로의 이익조정이 증가함을 보였다. 이와 반면에 정석우·노준화(2002)는 1995년~1998년 기간 동안 감사인을 교체한 289개의 기업을 대상으로 분석한 결과, 감사인의 교체방향이 재량적 발생액 및 그 변화분에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않음을 보였다. 박종일·곽수근(2007)도 2000년~2005년 동안에 감사인이 교체된 기업과 비교체기업의 재량적 발생액의 차이를 비교분석하였다. 그들은 감사인 교체기업이 비교체기업보다 재량적 발생액이 높음을 보였으나 감사인 상향교체 기업과 하향교체 기업의 재량적 발생액은 통계적으로 유의한 차이가 없음을 보였다. 마지막으로 김문태·고대영(2007)도 감사인 교체여부와 재량적 발생액이 통계적으로 유의한 관계가 있음을 제시하지 못했다.

이러한 선행연구 결과는 감사인 교체여부와 감사인 교체방향이 재량적 발생액에 일관된 영향을 미친다는 결론을 도출하지 못하여 감사인 교체가 기업의 이익조정 행위에 영향을 미친다는 주장을 강하게 펴지 못하였다.

이는 기업이 이익조정 동기 이외에도 감사보수 재설정, 의견구매 등의 사유로 감사인을 하향 교체하거나(이효익 1990 ; Chow and Rice(1982) ; Sankaraguruswamy and Whisenant 2004), 기업의 신뢰성 제고, 기업의 구조적 변화 등의 사유로 감사인을 상향교체 하기 때문인 것으로 판단된다(박종성 · 최기호 2001 ; Johnson and Lys 1990). 더불어 감사인 교체 방향이 투자자들의 의사결정에 상이한 영향을 미치는 점도 하나의 원인으로 판단된다. 예를 들어 기업은 자신에게 선호적인 감사인을 선임하기 위해 감사인을 하향교체 할 수 있으나 투자자들이 감사인을 하향교체 하는 기업에 대하여 부정적인 인식을 할 가능성이 높기 때문에(손성규 · 김연화 2004) 기업은 감사인 하향교체보다는 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 늘리고자 할 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 감사인의 규모와 명성 등의 영향이 배제된 감사인 수평교체 기업을 대상으로 감사인 수평교체가 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 만일 기업이 이익조정을 목적으로 감사인을 교체한다면 상 · 하향교체 기업 및 비교체기업에 비해 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액은 증가할 것이다.

그러나 기업의 이익조정 동기는 외환위기를 전 · 후로 다른 양상을 보일 수 있다. 이는 2000년대에 접어들면서 감사인의 독립성을 추구하기 위해 시행된 감사인 유지제도,⁶⁾ 파트너 교체제도,⁷⁾ 그리고 감사인 강제교체⁸⁾ 제도 등으로 인하여 이익조정의 동기가 약해질 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 표본기간을 1990년대와 2000년대로 나누어 감사인 수평교체가 기업의 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 다만, 2006년도부터는 외부감사인 강제교체제도가 실시되었기 때문에 이 이후 기간은 본 연구 표본에서 제외하였다. 이러한 연구 설계는 외환위기 이후 시행된 외부감사관련 회계제도 개선이 기업의 이익조정 행위에 미치는 영향을 검증할 수 있을 것으로 판단된다. 특히, 감사인 교체와 관련된 제도가 기업의 이익조정 동기를 약화시킨다면 2000년대 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액의 증가가 억제될 것이다. 이와 같은 논의를 바탕으로 한 가설은 다음과 같다.

[가설 1] 1990(1991~2000)년대는 감사인 상 · 하향교체 기업 및 비교체기업에 비해 감사인 수평교체 기업의 경우 재량적 발생액 및 그 변화분이 증가한다.

[가설 2] 2000(2001~2005)년대는 감사인 상 · 하향교체 기업 및 비교체기업과 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액 및 그 변화분에 차이가 없다.

6) 1997년부터 주권상장 법인을 대상으로 감사인 유지제도가 도입되었으며, 2001년부터는 그 범위를 코스닥 등록법인으로 확장하였다. 이에 따라 특별한 사유가 없는 한 3년간 감사인을 유지해야 하기 때문에 상장법인은 2000년도부터 감사인이 교체된다(손성규 · 이은철 2007). 또한 코스닥 등록법인은 2001년부터 감사인 유지제도가 시행되기 때문에 2004년도부터 감사인이 교체된다.

7) 이 제도는 2001년부터 주권상장기업 및 협회등록기업을 대상으로 연속하는 4개 사업연도에 대한 감사업무를 수행할 수 없도록 제한한 제도이다.

8) 2006.1.1부터 동일한 감사인으로 하여금 6개 사업연도를 초과하여 감사 받을 수 없게 하는 ‘외부감사인 강제교체’ 제도가 시행되었다(김선미 · 유승원 2010).

III. 표본의 선정

본 연구는 1991년부터 2005년까지 상장법인과 코스닥 등록법인 중 제조업을 분석대상으로 하였다. 현재 시행되고 있는 감사인 유지제도와 감사인 파트너 교체제도 등이 상장법인과 코스닥 등록법인에 대한 감사인 교체 연구에 영향을 미칠 수 있기 때문에 동 제도가 복합적으로 영향을 미치기 시작한 2001년을 기준으로 하여 분석기간을 1990년대(1991~2000)와 2000년대(2001~2005)로 구분하였다. 또한 2006년도부터는 강제교체 제도가 실시되었기 때문에 이 이후 기간은 분석대상에서 제외하였다.

본 연구기간의 표본은 KIS-VALUE II에서 추출가능 한 전체기업 중 필요한 감사인 관련 자료가 있는 기업을 대상으로 하였다. 이 중 감사반이 감사한 기업, 재량적 발생액 추정관련 재무자료를 이용할 수 없는 기업, 12월 이외의 결산법인, 금융업종에 속하는 기업, 그리고 금융감독원으로부터 감사인 지정을 받은 기업을 제외한 총 12,763개 기업을 최종 표본기업으로 선정하였다. 검증결과의 비교가능성을 높이기 위하여 금융업종에 속하는 기업과 12월 이외의 결산법인을 표본에서 제외하였고, 감사인 자율교체에 대한 영향만을 분석하기 위하여 금융감독원에서 수집가능한 감사인 지정 기업은 표본에서 제외하였다.⁹⁾ 이는 감사인 지정시 재량적 발생액이 낮아진다는 선행연구(강선민·황인태 2007)와 감사인 지정기업은 감사인을 규제당국이 배정해 주어 기업이 자유롭게 감사인을 선임할 수 없다는 선행연구(나종길·최 관 2003)에 바탕을 둔 것이다. 이러한 표본 선정과정은 <표 1>의 [PANEL A]에 제시하였다.

<표 1>의 [PANEL B]는 1990년대와 2000년대 전체 표본기업의 분포를 제시하였고, [PANEL C]는 교체기업 내 수평교체와 상·하향교체 기업의 수를 제시하였다. 기간별 교체기업과 비교체기업의 비중을 살펴보면, 1990년대에는 전체기업의 80%가 감사인을 유지하는 것으로 나타났으며, 2000년대에는 전체기업의 88%가 감사인을 유지하는 것으로 나타났다.

선행연구의 대부분은 감사인 교체 중 상향교체와 하향교체를 연구대상으로 분석하였다(정석우·노준화 2002 ; 박종성·최기호 2001). 하지만 교체기업 내 수평교체와 상·하향교체 기업의 비중을 살펴보면, 1990년대에는 교체기업의 50%가 감사인을 수평교체하였으며, 2000년대에는 60%정도가 감사인을 수평교체 한 것으로 나타나 기업의 감사인 수평교체의 영향을 파악할 필요성이 있는 것으로 판단된다.

9) 감사인이 지정된 기업의 자료는 금융감독원의 업무자료실/회계업무/회계감리결과조회에서 하였다. 그러나 1990년대의 감사인이 지정된 기업의 자료는 얻을 수 없어 본 연구의 표본에 포함되었다.

〈표 1〉 표본기업의 분포

[PANEL A] 표본기업의 선정과정																
구 분	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	총계
전체기업	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	1651	24765
감사인 자료가 없는 기업 및 감사반이 감사한 기업	(918)	(891)	(874)	(871)	(842)	(804)	(783)	(760)	(722)	(513)	(314)	(208)	(145)	(114)	(77)	(8836)
재량적 발생액 추정 관련 10개 미만인 산업 및 재무 자료가 없는 기업 제외	(329)	(57)	(22)	(27)	(40)	(60)	(21)	(45)	(168)	(248)	(269)	(229)	(191)	(120)	(72)	(1898)
12월 이외의 결산법인 및 금융산업 제외	(49)	(51)	(52)	(53)	(55)	(59)	(58)	(57)	(60)	(63)	(68)	(70)	(72)	(75)	(77)	(919)
감사인 지정기업	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	(30)	(53)	(47)	(62)	(157)	(349)
총 계	355	652	703	700	714	728	789	789	701	827	970	1091	1196	1280	1268	12763

[PANEL B] 전체표본기업의 분포

구 분	1991년~2000년		2001년~2005년	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
교체기업	1405	20.19	694	11.96
비교체기업	5553	79.81	5111	88.04
총 계	6958	100	5805	100

[PANEL C] 교체기업 내 수평교체와 상·하향교체의 수¹⁰⁾

구 분		1991년~2000년		2001년~2005년	
		빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
교체 기업	상향교체	358	25.48	121	17.44
	하향교체	346	24.63	160	23.05
	수평교체	701	49.89	413	59.51
총 계		1405	100	694	100

10) 최국현(2007)의 연구를 기초로 PricewaterhouseCoopers, Ernst & Young Global, Deloitte Touche Tohmatsu, KPMG와 제휴한 국내 회계법인을 대형회계법인으로 선정하였다. 1990년대에는 삼일, 안진, 한영, 산동, 세동 등을 대형회계법인으로 선정하였고, 2000년대에는 삼일, 하나안진, 한영, 삼정을 대형회계법인으로 선정하였다.

<표 2>는 KIS-VALUE II의 산업분류 중 중분류 기준에 따라 연구대상기업의 산업별 분포를 제시하고 있다. 표본기간별 산업별 분포를 보면, 1990년대의 표본기업 중에서는 화학물질 및 화학제품 제조업이 878개(12.62%), 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업이 672개(9.66%), 종합 건설업이 409(5.88%)순으로 표본 기업의 수가 많은 것으로 제시되었다. 2000년대의 표본기업에서는 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업이 990개(17.05%), 화학물질 및 화학제품 제조업이 574개(10.06%) 등의 순으로 표본 기업의 수가 많은 것으로 나타났다.

<표 2> 표본기업의 산업별 분포

구 분	1991년-2000년		2001년-2005년	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
어업	39	0.56	24	0.41
석탄, 원유 및 천연 가스 광업	11	0.16	—	—
식료품 제조업	396	5.69	224	3.86
섬유 제품 제조업 ; 의복 제외	160	2.30	85	1.46
의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	176	2.53	118	2.03
가죽, 가방 및 신발 제조업	57	0.82	33	0.57
목재 및 나무제품 제조업 ; 가구 제외	17	0.24	10	0.17
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	245	3.52	121	2.08
영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	17	0.24	69	1.19
코크스, 연탄 및 석유 정제품 제조업	39	0.56	16	0.28
화학물질 및 화학제품 제조업 ; 의약품 제외	878	12.62	584	10.06
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	169	2.43	130	2.24
비금속광물제품 제조업	244	3.51	117	2.02
1차 금속 제조업	494	7.10	279	4.81
전기장비 제조업	243	3.49	149	2.57
기타 기계 및 장비 제조업	338	4.86	387	6.67
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	672	9.66	990	17.05
기타 전기 기계 및 전기 변환장치 제조업	217	3.12	—	—
자동차 및 트레일러 제조업	376	5.40	420	7.23
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	89	1.28	142	2.42
기타 운송장비 제조업	62	0.89	36	0.62
가구 제조업	71	1.02	47	0.81

〈표 2〉 표본기업의 산업별 분포 (계속)

구 분	1991년-2000년		2001년-2005년	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	89	1.28	47	0.81
종합 건설업	409	5.88	207	3.56
전문직별 공사업	67	0.96	43	0.74
소매업 ; 자동차 제외	17	0.24	10	0.17
도매 및 상품 중개업	400	5.75	339	5.84
소매업 ; 자동차 제외	117	1.68	88	1.52
육상운송 및 파이프라인 운송업	96	1.38	45	0.78
수상 운송업	70	1.01	28	0.48
항공 운송업	19	0.27	—	—
사업지원 서비스업	31	0.45	45	0.78
통신업	55	0.79	70	1.21
부동산업	13	0.19	—	—
출판업	169	2.43	470	8.10
건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	255	3.66	182	3.14
기타 전문, 과학 및 기술 서비스업	46	0.66	63	1.09
교육 서비스업	10	0.14	21	0.36
방송업	41	0.59	88	1.52
스포츠 및 오락관련 서비스업	25	0.36	19	0.33
10개 미만인 산업의 합	19	0.28	59	1.02
총계	6958	100	5805	100

주1) 업종분류는 KIS-VALUE II의 산업별 중분류 기준.

IV. 변수의 측정 및 연구방법

1. 재량적 발생액 모형

본 연구가설을 검증하기 위하여 Francis et al.(2004)의 연구에서 제시한 이익의 특성 중 발생액의 질을 이용하였다. 발생액의 질을 추정하기 위하여 수정된 Jones모형의 재량적 발생액(Dechow et al. 1995)을 이용하였다. 재량적 발생액을 추정하기 위하여 이용되는 총 발생액(TA)

은 한봉희(1998)의 선행연구를 바탕으로 추정되었다. 총 발생액(TA)은 유동발생액과 비유동발생액으로 나뉘어지며, 유동발생액은 현금과 예금, 유가증권, 단기대여금 및 미수금을 제외한 유동자산의 증가분에서 단기차입금, 미지급금 및 유동성장기부채를 제외한 유동부채의 증가분을 차감하여 계산하였다. 그리고 비유동발생액은 1994년을 전후로 하여 1993년 이전에는 당해 연도 당기순이익에서 당해 연도 영업활동으로 인한 운전자본을 차감하였으며, 1994년 이후에는 당해 연도 현금유입이 없는 수익의 차감계정에서 당해 연도 현금유출이 없는 비용의 가산 계정을 차감하여 계산하였다. 이와 같은 방법으로 계산된 유동발생액과 비유동발생액을 합하여 총 발생액(TA)을 추정하였다. 마지막으로, 식(1)의 각 항에 잔차항에 대한 heteroskedasticity를 완화하기 위하여 전년도 총자산을 deflator로 사용하였다(Kothari et al. 2005).

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_0(1/A_{i,t-1}) + \alpha_1[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})]/A_{i,t-1} + \alpha_2 PPE_{i,t}/A_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

선행연구(정석우 · 노준화 2002 ; 임영덕 2006 ; 박종일 · 광수근 2007)에서 사용된 Dechow et al.(1995)의 수정된 Jones모형을 이용한 재량적 발생액은 식(1)에서 계산한 총 발생액을 가지고 다음과 같이 추정된다.

$$DA_{i,t} = TA_{i,t}/A_{i,t-1} - \{\alpha_0(1/A_{i,t-1}) + \alpha_1[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})]/A_{i,t-1} + \alpha_2 PPE_{i,t}/A_{i,t-1}\} \quad (2)$$

여기서, $TA_{i,t}$ = t년도 총 발생액

$DA_{i,t}$ = t년도 재량적 발생액

$\Delta REV_{i,t}$ = t년도 매출액의 변화분

$\Delta REC_{i,t}$ = t년도 매출채권의 변화분

$PPE_{i,t}$ = t년도 유형자산(토지와 건설 중인 자산 제외)

$A_{i,t-1}$ = t-1년도 총자산

$\epsilon_{i,t}$ = 잔차항

재량적 발생액은 식(1)에서 모든 기업-연도의 관측치를 이용하여 동일한 산업별(2 digit SIC code), 연도별 횡단면적 추정을 하였으며, 이를 이용하여 식(2)과 함께 산업별(2 digit SIC code) 표본기업의 수가 10개 미만인 경우를 표본에서 제외하고 식(1)로부터 추정된 잔차항으로 재량적 발생액을 추정하였다. 이는 특정 기업의 회계발생액이 전체의 평균적인 발생액으로부터 얼마나 차이가 있는지를 제시하고 있다(박종일 · 광수근 2007).

2. 연구모형 및 통제변수

1990년대(1991~2000)와 2000년대(2001~2005) 기업이 감사인을 교체하는 이유를 알아보기 위하여 다음과 같은 연구모형을 설정하였다.

[연구모형]

$$\begin{aligned}
 DA_{i,t}(\Delta DA_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 BBNN_{i,t} + \alpha_2 NB_{i,t} + \alpha_3 BN_{i,t} + \alpha_4 OCF_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} \\
 & + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 OWN_{i,t} + \alpha_8 ROA_{i,t} + \alpha_9 LTA_{i,t} + \alpha_{10} LOSS_{i,t} \\
 & + \alpha_{11} GRW_{i,t} + \alpha_{12} ISSUE_{i,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (3)$$

여기서, $DA_{i,t}$ = t년도 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액 $\Delta DA_{i,t}$ = t년도 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액의 변화분 $BBNN_{i,t}$ = t년도 감사인을 수평교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0 $NB_{i,t}$ = t년도 감사인을 상향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0 $BN_{i,t}$ = t년도 감사인을 하향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0 $OCF_{i,t}$ = t년도 영업현금흐름/자산총계¹¹⁾ $SIZE_{i,t}$ = t년도 총자산의 자연로그 값 $LEV_{i,t}$ = t년도 부채비율(총부채/총자산) $OWN_{i,t}$ = t년도 특수관계자 지분을 포함한 대주주1인 지분율/100 $ROA_{i,t}$ = t년도 총자산영업이익률 (순이익/총자산) $LTA_{i,t}$ = 전년도 총 발생액 $LOSS_{i,t}$ = t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0 $GRW_{i,t}$ = t년도 총자산의 성장률 $ISSUE_{i,t}$ = t년도 전기 대비 당기 총 발행 주식수가 10%이상 증가했으면 1, 아니면 0

식(3)은 재량적 발생액(DA) 및 재량적 발생액 변화분(ΔDA)을 종속변수로 하고 감사인 수평교체를 나타내는 더미변수(BBNN)를 주요 관심변수로 하여 설정된 연구모형이다. 이 모형에서 재량적 발생액의 변화분(ΔDA)은 전년도와 당해 연도의 재량적 발생액의 차이이다(박종일·곽수근 2007).¹²⁾ 만일 기업이 감사인 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 증가시키려 한다면, 수평교체 기업의 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(ΔDA)이 증가할 것이다. 즉, 감사인 수평교체(BBNN)의 계수 α_1 은 양(+)의 값을 가질 것이다. 그리고 외환위기 이후 감사인의 독립성을 추구하기 위해 시행된 회계제도의 효과가 존재한다면 기업은 감사인 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 증가시키는데 제약이 따른다. 즉, 기업이 감사인 수평교체를 통하여 이익조정을 추구할 수 없다면, 감사인 수평교체(BBNN)의 계수 α_1 은 통계적으로 유의하지 않거나 음(-)의 값을 지닐 것이다.

통제변수로 감사인 상향교체 및 하향교체가 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(ΔDA)에 미치는

11) 1995년도 이전 자료의 영업활동으로 인한 현금흐름은 당기순이익에서 총 발생액을 차감하여 계산하였다.

12) 박종일·곽수근(2007)은 감사인 교체기업과 비교제기업간의 이익조정 차이뿐만 아니라 감사인 교체 직 전연도와의 비교를 통하여 감사인 교체기업의 교체 후 재량적 발생액 변화양상을 분석하였다. 이를 참고로 본 연구에서도 수평교체 기업의 교체전과 비교하여 교체 후의 재량적 발생액의 변화양상을 알아 보고자 재량적 발생액의 변화분을 분석에 포함하였다.

영향을 통제하기 위하여 감사인 상향교체(NB) 및 하향교체(BN) 변수를 연구모형에 포함하였다. 이는 Big 회계법인이 Non-Big 회계법인 보다 더 나은 감사품질을 제공한다는 선행연구에 기반을 둔 것이다(Becker et al. 1998 ; 최국현 2007).

이외에도 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(ΔDA)에 영향을 미칠 수 있는 영업현금흐름(OCF), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 대주주 지분율(OWN), 총자산영업이익률(ROA), 전년도 총 발생액(LTA), 손실발생여부(LOSS), 총자산의 성장률(GRW), 신주발행여부(ISSUE) 변수들을 통제변수로 선정하였다.

영업현금흐름(OCF)은 1995년을 전후로 하여, 1995년 이전에는 당기순이익에서 총 발생액을 차감하였고(나종길 · 최 관 2003), 1995년 이후에는 KIS-VALUE II에서 추출한 영업활동으로 인한 현금흐름을 이용하였다. 그리고 총자산의 자연로그(SIZE) 변수는 기업 규모에 대한 영향을 알아보기 위하여 총자산에 자연로그를 취하여 값을 측정하였다(Johnson and Lys 1990).¹³⁾ 또한 부채비율이 높을수록 이익을 증가시키려 한다는 DeFond and Jambalvo(1994)와 부채비율이 높을수록 이익이 낮아진다고 보고한 Becker et al.(1998) 등의 선행연구를 통해, 부채비율이 이익 조정에 영향을 미치는 것을 통제하기 위하여 부채총계를 자산총계로 나누어 부채비율(LEV)을 측정하였다. 이 외에도 재량적 발생액에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로는 총자산의 성장률(GRW), 손실기업(LOSS), 신주발행여부(ISSUE), 전년도 총 발생액(LTA)과 총자산영업이익률(ROA)이 있다. Teoh et al.(1998)은 유상증자기업의 경우 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 늘리려는 요인이 있음을 제시하였다. 따라서 주식발행여부가 미치는 영향을 고려하기 위해 t년도 전기 대비 당기 총 발행 주식수를 10%이상 증가했으면 1, 그렇지 않으면 0으로 하는 신주발행여부(ISSUE) 더미 변수를 연구모형에 포함시켰다. 또한 박종일 ·곽수근(2007)의 연구에서 재량적 발생액과 총자산의 성장률(GRW)이 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하고 있고, 손실이 발생한 기업임을 나타내는 LOSS 변수와 재량적 발생액이 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 따라서 이러한 영향을 통제하기 위하여 총자산의 성장률(GRW)과 손실기업(LOSS) 변수를 연구모형에 포함시켰다. 그리고 기업의 성과가 미치는 영향을 통제하기 위하여 총자산영업이익률(ROA)을 연구모형에 포함시켰다. 마지막으로 총 발생액이 재량적 발생액에 영향을 미친다는 Becker et al.(1998)의 연구를 바탕으로 이를 통제하기 위하여 LTA 변수를 연구모형에 포함시켰다.

13) Johnson and Lys(1990)는 변수에 대한 극단적인 가치에 의해 야기되는 잠재적인 heteroskedasticity를 감소시키기 위하여 변수에 자연로그를 취하였다.

V. 실증분석결과

1. 단일변량 분석

<표 3>은 분석에 이용되는 주요변수 중 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing한 후 기술통계량을 제시한다.¹⁴⁾ <표 3>의 [PANEL A]는 1990년대 주요변수의 기술통계량을 제시한다. 1990년대의 재량적 발생액(DA)의 평균은 -1.092, 재량적 발생액의 변화분(Δ DA)의 평균은 -0.824로 음(-)의 값으로 나타났다. 이와 동일하게 성과대응 재량적 발생액 및 그 변화분의 평균도 각각 -0.989와 -1.032로 음(-)의 값을 지녔다.¹⁵⁾ 전체표본에서 감사인 수평교체 기업은 10.1%인 것으로 나타났으며, 감사인 상향교체 및 하향교체의 비중은 각각 5.1%와 5%인 것으로 나타났다.

기업의 재무적 특성을 나타내는 변수들의 기술통계량을 살펴보면, 1990년대의 영업현금흐름(OCF)의 평균값은 -1.367로, 기업규모(SIZE)의 평균값은 18.324로 나타났다. 그리고 부채비율(LEV)의 평균값은 0.665로 나타나 2000년대에 비해 높은 부채비율을 가지고 있는 것으로 보고되었다. 또한 대주주 지분율(OWN)은 평균값이 0.290으로 29%의 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 총자산영업이익률(ROA), 전년도 총 발생액(LTA)과 총자산의 성장률(GRW)의 평균은 각각 0.016, 2.789, 0.245인 것으로 보고하고 있다. 마지막으로, 1990년대의 감사인 교체기업의 신규발행여부(ISSUE)의 평균은 0.212로, 당해 연도 손실이 발생한 기업(LOSS)의 평균은 0.174로 전체표본의 17.4%가 손실발생 기업인 것으로 보고되었다.

<표 3>의 [PANEL B]는 2000년대 주요변수의 기술통계량을 제시하였다. 2000년대의 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(Δ DA)의 평균은 각각 -0.411과 -0.458로 음(-)의 값을 지녔다. 이와 동일하게 성과대응 재량적 발생액 및 그 변화분의 평균도 각각 -0.373과 -0.541로 음(-)의 값을 지녔다.

- 14) 본 연구에서는 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액의 크기가 1을 넘는 비정상적인 경우를 최대한 제거하고자 종속변수의 상·하 5%의 극단치를 Winsorizing한 후의 표본기업을 대상으로 분석하였다.
- 15) 본 연구에 제시된 종속변수의 평균은 0보다 큰 것으로 나타났다. 이는 표본기간 동안의 전체기업을 대상으로 추정한 결과를 1990년대와 2000년으로 나눈 결과로 각 기간 동안의 특성을 나타낸다고 할 수 있다. 이에 표본기간 동안(1991년-2005년)의 전체기업을 대상으로 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)을 추정한 결과를 다음의 표에 제시하였다.

변 수	평균값	5%	25%	중위수	75%	95%	표준편차	t-값	p-값
DA	0.084	-3.184	-0.113	-0.014	0.072	0.703	15.869	0.580	0.562
Δ DA	-0.005	-2.634	-0.130	0.003	0.138	3.119	23.045	-0.020	0.982
PMDA	-0.011	-2.822	-0.097	-0.015	0.059	0.699	9.853	-0.120	0.901
Δ PMDA	0.019	-3.010	-0.111	0.002	0.115	3.249	13.700	0.14	0.890

여기서 p-값은 종속변수의 평균값이 0과 유의한 차이가 없다는 귀무가설에 대한 양측 t-검정 결과이다.

〈표 3〉 기술통계량

[PANEL A] 1990년대 주요 변수의 기술통계량							
구 분	1991년 ~ 2000년						
	평균값	5%	25%	중위수	75%	95%	표준편차
DA	-1.092	-3.221	-3.221	-0.073	0.030	0.597	1.544
ΔDA	-0.824	-2.781	-2.781	-0.129	0.063	3.357	1.826
PMDA	-0.989	-2.982	-2.982	-0.065	0.029	0.736	1.443
ΔPMDA	-1.032	-3.315	-3.315	-0.113	0.059	3.507	2.076
BBNN	0.101	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.301
NB	0.051	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.221
BN	0.050	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.217
OCF	-1.367	-3.924	-0.081	0.032	0.110	0.358	14.544
SIZE	18.324	16.254	17.182	18.087	19.197	21.224	1.530
LEV	0.665	0.303	0.530	0.665	0.779	0.936	0.437
OWN	0.290	0.067	0.149	0.244	0.382	0.700	0.195
ROA	0.016	-0.092	0.005	0.020	0.048	0.121	0.152
LTA	2.789	-0.568	-0.086	0.008	0.280	6.977	47.245
LOSS	0.174	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.379
GRW	0.245	-0.147	0.020	0.126	0.269	0.705	2.707
ISSUE	0.212	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.409
[PANEL B] 2000년대 주요 변수의 기술통계량							
구 분	2001년 ~ 2005년						
	평균값	5%	25%	중위수	75%	95%	표준편차
DA	-0.411	-3.221	-0.168	-0.027	0.055	0.276	1.069
ΔDA	-0.458	-2.781	-0.303	-0.035	0.091	0.413	1.076
PMDA	-0.373	-2.982	-0.133	-0.029	0.040	0.220	0.984
ΔPMDA	-0.541	-3.315	-0.229	-0.031	0.073	0.327	1.245
BBNN	0.071	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.257
NB	0.021	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.143
BN	0.028	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.164
OCF	0.073	-0.154	0.003	0.073	0.145	0.290	0.194
SIZE	18.180	16.301	17.156	17.909	18.909	21.195	1.480
LEV	0.438	0.115	0.281	0.435	0.580	0.763	0.228
OWN	0.272	0.088	0.162	0.242	0.350	0.554	0.148
ROA	0.006	-0.305	0.004	0.038	0.081	0.165	0.491
LTA	0.015	-0.334	-0.120	-0.040	0.051	0.434	0.570
LOSS	0.233	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.423
GRW	0.157	-0.252	-0.034	0.062	0.211	0.823	0.519
ISSUE	0.254	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	0.435

- 주1) 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing한 후의 표본기업을 대상으로 하였다(1991년~2000년도 표본수=6,958개, 2001년~2005년 표본수=5,805개).
- 주2) 여기서 DA는 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액(Dechow et al. 1995), Δ DA는 수정된 Jones모형의 재량적 발생액의 변화분, PMDA는 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), Δ PMDA는 성과대응 재량적 발생액의 변화분, BBNN은 감사인을 수평교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, NB는 감사인을 상향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, BN은 감사인을 하향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, OCF는 영업 현금흐름/자산총계, SIZE는 총자산의 자연로그 값, LEV는 부채비율(총부채/총자산), OWN는 특수관계자 지분을 포함한 대주주1인 지분율/100, ROA는 총자산영업이익률, LTA는 전년도 총 발생액, LOSS는 당해 연도에 손실이 발생한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0, GRW는 총자산의 성장률, ISSUE는 전기 대비 당기 총 발행 주식수가 10%이상 증가했으면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.

전체표본에서 감사인 수평교체 기업은 7.1%인 것으로 나타났으며, 감사인 상향교체 및 하향교체의 비중은 각각 2.1%와 2.8%인 것으로 나타나 감사인 수평교체 기업의 비중이 감사인 상·하향 교체 기업의 비중보다 높음을 보였다. 하지만 1990년대 감사인을 교체한 기업보다 낮은 수치를 보였다.

2000년대 기업의 재무적 특성을 나타내는 변수들의 기술통계량을 살펴보면, 영업현금흐름(OCF)의 평균값은 0.073으로 나타났으며, 기업규모(SIZE)의 평균값은 18.180으로, 부채비율(LEV)의 평균값은 0.438로 보고되었다. 그리고 대주주 지분율(OWN)의 평균은 0.272로 제시되었고, 총자산영업이익률(ROA)과 전년도 총 발생액(LTA)의 평균은 각각 0.006과 0.015로 1990년대와 동일하게 양(+)의 값을 지녔으나 그 수치는 1990년대에 비해 낮은 것으로 나타났다. 마지막으로 감사인 교체기업의 신규발행여부(ISSUE), 총자산의 성장률(GRW)과 당해 연도 손실이 발생한 기업(LOSS)의 평균은 각각 0.254, 0.157, 0.233으로 나타났다. 이는 신규발행 한 기업의 비중이 25.4%로 1990년대에 비하여 높은 것으로 나타났고, 당해 연도 손실이 발생한 기업의 비중은 23.3%로 1990년대에 비해 높은 것으로 나타났다. 이와 반대로 총자산의 성장률은 1990년대에 비해 낮은 총자산의 성장률을 보이고 있다. 즉, 1990년대에는 부채비율이 높고 기업의 성장성이 높은 반면, 2000년대에는 부채비율은 낮으나 손실발생 기업이 증가하며 기업의 성장성이 낮은 것으로 나타났다.

2. 다변량분석

연구모형을 이용한 실증분석에 앞서, <표 4>는 1990년대(1991~2000)와 2000년대(2001~2005) 분석에 사용한 변수들 간의 상관관계 분석결과를 제시한다. 1990년대의 주요 변수들 간의 상관관계는 [PANEL A]에 제시되었다. 연구모형에서 종속변수와 주요 관심 변수인 감사인 수평교체 기업(BBNN)의 상관관계는 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 보였다. 그리고 통제 변수들의 상관관계를 보면, 1990년대 총자산영업이익률(ROA)은 부채비율(LVE)과 손실기업(LOSS) 변수와 각각 -49.2와 -39.8로 높은 음(-)의 상관관계가 있음을 보이고 있고, 기업규모(SIZE)변수는 대주주 지분율(OWN)변수와 높은 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 분석되었다.

<표 4>의 [PANEL B]는 2000년대 분석에 사용된 변수들의 상관관계 분석결과가 제시되었다. 재량적 발생액(DA or ΔDA) 및 성과대응 재량적 발생액(PMDA or $\Delta PMDA$)과 주요 관심 변수인 감사인 수평교체 기업(BBNN)의 상관관계는 음(-)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의한 수치를 보이지는 못했다. 그리고 통제변수들의 상관관계를 보면, 손실기업(LOSS) 변수는 부채비율(LEV)과 총자산영업이익률(ROA)과 각각 20.7%와 -27.7%로 다소 높은 상관관계가 있는 것으로 보고되었다. 이러한 높은 상관관계는 연구모형 검증 시 독립변수간의 다중공선성에 영향을 미칠 수 있을 것으로 예상된다. 따라서 추가적으로 독립변수의 분산팽창계수(Variance Influence Factor)분석을 실시한 결과, 분산팽창계수의 최대 값이 1.7을 넘지 않아 변수들 간의 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 보이고 있다.

<표 4> 분석에 이용된 변수들의 상관관계

[PANEL A] 1990년대 주요 변수들 간의 상관관계																
	DA	ΔDA	PMDA	$\Delta PMDA$	BBNN	NB	BN	OCF	SIZE	LEV	OWN	ROA	LTA	LOSS	GRW	
ΔDA	0.658 (0.000)															
PMDA	0.957 (0.000)	0.637 (0.000)														
$\Delta PMDA$	0.653 (0.000)	0.885 (0.000)	0.684 (0.000)													
BBNN	0.032 (0.007)	0.024 (0.045)	0.027 (0.023)	0.028 (0.018)												
NB	0.009 (0.464)	0.013 (0.282)	0.012 (0.315)	0.018 (0.123)	-0.078 (0.000)											
BN	0.029 (0.015)	0.012 (0.311)	0.027 (0.026)	0.008 (0.492)	-0.077 (0.000)	-0.053 (0.000)										
OCF	-0.009 (0.462)	-0.068 (0.000)	-0.011 (0.339)	-0.055 (0.000)	0.011 (0.344)	0.000 (0.971)	-0.029 (0.014)									
SIZE	0.144 (0.000)	0.177 (0.000)	0.142 (0.000)	0.195 (0.000)	0.023 (0.053)	0.001 (0.928)	-0.002 (0.874)	0.026 (0.028)								
LEV	-0.047 (0.000)	-0.023 (0.051)	-0.035 (0.004)	-0.029 (0.015)	-0.003 (0.823)	0.009 (0.432)	0.024 (0.045)	-0.010 (0.384)	0.025 (0.040)							
OWN	-0.164 (0.000)	-0.191 (0.000)	-0.168 (0.000)	-0.195 (0.000)	0.008 (0.493)	-0.007 (0.560)	-0.008 (0.527)	0.007 (0.540)	-0.335 (0.000)	-0.004 (0.740)						
ROA	0.017 (0.162)	0.002 (0.874)	-0.010 (0.402)	-0.001 (0.928)	0.022 (0.069)	-0.029 (0.016)	-0.006 (0.608)	-0.039 (0.001)	-0.041 (0.001)	-0.492 (0.000)	0.091 (0.000)					
LTA	-0.017 (0.161)	-0.067 (0.000)	-0.011 (0.370)	-0.067 (0.000)	0.008 (0.494)	0.052 (0.000)	0.000 (0.993)	-0.024 (0.043)	-0.014 (0.238)	0.006 (0.614)	0.003 (0.829)	-0.012 (0.331)				
LOSS	-0.010 (0.397)	-0.015 (0.216)	0.016 (0.172)	-0.008 (0.527)	0.005 (0.683)	0.017 (0.168)	0.031 (0.010)	-0.013 (0.292)	0.050 (0.000)	0.196 (0.000)	-0.075 (0.000)	-0.398 (0.000)	0.031 (0.010)			
GRW	0.009 (0.465)	-0.004 (0.720)	0.008 (0.491)	-0.004 (0.749)	0.037 (0.002)	0.000 (0.969)	-0.006 (0.640)	-0.007 (0.566)	-0.009 (0.477)	-0.014 (0.233)	0.002 (0.898)	0.024 (0.044)	-0.002 (0.880)	-0.024 (0.041)		
ISSUE	0.169 (0.000)	0.104 (0.000)	0.165 (0.000)	0.111 (0.000)	0.007 (0.546)	0.005 (0.690)	0.019 (0.119)	0.043 (0.000)	0.236 (0.000)	-0.053 (0.000)	-0.206 (0.000)	-0.030 (0.013)	-0.019 (0.108)	0.048 (0.000)	0.004 (0.714)	

주1) 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing한 후의 표본기업을 대상으로 하였다(표본수=6958개).

주2) 피어슨 상관계수를 이용하였고, 괄호안의 수치는 p값을 나타낸다(양측검증).

〈표 4〉 분석에 이용된 변수들의 상관관계 (계속)

[PANEL B] 2000년대 주요 변수들 간의 상관관계															
	DA	ΔDA	PMDA	ΔPMDA	BBNN	NB	BN	OCF	SIZE	LEV	OWN	ROA	LTA	LOSS	GRW
ΔDA	0.825 (0.000)														
PMDA	0.988 (0.000)	0.815 (0.000)													
ΔPMDA	0.827 (0.000)	0.977 (0.000)	0.837 (0.000)												
BBNN	-0.010 (0.443)	-0.011 (0.384)	-0.009 (0.511)	-0.010 (0.437)											
NB	-0.017 (0.201)	-0.020 (0.132)	-0.018 (0.159)	-0.019 (0.143)	-0.040 (0.002)										
BN	0.000 (0.999)	0.015 (0.267)	-0.003 (0.838)	0.011 (0.393)	-0.047 (0.000)	-0.025 (0.061)									
OCF	-0.098 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.098 (0.000)	-0.076 (0.000)	-0.001 (0.933)	0.004 (0.743)	-0.002 (0.862)								
SIZE	-0.097 (0.000)	-0.017 (0.187)	-0.111 (0.000)	-0.023 (0.086)	0.042 (0.001)	0.003 (0.812)	-0.068 (0.000)	0.059 (0.000)							
LEV	-0.109 (0.000)	-0.061 (0.000)	-0.072 (0.000)	-0.043 (0.001)	0.023 (0.083)	0.021 (0.107)	-0.008 (0.532)	-0.008 (0.518)	0.157 (0.000)						
OWN	-0.002 (0.885)	-0.051 (0.000)	-0.017 (0.196)	-0.056 (0.000)	0.014 (0.285)	0.026 (0.051)	-0.006 (0.635)	0.045 (0.001)	-0.085 (0.000)	-0.039 (0.003)					
ROA	0.039 (0.003)	0.043 (0.001)	-0.015 (0.238)	-0.022 (0.098)	0.001 (0.921)	0.008 (0.525)	-0.004 (0.774)	-0.516 (0.000)	0.074 (0.000)	-0.183 (0.000)	0.063 (0.000)				
LTA	0.014 (0.270)	-0.177 (0.000)	0.008 (0.545)	-0.131 (0.000)	-0.009 (0.498)	0.008 (0.527)	-0.020 (0.137)	0.061 (0.000)	-0.070 (0.000)	-0.079 (0.000)	0.020 (0.126)	-0.009 (0.505)			
LOSS	-0.051 (0.000)	-0.021 (0.106)	0.001 (0.961)	0.011 (0.413)	0.003 (0.840)	-0.021 (0.117)	0.014 (0.282)	-0.068 (0.000)	-0.178 (0.000)	0.207 (0.000)	-0.129 (0.000)	-0.277 (0.000)	-0.040 (0.003)		
GRW	0.075 (0.000)	-0.023 (0.077)	0.063 (0.000)	-0.038 (0.004)	0.015 (0.243)	0.051 (0.000)	0.009 (0.492)	-0.164 (0.000)	-0.103 (0.000)	-0.087 (0.000)	0.051 (0.000)	0.093 (0.000)	0.144 (0.000)	-0.138 (0.000)	
ISSUE	-0.014 (0.302)	-0.006 (0.638)	0.007 (0.589)	0.006 (0.668)	0.034 (0.009)	0.065 (0.000)	0.054 (0.000)	-0.034 (0.009)	-0.126 (0.000)	0.089 (0.000)	-0.087 (0.000)	-0.090 (0.000)	0.006 (0.628)	0.199 (0.000)	-0.002 (0.908)

주1) 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing한 후의 표본기업을 대상으로 하였다(표본수=5805개).

주2) 피어슨 상관계수를 이용하였고, 괄호안의 수치는 p값을 나타낸다(양측검증).

1990년대(1991-2000)와 2000년대(2001-2005)의 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(ΔDA)과 감사인 수평교체에 대한 분석결과는 <표 5>에 제시되었다. 1990년대 재량적 발생액(DA)에 대한 수정된 R²는 5.42%이고, 재량적 발생액 변화분(ΔDA)에 대한 수정된 R²는 6.32%로 재량적 발생액 변화분(ΔDA)에 대한 모형 설명력이 재량적 발생액(DA)에 대한 모형 설명력보다 높은 것으로 보고되었다. 주요 관심변수인 감사인 수평교체(BBNN)에 대한 분석결과는 다음과 같다.¹⁶⁾ 1990년대(1991~2000) 감사인 수평교체와 재량적 발생액 및 그 변화분(DA or ΔDA)은 최

16) 본 연구는 감사인 수평교체(BBNN)와 재량적 발생액 및 그 변화분의 관계를 실증분석 하였다. 그러나

소 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 지니는 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 이는 동일한 수준의 감사서비스를 제공할 수 있는 회계법인간의 감사인 수평교체시 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(Δ DA)이 증가함을 보여 기업이 그들의 보고이익을 증가시키기 위하여 감사인을 교체함을 보였다. 또한 감사인 상향교체와 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(Δ DA)은 양(+)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 감사인 하향교체와 재량적 발생액(DA) 및 그 변화분(Δ DA)은 양(+)의 값을 지녔으나 오로지 감사인 하향교체 기업의 재량적 발생액(DA)에서만 1% 수준에서 통계적으로 유의한 수치를 얻을 수 있었다. 이는 기업이 이익조정을 목적으로 감사인을 하향교체 한다는 선행연구(박종성·최기호 2001)를 일부 지지하는 결과이다. 이러한 결과는 비교제기업과 비교할 때 경영자가 감사인 상·하향교체 보다는 감사인 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 증가시키고자 함을 나타낸다.

통제변수들 중 재량적 발생액(DA or Δ DA)과 통계적으로 유의한 관계를 보이는 변수로는 기업 규모(SIZE), 대주주 지분율(OWN), 신주발행여부(ISSUE) 변수로 이는 선행연구와 일치하는 결과이다. 특히, 신주발행여부(ISSUE)와 재량적 발생액 및 그 변화분(DA or Δ DA)이 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있다는 결과는 유상증자 기업의 경우 보고이익을 늘리려는 유인이 있다는 Teoh et al.(1998)의 연구를 지지하는 결과이다. 또한 영업현금흐름(OCF), 부채비율(LEV) 등의 변수는 선행연구와 일치하는 방향성을 보였지만 통계적으로 유의한 수치를 얻을 수는 없었다.

2000년대 재량적 발생액(DA)에 대한 수정된 R^2 는 3.22%, 재량적 발생액 변화분(Δ DA)에 대한 수정된 R^2 는 5.30%로 1990년대 재량적 발생액(DA)에 대한 모형 설명력보다 낮은 것으로 나타났다, 재량적 발생액 변화분(Δ DA)에 대한 설명력이 재량적 발생액(DA)에 대한 설명력보다 높은 것으로 보고되었다. 2000년대의 감사인 수평교체에 대한 분석결과를 보면, 감사인 수평교체 기업과 재량적 발생액 및 그 변화분(DA or Δ DA)은 음(-)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의하지 않았다.¹⁸⁾ 이는 본 연구가설을 지지하는 결과로써, 기업의 감사인 수평교체 행위가 재량적

대형회계법인은 소형회계법인에 비해 자신의 명성이 더 크게 훼손될 여지가 존재한다(최국현 2007). 이에 감사인 수평교체 기업을 Big 회계법인간 수평교체와 Non-Big 회계법인간 수평교체로 나누어 추가적으로 분석을 실시하였다. 그 결과, 재량적 발생액은 오직 Big 회계법인간 수평교체 한 기업에서만 1% 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 또한 재량적 발생액 변화분에서는 모두 양(+)의 값을 지녔으나 오로지 Big 회계법인간 수평교체 기업에서만 통계적으로 유의한 값을 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 Non-Big 회계법인간의 수평교체보다는 Big 회계법인간의 수평교체의 경우에 기업이 보고이익을 증가시키고자 함을 나타낸 것이다.

- 17) 감사인이 지정된 기업의 자료는 금융감독원의 업무자료실/회계업무/회계감리결과조회에서 수집하였으나, 1990년대에 감사인이 지정된 기업의 자료는 얻을 수 없었다. 그러나 감사인이 지정된 기업의 경우 재량적 발생액을 낮게 보고한다(권수영 외 2004 ; 강선민·황인태 2007)는 선행연구를 바탕으로 보면, 본 연구의 재량적 발생액의 추정계수는 선행연구와 반대되는 결과를 제시하였다. 이는 1990년대 분석 모형에서 지정기업이 포함되었음에도 불구하고 피감사법인이 재량적 발생액을 늘리는 이익 조정 행위를 하는 것을 제시한 것으로써 지정자료의 누락이 본 연구가설을 지지하는 결론을 바꾸지 않음을 의미한다.

발생액을 늘리는 방향으로 영향을 미치지 않음을 보인 것이다. 이러한 결과는 기업이 감사인 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 늘리려는 유인이 외환위기 이후 실시된 외부감사인 교체관련 제도의 개선으로 억제되었음을 시사하는 것이다.

〈표 5〉 감사인 수평교체와 재량적 발생액

변 수	1991년-2000년		2001년-2005년	
	DA	ΔDA	DA	ΔDA
절편	-2.306 ***	-3.073 ***	0.976 ***	0.172
BBNN	0.174 ***	0.160 **	-0.022	-0.039
NB	0.092	0.151	-0.121	-0.105
BN	0.217 ***	0.106	-0.041	0.058
OCF	-0.002	-0.009 ***	-0.662 ***	-0.784 ***
SIZE	0.079 ***	0.144 ***	-0.060 ***	-0.015
LEV	-0.129 ***	-0.092	-0.422 ***	-0.358 ***
OWN	-0.907 ***	-1.329 ***	-0.104	-0.341 ***
ROA	0.074	-0.068	-0.120 ***	-0.115 ***
LTA	0.000	-0.003 ***	0.001	-0.327 ***
LOSS	-0.079	-0.152 **	-0.166 ***	-0.127 ***
GRW	0.004	-0.004	0.076 ***	-0.060 **
ISSUE	0.475 ***	0.212 ***	-0.029	-0.010
수정된 R ²	5.42%	6.32%	3.22%	5.30%
F값	34.25 ***	40.13 ***	17.07 ***	28.09 ***
표본수	6958	6958	5805	5805

주1) 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing한 후의 표본기업을 대상으로 하였다.

주2) 여기서 DA는 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액(Dechow et al. 1995), ΔDA는 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액의 변화분, BBNN은 감사인을 수평교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, NB는 감사인을 상향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, BN은 감사인을 하향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, OCF는 영업 현금흐름/자산총계, SIZE는 총자산의 자연로그 값, LEV는 부채비율(총부채/총자산), OWN는 특수관계자 지분을 포함한 대주주1인 지분율/100, ROA는 총자산영업이익률, LTA는 전년도 총 발생액, LOSS는 당해 연도에 손실이 발생한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0, GRW는 총자산의 성장률, ISSUE는 전기 대비 당기 총 발행 주식수가 10% 이상 증가했으면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.

주3) ***, **, *은 t값으로써 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측검증).

18) 2000년대 분석에서도 감사인 수평교체 기업을 Big 회계법인간 수평교체와 Non-Big 회계법인간 수평교체로 나누어 추가적으로 분석을 실시하였다. 그 결과, Big 회계법인간 감사인을 수평교체 한 기업의 재량적 발생액은 양(+)의 관계가 있음을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 그리고 Non-Big 회계법인간 감사인을 수평교체 한 기업은 모두 음(-) 관계가 있음을 보였고 오로지 재량적 발생액 변화분에서만 10% 수준에서 통계적으로 유의한 관계가 있음을 보였다.

2000년대 종속변수와 유의한 관련성을 보이는 변수로는 영업현금흐름(OCF), 부채비율(LEV), 총자산영업이익률(ROA), 손실기업(LOSS), 그리고 총자산의 성장률(GRW)이 있다. 영업현금흐름(OCF)과 손실기업(LOSS)은 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 박종일·곽수근(2007) 등의 선행연구와 일치하는 결과이다. 또한 총자산영업이익률(ROA)변수는 모두 유의하게 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 보고되었고, 총자산의 성장률(GRW)은 재량적 발생액 모형에서만 선행연구와 일치하게 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 지니는 것으로 나타났다(임영덕 2006). 부채비율(LEV)변수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 제시되었다. 이외의 다른 변수들은 통계적으로 유의한 계수 값이 보고되지 않았다. 특히, 신주발행여부(ISSUE)는 1990년대와는 다르게 통계적으로 유의한 수치를 얻을 수 없었다. 이는 외환위기 이전에는 기업이 필요한 자금을 조달하기 위해 투자자들에게 신뢰성 있는 정보를 전달할 필요성이 적었지만(신현한 외. 2004), 외환위기 이후에는 기업이 필요한 자금을 조달하기 위해서 신뢰성 있는 재무정보를 투자자에게 제공해야 하기 때문에 나타난 결과로 해석된다.

3. 추가분석

가. 성과대응 재량적 발생액

추가적으로 연구결과의 강건성을 검증하기 위하여 기업의 성과를 통제된 후의 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)을 이용하여 분석을 하였다. 성과대응 재량적 발생액은 식(1)에서 추가적으로 총자산수익률을 포함하여 추정된 후의 잔차항을 의미한다. 성과대응 재량적 발생액(PMDA)은 다음과 같이 추정된다.

$$PMDA_{i,t} = TA_{i,t}/A_{i,t-1} - \{ \alpha_0(1/A_{i,t-1}) + \alpha_1[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC'_{i,t})]/A_{i,t-1} + \alpha_2 PPE_{i,t}/A_{i,t-1} + \alpha_3 ROA_{i,t} \} \quad (4)$$

여기서, $ROA_{i,t}$ = t년도 총자산수익률
나머지 변수들은 식(2)과 동일하다.

식(5)은 식(4)에서 계산된 성과대응 재량적 발생액(PMDA) 및 성과대응 재량적 발생액 변화분($\Delta PMDA$)을 종속변수로 하고 감사인 수평교체를 나타내는 더미변수(BBNN)를 주요 관심변수로 하여 설정된 연구모형이다. 만일 기업이 감사인 수평교체를 통하여 보고이익을 늘리려 한다면, 수평교체 기업의 성과대응 재량적 발생액 및 그 변화분이 증가할 것이다. 또한 외환위기 이후 감사인 교체관련 제도의 효과가 존재한다면, 기업이 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 증가시키는데 제약이 따를 것이다.

[연구모형]

$$\begin{aligned}
 PMDA_{i,t}(\Delta PMDA_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 BBNN_{i,t} + \alpha_2 NB_{i,t} + \alpha_3 BN_{i,t} + \alpha_4 OCF_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} \\
 & + \alpha_7 OWN_{i,t} + \alpha_8 ROA_{i,t} + \alpha_9 LTA_{i,t} + \alpha_{10} LOSS_{i,t} + \alpha_{11} GRW_{i,t} \\
 & + \alpha_{12} ISSUE_{i,t} + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (5)$$

여기서, $PMDA_{i,t}$ = t년도 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

$\Delta PMDA_{i,t}$ = t년도 성과대응 재량적 발생액의 변화분

나머지 변수들은 식(3)과 동일하다.

<표 6>은 식(5)을 이용한 추가분석 결과를 제시하였다. 성과대응 재량적 발생액 모형을 이용하여 추가 분석한 결과, 재량적 발생액 모형과 일치하게 1990년대 감사인 수평교체 기업과 성과대응 재량적 발생액(PMDA)과 그 변화분($\Delta PMDA$)의 추정계수는 각각 0.139와 0.208로 최소 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 얻었다. 이는 기업이 그들의 보고이익을 증가시키기 위하여 감사인을 수평교체 하는 경향이 있음을 보인 것이다. 그리고 감사인 상향교체 및 하향교체 기업의 성과대응 재량적 발생액(PMDA) 및 그 변화분($\Delta PMDA$)은 모두 양(+)의 값을 지녔으나 일관되게 통계적 유의성을 가지지 못하였다.

<표 6> 감사인 수평교체와 성과대응 재량적 발생액

변 수	1991년-2000년		2001년-2005년	
	PMDA	$\Delta PMDA$	PMDA	$\Delta PMDA$
절편	-2.048***	-4.002***	0.962***	0.124
BBNN	0.139**	0.208***	-0.017	-0.038
NB	0.096	0.224**	-0.118	-0.112
BN	0.179**	0.092	-0.062	0.047
OCF	-0.002	-0.009***	-0.738***	-0.812***
SIZE	0.070***	0.187***	-0.060***	-0.016
LEV	-0.123***	-0.148**	-0.297***	-0.368***
OWN	-0.871***	-1.479***	-0.136	-0.397***
ROA	-0.116	-0.128	-0.219***	-0.257***
LTA	0.000	-0.003***	-0.003	-0.273***
LOSS	-0.002	-0.135*	-0.091***	-0.095**
GRW	0.004	-0.004	0.059**	-0.097***
ISSUE	0.428***	0.253***	-0.012	-0.001
수정된 R ²	5.21%	6.81%	3.15%	3.38%
F값	32.87***	43.39***	16.75***	17.90***
표본수	6958	6958	5805	5805

- 주1) 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing한 후의 표본기업을 대상으로 하였다.
- 주2) 여기서 PMDA는 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), Δ PMDA는 성과대응 재량적 발생액의 변화분, BBNN은 감사인을 수평교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, NB는 감사인을 상향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, BN은 감사인을 하향교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0, OCF는 영업현금흐름/자산총계, SIZE는 총자산의 자연로그 값, LEV는 부채비율(총부채/총자산), OWN는 특수관계자 지분을 포함한 대주주1인 지분율/100, ROA는 총자산영업이익률, LTA는 전년도 총발생액, LOSS는 당해 연도에 손실이 발생한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0, GRW는 총자산의 성장률, ISSUE는 전기 대비 당기 총발행 주식수가 10%이상 증가했으면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.
- 주3) ***, **, *은 t값으로써 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측검증).

통제변수들 중 성과대응 재량적 발생액(PMDA or Δ PMDA)과 통계적으로 유의한 관계를 보이는 변수로는 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 대주주 지분율(OWN), 신주발행여부(ISSUE)가 있다. 이들 변수는 선행연구와 일치하는 결과이다. 또한 영업현금흐름(OCF) 변수는 선행연구와 일치하는 방향성을 보였지만 통계적으로 유의한 수치를 얻을 수는 없었다.

2000년대 성과대응 재량적 발생액(PMDA or Δ PMDA)과 감사인 수평교체의 회귀계수는 각각 -0.017과 -0.038로 음(-)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 재량적 발생액 모형과 일치하는 결과로써, 기업이 감사인 수평교체를 통하여 그들의 보고이익을 늘리려는 유인이 외환위기 이후 억제되었음을 시사하는 것이다. 그리고 2000년대 종속변수와 유의한 관련성을 보이는 변수로는 영업현금흐름(OCF), 부채비율(LEV), 총자산영업이익률(ROA), 손실기업(LOSS), 그리고 총자산의 성장률(GRW)이 있다. 이러한 결과는 재량적 발생액 모형과 일치하는 것이다.

나. 기준연도별 분석

본 연구에서는 감사인 교체관련 제도가 적용되는 2001년을 기준으로 기간을 나누었다. 하지만 금융위기 이후 회계정보의 투명성을 제고하기 위하여 회계기준의 국제화, 경영자의 분식회계 방지, 그리고 감사인의 독립성 추구를 위한 여러 제도가 실시되었다(박종성·이은철 2003). 이는 감사인 교체관련 제도뿐만 아니라 회계정보의 투명성을 위해 실시된 다른 여러 제도가 본 연구가설의 검증에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 이에 선행연구(최정호 2005; 박종찬 2005; 고재민 외 2009)를 바탕으로 하여 분석기간의 기준연도를 1999, 2000, 2002로 하여 추가분석을 실시하였다. 이에 대한 분석결과는 <표 7>에 제시되었다.

분석결과, 재량적 발생액 모형과 일치하게 1990년대 감사인 수평교체 기업과 재량적 발생액(DA or Δ DA) 및 성과대응 재량적 발생액(PMDA or Δ PMDA)의 추정계수는 모두 양(+)의 값을 지니며, 1999년도를 기준년도로 한 재량적 발생액 변화분(Δ DA)과 성과대응 재량적 발생액(PMDA)을 제외하고 모든 경우 최소 1% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 얻었다. 이는 기준년의 구분에 관계없이 1990년대에는 기업이 그들의 보고이익을 증가시키기 위하여 감사인을

수평교체 하는 경향이 있음을 보인 것이다. 그리고 2000년대 감사인 수평교체 기업과 재량적 발생액(DA or Δ DA) 및 성과대응 재량적 발생액(PMDA or Δ PMDA)의 추정계수는 모두 음(-)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의한 수치를 얻을 수 없었다. 이는 기업이 감사인 수평교체를 통하여 보고이익을 늘리고자 하는 유인이 외환위기 이후 억제되었음을 시사하는 결과로 <표 5>와 <표 6>에 제시한 결과와 일치한다.

<표 7> 기준연도별 감사인 수평교체와 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액

구 분		DA		Δ DA		PMDA		Δ PMDA	
		추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
BBNN (기준년도 : 1999)	1991~1998	0.14**	1.99	0.14	1.62	0.10	1.55	0.20**	2.00
	1999~2005	0.00	-0.09	-0.01	-0.31	0.00	-0.07	-0.02	-0.32
BBNN (기준년도 : 2000)	1991~1999	0.21***	3.23	0.17**	2.16	0.17***	2.78	0.22***	2.58
	2000~2005	-0.02	-0.48	-0.04	-0.84	-0.02	-0.41	-0.05	-0.84
BBNN (기준년도 : 2001)	1991~2000	0.17***	2.88	0.16**	2.25	0.14**	2.46	0.21***	2.58
	2001~2005	-0.02	-0.41	-0.04	-0.72	-0.12	-0.34	-0.04	-0.60
BBNN (기준년도 : 2002)	1991~2001	0.14**	2.42	0.14**	2.08	0.11**	2.09	0.19**	2.48
	2002~2005	-0.03	-0.57	-0.04	-0.63	-0.03	-0.55	-0.05	-0.71

주1) 5% 수준에서 종속변수의 극단치를 Winsorizing 한 후의 표본기업을 대상으로 하였다.

주2) 여기서 DA는 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액(Dechow et al. 1995), Δ DA는 수정된 Jones 모형의 재량적 발생액의 변화분, PMDA는 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), Δ PMDA는 성과대응 재량적 발생액의 변화분, BBNN은 감사인을 수평교체 했으면 1, 그렇지 않으면 0을 나타낸다.

주3) ***, **, *은 t값으로써 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측검증).

VI. 요약 및 결론

본 연구는 기업의 감사인 교체 동기를 분석하기 위해서 감사인을 수평교체 한 기업을 대상으로 하여 1991년~2005년의 표본기간 동안에 감사인 수평교체 기업과 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액과의 관계를 분석하였다. 만일 기업이 보고이익을 늘리고자 한다면 수평교체 기업의 재량적 발생액은 증가할 것이다. 특히, 본 연구가설을 검증하기 위하여 감사인 자율교체에 복합적인 정책적 영향이 미칠 수 있는 2001년 전·후를 기준으로 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액을 실증분석 하였다.

실증분석 결과, 감사인 상·하향교체 기업의 재량적 발생액은 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었으나 1990년대(1991~2000)에 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액 및 성과대응

재량적 발생액은 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 이러한 결과는 기업이 감사인을 교체하는 경우 추가적인 초기투자비용과 감사인 교체비용(박종성·최기호 2001; 손성규·김연화 2004; 신용인 외 2007; Hackenbrack and Hogan 2002)이 들더라도 기업이 보고이익을 늘리고자 감사인을 수평교체 할 수 있음을 나타낸 것이다. 반면에 2000년대(2001-2005)에 수평교체가 이루어진 경우 감사인 교체와 재량적 발생액 사이의 관계에서는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다. 이는 2000년대 이후에 감사인의 독립성을 제고하고자 시행된 회계제도의 효과로 감사인 수평교체 후에 이익을 늘리려는 이익조정 행위가 억제되어 나타난 결과로 해석될 수 있다.

이와 같이 본 연구는 감사인 수평교체 기업의 재량적 발생액과 성과대응 재량적 발생액의 차이를 비교분석하였으며 이는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째, 선행연구와는 달리 본 연구에서는 동일한 수준의 감사서비스를 제공할 수 있는 회계법인간의 감사인 수평교체 행위자체가 이익조정을 유발할 수 있음을 보였다는 점이다. 즉, 1990년대에는 기업이 이익을 상향조정하고자 감사인을 수평교체 함을 보여 선행연구(박종성·최기호 2001; 정석우·노준화 2002; 박종일·곽수근 2007)보다 확장된 결론을 얻었다. 둘째, 외환위기 이후 감사인 교체 관련 정책의 변화가 재량적 발생액 및 성과대응 재량적 발생액에 미칠 수 있는 영향을 감사인 수평교체 기업의 이익조정 행위를 통하여 제시하였다는 점이다. 외환위기 이후 감사인 수평교체 기업이 보고이익을 늘리는 경향이 사라진 본 연구의 결과는 외환위기 이후 회계정보의 투명성을 위해 추진한 여러 제도들이 정책적 실효성을 가짐을 보였다는 점에서 의미가 있겠다.

하지만 본 연구는 정책효과 이외에 2000년대 이후 감사인 수평교체 기업의 감사인 교체 이유를 명확하게 제시하지 못했다는 한계점이 있다. 기업은 이익조정 이외에 기업의 구조적인 변화, 감사보수 채협상, 감사의견 구매 등과 같은 다른 감사인 교체 유인이 존재하여 기업이 추가적인 교체비용을 지불하여서라도 감사인을 수평교체 하고자 할 수 있다.¹⁹⁾ 이에 대한 연구는 추후연구를 통하여 검증되어야 할 점으로 판단된다.

19) 본 연구에서는 2000년대에 감사인 수평교체의 이익조정 동기가 사라짐을 보였다. 하지만 기업은 이익조정 이외에도 감사보수 재협상, 감사의견 구매, 기업의 성장 및 기업 규모의 변화와 같은 기업의 구조적인 변화 등의 이유로 감사인을 수평교체 할 수 있다. 이에 추가적으로 2000년대 기업을 대상으로 전년도 감사보수, 감사의견, 기업의 규모, 전년도 재량적 발생액, 그리고 기업의 성장이 감사인 수평교체에 미치는 영향을 logit 분석하였다. 분석결과, 오직 전년도 감사의견 적정여부 변수와 기업규모 변수에서만 최소 1%수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 검증할 수 있었다. 그리고 전년도 재량적 발생액과 감사인 수평교체는 유의한 영향을 검증할 수 없었다. 이러한 결과는 전년도 감사의견이 적정의견이 아닌 기업이거나 기업의 규모가 클수록 감사인을 수평교체 할 가능성이 있음을 보인 것이다. 하지만 이러한 분석결과를 해석함에 있어 감사인 수평교체에 영향을 미칠 수 있는 다른 추가적인 요소를 심도 있게 통제할 필요성이 있어 이에 대한 분석은 추후 연구과제로 남겨둔다. 이와 같은 분석에 관한 유의한 의견을 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태. 2007. “감사인 지정과 재량적 발생액의 변화 : 기업과 감사인의 역할”. 회계학연구 제32권 제4호 : 115 - 150.
- 고재민 · 김상일 · 이호영. 2009. “감사품질의 대응치와 발생액의 질의 상관관계”. 회계학연구 제34권 제2호 : 1 - 43.
- 권수영 · 노준화 · 배길수. 2004. “감사인 지정이 감사인의 독립성을 제고하는가? 감사인 순환과 감사인 유지를 중심으로”. 회계학연구 제29권 제4호 : 191 - 218.
- 김문태 · 고대영. 2007. “감사인 선임 유형별 감사품질의 차별성에 관한 연구”. 대한경영학회 추계 학술발표대회 발표논문집 : 77 - 101.
- 김선미. 2008. “경영자에 의한 감사인 교체”. 고려대학교 대학원 석사학위논문.
- _____. 유승원. 2010. “감사품질과 감사인 강제교체 및 자율교체”. 회계와 감사연구 제51호 : 227 - 256.
- 나종길 · 최 관. 2003. “회계발생액과 차별적 감사수요”. 회계학연구 제28권 제1호 : 1 - 32.
- 박종성 · 최기호. 2001. “차별적 감사수요와 자발적 감사인 교체”. 회계학연구 제26권 제3호 : 1 - 25.
- _____. 이은철. 2003. “회계제도의 개선과 회계정보의 유용성”. 회계학연구 제28권 제2호 : 105 - 134.
- 박종일 · 박수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191 - 226.
- 박종찬. 2005. “1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성 변화”. 회계학연구 제30권 제4호 : 1 - 26.
- 손성규 · 김연화. 2004. “감사인 교체의 주식시장반응에 관한 실증연구”. 경영학연구 제33권 제3호 : 685 - 702.
- 손성규 · 이은철. 2007. “경영자 - 감사인간의 의견불일치와 감사인교체”. 한국경영학회 하계통합 학술대회 제9회 : 1 - 15.
- 신용인 · 최 관 · 조현우. 2007. “초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향”. 회계학연구 제32권 제1호 : 173 - 207.
- 신현한 · 장진호 · 조영준. 2004. “1997년 금융위기를 전후로 한 한국기업의 경영투명성 변화 : 재무분석가 이익예측자료를 이용한 분석”. 회계저널 제13권 제2호 : 1 - 27.
- 이효익. 1990. “감사인의 교체가 감사의견에 미치는 영향 - 자유수임제도하에서 감사인의 독립성을 중심으로 -”. 회계학연구 제11권 181 - 218.
- 임영덕. 2006. “계속감사기간과 감사품질에 관한 연구”. 회계학연구 제31권 제3호 : 183 - 213.
- 정석우 · 노준화. 2002. “감사인변경이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와 회계저널 제3권 제1호 : 93 - 116.
- 최국현. 2007. “감사인 규모 유형별 감사품질에 대한 실증연구”. 대한경영학회지 제20권 제4호 : 1711 - 1746.

- 최정호. 2005. “회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생의 크기와 정보성에 미치는 영향”. 회계학 연구 제30권 제2호 : 107 - 149.
- 한봉희. 1998. “발생주의적 조정의 유용성 저하에 관한 실증연구”. 회계학연구 제23권 제4호 : 53 - 79.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earning Management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1 - 24.
- Chow, C., and S. Rice. 1982. Qualified Audit Opinions and Auditor Switching. *The Accounting Review* 57 : 326 - 335.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193 - 225.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo. 1993. Factors Related to Auditor - Client Disagreement over Income Increasing Accounting Method. *Contemporary Accounting Research* 9 : 415 - 431.
- _____, and _____. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145 - 176.
- Dye, R. 1991. Informationally Motivated Auditor Replacement. *Journal of Accounting and Economics* 14 : 347 - 374.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, Per M., and Schipper K. 2004. Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 : 967 - 1010.
- Hackenbrack, K., and C. Hogan. 2002. Market Response to Earnings Surprises Conditional on Reasons for an Auditor Change. *Contemporary Accounting Research* 19 : 195 - 223.
- Johnson, W., and T. Lys. 1990. The Market for Audit Services : Evidence from Voluntary Auditor Changes. *Journal of Accounting and Economics* 12 : 281 - 308.
- Kothari, S., Leone, A., and Wasley, C. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163 - 197.
- Sankaraguruswamy, S. and S. Whisenant. 2004. An Empirical Analysis of Voluntarily Supplied Client - Auditor Realignment Reasons. *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 23 : 107 - 121.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50 : 63 - 99.
- Whisenant, S. 2003. Evidence on the Auditor and Client Relationship : What Can Be Learned from Reasons Reported by Managers for Changing Auditors?. *Working Paper*, University of Houston.

Auditor Changes and Discretionary Accruals

Kim Seon Mi* · Yoo Seung Weon**

— <Abstract> —

We examine the relationship between voluntary auditor changes and discretionary accruals. In particular, we investigate whether the voluntary auditor change increases discretionary accruals and performance—matched discretionary accruals, and hence, leads to higher reported earnings for non—finance firms during our sample period, 1991~2005.

Firms tend to switch incumbent auditors to reduce audit fees, improve quality of financial reports, avoid auditor—client disagreement, or shop audit opinion. Especially, auditor changes are expected when firms have incentives in engaging earnings management while auditors have incentives to reduce earnings management. Therefore, we hypothesize that managers' earnings management behavior is one of the important reasons of auditor changes. To investigate our research hypothesis, we examine the relationship between voluntary auditor changes and discretionary accruals (Dechow et al. 1995) and performance—matched discretionary accruals (Kothari et al. 2005) using 12,763 firm—year observations during our sample period, 1991—2005. We divide the sample period into the 1991~2000 period and the 2001~2005 period because legal regimes are changed in 2001 in order to improve auditor independence. The sample period does not include year 2006 and after due to the mandatory auditor rotation rule implemented in 2006. In addition, we focus on firms with auditor changes between Big audit firms or between Non—big audit firms.

Our empirical results show that the level or change of discretionary accruals and auditor changes are positively related during the sample period 1991~2000. However, we cannot find the similarly consistent results on the relationship during the sample period 2001—2005. It implies that firms are likely to change incumbent auditors to report higher reported earnings in 1991~2000 while firms do not do that in 2001~2005. Our results show the possibility that firms tend to changes incumbent auditors to reduce audit fees, improve quality of financial reports, avoid auditor—client disagreement, or shop audit opinion, etc., but not to manage earnings in 2001—2005.

<Key words> Auditor change, Reason of auditor change, Discretionary accruals, Performance—matched discretionary accruals

* Ph. D, Candidate, Korea University Business School

** Professor, Korea University Business School