

세무와회계저널
제7권 제3호 2006년 9월 pp.29~51
한국세무학회

감사인의 변경 시기가 감사품질에 미치는 영향*

- 경영자 임기와 감사인 변경을 중심으로 -

노준화** · 왕현신***

<요 약>

본 연구는 경영자의 임기초기에 교체·선임된 감사인이 다른 감사인(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체선임된 감사인)과 비교하여 감사품질(독립성)이 낮은지를 조사하였다. 구체적으로 1997년부터 2003년까지 경영자가 변경된 기업을 대상으로 경영자의 임기초기에 감사인이 교체·선임된 기업의 재량적발생액이 다른 기업의 재량적 발생액(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체선임된 감사인)에 비하여 유의적으로 높은지를 조사하였다. 만약 경영자가 자신에게 보다 우호적인 감사인을 선임하려고 한다면 자신의 임기초기에 감사인을 교체선임하려는 유인을 가질 것이며, 또한 당해 감사인의 감사품질은 낮아질 것이다.

분석결과 상장기업의 경우 경영자의 임기초기에 교체된 감사인의 재량적 발생액이 다른 감사인(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체 선임된 감사인)에 비하여 유의적으로 낮다는 것을 발견할 수 있었다. 그러나 비상장기업의 경우 경영자의 임기 중 감사인의 교체시기와 재량적 발생액과는 유의적인 관계가 발견되지 않았다. 이는 상장기업의 경우 비상장기업에 비하여 재무보고에 대한 시장의 압력을 더 많이 받기 때문에 경영자는 자신의 임기초기에 보다 우호적인 감사인을 선임하려는 동기를 가지고 있으며, 경영자의 임기초기에 교체선임된 감사인의 감사품질이 낮다는 것을 의미한다.

<주제어> 감사인 교체, 감사 품질, 감사인의 독립성, 재량적발생액

* 이 논문은 2005년도 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (KRF-2005-041-B00342)

** 충남대학교 경영학부 교수, jhrho@cnu.ac.kr, (042) 821-5544, 제1저자

*** 충남대학교 경영학 박사, wanghs@cnu.ac.kr, 016-422-1924, 공동저자(교신저자)

I. 서 론

본 연구는 경영자의 임기 중 초기에 교체선임된 감사인의 감사품질이 그렇지 않은 감사인의 감사품질보다 낮은지를 조사하고자 한다. 선행연구들은 경영자가 재무제표에 보고되는 이익을 조정할 유인을 가지고 있고 실제로 이익을 조정한다는 증거들을 제시하고 있다. 감사를 받는 기업이라면 감사인은 경영자의 이익조정을 발견하여 이를 보고함으로써 스스로를 방어하려고 할 것이다. 그러나 감사인을 선임하거나 해임함에 있어 경영자가 영향을 미친다면 감사인은 감사과정에서 독립성을 유지하기 어려울 것이며, 성과를 조정하기 위하여 감사인에게 압력을 행사할 동기를 경영자는 자신의 임기초기에 기존의 감사인을 해임하고 보다 우호적인 감사인으로 교체선임하려고 할 것이다.

노준화와 왕현선(2005)은 경영자의 임기 중 감사인이 언제 교체되는지를 조사하였다. 분석결과 그들은 경영자가 자신의 임기초기에 감사인을 교체하는 경향이 있으며, 이러한 현상이 매년 감사인을 선임하여야 하는 기업(기간)에서 뿐만 아니라 상장기업과 등록기업에 대하여 3개 년간 감사인을 유지하도록 규정한 기간에서도 일관적으로 나타난다고 보고하고 있다. 만약 경영자가 임기초기에 기존의 감사인을 해임하고 새로운 감사인으로 교체한 이유가 자신이 기대하는 이익을 보고하는 데 협조적인 감사인을 선임할 목적이었다면 경영자의 임기초기에 교체 선임된 감사인은 독립성을 훼손할 가능성이 있고, 독립성의 훼손은 낮은 감사품질로 나타날 것이다. 그러나 경영자의 임기초기에 감사인이 변경되었다는 것만으로 감사인이 독립성을 훼손하였을 것이라는 것을 주장하는 데는 한계가 있다. 즉, 감사인의 교체시기가 감사인의 독립성에 영향을 미치는지는 감사인의 독립성에 대한 보다 개연성 있는 분석이 수행되어야 한다. 그러나 감사인의 독립성을 직접적으로 관찰하는 것이 용이하지 않기 때문에 다수의 선행연구들은 감사인의 독립성을 대신하여 감사품질의 대용치를 조사하고 있다.¹⁾

본 연구는 재량적발생액을 이용하여 경영자의 임기초기에 교체선임된 감사인의 감사품질이 다른 감사인(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체 선임된 감사인)에 비하여 낮은 지를 조사하고자 한다. 만약 경영자의 임기초기에 교체선임된 감사인이 독립성을 훼손한다면(감사품질이 낮다면) 재량적 발생액은 높아질 것으로 기대할 수 있다.

분석결과 상장기업의 경우 경영자의 임기초기에 교체된 감사인의 재량적 발생액이 다른 감사인(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체 선임된 감사인)에 비하여 유의적으로 낮다는 것을 발견할 수 있었다. 그러나 비상장기업의 경우 경영자의 임기 중 감사인의 교체시기와 재량적 발생액과는 유의적인 관계가 발견되지 않았다. 이는 상장기업의 경우 비상장기업에 비하여 재무보고에 대한 시장의 압력을 더 많이 받기 때문에 경영자는 자신의 임기초기에 보다 우호적인 감사인을 선임하려는 동기를 가지고 있으며, 경영자의 임기초기에 교체선임된 감사인의 감사품

1) DeAngelo(1981)는 감사품을 “감사인이 왜곡표시사항을 발견할 확률과 이를 제대로 보고할 확률의 곱합 확률의 기대치”라고 정의하고 있다. 여기서 제대로 보고할 확률은 감사인의 독립성과 관련이 있으며, 감사인이 왜곡표시사항을 발견할 확률이 일정하다면 감사인의 독립성의 차이는 감사품질의 차이로 연결될 수 있다.

질이 낮다는 것을 의미한다.

본 연구는 경영자의 임기 중 언제 감사인이 교체 선임되었느냐에 따라 감사품질이 달라질 수 있다는 것을 보임으로써 금융감독당국이나 자본시장 관련자들에게 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

본 논문은 총 5장으로 구성된다. 서론에 이어 제2장에서는 이론적 배경 및 가설을 설정하고, 제3장에서는 연구설계를 제시하며, 제4장에서는 실증분석결과를 제시한다. 끝으로 제5장에서는 본 연구 결과의 요약 및 결론과 함께 연구의 한계점을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설의 설정

1. 가설의 설정

다수의 선행연구들 감사인이 독립성을 유지하지 못하는 가장 중요한 이유 중 하나는 감사인에 대한 교체압력이라고 보고하고 있다(Simunic 1980; Dye 1991; Teoh 1992; DeFond and Subramanyam 1998). 또한 기업이 감사인을 교체하려는 이유가 보다 관대한 감사인으로 교체하는데 있으며, 결국 연구자들과 규제기관은 이와 같은 이유때문에 감사인을 교체하는 것은 재무제표의 질을 낮추는 결과를 초래한다는 우려에서 감사인 교체에 관심을 기울이고 있다(Chow and Rice 1982; Krishnan 1994; DeFond and Subramanyam 1998). 이러한 관점에서 보면 감사인 교체는 감사인의 독립성과 관련이 있음을 짐작할 수 있다.

우리나라는 주식회사의 외부감사에 관한 법률(이하 '외감법'이라함)에서 외부감사를 의무화함으로써 회계감사가 도입되었다. 기업들의 자발적인 회계감사의 수요가 발생하기 보다는 회계감사의 시작은 외감법에 의한 감사의 강제라 할 수 있다. 회계감사제도의 도입배경 때문에 회계감사의 가치를 미처 인식하지 못한 기업들은 회계감사를 비용(회계감사 수수료 등)을 수반하는 규제의 일환으로 인식하기 시작하였다. 감사가 규제에 의해 도입될 경우 나타날 수 있는 일부 현상에 대하여 정문종(1997)과 손성규(1998)는 감사인 선임이 학연, 지연 등에 의하여 이루어질 수 있으며 실제로 이러한 관계에 의하여 감사인이 선임되고 있다는 주장이 일반적으로 받아들여지고 있다고 지적하고 있다.

소유와 경영이 완전하게 분리되지 않으며 감사 또한 규제에 의하여 시행되고 있어서 감사의 가치를 제대로 인식하지 못하는 현실과 회계감사는 높은 비용을 수반한다는 점을 고려할 때 기업이 경영자의 영향력을 배제하고 회계감사계약을 체결한다는 것은 어렵다고 볼 수 있다. 경영자의 영향력으로 선임된 감사인이 과연 독립성을 유지할 수 있을 것인지에 대해서는 누구나 의문을 제기할 수 있을 것이다. 실제로 감사인 선임에 있어서 경영자의 영향이 감사인의 독립성에 영향을 미친다는 우려 하에 미국의 ASR 19(Accounting Series Release)에서는 사외이사 위주로 구성된 감사인선임위원회에서 감사인을 선임할 것을 권고하였으며 현재 감사위원회가 감사인을 선임하는 것이 일반화되고 있다.

우리나라 또한 감사인 선임에 경영자의 영향력이 개입될 수 있다는 우려 때문에 1999년에 감사위

원회제도를 도입하였다. 구체적으로 상법 및 증권거래법 그리고 외감법에서는 상장기업, 등록기업 및 대규모 기업집단에 속한 기업의 경우 반드시 감사인선임위원회(관련 법률에 의하여 감사위원회가 존재하는 경우에 감사위원회가 곧 감사인선임위원회가 됨)²⁾에서 감사인을 승인하여 선임하도록 규제하고 있다. 그리고 이들을 제외한 기업의 경우 감사 또는 감사인선임위원회가 감사인을 승인하고 선임할 수 있도록 하고 있다. 그러나 감사위원회의 도입효과를 분석한 선행연구들은 감사위원회의 도입효과가 미미하거나 거의 영향이 없다고 보고하고 있다(손성규 외 2인 2004; 전규안 외 2인 2004; 이상철 외 1인 2003). 선행연구의 결과를 미루어 보면 감사위원회가 본래의 도입취지대로 독립적인 외부감사인을 선임하는데 기여하고 있는지 의문이 든다. 감사위원회가 도입된 기업뿐만 아니라 아직 감사위원회를 도입하지 않은 대다수의 기업들에게 실질적으로 감사인을 선임하거나 또는 선임 과정에서 경영자의 영향력이 개입되었을 것으로 기대한다.

감사인을 선임하는데 경영자가 영향을 미쳤는지를 비교적 정확하게 확인할 수 있는 방법은 경영자의 임기초기에 감사인의 교체가 이루어졌는지를 살펴보는 것이다. 노준화 외 1인(2005)은 경영자가 자신의 임기초기에 감사인을 교체하는 경향이 있는지를 조사하였는데, 연구결과 경영자는 자신의 임기초기에 감사인을 교체하는 현상이 있음을 검증하였다. 이러한 현상은 매년 감사인을 선임하여야 하는 기업(기간)에서 뿐만 아니라 상장기업과 등록기업에 대하여 3개 년간 감사인을 유지하도록 규정한 기간에서도 일관적으로 나타났다고 보고하고 있다. 만약 경영자의 영향력이 개입되어 감사인이 선임되었다면 과연 독립성을 유지할 수 있을 것인지에 대한 의문이 제기된다. 왜냐하면 DeAngelo(1981)도 감사품질을 “감사인이 왜곡표시 사항을 발견할 확률과 이를 제대로 보고할 확률의 결합확률의 기대치”³⁾라고 정의함으로써 감사품질을 유지하기 위해서는 감사인의 독립성이 중요한 필요조건임을 지적하고 있기 때문이다.

경영자가 임기초기에 감사인을 교체 선임하였다면 경영자의 영향력이 개입되었다고 생각할 수 있으며 그러한 감사인은 다른 감사인에 비하여 독립성을 견지할 수 없을 것이다. 결과적으로 감사품질도 다른 감사인과 비교하여 낮아질 가능성이 있다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

<가설> 경영자의 임기초기에 교체 선임된 감사인의 감사품질(독립성)은 다른 감사인에 비하여 낮다.

2) 1999년 12월 31일 상법 개정을 통하여 감사위원회제도를 도입하여 기업이 감사위원회와 감사를 선택할 수 있도록 하였고, 2000년 1월 21일 증권거래법 개정으로 자산총액 2조 이상인 상장 및 등록법인에 대하여 감사위원회를 강제하고 있다. 감사위원회는 3명 이상의 이사로 구성된 이사회의 하부위원회로서 적어도 3분 2는 경영진과 지배주주로부터 독립한 사외이사이어야 한다고 규정하고 있다. 주식회사의 외부감사에 관한 법률 제4조 2항 및 3항에는 주권상장법인 및 협회등록법인은 감사인선임위원회의 승인을 얻어 외부감사인을 선임하고 차후에 정기 주주총회에 보고하도록 되어 있다. 감사위원회가 있는 경우에는 감사위원회가 감사인선임위원회의 역할을 수행할 수 있도록 하였다.

3) DeAngelo(1981)는 감사품질(audit quality)을 특정 감사인이 감사대상회사의 회계시스템에서 부적절하게 처리된 사항을 발견하고, 이러한 발견사항을 보고할 결합확률의 기대치라고 정의하였다.

III. 연구설계

1. 연구모형

과연 경영자의 임기초기에 교체된 감사인의 품질이 다른 감사인에 비하여 품질이 낮은지를 조사하기 위하여 다음과 같은 변수를 사용하여 연구모형을 구성한다.

가. 감사인의 독립성과 재량적발생액

감사인의 독립성은 직접적으로 관찰할 수 없기 때문에 감사인의 독립성을 분석하는 연구에서는 다양한 대용치를 사용하여 이를 분석한다. 예를 들면, 선행연구(DeFond and Subramanyam 1998, Becker 외 1998; Dopuch 외 2001; 정석우와 노준화 1999; 최관과 백원선 1998)들에서는 재량적발생액, 감사보수, 감리지적여부, 감사시장점유율, 미국의 대형회계법인과 제휴여부, 전기손익수정 등을 감사품질의 대용치로 사용하였다. 그러나 재량적발생액은 주관적이며 경영자 판단의 정도가 높기 때문에 공격적이고 기회주의적인 경영자는 재량적발생액을 이익조정의 수단으로 사용할 것이다. 감사품질이 높은 감사인은 이러한 재량적발생액에 포함되어 있는 이익조정의 정도를 분리하는 능력이 높을 것이므로 재량적발생액을 감사품질의 대용치로 사용하는데 무리가 없을 것으로 판단되며, 실제로 많은 선행연구가 직접, 간접적으로 감사인의 품질(독립성)과 재량적발생액을 연결하고 있다. 예를 들면 DeFond and Subramanyam(1998)은 감사인 변경표본에서 전임감사인의 마지막 연도에 재량적발생액은 이익이 감소하는 방향으로 나타난다는 것을 발견하였다. Bartov 등(2000)은 이익조정수단으로서 재량적발생액이 큰 기업일수록 유사한 기업보다 한정의견을 받을 가능성이 높다는 것을 보이고 있다. 또한 Gul 등(1999)은 재량적발생액이 큰 기업일수록 감사인은 더 많은 감사시간을 투입한다는 것을 발견하였다. 이와 같은 연구는 감사인이 재량적발생액이 높은 기업의 재무제표가 적절하지 않을 가능성에 대해 보다 우려를 하고 있다는 것을 시사한다. 그러나 독립성이 낮은 감사인은 이와 같은 우려가 존재함에도 불구하고 경영자의 의견을 수용할 가능성이 높으며 따라서 감사인의 독립성이 낮은 경우 재량적발생액이 클 것을 예상할 수 있다.

이와 같은 논의를 바탕으로 본 연구에서는 재량적발생액을 감사품질의 대용치로 이용하여 감사인의 독립성을 측정한다.

나. 재량적발생액의 측정

순이익은 영업활동으로 인한 현금흐름과 총발생액으로 구성된다. 총발생액은 유동발생액과 비유동발생액으로 구분할 수 있다. 유동발생액은 유동자산과 유동부채의 조정결과이고, 비유동발생액은 고정자산과 고정부채의 조정결과이다. 비유동발생액의 구성요소인 감가상각과 무형자산상각은 일반적으로 사전에 설정된 스케줄에 따라 이루어지기 때문에, 비유동발생액 중에서 특정 시점에서는 상대적으로 경영자의 재량이 제한될 수 있다. 그러므로 일반적으로 경영자는 비유동발생액보다는 유

동발생액에 대하여 더 많은 재량을 가질 수 있다(Guenther, 1994; Burgstahler and Dichev, 1997). 이러한 주장과 일치하게 Guenther(1994), Teoh 등(1998) 및 Rangan(1998)은 경영자가 비유동발생액보다는 유동발생액에 대하여 더 많은 재량을 가지며, 이익조정목적으로는 유동발생액에 초점을 맞춘다고 보고하였다. 본 연구에서는 총발생액과 유동발생액을 동시에 사용하여 조사를 한다. 선행연구(Jones, 1991; Bartov 등, 2000; Lorek and Willinger, 1996)에 따라 발생액과 영업활동으로 인한 현금흐름을 다음과 같이 측정한다.

$$CAC_t = t\text{기의 유동발생액} = \Delta CAS_t - \Delta CL_t \quad (1)$$

$$NCAC_t = t\text{기의 비유동발생액} = -DEP_t \quad (2)$$

$$\begin{aligned} TAC_t &= t\text{기의 총발생액} = t\text{기의 유동발생액} + t\text{기의 비유동발생액} \\ &= CAC_t + NCAC_t = \Delta CAS_t - \Delta CL_t - DEP_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$CF_t = t\text{기의 영업활동으로 인한 현금흐름} \equiv \text{당기순이익}_t - TAC_t \quad (4)$$

여기서, ΔCAS_t 는 t 기와 그 직전기의 현금과 유가증권을 제외한 유동자산 변화, ΔCL_t 은 t 기와 그 직전기의 유동성장기부채를 제외한 유동부채 변화율, DEP_t 는 t 기의 감가상각비와 무형자산상각비를 의미한다.

총발생액 중에서 재량적인 부분(즉, 경영자에 의하여 조정될 수 있는 부분)을 측정하기 위하여 Teoh 등(1998)과 같이 횡단면분석에 의한 수정된 Jones 모형(1995)을 이용하여 비재량적발생액의 기대치를 측정하고 실제발생액에서 비재량적발생액의 기대치를 차감한다.

구체적으로 비재량적발생액의 기대치를 구하기 위해 특정 연도의 두 자리 산업분류코드가 일치하는 기업을 대상으로 다음과 같은 회귀식을 이용하여 측정한다.

$$TAC_{it} / TA_{it-1} = \alpha_0 / TA_{it-1} + \alpha_1(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) / TA_{it-1} + \alpha_2 PPE_{it} / TA_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$CAC_{it} / TA_{it-1} = \beta_0 / TA_{it-1} + \beta_1(\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}) / TA_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

여기서 TAC_{it} 는 i 기업의 t 기 총발생액, CAC_{it} 는 i 기업의 t 기 유동발생액, TA_{it-1} 는 i 기업의 $t-1$ 기 총자산, ΔREV_{it} 는 i 기업의 t 기 매출액에서 $t-1$ 기의 매출액을 차감한 매출액의 변화액, ΔREC_{it} 는 i 기업의 t 기 매출채권에서 $t-1$ 기 매출채권을 차감한 매출채권의 변화액, PPE_{it} 는 i 기업의 t 기 감가상각자산, ε_{it} 는 i 기업의 t 기 잔차(error term)를 의미한다.

식(5)와 식(6)에서 $t-1$ 기의 총자산으로 나눈 이유는 이분산(heteroskedasticity)을 줄이기 위한 것이다. 이러한 횡단면분석에 의한 회귀분석은 분석대상기간동안 매년 재추정된다.⁴⁾ 분석대상기간동안 표본

4) Jones model을 추정하는 방법은 동일 기업의 과거 시계열자료를 사용하는 방법과 통제기업의 동일 연도 횡단면 자료를 사용하는 방법이 있다. 특정 기업의 발생액은 그 기업의 특성에 의해 결정되는 부분이 있을

기업의 비재량적 총발생액을 총자산으로 나눈 값(NDTAC)과 비재량적 유동발생액을 총자산으로 나눈 값(NDCAC)은 다음과 같이 계산된다.

$$NDTAC_{jt} = a_0 / TA_{jt-1} + a_1(\Delta REV_{jt} - \Delta REC_{jt}) / TA_{jt-1} + a_2 PPE_{jt} / TA_{jt-1} \quad (7)$$

$$NDCAC_{jt} = b_0 / TA_{jt-1} + b_1(\Delta REV_{jt} - \Delta REC_{jt}) / TA_{jt-1} \quad (8)$$

여기서, a_0 , a_1 , a_2 그리고 b_0 , b_1 , b_2 는 각각 회귀식 (5)와 (6)으로부터 추정된 계수이다. 총재량발생액(DTAC)은 실제총발생액을 직전연도의 총자산으로 나눈 값에서 표본기업의 비재량적 발생액을 총자산으로 나눈 값(NDTAC)을 차감한 것이며, 유동재량발생액(DCAC)은 실제유동발생액을 직전연도의 총자산으로 나눈 값에서 표본기업의 비재량적 유동발생액을 총자산으로 나눈 값(NDCAC)을 차감한 것이다.

다. 연구모형

과연 경영자의 임기초기에 교체된 감사인의 품질이 다른 감사인에 비하여 낮은지를 조사하기 위하여 다음과 같은 연구모형 1과 연구모형 2를 구성한다.

$$\begin{aligned} \text{모형 1 : Discretionary Current(or total) Accrual}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{InitialChangedAuditor}_{it} \\ & + \alpha_2 \text{AuditorDummy}_{it} + \alpha_3 \text{IMFDummy}_{it} + \alpha_4 \text{Financing}_{it} + \alpha_5 \text{OperatingCashflows}_{it} \\ & + \alpha_6 \text{Log(TotalAssets}_{it}) + \alpha_7 \text{TimeInterest}_{it} + \alpha_8 \text{AcquisitionExpenditures}_{it} \\ & + \alpha_9 \text{ROA}_{it-1} + \alpha_{(10...18)} \text{IndustryDummy} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{모형 2 : Discretionary Current(or total) Accrual}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{InitialChangedAuditor}_{it} \\ & + \alpha_2 \text{AuditorDummy}_{it} + \alpha_3 \text{Financing}_{it} + \alpha_4 \text{OperatingCashflows}_{it} \\ & + \alpha_5 \text{Log(TotalAssets}_{it}) + \alpha_6 \text{TimeInterest}_{it} + \alpha_7 \text{AcquisitionExpenditures}_{it} \\ & + \alpha_8 \text{ROA}_{it-1} + \alpha_9 \text{InitialChangedAuditor}_{it} * \text{IMFDummy}_{it} \\ & + \alpha_{10} \text{InitialChangedAuditor}_{it} * \text{ListedDummy}_{it} + \alpha_{(11...18)} \text{IndustryDummy}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

수 있음을 고려할 때 시계열 자료가 충분히 존재하고 기업이 처한 경제적인 환경이 안정적인 경우는 시계열 자료를 사용하여 Jones model을 추정하는 것이 바람직할 것으로 생각할 수 있으며 실제로 시계열 자료를 사용하여 Jones 모형을 추정하는 경우 예측능력이 크다는 실증연구도 존재한다(배길수, 1999). 그러나 많은 연구에서 시계열자료를 사용하여 Jones model을 추정하지 않는 가장 큰 이유는 시계열 자료가 제한되어 있다는 것이다. 또한 1997년 경제위기이후 기업이 처한 환경이 급변하는 경우 과거의 시계열자료를 사용하여 추정한 계수가 현재에 대한 기대치를 제공할 수 있는 능력에도 의구심이 존재할 수 있다. 이와 같은 이유로 본 연구에서는 Jones model의 추정에 동일 연도 통제기업을 사용하여 횡단면 추정을 사용하고 있다.

여기서, 초기교체감사인(InitialChangedAuditor) : 경영자의 임기 1차 년도 또는 2차 년도에 감사인을 교체 선임하였으면 1, 아니면 0.

감사인더미(AuditorDummy) : 감사인이 Big6 그룹이면 1, 아니면 0.

IMF더미(IMFDummy) : 상대년도의 역년(calendar year)이 1997년 이후이면 1, 아니면 0.

신규자금조달(Financing) : 신규자금조달을 총자산으로 나눈 금액.

OCF(OperatingCashFlows) : 영업활동에서 발생한 현금흐름을 총자산으로 나눈 금액.

총자산(Log(TotalAssets)) : 총자산에 로그를 취한 값.

이자보상비율(TimeInterest) : 이자비용을 차감하기 전의 순이익을 이자비용으로 나눈 비율.

고정자산취득(AcquisitionExpenditures) : 고정자산취득을 총자산으로 나눈 금액.

총자산이익률(ROA) : 당기순이익을 총자산으로 나눈 값.

상장더미(ListedDummy) : 상장 및 협회등록법인이면 1, 아니면 0.

산업더미(IndustryDummies) : 두자리 산업분류기준에 따른 더미변수.

구체적으로 모형에 포함된 변수들을 설명하면 다음과 같다. 경영자의 임기 중 초기에 교체된 감사인(InitialChangedAuditor)은 경영자의 임기 1차 년도 또는 2차 년도에 감사인을 교체 선임하였다면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 만약 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)의 계수가 유의한 양의 값을 갖는다면 이는 경영자 임기초기에 교체 선임된 감사인이 다른 감사인에 비하여 감사품질이 낮다는 것으로 해석할 수 있다.

감사인 더미변수(AuditorDummy)는 감사인이 Big6 그룹이면 1, 아니면 0이다. IMF더미변수(IMFDummy)는 상대년도의 역년(calendar year)이 1997년 이후이면 1, 아니면 0이다. 구체적으로 통제변수로는 DeFond and Subramanyam(1998)⁵⁾에서와 같이 영업활동에서 발생한 현금흐름을 총자산으로 나눈 금액(OperatingCashFlows), 신규자금조달을 총자산으로 나눈 금액(Financing), 총자산에 로그를 취한 값(Log(TotalAssets)), 이자보상비율(TimeInterest), 그리고 고정자산취득을 총자산으로 나눈 금액(Acquisition Expenditures)을 사용하였다.⁶⁾⁷⁾ 또한 대응표본을 사용하지 않음으로 인한 평균으로 회귀하는 경향을 통제하기 위하여 본 연구에서는 산업더미(IndustryDummies)와 총자산순이익률(ROA)을 회귀식에 포함한다.

선행연구에 기초한 이들 다섯 개의 통제변수의 부호에 대한 예측은 다음과 같다.

- 5) DeFond and Subramanyam(1998)은 그들이 채택한 통제변수들이 Johnson and Lys(1990)와 Burton and Roberts (1967)의 연구결과에 의거하고 있다고 언급하고 있다. 물론 Johnson and Lys(1990)의 연구주제는 DeFond and Subramanyam(1998)과는 다르지만 Johnson and Lys(1990)에서 사용된 통제변수는 DeFond and Subramanyam (1998)의 연구와 본 연구에서 사용할 통제변수에 대해 유용한 벤치마크를 제공한다.
- 6) 통제변수의 구체적인 정의는 다음과 같다. 신규자금조달액은 재무활동에 의한 현금흐름을 총자산으로 나눈 비율, 이자보상비율은 이자비용을 차감하기 전의 순이익을 이자비용으로 나눈 비율, 고정자산의 취득액은 고정자산의 취득에 의한 현금감소를 총자산으로 나눈 비율이다.
- 7) DeFond and Subramanyam(1998)은 각 통제변수의 변화(즉, 연속한 연도의 차이)를 회귀식에 포함하였으나 본 연구에서는 차이가 아닌 수준을 회귀식에 포함한다. 그러나 차이가 포함되든 아니면 수준이 포함되든 실험변수의 결과는 별로 영향을 받지 않았다.

우선 영업활동에서 발생한 현금흐름(Operating Cash Flows)은 선행연구에서 알려진 대로 현금흐름과 발생액이 갖는 음의 상관관계를 고려할 때 음의 계수를 가질 것으로 예상된다(Dechow 등, 1995). 한편, 총자산(Log (Total Assets))은 기업의 규모가 증가할수록 정보의 비대칭성이 작아지고 따라서 성과를 조작하는 것이 어려울 것으로 예상할 수 있어 음의 계수를 가질 것으로 예상된다. 신규자금조달(Financing)의 계수는 선형적으로 명확하지 않다. 고정자산취득(Acquisition Expenditures)의 계수는 자산의 취득으로 인한 감가상각비의 증가로 인해 양의 계수를 가질 것으로 예측할 수 있다. 이자보상비용(Time Interest)의 계수는 순이익에 비교한 이자비용 부담이 작을수록 감사인에 대한 위험이 감소하여 감사인이 보다 관대해질 수 있는 가능성으로 인해 음의 부호를 가질 것으로 예상된다. 또한 총자산순이익률(ROA)의 계수는 순이익은 발생액과 영업활동으로 인한 현금으로 구성되어 있기 때문에 양의 부호를 가질 것으로 예상된다.

2. 표본의 선정

연구에 필요한 자료는 1987년부터 2003년까지 외부감사를 받은 기업을 대상으로 하였다. <표 1>의 Panel A는 표본의 선정과정을 제시하고 있다. 여기서, 금융보험업종은 영업의 성격과 재무제표의 구성이 다른 업종과 다르기 때문에 연구대상의 동질성을 확보하기 위하여 표본에서 제외하였다. 또한 연구모형에 포함된 감사인, 경영자 및 재무자료를 입수할 수 없는 기업도 표본에서 제외하였다. 마지막으로 감사인 선임과정에서 경영자의 영향력이 배제되는 감사인 지정기업을 표본에서 제외하였다. 경영자, 감사인, 그리고 감사의견 자료는 (주)한신평의 KIS-LINE에서 추출하였으며 그 외의 재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS-VALUE에서 추출하였다. 1987년부터 2003년까지 상기와 같은 선정기준에 따라 추출한 표본은 8,737개 기업-연도에 해당한다. 최종표본 중 7,388개의 기업-연도(84.5%)가 감사인을 유입하였으며 1,349개 기업-연도(15.5%)가 감사인을 교체하였다. 이들을 회사의 형태별로 분석해 보면 상장기업과 비상장기업이 각각 4,056개(46.4%)와 4,681개(53.6%)의 기업-연도로 구성되어 있다. 이들 기업을 감사의견별로 분석해 보면 적정의견과 비적정의견이 각각 8,192개(93.7%)와 545개 기업-연도(6.3%)이다. 마지막으로 IMF전후로 표본을 나누어보면 IMF이전에 해당하는 표본은 1,303개(14.9%)기업-연도와 IMF 이후에 해당하는 표본은 7,434개(85.1%)기업-연도이다.

〈표 1〉 표본의 추출과정 및 표본의 분포

Panel A : 표본의 추출과정				
표 본		1년 단위로 감사인을 선임한 기업	3년 단위로 감사인을 선임한 기업	합 계
최초표본	대표자, 감사인, 감사의견, 재무자료가 모두 가능한 외감대상기업	6,401	2,336	8,737
감사인 교체여부	감사인 유임 감사인 교체	5,403 998	1,985 351	7,388 1,349
소 계		6,401	2,336	8,737
상장여부	비상장법인 상장법인	4,681 1,720	0 2,336	4,681 4,056
소 계		6,401	2,336	8,737
감사의견	적정의견기업 비적정의견기업	5,927 474	2,265 71	8,192 545
소 계		6,401	2,336	8,737
IMF	IMF 이전 IMF 이후	1,303 5,098	0 2,336	1,303 7,434
소 계		6,401	2,336	8,737

- 1) 1년 단위로 감사인을 선임한 기업은 감사인 유지제도가 적용되지 않은 기업으로서 비상장전체기업과 1996년 이전 거래소상장기업 그리고 2001년 이전 코스닥등록기업이 이에 해당한다. 3년 단위로 감사인을 선임한 기업은 감사인 유지제도가 적용된 기업으로서 1997년 이후 거래소상장기업과 2002년 이후 코스닥등록기업이 이에 해당한다.

Panel B : 역년, 상대연도 및 경영자의 재임기간에 따른 표본의 분포

역 년	표본기업의 수	상대연도	표본수 ¹⁾	경영자 재임기간 ²⁾	표본기업의 수 ³⁾
1987년	44	1차 년도	1559	1년	1559
1988년	68	2차 년도	2002	2년	1001
1989년	85	3차 년도	2046	3년	682
1990년	115	4차 년도	1040	4년	260
1991년	132	5차 년도	640	5년	128
1992년	138	6차 년도	300	6년	50
1993년	150	7차 년도	245	7년	35
1994년	163	8차 년도	200	8년	25
1995년	194	9차 년도	144	9년	16
1996년	214	10차 년도	140	10년	14
1997년	272	11차 년도	77	11년	7
1998년	488	12차 년도	96	12년	8
1999년	555	13차 년도	65	13년	5
2000년	782	14차 년도	56	14년	4
2001년	1,417	15차 년도	45	15년	3
2002년	1,867	16차 년도	48	16년	3
2003년	2,053	17차 년도	34	17년	2
전 체	8,737	전 체	8,737	전 체	3,802

- 1) 표본 수는 연구대상기간동안 경영자가 변경된 이후의 연도를 의미한다. 예를 들면 1차 년도는 경영자가 변경 후 1년차를 의미하며 5차 년도는 경영자 변경 후 5년차를 의미한다.
- 2) 경영자재임기간은 경영자 변경 후 재임기간을 의미한다.
- 3) 표본기업의 수는 해당되는 경영자의 재임기간을 갖는 표본기업의 수이다. 경영자 재임기간과 표본 기업의 수를 곱하면 전체표본의 수 8,737개의 기업연도가 산출된다.

<표 1>의 Panel B에는 역년(calendar year)과 상대연도(relative year) 그리고 경영자의 재임기간에 따른 표본의 분포를 제시하고 있다. 두 번째 열은 연도별로 표본의 수를 제시하고 있다. 표본은 대부분 2000년도 이후에 집중 분포되어 있는데 그 이유는 2000년 이전에는 경영자의 자료를 체계적으로 데이터베이스화하지 않았기 때문으로 보인다. 네 번째 열은 경영자가 얼마나 오랫동안 재임했는지를 제시하고 있다. 경영자의 재임기간은 최소 1년부터 최장 17년까지로 나타난다. Panel B의 여섯 번째 열은 각 경영자 재임기간에 해당하는 표본수를 의미한다.

IV. 실증분석 결과

1. 감사인의 교체시기와 감사품질

가. 단일변량분석

<표 2>은 교체시기와 감사품질을 검증하기 위하여 종속변수에 대한 기술통계량을 제시하고 있다. 본 연구는 경영자의 임기초기에 교체·선임된 감사인의 감사품질(독립성)이 다른 감사인에 비하여 낮은지를 파악하고자 임기초기에 감사인이 교체된 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체·선임된 감사인으로 구분하여 기초통계량에 대한 t-검증을 수행하였다.

표본은 전체표본, 상장기업, 비상장기업으로 나누어 각각 분석하였다. 전체표본 8,737개 중에서 경영자의 임기초기에 감사인이 교체된 표본은 982개(11.2%)이며, 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체·선임표본은 7,755(88.8%)임을 알 수 있다. 총발생액(TAC)의 평균은 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업이 각각 -0.322와 -0.044의 값을 갖는다. 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 총발생액(TAC)이 더 낮은 값을 가지며 두 집단 간의 평균의 차이는 1%수준하에서 통계적으로 유의하다. 재량적발생액(DTAC)의 평균은 임기초기에 감사인을 교체한 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업이 각각 -0.287과 -0.033의 값을 갖는다. 총발생액(TAC)과 마찬가지로 임기초기에 감사인을 교체한 기업이 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업보다 낮으며 1%수준하에서 통계적으로도 유의하다. 이는 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 감사품질(독립성)이 다른 기업보다 낮을 것이라는 기대와는 일치하지 않는다.

추가적으로 전체 표본을 상장기업과 비상장기업으로 구분하여 총발생액(TAC)과 재량적발생액(DTAC)을 분석하였다. 상장기업의 경우 4,056개 표본에서 총발생액(TAC)의 평균은 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업이 각각 -0.025와 -0.052의 값을 갖는다. 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 총발생액(TAC)이 더 높은 값을 가지며 두 집단 간의 평균의 차이는 5%수준하에서 통계적으로도 유의하다. 재량적발생액(DTAC)의 평균은 임기초기에 감사인을 교체한 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업이 각각 0.010과 -0.018의 값을 갖는다. 총발생액(TAC)과 마찬가지로 임기초기에 감사인을 교체한 기업이 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업보다 높으며 5%수준하에서 통계적으로도 유의하다. 이는 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 감사품질(독립성)이 다른 기업보다 낮을 것이라는 가설을 지지하는 결과이다.

비상장기업의 총발생액(TAC)의 평균은 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업이 각각 -0.528과 -0.038의 값을 갖는다. 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 총발생액(TAC)이 더 낮은 값을 가지며 두 집단 간의 평균의 차이는 1%수준하에서 통계적으로도 유의하다. 재량적발생액(DTAC)의 평균은 임기초기에 감사인을 교체한 기업과 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업이 각

각 -0.494 와 -0.047 의 값을 갖는다. 총발생액(TAC)과 마찬가지로 임기초기에 감사인을 교체한 기업이 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체한 기업보다 낮으며 1%수준하에서 통계적으로도 유의하다. 이는 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 감사품질(독립성)이 다른 기업보다 낮을 것이라는 기대와는 일치하지 않는다. 이상의 결과를 요약하면 전체표본과 비상장기업의 경우 경영자의 임기초기에 감사인을 교체한 기업의 감사품질이 더 낮을 것이라는 가설과 일치하지 않지만 상장기업의 경우 가설의 설명과 일치한다. 한편 상기의 결과는 총발생액(TAC) 및 재량적발생액(DTAC)에 영향을 미칠 수 있는 기타 변수의 영향을 통제하지 않은 결과이므로 총발생액(TAC) 및 재량적발생액(DTAC)에 영향을 미치는 통제변수를 포함하고 표본을 상장기업과 비상장기업으로 구분하여 추가적인 검증을 필요로 한다.

〈표 2〉 감사인 교체표본에 대한 종속변수의 기초통계량

변 수		전체표본	임기초기 교체(1)	그 외(계속유입, 중·후반교체(2))	차이검증: (1)-(2)
전체표본	총발생액(TAC)	-0.075	-0.322	-0.044	-2.82***
	재량발생액(DTAC)	-0.062	-0.287	-0.033	-2.60***
	표본수	8,737	982	7,755	
상장기업	총발생액(TAC)	-0.049	-0.025	-0.052	2.18**
	재량발생액(DTAC)	-0.015	0.010	-0.018	2.16**
	표본수	4,056	403	3,653	
비상장기업	총발생액(TAC)	-0.099	-0.528	-0.038	-2.79***
	재량발생액(DTAC)	-0.102	-0.494	-0.047	-2.56***
	표본수	4,681	579	4,102	

1) 전체표본과 (1) 및 (2)의 값은 평균값을 의미하며, 평균에 대한 차이검증은 t-값을 의미한다.

2) *,**,***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

나. 변수의 상관관계분석

다변량분석에 포함된 각 변수간의 상관관계를 조사하여 그 결과를 <표 3>에 제시하였다. <표 3>에서 가설 2에 사용된 독립변수들 간의 상관계수는 다중공선성을 염려할 정도로 높지 않다는 것을 알 수 있다⁸⁾.

8) 독립변수들간의 다중공선성의 유무를 VIF 값으로 살펴보았다. VIF값은 1.00716-1.67933 사이의 값을 나타내고 있어 독립변수들간의 다중공선성은 없는 것으로 확인하였다.

〈표 3〉 변수의 상관관계분석 : Pearson 상관계수

	1 ¹⁾	2	3	4	5	6	7	8
1. InitialChanged Auditor								
2. AuditorDummy	-0.01 (0.065)							
3. IMFDummy	0.09 (0.00)	-0.02 (0.42)						
4. Financing	0.02 (0.46)	-0.02 (0.43)	-0.05 (0.06)					
5. OperatingCashflows	-0.00 (0.99)	-0.01 (0.61)	0.03 (0.24)	-0.29 (0.00)				
6. Log(TotalAssets)	-0.08 (0.00)	-0.02 (0.31)	-0.09 (0.00)	-0.00 (0.89)	0.00 (0.89)			
7. TimeInteres	-0.01 (0.72)	-0.03 (0.31)	0.02 (0.43)	-0.04 (0.14)	0.05 (0.09)	0.02 (0.55)		
8. AcquisitionExpenditures	0.05 (0.08)	-0.00 (0.97)	0.04 (0.13)	0.09 (0.00)	0.00 (0.92)	-0.21 (0.00)	0.00 (0.90)	
9. ROA	-0.05 (0.07)	-0.02 (0.42)	-0.03 (0.27)	-0.59 (0.00)	0.24 (0.00)	0.00 (0.88)	0.06 (0.03)	-0.03 (0.21)

1) 첫 번째 행의 숫자는 첫 번째 열에서 같은 숫자를 가진 변수를 의미한다.

2) 변수의 정의는 다음과 같다.

초기교체감사인(InitialChangedAuditor) : 경영자의 임기 1차 년도 또는 2차 년도에 감사인을 교체 선임하였

으면 1, 아니면 0; 감사인더미(AuditorDummy) : 감사인이 Big6 그룹이면 1, 아니면 0.

IMF더미(IMFDummy) : 상대년도의 역년(calendar year)이 1997년 이후이면 1, 아니면 0

신규자금조달(Financing) : 신규자금조달을 총자산으로 나눈 금액

OCF(OperatingCashFlows) : 영업활동에서 발생한 현금흐름을 총자산으로 나눈 금액

총자산(Log(TotalAssets)) : 총자산에 로그를 취한 값

이자보상비율(TimeInterest) : 이자비용을 차감하기 전의 순이익을 이자비용으로 나눈 비율

고정자산취득(Acquisition Expenditures) : 고정자산취득을 총자산으로 나눈 금액

총자산이익률(ROA) : 당기순이익을 총자산으로 나눈 값

상장더미(ListedDummy) : 상장 및 협회등록법인이면 1, 아니면 0

산업더미(IndustryDummies) : 두자리 산업분류기준에 따른 더미변수.

3) ()의 수치는 P 값을 의미한다.

다. 다변량분석

<표 4>의 Panel A는 전체표본에 대한 다변량 분석결과를 제시하고 있다. 모형 1은 재량적발생액(DTAC)을 종속변수로 사용하였으며, 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)을 설명변수로 사용하고, 그 이외에 재량적발생액(DTAC)에 영향을 미칠 수 있는 감사인더미변수(AuditorDummy), IMF더미(IMF

Dummy), 신규자금조달(Financing), OCF(OperatingCashFlows), 총자산(Log(TotalAssets)), 이자보상비율(Time Interest), 신규자금조달(AcquisitionExpenditures), 총자산이익률(ROA)의 통제변수를 모형에 포함한 것이다. 또한 감사인선임 및 감사인 교체에 대한 규제, 그리고 시장의 관심은 상장기업과 비상장기업이 다르다. 뿐만 아니라 IMF이후기간에 대한 회계투명성에 대한 기업과 시장의 태도가 달라졌으므로 상장여부 및 IMF를 전후하여 회귀분석의 결과는 달라질 것으로 기대할 수 있다. 따라서 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)과 IMF더미의 상호작용변수, 그리고 초기교체감사인(InitialChanged Auditor)과 Listed더미(상장더미)상호작용변수를 모형에 포함하여 IMF 및 상장여부에 따른 초기교체감사인의 감사품질을 살펴볼 수 있다. 모형 2는 모형 1에 상기의 두 개의 상호작용변수를 포함한 모형이다.

<표 4> Panel A의 모형 1에서 제시한 바와 같이 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)의 계수는 재량적발생액(DTAC)과 음의 관계를 보이나 통계적으로 유의하지 않다. 이는 경영자가 자신에게 보다 관대한 감사인을 선임하기 위하여 임기초기에 감사인을 교체·선임하였다면 이 경우 선임된 감사인은 독립성을 유지하기 어려울 것이며 감사품질이 낮아질 것이라는 기대와 일치하지 않는다. 통제변수의 회귀계수는 가설에서 예측한 바와 같이 대체로 일치한다. 감사인더미변수(AuditorDummy)는 기대한 바와 같이 재량적발생액(DTAC)과 음의 관계를 보이며 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의하다. 이는 Big6 감사인일수록 보다 보수적으로 감사를 할뿐만 아니라 감사품질이 Non-Big6보다 높다고 볼 수 있다. IMF더미(IMFDummy)의 계수는 통계적으로 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이는 IMF 이후 회계투명성을 확보하기 위한 노력으로 상대적으로 기업의 이익조정이 감소하고 있다고 해석할 수 있다. 신규자금조달(Financing)의 회귀계수는 통계적으로 유의한 음의 값을 보이고 있다.

OCF(Operating Cashflows)의 회귀계수는 통계적으로 유의한 음의 관계를 보이고 있다. 이는 선행연구에서 알려진 바와 같이 현금흐름과 발생액이 갖는 음의 상관관계가 명확하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 총자산(Log(TotalAssets))의 계수는 재량적발생액(DTAC)과 양의 관계를 보이나 통계적으로는 유의하지 않다. 이자보상비율(TimeInterest)의 계수는 재량적발생액(DTAC)과 양의 관계를 보이나 통계적으로 유의하지 않다. 이는 순이익에 비교하여 이자비용 부담이 작을수록 감사인에 대한 위험이 감소하여 감사인이 보다 관대해질 수 있는 가능성으로 인해 음의 부호를 기대한 것과는 다른 결과이다. 총자산이익률(ROA)의 회귀계수는 재량적발생액(DTAC)과 통계적으로 유의한 양의 관계를 보이고 있다. 이는 선행연구와 마찬가지로 순이익과 발생액과 양의 관계를 고려할 때 타당한 결과라고 볼 수 있다.

모형 2에는 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)과 IMF더미의 상호작용변수, 그리고 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)과 Listed더미(상장더미)상호작용변수를 포함하여 IMF 및 상장여부에 따른 초기교체감사인의 감사품질을 살펴보고자 하였다. 모형 2에 추가적으로 포함된 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)과 LIST(상장더미)상호작용변수의 계수는 1% 수준하에서 통계적으로 유의한 양의 관계를 보이고 있다. 이는 상장기업의 경우 비상장기업에 비하여 재무보고에 대한 자본시장의 압력을 더 많이 받기 때문에 상장기업의 경영자는 자신의 임기초기에 보다 우호적인 감사인으로 교체 선임하려는 동기를 가질 수 있으며 이와 같이 교체선임된 감사인의 감사품질이 낮다는 것을 의미한다. 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)과 IMF더미의 상호작용변수의 계수는 음의 값을 보이나 통계적으로 유의하지 않다.

〈표 4〉 재량적발생액에 대한 다변량 분석결과

$$\begin{aligned} \text{Discretionary Current(or total) Accrual}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{InitialChangedAuditor}_{it} + \alpha_2 \text{AuditorDummy}_{it} \\ & + \alpha_3 \text{IMFDummy}_{it} + \alpha_4 \text{Financing}_{it} + \alpha_5 \text{OperatingCashflows}_{it} + \alpha_6 \text{Log(TotalAssets}_{it}) + \alpha_7 \text{TimeInterest}_{it} \\ & + \alpha_8 \text{AcquisitionExpenditures}_{it} + \alpha_9 \text{ROA}_{it-1} + \alpha_{(10...18)} \text{IndustryDummy} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Panel A : 전체 표본 사용

변 수	기대부호	재량적 발생액		총발생액	
		모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
Intercept		0.484 (1.17)	0.056 (0.14)	0.554 (1.34)	0.154 (0.39)
InitialChangedAuditor	+	-0.074 (-0.98)	0.026 (0.10)	-0.091 (-1.20)	-0.007 (-0.03)
AuditorDummy	-	-0.102 (-2.06)**	-0.098 (-1.98)**	-0.088 (-1.77)*	-0.084 (-1.69)*
IMFDummy	?	-0.302 (-4.39)***		-0.287 (-4.17)***	
Financing	?	-5.129 (-54.31)***	-5.107 (-54.19)***	-5.167 (-54.63)***	-5.147 (-54.53)***
OperatingCashFlows	-	-5.426 (-32.22)***	-5.407 (-32.08)***	-5.495 (-32.57)***	-5.475 (-32.43)***
Log(TotalAssets)	-	0.009 (0.61)	0.018 (1.14)	0.001 (0.07)	0.009 (0.55)
TimeInterest	-	0.000 (0.06)	0.000 (0.01)	-0.000 (-0.12)	0.000 (-0.16)
AcquisitionExpenditures	+	5.851 (13.07)***	5.916 (13.20)***	5.619 (12.53)***	5.684 (12.66)***
ROA	+	2.963 (39.81)***	2.966 (39.83)***	2.988 (40.07)***	2.991 (40.10)***
IndustryDummy	?	포함	포함	포함	포함
InitialChangedAuditor*IMFDummy	-		-0.323 (-1.37)		-0.313 (-1.32)
InitialChangedAuditor*ListDummy	+		0.428 (2.78)***		0.445 (2.89)***
F 값		274.60***	260.05***	274.60***	262.90***
Adj R ²		0.42	0.42	0.42	0.42
표본수		8,737	8,737	8,737	8,737

변수의 정의는 <표 3>의 하단에 정의한 바와 같으며, ()의 수치는 각 변수의 t 통계량을 의미한다.
또한 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel B : 상장기업							
변 수	기대 부호	모형 1 : 재량적 발생액			모형 2 : 총발생액		
		상장기업 전체	IMF이전	IMF이후	상장기업 전체	IMF이전	IMF이후
Intercept		-0.148 (-2.32)**	0.285 (3.22)***	-0.167 (-2.10)**	-0.186 (-3.09)***	0.057 (0.64)	-0.162 (-2.20)**
InitialChangedAuditor	+	0.031 (2.57)**	0.029 (2.07)**	0.027 (1.80)*	0.027 (2.35)**	0.033 (2.30)**	0.021 (1.52)
AuditorDummy	-	0.008 (1.10)	0.003 (0.33)	0.009 (0.97)	0.013 (1.84)*	0.006 (0.73)	0.014 (1.51)
IMFDummy	?	-0.033 (-4.00)***			-0.017 (-2.23)**		
Financing	?	-0.133 (-6.13)***	-0.014 (-0.31)	-0.181 (-7.27)***	-0.143 (-7.01)***	-0.146 (-3.17)***	-0.186 (-8.10)***
OperatingCashFlows	-	-0.509 (-18.36)***	-1.068 (-23.91)***	-0.312 (-9.15)***	-0.553 (-21.13)***	-1.248 (-27.30)***	-0.328 (-10.39)***
Log(TotalAssets)	-	0.009 (3.84)***	0.000 (0.07)	0.007 (2.24)**	0.007 (2.88)***	-0.000 (-0.02)	0.004 (1.20)
TimeInterest	-	0.000 (2.95)***	0.000 (1.27)	0.000 (2.61)**	0.000 (3.30)***	0.000 (1.29)	0.000 (2.97)***
AcquisitionExpenditures	+	-0.086 (-1.09)	0.248 (2.46)**	-0.04 (-0.48)	-0.191 (-2.55)***	0.071 (0.68)	-0.114 (-1.25)
ROA	+	-0.006 (-0.86)	-0.322 (-4.98)***	-0.012 (-1.60)	-0.008 (-1.15)	-0.253 (-3.83)***	-0.015 (-2.03)**
IndustryDummy		포함	포함	포함	포함	포함	포함
F 값		22.74***	97.07***	9.85***	29.47***	112.58***	12.04***
Adj R ²		0.10	0.55	0.05	0.12	0.59	0.07
표본수		4,056	1,157	2,899	4,056	1,157	2,899

변수의 정의는 <표 3>의 하단에 정의한 바와 같으며, ()의 수치는 각 변수의 t 통계량을 의미한다. 또한 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<표 4>의 Panel B는 상장기업만을 대상으로 IMF이전과 IMF이후로 나누어 감사인의 변경시기가 감사품질에 영향을 미치는지에 대한 다변량 분석결과를 제시하고 있다.

모형 1의 종속변수는 재량발생액(DTAC)이며 모형 2의 종속변수는 총발생액(TAC)이다. 모형 1과 모형 2의 상장기업전체에서 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)의 계수는 재량적발생액(DTAC) 또는 총발생액(TAC)과 양의 관계를 보이며 5% 수준하에서 통계적으로 유의하다. 이는 Panel A의 초기 교체감사인(InitialChangedAuditor)과 Listed더미(상장더미)상호작용변수의 결과와 마찬가지로 상장기업

에 한하여 경영자의 임기초기에 교체된 감사인의 감사품질이 지속적으로 유입된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체 선임된 감사인에 비하여 유의적으로 낮아질 수 있음을 보여주는 것이다. 이러한 결과 역시 상장기업에 대해서 가설을 지지하는 것이다.

모형 1과 모형 2의 IMF이전 모형의 결과 또한 상장기업전체모형의 결과와 동일하다. 그러나 IMF 이후 모형의 결과는 재량발생액(DTAC)을 사용한 모형에서는 10%수준하에서 통계적으로 유의하지 만, 총발생액(TAC)을 사용한 모형에서는 양의 계수값을 가지나 통계적으로 유의하지 않다.

Panel C : 비상장기업							
독립변수	기대 부호	모형 1 : 재량적 발생액			모형 2 : 총발생액		
		비상장 기업전체	비상장 기업, IMF이전	비상장 기업 IMF이후	비상장 기업전체	비상장 기업, IMF이전	비상장 기업 IMF이후
Intercept		-1.020 (-1.12)	-0.002 (-0.03)	-1.399 (-1.62)	-0.873 (-0.96)	-0.111 (-1.32)	-1.227 (-1.42)
InitialChangedAuditor	+	-0.361 (-2.59)***	-0.031 (-1.38)	-0.372 (-2.59)***	-0.383 (-2.74)***	-0.041 (-1.81)*	-0.395 (-2.74)***
AuditorDummy	-	-0.078 (-0.80)	0.003 (0.23)	-0.082 (-0.82)	-0.059 (-0.61)	0.016 (1.11)	-0.063 (-0.63)
IMFDummy	?	-0.364 (-1.36)			-0.356 (-1.32)		
Financing	?	-7.624 (-53.76)***	0.084 (1.05)	-7.642 (-53.02)***	-7.681 (-54.02)***	-0.043 (-0.55)	-7.698 (-53.27)***
OperatingCashFlows	-	-5.405 (-17.14)***	-0.649 (-11.25)***	-5.423 (-16.32)***	-5.473 (-17.31)***	-0.794 (-13.88)***	-5.49 (-16.48)***
Log(TotalAssets)	-	0.062 (1.66)**	0.000 (0.11)	0.063 (1.61)	0.048 (1.30)	0.004 (0.93)	0.049 (1.24)
TimeInteres	-	0.000 (0.52)	0.014 (3.79)***	0.000 (0.52)	0.000 (0.38)	0.013 (3.52)***	0.000 (0.38)
AcquisitionExpenditures	+	6.951 (8.85)***	0.096 (0.54)	6.966 (8.65)***	6.635 (8.43)***	0.039 (0.22)	6.651 (8.24)***
ROA	+	0.427 (1.55)	0.298 (2.67)***	0.421 (1.50)	0.451 (1.63)	0.310 (2.80)***	0.444 (1.58)
IndustryDummy		포함	포함	포함	포함	포함	포함
F 값		126.72***	58.11	128.83	127.69	72.52	129.81
Adj R ²		0.38	0.80	0.38	0.38	0.83	0.38
표본수		4,681	146	4,535	4,681	146	4,535

변수의 정의는 <표 3>의 하단에 정의한 바와 같으며, ()의 수치는 각 변수의 t 통계량을 의미한다. 또한 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

재량적발생액(DTAC)을 사용한 모형에서 IMF이후의 통계적 유의수준이 낮아진 것과 총발생액(TAC)을 종속변수로 한 모형에서 IMF이후에 통계적으로 유의하지 않게 나온 것은 IMF기간 이후에 회계의 투명성이 높아진 것과 무관하지 않다고 볼 수 있다.

<표 4>의 Panel C는 비상장기업을 대상으로 IMF이전과 IMF이후로 나누어 감사인의 변경시기가 감사품질에 영향을 미치는지에 대한 다변량 분석결과를 제시하고 있다. 모형 1은 재량적발생액(DTAC)을 이용한 결과이며 모형 2는 총발생액(TAC)을 이용한 결과이다. 모형 1과 모형 2의 비상장기업전체에서 초기교체감사인(InitialChangedAuditor)의 계수는 재량적발생액(DTAC)또는 총발생액(TAC)과 음의 관계를 보이며 1% 수준하에서 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 상장기업과는 일치하지 않는 결과이다. 이러한 현상은 비상장기업의 경우 일반적으로 대주주가 대부분의 주식을 소유하고 있고 소유주가 경영의사결정에 깊이 관여하고 있다는 경영환경을 고려해 볼 때 소유주가 감사인 선임에 중대한 영향을 미칠 수 있으며, 이렇게 선임된 감사인은 비록 경영자의 임기초기에 교체되었다고 할 지라도 경영자와는 독립적으로 감사를 수행하고 보고할 상황에서 나타날 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 1987년부터 2003년까지 경영자가 변경된 기업을 대상으로 경영자의 임기초기에 교체·선임된 감사인의 품질이 다른 감사인(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체 선임된 감사인)에 비하여 유의적으로 낮은지를 조사하였다. 감사품질은 은 수정Jones모형을 이용한 재량적발생액(DTAC)과 총발생액(TAC)을 사용하였다.

분석결과 상장기업의 경우 경영자의 임기초기에 교체된 감사인의 재량적 발생액이 다른 감사인(지속적으로 유임된 감사인 또는 임기 중반 또는 후반기에 교체 선임된 감사인)에 비하여 유의적으로 낮다는 것을 발견할 수 있었다. 그러나 비상장기업의 경우 경영자의 임기 중 감사인의 교체시기와 재량적 발생액과는 유의적인 관계가 발견되지 않았다. 이는 상장기업의 경우 경영자의 임기초기에 교체선임된 감사인 감사인의 감사품질이 낮다는 것을 의미한다. 상장기업과 비상장기업간의 상반된 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 상장기업은 비상장기업과 비교하여 상대적으로 소유와 경영이 잘 분리되어 있고 주주로부터 경영권을 위임받은 경영자는 수탁책임에 대한 이행과 보고의 의무를 가진다. 이때 경영자는 보다 개선된 경영성과를 보고함으로써 수탁책임을 잘 이행하고 있으며 기업의 미래의 전망을 밝게 보이고자 하며, 보다 나은 성과에 대한 보상을 기대할 수 있을 것이다. 또한 상장기업은 비상장기업보다 주식분산이 잘되어 있어서 자본시장에서 경영성과에 대하여 이해관계자들의 관심과 압력을 더 많이 받고 있다. 따라서 상장기업은 비상장기업과 비교하여 경영자의 임기초기에 감사인의 교체를 통하여 이익을 조정하려는 유인이 보다 강하다고 할 수 있다.

본 연구의 결과는 경영자가 감사인 선임과정에 영향을 미칠 수 있다면 감사인의 독립성이 훼손될 가능성이 존재함에도 불구하고 지금까지 연구가 부족하였던 경영자 임기초기에 교체된 감사인의 감사품질이 낮아질 가능성을 실증적으로 검증하였음에 의의가 있다. 이러한 결과는 감사보고서의 신

퇴성을 제고하려는 학계, 실무계 및 규제기관에게 경영자변경과 감사인의 교체시기와 관련하여 감사품질이 어떻게 영향을 받는지에 대한 유용한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

그러나 본 연구는 감사품을 직접 측정할 수 없는 관계로 감사품질의 대용치로 기업의 재량적 발생액을 사용하여 분석하였다는 한계점을 갖는다.

“본 논문은 다른 학술지 또는 간행물에 게재되었거나 게재 신청되지 않았음을 확인함”

참고문헌

- 노준화, 왕현선, “경영자변경이 감사인교체에 미치는 영향”, 『회계와 감사연구』 제42호, 2005, pp.417-442.
- 손성규, “감사인 교체가 감사인의 독립성에 미치는 영향: 감사의견예측모형을 중심으로”, 동계학술연구 발표회 발표논문집. 1998.
- 손성규, 최정호, 이은철, “감사위원회의 효과: 회계오류를 중심으로”. 『회계학연구』 제29권(제3호). 2004. pp.61-90.
- 이상철, 이경태, “감사위원회 도입이 이익조정에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제28권(제3호). 2003. pp.143-172.
- 전규안, 최종학, 박종일, “감사위원회의 설치와 이익조정사이의 관계”, 『회계학연구』 제29권(제1호). 2004. pp.143-177.
- 정문중, “대리인 비용, 사적정보의 문제 및 기타 기업특성과 기업의 차별적 감사수요”, 『회계학연구』 제22권(제4호). 1997. pp.91-121.
- 정석우, 노준화, “감사인변경이 전기손익수정사항에 미치는 영향”, 『회계와 감사연구』 제1호, 1999.
- 최 관, 백원선, “감사인유형과 감사품질: 감사보수와 감사시간을 중심으로”, 『회계학연구』 제23권 제2호, 1998, pp.49-75.
- Bartov, E., Gul, F., Tsui, J. “Discretionary—accruals models and audit qualifications”. *Journal of Accounting and Economics* 30 : 2000. pp.421-452.
- Becker, C. L., M. L., DeFond, J. Jiambalvo and K. R. Subramanyam, “The effect of audit quality on earnings management”, *Contemporary Accounting Research* Vol.15, Spring 1998, pp.1-24.
- Burton, J. C., and W. Robert. “A Study of Auditor Changes”. *Journal of Accountancy* 137(March), 1967. pp.31-36.
- Burgstahler, D., Dichev, I. “Earnings management to avoid earnings decrease and losses”. *Journal of Accounting and Economics* 24 : 1997. pp.99-126.
- Chow, C. W., and S. J. Rice. “Qualified Audit and Auditor Switching”. *The Accounting Review* 57(April), 1982. pp.326-335.
- DeAngelo, L. E., A. “Audit Size and Audit Quality”, *Journal of Accounting and Economics*(December), 1981. pp.85-199.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeny, “Detecting earnings management”, *The Accounting Review* 70(April) : 1995. pp.193-225.
- DeFond, M., K. R. Subramanyam, “Auditor Change and Discretionary Accruals”, *Journal of Accounting and Economics* 25, 1998. pp.35-67.
- Dopuch, N., King, R., Schwartz, R. “An experimental investigation of retention and rotation requirements”. *Journal of Accounting Research* 39(1) : 2001. pp.93-118.

- Dye, R. "Informationally Motivated Auditor Replacement". *Journal of Accounting and Economics* 14(4), 1991. pp. 347—374.
- Guenther, D. "Measuring earnings management in response to corporate tax rate changes: Evidence from the 1986 tax reform act". *The Accounting Review* 69 : 1994. pp. 230—243.
- Gul, F., Tsui, J., Chen, C. J., "Agency costs and audit pricing: Evidence on discretionary accruals". Working paper. CUHK. 1999.
- Johnson, W. B., and T. Lys "The Market for Audit Services : Evidence from Voluntary Auditor Changes". *Journal of Accounting and Economics* 12(January) : 1990. pp. 281—308.
- Jones, J. "Earnings management during import relief investigation". *Journal of Accounting Research* 29: 1991. pp. 193—228.
- Krishnan, J., "Auditor Switching and Conservatism". *The Accounting Review* 69, 1994. pp. 200—215.
- Lorek, K., Willinger, G.L. "A multivariate time—series prediction model of cash—flow data". *Accounting Review* : 1996. pp. 81—102
- Rangan, S. "Earnings management and the performance of seasoned equity issues". *Journal of Financial Economics* 50 : 1998 .pp. 101—122.
- Simunic, D. "The Pricing Audit Services: Theory and Evidence". *Journal of Accounting Research*(Spring), 1980. pp. 161—190
- Teoh, S. H., "Auditor Independence, Dismissal Threats and the Market Reaction to Auditor Switches", *Journal of Accounting Research* 30, 1992. pp. 1—27.
- _____, Welch, I., Wong, T. "Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings". *Journal of Financial Economics* 50 : 1998. pp. 63—99.

The Effect of Timing of Auditor Change on Audit Quality

Joon-Hwa Rho* · Hyun-Sun Wang**

—〈Abstract〉—

This study analyzes whether the discretionary accruals is lower when firm's auditor was changed at the beginning of manager's tenure. In this study, we used 8,737 firm years from 1987 to 2003.

We found that discretionary accruals of listed firms were decreased when firm's auditor was changed at the beginning of manager's tenure. But We did not find any difference of discretionary accruals of unlisted firms. This findings suggested that the timing of auditor's change in the manager's tenure influences on the auditor's independence.

<Key words> Manager Changes, Auditor Changes, Auditor's Independence, Discretionary Accrual

* Professor , College of Business, Chungnam National University, Daejeon, Korea

** Department of Accounting, Chungnam National University, Daejeon, Korea