

강제 및 자율 외부감사가 발생액 및 실제 이익조정에 미치는 영향 - 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업을 중심으로 -

박종일(제1저자)

충북대학교 경영대학 경영학부 부교수
(parkji@chungbuk.ac.kr)

전규안(교신저자)

송실대학교 경영대학 회계학과 부교수
(kajeon@ssu.ac.kr)

남혜정(공동저자)

동국대학교-서울캠퍼스 경영대학 회계학과 조교수
(namhj@donguk.edu)

본 논문은 외부감사를 처음으로 받는 비상장중소기업을 중심으로 외부감사 효과가 회계정보의 질에 어떠한 영향을 미치는가를 실제 이익조정과 발생액에 기초한 이익조정을 이용하여 검증하였다. 또한 강제감사와 자율감사 기업으로 표본을 구분하여 이들 간에 외부감사 효과가 다른가를 검증하였다. 그리고 감사인 유형(Big 4 여부)에 따른 감사품질의 차이가 강제감사 기업과 자율감사 기업 간의 이익조정에 차이를 주는가를 검증하였다. 이를 위하여 본 연구는 2001년부터 2008년까지 일정요건을 충족하는 8,284개 기업/년의 비상장중소기업 표본을 대상으로 분석하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 수준변수를 이용하여 외부감사의 효과를 검증한 결과, 비상장중소기업 중 처음으로 초도감사를 받은 기업의 경우 감사를 받지 않은 직전연도에 비해 성과대응 재량적 발생액이나 실제 이익조정 측정치 모두 평균적으로는 외부감사에 따른 회계투명성의 개선 효과는 발견되지 않았다. 이러한 결과는 강제감사나 자율감사로 나누어 분석한 결과에서도 동일하였다. 둘째, 초도감사를 받은 비상장중소기업 중 강제감사 기업들이 자율감사 기업에 비해 상대적으로 감사받기 직전연도보다 외부감사 첫해연도에서 재량적 발생액의 변동 및 실제 이익조정 측정치의 변동 모두 평균적으로 전기 대비 감소된 결과로 나타났다. 이러한 결과는 수준변수를 이용한 결과에도 일치되게 나타나 검증결과에 일관성이 있었다. 즉, 외부감사의 효과는 강제감사 기업이 자율감사 기업보다 더 높게 나타나 강제감사와 자율감사 간에는 차이가 있다는 발견이다. 셋째, Big 4 감사인여부는 외부감사 효과에 영향을 주지는 않았다. 마지막으로, 추가분석 결과에서 Big 4와 Big 4를 제외한 감사인 모두 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업 중 강제감사 기업에 대해서는 상대적으로 더 보수적(more conservative) 견지에서 외부감사를 수행하는데 반면, 자율감사 기업에 대해서는 덜 보수적(less conservative) 외부감사를 수행한다는 결과가 관찰되었다. 이는 Big 4 감사인이나 Big 4를 제외한 감사인 모두 강제감사와 자율감사 기업에 대해서 일률적인 회계감사서비스를 제공하기 보다는 상대적으로 차별적인 감사서비스를 제공하고 있다는 발견이다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 점에서 기존 연구들에게 시사점을 제공한다. 첫째, 비상장중소기업을 대상으로 감사품질을 실증적으로 분석한 연구가 미미한 상황에서 재량적 발생액뿐만 아니라 기본 연구를 확장해서 실제 이익조정을 함께 분석했다는 점에서 의의가 있다. 둘째, 본 연구는 선행연구와 달리 외부감사 효과가 강제감사 기업과 자율감사 기업 간에 상대적인 차이가 있음을 확인하였다. 셋째, 본 연구결과에 의하면 강제감사 기업이 자율감사 기업보다 초도감사의 효과가 더 크다는 것을 보여주었다. 최근 외감법 시행령의 개정에 따라 외감대상이 되는 자산규모가 70억원에서 100억원 이상으로 상향조정되었다. 본 연구는 강제감사를 받을수록 이익조정이 감소한다는 결과를 보여줌으로써 외감대상의 축소는 오히려 회계정보의 질을 개선하는데 부정적인 영향을 줄 수 있음을 시사하고 있다.

주제어: 비상장중소기업, 초도감사, 강제외부감사, 자율외부감사, 감사수요, 감사품질, 성과대응 재량적 발생액, 성과대응 실제 이익조정

1. 서론

본 논문은 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업을 중심으로 외부감사의 효과가 이익의 질에 어떠한 영향을 주는가를 발생액에 기초한 이익조정과 실제 이익조정을 통해 검증하였다. 또한 강제감사 기업과 자율 외부감사 기업간의 외부감사 효과에 차이가 있는가를 검증하였다. 그리고 감사인 유형으로 측정된 감사품질에 따라 강제감사 기업과 자율감사 기업의 이익조정 정도가 다른가를 검증하였고, 이와 더불어 감사인 유형별로 나누어 분석하였다.

외부감사 효과를 분석한 선행연구들은 대부분 상장기업을 대상으로 대형 감사법인의 효과 및 차별적 감사수요에 초점을 맞추었다. 따라서 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업들을 대상으로 외부감사 전후에 기업의 재무보고의 질적 차이가 어떻게 변화되었는가를 분석한 연구는 미미한 실정이다. 이러한 이유 중 하나로는 처음으로 외부감사를 받는 기업들이 주로 비상장기업들이고, 이들 기업에 대한 자료상 어려움이 주요 원인이었다. 비상장기업을 대상으로 연구된 논문들은 주로 자료확보가 보다 용이했던 유럽국가의 기업들을 중심으로, 그것도 최근 들어서야 연구되기 시작하였다(Coppens and Peek 2004; Ball and Shivarkumar 2005; Garrod et al. 2007; Hope and Langli 2010 등). 국내도 이러한 추세에 따라 비상장기업을 대상으로 한 연구들이 진행되었다(김문현 2006; 강선민과 황인태 2007; 김정옥과 배길수 2008; 남혜정 2010 등). 비상장중소기업에서 외부감사 효과에 대한 관심이 실무계와 정책결정자 사이에 증대한 사안으로 논의되었던 점을 감안하면 자료분석

에 기초한 실증적 연구는 강선민과 황인태(2007)을 제외하면 거의 전무한 상황이다.

외부감사는 기업이 생산한 회계정보에 감사인이 일정한 감사절차를 통해 적정한 감사의견을 표명함으로써 회계정보의 신뢰성을 제고시키고, 나아가 이를 이용하는 이해관계자들의 경제적 의사결정에 유용한 정보를 제공하여 시장활성화에 기여한다. 우리나라는 주식회사의외부감사에관한법률(이하 외감법)에서 직전년도 총자산이 70억원 이상이면 외부감사를 받도록 의무화하고 있다. 그러나 자산규모가 70억원 이하인 경우라도 기업의 감사수요에 따라 자발적으로 외부감사를 받을 수 있다. 지금까지 강제외부감사의 대상범위에 대해서는 실무계, 정책결정자 및 학계 등에서는 많은 관심과 주장이 있어 왔다. 일례로, 이러한 관심의 결과로서 외부감사의 범위는 1980년대에 직전사업연도말 자본금 5억원 또는 자산총액 30억원이었던 것이 자산총액 30억원 이상으로 변경되었으며, 1990년에는 자산총액 40억원, 1993년에는 자산총액 60억원, 1998년에 들어서 다시 자산총액 70억원 이상으로 꾸준히 변화되었다. 또한 2008년 5월에 들어 금융위원회(이하 금융위)는 비상장중소기업의 외부감사 의무적용 범위에 대한 자산기준을 현행 70억원에서 100억원 이상으로 완화하는 내용을 발표한 후, 2009년 12월 31일부터 시행하였다. 이러한 정책적 결정에 따라 비상장중소기업에서 외부감사 의무적용 대상이 축소되었으나, 이러한 결정은 공인회계사회의 강한 반향을 불러왔고, 이에 금융위는 2009년 12월에 들어 다시 입법개정안을 수정 발표하는데 이른다. 종전 100억원 이상만 외부감사 대상이던 규정을 자산총액 70억원부터 100억원 사이의 기업 중에서 부채규모가 70억원 이상이 되거나 종업원수가 300명 이상이면 외부감사 대상에 포함시켜

일부 확대조정 한 것이다.

이러한 변화의 논리에는 외부감사를 받기 위하여 회계정보를 생산하는 기업 측면에서 정보생산비용과 회계정보의 이용자 측면에서의 신뢰할만한 회계정보의 수요 간의 대체관계를 어떻게 파악하고 고려할 것인가에 대한 시각 차이에서 비롯된다. 기업들의 입장에서는 외부감사를 받기 위하여 회계정보를 외부로 공시가능한 수준의 형태로 작성해야 하고, 이를 위해서는 많은 비용과 인력이 투입되어야 하기 때문에 일정규모 이하의 작은 기업들에게는 상대적으로 비용부담이 클 수 있다. 그러나 이러한 비용부담에도 불구하고 보다 낮은 비용으로 자금채입을 하려는 비상장기업이나, 은행대출 과정상에 외부감사를 요구받는 경우나 기업집단에 속한 기업의 경우 모회사의 정책에 의해, 또는 외부이해관계자들과의 정보비대칭을 줄이려는 경영자는 기업이 처한 여건에 따라 자발적으로 외부감사를 받고자 하는 유인이 존재할 수 있다. Jensen and Meckling (1976)은 대리비용이 높은 기업일수록 자발적으로 외부감사인을 고용하여 이들이 자신의 행동을 감시·감독하도록 할 유인이 있다고 보았다. 이러한 맥락에서 외감법상 일정규모에 도달한 비상장기업들에게 의무적용되는 강제 외부감사와 외감법상 적용대상은 아니지만 기업 스스로의 동기에 따른 자발적 외부감사를 받는 기업은 각 다른 요인이 작용할 것으로 예상될 수 있다.

외부감사의 효과를 검증한 국내외 연구는 매우 미미한 실정이다. 강선민과 황인태(2007)의 연구가 본 연구와 가장 밀접한 관련성이 있다. 그러나 본 연구는 다음과 같은 점에서 강선민과 황인태(2007) 등의 연구와 차별성이 있다. 첫째, 강선민과 황인태(2007)는 2000년부터 2004년까지 총 571개의 소표본(small samples)을 이용하여 외

감법상 자산규모 70억원을 초과한 강제감사대상 기업을 중심으로 외부감사 효과를 재량적 발생액을 통해 분석하였다. 반면에 본 연구는 선행연구보다 연구기간을 확장해서 보다 최근의 관련 정보를 제공하고, 또한 대표본(large samples)을 사용한다는 점에서 기존 연구보다 검증결과에서의 일반화 가능성을 한 차원 높이는데 기여하였다. 둘째, 본 연구는 강선민과 황인태(2007)의 연구와 달리 강제감사 표본뿐만 아니라 자발적으로 외부감사를 받는 기업도 분석대상에 포함했으며, 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업 중에서 강제감사를 받은 기업과 자율감사를 받은 기업 간의 이익조정 수준에 대한 상대적인 비교를 통하여 외부감사 효과가 두 집단 간에 어떠한 차이가 있는지를 검증한다는 점에서 차이가 있다. 이는 기존 연구에서 분석되지 않았던 연구주제이다. 셋째, 강선민과 황인태(2007)의 연구는 감사품질의 대응치로 재량적 발생액만을 사용하여 분석한데 반해, 본 연구는 재량적 발생액뿐만 아니라 최근 이익조정 연구에서 그 중요성이 SOX 이후 부각되고 있는 실제 이익조정 측정치를 병행하여 분석한 후 각 검증결과를 살펴보고 있다는 점에서 기존 연구와의 차별성과 더불어 보다 확장된(extend) 연구범위와 주제를 다루었다. 마지막으로, 본 연구는 연구설계상에 수준변수 모형뿐 아니라 변화변수 모형을 이용하여 검증함으로써 두 모형의 결과에서 일관성여부를 살펴보았다. 이는 검증결과의 내적타당성을 한 차원 높이는데 기여할 것이다.

이러한 차별성을 바탕으로 본 연구의 연구결과는 비상장중소기업의 외부감사대상 범위와 관련해서 자료 분석을 통한 실증적 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다. 따라서 본 연구는 정책입안자들에게 비상장중소기업과 관련한 정책적 시사점을 제공할 것

이다. 또한 비상장중소기업의 외부감사 효과가 강제감사 기업과 자율감사 기업 간에 어떠한 차이를 가져오는지에 관한 체계적 연구는 아직까지 국내외로 수행된 바 없어 학계에도 유익한 정보를 제공하며, 이와 더불어 외부감사 효과 및 차별적 감사수요에 대한 연구결과를 제시한다는 점에서 기존 관련문헌에 대해서도 추가적인 공헌점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 본 연구는 서론에 이어, 제II장에서 비상장중소기업의 이익조정 및 외부감사 효과에 관한 선행연구들을 검토하며, 이를 기초로 연구가설을 설정한다. 제III장에는 연구모형 및 재량적 발생액과 실제 이익조정의 추정방법을 제시하고, 표본의 선정과정을 설명한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고 그 결과를 논의하며, 제V장에는 연구결과를 요약하고 연구의 한계점을 기술한다.

II. 선행연구의 검토와 연구가설

2.1 비상장중소기업의 이익조정 및 외부감사 효과

외부감사는 기업이 생산한 회계정보의 신뢰성을 제고함으로써 시장의 이해관계자들에게 유용한 정보를 제공한다는 측면에서 자본시장에서 중요한 역

할을 담당한다. 외부감사 효과를 분석한 대부분의 국내외 연구들은 비상장기업을 대상으로 하고 있으며, 이는 상장기업의 역사가 길기에 상장기업에 대한 외부감사 효과를 알아보는 것은 현 시점에서 분석이 어렵기 때문이다. 또한 국외의 경우는 비상장기업의 자료 수집이 더 제한적이어서 관련연구가 부족한 실정이다(Hope and Langli 2010).¹⁾ 본 절에서는 국내외 비상장기업의 이익조정 행위를 분석한 연구 및 외부감사 효과를 분석한 선행연구에 대해 살펴보고자 한다.

비상장기업의 이익조정에 대한 연구는 자료확보가 용이한 유럽이나 아시아권에서 제한적이기는 하나 최근 들어 점차 연구들이 진행되었다. Coppens and Peek(2004)는 제도적 환경이 상이한 유럽의 8개 국가를 대상으로 사적기업(private firms)에서 이익조정 현상이 보편화되어 있는가를 분석하였는데, Burgstahler and Dichev(1997)의 연구방법을 이용하여 이익분포(earnings distributions)의 특성을 가지고 적자회피 유인과 전기 대비 이익감소 유인이 존재하는가를 조사하였다. 연구결과는 자본시장 압력이 부재하더라도 비상장기업의 경우도 이익을 관리할 유인이 존재한다는 증거를 제시하였다. Garrod et al.(2007)은 Coppens and Peek(2004)과 같은 방법으로 슬로베니아 공화국의 사적기업을 분석한 결과에서 영업이익 수준에서 이익 관리 현상이 있음을 보고하였다.²⁾

Ball and Shivarkumar(2005)는 영국기업의

- 1) 최근 비상장기업에 대한 연구들이 수행되고는 있으나, 미국의 경우는 자료 수집이 상대적으로 어려움이 있어, 대부분 유럽 자료를 이용한 연구들이 진행되고 있다. 이전 연구들에서의 분석 동향은 상장기업과 비상장기업간을 비교분석하거나 상장기업에서 나타난 현상이 비상장기업에서도 동일한 현상이 관찰되는지 여부를 살펴보는 연구들이 대부분이라서 본 연구와 같이 비상장기업에서의 외부감사 효과를 직접적으로 분석한 연구는 미미한 실정이다.
- 2) 그러나 Burgstahler and Dichev(1997)에서 제안된 방법에 따라 분석된 이들의 두 연구가 갖는 한계점은 영(0)보다 소폭 증가된 이익수준이나 이익증가 분포의 기업에 대한 빈도수가 영(0)보다 소폭 감소된 이익수준이나 이익감소 분포의 기업의 빈도수보다 더 많이 분포되어 있다는 그래프상의 형태만을 가지고 이익조정 행위를 파악하고 있다는 점이다. 특히 이익수준이나 이익변동 분포에서 영(0)을 약간 초과한 구간에 속한 기업들에 대해 모두 양(+의) 이익조정이 수행된 결과로 간주하는 것은 문제점으로 지적될 수 있다.

자료를 대상으로 기업의 상장여부에 따른 시장압력 (market demand)에 따라 재무보고의 질이 다른지를 보수주의 관점에서 분석하였다. 연구결과, 비상장기업의 재무보고의 질이 상장기업의 그것보다 낮음을 발견하였다. 황이석 등(2008)은 Ball and Shivakumar(2006) 모형을 이용하여 국내의 상장여부에 따른 감사품질과 보수주의간의 관계를 조사한 결과에서, 통합분석의 결과에서는 Big 4 감사인에게 감사받은 기업일수록 더 보수적인 회계처리를 하는 것으로 나타났고, 상장기업과 비상장기업을 나누어 분석한 결과는 비상장기업만 Big 4 감사인으로 인한 보수성의 효과가 관찰되었다. 이는 상장여부에 따라 감사품질의 효과에 차이가 있음을 나타낸다.

김문현(2006)은 비상장기업을 대상으로 기업의 특성변수와 이익의 질과의 관계를 분석하였다. 연구결과, 기업규모가 작고, 부채비율이 높으며, 손실을 보고한 비상장기업일수록 재량적 발생액이 높다는 결과를 제시하였다. 김정옥과 배길수(2008)는 상장기업과 비상장기업의 이익분포를 비교한 결과에서, 상장기업의 경우보다 비상장기업의 이익분포에서 이익조정 현상으로 여겨질 수 있는 특성을 관찰하였다. 남혜정(2010)은 상장과 비상장중소기업을 대상으로 이익의 질적 속성이 시장압력에 따라 다른가를 분석한 결과에서, 비상장중소기업은 예측가능성이 높은 반면, 다른 질적 속성들은 상장중소기업이 더 높게 나타남을 보고하였고, 이익 속성과의 관계에서 Big 4 감사인의 효과는 상장중소기업에 비해 비상장중소기업에서 더 강한 결과가 나타남을 제시하였다.

본 연구주제와 밀접한 관련이 있는 연구는 강선민과 황인태(2007)이 있다. 이 연구는 비상장중소기업이 처음으로 외부감사를 받는 경우 회계투명성

이 개선되는지를 재량적 발생액을 측정하여 검증하였다. 이를 위해 자산규모 70억원 이상인 비상장중소기업만을 대상으로 분석기간 2000년부터 2004년까지 자료가 분석에 이용되었다. 연구결과, 외부감사를 처음으로 받은 기업들의 재량적 발생액은 평균적으로 유의하게 감소됨을 보고하였다. 그러나 이러한 결과에 대해 감사인 유형별로 나누어 분석한 결과에서는 처음 감사를 받은 기업이 규모가 큰 감사인을 선정한 경우 외부감사 효과가 클 것이라는 가설과 달리 소규모 회계법인을 감사인으로 선임한 기업에서만 유의한 재량적 발생액의 감소가 나타남을 보고하였다. Kim et al.(2010)은 1987년부터 1996년까지 총 9,168개 기업/연의 비상장중소기업 자료를 사용하여 처음으로 자발적인 외부감사를 받은 기업의 재무제표의 정보가치(information value)를 타인자본비용의 관점에서 분석하였다. 연구결과, 비상장중소기업에서 처음으로 외부감사를 받은 기업들은 외부감사 직전연도에 비해 차입이자율이 유의하게 낮다는 결과를 보고하였다. 또한 Big 4 감사인에게 감사받은 피감사기업이 Non-Big 4 감사인의 경우보다 차입이자율이 유의하게 더 낮게 나타났으나, 표본을 강제감사와 자율감사 기업으로 나누어 분석한 결과는 차이를 보이지 않았다.

그러나 외부감사를 처음으로 받는 기업의 경우 외부감사가 강제적이냐, 자발적이냐에 따라 감사효과에 차이가 있을 수 있다. 일반적으로 외부감사는 감사비용, 인력, 기업정보의 잠재적 노출 등과 같은 추가비용이 수반되기 때문에 외부감사를 자발적으로 받는 기업들은 외부이해관계자들에게 외부감사 자체가 시장에 좋은 신호정보로 여겨질 수 있다 (Diamond and Verrecchia, 1991; Leuz and Verrecchia 2000). 반면에 Chaney et al.(2004)

은 소유와 경영이 미분리된 비상장기업은 대리비용이 더 낮을 수 있어, 비상장기업에서 고품질의 감사인에 대한 감사수요는 더 적을 수 있다고 주장하였다. 따라서 강제적 감사와 자발적 감사 간의 감사품질에 차이가 있는가는 여전히 검증가능한 주제이며, 또한 비상장중소기업이 중소기업에서 차지하는 비중이 87%³⁾가 되는 현실을 감안하면 비상장중소기업에 대한 회계정보의 신뢰성을 높이는데 기여할 것으로 예상되는 외부감사 효과는 매우 중요한 논의사항이다. 따라서 본 연구는 비상장중소기업을 대상으로 처음으로 외부감사를 받는 기업의 이익조정 수준이 강제감사 및 자율감사에 따라, 그리고 감사인 유형에 따라 다르게 나타나는지를 검증하고자 한다. 이를 분석함에 있어 최중서와 광영민(2010)의 연구에서 비상장기업의 경우 발생액에 기초한 이익조정뿐 아니라 실제 이익조정도 보편적으로 이용되고 있다는 결과에 따라 본 연구는 이를 분석대상에 포함하였다.⁴⁾

2.2 가설의 설정

외부감사(external audit)는 독립된 감사인이 회계감사기준에 따라 기업에서 작성된 재무제표에 대해 일반적으로 인정된 회계원칙을 준수하여 적정하게 작성되었는지에 대한 감사의견을 표명하는 일련의 절차이다. 외부감사인은 감사의견을 통하여 기업이 공시한 회계정보의 신뢰성여부를 판단하며, 이를 자본시장의 회계정보이용자들에게 제공함으로써

투자자 및 채권자들이 기업에 대한 경제적 의사결정을 하는데 유익한 도움을 제공한다. 즉 외부감사인은 회계에 관한 전문성과 독립성을 가지고 중립적인 견지에서 회계정보의 적정성에 관한 감사의견을 제공함으로써 회계정보의 신뢰성을 개선시켜 경영자와 회계정보이용자 간에 존재할 수 있는 정보비대칭 문제를 해소하거나 완화시키는 역할을 담당한다. 이러한 점에서 외부감사는 기업이 생산한 회계정보에 대해 일정한 인증절차를 통해 적정한 감사의견을 표명함으로써 회계정보의 신뢰성을 제고하고, 더 나아가 이를 이용하는 이해관계자들의 중요한 의사결정에 유용한 정보를 제공하여 자본시장 활성화에도 기여하게 된다. 이러한 외부감사 본래의 목적이 달성된다면, 비상장중소기업 중에서 처음으로 외부감사대상이 되어 초도감사를 받은 기업의 회계정보의 질은 향상될 것이다. 외부감사 효과를 알아본 강선민과 황인태(2007)는 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업들의 재무적 발생액이 직전연도와 비교하여 외부감사 첫해연도에서 유의하게 감소된다는 결과를 보고하였다. 이는 외부감사 효과로 인해 기업의 이익조정 수준이 외부감사를 받지 않았던 이전과 비교하여 이후에는 효과적으로 억제됨을 의미한다. 본 연구에서는 회계정보의 질을 이익조정을 통하여 측정하며, 이익조정의 측정치로는 재무적 발생액과 실제 이익조정을 이용하므로,⁵⁾ 이 분야의 선행연구에 기초하여 다음과 같이 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 가설 1을 설정한다. 아래에 제시된 가설 1은

3) 남혜정(2010)의 연구에 따르면, 중소기업의 수는 전체 제조업 중 99.5%를 차지하였으며, 검증기간 2003년부터 2006년까지 표본 분포는 상장중소기업이 3,887개, 비상장중소기업은 25,018개 기업/연 자료인 것으로 나타나 상장중소기업과 비교할 때 비상장중소기업은 6.4배 정도 더 기업 수가 많았다.

4) 이제까지 수행된 실제 이익조정과 관련한 기존 연구들에 대한 주제분류는 Cohen et al.(2011)의 연구를 참고하기 바란다.

5) 최중서와 광영민(2010)은 비상장중소기업의 경영자가 보고이익을 증가시키는가를 분석한 결과에서 적자보고회피, 이익감소보고회피, 차기의 차입금을 조달하기 위하여 발생액뿐만 아니라 실제 이익조정을 통해서도 광범위하게 이익을 상향조정 한다는 결과를 제시하였다.

본 연구의 주된 연구가설은 아니며, 먼저 이 분야의 선행연구에서 제시된 검증결과와 본 연구에서 이용되는 표본의 검증결과가 일치되는지를 확인하기 위하여 설정된 가설이다. 따라서 본 연구의 주된 가설은 가설 2와 3이라 할 수 있다. 그러나 한편으로, 가설 1의 경우 선행연구에서는 비상장중소기업의 외부감사 효과를 알아봄에 있어 재량적 발생액만을 대상으로 분석이 수행되었을 뿐, 실제 이익조정 수단을 이용한 경우는 아직까지 분석된 바 없어 이와 관련한 사항 역시 검증가능한 의문사항이라는 점에서 가설 1에 대한 분석은 본 연구에서 필요사항이다.

가설 1: 다른 조건이 일정할 때, 외부감사를 처음으로 받는 비상장중소기업의 경우 직전연도보다 첫해연도에 재량적 발생액 또는 실제 이익조정이 감소될 것이다.

비상장중소기업이 초도감사를 받게 되는 경우는 외감법에서 정한 자산규모가 일정규모 이상이 되었기 때문이다. 그러나 기업에 따라서는 강제감사 대상이 아니더라도 자율적 의사에 따라 외부감사를 받고자 하는 기업들이 있다. 이들 자율감사 기업들은 외부감사 수요가 발생하는 이유로 기업 스스로가 외부자금조달을 보다 원활하게 가져가기 위하여 신뢰할만한 회계정보를 산출하기 위한 목적이거나, 외부감사를 받음으로써 외부감사의 정보적 효과를 통해 기업의 신용등급을 높여 결국 부채조달비용을 감소시키려는 의도가 있을 수 있다. 이와는 달리 반강제적 성격으로 은행대출 과정상에서 은행이 외부감사를 받은 재무제표를 요구하거나 모회사의 자회사인 경우 모회사의 정책상 외부감사를 요구하는 등에 의해 자율적으로 외부감사를

받게 될 수 있다. 외감법에 따라 강제감사를 받게 되면 기업은 분식회계에 대한 처벌이 강화되고, 감사인은 부실감사시 외감법 위반에 의한 처벌이 가능해진다. 반면, 외감법상 의무사항이 아님에도 불구하고 자발적으로 외부감사를 받는 자율감사 기업은 외부감사를 받게 되면 이해관계자의 수가 상대적으로 적고, 또한 분식회계나 부실감사시 외감법 위반으로 처벌받지 않으므로 강제감사보다 자율감사 시 경영자와 감사인 모두 재무보고에 있어 덜 보수적인 회계처리를 수행할 수 있다. 즉 자발적인 외부감사를 선택한 기업들은 차별적 감사수요 보다는 외부감사를 받는 자체 효과가 더 중요한 요인으로 작용한다. 예를 들어, Diamond and Verrecchia(1991) 및 Leuz and Verrecchia (2000)은 외부감사는 감사비용, 인력, 기업정보의 잠재적 노출 등과 같은 비용이 발생될 수 있기 때문에 자발적으로 외부감사를 받는 기업들은 외부 이해관계자들에게 외부감사 자체가 시장에 좋은 정보(good news)로 평가될 수 있다고 주장하였다. Lennox(2005)는 상장기업의 경영자는 시장에 기초한 메커니즘에 의해 여러 제약을 받는 반면, 비상장기업은 그러한 제약이 상대적으로 적거나 부재하여 재무회계 정보에서 외부감사의 중요성이 더 높다고 주장하였다.

이와는 달리 Hope et al.(2010)은 높은 대리비용을 부담하는 기업일수록 감사품질이 높은 감사인을 선호할 가능성이 높다고 주장한다. 왜냐하면 높은 대리비용을 감소시키기 위해서는 기업이 신뢰성이 높은 재무보고를 생산하고 있다는 신호(signal)를 시장에 제공할 유인이 있기 때문이다. 그러나 최근 들어 비상장중소기업을 대상으로 한 연구들에서는 대리비용 측면과 반대된 주장 및 실증적 증거들이 보고되고 있다(Chaney et al. 2004;

Niskanen et al. (2009a; 2009b).⁶⁾ 예를 들어, Chaney et al.(2004)은 비상장기업에서 고품질의 감사수요여부와 관련하여 두 가지 양립되는 주장이 모두 가능한 것으로 기술하고 있다. 하나는 비상장기업과 같이 시장에 기초한 기업가치평가(예로, 주식가격)가 부재한 경우에 높은 품질의 재무 보고는 특히 경영성과 평가와 직접 관련되어 있으며, 경영자 자신의 보상체계와도 밀접한 관계가 있으므로, 결국 경영자는 고품질의 감사인을 선임할 유인이 존재한다는 관점이다. 다른 하나는 소유와 경영이 미분리된 비상장기업에서의 대리비용은 상장기업과 비교해서 더 낮은 수준이고, 이러한 맥락에서 비상장기업은 고품질의 감사인에 대한 수요가 더 적다는 관점이다. 이와 같이 비상장기업에서 외부감사 효과 및 차별적 감사수요의 사항은 두 가지 양립될 수 있는 주장과 논의가 모두 가능하기 때문에 본 연구에서 다루고자 하는 주제인 비상장중소기업에서 처음으로 외부감사를 받은 강제감사와 자율감사의 양자 간에 외부감사 효과 측면에서 차이가 있는지와 관련한 의문사항은 일률적으로 단정하기란 어렵다.

따라서 비상장중소기업에서 처음으로 외부감사를 받는 강제감사 기업과 자율감사 기업 간의 외부감사에 따른 회계정보의 질에 있어 개선 정도의 차이는 양립되는 가설이 모두 가능할 수 있다는 측면에서 본 연구는 다음과 같이 대립가설의 형태로 가설 2를 설정한다.

가설 2: 다른 조건이 일정할 때, 외부감사를 처음으로 받는 비상장중소기업의 감사 직전연도와 비교하여 첫해연도에 강제감사와 자율감사에 따라 재무적 발생액 또는 실제 이익조정에는 차이가 있다.

감사품질(audit quality)은 관찰이 불가능한 경우가 많기 때문에, 이를 어떻게 정의하는가는 매우 어려운 문제이다.⁷⁾ 따라서 이전 연구들은 감사품질의 대용치로서 감사인 규모(Big 4 감사인여부), 감사보수, 감사시간, 감사의견, 이익조정액 측정치, 감리지적 건수 및 감사인 지정여부 등을 주로 이용하였다. 국내 Big 4 감사인은 선진감사기법을 글로벌 Big 4 회계법인과 공유하고 있으므로 더 나은 품질의 감사를 제공할 것으로 기대된다. DeAngelo(1981) 및 Balver et al.(1988)은 감사시장에서 Big 4 감사인의 선임은 더 신뢰할만한 재무제표를 산출하고, 기업의 이익 정확성을 개선시킨다고 주장하였다. 또한 실증적 증거들에서는 Big 4 감사인이 감사하면 회계정보의 질을 개선시키거나 높이는데 일조한다는 결과를 보고하였다(Dopuch and Simunic 1980; Craswell et al. 1995; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Francis and Krishnan 1999 등). 한 예로, Simunic and Stein(1996)은 잠재적 소송비용의 위험이 큰 대형 회계법인이 더 높은 품질의 감사를 수행한다고 주장과 그에 대한 실증적 증거

6) Niskanen et al.(2009a)은 핀란드 비상장기업을 대상으로 감사품질과 대리비용 간의 관계를 분석한 결과에서, 높은 대리비용을 부담하는 기업(경영자 지분율이 높은 기업으로 측정)이 Big 4 감사인을 선임할 가능성이 더 낮음을 보고하였다. Niskanen et al.(2009b)은 앞서와 같은 자료를 이용하여 기업의 구조 형태에 따라, 가족중심과 비가족중심 비상장기업간의 Big 4 감사인 선임에 차이가 있는가를 분석한 결과에서 가족중심 비상장기업은 비가족중심 경우보다 Big 4 감사인을 덜 선호한다는 결과를 제시하였다.
7) DeAngelo(1981)는 감사품질의 정의를 개념적 측면에서 접근하였으며, 이를 다음과 같이 정의하였다. 감사품질이란 피감사회사의 회계시스템에서 오류를 발견할 수 있는 가능성과 발견된 오류를 보고할 가능성의 결합확률이다. 이 정의에 따르면 우수한 감사서비스란 회계오류를 탐지할 수 있는 전문적 능력이 있고 발견된 오류를 공정하게 보고할 수 있는 독립성을 가진 감사인이 제공하는 감사서비스이다.

를 제시하였고, Becker et al.(1998) 및 Francis et al.(1999)은 Non-Big 4 감사인으로부터 감사 받은 기업이 Big 4 감사인의 경우보다 재량적 발생액 수준이 더 높다는 결과를 보여주었다.

이와는 달리 감사품질과 관련한 국내 연구들은 일관된 결과가 나타나지 않았다. 박종성과 최기호(2001) 및 나종길과 최 관(2003) 등은 대형 회계법인이 감사할수록 재량적 발생액이 낮다는 결과를 제시한 반면, 이들 두 연구결과를 제외하면 대부분 Big 4 감사인에 의한 감사가 감사품질의 향상에 기여한다는 결과를 발견하지는 못하였다(최정호 2005; 조문기와 김종대 2006 등). 그러나 한편으로 이상의 결과들은 상장기업의 결과들이다. 상장기업과 비교해서 비상장기업은 제도적인 시장환경과 여건에 차이가 있는 경우가 많기 때문에⁸⁾ 비상장기업에서의 감사인 유형에 따른 감사품질의 차이는 실증적 의문사항이라 할 수 있다. 따라서 본 연구는 비상장중소기업이 처음으로 외부감사를 받을 때 Big 4 감사인을 선임한 여부에 따라 강제감사와 자율감사의 경우 이익조정에 차이가 있는지를 알아보기 위하여 다음과 같이 대립가설의 형태로 가설 3을 설정한다.

가설 3: 다른 조건이 일정할 때, 외부감사를 처음으로 받는 비상장중소기업의 감사 첫해 연도에 강제감사와 자율감사간 Big 4 감사인의 선임여부에 따라 재량적 발생액 또는 실제 이익조정에는 차이가 있다.

III. 연구방법

3.1 연구모형의 설계

본 연구는 앞서 제시된 가설을 검증하기 위하여 다음과 같은 식(1)부터 식(4)까지의 회귀모형식을 이용하여 검증한다. 식(1)과 식(2)은 수준변수를 이용한 수준모형(level model)이고, 식(3)과 식(4)은 변동변수에 이용한 변동모형(change model)으로 설정되었다. 가설 1은 식(1), 가설 2는 식(2) 및 식(3) 및 가설 3은 식(4)의 모형식을 통해 분석된다.⁹⁾

$$DA^{ROA}(or RM^{ROA})_t = a_0 + a_1AUDIT_t + a_2SIZE_t + a_3LEV_t + a_4CFO_t + a_5TA_{t-1} + a_6GRW_t + a_7LOSS_t + a_8NEGE_t + a_9ISSUD_t + \sum a_jIND_j + \sum a_jYD_j + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$DA^{ROA}(or RM^{ROA})_t = a_0 + a_1AUDIT_t + a_2MANA_t + a_3AUDIT_t * MANA_t + a_4SIZE_t + a_5LEV_t + a_6CFO_t + a_7TA_{t-1} + a_8GRW_t + a_9LOSS_t + a_{10}NEGE_t + a_{11}ISSUD_t + \sum a_jIND_j + \sum a_jYD_j + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta DA^{ROA}(or \Delta RM^{ROA})_t = a_0 + a_1MANA_t + a_2BIG4_t + a_3\Delta SIZE_t + a_4\Delta LEV_t$$

8) 상장기업과 비상장기업의 제도적 시장여건의 차이를 설명한 논문으로는 Chaney et al.(2004) 및 Ball and Shivarkumar(2005)의 연구가 있다. 이에 대한 자세한 사항은 이들 연구를 참조하기 바란다.

9) 가설 2는 본 연구의 주된 가설에 해당되므로, 검증결과와 일반화 가능성을 높이고자 수준변수와 변동변수를 동시에 이용하여 검증하고 두 결과에 일관성이 있는가를 확인하고자 한다.

$$\begin{aligned}
 &+ a_5\Delta CFO_t + a_6\Delta TA_{t-1} + a_7GRW_t \\
 &+ a_8LOSS_t + a_9NEGE_t + a_{10}ISSUD_t \\
 &+ a_{11}AOPN_t + a_{12}FIS_t + a_{13}GROUP_t \\
 &+ \sum a_j IND_j + \sum a_j YD_j + \varepsilon_t \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta DA^{ROA} (or \Delta RM^{ROA})_t = &a_0 + a_1 MANA_t \\
 &+ a_2 BIG4_t + a_3 MANA_t * BIG4_t \\
 &+ a_4 SIZE_t + a_5 \Delta LEV_t + a_6 \Delta CFO_t \\
 &+ a_7 \Delta TA_{t-1} + a_8 GRW_t + a_9 LOSS_t \\
 &+ a_{10} NEGE_t + a_{11} ISSUD_t + a_{12} AOPN_t \\
 &+ a_{13} FIS_t + a_{14} GROUP_t + \sum a_j IND_j \\
 &+ \sum a_j YD_j + \varepsilon_t \quad (4)
 \end{aligned}$$

여기서,

DA^{ROA} = t년도 수정된 Jones모형으로 추정(Dechow et al. 1995) 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

$RM1^{ROA}$ = t년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과 대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin (2010))(=abPROD+abDE×(-1))

$RM2^{ROA}$ = t년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin (2010))(=abCFO×(-1)+abDE×(-1))

ΔDA^{ROA} = t년도 성과대응 재량적 발생액의 변동 (=DA^{ROA}_t-DA^{ROA}_{t-1})

ΔRM^{ROA} = t년도 성과대응 실제 이익조정의 변동 (=RM^{ROA}_t-RM^{ROA}_{t-1})

AUDIT = t년도 외부감사를 처음으로 받은 비상장중 소기업의 첫해연도이면 1, 직전연도이면 0

MANA = t년도 외감법상 직전연도 총자산이 70억 원 이상으로 외부감사가 강제화되어 처음으로 감사를 받은 강제감사 기업이면 1, 70억원 이하의 자발적 의사에 따라 처음으로 외부감사를 받은 자율감사 기업이면 0

BIG4 = t년도 Big 4 제휴법인으로부터 감사받는 기업이면 1, 아니면 0

SIZE = t년도 기초총자산의 자연로그 값

LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

CFO = t년도 영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산

TA = t년도 전기 총발생액(=[당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름]/총자산)

GRW = t년도 매출액의 성장률[=(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1}]

LOSS = t년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0

NEGE = t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0

ISSUD = t년도 추가출자가 발생되어 전기 대비 자본금 변동이 10% 이상 증가한 기업이면 1, 아니면 0

AOPN = t년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0

FIS = t년도 12월 이외의 결산법인이면 1, 아니면 0

GROUP = t년도 기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0

ΣIND = 산업별 터미변수

ΣYD = 연도별 터미변수

ε = 잔차항

위에 제시된 식(1)부터 식(4)까지 종속변수는 이익조정의 대응치이다. 본 연구는 두 가지 대응치로서 발생액에 기초한 이익조정(accruals based earnings management; 이하 AEM)인 재량적 발생액(discretionary accruals)과 실제 이익조정(real earnings management; 이하 REM)을 이용한다. AEM은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)을 먼저 추정한 후 기업성과 ROA를 대응시켜 계산된 ROA 성과대응 추정치(이하 DA^{ROA})를 이용하였다. REM은 Roychowdhury(2006)의 방법을 원용하여, 세 가지 변수인 비정상 영업현금흐름(abnormal

cash flows from operations), 비정상 생산원가 (abnormal production), 비정상 재량적 지출 (abnormal discretionary expense)을 추정한 후, 이들 개별 측정치에 대해 Cohen and Zarowin (2010)의 방법에 따라 개별 측정치를 조합한 종합적인 측정치인 RMI 과 $RM2$ 를 계산하여 분석에 이용하였다. 또한 REM의 경우도 AEM과 같이 기업성과와 밀접한 관련성이 있다는 기존 연구결과에 따라 Kothari et al.(2005)의 방법에 사용하여 ROA 성과를 대응한 측정치(RMI^{ROA} , $RM2^{ROA}$)를 계산한 후 분석에 이용하였다.¹⁰⁾ 이렇게 추정된 이익조정 대응치(DA^{ROA} , RMI^{ROA} , $RM2^{ROA}$)는 식(1)과 식(2)에서는 수준변수의 형태로 설정되었고, 식(3)과 식(4)에서는 1차 차분(first difference)의 형태로 계산한 변동변수로 측정되었다.

가설 1과 관련하여 식(1)의 관심변수는 $AUDIT$ 이다. $AUDIT$ 는 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업이 외부감사를 받은 첫해연도이면 1, 감사미필 직전연도이면 0인 더미변수이다. 만일 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업에서 외부감사 자체의 효과성이 나타난다면 감사미필 직전연도와 비교해서 외부감사 첫해연도에 기업의 이익조정 수준은 감소될 것이다. 따라서 $AUDIT$ 의 계수는 유의한 음(-)의 값이 예상된다($a_1 < 0$).

가설 2를 검증하는데 있어 식(2)의 모형식에는 상호작용(interactive terms) 변수를 고려하였다.

$MANA$ 는 외감법상 직전연도 자산규모가 70억원을 초과하여 외부감사대상인 강제감사 기업이면 1, 그렇지 않고 자율감사 기업이면 0인 더미변수이다. 여기서 자율감사 기업은 자산규모가 70억원에 미달되어 외감법상 의무감사대상기업은 아니지만 기업의 자발적인 의사에 따라 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업이다.¹¹⁾ 따라서 가설 2와 관련하여, 만일 자율감사 기업보다 강제감사 기업에서 감사미필 직전연도와 비교해서 외부감사 첫해연도에 외부감사를 통한 회계정보의 질이 개선되었다면, $AUDIT * MANA$ 의 계수는 유의한 양(+)의 값이 예상된다($a_3 < 0$). 반대로 강제감사 기업보다 자율감사 기업에서 감사미필 직전연도와 비교해서 외부감사 첫해연도에 외부감사를 통한 회계정보의 질이 개선된다면 $AUDIT * MANA$ 의 계수는 유의한 음(-)의 값이 예상된다($a_3 > 0$).

식(3)에서 관심변수는 $MANA$ 이다. 식(3)은 가설 2를 검증함에 있어 식(2)와 달리 종속변수를 변동변수로 측정하였다. 앞서 언급된 바와 있듯이 가설 1보다 가설 2와 3이 주된 연구대상이다.¹²⁾ 따라서 본 연구는 가설 2와 3에 대해, 특히 가설 2의 검증결과에 대한 정확성을 기하고자 수준변수와 변동변수 모형¹³⁾을 모두 설계하여 일반화 가능성을 높이고자 하였다. 변동변수 모형은 더미변수를 제외하고 연속변수에 대해 1차 차분(first difference)으로 측정되었다. 한 예로, t시점의 성과

10) 재량적 발생액과 실제 이익조정과에 대한 구체적인 측정방법은 다음의 소절에서 구체적으로 설명한다.

11) 본 연구에서는 강제감사와 자율감사 기업간의 상대적 집단 비교방법에 따라 $MANA$ 를 정의하였다. 강제감사와 자율감사 기업 모두 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업이라는 점에서 이들 두 집단은 외부감사를 처음으로 받았다는 동일 조건 하에 상호 비교 가능한 집단이다.

12) 가설 1은 본 연구와 관련있는 기존 연구에 대한 재검증(replication)이며, 가설 2와 3을 검증하기에 앞서 본 연구의 자료가 기존 연구의 검증결과와 일치하는가를 확인하기 위한 사항이다.

13) Jiang(2008)의 주장에 따르면, 변동변수 모형으로 연구모형을 설정하면 만일 수준변수를 이용한 회귀분석(level regression) 모형에서 가질 수 있는 잠재적인 다양한 생략된 변수(potential correlated omitted variables)의 문제와 시점간 차이에 따라 잔차항이 가질 수 있는 자동상관관계(autocorrelation in the error terms)의 문제를 보다 약화시킬 수 있다고 한다.

대응 재량적 발생액의 변동변수는 t 시점의 성과대응 재량적 발생액에서 $t-1$ 시점의 성과대응 재량적 발생액을 차감하여 계산된다($\Delta DA^{ROA}_t = DA^{ROA}_t - DA^{ROA}_{t-1}$). 나머지 통제변수 중 연속변수의 경우도 이와 같은 방법에 따라 측정되었다.

만일 식(3)에서 강제감사 기업이 자율감사 기업과 비교해서 외부감사 효과가 높게 나타난다면, 강제감사 기업의 직전연도 이익조정액에 비해 외부감사 첫해연도의 이익조정액의 변화폭이 자율감사 기업의 경우보다 더 감소되는지를 살펴보기 위하여 설정되었다. 만약 이러한 현상이 나타난다면 식(3)의 $MANA$ 의 계수는 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다($a_1 < 0$). 이와는 반대로 강제감사 기업보다 자율감사 기업에서 이러한 현상이 나타난다면 $MANA$ 의 계수는 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다($a_1 > 0$).

가설 3과 관련한 모형식은 식(4)이다. 가설 3을 검증하기 위하여 본 연구는 상호작용변수를 모형식에 고려하였다. 즉 식(4)에서 관심변수는 $MANA * BIG4$ 이다. 만일 식(3)에서 통계적으로 유의한 결과가 관찰되면 이러한 현상이 Big 4 감사인에 의한 것인지 아니면 Big 4를 제외한 감사인에 의한 것인지를 파악하기 위하여 설정된 모형식이 식(4)이다. 한편으로 만일 식(3)의 결과가 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지 않더라도 감사인 유형에 따라 이러한 현상이 다르게 나타나는지를 파악하기 위한 것이기도 하다. 따라서 식(4)에서의 관심변수에 대한 예상부호는 일률적으로 기대하란 어려워져서 결국 실증적 의문사항에 귀착된다.

통제변수의 선정은 선행연구에서 이익조정에 영향을 미치는 것으로 보고된 변수들을 고려하였다. 특히, 박종일과곽수근(2007)에서 사용된 기업규모($SIZE$), 부채비율(LEV), 영업현금흐름(CFO), 전기 총발생액(TA), 매출액 성장성(GRW), 증자여부($ISSUD$), 적자여부($LOSS$), Big 4 감사인여부($BIG4$), 감사의견($AOPN$) 등과 추가로 비상장기업의 기업특성을 고려하여 자본잠식여부($NEGE$), 12월 결산법인여부(FIS) 및 기업집단의 소속여부($GROUP$) 등을 고려하였다.¹⁴⁾ 또한 산업의 특성 차이가 이익조정에 미치는 영향 정도와 경제적 환경이 이익조정에 미치는 영향을 통제하기 위하여 산업($SIND$)과 연도(ΣYD) 더미변수를 모형식에 포함하였다. 통제변수의 정의와 측정은 식(4)의 모형식 하단과 같으며, 이하에서는 통제변수의 선정 이유를 간략히 기술하고자 한다.

$SIZE$ 는 이익조정 연구들에서 여러 다양한 생략된 변수들(correlated omitted variables)의 대용치로 사용되고 있다(Becker et al. 1998; Ashbaugh et al. 2003 등). 상장기업의 경우 정치적 비용(political costs) 가설에 따르면, 기업 규모가 클수록 이익조정 수준이 감소하는 것이 일반적이다. 그러나 비상장중소기업은 정치적 비용가설이 적용될 만큼의 기업규모가 크지 않기 때문에 기업규모와 이익조정과의 일률적으로 방향을 예상하기란 어렵다. LEV 는 국외의 경우 명시적인 부채차입계약(debt covenant)이 존재한다는 점에서 부채비율이 높을수록 이익조정이 증가하는 것이 일

14) 모형식 (1)과 (2)의 경우 식(3)과 달리 FIS , $GROUP$, $BIG4$ 및 $AOPN$ 변수가 제외되었고, 식(3)과 식(4)에는 이들 변수가 포함되도록 모형식이 설계되었다. 이렇게 한 이유는 식(1)과 식(2)의 경우 감사미필 상황과 관련이 있다. 즉 식(1)과 식(2)에서는 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업의 감사미필 직전연도와 감사미필 첫해연도의 자료 모두가 이용되었는데 반해, 식(3)은 감사미필 첫해연도의 자료만이 분석상에 이용되었기 때문이다. FIS 와 $GROUP$ 변수는 감사 직전연도나 첫해연도 사이에 변화가 없는 변수이므로, 두 시점간 자료로 고려될 필요가 없다. 또한 $BIG4$ 와 $AOPN$ 변수는 외부감사를 받은 첫해연도만 가능한 자료이므로, 이들 변수는 식(1)과 식(2)에서는 별도의 변수로 고려될 수 없다.

반적인 연구들의 결과이다. 반면, 국내는 실무상 명시적인 부채차입계약이 존재하지 않거나 차입과 관련한 조건에 있어 부채차입계약과 같은 강한 유인이 존재하지 않는다. 또한 국내의 이익조정 연구들에서는 대부분 부채비율과 재량적 발생액으로 측정된 이익조정간에 오히려 음(-)의 관련성을 보고하고 있다(박종일과 곽수근 2007; 박종일 등 2003 등). CFO는 기업성과 측정치로서 기존 연구들에서는 이익조정과 체계적인 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였다(Dechow et al. 1995; Kasznik 1999; Kothari et al. 2005 등). TA는 전기 총 발생액으로 이익조정의 반전 현상을 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다(Ashbaugh et al. 2003; Becker et al. 1998; 박종일과 곽수근 2007 등), GRW는 매출액 성장성 변수로 기존 연구들은 성장성이 높은 기업이 보고이익을 상향조정할 유인이 있음을 보고한 바 있어 모형식에 고려되었다(윤순석 2001; 박종일과 곽수근 2007; 최중서 등 2010 등). ISSUD는 기존 유상증자와 관련한 연구들에서 증자를 수행한 기업들이 그렇지 않은 기업들에 비해 기업의 미래 성과를 좋게 보이기 위하여 보고이익을 상향조정한다는 결과를 보고한 바 있다(최 관과 백원선 1999 등). LOSS는 손실발생기업의 경우 이익발생기업과 이익조정 유인에 차이가 있을 수 있기 때문에 모형식에 고려되었다(박종일과 곽수근 2007; 강선민과 황인태 2007; 남혜정 2010 등). BIG4 변수는 Becker et al. (1998)의 연구에서 Big 4 감사인이 감사한 피감사회사가 Non-Big 4 감사인의 경우보다 재량적 발생액으로 측정된 이익조정의 크기가 더 적음을

보고한 바 있다. 그러나 국내의 경우는 아직까지 합의된 결론에 도달하지 못하고 있는 실정이다(나종길과 최 관 2003; 최정호 2005; 박종일 등 1999 등). AOPN는 감사의견 변수로 기존 연구들은 일반적인 기대와 달리 적정의견 이외의 감사의견을 받은 기업들이 보고이익을 더 하향조정됨을 보고한 바 있어 모형식에 고려되었다(Bradshaw et al. 2001; Butler et al. 2004 등). NEGE는 자본잠식여부 변수로서 자본잠식기업은 정상적인 기업보다 재무제표의 왜곡가능성이 더 높을 수 있어 이를 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다(DeAngelo et al. 1994). FIS는 문상혁 등 (2005)의 연구에서 감사시점이 12월에 몰려있는 12월 결산법인이 그렇지 않은 경우보다 보고이익을 더 상향조정한다는 결과를 보고하고 있어 이를 통제할 목적에서 모형식에 고려하였다. GROUP는 기업집단에 속한 기업이 그렇지 않은 경우보다 계열사간의 내부거래나 상호지급약정 등으로 서로 연결되어 있으므로, 이익조정 유인이 더 높을 수 있어 이를 통제하기 위하여 모형식에 고려하였다.

3.2 재량적 발생액과 실제 이익조정의 추정모형

본 연구에서 재량적 발생액(AEM)의 추정은 우선 Dechow et al.(1995)의 수정된 Jones모형에 기초한 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정하였다. 이와 관련한 추정은 식(5)와 같으며, 산업-연도별 횡단면 패널분석을 통해 추정된 잔차항(ϵ)을 이용하였다.¹⁵⁾ 이를 DA로 칭한다. 추정과정에서 식(5)의 경우 이분산성을 통제하기 위하여

15) 식(5)의 모형식에서 관측치가 30개 이상 존재하는 산업표본을 사용하여 횡단면적으로 산업-연도별로 추정하였다. 또한 30개 미만의 산업은 기타로 분류하여 추정하였다. 한편, 본 연구의 분석대상의 표본은 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업이지만, 식(5) 및 식(6)부터 식(8)까지 추정에 이용된 표본은 비상장기업 전체표본을 대상으로 수행한 후, 처음으로 외부감사를 받은 표본만을 식

모든 변수에 대해 기초총자산으로 나누어 표준화하였다.

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t] / A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서,
종속변수

TA = t기 NI(당기순이익)-CFO(영업활동으로 인한 현금흐름)

독립변수

A = t기 기초총자산

ΔREV = t기 매출액의 변화분

ΔREC = t기 매출채권의 변화분

PPE = t기 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)

ε = 잔차항

편의상 i기업에 대한 표시를 생략함.

본 연구는 REM의 추정은 Roychowdhury(2006)가 제안한 방법에 따랐다. 즉 이 연구는 세 가지 REM 측정치로서 비정상 영업현금흐름(abnormal cash flows from operations), 비정상 생산원가

(abnormal production), 비정상 재량적 지출(abnormal discretionary expense)¹⁶⁾을 이용하였다.¹⁷⁾ REM 관련연구들과 같이 영업현금흐름(CFO), 생산원가(PROD), 재량적 지출(DE)을 정상적인 부분과 비정상적인 부분으로 구분하기 위한 추정 모형식은 각각 식(6)부터 식(8)까지와 같다. Roychowdhury(2006)의 연구에서의 추정방법은 Dechow et al.(1998)의 방법에 따라 정상적 영업현금흐름, 생산원가 및 재량적 지출이 매출액과 매출액의 변화분에 비례한다는 가정에 기초한다.¹⁸⁾ 앞서 식(5)와 같이 각 REM의 추정은 산업-연도별 횡단면 패널분석을 통해 추정된 각각의 잔차항(ε)을 이용하였다.¹⁹⁾ 이를 각각 *abCFO*, *abPROD*, *abDE*로 칭한다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1})$$

(1)부터 식(4)까지의 모형식을 이용하여 분석하였다. 따라서 본 연구의 표본에 사용된 비정상 측정치 값들은 처음으로 외부감사를 받은 기업 외에도 비상장기업들의 개별 추정치 값들이 처음으로 외부감사를 받은 기업들과 추정과정에서 상호 비교되어 계산된 상대적 측정치라고 할 수 있다.

16) 본 연구는 재량적 지출을 김지홍 등(2008)의 방법에 따라 복리후생비+(일반관리비-세금과공과-감가상각비-임차료비용-보험료)+판매비+(연구비+경상연구개발비+경상개발비)로 판매비와 관리비 항목을 조정하여 측정하였다. 또한 최중서와 광영민(2010)의 방법에 따라 판매비 전체를 재량적 지출의 측정치로 이용하여 추정된 후 분석된 결과에서도 식(5)을 이용한 결과와 질적으로 유사한 결과로 나타났다.

17) 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 매출을 증가시키는 방법은 일시적으로 보고이익을 증가시킬 수 있지만 현금흐름 수준은 낮아지는 결과를 초래한다. 또한 생산원가를 낮추기 위한 과잉생산을 하면, 매출이 일정하다고 가정할 때 당기 보고이익은 증가될 수 있지만 현금흐름은 낮아지며, 그리고 재량적 지출을 감소시켜 당기 보고이익을 증가시키는 방법은 미래 현금흐름을 낮추는 위험은 있으나 당기 현금흐름의 증가를 가져온다(Roychowdhury 2006; Cohen et al. 2008; Cohen and Zarowin 2010 등). 따라서 일반적으로 실제 이익조정에 대한 연구들에서는 영업현금흐름의 감소, 생산원가의 증가, 재량적 지출의 감소 등의 현상을 이익조정 행위의 결과로 간주한다.

18) 한 예로, 식(6)의 경우에서 당기 정상적인 영업활동을 통해 창출되는 현금흐름은 당기 매출액과 당기 매출액의 증감분의 선형함수임을 가정한 것이다. 식(7) 및 식(8)의 각각 매출원가와 재고자산의 변화분의 합계로 구성된 생산원가 및 재량적 지출 역시 식(6)의 경우와 유사한 가정을 한 것이다.

19) 다만, 식(5)와 달리 식(6)부터 식(8)까지는 선행연구와 같이 상수항을 포함한 모형식을 사용하여 추정하였다(Roychowdhury 2006; Cohen and Zarowin 2010 등). 식(5)에 대해서 상수항을 포함하여 추정한 재량적 발생액의 결과는 본 연구에서 보고된 검증결과를 확인한 결과에서 질적으로 유사하여 지면상 선행연구와 일치하게 상수항이 제외된 결과만을 보고한다.

$$+ \beta_1(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$DE_j/A_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서,

종속변수

CFO = t기 영업활동으로 인한 현금흐름

PROD = t기 생산원가(=COGS[매출원가]+ Δ INV
[Δ 재고자산])

DE = t기 재량적 지출, 여기서 *DE*는 김지홍 등
(2008)의 측정방법에 따라 측정함

독립변수

A = t기 기초총자산

S = t기 매출액

ΔS = t기 매출액의 변화

ε = 잔차항

편의상 *i*기업에 대한 표시를 생략함.

또한 본 연구는 식(6)부터 식(8)까지 추정된 각각의 비정상 측정치들에 대해 각 조합을 이용하여 합계한 후 종합적 측정치(*RM*)를 이용하여 분석한다. 즉 식(6)부터 식(8)까지에서 추정된 잔차항 *abCFO*, *abPROD*, *abDE*에 대해 Cohen and Zarowin(2010)의 측정방법에 따라 *RMI*과 *RM2*를 계산하여 분석에 이용하였다. 구체적으로 *RMI*

은 *abPROD*과 *abDE*×(-1)을 합산한 측정치이고, *RM2*은 *abCFO*과 *abDE*×(-1)을 합산한 측정치이다. 즉 추정된 변수의 값이 양(+)이면 이익조정이 증가, 음(-)이면 이익조정이 감소가 되도록 이익조정 방향에 대한 해석상 일관성을 유지하기 위하여 (-1)의 값을 곱한 것이다. 따라서 모든 이익조정 추정치들의 경우 양(+)의 값을 가지면 개별 기업의 이익조정이 증가됨을, 음(-)의 값을 가지면 이익조정이 감소됨을 나타낸다.

이익조정 측정치는 추정과정이 필연적으로 수반되므로 기업성과에 따른 측정오차(measurement error)의 문제에 민감한 것으로 알려져 있다(Kothari et al. 2005; Kasznik 1999; Dechow et al. 1995). 따라서 본 연구는 AEM에 대해 Kothari et al.(2005)의 연구방법에 따라서 총자산이익률(*ROA*)을 통제한 *ROA* 성과대응 재량적 발생액(이하 DA^{ROA})을 이용한다.²⁰⁾ 또한 REM의 경우도 AEM과 마찬가지로 동일한 문제가 있으므로 앞서 DA^{ROA} 와 동일한 절차에 따라 측정함으로써 측정오차의 문제를 최소화하고자 하였다. 이를 RMI^{ROA} , $RM2^{ROA}$ 로 칭한다.²¹⁾

20) 구체적으로 성과대응 재량적 발생액에 대한 측정절차를 설명하면 다음과 같다. 산업-연도별 횡단면 자료를 이용하여 식(5)의 회귀식을 통해 개별 $DA(e_j)$ 을 추정한 후, 연도별로 다시 *ROA* 수준에 따라 10분위수(percentiles)로 구분하였다. 구분된 10분위수의 각 등급구간에 해당되는 *DA*의 중위수(median *DA*)를 구한 후, 이 값을 해당연도 개별 기업의 *DA*에서 차감하여 기업성과(*ROA*)가 조정된 $DA(DA^{ROA})$ 를 계산하였다. 그 산식은 다음과 같다. *j*는 개별기업을 *g*는 10분위수를 표시한다.

$$DA_{j,g}^{ROA} = DA_{j,g} - \text{median}(DA)_g$$

RM^{ROA} 측정치도 위의 DA^{ROA} 와 동일한 추정절차에 따라 계산하였다.

21) 그러나 본 연구에서는 재량적 발생액의 절대값을 취한 측정치는 분석에 고려하지 않았다. 그 이유는 Ashbaugh et al.(2003)의 연구에서 이익조정 연구에서 재량적 발생의 절대값을 취하여 분석할 경우 정규분포가정에 심각한 위배가 될 수 있음을 지적하고 있기 때문이다. 또한 실제 이익조정 측정치들 역시 Roychowdhury(2006)의 연구에서 모형식을 제안할 때 세 가지 실제 이익조정 측정치 모두 이익의 상향조정을 가정한 후 개발된 모형들에 해당되므로, 이들 측정치 역시 절대값을 취하지 않고 분석에 사용하는 것이 개념적으로 더 타당하다.

3.3 표본의 선정

본 연구는 한국선물증권거래소에 상장·등록된 기업을 제외하고 처음으로 외부감사를 받는 비상장 중소기업을 중심으로 다음의 조건을 만족하는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 감사인 명단, 감사의견 및 분석에 필요한 재무자료가 입수가능한 기업
- (3) 연구모형식(1)부터 식(4)까지 외부감사 직전연도 및 첫해연도의 자료가 모두 이용가능한 기업

본 연구의 분석기간은 2001년부터 2008년까지 8년간이며, 실제 자료는 변수측정상에 전기 자료가 사용되어 2000년부터이다. 조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 이들 기업의 특성상 재무제표의 구성항목, 계정과목의 성격 등이 금융업을 제외한 일반 기업들과는 서로 상이할 수 있기 때문에 동일 조건 내에서 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2) 및 (3)은 자료원에 관한 사항으로, 본 연구는 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 분석에 필요한 모든 자료를 추출하였다. 특히 외부감사 직전연도와 첫해연도 자료 모두 이용가능한 표본을 대상으로 하였다.

한편, 극단치 처리와 관련해서는 식(1)의 모형식에 사용된 자연로그 값을 취한 변수 및 더미변수를 제외하고 연속변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(truncation)하였다. 이상의 조건

에 따라 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업들의 감사미필 직전연도와 외부감사 첫해연도에 대해 이용가능한 최종표본은 8,284개(=4,142개×2개 연도) 기업/연이었다. <표 1>은 선정된 표본의 산업별 분포를 보여주고 있다. 업종 구분은 NICE 신용평가정보(주)의 대분류 기준을 따랐다.

<표 1>을 보면, 표본의 구성이 다양한 산업에 걸쳐 고루 분포되었음을 볼 수 있다.²¹⁾ 절반 이상이 제조업으로 표본의 53.7%를, 다음이 도매 및 소매업(13.2%, 548개 기업/연)과 건설업(11.8%, 488개 기업/연) 순으로 비중이 높고 이들은 표본의 10% 이상이었다. 나머지는 표본의 10% 이내였다.

IV. 실증분석결과

4.1 주요 변수의 기술통계

본 연구의 모형식에 사용된 변수들의 기술통계 및 차이검증 결과를 <표 2>와 <표 3>에 나타내었다. <표 2>에는 전체표본을 감사 직전연도와 첫해연도로 구분하여 보고하였고, <표 3>에는 표본을 강제감사와 자율감사 기업으로 나누어 보고하였다. <표 2>에서는 변수에 대한 평균, 중위수, 표준편차, 최소값 및 최대값을 보고하였으나, <표 3>에서는 지면상 평균과 중위수를 중심으로 보고하였다. 또한 <표 2>와 <표 3> 모두 직전연도와 첫해연도의 주요 변수들에 대한 평균과 중위수의 차이검증 결과를 보고하였다. 주요 변수들의 몇 가지 특성을

21) 지면상 제조업을 보다 세분화시켜 보고하지는 않았지만, 이를 중분류기준에 따라 분포를 살펴본 결과에 따르면 업종내 분포가 고루 분산되어 있음을 확인할 수 있었다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

업 종	비상장중소기업 표본	
	빈도수	백분율(%)
제조업	2,225	53.7
건설업	488	11.8
도매 및 소매업	548	13.2
숙박 및 음식업	37	0.9
운수업	159	3.8
부동산 및 임대업	357	8.6
사업서비스업	153	3.7
오락, 문화 및 운동관련 서비스업	75	1.8
기타공공, 수리 및 개인서비스업	48	1.2
기타	52	1.3
합계	4,142	100.0

주) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

간략히 살펴보면 다음과 같다.

<표 2>를 보면, AEM인 DA^{ROA} 는 외부감사 직전 연도의 평균(중위수)이 0.119(0.012)이고 외부감사 첫해연도에는 0.014(0.005)로 두 시점 모두 양(+)의 값이지만, 외부감사연도에는 유의하게 감소된 결과로 나타났다. REM 측정치 $RM1^{ROA}$ 는 직전연도 평균(중위수)이 0.102(0.002)에서 첫해연도에 -0.033(-0.013)으로 양(+)에서 음(-)으로 전환되어 유의한 감소를, $RM2^{ROA}$ 의 경우도 이와 유사한 결과를 보이고 있다. 이는 비상장중소기업에서 외부감사를 처음으로 받는 기업들의 발생액에 기초한 이익조정이나 실제 이익조정 모두 외부감사 효과에 의해 감소되었음을 나타낸다. 그러나 이 결과는 단순 차이검증 결과이므로, 이익조정 영향에 미치는 일정변수들을 통제된 후 다변량 회귀분석을 통한 검증될 필요가 있다.

평균을 중심으로 살펴보면, Big 4 감사인에 대한 선임비율($BIG4$)이 평균 12.1%로 나타나고 있어 처

음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업에서 Big 4 감사인의 선임 수준은 낮은 편이다. 기업규모($SIZE$)는 외부감사 직전연도보다 첫해연도에 크게 증가된 결과로 나타났다. 부채비율(LEV)은 직전연도 평균이 0.723에서 첫해연도에 들어 0.720으로 소폭 감소되었다. 영업현금흐름(CFO)은 직전연도 평균이 -0.004로 음(-)의 값이 첫해연도에는 0.061로 양(+)의 전환을 가져온 반면, 중위수는 반대의 결과였다. 전기 발생액(TA)은 외부감사 직전연도보다 첫해연도에 평균과 중위수 모두 감소되었고, 매출액 성장률(GRW)은 직전연도의 평균이 0.673에서 첫해연도에는 절반 이상 감소된 0.296으로 나타나 외부감사연도에 성장성은 둔화되었다. 손실발생여부($LOSS$)는 외부감사 전후에 큰폭의 변화없이 표본의 20% 정도로 나타났다. 자본잠식여부($NEGE$)는 표본의 평균이 10% 이내이고, 자본금이 10% 이상 증가한 기업($ISSUD$)은 직전연도보다 첫해연도에는 9% 정도(=0.195-0.284) 감

<표 2> 주요 변수의 기술통계 및 차이검증

변수	직전연도 표본(N=4,142)					첫해연도 표본(N=4,142)					차이검증	
	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	t 검증	W 검증
DA^{ROA}	0.119	0.012	0.695	-1.648	2.110	0.014	0.005	0.358	-1.198	1.271	8.633*** (8.800***)	3.035*** (5.684***)
RMI^{ROA}	0.102	0.002	1.270	-3.919	3.974	-0.033	-0.013	0.518	-1.739	1.997	6.330*** (6.718***)	4.484*** (2.809***)
$RM2^{ROA}$	0.108	-0.002	1.121	-2.902	3.657	-0.010	-0.005	0.555	-2.099	2.091	6.105*** (6.623***)	1.859* (3.007***)
AUDIT	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	—	—
BIG4	—	—	—	—	—	0.121	0	0.327	0	1	—	—
SIZE	15.495	15.682	0.810	9.615	20.326	16.245	16.159	0.547	13.111	20.334	49.319*** (30.236***)	60.692*** (32.325***)
LEV	0.723	0.750	0.234	0.053	1.595	0.720	0.739	0.251	0.049	1.778	0.468 (2.253**)	1.808* (3.364***)
CFO	-0.004	0.062	0.455	-1.217	0.746	0.051	0.047	0.221	-0.567	0.613	7.100*** (2.135**)	1.826* (6.655***)
TA_{t-1}	0.051	0.049	0.137	-0.497	0.777	0.028	-0.003	0.206	-0.536	0.559	6.042*** (1.519)	17.792*** (11.151***)
GRW	0.673	0.365	1.028	-1.131	3.510	0.296	0.161	0.635	-1.295	2.122	20.118***	16.477***
LOSS	0.208	0	0.406	0	1	0.205	0	0.404	0	1	0.380	0.380
NEGE	0.084	0	0.277	0	1	0.094	0	0.292	0	1	1.660*	1.659*
ISSUD	0.284	0	0.451	0	1	0.195	0	0.396	0	1	9.559***	9.507***
AOPN	—	—	—	—	—	0.409	0	0.491	0	1	—	—
FIS	0.031	0	0.174	0	1	—	—	—	—	—	—	—
GROUP	0.356	0	0.479	0	1	—	—	—	—	—	—	—

주1) 변수의 정의: DA^{ROA} = t년도 수정된 Jones모형으로 추정(Dechow et al. 1995) 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), RMI^{ROA} = t년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin(2010))= $abPROD+abDE \times (-1)$, $RM2^{ROA}$ = t년도 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정 후, 기업성과를 대응한 ROA 성과대응 실제 이익조정(Cohen and Zarowin(2010))= $abCFO \times (-1)+abDE \times (-1)$, **AUDIT**= t년도 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업의 첫해연도이면 1, 직전연도이면 0, **BIG4**= t년도 피감사기업의 감사인이 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0, **SIZE**= t년도 기초총자산의 자연로그 값, **LEV**= t년도 부채비율(=총부채/총자산), **CFO**= t년도 영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산, **TA**= t년도 전기 총발생액(=[당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름]/기초총자산), **GRW**= t년도 매출액의 성장률(=[매출액_t-매출액_{t-1}]/총자산_{t-1}), **LOSS**= t년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0, **NEGE**= t년도 자본잠식기업이면 1, 아니면 0, **ISSUD**= t년도 추가출자와 관련하여 자본금의 변동이 10% 이상이면 1, 아니면 0, **AOPN**= t년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0, **FIS**= t-1년도 12월 이외의 결산법인이면 1, 아니면 0, **GROUP**= t-1년도 기업집단에 소속된 기업이면 1, 아니면 0임.

주2) 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 보고함.

주3) 차이검증에서 괄호밖의 수치는 직전연도 표본과 첫해연도 표본의 주요 변수간 차이검증결과를, 괄호안의 수치는 변동변수로 측정된 변수의 '0'과의 차이검증 결과를 보고함.

주4) 2001년부터 2008년까지 자료를 통합하여 보고함.

<표 3> 강제감사 vs 자율감사 표본의 변수간 차이검증

변수	구분	직전연도 표본(N=4,142)						첫해연도 표본(N=4,142)					
		강제감사 (N=3,900)		자율감사 (N=242)		차이검증		강제감사 (N=3,900)		자율감사 (N=242)		차이검증	
		평균	중위수	평균	중위수	t 검증	W 검증	평균	중위수	평균	중위수	t 검증	W 검증
DA^{ROA}		0.130	0.015	-0.070	-0.070	4.354***	3.997***	0.017	0.005	-0.040	-0.010	2.398***	1.578
RMI^{ROA}		0.122	0.011	-0.215	-0.124	4.013***	5.182***	-0.029	-0.011	-0.093	-0.084	1.855*	2.260**
$RM2^{ROA}$		0.122	0.004	-0.112	-0.073	3.158***	3.846***	-0.006	-0.002	-0.084	-0.010	2.147**	3.818***
ΔDA^{ROA}		—	—	—	—	—	—	-0.113	-0.031	0.030	0.005	2.821***	2.016**
ΔRMI^{ROA}		—	—	—	—	—	—	-0.151	-0.010	0.123	0.105	3.196***	3.747***
$\Delta RM2^{ROA}$		—	—	—	—	—	—	-0.128	-0.018	0.028	0.006	2.036***	0.741
$BIG4$		—	—	—	—	—	—	0.115	0	0.219	0	4.801**	4.788***
$SIZE$		15.543	15.694	14.735	15.063	15.472***	15.296***	16.301	16.182	15.333	15.514	29.372***	22.058***
LEV		0.726	0.753	0.667	0.689	3.835***	4.277***	0.723	0.743	0.686	0.625	2.223**	3.188***
CFO		-0.008	0.062	0.052	0.066	1.985**	0.756	0.049	0.047	0.088	0.077	2.637***	1.937**
TA_{t-1}		0.053	0.049	0.021	0.037	3.593***	2.668***	0.031	-0.001	-0.029	-0.029	4.490***	3.650***
GRW		0.652	0.349	1.013	0.606	5.323***	4.331***	0.207	0.145	0.787	0.625	12.654***	9.767***
$LOSS$		0.204	0	0.277	0	2.717***	2.715***	0.032	0	0.174	0	1.239	1.239
$NEGE$		0.084	0	0.083	0	0.065	0.065	0.096	0	0.070	0	1.312	1.312
$ISSUD$		0.276	0	0.401	0	4.162***	4.153***	0.184	0	0.376	0	7.381***	7.333***
$AOPN$		—	—	—	—	—	—	0.405	0	0.471	0	2.041**	2.041**
FIS		—	—	—	—	—	—	0.033	0	0.012	0	1.746*	1.746*
$GROUP$		—	—	—	—	—	—	0.357	0	0.335	0	0.716	0.716

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음. 단, $\Delta DA^{ROA} = t$ 년도 성과대응 재량적 발생액의 변동($=DA^{ROA}_t - DA^{ROA}_{t-1}$), $\Delta RM^{ROA} = t$ 년도 실제 이익조정의 변동($=RM^{ROA}_t - RM^{ROA}_{t-1}$)임.

주2) 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 보고함.

주3) 2001년부터 2008년까지 자료를 통합하여 보고함.

소되었다.

감사의견(AOPN)은 평균이 40.9%로 나타나 적정 이외의 감사의견의 비중이 매우 높은 수준이다. 즉 처음으로 외부감사를 받은 기업들이 기업회계기준을 위배하여 재무제표를 작성한 기업들이 매우 많음을 의미한다. 12월 이외의 결산법인(FIS)은 표본의 평균 3.1%로, 기업집단에 속한 계열기업(GROUP)의 평균은 35.6%로 나타났다.

<표 3>을 보면, 표본 4,142개 기업/연 자료 중 강제감사 표본수가 3,900개 기업/연이고, 자율감사는 242개 기업/연 자료이다. 즉 94.2%(=3,900/4,142개)가 강제감사 표본이고, 나머지 5.8%가 자율감사 표본을 나타낸다.

감사미필 직전연도에서 강제감사 표본의 이익조정 측정치들(DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$)은 평균과 중위수 모두 양(+)의 값을 보이는 반면, 자율감사 표본은 모두 음(-)의 값이다. 한편, 외부감사 첫해연도에 들어서는 강제감사 표본의 AEM과 REM 측정치 모두 이익조정 수준이 직전연도보다 감소되었고, 특히 REM은 양(+)에서 음(-)으로 전환되었다. 반면, 자율감사 표본은 직전연도와 같이 외부감사 첫해연도에도 AEM과 REM 음(-)의 값이며, 직전연도보다 외부감사 첫해연도에 음(-)의 이익조정 수준이 AEM과 REM 모두 감소되고 있다. 이를 변동변수(ΔDA^{ROA} , $\Delta RM1^{ROA}$, $\Delta RM2^{ROA}$)로 살펴보면, 강제감사 표본의 ΔDA^{ROA} , $\Delta RM1^{ROA}$, $\Delta RM2^{ROA}$ 의 평균(중위수)이 각각 $-0.113(-0.031)$, $-0.151(-0.010)$, $-0.128(-0.018)$ 로 유의하게 감소되고 있는 반면, 자율감사 표본은 $0.030(0.005)$, $0.123(0.105)$, $0.028(0.006)$ 로 오히려 증가되고 있다. 이들 변동변수간의 집단간 차이는 통계적으로 유의하다.

한편, 강제감사와 자율감사 표본에서 통제변수를

보면, 외부감사 직전연도에 NEGE를 제외하면 모두 평균적인 차이를 보이며, 외부감사 첫해연도는 NEGE, LOSS, GROUP를 제외하면 유의한 차이를 보인다. 즉 강제감사 기업이 자율감사 기업에 비해 기업규모 및 총발생액 수준이 크고, 부채비율이 높고, 12월 이외의 결산법인의 비중이 더 높지만, 영업현금흐름은 적고, 성장성, 손실발생비율 및 비적정의견 비율이 상대적으로 더 낮고, 전기 대비 자본금의 증가는 더 낮은 수준이었다.

4.2 상관관계 분석

<표 4>에는 모형식에 사용된 주요 변수들의 피어슨 상관관계 결과를 보고하였다. Panel A에는 식(1)과 식(2)의 주요 변수들의 결과를, Panel B에는 식(3)의 변수들의 결과를 각각 나타내었다.

Panel A를 보면, 이익조정 측정치(DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$) 모두는 관심변수 AUDIT와 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있으며, MANA와는 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 이는 외부감사 직전연도보다 첫해연도에는 AEM과 REM을 통한 이익조정 모두 외부감사연도에 감소된다는 결과이고, 또한 강제감사 기업이 자율감사 기업보다 전반적으로 이익조정 수준이 유의하게 더 높다는 결과이다. 그러나 이러한 결과는 단순 상관계수를 살펴본 것이며, 종속변수인 이익조정 측정치에 영향을 미치는 여러 변수를 통제한 후 다변량 회귀분석을 통해 검증결과를 확인할 필요가 있다. 한편, 재량적 발생액과 실제 이익조정 간에는 양(+)의 상관성을 가지고 있어 대체성 보다는 상호 보완적인 관계에 있음을 알 수 있다.

종속변수 DA^{ROA} 와 통제변수간의 관계를 보면, TA_{t-1} 를 제외하면 나머지 모두 유의한 상관성이 있

<표 4> 변수간 상관관계

Panel A : 수준변수													
변수	DA^{ROA}	$RM1^{ROA}$	$RM2^{ROA}$	AUDIT	MANA	SIZE	LEV	CFO	TA_{t-1}	GRW	LOSS	NEGE	ISSUD
DA^{ROA}	1												
$RM1^{ROA}$	0.256***	1											
$RM2^{ROA}$	0.722***	0.498***	1										
AUDIT	-0.094***	-0.068***	-0.067***	1	1								
MANA	0.054***	0.048***	0.041***	0.000	1								
SIZE	-0.184***	-0.136***	-0.138***	0.476***	0.265***	1							
LEV	0.128**	0.092***	0.112***	-0.005	0.047***	0.083***	1						
CFO	-0.670***	-0.253***	-0.580***	0.078***	-0.032***	0.177***	-0.280***	1					
TA_{t-1}	-0.014	-0.071***	-0.026**	-0.066***	0.063***	0.134***	-0.068***	0.074***	1				
GRW	-0.083***	-0.055***	-0.112***	-0.216***	-0.118***	-0.292***	0.023**	0.091***	0.010	1			
LOSS	0.152***	0.097***	0.168***	-0.004	-0.012	-0.034***	0.433***	-0.290***	-0.061***	-0.144***	1		
NEGE	0.173***	0.150***	0.183***	0.018*	0.011	0.088***	0.563***	-0.261***	-0.001	-0.072***	0.501***	1	
ISSUD	0.021**	-0.017	-0.003	-0.104***	-0.087***	-0.192***	0.022	-0.060***	-0.042***	0.127***	0.040***	-0.072***	1

Panel B : 변동변수																
변수	ΔDA^{ROA}	$\Delta RM1^{ROA}$	$\Delta RM2^{ROA}$	VOLA	BIG4	$\Delta SIZE$	ΔLEV	ΔCFO	ΔTA_{t-1}	GRW	LOSS	NEGE	ISSUD	AOPN	FIS	GROUP
ΔDA^{ROA}	1															
$\Delta RM1^{ROA}$	0.271***	1														
$\Delta RM2^{ROA}$	0.760***	0.449***	1													
MANA	-0.044***	-0.050***	-0.032***	1												
BIG4	0.016	0.037**	0.014	0.074***	1											
$\Delta SIZE$	0.045***	-0.058***	-0.011	0.255***	0.051***	1										
ΔLEV	-0.081***	-0.049***	-0.045***	0.019	-0.031**	0.121***	1									
ΔCFO	-0.387***	0.071***	-0.376***	-0.007	0.004	-0.178***	-0.114***	1								
ΔTA_{t-1}	-0.198***	-0.153***	-0.113***	-0.011	-0.001	0.007	-0.003	0.072***	1							
GRW	-0.051***	-0.017	-0.057***	0.193***	0.084***	0.355***	0.002	0.067***	0.029*	1						
LOSS	-0.164***	-0.187***	-0.155***	-0.019	0.059***	0.003	0.170***	-0.064***	0.104***	-0.143***	1					
NEGE	-0.237***	-0.266***	-0.256***	-0.020	0.007	0.044***	0.169***	-0.024	0.095***	-0.064***	-0.065***	1				
ISSUD	0.047***	0.028*	0.041***	0.114***	0.013	0.162***	-0.067***	-0.016	-0.011	0.108***	-0.006	-0.065***	1			
AOPN	0.063***	0.078***	0.070***	0.032**	-0.025	-0.065***	-0.001	-0.012	-0.015	-0.011	-0.046***	-0.075***	0.034**	1		
FIS	0.043***	0.046***	0.038***	-0.027*	0.064***	-0.064***	0.003	-0.015	-0.008	-0.022	-0.002	-0.015	0.002	0.017	1	
GROUP	0.019	-0.030**	0.001	-0.011	0.119***	0.065***	-0.033***	-0.026*	0.018	0.066***	0.066***	0.016	-0.006	-0.106***	-0.007	1

주1) 피어슨 상관계수를 보고함. 단, Panel A는 식(1)에 대한 변수들 간의 상관계수(N=8,284)를, Panel B는 식(3)에 대한 변수들 간의 상관계수(N=4,142)를 보고함.

주2) 변수의 정의는 <표 2>와 <표 3>의 하단을 참조. 단, MANA= t년도 외감법상 직전년도 총자산이 70억원 이상으로 외부감사가 강제화되어 처음으로 감사를 받은 강제감사 기업이면 1, 70억원 이하의 자발적 의사에 따라 처음으로 외부감사를 받은 자율감사 기업이면 0임.

주3) 2001년부터 2008년까지 8년간의 자료를 통합하여 보고함.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

으며, $RM1^{ROA}$ 및 $RM2^{ROA}$ 의 경우는 ISSUD를 제외하면 나머지 모두 유의한 상관성을 가지고 있다. 그리고 NEGE는 LEV와 LOSS와 각각 56.3%와 50.1%의 높은 양(+)의 상관성이 존재하여 회귀분석시에 변수간 다중공선성(multicollinearity) 문제를 확인할 필요가 있다.

식(3)에 대한 Panel B를 보면, MANA는 이익조정 측정치(DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$) 모두와 유의한 음(-)의 값으로 나타나고 있다. 이는 외부감사를 받은 강제감사 기업이 자율감사기업에 비해 평균적으로는 AEM 및 REM의 변동이 더 감소되었다는 결과이다. 다시 말해서 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업은 자율감사 기업보다 강제감사 기업이 이익조정의 감소폭이 더 높다는 결과이다. 종속변수가 ΔDA^{ROA} 의 경우 BIG4와 GROUP를 제외하면 나머지 변수들 모두는 유의한 상관성을 가지고 있으며, 종속변수가 $\Delta RM1^{ROA}$ 변수는 GRW를 제외하면, $\Delta RM2^{ROA}$ 변수는 BIG4, $\Delta SIZE$, GROUP를 제외하면 나머지 통제변수들과 유의한 상관성을 가지고 있다.

4.3 분석결과

식(1)과 식(2)의 모형식을 이용하여 가설 1과 2를 검증한 회귀분석 결과는 각각 <표 5>와 <표 6>와 같다. 가설 1과 2를 검증하기 위하여 사용된 표본은 외부감사 직전연도와 첫해연도의 자료가 이용되었고, 모두 수준변수 모형의 결과이다.

모형 1, 2, 3은 각각 이익조정 측정치 중 종속변수가 DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$ 인 경우이다. 또한 왼쪽란에는 전체표본의 결과를, 중앙과 오른쪽란에는 각각 강제감사와 자율감사 표본의 결과를 보고하였다. 그리고 산업($SIND$)과 연도(SYD) 더미변수는 회귀분석시에 포함되었으나, 지면상 표보고의 간결화를 위하여 생략한다. 따라서 본 연구의 결과는 산업별 차이와 연도별 차이가 통제된 후의 검증결과이다.

가설 1과 관련된 <표 5>의 회귀분석 결과를 보면, F 값은 추정모형들 모두 1% 이내에서 유의한 수준이어서 식(1)에 제시된 모형설정에 적합성이 있음을 나타낸다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 종속변수 DA^{ROA} , $RM2^{ROA}$, $RM1^{ROA}$ 순으로 각각 46.8%, 37.3%, 11.4%로 높게 나타났다. 이러한 사항은 강제감사와 자율감사 표본에서도 일관된 결과로 나타났다.

전체표본에서 관심변수 AUDIT의 계수는 이익조정 측정치(DA^{ROA} , $RM1^{ROA}$, $RM2^{ROA}$)에 대해 일정한 변수를 통제된 후에도 음(-)의 값이지만, <표 4>의 단순 상관관계의 결과와 달리 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 전체표본을 강제감사와 외부감사로 나눈 경우 역시 전체표본의 결과와 차이가 없다.²³⁾ 즉 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업은 감사미필 직전연도보다 외부감사 첫해연도에 AEM이나 REM을 이용한 이익조정 모두, 또한 강제감사여부에 상관없이 평균적으로는 이익조정 수준이 억제되지 않는 것이다.²⁴⁾ 따라서 선행연구를 다

23) 모형식에서 변수들간에 다중공선성 문제가 있는가를 VIF 값으로 확인해 보았다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상을 상회하면 변수들간의 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 5>에서 예로, 모형 1, 2, 3의 경우 VIF의 최대값은 모두 NEGE 변수로 그 값이 1.853에 불과하였다. 이러한 사실에 기초할 때 본 연구에서 제시된 모형식에서 변수들간의 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 의미한다.

24) <표 4>에서 다른 변수와 상관성이 높았던 NEGE 변수를 모형식에서 제외한 후 분석해도 주된 관심변수 AUDIT의 결과는 <표 5>와 질적으로 유사한 결과였다.

<표 5> 처음으로 외부감사 받은 비상장중소기업의 외부감사 효과에 대한 회귀분석 결과: 수준변수 모형

구분 변수	예상 부호	외부감사 전체표본(N=8,284)			강제감사 표본(N=7,800)			자율감사 표본(N=484)		
		모형 1 (dep: DA^{ROA})	모형 2 (dep: RMI^{ROA})	모형 3 (dep: RMZ^{ROA})	모형 1 (dep: DA^{ROA})	모형 2 (dep: RMI^{ROA})	모형 3 (dep: RMZ^{ROA})	모형 1 (dep: DA^{ROA})	모형 2 (dep: RMI^{ROA})	모형 3 (dep: RMZ^{ROA})
절편	?	1.245 (10.613***)	2.649 (9.995***)	1.532 (7.535***)	1.629 (12.712***)	3.564 (12.429***)	2.055 (9.330***)	-0.740 (2.076**)	-2.306 (-2.392**)	-1.643 (-2.066**)
AUDIT	-	-0.011 (-1.071)	-0.037 (-1.559)	-0.016 (-0.882)	0.002 (0.148)	-0.002 (-0.062)	0.002 (0.110)	-0.005 (-0.156)	0.013 (0.141)	-0.018 (-0.233)
SIZE	-	-0.060 (-8.100***)	-0.152 (-9.137***)	-0.077 (-6.012***)	-0.084 (-10.346***)	-0.209 (-11.540***)	-0.108 (-7.812***)	0.053 (2.351***)	0.123 (2.027**)	0.093 (1.860*)
LEV	+/-	-0.149 (-6.293***)	-0.017 (-0.316)	-0.208 (-5.057***)	-0.171 (-6.975***)	-0.054 (-0.981)	-0.249 (-5.904***)	-0.122 (-1.403)	0.055 (0.232)	0.177 (0.915)
GRW	+	-0.026 (-4.612***)	-0.068 (-5.362***)	-0.071 (-7.305***)	-0.023 (-3.931***)	-0.057 (-4.349***)	-0.068 (-6.776***)	-0.030 (-1.752*)	-0.091 (-1.954**)	-0.060 (-1.559)
CFO	-	-1.064 (-74.626***)	-0.504 (-15.642***)	-1.404 (-57.186***)	-1.071 (-72.416***)	-0.547 (-16.520***)	-1.432 (-56.364***)	-0.798 (-16.049***)	0.479 (3.561***)	-0.970 (-8.737***)
TA_{t-1}	-	0.159 (5.924***)	-0.320 (-5.264***)	0.113 (2.432***)	0.167 (5.991***)	-0.329 (-5.268***)	0.122 (2.547***)	0.049 (0.555)	0.066 (0.275)	0.162 (0.821)
LOSS	+	-0.078 (-5.763***)	-0.106 (-3.465***)	-0.042 (-1.774*)	-0.055 (-3.911***)	-0.093 (-2.960***)	-0.021 (-0.878)	-0.301 (-6.622***)	-0.023 (-0.185)	-0.169 (-1.659*)
NEGE	+	0.108 (5.100***)	0.275 (5.730***)	0.239 (6.472***)	0.118 (5.404***)	0.306 (6.260***)	0.252 (6.715***)	0.051 (0.633)	0.059 (0.271)	0.070 (0.395)
ISSUD	+	-0.033 (-3.060***)	-0.093 (-3.828***)	-0.079 (-4.213***)	-0.029 (-2.572***)	-0.082 (-3.273***)	-0.074 (-3.849***)	0.006 (0.158)	0.045 (0.469)	0.018 (0.229)
ΔIND	?	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΔYD	?	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
adj. R^2		0.468	0.114	0.373	0.479	0.133	0.388	0.410	0.088	0.176
F 값		348.185***	51.813***	235.120***	343.057***	57.738***	236.819***	16.964***	3.225***	5.912***

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 <표 3>의 하단과 동일함.
 주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주3) 분석기간 2001년부터 2008년을 대상으로 식(1)의 모형식의 결과임.
 주4) 외부감사 직전연도와 첫해연도 자료를 이용함.
 주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

시 재검증하여 분석해 본 가설 1의 경우 전체표본, 강제감사 표본 및 자율감사 표본 모두에서 가설 1이 지지되지 않았다.

한편, 본 연구에서 강제감사 표본이면서 AEM의 결과는 강선민과 황인태(2007)의 결과와는 일치되지 않는다.²⁵⁾ 이러한 결과가 나타난 이유로는 강선민과 황인태(2007)와 본 연구의 검증기간 및 표본의 차이에서 기인되기 때문으로 평가된다.

통계변수의 결과는 전체표본으로 볼 때 종속변수가 RMI^{ROA} 인 경우 LEV 를 제외하면 이익조정 측정치와 대부분 유의한 관계를 가지고 있다. 이러한 사항은 강제감사 표본과 일치되며, 자율감사 표본과는 차이가 보인다. 즉 자율감사 표본은 $SIZE$, GRW , CFO , $LOSS$ 만 유의한 결과로 나타났다.

$SIZE$ 는 전체표본과 강제감사 표본에서 이익조정 측정치에 대해 유의한 음(-)의 값을 보이는 반면, 자율감사 표본은 유의한 양(+)의 값이다. 즉 강제감사 기업들과 자율감사 기업들의 기업규모에 따른 이익조정 유인에 차이가 있음을 나타낸다. LEV 는 전체표본이나 강제감사 표본 중 DA^{ROA} 과 RMZ^{ROA} 에서 유의한 음(-)의 값이다. DA^{ROA} 의 결과는 재량적 발생액을 이용하여 분석한 국내 기존 연구들의 결과와 일치한다. CFO 의 결과는 이익조정 측정치들과 유의한 음(-)의 값으로 나타나 현금흐름이 적은 비상장중소기업들일수록 AEM이나 REM을 이용한 이익조정 수준이 높았다.

TA 는 전체표본과 강제감사 표본에서 유의한 계

수 값을 보이며, RMI^{ROA} 만 일반적인 예상과 일치된 결과를, DA^{ROA} 및 RMZ^{ROA} 에서는 오히려 유의한 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 특히 전기 발생액이 AEM과 유의한 양(+)의 관계를 가진다는 것은 발생액을 통한 이익조정이 차기 이후에도 계속적으로 증가되는 방향으로 수행됨을 의미한다. $LOSS$ 는 이익조정 측정치들과 유의한 음(-)의 관계로 나타나고 있다. 이는 손실보고기업과 이익보고기업간에 이익조정에 차이가 있음을 나타낸다. $NEGE$ 는 전체표본과 강제감사 표본에서 이익조정 측정치들과 유의한 양(+)의 값을 가지고 있다. 즉 재무적으로 어려운 기업들에서 보고이익을 상향조정할 유인이 높다는 결과이다(DeAngelo et al. 1994). $ISSUD$ 의 결과는 전체표본과 강제감사 표본에서 유의한 음(-)의 값으로 나타나 상장기업의 결과와는 대조적이다(박종일과 박수근 2007; 최관과 백원선 1999 등).

가설 2를 검증한 회귀분석 결과는 <표 6>에 나타내었다. $AUDIT$ 과 $MANA$ 의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값으로 나타나고 있으나, 관심변수인 $AUDIT*MANA$ 의 회귀계수는 모형 1, 2, 3의 종속변수 모두 이익조정에 미치는 일정변수를 통제한 후에도 유의한 음(-)의 값을 가지고 있다.²⁶⁾ $MANA$ 의 계수가 DA^{ROA} , RMI^{ROA} , RMZ^{ROA} 에 대해 일정변수를 통제한 후에도 유의한 양(+)의 값으로 나타난 것은 처음으로 외부감사를 받은 강제감사 기업들이 AEM이나 REM을 동시에 사용하여 보고

25) 한편, 강선민과 황인태(2007)의 연구에서 제시된 종속변수에 성과미대용 재량적 발생액으로 분석하더라도 $AUDIT$ 의 결과는 <표 5>의 결과와 질적으로 유사하였다.

26) 만일 강제감사 표본에 대한 사항을 자율감사 표본으로 대체하여 분석하면, 즉 $MANA$ 대신 $VOLA$ (자율감사 표본에 해당되면 1, 강제감사 표본에 해당되면 0인 더미변수)으로 회귀분석을 수행하면, $AUDIT$ 의 계수(t 값)는 $-0.009(-0.787)$ 이고, $VOLA$ 의 계수(t 값)는 $-0.188(-6.853)$ 을, 그리고 상호작용 변수인 $AUDIT*VOLA$ 의 계수(t 값)는 $0.118(3.113)$ 으로 나타난다. 즉 상호작용 변수의 결과는 $MANA$ 와 $VOLA$ 의 결과가 상호 일치되게 계수 값은 같으나 부호가 반대로 나타남을 알 수 있다. 한편, 상호작용 변수가 추가되어 다중공선성이 높은지를 확인해 본 결과, VIF의 최대값은 $VOLA$ 변수로서 2.116에 불과하였다.

<표 6> 처음으로 외부감사 받은 비상장중소기업의 외부감사 효과에 대한 회귀분석 결과:
수준변수 모형에서 상호작용 변수가 고려된 경우

변수	구분 예상 부호	전체표본(N=8,284)		
		모형 1 (dep: DA^{ROA})	모형 2 (dep: RMI^{ROA})	모형 3 (dep: $RM2^{ROA}$)
절 편	?	1.257 (10.541***)	2.687 (9.970***)	1.539 (7.430***)
AUDIT	-	0.109 (2.954***)	0.209 (2.494***)	0.123 (1.917**)
MANA	?	0.188 (6.853***)	0.405 (6.508***)	0.207 (4.323***)
AUDIT*MANA	?	-0.118 (-3.113***)	-0.238 (-2.784***)	-0.137 (-2.085**)
SIZE	-	-0.072 (-9.431***)	-0.179 (-10.400***)	-0.090 (-6.781***)
LEV	+/-	-0.157 (-6.615***)	-0.033 (-0.612)	-0.216 (-5.251***)
GRW	+	-0.024 (-4.255***)	-0.063 (-5.011***)	-0.069 (-7.079***)
CFO	-	-1.059 (-74.345***)	-0.492 (-15.288***)	-1.408 (-56.920***)
TA_{t-1}	-	0.160 (5.979***)	-0.318 (-5.245***)	0.115 (2.460***)
LOSS	+	-0.074 (-5.456***)	-0.097 (-3.170***)	-0.037 (-1.572)
NEGE	+	0.114 (5.394***)	0.289 (6.014***)	0.245 (6.647***)
ISSUD	+	-0.031 (-2.898***)	-0.089 (-3.667***)	-0.077 (-4.114***)
ΣIND	?	포함	포함	포함
ΣYD	?	포함	포함	포함
adj. R^2		0.471	0.119	0.374
F 값		322.058***	49.635***	216.019***

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 <표 3>의 하단과 동일함.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

주3) 분석기간 2001년부터 2008년을 대상으로 식(2)의 모형식의 결과임.

주4) 외부감사 직전연도와 첫해연도 자료를 이용함.

주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이익을 상향조정한다는 결과이다.²⁷⁾ 그러나 *AUDIT***MANA*의 상호작용(interactive term) 변수의 결과에서는 자율감사 기업들과 비교할 때 상대적으로 강제감사 기업들은 처음으로 외부감사를 받으면 직전연도에 비해 AEM이나 REM 수준이 모두 감소되어 외부감사의 개선 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 자발적인 외부감사의 수요를 가지고 있는 비상장중소기업들보다 강제감사 기업들의 경우에서 외부감사를 통한 회계투명성의 개선 효과가 더 뚜렷하다는 발견이다.

통제변수의 결과는 <표 5>의 결과와 질적으로 유사한 결과로 나타나 지면상 별도의 설명은 생략한다.

<표 7>은 가설 2에 대한 사항으로 <표 6>과 달리 식(3)의 변동변수 모형을 이용하여 분석된 회귀분석 결과이다. 분석 자료는 변동변수의 특성상 외부감사 첫해연도의 자료가 이용되었다. 가설 2와 관련한 관심사항은 *MANA*의 결과이다.

<표 7>을 보면, *F* 값은 추정모형들 모두 1% 이내에서 유의한 수준이며, 그러한 점에서 식(3)의 모형설정은 적합성이 있다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 종속변수가 ΔDA^{ROA} , $\Delta RM2^{ROA}$, $\Delta RM1^{ROA}$ 순으로 각각 30.5%, 27.4%, 14.9%로 높게 나

타났다.

관심변수 *MANA*의 계수는 이익조정 측정치(ΔDA^{ROA} , $\Delta RM1^{ROA}$, $\Delta RM2^{ROA}$)에 대해 일정변수를 통제된 후에도 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지고 있다.²⁸⁾ 따라서 변동변수 모형으로 측정된 결과는 앞서 수준변수 모형으로 분석된 <표 6>의 결과와 일치된 결과로 나타났다.²⁹⁾ 즉 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업 중 강제감사 기업들이 자율감사 기업들에 비해 감사미필 직전연도보다 외부감사 첫해연도에서 AEM 및 REM의 변동 측정치 모두 전기 대비 이익조정 변동 폭이 유의하게 더 감소되었다는 결과이다.

이러한 결과로 볼 때 앞서 가설 1에서 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업들의 이익조정 측정치를 통해 살펴본 외부감사 효과는 강제감사 기업이나 자율감사 기업 모두 평균적으로는 유의한 결과가 나타나지 않아서 가설이 지지되지 않았지만, 강제감사와 자율감사 기업 간의 이익조정 측정치를 이용하여 외부감사 효과에 차이가 있는가를 알아본 결과에서는 강제감사 기업이 자율감사 기업에 비해 상대적으로 외부감사 효과가 더 크다는 결과가 관찰되었다. 이러한 결과는 수준변수와 변동

27) <표 6>의 모형 1에 대한 추가분석으로 식(5)에서 상수항을 포함한 후 검증한 결과에 따르면, 관심변수인 *AUDIT***MANA*의 계수값(*t* 값)은 -0.139(-3.710)로 1% 유의수준에서 유의한 결과로 나타나 모형 1에 보고된 모형식에서 상수항이 제외된 결과와 질적으로 차이가 없었다. 한편, <표 6>의 경우 REM 측정치는 Cohen and Zarowin(2010)의 측정방법에 따라 측정된 $RM1^{ROA}$ 과 $RM2^{ROA}$ 의 결과를 중심으로 보고하였다. 식(2)에 대하여 세 가지 REM의 개별 측정치를 분석한 결과에 따르면, $abCFO^{ROA}$, $abPROD^{ROA}$, $abDE^{ROA}$ 중 $abPROD^{ROA}$ 에서만 통계적으로 유의한 계수값이 관찰되었다. $abPROD^{ROA}$ 의 계수값(*t* 값)은 -0.231(-3.745)로 나타나, <표 6>의 결과는 주로 비정상 생산원가에 기인된 결과였다. 이러한 결과는 <표 7>에서 변동변수로 측정된 경우에도 질적으로 유사한 결과로 나타났다.

28) 모형식에서 변수들간에 다중공선성의 문제가 있는지를 VIF 값으로 확인하였다. <표 7>에서 예로, 모형 1, 2, 3의 경우 VIF의 최대 값은 *NEGE* 변수로 그 값이 1.517에 불과하여 변수들 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 나타났다.

29) 식(3)에서 $\Delta SIZE$ 와 *GRW*는 성장성을 나타내는 변수이므로, 이중 *GRW*를 제외한 후 추가분석을 실시해 보았다. 그 결과에 따르면, 모형 1에서 관심변수인 *MANA*의 계수값(*t* 값)은 -0.096(-2.145)으로, 모형 2와 3의 경우는 각각 -0.239(-2.828)와 -0.150(-2.174)으로 <표 7>의 결과와 차이를 보이지 않았다. 또한 *GRW*를 포함하고 $\Delta SIZE$ 를 제외한 후 분석하여도 질적으로 차이가 없었다. 또한 *BIG4*와 변동변수인 $\Delta SIZE$, ΔLEV , ΔCFO , ΔTA_{t-1} 만을 모형식에 고려하고 식(3)의 나머지 변수를 제외한 경우에서도 앞서의 결과들과 차이가 관찰되지 않았다. 즉, 모형 1부터 3까지 각각 *MANA*의 계수값(*t* 값)은 -0.094(-2.102), -0.0242(-2.847), -0.153(-2.197)로 나타났다. 그리고 식(5)에서 상수항을 포함한 후 측정된 AEM의 경우에도 모형 1에서 *MANA*의 결과는 -0.101(-2.293)로 <표 7>의 결과와 질적으로 차이가 나타나지 않았다.

<표 7> 강제와 자율 감사 효과간 비교분석 결과: 변동변수 모형

변수	구분	예상 부호	첫해연도 표본(N=4,142)		
			모형 1 (dep: ΔDA^{ROA})	모형 2 (dep: $\Delta RM1^{ROA}$)	모형 3 (dep: $\Delta RM2^{ROA}$)
절편			0.069 (1.161)	-0.064 (-0.580)	-0.064 (-0.580)
MANA	-/+		-0.109 (-2.442***)	-0.265 (-3.176***)	-0.166 (-2.410***)
<i>BIG4</i>	-		0.035 (1.111)	0.158 (1.316)	0.158 (1.316)
$\Delta SIZE$	-		0.026 (0.011)	-0.019 (-0.265)	-0.019 (-0.265)
ΔLEV	+/-		-0.276 (-6.979***)	0.017 (0.231)	0.017 (0.231)
ΔCFO	-		-0.548 (-28.751***)	0.178 (5.010***)	0.178 (5.010***)
ΔTA_{t-1}	-		-0.074 (-9.288***)	-0.124 (-8.293***)	-0.124 (-8.293***)
<i>GRW</i>	+		-0.054 (-3.061***)	-0.107 (-3.273***)	-0.107 (-3.273***)
<i>LOSS</i>	+		-0.129 (-4.377***)	-0.230 (-4.178***)	-0.230 (-4.178***)
<i>NEGE</i>	+		-0.272 (-6.490***)	-0.875 (-11.198***)	-0.875 (-11.198***)
<i>ISSUD</i>	+		0.031 (1.209)	0.046 (0.943)	0.046 (0.943)
<i>AOPN</i>	+		0.001 (0.046)	0.042 (1.035)	0.042 (1.035)
<i>FIS</i>	-		0.107 (1.860*)	0.191 (1.777*)	0.191 (1.777*)
<i>GROUP</i>	+		0.019 (0.887)	-0.037 (-0.918)	-0.037 (-0.918)
ΣIND	?		포함	포함	포함
ΣYD	?		포함	포함	포함
<i>adj. R²</i>			0.305	0.149	0.274
<i>F 값</i>			73.780***	29.907***	63.572***

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 <표 3>의 하단과 동일함.
 주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주3) 분석기간 2001년부터 2008년을 대상으로 식(3)의 모형식의 결과임.
 주4) 외부감사 첫해연도 자료를 이용함.
 주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

변수 모형을 이용한 결과에 관계없이 가설 2는 지지된 결과로 나타났다. 따라서 외부감사 효과는 강제감사 기업과 자율감사 기업 간에 AEM과 REM을 이용한 결과 모두 유의한 차이가 존재한다는 발견이다.

BIG4의 결과는 이익조정 측정치들과 유의한 계수 값이 나타나지 않았다. 이는 비상장중소기업에서 외부감사를 처음으로 받는 기업들의 경우 Big 4나 Big 4를 제외한 감사인 간에 감사품질의 차이가 없다는 결과이다. 이 결과는 상장기업을 대상으로 한 국내 기존 연구들의 결과와 대체로 일치된 결과라 할 수 있다.

통제변수의 결과에서 이익조정 측정치들과 유의한 관련성을 보이는 변수로는 ΔLEV , ΔCFO , ΔTA , GRW , $LOSS$, $NEGE$, FIS 등이다. ΔLEV 와 REM간의 관계를 제외하면 이들의 통제변수들은 이익조정 측정치 모두와 유의한 상관성을 가지

고 있다. 즉 부채비율이 전기 대비 감소한 기업일수록 재량적 발생액을 증가하는데 반해, ΔCFO 의 결과는 AEM과 REM간에 차이를 보인다. 즉 전기 대비 영업현금흐름이 감소할수록 재량적 발생액을 증가시키는 반면에, 실제 이익조정은 오히려 감소된 결과로 나타났다. 또한 매출액 성장성이 높은 기업일수록, 손실발생기업이면, 자본잠식기업이면, 12월 결산법인이면 AEM이나 REM 모두 감소된 결과로 나타났다.

식(4)을 통해 가설 3을 검증한 회귀분석 결과는 <표 8>에 나타내었다. 통제변수의 결과는 <표 7>과 대체로 일치되어 지면상 간결성을 위하여 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다.

<표 8>을 보면, MANA의 계수는 앞서 <표 7>과 같이 이익조정 측정치들에 대해 모두 유의한 음(-)의 값을 보이며, BIG4의 결과는 종속변수가 ΔRMI^{ROA} 에서만 유의한 양(+)의 값이다. 관심변수

<표 8> 강제와 자율 감사 효과간 회귀분석 결과: 상호작용 변수가 고려된 경우

변수	구분	예상 부호	첫해연도 표본(N=4,142)		
			모형 1 (dep: ΔDA^{ROA})	모형 2 (dep: ΔRMI^{ROA})	모형 3 (dep: $\Delta RM2^{ROA}$)
MANA	-/+	-/+	-0.113 (-2.270**)	-0.209 (-2.246**)	-0.154 (-2.016**)
BIG4	-	-	0.018 (0.177)	0.339 (2.147**)	0.114 (0.746)
MANA*BIG4	-	-	0.019 (0.180)	-0.267 (-1.368)	-0.053 (-0.331)
통제변수		?	포함	포함	포함
adj. R ²			0.305	0.149	0.274
F 값			70.927***	28.835***	61.118***

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 <표 3>의 하단과 동일함.
 주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
 주3) 분석기간 2001년부터 2008년을 대상으로 식(4)의 모형식의 결과임.
 주4) 외부감사 첫해연도 자료를 이용함.
 주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

인 $MANA \cdot BIG4$ 의 계수는 이익조정 측정치들 모두 유의한 계수 값이 나타나지 않았다.³⁰⁾ 이러한 결과는 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업에 대하여 Big 4 감사인이 외부감사를 수행하더라도 외부감사 첫째연도에서 강제감사 기업이나 자율감사 기업 모두에 대한 회계불투명성을 더 효과적으로 개선시키지는 못한다는 결과이다. 따라서 가설 3은 지지되지 않았다.

4.4 추가분석: 감사인 유형별 분석결과

감사품질의 연구들에서는 상장기업을 대상으로

분석한 결과에서 재량적 발생액이나 감사보수 및 감사시간 등의 자료를 이용하면 Big 4 감사인과 Non-Big 4 감사인간에는 감사품질에 차이가 있음을 보고하였다(Caramanis and Lennox 2008; Becker et al. 1998; 나종길과 최 관 2003; 권수영과 김문철 2001; 최 관과 백원선 1998 등). 따라서 본 절에서는 추가분석으로 식(3)을 이용하여 감사인 유형(auditor type)에 따라 표본을 Big 4 감사인과 그렇지 않은 감사인으로 나누어 분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 9>와 같다.

<표 9>의 Panel A를 보면, $MANA$ 의 계수는 이익조정 측정치 중 $\Delta RM1^{ROA}$ 에서만 유의한 계수값

<표 9> 추가분석 결과 : 감사인 유형별 분석결과

Panel A : Big 4 Auditors (N=503)					
변수	구분	예상 부호	모형 1 (dep: ΔDA^{ROA})	모형 2 (dep: $\Delta RM1^{ROA}$)	모형 3 (dep: $\Delta RM2^{ROA}$)
$MANA$		-/+	-0.058 (-0.610)	-0.471 (-2.340**)	-0.123 (-0.761)
통제변수		?	포함	포함	포함
$adj. R^2$			0.398	0.110	0.284
F 값			13.155***	3.584***	9.314***
Panel A : Other Auditors (N=3,639)					
변수	구분	예상 부호	모형 1 (dep: ΔDA^{ROA})	모형 2 (dep: $\Delta RM1^{ROA}$)	모형 3 (dep: $\Delta RM2^{ROA}$)
$MANA$		-/+	-0.117 (-2.327***)	-0.212 (-2.289**)	-0.161 (-2.105**)
통제변수		?	포함	포함	포함
$adj. R^2$			0.303	0.158	0.280
F 값			67.047***	29.413***	60.037***

- 주1) 변수의 정의는 <표2>와 <표3>의 하단과 동일함.
- 주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.
- 주3) 분석기간 2001년부터 2008년을 대상으로 식(4)의 모형식의 결과임.
- 주4) 외부감사 첫째연도 자료를 이용함.
- 주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

30) 한편, <표 8>에 대해 만일 관심사항을 강제감사 대신 자율감사로 더미변수를 구성하여도 검증결과에서는 질적으로 차이가 없음을 확인하였다.

이 나타났다. 즉 Big 4 감사인이 감사하면 자율감사 기업에 비해 강제감사 기업의 경우 발생액에 기초한 이익조정 보다는 실제 이익조정의 증가 정도가 더 낮다는 결과이다. 다시 말해서 Big 4 감사인은 강제감사 기업보다 자율감사 기업의 경우 실제 이익조정의 증가에 대하여 상대적으로 덜 보수적으로 외부감사를 수행함을 나타낸다.

Panel B를 보면, MANA의 계수는 세 가지 이익조정 측정치 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 앞서 Big 4 감사인의 결과보다 Big 4를 제외한 감사인으로부터 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업들은 발생액뿐만 아니라 실제 이익조정의 변동이 자율감사 기업에 비해 강제감사 기업의 경우에서 외부감사를 수행할 때 감사 전과 비교해서 감사 후 더 감소된다는 결과이다. Panel A와 비교할 때 Panel B의 결과는 더 뚜렷한 결과를 보이고 있으며, 따라서 Big 4를 제외한 감사인이 감사하면 Big 4 감사인의 경우보다 처음으로 외부감사를 받은 강제감사 기업에 대해서는 상대적으로 더 보수적(more conservative) 감사를 수행하는데 반해, 자율감사 기업에 대해서는 상대적으로 덜 보수적 감사를 수행한다는 결과이기도 하다. 즉 감사인이 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업에 대한 회계감사를 제공하면 Big 4 감사인이나 Big 4를 제외한 감사인 모두 강제감사와 자율감사 기업에 대해서 일률적인 회계감사서비스를 제공하기 보다는 상대적으로 차별적인 감사서비스를 제공한다는 발견이다. 한편, 이 결과는 분석범위와 방법은 다르지만 강선민과 황인태(2007)의 결과와 유사한 것으로 나타났다. 즉 강선민과 황인태(2007)의 연구 역시 본 연구의 결과와 같이 외부감사 효과의 경우 큰 회계법인보다 소규모 회계법인에서 재량적 발생액의 감소 정도가 더 뚜렷하게 나타남

을 보고한 바 있다.

V. 결론

본 논문은 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업에서 감사인 선임에 따른 외부감사 효과가 있는가를 재량적 발생액 및 실제 이익조정에 미치는 영향을 통해 직접 검증하였다. 또한 외감법 규정에 따라 직전연도 자산규모가 70억원 이상인 강제감사 기업과 70억원 이내의 자율감사 기업간의 외부감사의 효과에 차이가 있는가를 검증하였다. 이와 더불어 감사인 유형에 따라 외부감사 효과에 차이가 있는가를 검증하였다. 이를 위하여 본 연구는 이익조정 측정치로 Kothari et al.(2005)의 성과대응 재량적 발생액과 Roychowdhury(2006)의 실제 이익조정 측정치를 이용하였으며, 실제 이익조정의 경우도 성과대응 실제 이익조정 측정치를 이용하였다. 분석기간은 2001년부터 2008년까지 8년간이며, 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업들의 감사미필 직전연도와 외부감사 첫해연도인 총 8,284개(=4,142개×2개 연도) 기업/연 자료가 분석에 사용되었다. 분석상에 모형식은 검증결과의 일반화 가능성을 제고하기 위해서 수준변수뿐만 아니라 변동변수 모형을 이용하여 검증결과에 차이가 있는지를 비교분석하였다.

본 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 수준변수를 이용하여 감사인 선임에 따른 외부감사 효과를 분석한 결과는 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업들의 경우 감사미필 직전연도에 비해 외부감사 첫해연도에서 이익조정에 영향을 미치는 일정변수를 통제 한 후에도 성과대응 재량적 발

생액이나 실제 이익조정 측정치 모두 평균적으로는 외부감사 효과가 발견되지 않았다. 이러한 결과는 전체표본을 강제감사나 자율감사 표본으로 나누어 분석한 결과에서도 일관되게 나타났다.

둘째, 외부감사를 처음으로 받는 강제감사 기업들이 자율감사 기업들에 비해 감사미필 직전연도보다 외부감사 첫해연도의 재량적 발생액의 변동이나 실제 이익조정 측정치의 변동 모두가 평균적으로는 유의하게 더 감소된 결과로 나타났다. 이러한 결과는 연구설계를 수준변수 모형으로 분석한 결과에서도 일관된 결과였다. 즉 발생액에 기초한 이익조정이나 실제 이익조정을 통해 외부감사에 따른 개선 효과를 알아본 결과에서 자율감사와 강제감사 기업 간에는 유의한 차이가 존재한다는 발견이다. 이를 종합해 보면, 첫 번째의 전체표본이나 강제감사 기업과 자율감사 기업으로 나누어 분석한 결과들 모두는 평균적으로 외부감사 효과가 나타나지 않았지만, 강제감사 기업과 자율감사 기업 간의 이익조정 측정치를 비교분석한 결과에서는 강제감사 기업이 자율감사 기업에 비해 상대적으로 회계정보의 개선 효과가 더 크다는 결과가 관찰되었다.

셋째, Big 4 감사인여부는 강제감사와 자율감사 기업간의 회계정보의 질 개선에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로, 추가분석에서 Big 4와 Big 4를 제외한 감사인 모두 강제감사 기업에 대해서는 상대적으로 더 보수적인 외부감사를 진행하는데 반해, 자율감사 기업에 대해서는 상대적으로 덜 보수적인 외부감사가 수행되는 것으로 나타났다. 특히 Big 4를 제외한 감사인이 감사하면 Big 4 감사인보다 발생액 및 실제 이익조정 측정치 모두에 대해서 외부감사 직전연도보다 첫해연도에서 이익조정의 증가 정도를 더 억제하는 효과가 뚜렷하게 나타났다.

따라서 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업에 대한 회계감사서비스를 제공할 때 Big 4 감사인여부에 관계없이 강제감사와 자율감사 기업에 대해서 일률적인 회계감사서비스를 제공하기 보다는 상대적으로 차별적인 감사서비스를 제공하고 있다는 발견이다.

본 연구의 검증결과는 여러 측면에서 유의한 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 첫째, 학계의 문헌적 측면에서 기존 연구들은 주로 상장기업을 중심으로 감사품질과 관련한 연구들이 진행되어 왔으나, 비상장중소기업과 관련된 연구들은 매우 미미한 실정이다. 반면, 본 연구는 비상장중소기업을 중심으로, 또한 처음으로 외부감사를 받은 기업을 대상으로 외부감사 효과에 대하여 재량적 발생액뿐만 아니라 실제 이익조정 측정치를 병행하여 분석했다는 점에서 감사품질 또는 최근 실제 이익조정 관련연구들에 대하여 추가적인 증거를 제공해 준다. 둘째, 본 연구에서 다루고 있는 연구주체인 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업에 대한 외부감사 효과를 살펴본 연구는 강선민과 황인태(2007)의 연구가 있다. 본 연구는 선행연구와 달리 강제감사와 자율감사 기업 간에 외부감사 효과에 차이가 있는가를 분석함으로써 기존 연구에서 다루지 않았던 주제에 대한 실증적 증거를 제공한다는 점에서 추가적 공헌점이 있다. 셋째, 본 연구 결과에 따르면 강제감사 기업이 자율감사 기업보다 상대적으로 처음으로 외부감사를 받게 되면 직전연도에 비해 첫해연도에서 발생액 및 실제 이익조정이 모두 감소된 결과로 나타났다. 즉 국내의 경우 자발적인 외부감사를 받는 기업들보다 외감법상에 일정 자산규모에 따라 외부감사가 수행되는 강제감사의 경우에서 외부감사의 효과성이 더 뚜렷하다는 발견이다. 그러나 최근 외감법 시행령이 변경되어

직전연도 자산규모 70억원 이상에 강제화되었던 외부감사제도가 비상장중소기업들의 부담을 경감시켜 준다는 취지에 따라 100억원 이상으로 상향조정되었다. 따라서 종전과 비교할 때 비상장시장에서 외부감사를 받게 될 기업의 수는 더 줄어들게 되었다. 이러한 맥락으로 볼 때 기업의 부담을 경감시키기 위한 규제당국의 정책적 노력도 중요하지만, 한편으로 외부감사를 통한 양질의 회계정보가 자본시장에 제공되는 것은 시장 전체적으로 자원의 효율적 배분에 더 큰 기여를 할 수 있기 때문에 본 연구의 결과는 이와 관련한 비상장중소기업에서의 외부감사대상 기업의 범위결정에 대한 정책적 시사점을 담고 있다는 점에서 의미가 있다.

이러한 유의한 시사점에도 불구하고 본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 사용된 모형식은 선행연구들에서 이용된 통제변수 외에도 비상장기업의 기업특성을 추가로 고려했지만, 자료원의 한계로 인해 모형식에 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 여전히 남아 있을 수 있다. 둘째, 발생액 및 실제 이익조정 측정치들은 모두 이익조정의 대용변수들(proxies)이다. 이들 변수들은 공통되게 일정한 가정과 추정과정이 수반되므로 측정오차 문제가 있다. 따라서 이러한 점은 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 한편, 본 연구는 생략된 변수의 문제를 완화시키기 위하여 수준변수뿐 아니라 변동변수 모형을 분석상에 병행함으로써 두 모형에 따른 검증결과에서 일치된 결과가 관찰되는가를 살펴보았다. 또한 이익조정 측정치는 기업성과에 민감할 수 있다는 선행연구에 따라 ROA 성과대응 측정방법을 이용함으로써 검증결과의 일반화 가능성을 제고시키려는 노력을 기울였다. 한편, 자율감사 기업은 기업이 처한 상황에 따라 외부감사의 수요에 차이가 있을 수

있다. 따라서 향후 연구에서는 기업이 처한 상황에 따라 자율감사 기업의 외부감사 수요 및 이에 따른 감사효과에 차이가 있는가를 알아보는 작업도 유의한 연구주제가 될 것으로 생각된다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태 (2007), 외부감사가 비상장기업의 재정적 발생액에 미치는 영향. **회계학연구**, 제32권 제2호, 21-59.
- 권수영 · 김문철 (2001), 감사보수의 결정요인과 감사보수 체계 변화로 인한 효과분석. **회계학연구**, 제26권 제2호, 115-143.
- 김문현 (2006), 비상장기업의 기업특성과 이익의 질. **중소기업연구**, 제28권 제2호, 207-228.
- 김정옥 · 배길수 (2008), 소폭손실 및 소폭이익과 이익조정: 비상장기업을 이용한 분석. **회계저널**, 제17권 제1호, 161-193.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성 (2008), 적자 회피 및 이익 평균화를 위한 실제 이익조정 활동. **회계저널**, 제17권 제4호, 31-63.
- 김지홍 · 배지현 · 고재민 (2009), 실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향. **회계학연구**, 제34권 제4호, 31-70.
- 나종길 · 최 관 (2003), 회계발생액과 차별적 감사수요. **회계학연구**, 제28권 제1호, 1-32.
- 남혜정 (2010), 상장여부 및 감사인 규모가 회계정보의 질적 특성에 미치는 영향: 중소기업을 중심으로. **회계저널**, 제19권 제3호, 55-82.
- 문상혁 · 지현미 · 최 관 (2005), 결산일 차이가 감사보수, 감사시간, 그리고 감사품질에 미치는 영향. **회계와 감사연구**, 제42호, 135-165.
- 박종성 · 최기호 (2001), 차별적 감사수요와 자발적 감사인 교체. **회계학연구**, 제26권 제3호, 1-25.

- 박종일 ·곽수근 (2007), 감사인 교체와 감사품질. **회계와 감사연구**, 제46호, 191-226.
- 윤순석 (2001), 상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구. **경영학연구**, 제29권 제1호, 57-85.
- 조문기 ·김중대 (2006), 감사품질이 재량적 발생액의 시장반응에 미치는 영향. **회계와 감사연구**, 제44호, 231-255.
- 최 관 ·백원선 (1998), 감사인의 유형과 감사품질: 감사보수와 감사시간을 중심으로. **회계학연구**, 제23권 제2호, 49-75.
- 최 관 ·백원선 (1999), 유상증자기업의 이익조정에 관한 연구. **회계학연구**, 제24권 제4호, 1-27.
- 최정호 (2005), 회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생액의 크기와 정보성에 미치는 영향. **회계학연구**, 제30권 제2호, 107-149.
- 최중서 ·곽영민 (2010), 비상장 중소기업의 발생액 및 실물활동을 통한 이익조정실태. **회계저널**, 제19권 제1호, 37-76.
- 최중서 ·곽영민 ·백정환 (2010), 코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구. **회계학연구**, 제35권 제3호, 37-80.
- 황이석 ·이우종 ·남혜정 ·박경호 (2008). Conditional Conservatism, Listing Status, and Auditor Quality. **회계학연구** 제33권 제2호, 145-183.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew (2003), Do non-audit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78: 611-639.
- Ball, R. and L. Shivakumar (2005), Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 83-128.
- Ball, R. and L. Shivakumar (2006), The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research* 44: 207-256.
- Balvers, R. J., B. McDonald, and R. E. Miller (1988), Underpricing of new issues and the choice of auditor as a signal of investment banker. *The Accounting Review* 63 (4): 605-622.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam (1998), The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15: 1-24.
- Bradshaw, M., S. Richardson, and R., Sloan (2001), Do analysts and auditors use information in accruals? *Journal of Accounting and Research* 39: 45-74.
- Burgstahler, D. and I. Dichev (1997), Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24: 99-126.
- Butler, M., A. J. Leone, and M. Wilenborg (2004), An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17: 139-165.
- Caramanis, C. and C. Lennox (2008), Audit effort and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 116-138.
- Chaney, P., D. C. Jeter, and L. Shivakumar (2004). Self-selection of auditors and audit pricing in private firms. *The Accounting Review* 79(1): 51-72.
- Cohen, D., S. Pandit, C. Wasley, and T. Zach (2011). Measuring real activity management. *Working paper*. University of Texas at Dallas.
- Cohen, D. A. and P. Zarowin (2010), Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economic* 50: 2-19.

- Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys (2008), Real and accrual-based earnings management in the pre and post Sarbanes Oxley period. *The Accounting Review* 83: 757-787.
- Coppens, L. and E. Peek (2004), An analysis of earnings management by European private firms. *Working Paper*. University of Maastricht.
- Craswell, A. T., J. R. Francis, and S. L. Taylor (1995), Auditor brand name reputations and industry specializations. *Journal of Accounting and Economics* 20 (3): 297-322.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner (1994), Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17: 113-143.
- DeAngelo, L. (1981), Auditor size and auditor quality. *Journal of Accounting and Economics* 4 (December): 183-199.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney (1995), Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70: 193-225.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts (1998), The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25: 133-168.
- Diamond, D. W. and R. E. Verrecchia (1991), Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance* 46: 1325-1359.
- Dopuch, N. and D. Simunic (1980), Competition in auditing: an assessment. *Fourth Symposium on auditing research*. 403-450.
- Francis, J. and J. Krishnan (1999), Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 16 (Spring): 135-165.
- Francis, J., E. Maydew, and H. Sparks (1999), The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18 (Fall): 17-34.
- Garrod, N., P. S. Ratej, and A. Valentincic (2007), Political cost Incentives for earnings management in private firms. *Working paper*. Thames Valley University.
- Hope, O. K. and J. C. Langli (2010), Auditor independence in a private firm and low litigation risk setting. *The Accounting Review* 85 (2): 573-605.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3: 305-360.
- Jiang, J. (2008), Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2): 377-416.
- Kasznik, R. (1999), On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37: 57-81.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi (2010), Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms: Korean evidence. *Contemporary Accounting Research, Forthcoming*.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley (2005), Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39: 163-197.
- Leuz, C. and R. Verrecchia (2000), The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research* 38 (Supplement): 91-124.
- Niskanen, M., J. Karjalainen, and J. Niskanen (2009a), Demand for audit quality in small

- private firms: Evidence on ownership effects. *Working Paper*. University of Eastern Finland.
- Niskanen, M., J. Karjalainen, and J. Niskanen (2009b), The role of auditing in small private family firms: Is it about quality or credibility? *Working Paper*. University of Eastern Finland.
- Roychowdhury, S. (2006), Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42: 335-370.
- Simunic, D. (1980), The pricing of audit services: Theory and evidence. *Journal of Accounting Research* 18(Spring): 161-190.
- Simunic, D. and M. Stein (1996), The impact of litigation risk on audit pricing: A review of the economics and the evidence. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 15: 119-134.

The Effect of Mandatory versus Voluntary Audit on the Discretionary Accruals and Real Earnings Management

- Focused on Initial External Audited for Non-listed Small and Medium-sized Entities -

Jong-Il Park* · Kyu-An Jeon** · Hye-Jeong Nam***

Abstract

This paper examines the effect of initial external audit on the earnings management using non-listed small and medium-sized entities. We further investigate a differential effect of external audit depending on mandatory or voluntary audit and type of auditors. Although the effect of external audit has been investigated in many previous papers(Coppens and Peek 2004; Ball and Shivarkumar 2005; Garrod et al. 2007; Hope and Langli 2010), most studies has focused on listed companies. However, the effect of external audit may be important on non-listed companies which are audited from external auditors for the first time. In addition, to examine usefulness of external audit, we need to compare a different impact during pre- and post-audit period. Therefore, use of initial external audit data is necessary. However, due to data availability, the study that examines the effect of initial external audit is rare in Korea. We investigate the effect of initial audit using non-listed small and medium-sized entities and estimate performance-matched discretionary accruals and real earnings management as proxies for audit quality.

This paper has distinctions to the prior studies, specifically Kang and Hwang (2007) in terms of sample period, type of audit, and measurements of audit quality. First, this paper extends the sample period (2001-2008) and uses a larger sample compared to Kang and Hwang (2007). We believe that a large sample improves generality of our results. Second, this paper

* Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University-Cheongju(First Author)

** Associate Professor, Department of Accounting, Soongsil University-Seoul(Corresponding Author)

*** Assistant Professor, College of Business Administration, Dongguk University-Seoul(Co-Author)

examines a different impact of mandatory audit firms as well as voluntary audit firms on earnings management, whereas Kang and Hwang (2007) focuses on mandatory audit firms only. We expect that the external audit decision may be affected from a different cost and benefit depending on a firm's characteristics. Third, this paper adopts two measures for audit quality, whereas Kang and Hwang (2007) only uses discretionary accruals as a proxy for audit quality. Prior studies suggest that managers consider lots of methods to manage their earnings. Specifically, they use real earnings management since SOX (Sarbanes-Oxley Act). Therefore, considering an alternative measure as a proxy for audit quality can provide rich information about the effect of external audit. Finally, this paper tests the effect of external audit using level and change models, respectively. The internal validity of the result in this study can be improved from the tests.

Using 8,284 firm-year observations from 2001 and 2008 in non-listed small and medium-sized entities which are audited for the first time, we test the effect of initial external audit. We measure two proxies for audit quality: accruals-based earnings management measured using performance-matched discretionary accruals in Kothari et al. (2005), and real earnings management measured using three proxies in Roychowdhury (2006); abnormal cash flows from operations, abnormal production cost, and abnormal discretionary expenditures.

Results of this paper are following. First, when we use the level model, there is no significant difference from pre-audit and post-audit period in the two proxies of audit quality. This result still holds regardless of mandatory and voluntary audit. This finding suggests that on average, firms that receive a external audit for the first time experience little change in earnings managements. Second, when we use the change model, for mandatory audit firms, performance-matched discretionary accruals and real earnings management of the company during post-audit significantly decreases compared to that during pre-audit. However, for a voluntary audit firm, there is no significant change. This is, And we find that mandatory audit firms are more likely to experience a decrease of discretionary accruals and real earnings management. This implies that the effect of initial external audit is different and the impact of external audit is greater for mandatory audit than voluntary audit. We also find that type of auditor is not a significant factor in the association between mandatory versus voluntary audit and audit quality. Finally, as a sensitivity test, we examine the effect of auditor's type. For a mandatory audit firm, this study indicates that the effect of initial external audit is significantly increased regardless of type of auditors while for a voluntary audit firm, it does not. In sum, the effect of initial external audit is profound in mandatory audit firms than voluntary audit firms regardless

of type of auditors.

We contribute to the literature in several other ways. Up to now, there aren't researches on non-listed companies. Specifically, empirical study on the effect of external audit is rare due to data availability. This study provides an empirical finding about the effect of external audit for non-listed small and medium-sized entities that received external audit for the first time. Second, this study suggests that the effect of initial external audit is different depending on type of audit, that is, mandatory versus voluntary audit. This result indicates that costs and benefits from external audit varies. Third, the findings of this study that the effect of external audit is greater for mandatory audit firms than voluntary audit firms can provide a lot of important implications to regulators, and investors. Academics can also apply the discussion in this paper for related researches.

Key words: initial external audit, non-listed small and medium-sized entities, mandatory audit, voluntary audit, performance-matched discretionary accruals, real earnings management