

세무와회계저널
제11권 제2호 2010년 6월 pp.297~324
한국세무학회

감사인 유지제도 하에서의 회계법인 교체기업과 비교기업의 이익조정 차이*

권혜진** · 김명인***

<요 약>

국내에서는 외감법을 통하여 1997년부터 시작하여 순차적으로 3개 사업년도 동안 감사인을 교체할 수 없도록 하는 감사인 유지제도를 도입하였다. 본 연구에서는 3개 사업년도가 지난 후에 감사인을 교제한 기업(교체집단)과 감사인을 교체하지 않고 동일한 감사인을 후속 3개 사업년도 동안 재임명한 기업(통제집단)들을 대상으로 하여, 양 집단간에 이익조정 수준의 차이가 있는지를 분석하였다. 연구에 사용된 표본은 2002-2007년 사이의 5개 연도 동안의 393 기업-연도 자료이다.

만약 감사인이 이익조정 수준을 억제하는 보수적이고 엄격한 감사를 실시하여 감사인과 기업 사이에 의견의 충돌이나 이해상충 관계가 발생했다면, 기업은 3개년도의 감사인 의무 유지기간이 끝난 후에 감사인을 교체할 가능성이 높다. 경험적 분석결과는 이러한 예측을 지지하였다. 횡단면적 분석결과, 감사인 교체 3년 전에는 교체집단에 속한 기업들의 이익조정 수준이 통제집단에 속한 기업들의 이익조정 수준보다 유의적으로 높았지만, 교체 2년 및 1년 전에는 교체집단과 통제집단의 이익조정 수준에 유의적인 차이를 발견할 수 없었다. 교체집단만을 대상으로 한 분석에서도 교체 3년 전의 이익조정 수준이 교체 2년 및 1년 전보다 유의적으로 높았다. 그러나 통제집단만을 대상으로 한 분석에서는 감사년도별 유의적 차이를 발견할 수 없었다. 이러한 발견은 감사인 유지제도가 도입된 이후에도, 감사인이 엄격한 감사를 실시하는 경우 3년의 최소임기가 끝난 다음 감사인이 해고당할 가능성이 여전히 높다는 것을 보여준다.

<주제어> 감사인 유지제도, 이익조정, 재량적 발생액, 감사인 교체

* 본 연구는 2010학년도 인하대학교의 지원에 의하여 연구되었으며, 본 논문의 향상에 많은 도움을 주신 익명의 심사자 및 여러 교수님들께 감사드립니다.

** 서강대학교 경영학부 대우교수, hokojin@sogang.ac.kr, 010-7165-4621, 주저자

*** 인하대학교 경영학부 전임강사, mikim21@inha.ac.kr, 032-860-7811, 교신저자

I. 서 론

본 연구의 목적은 감사인 유지제도 하에서의 기업의 이익조정 수준이 감사인의 교체와 관련성이 있는지를 경험적(empirically)으로 살펴보는 것이다. 회계정보의 신뢰성을 높이기 위해서는 감사인의 독립성이 보장되어야 한다는 전제하에, 1997년 감사인의 독립성을 향상시키기 위한 방안으로 정부는 주식회사의 외부감사에 관한 법률(이하 외감법)을 개정하여 감사인 유지제도를 도입하였다. 이 제도에 따르면 기업은 연속하는 3개 사업년도의 감사인을 동일인으로 임명하여야 한다. 즉 감사인의 최소 임기를 3년으로 규정한 것이다.¹⁾

정부가 감사인 유지제도를 도입한 목적은, 법안 도입 이전의 경우와 같이 감사인의 선임과 해고가 기업에 의해서 매년 이루어지면 당해 연도의 감사를 실시할 때 감사인의 독립성이 저해되어 감사품질이 떨어질 수 있기 때문이다. 예를 들어, 감사인은 다음 사업년도의 감사계약을 맺기 위해서 이익을 조정하려는 고객의 요구를 용인할 수 있다(노준화와 배길수 2002). 따라서 최소한 3년간의 임기를 감사인에게 보장함으로써, 임기 동안 감사인이 독립적으로 감사업무를 수행할 수 있는 제도적 장치를 마련한 것이다.

국내에서는 감사인 유지제도의 효과에 대한 연구가 노준화와 배길수(2002)에 의해서 수행된 바 있다.²⁾ 이 연구는 감사인 유지제도가 실시된 이후 기업의 이익조정 수준이 실시 이전과 비교할 때 유의적으로 감소하였다는 것을 보고하였다. 즉 감사인의 독립성이 향상되어 감사인이 더욱 엄정하게 감사업무를 수행하기 때문에 기업의 이익조정 수준이 감소한다는 발견이다. 본 연구는 노준화와 배길수의 연구를 더욱 확장한 것이다. 노준화와 배길수의 연구가 감사인 유지제도 도입 후에 감사인의 독립성이 향상되었다는 것을 발견한 연구라면, 본 연구는 제도 도입 후 이익조정수준을 억제하려는 감사인의 행동이 기업의 감사인 교체 의사결정에 영향을 미치는지를 살펴본다는 점에서 차이가 있다. 즉 제도 도입 후에 감사인의 독립성이 충분히 향상되었다면, 감사인이 엄정하게 감사를 실시하여 기업의 이익조정을 억제한다고 하더라도 3년의 계약기간 종료 후 감사인이 교체되지 않아야 할 것이다. 만약 감사인이 엄정하게 감사를 실시한 이유로 3년의 최소 감사계약 기간이 끝난 후에 교체를 당한다면, 감사인의 입장에서는 아무리 3년이라는 계약기간이 보장되어 있다고 하더라도 계약 종료 후 새로운 3년간의 감사계약을 맺기 위해서는 기업에 종속적인 입장에 놓이게 될 수밖에 없다.³⁾ 따라서 감사인의 독립성이 저해될 가능성

1) 정부에서는 2003년 다시 외감법을 개정하여, 6개 사업년도를 동일 감사인이 감사한 경우 7번째 사업년도에는 반드시 감사인을 교체하여야 한다는 감사인 순환제도도 도입하였다.

2) 권수영 등(2004)도 감사인 유지제도가 기업의 이익조정 수준에 미치는 영향에 대한 연구를 하였다. 그러나 권수영 등의 연구는 감사인 지정제도 하에서의 감사인 유지제도의 효과를 연구한 것이므로, 그 연구 결과를 본 연구에 직접 적용하기에는 무리가 따른다. 감사인이 금융감독원에 의하여 직접 지정되는 기업들은 특별한 사유를 가지고 있는 기업이기 때문에, 이러한 특별한 사유를 가지고 있지 않은 일반 기업들을 대상으로 연구결과를 일반화 시키는 데는 문제가 있을 수 있다.

이 여전히 존재하는 것이다. 따라서 감사인 유지제도의 도입이 감사인의 독립성을 충분한 수준까지 증가시켰다면 감사인이 기업의 이익조정을 감소시킨 정도는 감사인의 교체여부와 아무런 관련성이 없어야 할 것이다.

본 연구에서는 이러한 가설을 2005년, 2006년과 2007년 동안 감사인을 교체하거나 교체하지 않고 동일한 감사인을 재임명한 표본을 이용하여 검증하였다. 표본기간을 2005년, 2006년과 2007년으로 제한한 이유는 감사인의 감사서비스 제공기간(auditor tenure)이 이익조정 수준에 미치는 영향을 제거하기 위함이다. 우선 3개 사업년도의 최소 감사계약 기간이 끝난 후에 감사인을 교체한 기업들을 교체집단으로, 감사인을 교체하지 않고 기존의 감사인을 재임명한 기업들을 통제집단으로 분류하였다. 그리고 양 집단 간 이익조정 수준에 차이가 있는지를 교체 3년 전의 기간부터 살펴보았다. 분석에 사용된 표본은 교체집단 34개 기업과 통제집단 97개 기업이다. 이익조정 수준은 Kasznik(1999)의 모형과 수정된 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 추정된 재량적 발생액을 사용하여 측정되었다.

횡단면적 분석결과, 감사인 교체 3년 전, 즉 감사인이 임명된 첫해에는 교체집단에 속한 기업들의 이익조정 수준이 통제집단에 속한 기업들의 이익조정 수준보다 유의적으로 높았지만, 교체 2년 및 1년 전에는 교체집단과 통제집단의 이익조정 수준에 유의적인 차이를 발견할 수 없었다. 즉 원래 높았던 교체집단의 이익조정 수준을 감사인이 교체 2년 전부터 시작하여 통제집단과 비슷한 수준으로 낮췄기 때문에 이에 불만을 느낀 기업이 감사인을 교체했다고 추론할 수 있다. 추가적으로 교체집단과 통제집단을 분리하여, 각각 연도별 분석을 실시하였다. 교체집단만을 대상으로 한 분석에서는 교체 3년 전의 이익조정 수준이 교체 2년 및 1년 전보다 유의적으로 높았다. 그러나 통제집단만을 대상으로 한 분석에서는 3개년도에 걸쳐 아무런 유의적인 차이를 발견할 수 없었다. 감사인 교체여부에 대한 내생성 분석결과에서도, 교체집단과 통제집단 사이에서는 대형 감사인 선정여부 이외에는 다른 아무런 차이를 발견할 수 없었다. 즉 양 집단 사이에는 교체 3년 전의 이익조정 수준에서만 차이가 존재하고 있었다. 이러한 발견은 감사인 유지제도가 도입된 이후에도, 감사인이 엄격한 감사를 실시하는 경우 3년의 최소임기가 끝난 다음 감사인이 해고당할 가능성이 여전히 높다는 것을 보여준다. 또한 전임감사인의 마지막 감사년도와 현 감사인의 첫번째 감사년도의 이익조정 수준의 차이를 분석한 결과, 교체집단의 경우 이익조정 수준이 전임감사인의 마지막 감사년도에서 현임 감사인의 첫번째 감사년도 사이에 약간 증가하지만, 통제집단은 감사인이 변하더라도 이익조정 수준에 변화가 없다는 것을 발견하였다. 즉 교체집단에 속한 기업들은 높은 수준의 이익조정을 허용하는 감사인으로 교체를 했지만 감사 둘째해와 세째해에 감사인이 이익조정 수준을 원래 수준으로 낮추기 때문에 다시 감사인을 교체하

-
- 3) 주석 1에서 설명한 6년 후의 감사인 의무교체 규정에 따르면, 두 번째의 3년 감사계약 이후에는 반드시 감사인을 교체해야 한다. 따라서 두 번째 감사계약 기간 동안에는 감사인이 미래의 감사계약을 얻기 위하여 독립성을 희생할 이유가 존재하지 않는다. 따라서 독립성이 문제가 되는 것은 감사인이 교체된 이후의 최초 3년간의 감사계약 시기뿐이다.

는 것이라고 판단된다. 그러나 통제집단은 항상 낮은 수준의 이익조정만을 허용하는 감사인을 고용하는 경향을 보이고 있다.

본 연구는 여러 가지 중요한 시사점을 내포하고 있다. 외국의 경우 감사인 유지제도에 대한 직접적인 연구는 없지만 감사인의 감사서비스 제공기간과 감사품질(audit quality) 사이의 관련성에 대해서는 여러 연구가 존재한다. 그러나 이러한 연구들은 연구 방법론에 따라 일관된 결론을 제시해 주지 못하고 있다. 예를 들어 Ghosh and Moon(2005), Mansi et al.(2004), Myers et al.(2003) 등은 감사인이 감사서비스를 제공하는 기간이 길어질수록 감사품질이 증가한다고 보고하였다. 그러나 그 반대로 Choi and Doogar(2006), Myers et al.(2004) 등은 감사서비스를 제공하는 기간이 길어질수록 감사품질이 감소한다고 보고하였다. 따라서 이 분야의 연구들은 감사인 유지제도에 대해 명확한 함축내용을 제공하지 못하고 있다. 이에 반해 감사인의 교체에 대한 DeFond and Subramanyam(1998)의 연구는 대형 감사인이 이익을 증가시키는 방향의 이익조정을 억제하는 경우 감사인이 교체되며, 신입 감사인은 이익조정을 용인하기 때문에 감사인 교체 이후 기업의 이익조정 수준이 높아진다고 보고하였다. 즉 감사인의 교체 의사결정에 감사인의 이익조정 수준에 대한 용인정도가 고려된다는 발견이다. 그러나 이러한 감사인의 교체에 대한 의사결정에 감사인 유지제도, 또는 감사인의 감사서비스 제공기간이 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 전혀 연구된 바가 없다. 따라서 본 연구의 발견은 매우 중요하다고 하겠다.

본 연구의 발견은, 우수한 품질의 서비스를 제공하는 감사인의 교체를 제한하는 제도를 마련하지 않는 한 감사인 유지제도 만으로는 감사인의 독립성 향상을 제도적으로 뒷받침할 수 없다는 것을 나타내 주고 있다. 본 연구와는 접근방법이 다르지만, 노준화 등(2004)의 연구도 감사인 유지제도 하에서 감사인의 초도감사 보수할인(audit fee low-ballings) 문제가 더 심해진다는 것을 보고한 바 있다. 따라서 이러한 문제점을 해결할 수 있는 방안을 학계와 규제기관에서는 하루빨리 개발하여, 감사품질의 수준을 유지할 수 있도록 하여 회계정보의 투명성을 더욱 높일 수 있도록 해야 할 것이다. 감사품질에 따라 계속감사 가능기간을 변경시키는 제도 등의 예를 들 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 감사인 유지제도를 소개하고, 선행연구를 검토하였다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에 사용될 모형을 소개하고, 표본의 선정 및 특징에 대해 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 연도별 횡단면적 분석, 교체집단과 통제집단별로 시계열 분석, 그리고 감사인의 교체에 대한 로짓분석 결과 및 민감도 분석 결과를 보고하였다. 제Ⅴ장은 본 연구의 결론 부분이다.

II. 선행연구의 검토

1. 감사인 유지제도

외국의 경우 감사인 유지제도는 프랑스, 스페인, 이탈리아, 벨기에 등의 국가에서 실시되고 있다(Buijink et al. 1998). 국내의 경우 감사인 유지제도는 1997년부터 실시되었다. 외감법에서 규정된 이 제도에 따르면, 모든 상장기업들은 순차적으로 연속된 3개 사업년도의 감사계약을 동일 감사인과 체결해야 한다. 즉 감사인에게 감사기간으로서 최소 3년을 법으로 보장한 것이다.⁴⁾ 경과규정에 따라 이 법안은 1997년부터 순차적으로 적용되어서, 1995년과 1996년 감사인이 상이한 결산법인은 1997년부터 적용되었다. 그러나 1992년부터 1996년까지 동일 감사인으로 부터 감사받은 12월 결산법인은 1999년부터, 그리고 기타의 상장법인은 1998년부터 적용되었다. 협회등록법인인 경우는 2001년부터 실시되었다. 정부는 다시 외감법을 2003년 개정하여 동일한 감사인이 감사서비스를 연속하여 제공할 수 있는 기간도 6년으로 제한하였다. 즉 6년이 경과하면 기업은 무조건 감사인을 교체해야 한다.⁵⁾

정부가 감사인 유지제도를 도입한 이유는 감사품질을 획기적으로 높일 수 있는 전기를 마련하기 위해서이다. 우리나라에서는 과거 1997년-1998년의 금융위기 시절에 발생한 대우, 기아 자동차 사태에서 알 수 있듯이 회계의 투명성이나 신뢰성이 높지 않았다. 이러한 회계 투명성이나 신뢰성의 문제 때문에 국내 기업들은 외국의 기업들에 비하여 상대적으로 저평가되었다. 따라서 이러한 문제점을 해결하고자 1997년 감사 파트너 교체제도를,⁶⁾ 그리고 1997년 감사인 유지제도를 도입한 것이다. 감사인 유지제도의 도입 이전에는, 기업들이 매년 감사인을 선임하였

4) 외감법에 따르면, 다음 중 어느 하나에 해당하는 경우에는 예외적으로 연속하는 3개 사업년도 중이라도 감사인선임위원회의 승인을 얻어 감사인을 해임할 수 있다. 보다 자세한 법 규정에 대해서는 노준화와 배길수(2002)를 참조하기 바란다.

- ① 감사인이 회사의 기밀을 누설하는 등 직무상 의무를 위반한 경우
- ② 감사인이 그 임무를 게을리 하여 회사에 손해를 발생하게 한 경우
- ③ 감사인이 회계감사와 관련하여 부당한 요구를 하거나 압력을 행사하는 경우
- ④ 외자도입법 등에서 감사인을 한정하고 있는 경우
- ⑤ 감사인 평가 또는 감사보고서 감리결과를 고려하여 금융감독위원회가 정하는 사유에 해당하는 경우.

5) 이 제도는 감사인 순환제도라고 불린다. 외국의 경우 감사인 유지제도 보다는 감사인 순환제도가 훨씬 널리 보급되어 있다. 예를 들어, 오스트레일리아, 이탈리아, 싱가포르 등은 이미 감사인 순환제도를 실시하고 있다. 그러나 그 반대로 스페인, 터키, 캐나다는 과거에는 이 제도를 실시하고 있었으나 최근 들어 폐지하였다 (Brennan and McIntyre 2004). 프랑스나 독일, 영국, 그리고 미국 등은 이 제도의 도입에 대해 활발한 논의를 가졌으나 도입하지 않기로 결정한 바 있다 (Catanach and Walker 1999). 미국의 경우 감사인 순환제도에 대한 논쟁은 최소 50년 이전부터 시작되었다 (Brennan and McIntyre 2004).

6) 1997년부터 동일한 감사 파트너가 6년 이상 동일 기업의 감사를 담당할 수 없는 감사 파트너 순환제도가 도입되었다. 이 제도는 다시 2001년 개정되어, 상장기업의 경우 4년 이상으로 범위가 더욱 제한되었다.

기 때문에 감사인 교체가능성이 항상 존재하였다. 따라서 감사인의 입장에서는 기업의 부당한 요구, 예를 들어 기업의 재무제표가 일반적으로 인정된 회계원칙에 따라 작성되지 않은 경우에도 적정의견을 달라는 요구를 받았을 때 이를 거부하기가 어려웠다. 감사인이 요구를 거부할 경우 기업은 감사의견 구매(opinion shopping)를 위해 감사인을 즉시 교체할 수 있기 때문이다(Sankaraguruswamy and Whisenant 2003 ; DeAngelo 1981b). 실제로 노준화와 배길수(2002)는 감사인이 독립성을 유지하지 못하는 가장 중요한 이유 중의 하나는 감사인 교체압력 이라고 설명하였다. 노준화와 배길수(2002)는 감사인 유지제도 도입 직전 3개년도와 도입 직후 3개 연도의 이익조정 수준을 비교한 결과, 감사인 유지제도 도입 후의 이익조정 수준이 유의적으로 낮다고 보고하였다. 즉 감사인 유지제도가 효과를 발휘하고 있다는 것이다.

2. 선행연구의 요약 및 연구가설의 설정

감사인의 감사서비스 제공기간과 감사품질에 대한 연구는 2002년 이후 왕성하게 전개되었다. 그 이유는 Arthur Andersen이 Enron을 20여년 동안 감사하면서 감사인과 기업 사이에 매우 친밀한 관계가 형성되어 감사인의 독립성이 저해되었기 때문에, Enron의 회계부정을 Arthur Andersen이 용인해 주었을 것이라는 비판 때문이다. 그후 미국에서는 감사서비스 제공기간이 감사품질에 영향을 미치는지에 대한 논란이 대두되었고, 따라서 많은 연구들이 진행되었다.

이러한 연구들 중 최초의 연구는 Myers et al.(2003)의 연구이다. 이들은 감사서비스 제공기간이 증가할수록 감사품질이 향상되어 기업의 이익조정이 억제된다고 보고하였다. Mansi et al.(2004)은 감사서비스의 제공기간이 증가할수록 부채의 자본비용(cost of debt capital)이 감소한다고 보고하였으며, Ghosh and Moon(2005)은 이익반응계수가 증가한다고 보고하였다. 국내의 박종일과 박수근(2007), 지현미 등(2006)의 연구도 감사인 교체 직후 연도인 감사서비스 제공기간 1년차에 고객기업의 이익조정 수준이 높다고 보고하였다. 즉 이상의 연구들은 모두 감사서비스 제공기간이 증가한다면 감사인이 기업에 대해 더 자세한 정보를 알게되어 감사업무를 효과적, 효율적으로 실시할 수 있기 때문에 감사품질이 증가한다고 설명하고 있다.

그러나 이와는 반대로 감사서비스 제공기간이 증가한다면 오히려 감사품질이 저하된다고 보고한 연구들도 존재한다. Myers et al.(2004)은 서비스 제공기간이 증가할 수록 과거에 발생한 회계오류를 수정하기 위해서 기업이 재무제표를 재작성(financial statements restatement)할 확률이 증가한다고 보고하였으며, Choi and Doogar(2006)는 소형 감사인의 경우 서비스 제공기간이 증가할 수록 계속기업 존속 불확실성 감사의견(going-concern audit opinion)을 발표할 가능성이 낮아진다고 보고하였다. 이들 연구들은 서비스 제공기간이 증가하면 감사인과 기업사이에 친밀한 관계가 형성되거나 감사인이 경제적 지대(economic rent)를 가지게 되기 때문에 감사인의 독립성이 저해된다고 분석 결과를 해석하고 있다.

이상에서 설명한 것처럼 선행연구들은 일관적인 결론을 제시해주지 못하고 있다. 또한 위의 선행연구에 사용된 감사품질의 측정치가 연구마다 모두 다르기 때문에, 연구결과를 종합하여 결론의 정확성 여부를 판단하기도 힘들다. 즉 이러한 분야의 선행연구들은 본 연구의 주제에 대해 구체적인 시사점을 제시해 주지 못하고 있다.

본 연구와 관련하여, DeFond and Subramanyam(1998)의 연구는 매우 흥미로운 발견을 보고하고 있다. 이들의 연구는 감사인이 교체되기 직전에 이익을 감소시키는 방향으로의 이익조정이 증가한다는 것을 보고하였다. 즉 감사인이 보수적으로 행동하여 이익을 감소시키는 방향으로 감사를 엄정하게 실시하기 때문에 기업이 감사인을 교체한다는 것이다. 그 결과 감사인이 교체된 후의 이익조정 수준은 영(0)과 유의적인 차이가 존재하지 않았다. 즉 신임 감사인은 기업의 요구에 따라 전임 감사인의 보수적인 회계처리 방법을 따르지 않고 평균적인 수준에서의 이익조정 정도만을 허용한다는 발견이다. 이러한 발견은 감사인의 교체가 감사인의 독립성에 위협이 된다는 사실을 분명하게 보여주고 있다.⁷⁾ 실제로 Lennox(2000)의 연구는 기업들이 의견구매를 위해 적정 감사의견을 줄 확률이 더 높은 감사인으로 감사인을 교체한다는 것을 보고하였으며, Sankaraguruswamy and Whisenant(2003)은 초도감사의 경우 감사보수 할인현상이 유의적으로 존재한다는 것을 보고하였다. 즉 감사인의 독립성이 위협되는 사건이 감사인의 교체와 관련하여 발생할 가능성이 높다는 것을 이러한 선행연구들은 공통적으로 보여주고 있다. 한국의 경우에도 노준화 등(2004)은 감사인 유지제도 도입초기, 감사인 유지제도의 적용을 받는 기업들은 초도감사의 보수할인 현상이 제도의 적용을 받지 않는 기업들보다 더 심각하다는 것을 보고한 바 있다. 즉 감사계약을 3년 연속 맺을 수 있기 때문에 감사계약을 맺어서 고객을 확보하는 것이 감사인 입장에서 더 중요해져서, 감사보수를 더욱 할인해서라도 고객기업을 유치하려는 현상이 나타난다는 것이다. 이러한 경우 감사인의 독립성은 더욱 문제가 될 수 있다. Choi et al.(2006)은 감사인의 보수가 적정수준에 미치지 못한다면, 감사인은 미래 기간동안 계속해서 감사계약을 유지하여 현재의 손실을 만회해야 하기 때문에 고객기업의 압력에 굴복할 수 있다고 설명하고 있다. DeAngelo(1981a)도 이러한 가능성을 모형을 통하여 제시한 바 있다.

이러한 선행연구들을 종합하여 볼 때, 노준화와 배길수(2002)가 감사인 유지제도 이후 기업들의 이익조정 수준이 유의적으로 감소한다는 것을 보고하였지만, 감사인 유지제도가 감사인의 독립성을 충분히 향상시켰는지에 관해서는 명확한 증거가 제시된 바가 없다. 노준화 등(2004)의 연구는 오히려 그 반대로 초도감사 보수할인 때문에 이 제도의 실시 이후 감사인의 독립성이 더

7) DeFond and Subramanyam(1998)은 감사인 교체의 유형을 특별히 구별하지 않았지만 감사인의 교체에는 두가지 유형-자발적 교체와 비자발적 교체-이 존재한다. 미국의 경우는 고객기업이 중대한 법적 책임을 감사인에게 초래할 수 있는 경우 감사인이 자발적으로 감사인으로서의 직책을 사직(auditor resignation)하는 경우가 종종 존재한다. 비자발적 교체란 고객기업이 감사인을 해고(auditor dismissal)하는 경우이다. 그러나 우리나라에는 실질적으로 감사인이 직책을 사직하는 경우가 존재하지 않기 때문에 (또는 가끔 사직하는 경우가 발생하더라도 그러한 내용이 외부에 알려지지 않기 때문에), 논의의 대상은 감사인 해고 분야로 국한되어 있다. 즉 본 연구에서 감사인의 교체란 감사인 해고의 경우만을 의미한다.

약해졌을 가능성도 있다는 것을 보여주고 있다. 만약 감사인의 독립성이 충분히 향상되어 감사인이 기업의 압력에 굴복하지 않고 독립적으로 감사업무를 수행한다면, 3년의 최초 감사인 감사계약이 만료되어 기존의 감사인과 새로운 감사계약을 체결하거나 감사인을 교체하여 새로운 감사인을 선임할 경우 기존 감사인이 과거 이익조정을 억제했는지의 여부와 감사인 교체여부 사이에는 유의적인 관계가 존재하지 않아야 할 것이다. 만약 그러한 관계가 존재한다면, 이는 감사인 유지제도 하에서도 여전히 감사인의 독립성이 훼손될 가능성이 존재한다는 증거이다. 따라서 본 연구는 감사인의 최초 3년 감사계약이 종료된 후 감사인을 교체한 기업(교체집단)과 감사인을 교체하지 않고 새로운 감사계약을 맺은 기업(통제집단)을 대상으로 하여, 이들 기업들 사이에 이익조정 수준의 차이가 있는지를 횡단면 및 연도별 분석을 통하여 알아보고자 한다.

즉 본 연구는 교체집단과 통제집단 사이에 연도별 이익조정 수준의 차이가 있는지를 경험적(empirically)으로 살펴보는 연구이다.

Ⅲ. 연구설계

1. 연구모형

우리나라는 1980년 외감법을 통해 회사가 감사인을 선임할 수 있는 자유수임제도를 실시한 이후, 감사인 지정제도, 감사인 유지제도, 감사인 순환제도 및 감사보수의 자율화를 추가적으로 도입함으로써 감사품질을 높이기 위한 노력을 기울이고 있다. 감사인 유지제도는 최소한 3년간은 감사인을 변경하지 못하게 함으로써 감사인의 독립성을 확보하여 감사품질을 향상시키기 위해 도입한 제도이다. 감사인 유지제도가 감사인의 독립성을 충분히 확보하여 감사인이 독립적으로 감사업무를 수행할 수 있다면, 감사기간이 보장되는 최소 3년의 계약기간이 만료되는 시점에서 감사인을 교체하는 기업과 교체하지 않는 기업의 계약기간 동안의 감사품질에는 유의적인 차이가 존재하지 않을 것으로 기대된다.

최초 3년의 감사계약이 종료된 후 감사인을 교체한 기업(교체집단)과 교체하지 않고 새로운 계약을 체결하는 기업(통제집단)을 대상으로 하여 계약기간 3년 동안의 이익조정 수준에 차이가 존재하는지 알아보기 위해,⁸⁾ 먼저 식(1)을 통하여 횡단면 분석을 실시하였다. 다음 식에서 첨자 i 는 기업, t 는 감사인 교체 또는 재계약 연도(2005년, 2006년 또는 2007년)를 나타낸다.

8) 본 연구에서는 표본의 숫자가 상대적으로 작음에도 불구하고 복수년도에서 추출된 동일한 기업의 자료가 중복하여 포함되어 있다. 따라서 이러한 자료의 특성에서 초래될 수 있는 통계적 문제점을 해결하고자, 본 연구에서 사용된 모든 회귀분석은 기업별 clustering을 고려하여 표준오차를 補正(correction)한 수치를 사용하였다. 또한 이분산성의 문제점을 통제하고자, White(1980)의 방법을 적용하여 표준오차를 보정하였다. 이러한 엄정한 통계적 방법론의 적용으로 인해 본 연구의 발견은 통계적인 유의성 측면에서 더 약해졌지만, 질적으로 연구결론은 전혀 변하지 않았다.

$$DA1_{i,t+j}(\text{or } DA2_{i,t+j}) = \alpha_0 + \beta_1 CHANGE_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t-1+j} + \beta_3 LEVE_{i,t+j} + \beta_4 LOSS_{i,t-1+j} \\ + \beta_5 BIG4_{i,t+j} + \beta_6 OWN_{i,t+j} + \beta_7 CFO_{i,t+j} + \beta_8 LAGTA_{i,t-1+j} \\ + \beta_9 YEAR2006 + \epsilon_{i,t+j} \quad \text{식(1)}$$

- j = -3 또는 -2 또는 -1⁹⁾
 $DA1_{i,t}$ = i 기업 t 기의 Kasznik(1999) 모형을 이용하여 측정한 재량적 발생액¹⁰⁾
 $DA2_{i,t}$ = 기업 t 기의 수정된 Jones 모형(Dechow et al., 1995)을 이용하여 측정한 재량적 발생액¹¹⁾
 $CHANGE_{i,t}$ = 교체집단의 경우 1, 통제집단의 경우 0
 $SIZE_{i,t-1}$ = i 기업 $t-1$ 기의 총자산의 자연로그
 $LEVE_{i,t}$ = i 기업 t 기의 부채비율 (=총부채/총자산)
 $LOSS_{i,t-1}$ = i 기업 $t-1$ 기의 손실발생기업이면 1, 아니면 0
 $BIG4_{i,t}$ = i 기업 t 기의 감사인이 Big4 제휴법인이면 1, 아니면 0
 $OWN_{i,t}$ = i 기업 t 기의 최대주주 비율
 $CFO_{i,t}$ = i 기업 t 기의 영업활동으로인한 현금흐름/총자산
 $LAGTA_{i,t-lj}$ = i 기업 $t-1+j$ 기의 총발생액/총자산
 $YEAR2006$ = 계약기간이 2003-2005인 경우는 1, 계약기간이 2002-2004, 2004-2006인 경우는 0
 $YEAR2007$ = 계약기간이 2004-2006인 경우는 1, 계약기간이 2002-2004, 2003-2005인 경우는 0

식 (1)에서 종속변수 $DA1_{i,t+j}$ (or $DA2_{i,t+j}$)는 이익조정에 대한 대리변수로서, Kasznik 모형 (수정된 Jones 모형)을 이용하여 계산한 것이다. 이 변수는 최초 감사계약 3년 동안의 연도별 재량적 발생액의 크기를 의미한다. 첨자 j 는 연도를 나타내는 변수인데, 감사인 교체 3년전, 즉 최초 감사계약이 시작된 연도의 경우 j 는 -3의 값을 가진다. $CHANGE_{i,t}$ 는 3년의 감사계약이 끝나고 감사인이 교체된 기업들이면 1, 기존 감사인이 다시 임명된 경우이면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 식 (1)에서 j 가 -3(-2, -1)의 값을 가질 때 계수 β_1 값을 살펴봄으로써 감사계약 첫째(둘째,

- 9) 감사인이 교체된 연도 3년전, 2년전, 1년전을 각각 의미한다.
 10) $DA1$ 은 Kasznik(1999) 모형을 이용하여 추정한 재량적 발생액항목이다. 아래의 식 (2)를 이용하여 횡단면 분석을 실시한 결과 회귀모형으로 설명되지 않은 부분, 즉 잔차항 μ_{it} 이 재량적 발생액항목의 크기이다.

$$TA_{it}/A_{it-1} = \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(PPE_{it}/A_{it-1}) + \beta_3\{(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1}\} + \beta_4(\Delta CFO_{it}/A_{it-1}) + \mu_{it} \quad \text{식 (2)}$$
 여기에서 TA 는 총발생액을 의미하며, A 는 총자산, PPE 는 유형자산, 무형자산, 이연자산의 합을 의미한다. ΔREV 는 매출액의 변동율, ΔREC 는 매출채권의 변동율, ΔCFO 는 영업활동으로인한 현금흐름의 변동율을 의미한다.
 11) $DA2$ 는 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 추정한 재량적 발생액항목이다. 아래의 식 (3)을 이용하여 횡단면 분석을 실시한 결과 회귀모형으로 설명되지 않은 부분, 즉 잔차항 ϵ_{it} 이 재량적 발생액항목의 크기이다. 식 (3)에 사용된 변수에 대한 정의는 식 (2)와 동일하다.

$$TA_{it}/TA_{it-1} = \beta_1(1/A_{it-1}) + \beta_2(PPE_{it}/A_{it-1}) + \beta_3\{(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it})/A_{it-1}\} + \epsilon_{it} \quad \text{식 (3)}$$

세제) 연도의 이익조정 수준과 계약기간 종료시점에서의 감사인 교체여부와 관련성을 확인할 수 있다. 감사인 유지제도 도입 이후 감사인의 독립성이 향상되었다면, 감사계약 기간 동안의 연도별 이익조정 수준은 감사계약 종료시점에서의 재계약 여부와 유의적인 상관관계를 가지지 않을 것으로 예상된다. 만약, j 가 $-3, -2, -1$ 의 값을 가질 때 각각의 회귀식에서 β_1 의 값이 유의적인 값을 가지게 된다면, 이는 계약기간 동안의 연도별 이익조정 수준이 감사인 교체여부에 영향을 미침을 뜻하는 것이다. 즉 감사인이 이익조정을 줄이는 방향으로 회계처리를 유도 또는 강제하여 재량적 발생액의 수준이 줄어들었기 때문에 고객기업이 이에 불만을 느껴 감사인이 교체된 것이라면, 이는 감사인이 고객기업과 계속 감사계약을 맺기 위해서는 보수적으로 감사를 해서는 안된다는 것을 의미한다. 즉 추가적인 감사계약을 맺기 위해서 감사인의 독립성이 저해될 수 있다는 것을 의미하는 것이다.

본 연구에서는 재량적 발생액에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들을 통제변수로 추가하였다. 통제변수는 기업의 규모(*LNTA*), 부채비율(*LEVE*), 전년도 순손실 여부(*LOSS*), 감사법인의 규모(*BIG4*), 최대주주의 비율(*OWN*), 영업활동으로 인한 현금흐름(*CFO*), 전년도의 총발생액(*LAGTA*) 등이다.

기업규모(*LNTA*)는 전년도 총자산의 자연대수로서 많은 생략변수들의 대용변수가 될 수 있으며, 기업규모의 차이가 이익조정의 정도에 영향을 미칠 수 있기 때문에 통제변수로 선정하였다(Xie et al. 2003 등). 부채비율(*LEVE*)과 이익조정의 관계에 대한 선행연구들의 결과는 다소 상반적이다. DeFond and Jiambalvo(1994)에서는 경영자는 부채비율이 높을수록 이익을 증가시키는 이익조정을 할 유인을 가지고 있다고 보고한 반면, Ashbaugh et al.(2003)은 부채비율과 이익조정 수준은 음(-)의 관계를 가지고 있다고 보고하였다. 따라서 부채비율과 관련하여서는 정확한 계수값의 부호에 대한 예측은 할 수 없다. 전년도의 경영성과를 통제하기 위하여 전년도에 순손실이 발생한 경우 1의 값을 부여하는 더미변수(*LOSS*)를 통제변수에 포함시켰다. 윤순석과 양동재(2007)는 손실발생이 음의 이익조정과 관련되어 있다고 밝힌 바 있으므로, *LOSS* 변수의 계수는 음의 값을 가질 것으로 예측된다. 감사법인의 규모를 통제하기 위하여 *BIG4*를 통제변수로 사용하였는데, Becker et al. (1998) 등의 외국 선행연구들은 대형 감사인이 보다 고품질의 감사서비스를 제공한다고 보고하였지만, 국내의 선행연구에서는 그 결과가 일관적이지 않다. 따라서 *BIG4* 변수의 예측부호는 명확하지 않다.¹²⁾ 감사법인이 Big 4 감사인(감사인 합병 이전인 Big

12) 예를 들어, 나종길과 최 관(2003)의 연구는 *BIG4* (또는 기타 대형 감사인을 나타내는) 변수가 유의적인 음(-)의 값을 가지고 있다고 보고하였다, 그러나 최종학 등(2005)과 최정호(2005)의 연구에서는 음의 값을 가지고 있었으나 유의적이지 않았으며, 권수영 등(2004)의 연구에서는 음의 값과 양(+)의 값을 가지는 경우가 혼재하였으나 모두 유의적이지 않았다. 지현미 등(2006)의 연구에서는 양의 값을 가지고 있었지만 유의적이지는 않았다. 그 반대로 강선민과 황인태(2007)의 최근 연구에서는, non-Big 4에 속하는 소형 감사인만이 고객기업의 재량적 발생액을 감소시킬 뿐 대형 감사인은 고객기업의 재량적 발생액의 크기에 영향을 미치지 못한다고 보고하였다. 따라서 대형 감사인이 국내 시장에서 소형

5 또는 Big 6)이면 1의 값을 가지고, 그 이외에는 0의 값을 가지는 더미변수로 측정하였다. 소유 구조의 집중 정도가 기업의 이익조정에 미치는 영향을 통제하기 위하여 최대주주 지분율(*OWN*)을 통제변수로 선정하였다(이상철과 이경태 2003). 선행연구(Kothari et al. 2005)의 결과에 의하면 현금흐름과 이익조정 수준 사이에는 음(-)의 상관관계가 존재하기 때문에, 본 연구에서는 영업활동으로 인한 현금흐름을 전기총자산으로 나눈 값(*CFO*)을 통제변수에 추가하였다. 발생액의 반전현상(reversal)을 통제하기 위해 전년도 총발생액(*LAGTA*)을 회귀식에 포함시켰다. 마지막으로, *YEAR2006*은 최초 3년의 감사계약기간이 2003년~2005년인 기업의 경우 1의 값을 가지고, 최초 3년의 감사계약기간이 2002년~2004년인 기업은 0의 값을 가지는 더미변수이다. 2005년에 감사인이 교체된 기업과 2006년에 감사인이 교체된 기업들 사이의 연도별 차이를 통제할 목적으로 사용되었다.

추가적으로 교체집단과 통제집단을 분리하여, 각각의 집단 내에서 감사계약 첫 해의 이익조정 수준과 나머지 2개 연도의 이익조정 수준에 차이가 존재하는지를 알아보기 위해 식 (2)를 이용하여 횡단면 분석을 실시하였다. 식 (2)에서 첨자 *i*는 기업, *t*는 감사인 교체 또는 재계약 연도(2005년 또는 2006년)를 나타낸다. 식 (2)에서 $YEAR-3_{it}$ 는 감사인 교체 3년 전(즉 감사인이 감사를 시작한 첫번째 연도)이면 1의 값을 갖는 더미 변수이다. 식 (2)를 이용하여 감사계약 첫 해의 이익조정 수준과 이 후 2개 연도의 이익조정 수준의 차이를 확인하기 위하여 계수 β_1 의 유의성을 살펴볼 것이다.¹³⁾ 감사인의 독립성이 확보되어 있어서 고객기업의 이익조정 수준이 감사인의 교체에 영향을 미치지 않는다면, 분석대상이 교체집단이나 통제집단이나와 상관없이 β_1 의 값은 유의적이지 않은 값을 보일 것이다. 그러나 만약 시간이 지남에 따라 감사품질이 점차 향상된다면(Myers et al. 2003), β_1 값은 교체집단과 통제집단 모두 유의적인 음(-)의 값을 보일 것으로 예상된다.¹⁴⁾ 만약 통제집단을 대상으로 한 분석에서의 β_1 값이 유의적이지 않은 값을 가지고, 교체집단을 대상으로 한 분석에서의 β_1 값이 유의적인 양(+)의 값을 가진다면, 이는 감사인 유지제도의 도입에도 불구하고 여전히 보수적인 회계처리 방법을 선호하는 감사인이 더욱 빈번히 교체된다는 것을 나타낸다. 따라서 감사인의 교체와 관련하여 감사인의 독립성이 저해될 수 있음을 의미한다. 식 (2)에서 사용된 통제변수는 식 (1)과 동일하므로 이에 대한 설명은 생략한다.

감사인 보다 더 이익조정 수준을 억제하는지는 그 연구결과가 명확하지 않다.

- 13) 교체 2년전과 1년전 자료를 결합하여 모두 0의 값을 갖도록 한 것은, 양 연도의 자료를 각각 분리하여 분석해본 결과 차이가 없었기 때문이다.
- 14) Myers et al.(2003)의 연구결과에 따르면, 감사인의 감사서비스 제공기간이 증가하면 이익조정 수준이 감소한다. 따라서 β_1 의 값은 음(-)의 값을 가질 것이다.

$$\begin{aligned}
DA1_{i,t+j}(\text{or } DA2_{i,t+j}) = & \alpha_0 + \beta_1 YEAR-3_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t-1+j} + \beta_3 LEVE_{i,t+j} + \beta_4 LOSS_{i,t-1+j} \\
& + \beta_5 BIG4_{i,t+j} + \beta_6 OWN_{i,t+j} + \beta_7 CFO_{i,t+j} + \beta_8 LAGTA_{i,t-1+j} \\
& + \beta_9 YEAR2006 + \epsilon_{i,t+j}
\end{aligned}
\tag{식 2}$$

j	$= -3$ 또는 -2 또는 -1
$DA1_{i,t}$	$= i$ 기업 t 기의 Kasznik(1999) 모형을 이용하여 측정한 재량적 발생액
$DA2_{i,t}$	$= i$ 기업 t 기의 수정된 Jones 모형(Dechow et al., 1995)을 이용하여 측정한 재량적 발생액
$YEAR-3_{i,t}$	$= j$ 의 값이 -3 인 경우는 1, 아니면 0
$SIZE_{i,t-1}$	$= i$ 기업 $t-1$ 기의 총자산의 자연로그
$LEVE_{i,t}$	$= i$ 기업 t 기의 부채비율 ($=$ 총부채/총자산)
$LOSS_{i,t-1}$	$= i$ 기업 $t-1$ 기의 손실발생기업이면 1, 아니면 0
$BIG4_{i,t}$	$= i$ 기업 t 기의 감사인이 Big4 제휴법인이면 1, 아니면 0
$OWN_{i,t}$	$= i$ 기업 t 기의 최대주주 비율
$CFO_{i,t}$	$= i$ 기업 t 기의 영업활동으로인한 현금흐름/총자산
$LAGTA_{i,t-1+j}$	$= i$ 기업 $t-1+j$ 기의 총발생액/총자산
$YEAR2006$	$=$ 계약기간이 2003-2005인 경우는 1, 계약기간이 2002-2004, 2004-2006인 경우는 0
$YEAR2007$	$=$ 계약기간이 2004-2006인 경우는 1, 계약기간이 2002-2004, 2003-2005인 경우는 0

이상의 식 (1)과 식(2)에 사용된 연구방법론은 기존의 감사인 유지제도와 이익조정에 대한 선행연구인 지현미 등(2006)의 연구와는 매우 다르다. 지현미 등의 연구는 교체집단과 통제집단으로 분류하여 이익조정 수준을 살펴본 것이 아니라, 전체 기업들을 대상으로 이익조정 정도(재량적 발생액의 절대값)의 차이를 연차별로 살펴본 것이다. 또한 감사인 유지제도 하에서의 첫 3년 임기의 첫째 연도와 두 번째 3년 임기의 첫째 연도를 구분하지 않고 모두 동일한 첫째 연도로 취급하였기 때문에, 그 결과를 명확하게 해석하기가 곤란하다. 그러나 이에 반해 본 연구에서는 교체집단과 통제집단을 명확하게 구분하고, 기타 방법론적인 여러 문제점들을 해결하였기 때문에 본 연구는 선행연구에 비해 진일보 했다고 할 수 있다.

2. 표 본

본 연구는 2007년까지 현재 상장되어 있는 기업들 중 감사인 유지제도 하에서 3년의 최초 감사계약 기간이 만료되어, 감사인을 교체한 기업이나 감사인을 교체하지 않고 기존 감사인을 재선임한 기업들을 표본으로 하여 분석을 실시하였다. 시점을 2005년, 2006년과 2007년으로 제한한 이유는, 감사인 유지제도가 1997년부터 순차적으로 실시되었지만, 실제로 기업들이 1997년 감사인을 임명할 때 기존에 이미 감사서비스를 제공하고 있던 감사인을 계속해서 임명한 경우가 다수 존재하기 때문이다. 이 경우 1997년부터 시작한 최초의 감사인 유지계약이 만료되는 2000년을 분석의 시작시기로 택한다면, 실제로 감사인이 3년만의 감사서비스 제공을 완료한 후

교체된 경우도 물론 있지만, 대부분의 경우는 1997년 이전부터 시작해서 3년 이상의 감사서비스를 제공한 상태이기 때문에 감사인 감사계약기간이 다르다는 문제가 발생한다. Myers et al.(2003)등의 연구에서 보고하였듯이 감사서비스 제공기간이 다르면 이익조정 수준이 달라지기 때문에, 이 경우에는 감사인 유지제도의 효과와 감사서비스 제공기간의 효과를 별도로 분리하기가 힘들다. 따라서 이러한 문제점을 해결하고자, 본 연구에서는 1997년 감사인 유지제도 적용 이후 최초의 감사계약이 2000년 이후 완료되어 감사인을 교체했던 기업들만을 대상으로 범위를 한정하였다.¹⁵⁾ 또한 2001년 외감법이 개정되어 감사 파트너 교체제도가 도입되었기 때문에, 이 제도의 영향 또한 분리하고자 분석 시작시점을 2001년 이후로 미루었다. 즉 2002년부터 새 감사인을 임명했던 기업과 2003년부터 새 감사인을 임명했던 기업으로 분석의 대상을 한정하였다.

2002(2003, 2004)년 새 감사인을 임명했던 기업은 2005(2006, 2007)년에 감사인을 교체하거나 재임명 하게된다. 따라서 2005년, 2006년과 2007년에 감사인을 교제한 교체집단과 감사인을 교체하지 않은 통제집단의 표본을 수집하여, 교체 3년전($j = -3$), 2년전($j = -2$), 1년전($j = -1$)의 자료를 이용한 연도별 분석과 교체집단만을 대상으로한 분석, 그리고 통제집단만을 대상으로한 분석을 각각 실시할 것이다. 표본에 선정된 기업은 상장기업 중 2002년, 2003년과 2004년에 새로운 감사법인과 감사계약을 체결한 기업 중 다음의 제 조건을 만족시키는 기업이다.

- (1) 한국신용평가(주)의 Kis-valueⅡ에서 필요한 재무자료 입수가 가능한 기업
- (2) 비금융업에 속하는 기업
- (3) 12월 결산법인
- (4) 적정감사의견을 받은 기업

한국신용평가(주)의 Kis-valueⅡ에서 필요한 재무자료의 입수가 가능한 기업을 기본대상으로 하고 있으며, 이 중 금융업의 경우 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 비교·분석이 용이하지 않기 때문에 제외하였다. 그리고 결산월 차이의 영향을 통제하기 위하여 결산월이 12월인 기업으로 한정하였으며, 감사 결과 적정감사의견을 받은 기업만을 표본에 포함시켰다.

15) 최근의 지현미(2006)등의 연구도 본 연구와 유사한 방법론을 사용하여 감사인 유지제도 하에서의 연도별 재무적 발생액의 변동에 대해 연구한 바 있다. 그러나 지현미 등의 연구는 감사인의 감사서비스 제공기간(auditor tenure)이 이익조정 수준에 미치는 영향(Myers et al. 2003)을 통제하지 않았기 때문에 그 결과를 해석하기가 곤란하다.

〈표 1〉 연도별 표본기업의 숫자

구 분	2005	2006	2007	합 계
감사인 교체기업(교체집단)	14	10	10	34
감사인 비교체기업(통제집단)	45	25	27	97
합 계	59	35	37	131

<표 1>은 표본 기업의 숫자에 대해 제시하고 있다. <표 1>에서 살펴보면 2002년에 새로운 감사계약을 체결한 후 최소한의 감사계약 기간인 3년이 경과한 2005년에 감사인을 교체한 기업의 수가 14개, 기존의 감사인을 재임명한 기업의 수가 45개인 것으로 나타났다. 그리고 2003년에 새로운 감사계약을 체결한 후 최소한의 감사계약기간인 3년이 경과한 2006년에 감사인을 교체한 기업의 수가 10개, 기존의 감사인을 재임명한 기업의 수가 25개인 것으로 나타났다. 또한 2004년에 새로운 감사계약을 체결한 후 최소한의 감사계약기간인 3년이 경과한 2007년에 감사인을 교체한 기업의 수가 10개, 기존의 감사인을 재임명한 기업의 수가 27개인 것으로 나타났다. 따라서 총 표본의 숫자는 131개 이다. 본 연구에서는 이 131개 기업을 연구대상으로 하여 횡단면 분석 및 시계열 분석을 실시하고자 한다. 131개 기업의 3년치 자료가 사용되므로, 분석에 사용된 총 기업-연도 표본의 숫자는 393개 (131×3) 이다.

IV. 실증적 분석결과

본 장에서는 표본을 대상으로 한 분석의 결과를 제시하고 있다. 집단별, 연도별 자료를 이용한 회귀분석에서는 이분산성(heteroskedasticity)을 고려하기 위하여 White(1980)의 방법을 이용하였다. 이상치에 의한 영향을 제거하기 위하여 표준화된 잔차(standardized error)의 절대값이 2보다 큰 표본은 회귀분석에서 제외되었다. 따라서 각 회귀분석에 사용된 표본의 숫자는 회귀식마다 차이가 있으며, 각 회귀분석에 사용된 표본의 수는 표의 하단에 제시되어 있다.

1. 기술통계 및 상관관계분석

본 연구에서 사용하는 변수들에 대한 기술통계량이 <표 2>에 제시되어 있다. <표 2>를 살펴보면, 식 (1)과 식 (2)의 종속변수인 재량적 발생액 $DA1$, $DA2$ 의 평균은 0.0069와 0.0056으로 나타났다는데, 이는 재량적 발생이 총자산의 0.6% 정도라는 것을 의미한다. 기업규모에 대한 변수인 $SIZE$ 의 평균은 19.1597로서, 평균 자산규모가 1900억원 정도임을 나타낸다. 부채비율 $LEVE$ 의 평균은 0.4820로 나타났다. $LOSS$ 의 평균은 0.1628으로, 표본 중 16.28%가 손실을 보고하고 있

음을 의미한다. *BIG4*의 평균은 0.5852으로, 표본 중 58.52%가 대형 감사인에게 외부감사를 받는 것으로 나타났다. 표본의 대주주 평균 지분율(*OWN*)은 11.13%로 나타났으며, 영업활동으로 인한 현금흐름을 전기 총자산으로 나눈 값(*CFO*)의 평균은 0.0446로 나타났다.

〈표 2〉 변수의 기술통계량

변 수	개 수	평 균	표준편차	최소값	최대값
<i>DA1</i>	393	0.0069	0.0678	-0.2716	0.2914
<i>DA2</i>	393	0.0056	0.0905	-0.4520	0.4753
<i>SIZE</i>	393	19.1597	1.5591	15.8077	24.8444
<i>LEVE</i>	393	0.4820	0.1849	0.0577	1.2627
<i>LOSS</i>	393	0.1628	0.3697	0	1
<i>BIG4</i>	393	0.5852	0.4933	0	1
<i>OWN</i>	393	11.1330	18.8561	0	68.2200
<i>CFO</i>	393	0.0446	0.1358	-1.1252	0.8141

- 주1) *DA1* = Kasznik(1991) 모델을 이용하여 추정 한 재량적 발생액
DA2 = 수정된 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 추정 한 재량적 발생액
SIZE = 총자산의 자연로그
LEVE = 부채비율(=총부채/총자산)
LOSS = 손실발생기업이면 1, 아니면 0
BIG4 = 감사인이 Big4 회계법인이면 1, 아니면 0
OWN = 최대주주 비율
CFO = 영업활동으로인한현금흐름/총자산

〈표 3〉에서는 주요 변수간의 피어슨 상관관계를 제시하고 있다. 재량적 발생액과 유의적인 상관관계를 가지는 변수들은 *LOSS*와 *CFO* 이다. *LOSS*는 재량적 발생액과 유의적인 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 선행연구에서와 마찬가지로 *CFO*도 재량적 발생액과 유의적인 음(-)의 상관관계를 가지고 있었다.

통제변수들 사이의 상관관계를 분석해 보면, *SIZE*와 *BIG4*사이의 상관계수가 0.347로서 상관관계의 크기가 가장 높으며, *LOSS*와 *SIZE*의 상관계수가-0.238로서 두 번째이다. 종합적으로 볼 때 통제변수들 사이의 상관관계가 0.4 보다 높은 경우는 전혀 보이지 않기 때문에 회귀분석에서 다중공선성 문제는 존재하지 않을 것이라고 판단된다.

〈표 3〉 상관관계

변 수	DA1	DA2	SIZE	LEVE	LOSS	BIG4	OWN	CFO
DA1	1.000							
DA2	0.850 ($<.0001$)	1.000						
SIZE	-0.004 (0.940)	-0.036 (0.473)	1.000					
LEVE	-0.081 (0.110)	-0.093 (0.064)	0.065 (0.196)	1.000				
LOSS	-0.212 ($<.0001$)	-0.166 (0.001)	-0.238 ($<.0001$)	0.166 (0.001)	1.000			
BIG4	-0.023 (0.651)	-0.060 (0.235)	0.347 ($<.0001$)	0.008 (0.874)	-0.118 (0.019)	1.000		
OWN	0.001 (0.984)	-0.001 (0.990)	0.218 ($<.0001$)	0.030 (0.558)	0.055 (0.275)	0.124 (0.014)	1.000	
CFO	-0.155 (0.002)	-0.319 ($<.0001$)	0.103 (0.042)	-0.024 (0.638)	-0.228 ($<.0001$)	0.091 (0.073)	-0.147 (0.004)	1.000

주1) 변수에 대한 정의는 <표 2>의 주석 참조.

주2) 괄호 안의 값은 p값을 의미(양측검증).

교체집단과 통제집단 사이에 계약 기간 동안의 연차별 차이가 존재하는지 검증하기 위한 단 일변량분석에 대한 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 패널 A에 연도별 교체집단과 통제집단의 차이분석 결과가 제시되어 있다. 분석결과에 의하면 감사인이 교체되는 연도의 3년 전, 즉 최초의 감사계약이 시작되는 시점에서의 채량적 발생액이 교체집단과 통제집단 사이에 유의적인 차이가 존재하는가에 대한 검증에서는 일관된 결과를 발견을 할 수 없었다. 예를 들어, DA1의 경우 교체집단의 평균은 0.0308이고 통제집단의 평균은 0.0023로서 교체집단이 더 높았다. 양자사이의 차이는 t 검정($t = 1.95$)과 Wilcoxon 검정($z = 2.69$) 모두에서는 유의적이었다. DA2를 이용한 분석에서 t 검정($t = 1.48$)에서는 비유의적인 차이를 보이지만, 이상치에 민감하지 않은 Wilcoxon 검정($z = 2.30$)에서는 유의적인 차이를 발견할 수 있었다. 교체-2년과-1년의 채량적 발생액 평균은 교체집단과 통제집단 사이에 유의적인 차이가 전혀 존재하지 않는 것으로 나타났다.

패널 B에는 각 집단별 연도별 차이분석의 결과가 나타나 있다. 분석결과에 의하면 교체집단의 경우 교체이전-3년과-2/-1년의 채량적 발생액 평균 사이의 유의적인 차이에 대한 검정에서 DA1의 경우 t 검정($t = 2.03$)뿐만 아니라 wilcoxon 검정($z = 2.58$)에서도 유의적인 차이를

발견할 수 있었다. 하지만 $DA2$ 의 경우 t 검정($t = 1.33$)에서는 비유의적인 차이를 보여주었지만, wilcoxon 검정($z = 1.62$)에서는 유의적인 차이가 존재하는 것으로 나타났다.¹⁶⁾ 통제집단의 경우 교체이전-3년과-2/-1년의 재량적 발생액 평균 차이에 대한 분석에서 일관되게 유의적인 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 단일변량분석

패널 A. 연도별 교체집단과 통제집단의 차이분석							
구 분		-3		-2		-1	
		교체집단	통제집단	교체집단	통제집단	교체집단	통제집단
DA1	평균	0.0308	0.0023	0.0031	0.0098	0.0020	0.0046
	차이	0.028		0.007		0.0066	
	t 값 (p 값)	1.95 (0.0532)		0.57 (0.5675)		0.47 (0.6400)	
	z 값 (p 값)	2.69 (0.0035)		0.69 (0.2436)		1.25 (0.1062)	
DA2	평균	0.0294	0.0003	0.0093	0.0098	0.0045	0.0030
	차이	0.029		0.001		0.007	
	t 값 (p 값)	1.48 (0.1407)		0.03 (0.9730)		0.40 (0.6905)	
	z 값 (p 값)	2.30 (0.0107)		0.13 (0.4493)		0.25 (0.3995)	
패널 B. 교체집단과 통제집단별 연도별 차이분석							
구 분		교체집단		통제집단			
		-3	-2/-1	-3	-2/-1		
DA1	평균	0.0308	0.0006	0.0023	0.0072		
	차이	0.03		0.0049			
	t 값 (p 값)	2.03 (0.0451)		0.59 (0.5547)			
	z 값 (p 값)	2.58 (0.0049)		1.24 (0.1075)			
DA2	평균	0.0294	0.0069	0.0003	0.0036		
	차이	0.023		0.0033			
	t 값 (p 값)	1.33 (0.1879)		0.28 (0.7796)			
	z 값 (p 값)	1.62 (0.0532)		0.34 (0.3686)			

주1) 양측검증에 의한 결과임.

주2) -3(-2, -1)은 감사계약 종료시점으로부터의 3(2, 1)년전, 즉 감사계약 첫 번째(두번째, 세번째)해를 의미한다.

주3) $DA1$ 은 Kasznik(1999) 모형을 이용하여 추정한 재량적 발생액이고, $DA2$ 는 수정된 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 추정한 재량적 발생액이다.

16) 본 연구에서는 추가적으로 -2년과 -1년 사이에 유의적인 차이가 있는지를 검정하여 보았으나 전혀 차이를 발견할 수 없었다. 따라서 -2년과 -1년을 한 묶음으로 포함하여 연구를 수행하였다.

2. 전체표본을 이용한 연도별 분석

본 연구에서 검증하고자 하는 연구모형과 관련하여, 식(1)에 대한 회귀분석 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. Kasznik(1999)의 모형과 수정된 Jones모형 (Dechow et al. 1995)을 이용하여 추정된 재량적 발생액을 이용하여, 감사계약 기간 동안의 연도별 이익조정 수준이 감사계약 종료 시점에서의 교체 여부와 어떠한 관계를 가지느냐에 대한 회귀분석의 결과이다.

j 가-3의 값을 가질 때 즉 감사인 교체 또는 재계약 3년전의(= 초도감사시의) 자료를 이용하여 분석한 경우, $DA1$ 을 사용한 모형에서의 $CHANGE$ 의 계수값은 $0.031(t = 2.40)$, $DA2$ 를 사용한 모형에서의 $CHANGE$ 의 계수값은 $0.030(t = 2.28)$ 로 재량적 발생액과 한계적으로 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 감사 첫해에($j = -3$) 교체집단의 경우 통제 집단에 비해 유의적으로 많은 재량적 발생액을 보여주고 있다는 것이다. 즉 감사계약이 시작되는 연도의 재량적 발생액은 감사계약 종료 시점에서의 교체여부와 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지고 있음을 의미하는 것이다.

j 가-2의 값을 가질 때(즉 감사인 교체 또는 재계약 2년전)의 자료를 이용하여 분석한 경우, $DA1$ 을 사용한 모형에서의 $CHANGE$ 의 계수값은 $-0.003(t = -0.26)$, $DA2$ 를 사용한 모형에서의 $CHANGE$ 의 계수값은 $-0.003(t = -0.23)$ 로 재량적 발생액과 유의적인 상관관계를 가지지 않는 것으로 나타났다. 이는 감사계약 두번째 연도의 재량적 발생액은 감사계약 종료 시점에서의 교체여부에 영향을 미치지 않음을 의미하는 것이다.

j 가-1의 값을 가질 때(즉 감사인 교체 또는 재계약 직전년도)의 자료를 이용하여 분석한 경우, $DA1$ 을 사용한 모형에서의 $CHANGE$ 의 계수값은 $-0.014(t = -1.09)$, $DA2$ 를 사용한 모형에서의 $CHANGE$ 의 계수값은 $-0.007(t = -0.41)$ 로 재량적 발생액과 유의적인 상관관계를 가지지 않는 것으로 나타났다. 즉 감사계약 세번째 연도의 재량적 발생액은 감사계약 종료 시점에서의 교체여부에 영향력을 행사하지 않는다고 할 수 있다. 결론적으로, 교체집단에 속한 기업들은 감사인 교체 3년 전에는 재량적 발생액이 유의적으로 높았지만, 2년 및 1년 전에는 교체집단과 통제집단 사이에 차이가 없었다.

〈표 5〉 연도별 자료를 이용한 회귀분석 결과

변 수	기대부호	j = -3		j = -2		j = -1	
		DA1	DA2	DA1	DA2	DA1	DA2
절 편	?	0.022 (0.36)	-0.026 (-0.30)	0.025 (0.43)	0.037 (0.58)	-0.036 (-0.48)	0.025 (0.28)
$CHANGE_t$	?	0.031 (2.40 ^{**})	0.030 (2.28 ^{**})	-0.003 (-0.26)	-0.003 (-0.23)	-0.014 (-1.09)	-0.007 (-0.41)
$SIZE_{t+j}$	-	-0.0001 (-0.20)	0.003 (0.64)	0.000 (0.07)	0.001 (0.15)	0.003 (0.77)	0.002 (0.41)
$LEVE_{t+j}$	±	-0.048 (-1.71 [*])	-0.067 (-2.51 ^{***})	-0.011 (-0.50)	-0.011 (-0.37)	0.014 (0.52)	-0.038 (-1.18)
$LOSS_{t+j}$	-	-0.022 (-1.37)	-0.037 (-1.99 ^{**})	-0.051 (-3.20 ^{***})	-0.084 (-4.76 ^{***})	-0.055 (-3.13 ^{***})	-0.062 (-3.06 ^{***})
$BIG4_{t+j}$	?	0.010 (0.87)	0.016 (1.26)	0.005 (0.52)	-0.004 (-0.31)	-0.014 (-1.34)	-0.028 (-2.17 ^{**})
OWN_{t+j}	-	-0.000 (-0.68)	-0.000 (-0.86)	0.000 (0.05)	0.000 (0.28)	-0.001 (-1.12)	-0.001 (-0.78)
CFO_{t+j}	-	-0.044 (-1.26)	-0.201 (-2.42 ^{**})	-0.142 (-3.28 ^{***})	-0.374 (-4.44 ^{***})	-0.122 (-2.69 ^{***})	-0.206 (-3.57 ^{***})
$LAGTA_{t+j}$	-	0.160 (2.22 ^{**})	0.071 (1.21)	-0.021 (-0.47)	0.068 (1.29)	0.027 (0.25)	0.060 (0.87)
$YEAR2006$	?	0.001 (0.11)	0.005 (0.35)	-0.004 (-0.43)	-0.000 (-0.02)	-0.008 (-0.60)	-0.006 (-0.35)
$YEAR2007$	?	0.031 (1.63)	0.022 (0.91)	-0.008 (-0.27)	-0.029 (-0.86)	0.017 (0.53)	0.021 (0.59)
F 값		3.81 ^{***}	3.04 ^{***}	2.58 ^{***}	3.98 ^{***}	1.89 [*]	2.84 ^{***}
R^2		0.2442	0.2619	0.1698	0.3125	0.1844	0.2449
표본수		123	121	127	126	128	129

주1) 변수에 대한 정의는 <표 2>의 주식 참조. 관심변수인 $CHANGE$ 는 교체집단이면 1, 통제 집단이면 0인 더미변수 이다.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

3. 교체집단 및 통제집단별 차이분석 결과

감사계약 기간 동안의 연도별 이익조정 수준과 감사계약 시점에서의 감사인 교체여부와 관계의 관계를 알아보기 위한 연도별 회귀분석의 결과, 즉 <표 5>에 의하면 계약기간 첫해의 재량적 발생액이 높은 기업들이 3년 계약 종료 후에 감사인을 교체할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이러한 발견은 자기선택 편향 (self-selection bias) 때문에 관찰될 수도 있다. 즉 교체집단과 통제집단이 근본적으로 다른 기업들로서, 재량적 발생액을 결정하는 요인들이 서로 전혀 다른 기업들이기 때문에 발견될 수도 있는 것이다. 이런 문제점을 해결하기 위해서 추가적으로 교체집단과 통제집단을 구분하여, j 가-3의 값을 가질 때와 j 가-2, -1의 값을 가질 때 이익조정 수준에 차이가 존재하는지 알아보기 위한 모형 식(2)의 회귀분석 결과를 <표 6>에 제시하고 있다. 이 방법은 교체집단과 통제집단으로 나누어서 회귀분석을 실시하는 것이므로, 각 집단별 재량적 발생액에 영향을 미치는 통제변수들의 계수값이 집단별로 다를 수 있다는 점을 고려한 방법이다.

<표 6>의 결과에 의하면 교체집단의 경우 변수 $YEAR-3$ 의 계수가 각각 0.027 ($t = 2.47$), 0.026($t = 1.95$)의 값을 가짐으로써, $DA1$, $DA2$ 와 유의적인 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉 j 가-3의 값을 가지는 감사계약 첫 번째 연도의 재량적 발생액과 j 가-2, -1의 값을 가지는 두 번째, 세 번째 연도의 재량적 발생액 사이에는 유의적으로 차이가 존재하며, 감사계약 첫해의 이익조정 수준이 유의적으로 높았지만 감사계약 2차 및 3차 연도에는 낮아지는 것이 관찰되었다.

반면 통제집단의 경우 $YEAR-3$ 의 계수값이 각각 -0.010($t = -1.43$), -0.008($t = -0.91$)의 값을 가지는 것으로 나타났으며, 이는 $YEAR-3$ 과 $DA1$, $DA2$ 사이에 유의적인 상관관계가 존재하지 않음을 의미하는 것이다. 즉 연도별 재량적 발생액 사이에 유의적인 차이가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

통제변수 중 일관적인 결과를 보이는 변수는 $LOSS$ 와 CFO 뿐이었다. 다른 통제변수들은 대부분 유의적이지 않거나 부호의 일관성이 없었다. <표 5>와 <표 6>의 결과를 종합하여 보면, 양표의 발견은 일관적으로 교체집단에 속한 기업들의 경우 이익조정 수준이-3년 연도에는 유의적으로 다른 기업들 보다 높았지만-2년도와-1년도에는-3년도 보다 낮아져서 통제집단과 차이가 없다는 것이 관찰되었다. 즉 교체집단의 경우 초도감사에는 감사품질이 낮았지만 그 후 감사인이 보수적으로 엄격한 감사를 실시하여 이익조정 수준을 낮추었다고 추론할 수 있다. 따라서 이러한 엄격한 감사의 실시에 따라 피감사기업과 감사인 사이에서 암묵적 또는 명시적 의견충돌이 일어나서 감사인이 교체될 가능성이 있다고 할 수 있다. 이는 감사인 3년 유지제도의 도입 이후에도 감사인의 교체가능성 때문에 감사인의 독립성이 충분히 확보되었다고 자신할 수 없다는 것을 제시해 주고 있다. 그러나 고품질의 감사서비스를 제공하는 감사인을 고용하는 통제집단의 경우는 초도감사의 문제도 전혀 발생하지 않고, 영(0)과 유의적으로 다르지 않는 낮은 수준의 이익조정만 매년 일어난다는 것이 발견되었다.

〈표 6〉 교체집단 및 통제집단별 회귀분석 결과

변 수	기대부호	교체집단		통제집단	
		DA1	DA2	DA1	DA2
절 편	?	0.080 (1.07)	0.078 (0.94)	-0.019 (-0.43)	0.008 (0.13)
YEAR-3	?	0.027 (2.47 ^{**})	0.026 (1.95 [*])	-0.010 (-1.43)	-0.008 (-0.91)
SIZE _{t+j}	-	-0.002 (-0.63)	-0.000 (-0.10)	0.002 (0.96)	0.002 (0.57)
LEVE _{t+j}	±	-0.001 (-0.05)	-0.016 (-0.49)	-0.016 (-0.91)	-0.036 (-1.67 [*])
LOSS _{t+j}	-	-0.050 (-3.27 ^{***})	-0.083 (-4.66 ^{***})	-0.038 (-3.42 ^{***})	-0.055 (-4.06 ^{***})
BIG4 _{t+j}	?	-0.008 (-0.76)	-0.008 (-0.59)	-0.002 (-0.26)	0.001 (0.08)
OWN _{t+j}	-	-0.001 (-0.80)	-0.001 (-1.25)	-0.000 (-0.01)	-0.000 (-0.21)
CFO _{t+j}	-	-0.359 (-3.80 ^{***})	0.650 (5.75 ^{***})	-0.087 (-3.23 ^{***})	-0.219 (-4.50 ^{***})
LAGTA _{t+j}	-	0.046 (0.97)	0.012 (0.25)	0.114 (2.24 ^{**})	0.093 (1.78 [*])
YEAR2006	?	-0.015 (-1.28)	-0.018 (-1.34)	-0.004 (-0.48)	0.001 (0.10)
YEAR2007	?	0.001 (0.04)	-0.011 (-0.30)	0.005 (0.29)	-0.001 (-0.04)
F 값		3.23 ^{**}	5.48 ^{***}	2.46 ^{***}	3.96 ^{***}
R ²		0.2841	0.4430	0.1418	0.2195
표본수		94	97	282	279

주1) 변수에 대한 정의는 <표 2>의 주석 참조. 관심변수인 YEAR-3은 교체 3년전(즉 초도감사 시점)이면 1, 아니면 0인 더미변수이다.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수 회귀계수의 t 값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

4. 감사인 교체여부에 대한 내생성 분석

앞에서도 이미 언급된 것처럼, 교체집단과 통제집단 사이에는 자기선택 편이가 있을 수 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여, 본 연구에서는 교체집단과 통제집단을 분리하여 <표 6>에서 보고한 바와 같이 분석을 행한 바 있다. 본 절에서는 추가분석으로 감사인 교체년도 또는 재계약 연도에 교체집단과 통제집단 사이에 기업특성에 차이가 있는지를 확인하기 위하여 내생성(endogeneity) 분석을 실시하였다.¹⁷⁾ 분석에 사용된 probit 모형과 분석결과는 다음 식(3)과 같다.

$$\begin{aligned} CHANGE_{i,t} = & -1.560 + 0.061 SIZE_{i,t+j} - 0.220 LEVE_{i,t+j} + 0.092 LOSS_{i,t+j} \\ & (z = 1.24) \quad (z = -0.58) \quad (z = 0.43) \quad \text{식 (3)} \\ & -0.252 BIG4_{i,t+j} - 0.288 ROA_{i,t+j} - 0.797 CFO_{i,t+j} + 0.000 OWN_{i,t+j} \\ & (z = -1.69^*) \quad (z = -0.45) \quad (z = -1.46) \quad (z = 0.07) \end{aligned}$$

분석결과 식 (3)의 설명력 (pseudo R^2)은 1.60 % 였다. 이러한 결과에서 알 수 있듯이, 교체집단과 통제집단 중에 유의적인 차이를 가지는 변수는 *BIG4* 하나 뿐이다. 즉 대형 감사인이 감사하고 있는 기업일 수록 통제집단에 속할 가능성이 높을 뿐이다. 기업의 규모나 부채비율, 수익성, 현금흐름, 지분구조 등의 다른 변수들은 양 집단사이에 전혀 차이가 없었다. 따라서 교체집단과 통제집단이 이익조정 이외의 다른 측면에서 서로 다른 기업이라는 가설은 거의 뒷받침 되지 않았다.¹⁸⁾

5. 교체 4년전과 교체 3년전의 차이분석

본 연구에서는 교체집단의 경우 감사인 교체 3년전, 즉 초도감사 연도에는 이익조정 수준이 높았지만, 감사인 교체 2년전과 1년전에는 통제집단과 이익조정 수준에서 유의적인 차이가 없었다. 이는 교체집단의 감사인이 이익조정 수준을 억제하였기 때문에 감사인이 3년 최소 감사기간 종료후 교체된 것이라고 볼 수 있다. 그러나 이러한 경우 통제집단은 감사 첫해부터 3년도에 이르기까지 감사인이 항상 엄격한 감사를 실시하여 이익조정 수준이 낮았음에도 불구하고 왜 감사인이 교체되지 않았는지 의문이 생길 수 있다. 이는 고품질의 감사인을 선호하는 기업들(즉 통제집단)이 계속해서 전임감사인과 유사한 또는 보다 고품질의 서비스를 제공하는 감사인을 고용한 경우이기 때문이라고 판단된다. 즉 교체집단의 경우는 고품질의 감사인을 선호하지 않는

17) <표 1>에서 보고한 바와 같이 분석에 사용한 표본의 수는 131개 이다. 2005년, 2006년과 2007년 교체 기업 또는 재계약 기업이 모두 표본에 포함되어 있으므로 연도별로 표본을 별도로 분리하여 분석을 실시하여 보아도 결론은 동일하였다.

18) 식(3)에 산업별 더미를 추가한 경우에도 결론은 동일하였다.

기업들이 이익조정을 상당수준 용인하는 감사인을 고용한 것인데, 이들 감사인이 기대와는 달리 이익조정 수준을 2년차와 3년차에 낮추기 때문에 감사인을 교체하는 것일 수 있다. 이런 가능성을 확인해 보기 위해, 본 연구에서는 신입 감사인이 감사업무를 시작하기 전년도, 즉 전임 감사인의 임기 마지막 연도와 신입 감사인의 첫째 연도 사이의 기업의 이익조정 수준의 변화를 살펴 보았다. 만약 교체집단에 속하는 기업들이 저품질의 감사 서비스를 선호하는 기업들이라면, 신입 감사인을 전임 감사인 보다 저품질의 서비스를 제공하는 감사인으로 교체하여 감사인 교체 이후 이익조정 수준이 증가할 것이라고 예측할 수 있다. 그러나 통제집단의 경우는 고품질의 감사 서비스를 선호하는 기업들이기 때문에 신입 감사인을 전임 감사인과 대등하거나 보다 고품질의 서비스를 제공하는 감사인으로 교체하여, 감사인 교체이후 이익조정 수준이 감소하거나 변화가 없을 것이다. 즉 추가분석은 이러한 예측이 맞는지 검토한 것이다.

그 결과, 교체집단의 경우는 전임 감사인의 임기 마지막 연도에서 신입 감사인의 임기 첫번째 연도까지 이익조정 수준이 증가하지만, 통제집단의 경우는 유의적이지는 않지만 감소한다는 것이 발견되었다. 예를 들어, *DAI*를 사용하는 경우, 교체집단은 전임 감사인의 임기 마지막 연도의 평균 이익조정 수준은 0.0397이지만, 감사인이 교체된 후 신입 감사인의 임기 첫해의 평균 이익조정 수준은 0.0460으로 유의적으로 증가하였다($p = 0.0952$). 즉 교체집단의 경우는 새 감사인이 전임 감사인과 비교할 때 상대적으로 저품질의 감사서비스를 제공하는 것이다. 그러나 통제집단의 경우는 전임 감사인의 임기 마지막 연도의 평균 이익조정 수준은 0.0228 인데, 감사인이 교체된 후 신입 감사인의 임기 첫해의 평균 이익조정 수준은 0.0157로 비유의적으로 감소하였다($p = 0.1421$). 즉 통제집단에 속하는 기업들은 대등하거나 보다 고품질의 서비스를 제공하는 감사인으로 감사인을 교체한 것이다. 교체집단과 통제집단 사이 양년도의 이익조정 변화분의 차이는 유의적으로 달랐다 ($p = 0.0395$). 이러한 결과는, 교체집단에 속하는 기업들은 이익조정을 허용하는 저품질의 서비스를 제공하는 감사인을 선호하는 기업들이지만 통제집단에 속하는 기업들은 고품질의 서비스를 제공하는 감사인을 선호하는 기업들이라는 것을 나타낸다. 즉 본연구의 4.3절의 발견을 뒷받침 해주고 있다.¹⁹⁾

6. Bootstrapping 분석

본 연구에서는 감사인의 서비스 제공기간(*tenure*)을 모두 통제하기 위해서 2002년, 2003년과 2004년에 최초의 6년 감사인 임명기간이 끝나서 새로 감사인을 임명한 기업들만을 대상으로 분석을 실시하였다. 그 결과로 본 연구의 결과는 신뢰성이 매우 높다고 할 수 있다. 그러나 이러한

19) 이러한 발견은 박종일과 곽수근(2007)에서 발견한 전임 감사인의 임기 마지막 해로부터 현직 감사인의 임기 첫해 사이의 이익조정 수준의 증가현상이 교체집단에 속한 표본들 때문이라는 것을 나타내 주고 있다.

엄밀한 통제과정의 결과로 표본의 숫자가 131개에 불과하게 되어, 통계적 검정력(statistical power)이 부족할 수 있다는 단점이 생기게 되었다. 따라서 표본의 대표성이나 연구의 일반화 가능성이 의심받을 수도 있다. 이러한 문제점을 통제하기 위해서, 본 연구에서는 bootstrapping 방법을 이용하여 표본의 숫자를 1,000개로 증가시킨 후 추가분석을 행하였다.²⁰⁾ 그 결과는 <표 5>와 <표 6>에 보고된 결과와 질적으로 모두 동일하였다. 예를 들어, 1회 추출하는 표본의 크기를 원래 표본의 크기와 같은 131개로 설정하여 1,000회 반복을 통해 <표 5>와 동일한 분석을 수행한 결과에 따르면, *DAI*를 종속변수로 사용하는 경우 *CHANGE*의 계수값은 -3년도에는 0.039 ($t = 1.93$) 이었지만, -2년도와 -1년도에는 유의적이지 않았다. 즉 본 연구가 적은 표본의 숫자 문제 때문에 일반화 할 수 없다는 증거를 발견하지 못하였다.

V. 결 론

본 연구의 목적은 감사인 유지제도 하에서의 기업의 이익조정 수준이 감사인의 교체와 관련성이 있는지를 경험적(empirically)으로 살펴보는 것이다. 1997년 감사인의 독립성을 향상시키기 위한 방안으로 도입된 감사인 유지제도에 따르면 기업은 연속하는 3개 사업년도의 감사인을 동일인으로 임명하여야 한다. 그러나 이러한 제도가 실제로 감사인의 독립성을 피감사기업의 압력에 감사인이 굴복하지 않을 수준으로 향상시켰는지에 대해서는 특별히 연구된 적이 없다. 본 연구에서는 감사인의 독립적 감사수행의 결과로 나타나는 기업의 이익조정 수준이 감사인의 교체와 관련이 있는지를 검증하였다.

분석을 위해서 3개 사업년도의 최소 감사계약 기간이 끝난 후에 감사인을 교체한 기업들을 교체집단으로, 감사인을 교체하지 않고 기존의 감사인을 재임명한 기업들을 통제집단으로 분류하였다. 그리고 양 집단 간의 이익조정 수준에 차이가 있는지를 교체 3년 전의 기간부터 살펴보았다. 연도별 분석결과, 감사인 교체 3년 전, 즉 감사인이 임명된 첫해에는 교체집단에 속한 기업들의 이익조정 수준이 통제집단에 속한 기업들의 이익조정 수준보다 유의적으로 높았지만, 교체 2년 및 1년 전에는 교체집단과 통제집단의 이익조정 수준에 유의적인 차이를 발견할 수 없었다. 즉 원래 높았던 교체집단의 이익조정 수준을 감사인이 교체 2년 전부터 시작하여 통제집단과 비슷한 수준으로 낮췄기 때문에 이에 불만을 느낀 기업이 감사인을 교체했다고 추론할 수 있다. 추가적으로 교체집단과 통제집단을 분리하여 각각 분석을 실시하였다. 교체집단만을 대상으

20) 이에 반해 지현미 등(2006)의 연구는 기업별 계속감사기간의 차이를 전혀 고려하지 않은채 1997년부터 2004년 까지의 1,764 기업-연도 표본을 분석에 사용하였다. 즉 지현미 등의 연구는 본 연구와 비교할 때 표본의 수가 크기 때문에 연구의 일반화 가능성이 높다고 볼 수 있으나, 연구 결과의 신뢰성 자체는 본 연구가 높다고 할 수 있다. bootstrapping 방법을 사용하면 통계적 기법을 이용하여 표본의 숫자를 늘릴 수 있기 때문에, 이러한 본 연구의 문제점을 보완할 수 있다.

로 한 분석에서는 교체 3년 전의 이익조정 수준이 교체 2년 및 1년 전보다 유의적으로 높았다. 그러나 통제집단만을 대상으로 한 개별 분석에서는 3개년도에 걸쳐 유의적인 차이를 발견할 수 없었다. 이러한 발견은 감사인 유지제도가 도입된 이후에도, 감사인이 엄격한 감사를 실시하는 경우 이러한 감사인을 선호하지 않는 기업들의 경우는 3년의 최소임기가 끝난 다음 감사인을 해고할 가능성이 여전히 높다는 것을 보여준다.

결론적으로, 본 연구의 발견은 엄격하고 보수적인 감사를 행하는 감사인의 교체빈도를 제도적으로 줄일 수 있는 장치(*mechanism*)나 규정이 없는 한 교체를 두려워하는 감사인은 엄격한 감사를 실시할 수 없을 것이라는 문제점을 보여주고 있다. 따라서 이러한 문제점을 보완하는 제도적 뒷받침이 마련되어야 할 것이다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태. 2007. “감사인 지정과 재량적발생액의 변화 : 기업과 감사인의 역할”. 회계학연구 제32권 제4호 : 115 - 150.
- 권수영 · 노준화 · 배길수. 2004. “감사인 지정이 감사인의 독립성을 제고하는가? 감사인 순환과 감사인 유지를 중심으로”. 회계학연구 (제29권 제4호) : 191 - 218.
- 나종길 · 최 관. 2003. “회계발생액과 차별적 감사수요”. 회계학연구 제28권 제1호 : 1 - 32.
- 노준화 · 배길수. 2002. “복수사업년도에 대한 감사인 선임이 감사인의 독립성에 미치는 영향”. 회계학연구 제27권 제3호 : 25 - 48.
- 노준화 · 배길수 · 조성하. 2004. “감사인 유지제도가 감사보수에 미치는 영향”. 회계학연구 제29권 제1호 : 207 - 230.
- 박종일 · 광수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191 - 226.
- 윤순석 · 양동재. 2007. “재무레버리지와 이익관리”. 미간행 논문. 전남대학교.
- 이상철 · 이경태. 2003. “감사위원회 도입이 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제28권 제3호 : 143 - 172.
- 지현미 · 박홍조 · 문상혁. 2006. “감사인 유지제도 하에서의 연차별 독립성 차이에 관한 연구”. 회계와 감사연구 제44호 : 181 - 200.
- 최정호. 2005. “회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생액의 크기와 정보성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 107 - 149.
- Ashbaugh, H., R. LaFond and P. Olsson, 2003. Do non-audit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78 : 611 - 639.
- Becker, C., M. Defond, J. Jiambalvo and K. Subramanyam, 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1 - 24.
- Brennan, J. M. and D. D. McIntyre, 2004. Auditor rotation : deferring the public's Interest Again, *Working Paper*, University on Massachusetts.
- Buijink, W., S. Maijoor, J. Steven and R. Meuwissen, 1998. Competition in auditing : evidence from entry, exit, and market share mobility in Germany versus the Netherlands, *Contemporary Accounting Research*, 15 : 385 - 404.
- Choi, J. - H., and R. Doogar, 2006. Auditor tenure and audit quality : evidence from the US market, 1996 - 2001. *Working Paper*. Seoul National University.
- _____, J. - B. Kim and Y. Zang, 2006. The association between audit quality and abnormal audit fee. *Working Paper*. Seoul National University.
- DeAngelo, L., 1981a. Auditor independence, low-balling, and disclosure regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3 : 113 - 127.
- _____, 1981b. Auditor size and auditor quality. *Journal of Accounting and Economics* 4 : 183 - 199.

- Dechow, P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney, 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2) : 193 – 225.
- DeFond, M. and J. Jambalvo, 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1) : 145 – 176.
- _____ and K. R. Subramanyam, 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 35 – 67.
- Ghosh, A. and D. C. Moon, 2005. Auditor tenure and perceptions of audit quality? *The Accounting Review* 80 (2) : 585 – 612.
- Jones, J., 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (1) : 193 – 228.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37 (1) : 57 – 81.
- Kothari, S. P., A. J. Leone and C. E. Wasley, 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 163 – 197.
- Lennox, C., 2000. Do companies successfully engage in opinion – shopping? evidence from the UK. *Journal of Accounting and Economics* 29 : 321 – 337.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell and D. P. Miller, 2004. Does auditor quality and tenure matter to investors? evidence from bond market. *Journal of Accounting Research* 42 (Supplement) : 755 – 793.
- Myers, J., L. Myers and T. Omer, 2003. Exploring the term of the auditor – client relationship and the quality of earnings : a case for mandatory auditor rotation? *The Accounting Review* 78 (3) : 779 – 799.
- _____, Z. Palmrose and S. Scholz, 2004. Mandatory auditor rotation : evidence from restatements. *Working Paper*. Texas A & M University.
- Sankaraguruswamy, S. and S. Whisenant, 2003. Pricing initial audit engagements : empirical evidence following public disclosure of audit fees. *Working paper*. University of Houston.
- White, W. 1980. A Heteroskedasticity – Consistent Covariance Matrix Estimation and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48 : 817 – 838
- Xie, B., W. Davidson III and P. DaDalt, 2003. Earnings management and corporate governance : the role of the board and the audit committee, *Journal of Corporate Finance* 9 : 295 – 316.

Auditor Change and Earnings Management under Three-Year Mandatory Auditor Retention Requirement

Hye-Jin Kwon* · Myung-In Kim**

— <Abstract> —

The three-year mandatory auditor retention requirement, which does not allow the firms to change their external auditors for three years, has been in effect since 1997 under the Act on External Audit of Stock Companies in Korea. This study examines whether this law improves the auditors' independence by analyzing the level of earnings management. We construct two groups : the change group, in which the firms switched their external auditors after their three-year audit contract period, and the control group, in which the firms did not change their external auditors after their three-year audit contract period. We compare and analyze any significant differences in the extent of earnings management for the two groups over their three-year contract period. Our sample includes 282 observations at the firm level over the period from 2002 to 2005.

When auditors cause a conflict of interest against the firms through their strict or conservative auditing procedures, it is highly probable that the firms will switch their external auditor after the three-year mandatory auditor retention period. The empirical result supports our prediction. Our cross-sectional analysis shows that for the first-year in their contract period, the levels of earnings management for the change group are significantly higher than those for the control group while there is no significant difference between two groups for the second- and third-year in their contract period. In addition, our sub sample analysis demonstrates that the levels of earnings management during the first-year contract period are significantly higher than those during the second- and third-year contract period for the change group while there is no significant difference between the first-year contract period and the second- and third-year contract period for the control group. Therefore, our empirical results suggest that when the external auditors conduct their strict audit procedures they are still susceptible to the dismissal by the firms after their mandatory three-year audit contract period.

<Key words> auditor retention, earnings management, discretionary accruals, auditor change

* Adjunct Professor, School of Business Administration, Sogang University.

** Assistant Professor, College of Business Administration, Inha University.