

외부감사인 강제교체에 따른 보수주의 성향*

김선미(제1저자)
고려대학교 경영대학 박사과정
(smkim09@korea.ac.kr)
유승원(교신저자)
고려대학교 경영대학 교수
(acyoo@korea.ac.kr)

.....

본 연구는 2006년에서 2008년에 감사인을 강제교체한 기업과 자율교체한 기업에 대한 감사인의 보수성의 차이를 실증 분석 하였다. 감사인의 보수성은 재무보고의 보수성에 영향을 미치는 요인으로(Chung et al. 2003; Ruddock et al. 2006) 감사인 강제교체 제도의 시행이 강제교체/자율교체 기업의 재무보고의 보수성에 영향을 미칠 것으로 판단된다. 감사인 강제교체 기업과 자율교체 기업의 감사인 보수성의 차이를 비교하기 위하여 본 연구는 Penman and Zhang (2002)의 보수주의 측정치를 사용하였다. 또한 본 연구의 강건성을 위하여 추가적으로 Beaver and Ryan(2000), Basu (1997), 그리고 Ball and Shivakumar(2005)의 모형을 사용하였다. Penman and Zhang(2002) 모형의 분석결과, 감사인 강제교체 기업의 감사인이 자율교체 기업의 감사인보다 덜 보수적인 것으로 나타났다. 또한 Beaver and Ryan (2000)의 모형, Basu(1997)의 이익지속성 모형, 그리고 Ball and Shivakumar(2005)의 모형도 강제교체 감사인이 자율교체 감사인 보다 덜 보수적임을 보였다. 이러한 결과는 자율교체의 경우 경영자와의 마찰로 인하여 감사인이 교체되었을 가능성이 존재하는 반면에, 강제교체의 경우에는 강제교체제도에 의하여 감사인을 교체해야만 하는 상황에서 교체되었으므로 강제교체 감사인은 자율교체 감사인보다 낮은 수준의 감사위험에 노출되어 있기 때문인 것으로 해석된다. 추가적으로 Penman and Zhang(2002)의 모형을 사용하여 주권상장기업과 코스닥등록법인을 구분하여 분석한 결과 코스닥등록법인에 대해서만 강제교체 감사인이 자율교체 감사인보다 덜 보수적임을 보였다. 또한 감사인 강제교체 기업과 유지기업의 감사인 보수주의 성향을 Penman and Zhang(2002) 모형을 이용하여 분석한 결과, 감사인 강제교체 기업과 유지기업간의 감사인 보수성에 유의한 차이가 있다는 일관된 결론을 얻을 수 없었다. 본 연구의 결과는 강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수주의 성향을 비교하여 강제교체 제도에 따라 감사인이 강제 교체 되는 경우 자율교체 감사인과는 다른 감사성향을 보일 수 있음을 제시하였다는 점에서 의미가 있다.

주제어: 감사인 강제교체, 감사인 자율교체, 감사인의 보수주의 성향

.....

1. 서론

정부는 감사인간 경쟁을 유발하고 이를 통한 감사보고서의 질적 수준을 높이기 위해 1982년 이후 감사계약제도를 정부 지정제도에서 감사인 자유수임제도로 전환하였다. 하지만 감사인 자유수임제도 시행은 감사인들간의 과도한 경쟁으로 인해 감사인

의 독립성 저하를 가져왔다. 이에 정부는 감사인의 교체압력을 완화시켜 감사인의 독립성을 개선하고자 3개 사업연도의 감사인을 동일 감사인으로 하는 감사인 유지제도를 시행하였다.¹⁾ 하지만 감사인 유지제도 또한 한 번의 계약으로 3년의 감사기간이 보장되므로 감사인은 독립성을 타협하고라도 감사계약을 맺고자 할 유인이 있다. 이에 정부는 파트너 교체 제도를 도입하여 계속감사로 인한 감사

논문접수일: 2010. 11 게재확정일: 2011. 7

* 본 연구의 발전에 도움을 주신 고려대학교 오광욱교수님, 이동현 박사과정, 그리고 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

1) 감사인 유지제도는 주권상장법인의 경우 3개 사업연도를 동일 감사인으로 선임하여야 하는 제도이다(주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조의 2의 제①항).

인의 독립성 저하를 막고자 하였다.²⁾ 또한 2006년 1월 1일 이후에는 최초로 개시하는 사업연도부터 동일 감사인으로 하여금 6개 사업연도를 초과하여 감사받을 수 없게 하는 감사인 강제교체제도를 시행하였다. 이는 회계법인의 입장에서 강제교체제도 시행으로 미래에 얻게 될 경제적 준지대가 감소하기 때문에 감사초기부터 감사인의 독립성을 제고할 수 있다는 논리에 기반 한 것이다(DeAngelo 1981; Geiger and Raghunandan 2002).

감사인 교체연도에는 감사인과 기업간의 정보비대칭으로 인하여 사후적인 감사실패 위험이 높아질 수 있다(Cahan and Zhang 2006; 신용인 외 2007; Jenkins and Velury 2008). 초도감사시 발생하는 정보비대칭 환경의 관점에서 새로운 고객에 대한 이해 부족으로 인하여 강제교체여부와 관계없이 초도감사 감사인은 높은 감사실패 위험에 빠질 수 있다. 이러한 정보비대칭하에서 감사인은 감사실패에 따른 잠재적인 소송 위험을 줄이기 위하여 보수적인 회계처리를 선호할 것이다(Dye 1991; Krishnan 1994). 따라서 감사인 자유수입제도하에서 자율교체와 마찬가지로 강제교체의 경우에도 기업은 자신이 선호하는 감사인으로 자율적으로 선택할 수 있기 때문에 강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수성에 차이가 없을 가능성이 존재한다.

하지만 강제교체 감사인은 자율교체 감사인과는 다른 유인을 가질 가능성도 존재한다. 감사인 자율교체하에서는 기업의 감사인 교체 결정이 후임 감사인의 행동에 영향을 미칠 수 있다. 경영자는

보고이익을 증가시키고자 할 때 이익조정에 관대한 감사인을 후임 감사인으로 선임하고자 할 것이다(Dhaliwal et al. 1993; DeFond and Subramanyam 1998; 박종일과 곽수근 2007). 이는 감사인 자율교체하에서 경영자가 이익성장을 보고하려 하고 감사인이 이를 억제하려고 하는 경우, 감사인과 경영자간의 의견불일치가 발생하여 감사인이 교체될 수 있음을 의미한다. 이에 SEC (Securities and Exchange Commission)는 경영자와 감사인간의 의견불일치로 감사인을 교체하는 경우 이를 8-K에 공시하도록 하여 감사인 자율교체시의 경영자의 기회주의 행동을 사전에 방지하고자 하였다(손성규와 이은철 2008). 우리나라의 경우 “주식회사의 외부감사에 관한 법률” 제4조의 5³⁾에 감사인 해임시 전기감사인에게 진술할 기회를 부여한다고 규정하고 있지만 전기감사인의 의견 진술을 의무화하지 않아 자율교체 감사인의 교체 사유에 관해 명확하게 알 수 없다(손성규와 김연화 2004).

반면에 강제교체제도하에서는 경영자의 내적선호가 반영되는 감사인 자율교체와는 달리 동 제도에 의해 일정주기로 감사인을 교체해야만 한다. 강제교체제도에 의하여 감사인을 교체해야만 하는 상황에서 교체된 강제교체 감사인의 경우에는 자율교체 감사인과는 다른 유인을 가질 수 있다. 다시 말하면, 감사인 강제교체제도하에서는 6년이 지나면 감사인을 교체해야만 함에도 불구하고 그 전에 감사인을 자율교체 하는 기업은 경영자의 이익조정 또는

2) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제3조의 ④에 의하면 회계법인인 감사인은 동일한 이사로 하여금 회사의 연속하는 6개 사업연도(주권상장법인인 회사의 경우에는 4개 사업연도)에 대한 감사업무를 행하게 할 수 없다. [신설 1996.12.30, 2001.3.28, 2005.5.31, 2007.8.3 제8635호(「자본시장과 금융투자업에 관한 법률」) (시행일 2009.2.4)]

3) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조의 5에서는 전기감사인의 의견진술권에 대한 내용이 포함되었다. 동 제도에서는 ‘전기감사인을 교체하는 경우 전기감사인이나 해임되는 감사인에게 감사 또는 감사선임위원회에 의견을 진술할 수 있는 기회를 주어야 한다’고 명시하고 있다. 만일 ‘의견을 진술한 경우에는 그 내용을 증권선물위원회에 보고하여야 한다’고 명시하였다.

재무정보 왜곡 등의 이유로 감사인을 교체할 수 있다(손성규와 김연화 2005). 따라서 감사인 강제교체와는 달리 감사인 자율교체 기업이 이익조정 동기 또는 재무정보를 왜곡하려는 내적선호가 있다면 이러한 기업의 감사인 교체결정이 후임 감사인의 행동에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 경영자의 내적동기가 반영되어 감사실패에 따른 잠재적인 소송위험을 줄이기 위하여 더욱 보수적인 회계처리를 요구할 가능성이 높은 자율교체 감사인에 비하여, 경영자의 내재적 동기와 무관하게 감사인이 교체되고 사전 정보의 습득이 가능한 강제교체 감사인은 상대적으로 낮은 수준의 보수적 회계처리를 요구할 가능성이 있다. 이는 감사인을 자율교체한 경우와 강제교체한 경우의 교체유인이 다름에 따라 재무제표의 보수성에 관한 감사인의 의사결정에 차이가 발생할 수 있음을 의미하는 것이다.

재무제표의 보수성에 관한 감사인의 의사결정이 중요한 이유는 보수주의가 투자자를 보호하기 위해 경영자의 자의적인 행동을 통제하는 수단으로 이용될 수 있기 때문이다(Watts 2003a). 또한 보수주의는 감사인 교체시에 발생할 수 있는 경영자와 감사인 사이에 존재할 수 있는 정보비대칭 문제를 완화하여 감사인의 입장에서 잠재적인 소송제기 가능성을 줄일 수 있는 수단으로 사용될 수 있기 때문이다.⁴⁾

이에 본 연구에서는 2006년에서 2008년까지 감사인을 변경한 유가증권상장법인과 코스닥 등록법

인 중 비금융기업을 대상으로 표본기간 동안 강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수주의 성향을 비교하였다. 감사인의 보수성을 판단하기 위해 Penman and Zhang(2002)의 보수주의 측정치를 사용하였다. 감사인의 보수성은 기업의 재무보고의 보수성에 영향을 미치는 요소(Chung et al. 2003; Ruddock et al. 2006)이기 때문에 보수성이 제고된다면 재무보고의 질을 높일 수 있고 초도감사실패로 인한 잠재적인 소송 위험을 줄일 수 있을 것이다(Cahan and Zhang 2006).

Penman and Zhang(2002) 모형의 실증분석 결과, 감사인 자율교체 기업이 강제교체 기업에 비해 더 보수적인 것으로 나타났다. 감사인의 보수주의 성향에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제한 후에도 동일한 결과를 보였다. 이는 자율교체 감사인과는 달리 강제교체 감사인은 자신의 감사대상 기업에 대하여 감사실패 위험을 낮게 평가함을 의미한다. 즉, 경영자가 전임 감사인과의 의견충돌로 인하여 감사인을 교체하였을 가능성이 존재(Hackenbrack and Hogan 2002; 손성규와 이은철 2008)하는 자율교체와는 달리 강제교체의 경우 그 가능성이 낮기 때문인 것으로 해석된다.

추가적으로 Beaver and Ryan(2000), Basu(1997), 그리고 Ball and Shivakumar(2005)의 모형을 이용하여 감사인 자율교체와 강제교체 기업의 보수성을 분석한 결과에서도 일관된 결론을 얻었다. 주권상장기업과 코스닥등록법인을 구분하

4) 보수주의 측정변수는 재무제표를 작성하는 기업의 보수적 성향과 감사인의 보수적인 성향이 동시에 반영된다(Antle and Nalebuff 1991). 이효익 외(2002)와 Chung et al.(2003) 등의 연구는 기업이 재무적 기초를 견고히 하기 위해 보수적 회계처리를 할 뿐 아니라 감사인이 회계감사를 실시할 때 불확실한 미래상황에 대처하기 위하여 보수적인 회계처리를 선호함을 보였다. 이에 감사인의 보수성에 관한 의사결정이 재무보고의 보수성에 영향을 미칠 수 있음에 기초하여(Chung et al. 2003; Ruddock et al. 2006), 초도감사를 수행하는 감사인은 초도감사시 발생할 수 있는 정보비대칭 하에서 경영자의 내적 동기를 차단하고 높은 감사품질을 유지하고자 회계감사 절차를 수행함에 있어 더 보수적인 태도를 취할 수 있을 것이라고 본 연구는 예측한다(Krishnan 1994; 이효익 외 2002). 다만, 보수주의 측정시 기업의 보수주의 성향과 감사인의 보수주의 성향이 모두 포함되고 이를 분리하여 측정하기 어려운 한계점을 가지고 있다(Antle and Nalebuff 1991).

여 감사인 자율교체와 강제교체 기업의 보수주의 차이를 분석한 결과, 코스닥등록법인에서 모두 음(-)의 관련성이 있음을 보여 감사인 자율교체 기업이 강제교체 기업에 비해 더 보수적임을 보였다. 또한 감사인 유지기업과 강제교체기업의 보수주의 차이를 분석한 결과에서는 감사인 강제교체 기업과 유지기업의 보수주의에 유의한 차이가 있다는 일관적인 결론을 얻지 못했다. 이는 강제교체 감사인이 계속유지 감사인에 비해 차별적인 감사품질을 제공하지 않는다는 해석을 뒷받침 하는 것이다(노준화 2009).

본 연구는 감사인 교체 관련 선행연구에 다음과 같은 추가적인 공헌점을 제공한다. 첫째, 강제교체와 관련한 외국의 선행연구(Myers et al. 2003; Nagy 2005; Cahan and Zhang 2006; Blouin et al. 2007)는 엔론사태 이후 감사인을 교체해야만 하는 기업을 대상으로 분석하였다. 이러한 분석 결과는 Authur Andersen에게 감사받은 기업의 재무제표의 낮은 신뢰성이나 왜곡 가능성(Cahan and Zhang 2006)이 높기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 즉 선행연구의 결과는 특정 감사인의 판단으로 인한 결과(Chaney and Philipich 2002)인 반면 본 연구는 감사시장 전체에 제도적으로 감사인 강제교체가 시행된 2006-2008년도의 감사인 강제교체와 자율교체가 보수성에 미치는 영향을 분석하여 강제교체제도의 영향을 검증하였다는 점에서 선행연구와 차별된다. 즉, 본 연구는 경영자의 이익조정 등의 내적선호에 의하여 감사인을 자율적

으로 교체한 기업과 강제교체 제도에 의하여 감사인을 교체해야만 하는 기업에 대하여 신규 감사인이 감사위험을 다르게 평가할 수 있음을 보였다는 점에서 의미가 있다. 또한 강제교체 감사인보다 자율교체 감사인의 보수성이 더 높다는 본 연구의 결과는 감사인 교체에 대한 내적요인을 차단한 경우 감사인이 직면하게 되는 감사위험이 낮아질 수 있음을 보인 것이다. 이는 2009년에 도입된 감사인의 감사계약 해지권한 제도가 지지될 수 있음을 의미한다.⁵⁾

둘째, 감사인 강제교체에 관한 논의는 지속적인 학문적, 정책적 검토의 대상임에도 불구하고 실제 제도의 도입사례가 많지 않은 관계로 실효성에 대한 실증적인 검증이 미비한 상황이다(Geiger and Raghunandan 2002; Jenkins and Velury 2008; Li 2010). 이에 대부분의 외국 선행연구는 계속감사기관과 감사품질과의 관계를 분석(Jenkins and Velury 2008; Li 2010)하거나 엔론사태 이후 감사인을 교체해야만 하는 기업을 대상(Myers et al. 2003; Nagy 2005; Cahan and Zhang 2006; Blouin et al. 2007)으로 분석하였다. 그들은 감사인 강제교체에 관하여 일관된 결론을 얻지 못하였다. 이와 달리 우리나라의 경우에는 강제교체를 2006년부터 실제 도입하여 한시적으로 운영하다 외감법의 개정으로 인하여 2009년도에 강제교체제도가 폐지되었다.⁶⁾ 그러나 외감법은 감사인 파트너 교체와 감사인 강제교체제도의 동시 시행으로 인한 감사효율성의 저하를 막고 국제회계기

5) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제 6조 ③항의 내용은 다음과 같다. 감사인은 제5조에 따른 회계감사기준에서 정하는 독립성이 훼손된 경우 등 대통령령으로 정하는 사유에 해당하는 경우에는 사업연도 중이라도 감사계약을 해지할 수 있다. 제 6조 ④항의 내용은 다음과 같다. 주권상장법인의 감사인은 감사의결과 관련하여 부당한 요구나 압력을 받은 경우 등 대통령령으로 정하는 사유에 해당하는 경우에는 제4조의2 제1항에도 불구하고 연속하는 3개 사업연도 중이라도 매 사업연도 종료 후 3개월 이내에 잔여 사업연도에 대한 감사계약을 해지할 수 있다.

6) 감사인 강제교체 제도는 2006년 1월 1일 이후 최초로 개시하는 사업연도부터 시행되었으며 2009년 동 제도가 폐지되었다.

준 도입 이후 감사에 대한 규제 수준을 국제적 수준에 맞추고자 강제교체제도를 폐지하였다고 설명한다.⁷⁾ 이는 감사인 강제교체제도의 폐지가 국제회계기준의 도입과 연계되었으며, 실효성에 문제가 있어서가 아님을 의미하는 것이다. 따라서, 실제로 2006년에서 2008년까지 실행된 감사인 강제교체제도의 실효성에 대한 실증적인 분석은 추후 여러 나라의 감사인 강제교체제도의 실효성에 관한 학문적 검토 및 정책적 판단에 중요한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

셋째, 강제교체제도 시행기간을 기준으로 제도의 영향을 검증하기 위하여 감사보수(박재환 외 2008), 설문조사(정태범 외 2008) 또는 재량적발생액(노준화 2009; 김선미와 유승원 2010)을 이용하여 분석한 국내 선행연구와 달리 본 연구에서는 감사인 강제교체가 보수주의에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별된다. 특히, 노준화(2009)는 감사인 강제교체기업과 감사인을 교체하지 않은 기업의 재량적 발생액의 차이가 없음을 보였으나 재량적발생액을 이용한 분석은 발생액의 측정오차가 크다는 의견도 존재한다(Dechow et al. 1995; 노준화 2009). 또한 기업은 감사인 교체를 통하여 재량적 발생액의 증가를 통한 보고이익의 증가를 모색하는 반면 교체된 감사인은 경영자의 이익조정 행동을 통제하고자 더 보수적인 회계처리를 기업에게 요구할 수 있어 재량적발생액을 이용한 분석결과와 차이가 날 수 있다(김정옥과 배길수 2009). 이에 보수주의를 이용한 본 연구의 분석결과는 재량적발생액을 이용하여 강제교체제도의 효과를 검증한 노준화(2009)의 연구에 추가적인 공헌점이 있다고 판단된다. 또한 본 연구는 감사인의

보수성을 검증한다는 차이 외에도 강제교체제도의 영향을 검증함에 있어서 초도감사의 효과를 배제하고 제도의 영향만을 분석하기 위하여 강제교체기업과 자율교체기업간의 차이를 검증하였다는 점에서 차별점이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 감사인 강제교체 및 자율교체와 관련된 선행연구를 검토하고 이와 관련된 연구 가설을 제시한다. 제III장에서는 표본의 선정과정과 본 연구에 사용된 연구방법을 설명한다. 제IV 와 V장에서는 실증분석 결과와 추가분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제VI장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 한계점을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설

계속감사기간과 관련된 선행연구는 감사인 전문성가설(auditor expertise hypothesis)을 지지하는 선행연구(Myers et al. 2003; Blouin et al. 2007; Jenkins and Velury 2008)와 감사인 방호가설(auditor entrenchment hypothesis)을 지지하는 선행연구(Nagy 2005; Cahan and Zhang 2006; Li 2010)로 나뉜다. Nagy(2005)와 Cahan and Zhang(2006)은 엔론사태로 인하여 감사인을 교체해야만 하는 기업을 대상으로 감사인 강제교체가 재량적 발생액에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 감사인 교체기업연도에 재량적 발생액이 감소하여 감사초기부터 감사인의 독립성이 제고될 수 있음을 보였다. 반면, Myers et al.

7) 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제 9408호 참고

(2003)과 Blouin et al.(2007)은 계속감사기간이 길수록 감사인의 독립성이 제고된다는 감사인 전문성(auditor expertise) 관점을 지지하였다(Mansi et al. 2004). 이와 같이 언론사태 이후 감사인을 교체해야만 하는 기업을 감사인 강제교체 기업으로 정의하여 감사인 강제교체의 영향을 분석한 외국 선행연구들은 일관된 결론을 얻지 못하였다. Basu(1997)와 Ball and Shivakumar(2005) 모형을 이용하여 계속감사기간과의 관계를 분석한 선행연구도 계속감사기간과 보수성이 양(+)의 관계가 있다는 연구(Jenkins and Velury 2008)와 기업규모가 작은 경우에는 계속감사기간과 보수성이 음(-)의 관계가 있다는 연구(Li 2010)로 일관된 결론을 얻지 못하였다. 특히, 언론사태로 감사인을 교체해야만 하는 기업을 대상으로 분석한 연구들은 감사인 강제교체제도 자체의 효과가 아닌 Authur Andersen이 감사부정으로 폐업을 한 상황에서 감사인을 Authur Andersen에서 다른 감사인으로 교체하는 기업을 대상으로 하였다. 이 경우는 강제교체제도와는 다르게 후임 감사인이 동 기업의 재무제표를 감사한 전임 감사인인 Authur Andersen의 낮은 신뢰성이나 재무제표 왜곡의 가능성으로 인하여 감사위험이 높다(Cahan and Zhang 2006)고 판단하여 나타난 결과 일 수 있다. 이와 달리 본 연구는 실제로 강제교체제도가 시행된 시점을 기준으로 하였다는 차이가 있다.

우리나라의 경우 감사인과 기업 간의 유대관계로

인한 감사인의 독립성 저하를 막고자 감사인 강제 교체제도를 2006년부터 실제 도입하여 한시적으로 운영하다 외감법의 개정으로 인하여 2009년도에 강제교체제도를 폐지하였다. 이와 관련된 국내연구로는 정태범 외(2008), 박재환 외(2008), 그리고 노준화(2009)가 있다. 정태범 외(2008)는 설문조사를 통하여 감사인 강제교체제도가 감사인 교체비용 및 초도감사비용 등을 유발하지만 동 제도의 시행으로 감사인의 독립성이 제고될 수 있다고 주장하였다. 반면 박재환 외(2008)는 감사인 강제교체 기업이 자율교체 기업보다 감사보수가 낮음을 보여 감사인 강제교체 기업의 감사품질이 낮을 수 있음을 보였다. 마지막으로 노준화(2009)는 감사인을 강제교체 한 기업과 강제교체하지 않은 기업 간의 재량적 발생액이 차이가 없음을 보였다.

이와 같이 기존의 선행연구는 감사인 강제교체 기업과 감사인 유지기업을 비교하거나 재량적 발생액 혹은 감사보수를 감사품질의 대용치로 검증하였다. 이와 달리 본 연구는 감사인 강제교체 기업과 감사인 자율교체 기업 간의 보수주의의 차이를 분석하였다. 이는 감사인 강제교체제도 시행 이후에는 경영자의 내적선호가 반영되는 자율교체와 동 제도에 의해 일정주기로 감사인을 교체해야하는 강제교체 감사인이 보수성⁸⁾에 관하여 다른 의사결정을 보일 수 있기 때문이다.

강제교체제도하에서 감사인 교체기업은 경영자의 내적선호가 반영되는 감사인 자율교체와 동 제도에

8) Watts (2003a)는 투자자를 보호하기 위해 경영자의 자의적인 행동을 통제하는 수단으로 보수주의가 이용될 수 있다고 하였다. 즉, 재량적 발생액을 통한 이익조정은 경영자가 자신의 이익을 위해 투자자의 의사결정을 왜곡하기 위한 수단으로 사용되는 반면(Healy and Wahlen 1999), 보수주의는 이러한 이익조정 행위를 억제하는 수단으로 사용될 수 있다(Watts 2003a). 이는 기업이 신규 감사인을 선임하여 재량적 발생액의 증가를 통한 보고이익의 증가를 모색하는 반면 교체된 감사인은 경영자의 이익조정 행동을 통제하고자 더 보수적인 회계처리를 기업에게 요구할 수 있음을 의미하는 것이다. 이에 따라 재량적 발생액과 보수주의의 관계는 일정하게 정의되기 어렵다. 예를 들어 김정옥과 배길수(2009)에서는 총발생액과 보수주의는 유의한 음(-)의 관련성을 보였지만, 재량적 발생액과 보수주의는 양(+)의 관련성이 있음을 보였다. 그들은 회계의 보수성이 높다는 결과로 재량적 발생액이 낮아진다고 볼 수 없다고 하였다. 그들은 이러한 결과를 재량적 발생액이 높을 것으로 예상되는 기업에 대해 높은 수준의 보수주의가 요구되기 때문이라고 해석하였다.

의해 일정주기로 감사인을 교체해야 하는 강제교체로 구분된다. 이는 강제교체 감사인이 자율교체 감사인과는 다른 감사환경에 노출될 가능성이 있음을 의미한다. 감사인 자율교체 기업의 이익조정 차이를 분석한 선행연구(DeFond and Subramanyam 1998; 임영덕 2006; 박종일과 곽수근 2007; 신용인 외 2007 등)는 감사인 자율교체연도의 발생액의 질을 이익조정의 대응치로 사용하여 감사인 자율교체 기업의 감사품질이 낮음을 보이고 있다. 예를 들어 DeFond and Subramanyam(1998)은 감사인 자율교체 연도에 발생액의 질이 낮음을 보고하였다. 임영덕(2006)은 계속감사기간이 길수록 감사인의 독립성이 제고되어 재량적 발생액이 낮아짐을 보였다. 박종일과 곽수근(2007)과 신용인 외(2007)도 감사인 자율교체연도의 재량적 발생액의 질이 감사인 유지기업에 비하여 낮음을 보였다. 이는 감사인 자율교체 연도에 재량적 발생액이 증가함을 보여⁹⁾ 기업이 이익조정을 목적으로 감사인을 교체 할 수 있음을 보인 것이다.

또한 선행연구(Krishnan 1994; DeFond and Subramanyam 1998; Hackenbrack and Hogan 2002; 박종일과 곽수근 2007; 신용인 외 2007)는 감사인 자유수임제도하에서 경영자의 내적선호로 인하여 감사인이 교체될 가능성이 존재함을 보였다. 구체적으로 Krishnan(1994)과 Hackenbrack and Hogan(2002)은 전임 감사인과 기업 간의 이해불일치의 이유로 감사인이 교체됨을 보였다. Dye (1991)도 경영자는 보고이익을 증가시키려하는 반면 감사인은 보고이익을 낮게 보고하려 하기 때문

에 감사인 교체가 발생할 수 있음을 보여 경영자의 내적선호로 인하여 감사인이 교체될 가능성이 있음을 제시하였다. 이는 감사인 자율교체하에서 감사인과 기업 간의 이해불일치의 사유로 감사인이 교체될 수 있음을 의미한다.

이에 SEC는 경영자와 감사인간 의견불일치로 감사인을 교체하는 경우 이를 8-K에 공시하도록 규정하였고, 우리나라의 경우도 전기감사인의 의견진술권(주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조의 5)을 부여하고 있다. 하지만 우리나라의 경우 전기감사인의 의견진술을 의무화하지 않아서 자율교체 감사인의 교체사유를 명확하게 구분할 수 없다(손성규와 김연화 2004). 반면에 강제교체제도하에서는 외부적인 요인에 의해 기존의 감사인을 교체해야만 하는 상황이 발생하는 것이다. 따라서 경영자의 내적선호로 인해 신규 선임되는 자율교체 감사인(DeFond and Subramanyam 1998; 임영덕 2006; 박종일과 곽수근 2007; 신용인 외 2007 등)이 강제교체 감사인보다 더 높은 감사위험에 직면할 수 있고, 감사인과의 마찰로 인하여 감사인이 자율교체 되는 기업(Dye 1991; Hackenbrack and Hogan 2002)의 감사실패위험과 관련법규하에서 감사인을 교체해야만 하는 상황에서 후임 감사인이 직면하는 감사위험이 다를 수 있다. 다시 말하면, 감사인 강제교체제도하에서 6년이 지나면 감사인을 교체해야만 함에도 불구하고 그 전에 기업은 경영자의 이익조정 또는 재무정보 왜곡 등의 이유로 감사인을 자율교체 할 수 있다. 이는 기업의 감사인 자율/강제교체 결정은 후임 감사인의 입증행동에

9) 이러한 연구결과와는 다르게 손성규와 김연화(2005)와 김문태와 고대영(2007)은 감사인 자율교체기업과 비교기업간의 재량적 발생액이 차이가 없음을 보였다. 특히, 손성규와 김연화(2005)는 감사인 자율교체 2년전에는 재량적 발생액이 유의하게 낮음을 보였고 감사인 자율교체연도에는 감사인교체여부에 따른 재량적 발생액의 차이가 없음을 보였다. 따라서 국내 선행연구에서는 감사인 자율교체여부가 재량적 발생액에 영향을 미친다는 일관된 결론을 도출하지 못하였다.

다르게 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 즉, 경영자의 내적동기가 반영되어 감사실패에 따른 잠재적인 소송위험을 줄이기 위하여 더욱 보수적인 회계처리를 요구할 가능성이 높은 자율교체 감사인에 비하여, 경영자의 내재적 동기와 무관하게 감사인이 교체되는 강제교체 감사인은 상대적으로 낮은 수준의 보수적 회계처리를 요구할 가능성이 있다. 이는 감사인을 자율교체한 경우와 강제교체한 경우의 교체유인이 다름에 따라 재무제표의 보수성에 관한 감사인의 의사결정에 차이가 발생할 수 있음을 의미하는 것이다.

그러나 감사인 전문성의 관점에서는 강제교체 감사인도 자율교체 감사인과 같이 초도감사로 인한 감사실패 위험이 여전히 존재한다(Mansi et al. 2004; Jenkins and Velury 2008; Krishnan 1994). 계속감사의 경우에는 감사인의 전문성이 제고되는 반면, 초도감사의 경우에는 피감사법인에 대한 이해부족으로 인하여 회사의 개별적인 업무흐름, 전산시스템, 내부통제 시스템, 조직구조 등의 파악이 낮을 수 있기 때문이다(신용인 외 2007; Jenkins and Velury 2008). 따라서 피감사법인의 중요 업무활동이나 감사위험이 높은 계정과목에 대한 감사를 소홀히 수행할 가능성이 있고 감사인 수임시 피감사법인에 대한 정보를 파악하는 것이 늦어질수록 감사품질이 떨어질 수 있다. 또한 강제교체 감사인도 경영자가 선호하는 감사인으로 자율적으로 선택할 수 있기 때문에 자율교체 감사인과 동일한 감사위험에 처할 수 있다. 이에 따라 강제교체 감사인도 자율교체 감사인과 동일하게 보수적인 회계처리를 요구할 수 있다. 즉, 감사인은 경영

자와의 정보비대칭으로 인한 초도감사실패 위험을 낮추기 위해 회계원칙의 적용이나 해석에 있어 보수적인 태도를 취할 수 있다(Krishnan 1994; 이효익 외 2002). 이에 본 연구에서는 경영자의 자의적인 행동을 통제하는 수단으로 사용될 수 있는 보수주의(Watts 2003a)를 이용하여 감사인 강제교체와 자율교체의 보수주의 차이를 비교·분석하였다.

위에서 논의된 자율교체와 강제교체 감사인간의 보수성에 대한 두 가지 다른 예측을 반영하기 위하여 본 연구의 가설은 다음과 같이 귀무가설 형태로 설정된다.

귀무가설: 강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수성은 차이가 없다.

III. 표본선정 및 연구모형

3.1 표본선정

본 연구는 감사인 강제교체가 기업의 보수적인 성향에 미치는 영향을 분석하기 위하여 2006-2008년에 감사인을 변경한 주권상장법인인 코스닥등록법인 중 비금융기업을 연구대상으로 하였다. 본 연구에 사용된 표본 선정과정을 <표 1>의 [PANEL A]에 제시하였다. 표본기간동안 감사인이 변경된 기업 1,230개 중 외국인투자 촉진법에 해당하는 기업을 제외하였다.¹⁰⁾ 순수한 감사인 강제교체의

10) <외국인투자 촉진법> 제 21조의 규정에 의하여 등록된 외국인투자기업으로서 대통령령이 정하는 사유로 인하여 해외 모기업과의 관계상 동일 감사인의 연속감사가 이루어져야 하는 경우와 외국증권거래소에 유가증권이 상장되어 있는 기업의 경우는 감사인 강제교체 규정에 대한 예외를 인정하였다.

〈표 1〉 표본의 분포

[PANEL A] : 표본의 선정

구분	기업수			총계
	2006	2007	2008	
감사인이 변경된 기업	273	307	650	1230
외국인투자 촉진법에 해당되는 기업 주1)	(-)2	(-)2	(-)2	(-)6
감사만이 감사한 기업 및 지정감사인이 감사한 기업	(-)89	(-)76	(-)65	(-)230
채무자료를 구할 수 없는 기업	(-)29	(-)13	(-)51	(-)93
최종표본기업	153	216	532	901

주1) <외국인투자 촉진법> 제 21조의 규정에 해당되는 기업은 감사인 강제교체 규정에 대한 예외를 인정하였다.

[PANEL B] : 감사인 강제교체 및 자율교체 기업의 연도별 분포

구분	2006	2007	2008	총계
감사인 강제교체 기업	63	111	389	563
감사인 자율교체 기업	90	105	143	338

[PANEL C] : 산업별분포

구분	빈도	백분율(%)
식료품 제조업	34	3.77
섬유제품 제조업; 의복 제외	13	1.44
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	20	2.22
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	17	1.89
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	58	6.44
의료용물질 및 의약품 제조업	42	4.66
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	23	2.55
비금속광물제품 제조업	21	2.33
1차금속 제조업	48	5.33
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	28	3.11
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	157	17.43
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	21	2.33
전기장비 제조업	36	4
기타기계 및 장비 제조업	70	7.77
자동차 및 트레일러 제조업	39	4.33
종합건설업	28	3.11
도매 및 상품중개업	62	6.88
소매업; 자동차 제외	14	1.55
육상운송 및 파이프라인 운송업	11	1.22
출판업	41	4.55
영상·오디오기록물제작 및 배급업	19	2.11
컴퓨터프로그래밍, 시스템통합 및 관리업	15	1.66
정보서비스업	16	1.78
전문서비스업	25	2.77
사업지원서비스업	12	1.33
10개미만인 산업	31	3.44
총계	901	100

영향만을 분석하기 위해 감사인이 지정된 기업을 표본에서 제외하였으며(강선민과 황인태 2007), 감사반이 감사한 기업과 본 연구가설 검증에 필요한 재무자료를 구할 수 없는 기업을 표본에서 제외하였다. 이 중 563개 기업이 표본기간 동안 감사인을 강제교체 하였으며 338개의 기업은 감사인을 자율교체 하였다. 감사인 강제교체 기업 중 389개(69.1%) 기업이 2008년도에 감사인을 강제교체한 것으로 나타났다.¹¹⁾ 이는 <표 1>의 [PANEL B]에 보고되었다. 여기서 감사인 강제교체 기업이라 함은 동일 감사인으로 6개 사업연도를 감사하고 그 다음해에 감사인을 변경한 기업을 말한다. 마지막으로 [PANEL C]는 분석대상에 대한 산업별 분포를 제시하였다. 전자관련 제조업이 17.43%로 가장 큰 비중을 차지하고 있으며, 다음으로 기타기계 및 장비제조업과 도매 및 상품중개업이 14.65%의 비중을 차지하였다.

3.2 연구방법

3.2.1 보수주의 측정

감사인의 보수주의는 피감사법인의 이익조정 행위를 억제하는 제도적인 장치가 될 수 있다(Watts 2003a; Chung et al. 2003; Ruddock et al.

2006). 이에 따라 본 연구의 종속변수로 Penman and Zhang(2002)의 보수주의 측정치를 이용하였다. Penman and Zhang(2002)은 대차대조표에 의한 보수주의를 측정하기 위해 보수주의 항목을 순영업자산으로 나누어 C점수를 계산하였다. 그들은 재고자산의 후입선출법 적용시의 적립금, 연구개발비 그리고 광고선전비를 보수주의 항목으로 사용하였다. 하지만 우리나라의 대차대조표에는 Penman and Zhang(2002)이 사용한 후입선출법 적용시의 적립금 항목이 포함되지 않기 때문에 그들이 제시한 보수주의 항목을 그대로 적용하기에는 제약이 따른다(백원선과 이수로 2004). 이에 본 연구에서는 김정옥과 배길수(2009)가 사용한 방법을 바탕으로 손익계산서에서 보수주의와 관련된 대표적인 항목인 연구개발비, 광고선전비와 재고자산평가손실 항목을 포함시켜 적립금을 계산하였다.¹²⁾ 또한 손익계산서에 의한 보수주의를 측정하기 위해 C점수의 변화값을 기초로 Q점수를 계산하였다. 구체적으로, Penman and Zhang(2002)이 사용한 방법을 바탕으로 전년도 C점수(Ct-1)와 당해 연도 산업별 C점수의 중앙값(Cmedian)과 당해 연도 C점수(Ct)와의 차이로 Q점수를 계산하였다.¹³⁾ 이 값이 양(+)의 값을 지니면 보수적으로 회계처리가 이루어진 것으로 해석될 수 있다. 이는 모형 (1)과 (2)에 제시되었다.

11) 다음의 내용은 조세일보 2008/02/21일자 '회계법인들의 피 말리는 '2末3初'에서 발췌한 것으로 2006년과 2007년보다 2008년에 감사인을 의무 교체해야 하는 기업이 419개로 대폭 늘어났음을 알 수 있다. "현재 회계법인 업계에서는 감사인 계약전이 막바지로 치닫는 '2말3초(2월말 3월초)'를 한 건이라도 더 따내기 위한 '전쟁'이 치열하게 전개되고 있다. 올해 감사인을 의무 교체해야 하는 회사는 무려 419개, 2006년 65개사, 2007년 121개사에서 대폭 늘어났다."

12) 김정옥과 배길수(2009)에서는 Penman and Zhang(2002)과 다르게 재고자산평가손실 항목을 보수주의 측정시 포함시켰다. 이는 Accounting Research Bulletin 43, Committee on Accounting Procedures 1953 에서 재고자산평가손실 항목이 보수주의와 관련된 대표적인 항목이라고 제시한 것에 바탕을 둔 것이다.

13) Penman and Zhang(2002)에서는 당해 연도 산업별 C점수의 중앙값과 전년도 C점수와 당해 연도 C점수와의 차이를 Q점으로 정의하였다. 그들은 위의 두 기준치가 각각 50%의 가중치를 지닌다고 보고 각 C점수의 변화값에 0.5를 곱하여 Q점수를 계산하였다. 이러한 차이는 비기대적인 C점수(Unexpected C)를 나타낸다고 할 수 있다.

$$CSCORE_t = \frac{ER_t}{NOA_t} \quad (1)$$

$$QSCORE_t = 0.5 \times (C_t - C_{t-1}) + 0.5 \times (C_t - C_{median_t}) \quad (2)$$

여기서

ER_t = 연구개발비_t + 광고선전비_t + 재고자산평가손실_t

C_{t-1} = 전년도 $CSCORE$

C_{median_t} = 산업별 $CSCORE$ 의 중앙값

NOA_t = 순자산_t - [(유가증권_t + 단기대여금_t + 단기금융상품_t)
- (단기차입금_t + 유동성차입금_t + 사채_t
+ 장기차입금_t + 장기금융리스부채_t)]

3.2.2 연구모형 설정

강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수주의 차이를 분석하기 위하여 모형 (3)을 추정하였다. 이를 분석하기 위해 보수주의에 영향을 미칠 수 있는 장부 대 시장가치(BM), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 총자산영업이익률(ROA), 대주주지분율(OWN), 외국인지분율(FOR), 대형감사법인(BIG), 성과통제 재량적발생액(PMDA), 당기순손실여부(LOSS), 전년대비 당기순이익증가여부(NIID), 산업별더미(IDFixed), 그리고 연도별더미(YRFixed)를 통제변수로 포함시켰다. 그 모형은 다음과 같다.

$$CSCORE_t \text{ (or } QSCORE_t) = \alpha_0 + \alpha_1 MAN_t + \alpha_2 BM_t + \alpha_3 SIZE_t + \alpha_4 LEV_t + \alpha_5 ROA_t + \alpha_6 OWN_t + \alpha_7 FOR_t + \alpha_8 BIG_t + \alpha_9 PMDA_t + \alpha_{10} LOSS_t + \alpha_{11} NIID_t + \alpha_{12-20} IDFixed + \alpha_{21-22} YRFixed + \epsilon \quad (3)$$

여기서,

MAN_t = 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0

BM_t = 장부 대 시장가치

$SIZE_t$ = 총자산의 자연대수 값

LEV_t = 총부채/총자산

ROA_t = 총자산영업이익률

OWN_t = 대주주1인지분율(특수관계자지분포함)

FOR_t = 외국인 지분율/100

BIG_t = 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0

$PMDA_t$ = 성과통제 재량적발생액(Kothari et al. 2005)

$LOSS_t$ = 당해 연도 순손실을 보고한 기업이면 1, 아니면 0

$NIID_t$ = 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0

$IDFixed$ = 산업별 더미변수

$YRFixed$ = 연도별 더미변수

모형의 관심변수는 MAN 변수로 이는 감사인을 강제교체 한 기업이면 1, 자율교체 한 기업이면 0인 더미변수이다. 만약 감사인의 입장에서 강제교체한 기업의 감사실패 위험이 크다고 판단되어 보수성을 높인다면 MAN 변수는 양(+)^{의 관계를 가질 것이고, 자율교체 한 기업보다 감사실패 위험이 낮다고 판단되어 보수성을 낮춘다면 음(-)^{의 관계를 가질 것이다. 본 연구에서는 장부 대 시장가치(BM), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 총자산영업이익률(ROA), 대주주지분율(OWN), 외국인지분율(FOR), 대형감사법인(BIG), 성과통제 재량적발생액(PMDA), 당기순손실여부(LOSS), 전년대비 당기순이익증가여부(NIID), 산업별더미(IDFixed), 그리고 연도별더미(YRFixed)를 통제변수로 사용하였다. 우선 규모가 큰 기업은 다양한 이해관계자가 존재하기 때문에 보수적인 회계처리를 선호할 수 있으며(Lys and Watts 1994), 높은 소송위}}

험이 감사인의 보수적인 회계처리에 영향을 미칠 수 있다(Cahan and Zhang 2006). 이에 부채비율(LEV)과 기업규모(SIZE) 변수를 모형에 포함시켰다. 또한 기업지배구조 수준이 회계정보의 보수성에 영향을 미칠 수 있다는 선행연구(최현돌과 윤재원 2006)와 외국인 투자자들은 항시 기업을 감시할 수 없기 때문에 자신의 이익을 보호하기 위하여 보수적인 회계처리를 요구할 수 있다는 선행연구(김정옥과 배길수 2006; 최현돌과 윤재원 2006)를 바탕으로 대주주지분율(OWN)과 외국인 지분율(FOR)을 모형에 추가하였다. 대형회계법인 이 보수주의에 미치는 영향(Chung et al. 2003)과 기업의 성장성이 보수주의를 낮추는 효과를 통제(문상혁 외 2006)하기 위하여 대형회계법인(BIG), 장부 대 시장가치(BM), 그리고 총자산영업이익률(ROA)변수를 통제변수로 사용하였다. 재량적발생액이 보수적 회계처리에 미치는 영향을 통제하기 위하여 성과통제 재량적발생액(PMDA)을 모형에 포함시키고(김정옥과 배길수 2009), 보수주의 회계선택으로 순이익이 낮아지는 영향을 통제하기 위하여 당기순손실여부(LOSS)를 모형에 포함시켰다(Givoly and Hayn 2000; 강내철 2006). 또한 덜 보수적인 감사인을 후임 감사인으로 교체하여 이익을 상향조정하려는 유인이 있다는 선행연구(박종일과 박수근 2007)를 바탕으로 보수적 회계처리와 이익 상향조정의 관련성을 통제하기 위하여 당기순이익이 증가한 기업을 나타내는 더미변수(NIID)를 모형에 포함하였다. 마지막으로 산업별·연도별 영향을 통제하기 위해 연도별 더미(YRFixed)와 산업별 더미(IDFixed)변수를 모형에 추가하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량 및 상관관계

〈표 2〉는 본 연구에서 사용된 주요변수의 기술통계량을 제시하였다. 감사인이 강제교체 된 기업의 기술통계량은 [PANEL A]에 보고되었다. C점수의 평균(0.039)이 중위수(0.015) 보다 큰 것으로 나타나 C점수의 편중현상이 존재함을 보였다. 이러한 현상은 Q점수에서도 동일하게 나타났다. 기업규모(SIZE)와 부채비율(LEV)의 평균 및 중위수는 비슷한 값을 지녀 고르게 분포되어 있음을 알 수 있다. 이 중 강제교체 기업규모(SIZE)의 평균(25.677)이 자율교체 기업규모(SIZE)의 평균(24.933)보다 높은 것으로 나타났다. 또한 성장성을 나타내는 변수인 장부 대 시장가치(BM)의 평균값과 총자산영업이익률(ROA)의 평균값은 각각 1.632와 -0.026으로 보고되었다. 대형회계법인(BIG)의 평균은 0.522인 것으로 나타나 표본 중 52.2%가 대형회계법인에서 감사를 받고 있음을 알 수 있다. 외국인 지분율(FOR) 변수는 평균과 중위수의 차이가 크게 나타나 외국인 지분율을 100으로 나눈 수를 모형에 포함시켰다. 또한 당기순손실여부(LOSS)의 평균은 0.314인 것으로 나타나 표본 중 31.4%가 당해 연도 손실을 보고하였으며, 전체 기업의 94.5%가 전년대비 당해 연도 당기순이익을 증가시킨 것으로 나타났다. 마지막으로 성과통제 재량적발생액(PMDA) 변수의 평균값은 -0.015로 음(-)의 값을 지님을 보였다.

감사인이 자율교체 된 기업의 기술통계량은 [PANEL B]에 보고되었다. C점수의 평균이 0.060이고 중위수가 0.024인 것으로 나타나 C점수의 편중현상

이 자율교체 기업에서도 존재함을 보였다. 이러한 현상은 Q점수에서도 동일하게 나타났다. 감사인 자율교체 기업의 기업규모(SIZE) 변수의 평균(24.933) 및 중위수(24.747)는 비슷한 값을 지녀 고르게 분포되어 있음을 알 수 있다. 성장성을 나타내는 변수인 장부 대 시장가치(BM)의 평균값과 총자산영업이익률(ROA)의 평균값은 각각 1.050과 -0.130으로 감사인 강제교체 기업보다 낮은 것으로 보고되었다. 또한 대형회계법인(BIG)의 평균이 0.399인 것으로 나타나 표본 중 39.9%가 대형회계법인에서 감사를 받는 것으로 보고되었다. 외국인 지분율(FOR) 변수는 평균과 중위수의 차이가 크게 나타나 외국인 지분율을 100으로 나눈 수를 모형에 포함시켰다. 대주주지분율(OWN)의 평균값은 0.262로 감사인 강제교체 기업의 평균(0.253)보다 높게 나타났다. 또한 당기순손실여부(LOSS)의 평균값은 0.364로 감사인 강제교체 기업보다 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 성과통제 재량적발생액(PMDA)의 평균값은 강제교체 기업보다 높지만 강제교체 기업과 동일하게 음(-)의 값을 지녔다. 이는 감사인 강제교체 기업의 성장성이 높아 감사 위험이 크지 않은 기업에 대해 덜 보수적인 회계처리를 할 수 있음을 의미한다(문상혁 외 2006). 하지만 감사인 강제교체 기업의 규모가 크고, 감사인 강제교체 기업의 대형회계법인과 외국인 지분율의 비중이 감사인 자율교체 기업보다 높으며 대주주 지분율의 비중은 낮은 것으로 나타났다. 이는 강제교체 된 감사인이 자율교체 된 감사인보다 더 보수적인 회계처리를 기업에게 요구할 수 있음을 의미한다.¹⁴⁾

〈표 2〉의 [PANEL C]는 감사인 강제교체 기업과 자율교체 기업의 단일변량 분석결과를 제시하였다. 단일변량 분석결과를 보면, C점수는 통계적으로 유의하게 자율교체 기업의 평균과 중위수가 감사인 강제교체 기업에 비해 높음을 제시하였다. 이는 자율교체 기업에 대하여 감사인이 더 높은 보수성을 요구하기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 Q점수는 자율교체 기업의 평균이 높으나 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

〈표 3〉은 본 연구에 사용된 주요변수의 상관관계를 보여준다. 강제교체 여부를 나타내는 MAN 변수와 C점수는 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타나 강제교체 기업이 상대적으로 덜 보수적임을 보였다. 또한 Q점수는 음(-)의 관련성을 가졌으나 통계적으로 유의한 수치는 얻을 수 없었다. 따라서 보수주의에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제한 추가분석이 요구된다. 또한 기업규모(SIZE)와 외국인 지분율(FOR) 및 대형회계법인(BIG) 변수, 외국인 지분율(FOR)과 대형회계법인(BIG) 변수, 당기순손실여부(LOSS)와 부채비율(LEV), 그리고 장부 대 시장가치(BM)와 총자산영업이익률(ROA)이 높은 양(+)의 상관관계를 지님을 보였다. 당기순손실여부(LOSS)와 기업규모(SIZE) 및 총자산영업이익률(ROA)은 높은 음(-)의 상관관계를 지님을 보였다. 그러나 분산팽창계수(VIF)의 최대값이 2를 넘지 않아 독립변수 간의 공선성 문제는 높지 않은 것으로 판단된다.

14) 최현돌과 윤재원(2006)은 지배주주의 지분율이 낮고 외국인 주주의 지분율이 높을수록 회계정보의 보수성이 높을 수 있음을 보였으며, Chung et al. (2003)은 대형회계법인이 더 보수적인 회계처리를 요구함을 보였다. 또한 Lys and Watts (1994)에서는 기업의 규모가 큰 경우 다양한 이해관계자가 존재하기 때문에 보수적인 회계처리를 선호할 수 있음을 보였다.

〈표 2〉 주요변수에 대한 기술통계

[PANEL A]: 강제교체 기업의 기술통계(표본수=563)

Penman and Zhang(2002)의 모형					
변수	평균	5%	중앙값	95%	표준편차
MAN	1.000	1.000	1.000	1.000	0.000
CSCORE	0.039	0.000	0.015	0.172	0.061
QSCORE	0.005	-0.032	-0.001	0.065	0.047
BM	1.632	0.316	1.394	3.682	1.281
SIZE	25.677	23.922	25.420	28.111	1.274
LEV	0.433	0.109	0.438	0.754	0.210
ROA	-0.026	-0.380	0.020	0.143	0.228
OWN	0.253	0.093	0.228	0.488	0.130
FOR	0.071	0.000	0.010	0.330	0.119
BIG	0.522	0.000	1.000	1.000	0.500
PMDA	-0.015	-0.178	-0.016	0.136	0.106
LOSS	0.314	0.000	0.000	1.000	0.465
NIID	0.945	0.000	1.000	1.000	0.228

[PANEL B]: 자율교체 기업의 기술통계(표본수=338)

Penman and Zhang(2002)의 모형					
변수	평균	5%	중앙값	95%	표준편차
MAN	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CSCORE	0.060	0.000	0.024	0.232	0.129
QSCORE	0.014	-0.055	0.000	0.125	0.121
BM	1.050	0.143	0.846	3.054	2.298
SIZE	24.993	23.347	24.747	27.319	1.273
LEV	0.446	0.093	0.395	0.837	0.335
ROA	-0.130	-0.968	0.030	0.165	0.658
OWN	0.262	0.093	0.229	0.580	0.152
FOR	0.046	0.000	0.006	0.247	0.096
BIG	0.399	0.000	0.000	1.000	0.491
PMDA	-0.009	-0.239	-0.009	0.282	0.193
LOSS	0.364	0.000	0.000	1.000	0.482
NIID	1.000	1.000	1.000	1.000	0.000

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통제 재량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손실여부, NIID는 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

[PANEL C]: 강제교체 기업과 자율교체 기업의 단일변량 분석

Penman and Zhang(2002)의 모형						
구분	강제교체		자율교체		t-값	z-값
	평균	중앙값	평균	중앙값		
CSCORE	0.039	0.015	0.060	0.024	2.91***	2.78***
QSCORE	0.005	-0.001	0.014	-0.000	1.28	0.21

주1) *, **, ***는 각각 10%,5%,1% 수준에서 유의함을 말한다.

〈표 3〉 주요변수에 대한 상관관계

Penman and Zhang(2002)의 모형											
	MAN	CSCORE	QSCORE	BM	SIZE	LEV	ROA	OWN	FOR	BIG	LOSS
CSCORE	-0.113 (0.001)										
QSCORE	-0.051 (0.123)	0.833 (0.000)									
BM	0.160 (0.000)	-0.090 (0.007)	-0.034 (0.304)								
SIZE	0.252 (0.000)	-0.170 (0.000)	-0.072 (0.031)	0.062 (0.062)							
LEV	-0.025 (0.459)	-0.040 (0.232)	-0.017 (0.621)	-0.444 (0.000)	0.104 (0.002)						
ROA	0.113 (0.001)	-0.069 (0.039)	-0.067 (0.044)	0.294 (0.000)	0.250 (0.000)	-0.452 (0.000)					
OWN	-0.033 (0.319)	-0.045 (0.174)	-0.067 (0.043)	-0.002 (0.947)	0.097 (0.004)	-0.022 (0.506)	0.140 (0.000)				
FOR	0.108 (0.001)	0.006 (0.867)	0.020 (0.543)	-0.074 (0.026)	0.432 (0.000)	-0.094 (0.005)	0.119 (0.000)	0.045 (0.176)			
BIG	0.119 (0.000)	-0.085 (0.011)	-0.056 (0.095)	-0.010 (0.769)	0.472 (0.000)	-0.002 (0.960)	0.151 (0.000)	0.167 (0.000)	0.294 (0.000)		
PMDA	-0.022 (0.510)	-0.062 (0.063)	-0.006 (0.861)	0.128 (0.000)	0.042 (0.212)	0.046 (0.166)	0.042 (0.212)	-0.025 (0.457)	-0.046 (0.166)	-0.052 (0.117)	
LOSS	-0.051 (0.127)	0.072 (0.030)	0.049 (0.139)	0.011 (0.741)	-0.259 (0.000)	0.249 (0.000)	-0.417 (0.000)	-0.131 (0.000)	-0.189 (0.000)	-0.211 (0.000)	0.041 (0.214)
NIID	-0.146 (0.000)	0.004 (0.902)	-0.005 (0.879)	0.001 (0.984)	-0.039 (0.248)	0.012 (0.710)	-0.012 (0.722)	0.059 (0.076)	-0.034 (0.305)	-0.027 (0.413)	0.007 (0.831)

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통제 제량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손실여부, NIID는 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

주2) 피어슨 상관관계를 보고하였고, ()안의 수치는 p-값을 나타낸다.

4.2 회귀분석 결과

본 연구가설을 분석하기 위해 Penman and Zhang(2002) 모형을 이용하였다. 이는 감사인의 강제교체제도에 대한 보수적인 회계선택을 분석하

기 위해서는 Unconditional conservatism의 보수주의 측정치가 더 적합하기 때문이다(Ball et al. 2008; Qiang 2007). 감사인 강제교체 여부에 대한 보수주의 차이를 분석한 결과는 〈표 4〉에 제시하였다.¹⁵⁾ 강제교체 여부와 보수주의 차이를 살펴

15) Penman and Zhang(2002)의 모형을 이용한 선행연구(백원선과 유재권 2005; 김정욱과 배길수 2006, 2009; 한길석과 안상봉 2009)의 설명력은 최소 0.30%에서 최고 22.22%로 나타났다. 본 연구의 Penman and Zhang(2002) 모형의 설명력은 최소 0.90%에서

보면, C점수 모형의 추정계수 값은 각각 -0.019, -0.016으로 최고 1% 수준에서 일관되게 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 감사인 강제교체 기업의 감사인이 자율교체 감사인보다 피감사법인에 대한 감사위험을 낮게 판단하여 덜 보수적인 감사를 수행함을 의미한다. 이 결과는 경영자의 이익조정 등의 내적동기로 신규 선임될 가능성이 있는 자율교체 감사인이 강제교체 감사인보다 더 높은 감사위험에 직면할 가능성이 높다고 판단하여 감사위험을 낮추기 위해 더 보수적인 회계처리를 자율교체 기업에게 요구한 결과로 해석된다. 즉, 자율교체 기업의 감사인은 자율교체 기업의 보수성 제고로 재무보고의 질을 높일 수 있을 것이다. 또한 Q점수 모형의 추정계수 값은 각각 -0.010(t값: -1.71)과 -0.012(t값: -1.87)로 10% 수준에서 일관되게 음(-)의 값을 나타내고 있다.¹⁶⁾ 추정계수의 값이 음(-)의 값을 보이는 것은 C점수와 마찬가지로 보고이익의 증가를 위해 경영자의 자의적인 감사인 교체일 가능성이 거의 없는 강제교체 감사인은 경영자의 자의적 교체유인에 따른 감사위험이 적어 자율교체 감사인에 비해 덜 보수적인 감사를 수행하여 나타난 결과로 해석된다.

C점수 모형에서는 선행연구와 일치하게 외국인 지분율(FOR)이 높을수록 감사인의 보수적인 성향이 높고, 기업의 성장성이 높을수록 보수적인 성향이 낮음을 보였다(문상혁 외 2006; 최현돌과 윤계

원 2006). 또한 대형회계법인(BIG)과 부채비율(LEV) 변수는 선행연구(김정옥과 배길수 2006; Chung et al. 2003; Kim et al. 2003)와는 다른 방향성을 보였지만 통계적으로 일관되게 유의하지 않았다. 기업규모(SIZE)가 클수록 감사인의 보수적인 성향이 낮음을 보였다. 이와 반대로 Q점수 모형에서는 C점수 모형과 일관된 방향성을 보였지만 통계적인 유의성이 낮은 것으로 보고되었다. 마지막으로 C점수와 Q점수 모형과 당기순손실여부(LOSS) 변수는 양(+)의 관련성을 보였지만 통계적으로 유의하지 않았으며, 당기순이익 증가여부(NIID)변수는 Q점수 모형에서만 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보여 당기순이익이 증가한 기업의 보수성이 낮음을 보였다.

V. 추가분석결과

5.1 Beaver and Ryan(2000) 모형

본 연구에서는 강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수주의 성향을 분석하기 위해 Penman and Zhang(2002)의 모형을 이용하였다. 이는 감사인의 강제교체제도에 대한 보수적인 회계선택을 분석하기 위해서는 Unconditional conservatism의

최고 5.20%로 선행연구와 비슷하였으나 전반적으로 설명력이 낮았다. 따라서 분석모형에서 고려하지 못한 다른 변수들의 존재 가능성이 있어 그 해석에 주의가 요구된다. 다만, Beaver and Ryan(2000) 모형은 33.18%, Basu(1997) 모형은 최고 14.97%, Ball and Shivakumar(2005) 모형은 최고 11.49%의 높은 설명력을 가지고 Penman and Zhang(2002) 모형의 분석결과와 일관된 결론을 얻었다.

16) Q점수 모형의 추정계수는 10% 수준에서 일관되게 유의한 음(-)의 값을 보이고 있으나 여전히 그 통계적인 유의성이 낮아 그 해석에 주의가 요구된다. 다만, Beaver and Ryan(2000), Basu(1997), Ball and Shivakumar (2005)의 모형을 사용한 분석결과에서 일관되게 강제교체 감사인이 자율교체 감사인에 비해 덜 보수적인 것으로 나타났다. 이는 경영자의 자의적인 감사인 교체일 가능성이 거의 없는 강제교체 감사인은 신규감사에 따른 감사위험을 자율교체 기업에 비해 작게 평가하게 되고 이에 따라 자율교체 감사인에 비해 덜 보수적인 감사를 수행할 수 있음을 의미한다.

〈표 4〉 감사인 자율교체 및 강제교체 기업에 대한 회귀분석: Penman and Zhang (2002)의 모형

Penman and Zhang(2002)의 모형				
변수	종속변수: CSCORE		종속변수: QSCORE	
	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수
절편	0.061*** (9.19)	0.285*** (3.47)	0.017*** (2.85)	0.111 (1.49)
MAN	-0.019*** (-2.79)	-0.016** (-2.31)	-0.010* (-1.71)	-0.012* (-1.87)
BM		-0.005** (-2.48)		-0.002 (-1.12)
SIZE		-0.007** (-2.23)		-0.002 (-0.58)
LEV		-0.032** (-2.03)		-0.019 (-1.34)
ROA		-0.002 (-0.23)		-0.008 (-0.98)
OWN		-2.150 (-0.95)		-3.529* (-1.72)
FOR		6.296** (1.99)		4.058 (1.42)
BIG		-0.004 (-0.50)		-0.004 (-0.63)
PMDA		-0.032 (-1.47)		0.000 (-0.02)
LOSS		0.008 (1.09)		0.001 (0.20)
NIID		-0.018 (-0.92)		-0.029* (-1.67)
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
F-값	3.67***	3.35***	1.71*	1.59**
수정R ²	3.20	5.20	0.90	1.40
표본수	901	901	901	901

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, SIZE는 총자산의 자연 대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통제 채량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손 실여부, NIID는 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

주2) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 말한다.

보수주의 측정치가 더 적합하다는 것에 기반한 것이다(Ball et al. 2008; Qiang 2007). 이에 추가적으로 Unconditional conservatism 측정치인 Beaver and Ryan(2000)의 모형을 사용하여 본 연구결과의 강건성을 제시하고자 한다. 그들은 기업의 순자산 장부가치와 시장가치의 비율을 사용하여 시장가치를 기준으로 순자산의 장부금액이 낮게 평가되는 정도를 보수주의로 정의했다. Beaver and Ryan(2000)의 모형을 바탕으로 장부 대 시장가치(BM)에 영향을 미칠 수 있는 현재와 과거 시점의 수익률의 효과를 통제하기 위해 현재의 주가수익률과 과거 6년간의 주가수익률을 통제변수로 포함하였다. 만일 강제교체 기업이 보수적 회계처리를 하고 있다면 시장가치보다 장부금액이 작게 예상되어 있을 것이므로 MAN 변수는 음(-)의 수치를 보일 것이다. 나머지 통제변수들은 Penman and Zhang(2002)의 모형에 사용된 변수들을 이용하였다. 이를 바탕으로 본 연구가설을 검증하기 위해 다음과 같은 모형을 사용하였다.

$$\begin{aligned}
 BM_t = & \alpha_0 + \alpha_1 MAN_t + \alpha_2 SIZE_t + \alpha_3 LEV_t + \alpha_4 ROA_t \\
 & + \alpha_5 OWN_t + \alpha_6 FOR_t + \alpha_7 BIG_t + \alpha_8 PMDA_t \\
 & + \alpha_9 LOSS_t + \alpha_{10} NIID_t + \alpha_{11-17} \sum_{k=0}^6 R_{t-k} \\
 & + \alpha_{18-26} IDFixed + \alpha_{27-28} YRFixed + \epsilon \quad (4)
 \end{aligned}$$

여기서,

R_{t-k} = 개별기업의 회계연도 t-k에서의 연간 주가수익률
나머지 변수들의 정의는 모형 (3)과 동일하다.

〈표 5〉는 Beaver and Ryan(2000) 모형에 따른 연구에서 사용된 변수들 간의 상관관계를 제시한다. 감사인 강제교체(MAN) 여부와 장부 대 시

장가치(BM)는 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 보였다. 또한 기업규모(SIZE)와 외국인 지분율(FOR) 및 대형회계법인(BIG) 변수, 외국인 지분율(FOR)과 대형회계법인(BIG) 변수, 당기순손실여부(LOSS)와 전년도 대비 당기순이익 증가여부(NIID) 변수 등은 높은 상관관계가 있음을 보였으나 분산팽창계수(VIF)의 최대값이 3을 넘지 않아 독립변수 간의 공선성 문제는 높지 않은 것으로 판단된다.

〈표 6〉은 감사인 강제교체 여부(MAN)가 보수적 회계처리에 미치는 영향을 분석한 결과이다. Beaver and Ryan(2000) 모형의 분석결과 감사인 강제교체 여부(MAN)와 장부 대 시장가치(BM)는 0.194(t-값: 2.32)로 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다. 이는 강제교체 감사인과 달리 자율교체 감사인은 경영자의 이익조정 등의 내적 교체동기가 강하게 작용할 가능성이 높은 환경하에서 피감사법인에 대하여 내적동기까지 파악할 사전적인 정보도 부족하기 때문에 피감사법인에게 더 높은 수준의 보수성을 요구함을 의미한다. 본 연구의 Penman and Zhang(2002) 모형의 결과와 일치하게 외국인 지분율(FOR)이 높을수록 보수적인 성향이 높고, 기업규모(SIZE)와 기업의 성장성(ROA)이 높을수록 보수적인 성향이 낮음을 보였다. 또한 선행연구(김정옥과 배길수 2006)와 동일하게 부채비율(LEV)이 높을수록 보수적인 성향이 높음을 보였다. 마지막으로 현재와 과거의 주가수익률 변수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이는 장부 대 시장가치(BM)에 과거, 현재, 미래의 초과수익에 대한 정보가 포함되어 있음을 의미한다(김유찬과 황국재 2008).

<표 5> 주요변수에 대한 상관관계(추가분석): Beaver and Ryan(2000)의 모형

Beaver and Ryan(2000)의 모형																	
	MAN	BM	SIZE	LEV	ROA	OWN	FOR	BIG	PMDA	LOSS	NIID	R _t	R _{t-1}	R _{t-2}	R _{t-3}	R _{t-4}	R _{t-5}
BM	0.136 (0.001)																
SIZE	0.069 (0.080)	-0.032 (0.413)															
LEV	-0.084 (0.032)	-0.059 (0.132)	0.134 (0.001)														
ROA	0.133 (0.001)	0.040 (0.308)	0.293 (0.000)	-0.203 (0.000)													
OWN	-0.066 (0.091)	-0.029 (0.462)	0.044 (0.260)	0.027 (0.484)	0.122 (0.002)												
FOR	0.071 (0.069)	-0.161 (0.000)	0.466 (0.000)	-0.114 (0.004)	0.143 (0.000)	0.044 (0.258)											
BIG	0.029 (0.456)	-0.059 (0.135)	0.485 (0.000)	0.016 (0.689)	0.221 (0.000)	0.168 (0.000)	0.311 (0.000)										
PMDA	-0.037 (0.343)	0.038 (0.336)	0.019 (0.623)	0.189 (0.000)	-0.041 (0.299)	-0.021 (0.585)	-0.066 (0.090)	-0.053 (0.174)									
LOSS	-0.082 (0.037)	0.115 (0.003)	-0.279 (0.000)	0.199 (0.000)	-0.499 (0.000)	-0.056 (0.155)	-0.180 (0.000)	-0.223 (0.000)	0.054 (0.166)								
NIID	0.036 (0.353)	0.131 (0.001)	-0.062 (0.112)	0.029 (0.457)	-0.231 (0.000)	-0.052 (0.183)	-0.029 (0.465)	-0.063 (0.106)	-0.038 (0.330)	0.374 (0.000)							
R _t	0.023 (0.552)	-0.317 (0.000)	0.192 (0.000)	-0.141 (0.000)	0.286 (0.000)	-0.003 (0.930)	0.076 (0.054)	0.097 (0.013)	-0.047 (0.235)	-0.339 (0.000)	-0.223 (0.000)						
R _{t-1}	-0.045 (0.250)	-0.259 (0.000)	0.116 (0.003)	0.079 (0.045)	0.101 (0.010)	0.079 (0.044)	-0.006 (0.883)	0.053 (0.176)	-0.035 (0.379)	-0.126 (0.001)	-0.059 (0.130)	0.036 (0.354)					
R _{t-2}	0.034 (0.388)	-0.126 (0.001)	0.069 (0.079)	0.011 (0.782)	0.080 (0.040)	-0.042 (0.280)	0.036 (0.361)	0.033 (0.396)	0.012 (0.762)	-0.051 (0.194)	0.011 (0.774)	0.058 (0.143)	0.012 (0.766)				
R _{t-3}	0.007 (0.858)	-0.011 (0.777)	-0.058 (0.138)	0.005 (0.899)	-0.095 (0.015)	-0.002 (0.955)	0.038 (0.330)	-0.053 (0.177)	0.001 (0.986)	0.100 (0.011)	0.050 (0.203)	-0.053 (0.176)	-0.075 (0.056)	-0.052 (0.184)			
R _{t-4}	0.116 (0.003)	-0.042 (0.280)	0.234 (0.000)	0.052 (0.188)	0.096 (0.014)	-0.008 (0.848)	0.104 (0.008)	0.163 (0.000)	0.033 (0.405)	-0.092 (0.019)	-0.025 (0.524)	0.017 (0.673)	-0.057 (0.144)	-0.003 (0.932)	-0.020 (0.602)		
R _{t-5}	0.115 (0.003)	0.063 (0.109)	0.103 (0.009)	0.002 (0.962)	0.065 (0.099)	0.059 (0.136)	0.063 (0.107)	0.020 (0.619)	0.021 (0.602)	-0.038 (0.336)	0.005 (0.892)	-0.025 (0.523)	0.029 (0.454)	-0.069 (0.079)	-0.046 (0.241)	-0.116 (0.003)	
R _{t-6}	0.003 (0.942)	-0.216 (0.000)	0.377 (0.000)	-0.063 (0.106)	0.164 (0.000)	-0.015 (0.699)	0.279 (0.000)	0.245 (0.000)	-0.032 (0.409)	-0.204 (0.000)	-0.056 (0.152)	0.267 (0.000)	0.062 (0.114)	0.104 (0.008)	-0.059 (0.131)	0.092 (0.019)	-0.231 (0.000)

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, R_t는 t년도 연간 추가수익률, R_{t-1}은 t-1년도 연간 추가수익률, R_{t-2}는 t-2년도 연간 추가수익률, R_{t-3}는 t-3년도 연간 추가수익률, R_{t-4}는 t-4년도 연간 추가수익률, R_{t-5}는 t-5년도 연간 추가수익률, R_{t-6}는 t-6년도 연간 추가수익률, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통계 재량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손실여부, NIID는 전년 대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.
 주2) 종속변수의 상·하 1%의 극단치를 제거한 후의 결과이다.
 주3) 피어슨 상관관계를 보고하였고, ()안의 수치는 p-값을 나타낸다.

〈표 6〉 감사인 자율교체 및 강제교체 기업에 대한 회귀분석: Beaver and Ryan(2000)의 모형

Beaver and Ryan(2000)의 모형	
변수	종속변수: BM
	추정계수
절편	-1.474*
	(-1.69)
MAN	0.194**
	(2.32)
SIZE	0.137***
	(3.93)
LEV	-0.651***
	(-3.42)
ROA	0.561***
	(3.45)
OWN	-0.001
	(-0.31)
FOR	-0.016***
	(-4.86)
BIG	-0.006
	(-0.08)
PMDA	0.160
	(0.47)
LOSS	0.146
	(1.55)
NIID	0.082
	(1.11)
Rt	-0.559***
	(-6.86)
Rt-1	-0.386***
	(-8.31)
Rt-2	-0.112***
	(-3.26)
Rt-3	-0.026
	(-1.63)
Rt-4	-0.119***
	(-2.97)
Rt-5	-0.085**
	(-2.20)
Rt-6	-0.077
	(-1.09)
산업더미	포함
연도더미	포함
F-값	12.95***
수정 R ²	33.18
표본수	651

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, R_t는 t년도 연간 주가수익률, R_{t-1}은 t-1년도 연간 주가수익률, R_{t-2}는 t-2년도 연간 주가수익률, R_{t-3}는 t-3년도 연간 주가수익률, R_{t-4}는 t-4년도 연간 주가수익률, R_{t-5}는 t-5년도 연간 주가수익률, R_{t-6}은 t-6년도 연간 주가수익률, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통제 재량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손실여부, NIID는 전년 대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

주2) Penman and Zhang(2002)의 모형과 표본수가 다른 이유는 7년간 연간 주가수익률의 자료가 없는 기업을 제외한 결과에 기인한 것이다.

주3) 종속변수의 상·하 1%의 극단치를 제거한 후의 결과이다.

주4) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%,5%,1% 수준에서 유의함을 말한다.

5.2 Basu(1997) 모형

Basu(1997)는 보수주의를 나쁜 소식(bad news)은 즉시 이익의 감소로 인식하지만 좋은 소식(good news)은 이를 인식하기 위해 더 높은 검증이 요구되기 때문에 좋은 소식이 실현되기 전까지 인식을 늦추는 것으로 정의하였다. 그는 이익지속성 모형과 추가수익률 모형을 바탕으로 나쁜 소식과 좋은 소식의 비대칭적 인식여부를 분석하였으며 추가적으로 감사인이 처한 소송위험이 기업의 보수적인 회계처리에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로, 그는 나쁜 소식을 늦게 공시하는 것이 감사인에게 높은 소송위험을 유발할 수 있기 때문에 감사인이 그들의 피감사법인에게 더 보수적인 회계처리를 요구할 수 있다고 주장하였다(Basu 1997). 이를 바탕으로 본 연구에서도 Basu(1997)의 이익지속성 모형을 이용하여 강제교체 감사인과 자율교체 감사인의 보수적 성향을 비교하고자 한다. 만일 교체된 감사인이 피감사법인 경영자의 자의적 교체유인에 따른 위험을 높게 평가하거나 피감사법인에 대한 전문적인 지식부족으로 보수적인 성향을 보인다면 나쁜 소식을 즉시 이익의 감소로 인식하려 할 것이다. 특히 강제교체 감사인이 자율교체 감사인에 비해 이익조정 유인에 따른 교체일 가능성이 낮기 때문에 자율교체 감사인보다 덜 보수적인 감사를 수행할 것이다. 이와 반대로 강제교체 여부와 관계없이 감사인 교체로 인하여 감사인과 피감사법인 간의 정보비대칭성이 높아 감사위험이 높다고 판단한다면 자율교체와 강제교체 감사인의 보수주의는 차이가 없을 것이다.

Basu(1997)의 이익지속성 모형은 당해 연도의 순손실 변화와 직전연도의 음의 순손실 변화의 관계를 통해 그 관계가 음(-)의 방향으로 큰 정도로

보수성을 측정하였다. Basu(1997)의 이익지속성 모형은 다음의 (식 5)와 같다. 만일 강제교체 감사인이 자율교체 감사인의 보수성보다 크다면 (식 5)의 α_7 의 값이 α_3 의 값보다 더 음(-)의 수로 나타날 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta NI_t = & \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 \Delta NI_{t-1} + \alpha_3 D \times \Delta NI_{t-1} \\ & + \alpha_4 MAN_t + \alpha_5 MAN_t \times D + \alpha_6 MAN_t \\ & \times \Delta NI_{t-1} + \alpha_7 MAN_t \times D \times \Delta NI_{t-1} \\ & + \alpha_{8-17} IDFixed + \alpha_{18-19} + \epsilon \end{aligned} \quad (5)$$

여기서,

ΔNI_t = (당해 연도 당기순이익-전년도 당기순이익)/전년도 총자산

D = ΔNI_{t-1} 이 음이면 1, 아니면 0

MAN = 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0

IDFixed = 산업별 더미변수

YRFixed = 연도별 더미변수

〈표 7〉은 Basu(1997) 모형에 따른 연구에서 사용된 변수들 간의 상관관계를 제시한다. 감사인 강제교체(MAN) 여부와 Basu(1997)의 이익지속성 모형을 이용하여 보수성을 측정한 값의 상관관계 분석결과, 보수주의 측정치는 강제교체(MAN) 변수와 양(+)의 상관관계가 있음을 보였다.

〈표 8〉의 [PANEL A]는 감사인 강제교체여부(MAN) 변수를 Basu(1997) 이익지속성 모형에 포함한 결과이다. 분석결과, α_7 의 값이 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 가짐을 보였으며 강제교체여부(MAN)더미가 제외된 α_3 는 음(-)의 관련성을 가짐을 보였다. 또한 α_3 와 α_7 의 차이에 대한 p 값이 최고 5% 수준에서 차이가 있음을 보였다. 이는 강제교체 감사인이 자율교체 감사인보다 덜 보

〈표 7〉 주요변수에 대한 상관관계(추가분석): Basu(1997)의 이익지속성 모형

Basu(1997)의 이익지속성 모형		
	MAN	$D \times \Delta NI_{t-1}$
MAN	1	
$D \times \Delta NI_{t-1}$	0.102 (0.003)	1

- 주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, D는 ΔNI_{t-1} 이 음이면 1, 아니면 0, ΔNI_{t-1} 는 전년도 당기순이익 변화분을 나타낸다.
 주2) 종속변수의 상·하 1%의 극단치를 제거한 후의 결과이다.
 주3) 피어슨 상관관계를 보고하였고, ()안의 수치는 p-값을 나타낸다.

수직임을 보인 것이다. 〈표 8〉의 [PANEL B]는 감사인 강제교체와 자율교체가 보수성향에 미치는 영향을 분석한 결과이다.¹⁷⁾ Basu(1997) 이익지속성 모형의 분석결과 감사인 강제교체 기업의 경우 추정계수가 0.302(t-값: 2.85)로 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다. 산업더미와 연도더미를 포함한 모형에서도 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다.¹⁸⁾ 반면에 감사인 자율교체 기업의 보수성은 통계적으로 유의하진 않지만 음(-)의 값을 지녔다. 그리고 두 집단의 보수성의 차이는 각각 0.368(t-값: 2.22)과 0.424(t-값: 2.50)으로 감사인 강제교체가 자율교체보다 보수성이 낮음을 보였다. 이는 강제교체 감사인과 달리 자율교체 감

사인은 경영자의 내적 교체동기가 강하게 작용할 가능성이 높은 환경하에서 피감사법인에 대하여 사전적인 정보도 부족하여 감사위험이 높기 때문에 강제교체 감사인에 비해 동 기업에게 더 높은 수준의 보수성을 요구하여 나타난 결과로 해석된다.

5.3 Ball and Shivakumar(2005) 모형

Ball and Shivakumar(2005)는 발생액과 영업활동 현금흐름의 관계를 이용하여 보수주의를 측정하였다. 경제적 손실에 대한 정보가 현재와 미래의 현금흐름발생액에 영향을 미친다는 전제하에 발생액과 영업현금흐름의 관계가 양(+)의 방향으로

17) Basu(1997)의 추가수익률 모형을 이용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 표본기간 동안 산업별·연도별 더미변수를 포함하지 않은 경우와 포함한 경우의 강제교체 기업의 $D \times \Delta NI_{t-1}$ 는 각각 0.505(t-값: 8.68)와 0.524(t-값: 8.90)의 값을 보였다. 자율교체 기업의 경우에는 추정계수가 각각 0.495(t-값: 4.04), 0.523(t-값: 4.14)의 값을 보여 두 집단 간 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다. 그러나 2008년 금융위기가 미칠 수 있는 영향을 제외한 분석에서는 강제교체 기업의 추정계수는 0.203(t-값: 1.91), 0.218(t-값: 2.00), 자율교체 기업의 추정계수는 0.629(t-값: 3.20), 0.685(t-값: 3.27)의 값을 보였다. 두 집단 간 추정계수의 차이도 -0.426(0.203-0.629)(t-값: -1.90)와 -0.467(0.218-0.685)(t-값: -2.00)로 유의한 차이를 보여 강제교체 감사인이 자율교체 감사인에 비해 덜 보수적인 성향을 가짐을 보였다.
 18) 본 연구에서는 [PANEL B]의 감사인 강제교체 기업의 $D \times \Delta NI_{t-1}$ 추정 값이 Basu(1997, p.21, Table 3)와 Ball and Shivakumar(2005, p.106, Table 3)와는 다르게 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 지녔고, ΔNI_{t-1} 도 선행연구와 동일하게 음(-)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 김정옥과 배길수(2006)에서도 찾아볼 수 있다. 그들은 기업의 특성에 따라 회계의 보수성에 차이가 있음을 보였다. 이는 본 연구의 결과가 감사인 강제교체 기업의 특성이 반영되어 나타남을 의미한다. 또한 Ball and Shivakumar(2005, p.106, Table 3)를 바탕으로 산업더미와 연도더미를 포함하여 추가분석을 실시하였다. 그 결과 $D \times \Delta NI_{t-1}$ 추정 값이 -0.165(t-값: -1.94), ΔNI_{t-1} 추정 값이 -0.016(t-값: -0.32)의 값을 지니 선행연구와 일관된 결론을 얻을 수 있었다.

〈표 8〉 감사인 자율교체 및 강제교체 기업에 대한 회귀분석: BASU(1997)의 이익지속성 모형

[PANEL A: 회귀분석 결과]

Basu(1997)의 이익지속성 모형		
변수	추정계수(1)	추정계수(2)
절편	-0.083*** (-5.14)	-0.113*** (-5.05)
D	0.013 (0.53)	0.018 (0.70)
ΔNI_{t-1}	-0.052 (-1.05)	-0.016 (-0.32)
$D \times \Delta NI_{t-1}$	-0.066 (-0.81)	-0.165* (-1.94)
MAN	0.076*** (3.73)	0.090*** (3.38)
MAN×D	-0.037 (-1.17)	-0.043 (-1.39)
MAN× ΔNI_{t-1}	-0.429*** (-4.90)	-0.445*** (-5.06)
MAN×D× ΔNI_{t-1}	0.368** (2.22)	0.424** (2.50)
산업더미&연도더미 차이(a7-a3):p-값	0.036**	포함 0.078*
F값	9.45***	4.08***
수정 R ²	6.77	9.29
표본수	816	816

[PANEL B: 강제교체와 자율교체 기업의 회귀분석 결과]

변수	강제교체		자율교체		차이	차이
	추정계수(1)	추정계수(2)	추정계수(3)	추정계수(4)	(1)-(3)	(2)-(4)
절편	-0.008 (-0.85)	-0.024** (-2.23)	-0.083*** (-3.81)	-0.114*** (-3.75)	0.075*** (3.73)	0.090*** (3.38)
D	-0.024* (-1.72)	-0.026* (-1.87)	0.013 (0.39)	0.018 (0.52)	-0.037 (-1.17)	-0.044 (-1.39)
ΔNI_{t-1}	-0.481*** (-9.04)	-0.461*** (-8.57)	-0.052 (-0.78)	-0.016 (-0.24)	-0.429*** (-4.90)	-0.445*** (-5.06)
$D \times \Delta NI_{t-1}$	0.302*** (2.85)	0.259** (2.38)	-0.066 (-0.60)	-0.165 (-1.44)	0.368** (2.22)	0.424** (2.50)
산업더미		포함		포함		
연도더미		포함		포함		
F값	29.36***	8.06***	1.34	1.74*		
수정 R ²	14.04	14.97	0.35	3.18		
표본수	522	522	294	294		

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, D는 ΔNI_{t-1} 이 음이면 1,

아니면 0, ΔNI_{t-1} 는 전년도 당기순이익 변화분을 나타낸다.

주2) 종속변수의 상·하 1%의 극단치를 제거한 후의 결과이다.

주3) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 말한다.

큰 정도로 보수성을 측정하였다(김정옥과 배길수 2009). 이는 경제적 손실은 경제적 이익보다 즉각적으로 인식되기 때문에 발생액과 영업현금흐름의 관계는 차이를 보일 수 있다는 논리에 바탕을 둔 것이다. Ball and Shivakumar(2005)의 모형은 다음의 (식 6)과 같다. 강제교체 감사인이 자율교체 감사인의 보수성보다 크다면 (식 6)의 α_7 의 값이 α_3 의 값보다 더 양(+)의 수로 나타날 것이다.

$$SACC_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \alpha_2 SOCF_t + \alpha_3 D_t \times SOCF_t + \alpha_4 MAN_t + \alpha_5 MAN_t \times D_t + \alpha_6 MAN_t \times SOCF_t + \alpha_7 MAN_t \times D_t \times SOCF_t + \alpha_{8-17} IDFixed + \alpha_{18-19} YRFixed + \epsilon \quad (6)$$

여기서,

$SACC_t$ = (당해 연도 당기순이익-당해 연도 영업현금흐름)/전년도 총자산

D = 당해 연도 영업현금흐름이 음이면 1, 아니면 0

$SOCF_t$ = 당해 연도 영업현금흐름

MAN = 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0

IDFixed = 산업별 더미변수

YRFixed = 연도별 더미변수

〈표 9〉는 본 연구에서 사용된 변수들 간의 상관관계를 제시한다. 감사인 강제교체(MAN) 여부와 Ball and Shivakumar(2005) 모형의 보수성을 측정한 값의 상관관계 분석결과, 보수주의 측정치는 강제교체(MAN) 변수와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 보였다.

〈표 10〉의 [PANEL A]는 감사인 강제교체 여부(MAN)가 보수적 회계처리에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 분석결과 감사인 강제교체 여부(MAN)에 따른 보수주의 측정치는 -0.716으로 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 산업더미를 포함한 모형에서도 결과는 질적으로 다르지 않았다. 〈표 10〉의 [PANEL B]는 감사인 강제교체와 자율교체가 보수성향에 미치는 영향을 분석한 결과이다. Ball and Shivakumar(2005)의 모형과 일치하게 SOCF변수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 지녔다. 분석결과, 감사인 강제교체 기업의 보수주의 측정치는 양(+)의 값을 지녔으나 통계적으로 유의하지 않았다. 반면에 감사인 자율교체 기업의 보수주의 측정치는 0.810(t-값: 3.24)로 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가졌다. 산업더미와 연도더미를 포함한 분석에서도 통계적으로 유의

〈표 9〉 주요변수에 대한 상관관계(추가분석): Ball and Shivakumar(2005)의 모형

Ball and Shivakumar(2005)의 모형		
	MAN	D×SOCF
MAN	1	
D×SOCF	0.125 (0.000)	1

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, D는 당해 연도 영업현금흐름이 음이면 1, 아니면 0, SOCF는 당해 연도 영업현금흐름을 나타낸다.

주2) 종속변수의 상·하 1%의 극단치를 제거한 후의 결과이다.

주3) 피어슨 상관관계를 보고하였고, ()안의 수치는 p-값을 나타낸다.

<표 10> 감사인 자율교체 및 강제교체 기업에 대한 회귀분석: Ball and Shivakumar(2005)의 모형

[PANEL A: 회귀분석 결과]

Ball and Shivakumar(2005)의 모형		
변수	추정계수(1)	추정계수(2)
절편	-0.017 (-0.73)	-0.051* (-1.82)
D	-0.071** (-1.98)	-0.055 (-1.56)
SOCF	-0.485*** (-3.69)	-0.488*** (-3.67)
D×SOCF	0.810*** (4.16)	0.747*** (3.76)
MAN	-0.004 (-0.14)	0.018 (0.53)
MAN×D	0.046 (1.01)	0.037 (0.83)
MAN×SOCF	-0.020 (-0.11)	0.010 (0.05)
MAN×D×SOCF	-0.716** (-2.39)	-0.677** (-2.25)
산업더미&연도더미 차이(a7-a3):p-값	0.678	포함 0.757
F값	8.81***	4.19***
수정 R ²	6.20	9.43
표본수	828	828

[PANEL B: 강제교체와 자율교체 기업의 회귀분석 결과]

Ball and Shivakumar(2005)의 모형						
변수	강제교체		자율교체		차이	차이
	추정계수(1)	추정계수(2)	추정계수(3)	추정계수(4)	(1)-(3)	(2)-(4)
절편	-0.021 (-1.61)	-0.033 (-2.22)	-0.017 (-0.57)	-0.051 (-1.41)	-0.004 (-0.14)	0.018 (0.53)
D	-0.024 (-1.07)	-0.018 (-0.80)	-0.070 (-1.54)	-0.055 (-1.21)	0.046 (1.01)	0.037 (0.83)
SOCF	-0.504*** (-5.17)	-0.478*** (-4.85)	-0.484*** (-2.88)	-0.488*** (-2.85)	-0.020 (-0.11)	0.010 (0.05)
D×SOCF	0.094 (0.52)	0.070 (0.39)	0.810*** (3.24)	0.747*** (2.92)	-0.716** (-2.39)	-0.677** (-2.25)
산업더미		포함		포함		
연도더미		포함		포함		
F값	15.82***	6.25***	4.51***	2.42***		
수정 R ²	7.79	11.49	3.39	5.78		
표본수	527	527	301	301		

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, D는 당해 연도 영업현금흐름이 음이면 1, 아니면 0, SOCF는 당해 연도 영업현금흐름을 나타낸다.

주2) 종속변수의 상·하 1%의 극단치를 제거한 후의 결과이다.

주3) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 말한다.

한 양(+)¹⁹⁾의 값을 가졌다. 그리고 두 집단의 보수성의 차이는 각각 $-0.716(t\text{-값: } -2.39)$ 과 $-0.677(t\text{-값: } -2.25)$ 로 감사인 강제교체가 자율교체보다 보수성이 낮음을 보였다. 이는 앞에서 수행한 분석의 결과와 같이 강제교체 감사인에 비해 자율교체 감사인이 피감사법인에게 더 높은 수준의 보수성을 요구한 결과로 해석된다.

5.4 주권상장법인과 코스닥등록법인 구분

코스닥등록법인은 주권상장법인에 비하여 성장기간이 짧고, 기업규모가 적으며, 단기간에 급격하게 성장하여 소유지분의 분산정도가 작다(곽수근과 박종일 2010; 김종일과 김은혜 2006). 특히, 선행연구(곽수근과 박종일 2010; 김종일과 김은혜 2006)에 따르면 코스닥등록법인은 급격히 성장이 이루어져 주권상장법인에 비하여 회계정보의 신뢰성이 낮고 고품질의 감사수요가 적다고 하였다. 이러한 주권상장법인과 코스닥등록법인간의 차이는 강제교체제도에 따른 감사인의 보수적 성향에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이에 주권상장법인과 코스닥등록법인을 구분하여 강제교체제도가 보수주의에 미치는 영향을 분석하였다.

Penman and Zhang(2002)의 모형을 이용하

여 분석한 결과는 <표 11>에 제시하였다. <표 11>의 [PANEL A]는 주권상장법인을 대상으로 한 결과로, 강제교체 여부와 보수주의 측정치는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없어, 감사인 강제교체 기업과 자율교체 기업의 보수주의 차이를 발견하지 못했다. [PANEL B]는 코스닥등록법인을 대상으로 한 결과로, 최고 5% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가짐을 보여 약하게나마 감사인 강제교체 기업이 감사인 자율교체 기업의 감사인보다 피감사법인에 대한 감사위험을 낮게 판단하여 덜 보수적인 감사를 수행함을 보였다.

5.5 감사인 강제교체와 유지기업의 비교

강제교체 감사인이 감사인 유지기업보다 초도감사시 더 높은 보수성을 가지는지에 대한 분석결과를 <표 12>에 제시하였다.¹⁹⁾ 만일 강제교체 감사인이 사전적인 정보를 습득하더라도 감사인 유지기업보다 감사인의 전문성이 낮다면 높은 감사실패 위험 가능성을 줄이기 위해 더 보수적인 감사를 수행할 것이다.²⁰⁾ 분석결과 C점수와 Q점수 모두 감사인 강제교체가 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다으나 일반적으로 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다. 이러한 결과는 감사인을 강제교체한 기

19) 재량적발생액을 감사품질의 대용치로 사용하여 분석한 선행연구(DeFond and Subramanyam 1998; 박종일과 곽수근 2007; 신용인 외 2007)는 감사인 자율교체 기업의 재량적 발생액이 유지기업 보다 높다는 연구결과를 제시하고 이 결과를 감사인 자율교체 기업의 감사품질이 유지기업보다 낮은 것으로 해석하였다. 하지만 이러한 결과는 감사인 교체연도에 감사인이 기업에 대한 정보부족으로 경영자의 이익조행위를 발견하지 못하였기 때문에 발생할 가능성이 있다(신용인 외 2007). 따라서 감사인은 감사인 자율교체연도에 스스로를 보호하기 위해 보수적인 회계처리를 할 수 있다. 또한 본 연구결과를 토대로 보면, 자율교체 기업이 강제교체 기업보다 보수적이고 강제교체기업과 유지기업간에는 유의적인 차이가 없다. 따라서 자율교체기업과 유지기업간의 비교시 자율교체 기업의 보수성이 유지기업보다 높아야 할 것으로 예상된다. 이에 추가적으로 Penman and Zhang(2002)의 모형을 이용하여 감사인 자율교체기업과 유지기업의 보수주의 성향을 분석하였다. 분석결과, 통계변수를 포함한 QSCORE 분석을 제외한 나머지 추정계수는 양(+)¹⁹⁾의 값을 가졌으나 통계적으로 유의하지 않아 본 연구에서 고려하지 못한 변수의 영향 등이 있을 가능성을 배제할 수 없다.

20) 박종일과 곽수근(2007)과 신용인 외(2007)의 연구에 따르면 감사인 자율교체 기업이 유지 기업보다 감사품질이 떨어짐을 보였다. 특히, 신용인 외(2007)는 이러한 결과는 유지기업의 감사인의 경우에 지속된 감사과정에서 회사의 업무 및 회계시스템 등의 정보수집이 이루어졌기 때문으로 해석하였다.

〈표 11〉 주권상장법인과 코스닥등록법인에 대한 회귀분석: Penman and Zhang (2002)의 모형

[PANEL A: 주권상장법인]

Penman and Zhang(2002)의 모형				
변수	종속변수: CSCORE		종속변수: QSCORE	
	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수
절편	0.024 *** (4.54)	0.062 (1.12)	-0.001 (-0.34)	0.029 (0.67)
MAN	0.005 (0.99)	0.003 (0.67)	0.005 (1.28)	-0.002 (-0.47)
BM		-0.007 *** (-3.59)		-0.003 * (-1.81)
SIZE		-0.001 (-0.54)		-0.001 (-0.40)
LEV		-0.003 (-0.23)		-0.002 (-0.19)
ROA		-0.034 (-1.49)		0.070 *** (3.90)
OWN		0.023 * (1.66)		-0.036 *** (-3.25)
FOR		0.054 *** (2.93)		0.025 * (1.72)
BIG		0.003 (0.65)		0.006 (1.49)
PMDA		-0.038 ** (-2.12)		0.038 *** (2.69)
LOSS		-0.005 (-0.77)		0.013 ** (2.35)
NIID		0.017 (1.53)		0.017 ** (1.98)
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
F-값	2.15 **	3.47 ***	1.04	2.61 ***
수정R ²	3.37	12.45	0.10	8.50
표본수	365	365	365	365

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통계 제량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기손실여부, NIID는 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

주2) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 말한다.

〈표 11〉 주권상장법인과 코스닥등록법인에 대한 회귀분석: Penman and Zhang (2002)의 모형 (계속)

[PANEL B: 코스닥등록법인]

Penman and Zhang(2002)의 모형

변수	종속변수: CSCORE		종속변수: QSCORE	
	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수
절편	0.076*** (7.32)	0.366** (2.09)	0.027*** (2.85)	0.216 (1.36)
MAN	-0.027** (-2.44)	-0.024** (-2.08)	-0.021** (-2.04)	-0.020* (-1.86)
BM		-0.004 (-1.27)		-0.002 (-0.59)
SIZE		-0.010 (-1.45)		-0.007 (-1.05)
LEV		-0.037 (-1.49)		-0.020 (-0.86)
ROA		0.001 (0.05)		-0.006 (-0.59)
OWN		-0.046 (-1.08)		-0.021 (-0.54)
FOR		0.064 (1.03)		0.062 (1.08)
BIG		-0.007 (-0.65)		-0.010 (-0.95)
PMDA		-0.034 (-1.05)		-0.018 (-0.60)
LOSS		0.011 (0.99)		0.002 (0.23)
NIID		0.019 (0.47)		0.050 (1.32)
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
F-값	1.76*	1.58*	1.69	1.25
수정R ²	1.39	2.13	0.89	0.78
표본수	536	536	536	536

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 자율교체 된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통제 재량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손실여부, NIID는 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

주2) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%,5%,1% 수준에서 유의함을 말한다.

〈표 12〉 감사인 강제교체와 유지기업에 대한 회귀분석 결과: Penman and Zhang (2002)의 모형

Penman and Zhang(2002)의 모형				
변수	CSCORE		QSCORE	
	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수
절편	0.054*** (11.65)	0.363*** (6.49)	0.015 (3.71)	0.140*** (2.81)
MAN	-0.013* (-1.81)	-0.011 (-1.57)	-0.008 (-1.28)	-0.007 (-1.23)
BM		-0.017*** (-6.43)		-0.008*** (-3.29)
SIZE		-0.011*** (-4.77)		-0.005** (-2.28)
LEV		0.003 (0.26)		0.024** (2.27)
ROA		-0.006 (-0.68)		-0.010 (-1.17)
OWN		-0.058*** (-3.42)		-0.036** (-2.35)
FOR		0.077*** (3.60)		0.048** (2.55)
BIG		0.008* (1.76)		-0.001 (-0.17)
PMDA		-0.063*** (-3.60)		-0.042*** (-2.72)
LOSS		0.004 (0.59)		0.002 (0.28)
NIID		0.004 (0.84)		0.004 (0.95)
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
F값	5.33***	8.99***	1.26	3.32***
수정R ²	1.37	4.67	0.07	1.40
표본수	3428	3428	3428	3428

주1) 여기서, MAN은 감사인이 강제교체 된 기업이면 1, 유지된 기업이면 0, BM은 장부 대 시장가치, SIZE는 총자산의 자연대수 값, LEV는 부채비율, ROA는 총자산영업이익률, OWN은 대주주1인지분율(특수관계자지분포함), FOR은 외국인지분율, BIG은 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, PMDA는 성과통제 재량적발생액(Kothari et al. 2005), LOSS는 당기순손실여부, NIID는 전년대비 당기순이익이 증가한 기업이면 1, 아니면 0을 나타낸다.

주2) 산업더미와 연도더미는 업종별·연도별 더미변수를 말하며, ()안의 값은 t-값으로 유의수준을 말한다.

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 말한다.

업과 현재의 감사인을 계속 유지하는 기업의 재량적 발생액이 차이가 없다는 노준화(2009)의 결과를 뒷받침 해주는 것이다.

외국인 지분율(FOR) 변수는 선행연구(문상혁 외 2006)와 일관되게 통계적으로 유의하게 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 대주주1인지분율(OWN) 변수는 통계적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보여 대주주1인지분율(OWN)이 높을수록 회계정보의 보수성이 낮음을 보였다(최현돌과 윤재원 2006). 부채비율(LEV) 변수는 선행연구와 일관되게 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났지만 Q점수에서만 통계적으로 유의하였다(Cahan and Zhang 2006). 마지막으로 대형회계법인(BIG) 변수는 C점수에서만 선행연구(Chung et al. 2003; Kim et al. 2003)와 일치하는 결과를 얻었다. 이외의 다른 통제변수들은 <표 4>와 유사하게 나타났다.

VI. 결론

본 연구에서는 2006년에서 2008년 사이에 감사인을 교체한 기업을 대상으로 강제교체 된 감사인과 자율교체 된 감사인의 보수주의 차이를 비교하였다. Penman and Zhang(2002)의 연구모형을 이용한 분석결과에 따르면 강제교체 감사인이 자율교체 감사인보다 덜 보수적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인 강제교체의 경우에는 경영자의 이익조정 또는 재무정보 왜곡 등의 이유로 감사인이 교체되었을 가능성이 낮아 자율교체 감사인과는 달리 강제교체 감사인이 피감사대상 법인에 대하여 감사실패 위험을 낮게 평가하기 때문인 것으로 해

석된다. 즉, 본 연구의 결과는 감사인 강제교체 제도의 시행으로 자율교체 감사인과 강제교체 감사인이 직면한 감사실패 위험이 다르게 평가될 수 있음을 나타낸다. 이와 같은 결과는 추가적으로 실시한 Beaver and Ryan의 모형(2000), Basu(1997)의 이익지속성 모형과 Ball and Shivakumar(2005)의 모형을 이용한 결과에서도 달라지지 않았다.

추가적으로 주권상장기업과 코스닥등록법인을 구분하여 감사인 자율교체와 강제교체 기업의 보수주의 차이를 분석한 결과, 코스닥등록법인에서만 감사인 자율교체 기업이 강제교체 기업에 비해 더 보수적임을 보였다. 감사인 강제교체와 유지기업의 보수주의 차이를 비교분석한 결과에서는 감사인 강제교체 기업과 유지기업의 보수주의에 유의한 차이가 있다는 일관적인 결론을 얻지 못했다. 이러한 결과는 강제교체제도의 영향을 분석한 노준화(2009)의 결과를 뒷받침 해주는 것이다.

이상의 결과는 선행연구에 다음과 같은 추가적인 공헌점을 제공한다. 첫째, 자율교체 감사인과 강제교체 감사인의 보수성을 비교하였다는 점이다. 이를 통해 관련법규에 의하여 감사인이 강제교체 되는 경우 경영자의 내적 선호가 반영된 교체와는 다른 감사성향을 보일 수 있음을 제시하였다. 또한 감사인 교체에 대한 내적 선호를 차단한 경우 감사인이 직면하게 되는 감사위험이 낮아 질 수 있음을 보여 2009년에 도입된 감사인 해지권한 제도가 지지될 수 있음을 보였다. 마지막으로 국제회계기준 도입 이후 감사에 대한 규제수준을 국제적 수준에 맞추고자 강제교체제도가 폐지되었다. 이러한 시점에서 감사인 강제교체제도에 대한 실효성에 대한 분석은 여전히 의미가 있으며, 본 연구의 분석은 최근 개정된 감사인 강제교체 제도 폐지의 적절성

여부와 관련된 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것이다. 하지만 적은 표본기간으로 인하여 감사인 강제교체 제도에 대한 일반화된 결론을 내리기에는 어렵다는 한계점을 지닌다.

참고문헌

- 김내철(2006), “보수주의와 이익분포의 변형,” **회계학연구**, 31, 85-111
- 강선민, 황인태(2007), “감사인 지정과 재량적발생액의 변화: 기업과 감사인의 역할,” **회계학연구**, 32, 115-150
- 곽수근, 박종일(2010), “유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교분석,” **회계저널**, 19, 197-230
- 김문태, 고대영(2007), “감사인 선임 유형별 감사품질의 차별성에 관한 연구,” 대한경영학회 추계학술발표대회 발표논문집: 77-101.
- 김선미, 유승원(2010), “감사품질과 감사인 강제교체 및 자율교체,” **회계와 감사연구**, 51, 227-256.
- 김유찬, 황국재(2008), “경영자 지분과 이사회 특성이 회계정보의 보수성에 미치는 효과,” **회계저널**, 17, 225-265
- 김정옥, 배길수(2006), “기업의 특성이 회계보수성에 미치는 영향,” **회계학연구**, 31, 69-96
- 김정옥, 배길수(2009), “보수주의와 발생액,” **회계저널**, 18, 1-31
- 김종일, 김은혜(2006), “기업공개 결정요인에 대한 실증연구: 코스닥시장 상장기업을 중심으로,” **회계저널**, 15, 123-158
- 노준화(2009), “감사인 강제교체가 감사품질에 미치는 영향,” **회계학연구**, 34, 1-29
- 문상혁, 박종국, 신세나(2006), “정보비대칭성에 따른 보수주의의 차별적 인식,” **회계학연구**, 31, 215-242
- 이효익, 정영진, 김한수, 문상혁(2002), “보수주의 적용과 감사인간의 품질 차이 연구,” **회계와 감사연구**, 38, 1-35
- 임영덕(2006), “계속감사기간과 감사품질에 관한 연구,” **회계학연구**, 31, 183-213
- 정태범, 박재환, 박희우(2008), “회계법인 강제교체제도에 대한 검토,” **세무와 회계저널**, 9, 313-342
- 박종일, 곽수근(2007), “감사인 교체와 감사품질,” **회계와 감사연구**, 46, 191-226
- 박재환, 박희우, 정태범(2008), “감사인 강제교체제도가 감사보수에 미치는 영향,” **회계저널**, 17, 137-160
- 백원선, 이수로(2004), “보수주의, 이익지속성 및 가치평가,” **회계학연구**, 29, 1-27
- 백원선, 유재권(2005), “감사인의 유형과 보수주의,” **회계와 감사연구**, 41, 214-260
- 손성규, 김연화(2004), “감사인 교체의 주식시장반응에 관한 실증연구,” **경영학연구**, 33, 685-702
- 손성규, 김연화(2005), “교체를 앞둔 감사인의 특성,” **회계와 감사연구**, 42, 1-20
- 손성규, 이은철(2008), “경영자-감사인간의 의견불일치와 감사인교체,” **회계와 감사연구**, 48, 205-229
- 신용인, 최관, 조현우(2007), “초도감사 보수할인이 감사품질에 미치는 영향,” **회계학연구**, 32, 173-207
- 최현돌, 윤재원(2006), “기업지배구조가 회계정보의 보수성에 미치는 영향,” **회계학연구**, 31, 145-174
- 한길석, 안상봉(2009), “내부회계관리제도의 도입이 보수주의에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계정보연구**, 27, 179-200
- Antle, R., and B. Nalebuff(1991), “Conservatism and Auditor-Client Negotiations,” *Journal of Accounting Research*, 29, 31-54
- Ball, R., A. Robin, and G. Sadka(2008), “Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism,” *Review of Accounting Studies*, 13, 168-205

- Ball, R., and L. Shivakumar(2005), "Earnings Quality in U.K. Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 83-128
- Basu, S.(1997), "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37
- Beaver, W. H., and S. G. Ryan(2000), "Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity," *Journal of Accounting Research*, 38, 127-148
- Blouin J., B. M. Grein, and B. R. Rountree (2007), "An Analysis of Forced Auditor Change : The Case of Former Arthur Andersen Clients," *The Accounting Review*, 82, 621-650
- Cahan, S. F., and W. Zhang(2006), "After Enron: Auditor Conservatism and Ex-Andersen Clients," *The Accounting Review*, 81, 49-82
- Chaney, P. K., and K. L. Philipich(2002), "Shredded Reputation: The Cost of Audit Failure," *Journal of Accounting Research*, 40, 1221-1245
- Chung, R., M. Firth, and J. B. Kim(2003), "Auditor Conservatism and Reported Earnings," *Accounting and Business Research*, 33, 19-32
- DeAngelo, L. E.(1981), "Auditor Size and Audit Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 3, 183-199
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweenwy(1995), "Detecting Earnings Management", *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- DeFond, M. and K. R. Subramanyam(1998), "Auditor Changes and Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 25, 35-67
- Dhaliwal, D., J. Schatzberg, and M. Trombley (1993), "An Analysis of the Economic Factors Related to Auditor-Client Disagreements Preceding Auditor Changes," *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 12, 22-37
- Dye, R.(1991), "Informationally Motivated Auditor Replacement," *Journal of Accounting and Economics*, 14, 347-374
- Geiger, M. A., and K. Rghunandan(2002), "Auditor Tenure and Audit Reporting Failures," *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 21, 67-78
- Givoly, D., and C. Hayn(2000), "The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?," *Journal of Accounting and Economics*, 29, 287-320
- Hackenbrack, K., and C. Hogan(2002), "Market Response to Earnings Surprises Conditional on Reasons for an Auditor Change," *Contemporary Accounting Research*, 19, 195-223
- Healy, P., and J. Wahlen(1999), "A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting," *Accounting Horizon*, 13, 365-384
- Jenkins, D. S., and U. Velury(2008), "Does Auditor Tenure Influence the Reporting of Conservatism Earnings?" *Journal of Accounting and Public Policy*, 27, 115-132
- Kim, J. B., R. Chung, and M. Firth(2003), "Auditor Conservatism, Asymmetric Monitoring, and Earnings Management," *Contemporary Accounting Research*, 20, 323-359

- Kothari, S., Leone, A., and Wasley, C.(2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197
- Krishnan, J.(1994), "Auditor Switching and Conservatism," *The Accounting Review*, 69, 200-215
- Li, D.(2010), "Does Auditor Tenure Affect Accounting Conservatism? Further Evidence," *Journal of Accounting and Public Policy*, 29, 226-241
- Lys, T., and R. L. Watts(1994), "Lawsuits against Auditors," *Journal of Accounting Research*, 32, 65-93
- Mansi, S. A, W. F. Maxwell, and D. P. Miller (2004), "Do Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence From the Bond Market," *Journal of Accounting Research*, 42, 755-793
- Myers, J. N., L. A. Myers, and T. C. Omer(2003), "Exploring the Term of the Auditor-Client Relationship and Quality of Earnings: A Case for Mandatory Auditor Rotation?" *The Accounting Review*, 78, 779-799
- Nagy, A. L.(2005), "Mandatory Audit Firm Turnover, Financial Reporting Quality, and Client Bargaining Power: The Case of Arthur Andersen," *Accounting Horizons*, 19, 51-68
- Penman, S. and X. Zhang(2002), "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, 77, 237-264
- Qiang, X.(2007), "The Effects of Contracting, Litigation, Regulation, and Tax Costs on Conditional and Unconditional Conservatism: Cross-Sectional Evidence at the Firm Level," *The Accounting Review*, 82, 759-796
- Ruddock, C., S. Taylor, and S. Taylor(2006), "Non-Audit Services and Earnings Conservatism: Is Auditor Independence Impaired?" *Contemporary Accounting Research*, 23, 701-746
- Watts, R. L.(2003a), "Conservatism in Accounting. Part I: Explanations and Implications," *Accounting Horizons*, 17, 207-221

Mandatory Auditor Changes and Conservatism

Seon Mi Kim* · Seung Weon Yoo**

Abstract

We investigate the relationship between auditor conservatism and auditor changes. In specific, we explore whether the mandatory or voluntary auditor changes affect auditor conservatism during the sample period of 2006-2008.

Auditor selection mechanism has been switched from the auditor assignment rule to the market competition rule in 1982, in order to improve the quality of financial information. However, the market competition rule is criticized for impairing auditor independence due to increased pressure on auditors who want a long-term audit engagement. In 2006, the Korean regulatory body introduces the mandatory auditor rotation rule which firms have to switch their incumbent auditors to new auditors if they are audited by the same auditors during the last 6 years. The rule intends to protect auditor independence. It is believed that auditors can maintain auditor independence because the mandatory auditor rotation rule provides the lower quasi-rent for new auditors (DeAngelo 1981; Geiger and Raghunandan 2002).

Prior literature shows that the voluntary auditor changes under the market competition rule may affect the new auditors' audit decisions. In particular, the newly hired auditors prefer more conservative accounting treatments in order to reduce audit failure risks stemming from information asymmetry between the auditors and the new clients (Shin et al. 2007). Since the mandatory audit rotation rule allows the client firms freely choose the new auditors, the mandatorily changed auditors may face the identical audit risks faced by the voluntarily changed auditors. That is, regardless of the mandatory or voluntary changes, the newly hired auditors may ask more conservative accounting treatments in order to alleviate the audit risks from their lack of experiences with and knowledge of the new clients.

* Ph.D. Candidate, Korea University Business School(smkim09@korea.ac.kr)

** Professor, Korea University Business School(acyoo@korea.ac.kr)

On the contrary, the mandatorily changed auditors' audit risks may be different from the voluntarily changed auditors' risks. While Dhaliwal et al. (1993) and Jenkins and Velury (2008) show that some firms have an incentive to voluntarily change their incumbent auditors to increase the reported earnings (i.e., earnings management), the firms that have to change their incumbent auditors due to the mandatory auditor rotation rule may not have an earnings management incentive. In other words, voluntarily changed auditors are likely to be more conservative for new client rather than mandatorily changed auditors, because auditors with voluntarily changes may face high audit risk that may cause the negative effect on the investors' decision (Hackenbrack and Hogan 2002). This argument leads to our hypothesis that the level of conservatism is lower when the firms change the incumbent auditors mandatorily than when they change the auditors voluntarily.

Our model first uses the Penman and Zhang's (2002) conservative measure. The results show that the C score and the Q score of the mandatorily changed auditors are lower than the voluntarily changed auditors: The coefficient for the dummy variable of the mandatory auditor change (MAN) is significantly negative at least 1% level in Penman and Zhang's (2002) measure. We further use the Beaver and Ryan(2000), Basu's (1997) and Ball and Shivakumar's (2005) models for the conservatism measure. The results confirm that the new mandatorily changed auditors are less conservative than the voluntarily changed auditors. These results support the argument that the mandatorily changed auditors evaluate their audit risks lower than the voluntarily changed auditors' risks because the mandatory auditor changes are not occurred for the earnings management purpose and/or the newly hired auditors can research potential clients' business situations in advance.

Additionally, we examine the Penman and Zhang's (2002) conservative measure of the mandatorily and voluntarily changed auditors between KOSPI-listed firms and KOSDAQ-listed firms. We find that the new mandatorily changed auditors are less conservative than the voluntarily changed auditors only for KOSDAQ-listed firms. We also compare the Penman and Zhang's (2002) conservatism measures of the mandatorily changed auditors and the retained auditors. It shows that there is no significant difference in the conservatism measures between two groups. This result ascertains the argument that the mandatory auditor rotation does not have any impacts compared to the auditor retention case (Rho 2009).

This paper contributes to the literature of the mandatory auditor rotation by showing the significant differences in conservatism between mandatory and voluntary auditor changes. It also provides a policy implication on the auditors' contract termination rights, which are adopted

in 2009, by showing the conservatism differences between the auditor changed by the external factors (i.e., the mandatory auditor rotation rule) and by the managers' voluntary decision makings.

Key words: Mandatory auditor changes, Voluntary auditor changes, Auditor conservatism