세무와회계저널
제13권 제3호 2012년 9월 pp.315~356
한국세무학회

계속감사기간과 감사품질에 관한 연구

최 관* · 박종일**

<요 약>

본 논문은 감사인의 계속감사기간이 감사품질에 어떠한 영향을 미치는가를 연구하였다. 감사인의 계속감사기간에 대한 입장은 두 가지로 나누어진다. 계속감사기간의 제한을 옹호하는 입장에서는 감사인을 교체하면 감사인이 피감사기업의 재무제표를 선입견 없이 처음 대할 수 있고 (fresh look), 교체된 감사인이 이전 감사인에 대하여 엄격한 피어리뷰 (peer review)를 할 수 있는 이점들을 들고 있다. 그리고 이전 감사인과 고객기업간의 밀착관계를 감소시킬 수 있어서 감사인의 독립성을 높일 수 있다고 주장한다. 반면, 계속감사기간의 제한을 반대하는 입장에서는 감사초기에는 피감사기업에 대한 지식이 없고, 현행 규정상 감사 파트너 교체제도가 있으며, 감사실패시에는 감사인의 소송비용이 매우 크고, 감사인은 스스로 자신의 명성을 유지하기 위해서 전문가적인 노력을 하기 때문에 계속감사기간의 제한은 감사품질의 향상에 도움이 되지 않는다고 주장한다.

본 연구는 계속감사기간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질의 대용치와의 관계에 대하여 기존 연구(Johnson et al. 2002 ; Myers et al. 2003 ; 임영덕 2006 등)보다 더 다양한 분석을 통해 감사인 임기와 감사품질간의 관계를 종합적으로 살펴보았다.

연구결과에 따르면 첫째, 전체표본의 결과에서 감사인의 계속감사기간과 재량적 발생액 간에 유의한 음(−)의 관계가 나타났다. 이러한 결과는 재량적 발생액이 양(+)인 표본과 음(−)인 표본으로 나누어 분석한 결과에서도 동일하게 나타났다. 또한 계속감사기간이 연속변수인 경우뿐만 아니라 감사인의 임기 7년을 고려한 더미변수의 결과에서도 유사한 결과가 관찰되었다. 둘째, 추가분석으로 표본을 Big 4와 non−Big 4 감사인으로 나누어 분석하면 Big 4 감사인의 경우만 두 변수간에 유의한 음(−)의 결과가 관찰되었다. 즉 앞서 계속감사기간이 길어질수록 감사품질의 향상을 가져온다는 검증결과는 non−Big 4 감사인 보다는 Big 4 감사인에 기인된 결과로 나타났다. 셋째, 일부 선행연구의 방법에 따라 재량적 발생액에 절대값을 취하여 분석하면 계속감사기간과 재량적 발생액 간에는 아무런 관련성이 관찰되지 않았다. 이는 감사인의 계속감사기간의 경우 재량적 발생액의 크기에는 별다른 영향을 미치지 않는다는 결과이다.

* 성균관대학교 경영학부 교수, kwanchoi@skku.edu, 02−760−0503, 제1저자
** 충북대학교 경영학부 부교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 043−261−3380, 교신저자

논문접수일 2011년 10월 1차수정일 2011년 12월 게재확정일 2012년 9월

본 연구는 계속감사기간과 감사품질 간의 관계를 살펴봄에 있어 다양한 조건적 상황에 따라 검증결과가 어떻게 다른가를 보여주었다는 점에서 관련연구에 추가적인 공헌점을 제공할 것으로 기대된다. 이와 더불어 본 연구의 검증결과는 실무계 및 규제기관에게도 계속감사기간과 관련된 논의(예로, 감사인 강제교체제도)에 유익한 정보와 정책적 시사점을 제공해 줄 것이다.

<주제어> 계속감사기간, 이익조정, 재량적 발생액, 감사품질, 감사인 유형, 감사인 강제교체제도

Ⅰ. 서 론

본 논문은 2006년부터 시행되었다가 2011년도에 폐지된 감사인의 강제교체제도의 실효성을 알아보기 위하여, 감사인의 계속감사기간이 감사품질에 어떠한 영향을 주는지를 연구하였다. 감사인 강제교체제도는 동일 감사인의 계속감사기간을 제한한 것으로서 계속감사기간이 길어지면 감사품질의 향상 보다는 독립성을 타협할 가능성이 높다고 보아 이를 방지하기 위해서 도입된 제도이었다.

우리나라는 그동안 대기업이 도산할 때 마다 회계부정 사건이 발생하여 회계정보의 신뢰성과 투명성 그리고 외부감사의 독립성에 대한 사항들이 사회적 관심사가 되었다. 이에 따라서 여러 가지 회계제도와 관련된 법규들이 개정 보완되었다. 이 중에서 2003년 외감법을 개정하여 유가증권상장기업과 코스닥상장기업들은 2006년 1월부터 동일 회계법인으로부터 7년 이상 감사를 받지 못하도록 강제적인 감사인 교체제도를 채택하였다.[1)2)] 이는 감사인의 독립성을 높이기 위하여 미국보다 더욱 엄격한 제도를 선택한 것이다. 그런데 2008년 7월에 금융위원회는 2011년부터 감사인 의무교체제도를 폐지하겠다는 내용의 외감법 개정을 다시 입법예고 하였다. 감사인 강제교체제도는 2006년 시행되어 5년이 경과했을 뿐이다. 금융위원회는 '규제를 완화'하고 '시장친화적인 법안'을 만들고자 함을 이번 개정법안의 취지로서 표명하였다. 그러나 이번 금융위원회의 의무교체제도 폐지 결정에 대해 참여연대 및 경제개혁연대에서는 감사인 강제교체제도

1) 감사인 강제교체제도와는 별도로 1997년 외감법을 개정하여 감사인 유지제도를 도입하였다. 기업은 연속하는 3개 사업연도의 감사인을 동일인으로 임명하여야 한다. 이는 감사인의 최소 임기를 3년으로 규정하는 것이다. 이 제도는 감사인의 선임과 해임이 매년 이루어지면 감사인의 독립성이 저해될 수 있음을 우려해서 규정된 것으로 볼 수 있다. 따라서 2006년부터는 동일 감사인과는 감사인 유지제도에 따른 두 번의 임명 이후에는 감사인을 교체하여야 한다. 그리고 감사인 교체제도나 감사인 유지제도와는 별개로 2001년부터 상장기업의 경우 감사파트너 순환제도가 적용되어 4년 이상 동일 파트너가 피감사기업을 감사하지 못하도록 되어 있다.

2) 계속감사기간을 제한하는 규정은 나라마다 차이가 있다. 예를 들어, 오스트레일리아, 이탈리아, 싱가포르는 강제적 감사인 교제정책을 채택하였고, 스페인, 터키, 캐나다는 이 정책을 폐지하였으며, 선진국들인 미국, 프랑스, 독일, 영국 등은 이를 채택하지 않고 있다.

를 시행하여 그 실효성을 확인해 보기도 전에 이를 폐기한다는 것은 조급한 결정이라고 금융위원회에 반대의견서를 제출하였다. 참여연대는 감사인과 피감사인간에 계속감사기간이 길어지면 경제적 유착관계가 생겨서 분식회계가 나타날 수 있다고 주장한다. 그런데 정책기관은 감사인 강제교체제도를 도입하고 2년이 지나 입장 표명을 번복하는 과정에서, 규정변경이 실무계에 큰 경제적 파급효과를 가져옴에도 불구하고 깊이 있는 연구를 하지 않은 것으로 알려져 있다. 이러한 측면에서 본 연구와 같이 감사인의 계속감사기간과 기업의 이익조정 측정치를 통해 살펴보는 감사품질과의 관계에 대해 자료분석을 이용한 실증적 연구는 해당 정책에 대한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 본다.

미국에서는 Enron, Worldcom 등 유수 대기업들의 회계부정(accounting fraud) 사건이 발생하자 외부감사의 신뢰성에 대한 문제점이 사회적 문제로까지 대두된 바 있다. 특히 2001년도에 발생된 Enron 사건의 경우를 들여다보면, 외부 회계법인인 Arthur Andersen이 동일 피감사기업에 대해 회계감사뿐만 아니라 비감사서비스를 동시에 수행하여 감사인의 독립성이 훼손되었다는 지적과 함께 20년 이상 계속해서 동일 감사인이 외부감사를 수행함으로써, 한 감사인이 오랜 기간 같은 회사를 감사할 경우 감사인의 독립성이 저해된다는 주장이 제기되었다. 이에 증권거래위원회(SEC)와 미국 의회, 그리고 이해관계자들은 동일 회계법인의 감사와 함께 병행되었던 비감사서비스의 제한과 강제적인 감사인 교체(mandatory auditor rotation)를 입법화할 것을 요청하였다. 이에 대하여 동일 감사인의 비감사서비스에 대한 사항은 미국의 기업회계개혁법으로서 제정된 사베인스－옥슬리 법안(Sarbanes－Oxley Act)에서 금지 및 엄격한 제한이 되었으나, 강제적 감사인 교체의 경우 GAO(Government Accountability Office)는 2003년 보고서에서 감사인의 독립성이 계속 문제가 될 경우에는 감사인 강제교체제도의 입법을 적극 고려하겠지만, 아직은 법적으로 규제하지 않겠다는 입장을 밝혔다. 이는 감사인이 교체된 감사초기에는 감사인이 피감사기업에 대한 정보가 충분하지 못하여 감사실패가 발생할 수 있고, 감사인 교체시에 회계법인간의 경쟁심화, 그리고 추가적인 계약비용 발생 등 여러 가지 요소를 고려한 결정이었다.

감사인의 계속감사기간에 대한 입장은 감사품질과 양(＋)의 관계가 있다는 견해와 음(－)의 관계가 있다는 서로 대립된 견해가 모두 존재한다. 전자는 감사인의 관점(auditor expertise hypothesis)에 기초하며, 후자는 규제기관적 관점(auditor entrenchment hypothesis)이다(Myers at al. 2003 ; Ghosh and Moon 2005 ; Davis et al. 2009 ; 임영덕 2006 등).

아직까지 감사인의 강제교체제도가 제도권 내로 도입되지 않은 미국의 경우 이러한 감사인의 계속감사기간과 감사품질 간의 관계에 대한 서로 상반된 찬반 논의가 40년 이상 꾸준히 지속되고 있어 많은 논의와 실증적 연구가 수행되었다(Myers et al. 2003). 연구자에 따라 차이는 있지만, 계속감사기간이 길어지면 감사품질이 훼손된다는 연구로는 Ryan et al.(2001), Geiger and Raghunandan(2002), Casterella et al.(2004), 그리고 Carcello and Nagy(2004) 등의 연구들이 있다. 이러한 연구들에 반하여, 계속감사기간이 길어지면 감사품질이 향상된다는 연구로는 Johnson

et al.(2002), Myers et al.(2003), Mansi et al.(2004), Ghosh and Moon(2005) 등이 있다. 재량적 발생액을 감사품질의 측정치로 사용한 Myers et al.(2003)의 연구도 해당 논문을 검토하면, 전반적으로는 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 피감사기업의 이익조정이 감소되어 감사품질의 향상을 주장하고 있으나, 각 측정방법에 따라 혼재된 증거(mixed evidences)가 나타나고 있다.[3] 국내의 경우도 임영덕(2006)은 Myers et al.(2003)과 유사한 방법으로 검증한 결과에서 논문 전반적으로는 계속감사기간과 재량적 발생액 간에 음(－)의 관련성을 제시하고 있어 감사인의 임기가 길어질수록 피감사기업의 이익조정이 감소되어 감사인의 감사품질이 향상됨을 주장하지만, 한편으로 검증결과에서 감사인의 계속감사기간과 이익조정으로 측정된 감사품질 간에는 비선형성이 존재함을 보고하고 있다.

그러나 미국과 달리 정작 2006년부터 감사인 강제교체를 실시하고 있는 우리나라에서는 아직 깊이 있고 다양한 연구방법에 따른 체계적인 실증적 연구들이 매우 부족한 실정이다. 따라서 본 연구는 전술한 바와 같이 국내에서 2006년부터 시행되고 2011년에 다시 폐지되었던 감사인의 강제교체제도의 실효성이 존재하는가를 알아보기 위하여 감사인의 계속감사기간과 감사품질 간의 관계에 대해 다양한 분석을 하였다.

본 연구는 이 분야에 대한 선행연구의 연구방법을 종합적으로 재검토하고, 선행연구에서 다루어지지 않았던 연구방법을 추가로 포함하여 분석함으로써 선행연구와 차별성을 가지고 있다. 또한 다양한 연구방법에 따라 검증된 결과는 학문적으로도 이 연구주제에 대한 추가적인(additional) 실증적 증거를 제시해 줄 것으로 기대된다.[4] 또한 규제기간관에게는 감사인의 계속감사기간과 이익조정 측정치로 파악된 감사품질 간의 관련성을 통해 유익한 정책적 시사점을 제공할 것으로 예상된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅰ장 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 감사인 임기와 관련된 선행연구들을 검토하고, 연구배경을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 연구모형을 설계하고, 연구모형에 이용될 변수의 정의 및 측정, 그리고 표본기업의 선정에 대하여 논의한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 결론과 한계점을 제시한다.

---

3) Myers et al.(2003)의 연구에서 재량적 발생액의 크기(절대값을 취함)로 측정한 결과와 방향성(sign)을 고려한 재량적 발생액이 양(＋)인 소표본(subsample)의 결과에서는 감사인의 계속감사기간과 이익조정의 측정치 간에는 유의한 음(－)의 관계를 보고한 반면, 재량적 발생액 자체(raw)로 측정한 결과와 재량적 발생액이 음(－)인 소표본의 결과에서는 계속감사기간과 이익조정 간에 유의한 양(＋)의 관계를 제시하고 있어 혼재된 결과가 있음을 설명하고 있다.

4) 본 연구에서 계속감사기간과 감사품질간의 관계를 규명하는데 있어 살펴보는 다양한 분석방법에 관한 사항은 Ⅲ. 연구설계와 표본선정 중 3. 연구방법상 절차 부분에서 구체적으로 후술한다.

Ⅱ. 선행연구 검토와 연구배경

1. 선행연구의 검토

계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 향상되는가를 연구하는 것은 감사인 강제교체가 필요한 규제인가를 밝히는 연구이다. 만약 감사인의 계속감사기간이 증가함에 따라서 감사품질이 향상된다면 감사인 교체로 인한 효익이 비용보다 더 클 수 있어서 강제적 감사인 교체의 필요성이 낮을 것이고, 계속감사기간이 길어질수록 감사인의 독립성이 훼손되어 감사품질이 낮아진다면 감사인 교체가 필요할 것이다.

감사인 교체가 바람직하다는 견해로, 일찍이 Mautz and Sharaf(1961)는 계속감사기간이 길어질수록 피감사기업에 대한 감사인의 독립성이 훼손되어 객관적인 판단이 어려울 수 있으므로 오랜 기간 동안 양자의 관계는 바람직하지 않다고 지적했다. 그리고 감사시장에서 Big 8의 독과점을 강하게 비판한 Metcalf Committee 보고서(U.S. Senates 1976)에서는 강제적인 감사인 교체가 감사인의 독립성을 크게 향상시킬 수 있다고 밝혔다. 비교적 최근에는 Enron의 회계부정 사건에서 Arthur Andersen이 20년 이상 Enron을 감사한 것이 드러나자 많은 이해관계자들이 동일 감사인의 오랜 계속감사기간에 의구심을 나타내었다. Dopuch et al.(2001)은 감사인 교체는 잘못된 감사의견이 표명되는 것을 방지할 수 있는 장치가 될 수 있다고 지적하였고, Ryan et al.(2001)은 계속감사기간이 길어질수록 감사인의 독립성이 낮아져서 경영자가 원하는 단기적 이익을 높이는 대체적 회계처리방법을 용인할 가능성이 커지고, 대손충당금이나 퇴직급여와 같이 회계추정이 필요할 경우 피감사기업의 회계처리 결정에 그대로 따르게 된다고 주장하였다. 이와 같이, 만약 계속감사기간이 길어져서 감사인과 피감사인간에 밀착관계가 형성되고 감사인의 독립성이 훼손된다면 감사인은 피감사기업의 적극적인 이익조정을 반대하기 어렵고 GAAP 내에서의 회계선택이라도 경영자의 의도적인 회계선택을 방지하기 어려워질 것이다. 이러한 결과 감사서비스의 품질이 훼손될 것이고, 극단적인 경우에는 피감사기업의 회계부정을 발견하지 못하거나 묵과하게 될 수도 있다.

이에 반하여, 감사인의 강제적 교체를 반대하는 입장에서는, 강제적 감사인 교체는 불필요한 계약비용을 발생시킬 뿐만 아니라 감사인이 빈번하게 교체되어 감사위험이 증가된다고 주장한다. 감사초기에는 감사인이 피감사인의 업무내용이나 환경을 충분하게 이해하기 어려워 감사실패가 발생할 가능성이 커질 수 있기 때문이다. Geiger and Raghumandan(2002)과 Carcello and Nagy(2004)는 감사초기에는 도산이 임박한 피감사기업에 대하여 계속성 한정의견을 표명하지 못했거나 SEC의 감리에 지적되는 감사실패의 경우가 많아짐을 보고하였다. 그리고 다수의 학술적 연구들은 계속감사기간이 증가할수록 감사인이 피감사기업을 보다 잘 이해하게 되어 높은 품질의 감사서비스를 제공할 수 있다고 주장하고 있다. 예를 들어, Johnson et al.(2002)은 계속

감사기간이 긴 기업의 경우 이익조정의 측정치인 재량적 발생액이 낮아진다는 결과를 통해 중요한 오류나 분식을 발견할 확률을 높일 수 있다고 주장하였다. Myers et al.(2003)은 계속감사기간이 길어질수록 재량적 발생액이 낮아져서 감사보고서에 높은 이익의 질을 보고할 수 있음을 나타내었다. Davis et al.(2009)은 재무분석가의 이익예측치에 부합하기 위하여 이익조정을 하는 제한적인 상황에서도, 계속감사기간이 증가할수록 이익조정이 감소하는 결과를 발견하였다. 하지만 감사인의 임기가 초기인 2~3년인 경우와 13년 이상인 장기의 경우에는 이익조정이 증가하여 계속감사기간과 이익조정 간에는 비선형 관계를 나타남을 보고하였다. 권수영 등(2008)은 계속감사기간과 감사품질 간의 관계에 대한 연구에서 재량적 발생액 외에 감사인의 산업전문성 변수를 추가하여 분석한 결과에서 계속감사기간이 길수록, 산업전문성이 있을수록 재량적 발생액이 감소된다는 결과를 보고하였다. 선행연구들과 다르게 Gunny et al.(2007)은 이익조정 대신에 PCAOB의 조사보고서를 이용하여 감사의 질을 측정하였다. PCAOB 보고서에는 감사인이 충분하고 적정한 감사절차를 수행하지 않았거나 피감사기업이 GAAP를 위반한 사실을 발견하지 못한 경우에 감사결함(audit deficiency) 사실을 보고하고 있다. 연구결과에 따르면 계속감사기간이 길수록 감사결함이 낮아졌다.

최근에는 자본시장에서 투자자의 관점으로 감사인의 계속감사기간을 연구하였다. Mansi et al.(2004)은 계속감사기간이 증가할수록 부채차입이자율이 선형(linear fashion)으로 감소함을 발견하였다. 이상철 등(2011)은 계속감사기간과 회사채 신용등급으로 측정된 부채조달비용간에 음(−)의 관계가 있음을 보고하였다. Ghosh and Moon(2005)는 계속감사기간이 길어질수록 ERC(earnings response coefficients)의 크기가 증가함을 나타내고 투자자들이 계속감사기간의 증가를 호의적인 정보로 받아들이고 있음을 보였다. 최 관 등(2010)은 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 자본시장의 참여자인 투자자, 재무분석가 및 신용평가기관이 피감사기업의 이익의 질에 대해 보다 호의적인 반응을 보인다는 결과를 제시하였다. Boone et al.(2008)은 계속감사기간의 초기에는 무위험이자율을 초과하는 자본비용인 사전 자본위험프리미엄(ex ante equity risk premium)이 감소하지만 계속감사기간이 상당히 길어지면 오히려 자본비용이 증가하여 감사품질이 나빠짐을 보였다. 박재환 등(2008)은 감사인 강제교체제도가 감사보수에 미치는 영향을 분석한 결과에서 감사인이 교체된 일반교체기업과 비교해서 강제교체기업의 감사보수가 현저히 낮은 감사보수증가율이 나타남을 보고하였다.

우리나라에서는 임영덕(2006)이 재량적 발생액을 이용하여 계속감사기간과 감사품질의 관계를 연구하였다. 유가증권상장기업을 대상으로 한 연구결과, 선행연구인 Johnson et al.(2002) 및 Myers et al.(2003)와 같이 계속감사기간과 재량적 발생액이 유의한 음(−)의 상관관계를 갖는 것을 발견하였다. 그리고 계속감사기간이 2년 이하이거나 6년 이상인 경우에는 이러한 상관관계가 약해져서 계속감사기간과 감사품질 간에는 비선형 관계가 있다고 보고하였다.[5] 이 연구에

5) 그러나 임영덕(2006)의 연구에서 보고된 결과에 따르면, 계속감사기간의 구간별로 감사품질의 향상과

앞서 임영덕(2005)은 연구대상기업을 투자등급과 투기등급으로 구분하여 분석한 결과 투자등급에서는 계속감사기간이 길어지면 재량적 발생액이 유의하게 감소하나 투기등급에서는 그러한 현상을 발견하지 못했다. 이 연구는 감사인과 피감사기업간의 정보비대칭이 상대적으로 작은 투자등급은 계속감사기간이 길어지면서 감사품질을 향상시킬 수 있지만, 정보비대칭이 큰 투기등급에서는 계속감사기간의 지속만으로 감사품질을 높일 수 없는 것으로 해석하였다.

2. 연구배경

우리나라는 감사인의 독립성을 유지시켜 감사품질을 향상시키고자 감사인의 계속감사기간과 관련한 몇 가지 제도를 도입하였다. 먼저 정부는 1996년 12월말 증권거래법의 개정을 통해 상장법인의 감사인에 대한 감사계약기간을 최소 3년간 유지할 수 있도록 감사인 유지제도를 도입하였다. 또한 정부는 2003년도에 외감법의 개정을 통해 유가증권상장 및 코스닥상장기업에 대해 동일 감사인이 특정 기업에 대해 최대 6년 이상 감사업무를 제공할 수 없도록 제한하는 감사인 강제교체제도를 도입하였다. 이외에도 감사인 유지제도나 감사인 강제교체제도와는 별개로 2001년부터 상장기업의 경우 감사파트너 순환제도가 적용되어 4년 이상 동일 파트너가 피감사기업을 감사하지 못하도록 하는 법 개정이 이루어졌다.

이 중에서 본 연구의 관심주제인 감사인 강제교체제도와 관련해서는 이미 미국의 경우는 40년 이상 이 제도의 유효성 여부에 관한 논의가 진행되어 오고 있다. 주된 논점은 감사인의 계속감사기간이 증가할수록 감사인의 독립성에 따라 감사품질이 향상되는지 혹은 훼손되는지에 초점이 있다. 특히 미국은 대형의 회계부정사건 이후에 SOX 법안이 입안되는 과정에서 감사인의 강제교체제도를 논하였으나, 이를 시행하지는 않았다. 그에 반해 이러한 국제적 흐름에 부합하여 우리나라는 회계제도개혁과정에서 주권상장법인과 코스닥상장법인으로 하여금 6년을 주기로 감사인을 교체하도록 의무화 하였다. 감사인 강제교체를 도입한 이유는 전 세계적으로 감사인의 임기를 제한할 것을 고려하던 당시의 국제적 분위기를 고려한 것으로 보인다(노준화 2009).[6)]

감사인 강제교체제도의 적용시기는 2006년 1월 1일 이후 최초로 개시하는 사업연도부터 적용하였으나 금융감독원은 외감법 개정을 통해 2011년부터 감사인 강제교체제도를 다시 폐지함을

훼손이 나타남을 보고한 것이 아니라, 구간별로 감사품질의 향상과 향상이 나타남을 보고하고 있어 엄밀한 의미에서 볼 때는 비선형을 의미하는 것은 아니라 계속감사기간과 재량적 발생액으로 추정된 감사품질 간에 선형관계를 의미하는 것이다.

6) 다만, 감사인 강제교체제도와 관련해 당시 외감법(법률 제6991호, 2003년 12월 11일) 개정문 및 개정이유로서 밝힌 사항으로는 회계법인을 주기적으로 교체하도록 의무화 한 것은 기업회계 및 경영의 투명성을 높여 투자자를 보호하고 우리 기업 및 시장에 대한 국내외 신뢰를 높이기 위한 것이었다(노준화 2009).

공표하였다. 금융위원회은 감사인 강제교체제도를 다시 폐지하는 이유로 '시장에서의 규제를 완화'하고 '시장친화적인 법안'을 만들고자 한다고 밝혀 이를 이번 개정안의 취지로 표명했다. 따라서 감사인 강제교체제도는 실제로는 2006년부터 2008년까지 3년간 한시적으로 시행되었다.

앞서 선행연구 검토에서 논의 하였듯이 계속감사기간과 감사품질간의 관계는 크게 두 가지 관점으로 구분된다. 하나는 계속감사기간의 제한을 옹호하는 입장이고 다른 하나는 감사인 교체를 반대하는 입장이다. 전자는 감사인의 계속감사기간과 감사품질 간에는 양(+)의 관계가 있다는 주장이고, 후자는 감사인의 계속감사기간과 감사품질 간에는 음(−)의 관계가 있다는 주장에 기초한다. 전자의 견해는 감사인을 교체하면 감사인이 피감사기업의 재무제표를 선입견 없이 처음 대할 수 있고 (fresh look), 교체된 감사인이 이전 감사인에 대하여 엄격한 피어리뷰 (peer review)를 할 수 있는 이점들을 들고 있다. 반면, 후자의 견해는 현행 규정상 파트너 교체제도가 있고, 감사실패시에는 감사인의 소송비용이 매우 크고, 감사인은 스스로 자신의 명성을 유지하기 위해서 전문가적인 노력을 할 뿐만 아니라, 빈번한 감사인 교체시에는 감사초기에 감사인이 피감사기업에 대한 지식이 없어서 감사실패가 발생할 가능성이 높기 때문에 강제적 감사인 교체제도가 감사품질의 향상에 도움이 되지 않는다고 주장한다.

계속감사기간과 감사품질의 관계에 대한 연구에서 가장 큰 한계점은 감사품질이 관찰할 수 없는(unobservable) 변수이어서 그 측정이 용이하지 않다는 것이다.[7] 몇 연구에서는 감리지적 여부나 계속성 한정의견 등과 같은 감사실패의 경우를 변수로 만들어 감사품질의 측정치로 사용하고 있다. 그러나 GAAP 위반이나 중요한 감사절차의 결함, 계속성 제한 등은 자주 발생하지 않는 예외적인 경우이거나 극단적인 사건들이다. 이러한 측정치는 일반적인 기업들에 보편적으로 적용하기 어렵다. 그리고 감사품질이 저해될 때는 특정 시점에 한꺼번에, 사건이 발생하듯이, 나타나는 것이 아니고 상당한 기간에 걸쳐서 차츰 점진적으로 발생하므로 이러한 감사실패를 감사품질의 측정치로 사용하기에는 무리가 있다.

한편, 발생액을 감사품질의 측정치로 사용하는 것은 연구설계에 상당한 이점이 있다. 발생액은 모든 기업들에 대해서 일반적으로 측정가능하기 때문이다. 여러 선행연구들은 이미 직접 간접적으로 감사품질과 발생액간의 관계를 연구하였다. 예를 들어, 감사인 소송, 비적정 감사의견, 감사실패, 감사인 변경 등이 발생액과 양(+)의 관계가 있음이 연구되었고(Heniger 2001 ; Bartov et al. 2000 ; Geiger and Raghunandan 2002 ; DeFond and Subramanyam 1998), 보수적인 회계처리일수록 발생액이 낮으며 이는 우수한 감사품질을 나타내는 것으로 인정되고 있다(Becket et al. 1998 ; Francis et al. 1999 ; Francis and Krishnan 1999).

이상의 결과를 종합하면, 미국의 경우 감사인의 계속감사기간과 감사품질 간의 관계를 규명하

---

7) 이러한 점에서 감사인의 사실상 독립성 보다는 외관상 독립성 또는 경제적 독립성을 강조하여 규제기관은 이를 바탕으로 감사인의 독립성을 증진시키지 위한 제도적 안전장치를 마련하는 경향이 있다. 본 연구에서 다루고 있는 감사인의 강제교체제도도 이러한 점으로 볼 때 예외가 아니다.

고자 여러 많은 연구들이 수행되었으나, 서로 상반된 증거들이 존재한다. 한편, 국내의 경우는 임영덕(2006)의 연구 외에는 이 분야에 대한 연구가 아직 거의 없는 실정이다. 따라서 본 논문은 감사인의 강제적 교체제도의 유효성이 있는지 여부를 계속감사기간과 감사품질 간의 관계를 통해 규명하였다. 본 연구에서는 임영덕(2006)의 연구보다 다양한 측정방법을 이용하여 해당 연구주제에 대하여 계속감사기간과 이익조정간의 검증결과에 대한 일반화를 꾀하고 관련연구(related research)에 추가적인 공헌을 하고자 한다.

Ⅲ. 연구설계와 표본선정

1. 연구모형의 설정

본 연구는 감사인의 계속감사기간에 따라 피감사기업의 이익조정에 미치는 효과가 다른지를 분석하였다. 특히 본 연구는 다양한 측정방법을 이용해서 앞서 두 가지 상이한 견해에 관한 내용을 규명하기 위하여 감사인 임기와 재량적 발생액(성과조정 재량적 발생액)으로 측정된 감사품질 간의 관계를 체계적으로 살펴보았다. 이를 위해서 다음의 식(1) 및 식(2)의 모형식을 설정하여 분석한다.

$$DA(or\ DA^{ROA}) = a_0 + b_1\boldsymbol{TENURE} + b_2BIG4 + b_3SIZE + b_4LEVE + b_5CFO + b_6LOSS + b_7GRW + b_8ISSUE + b_9lagTA + b_{10}AGE + b_{11}OWNER + \sum IND + \sum YD + e \quad (1)$$

$$DA(or\ DA^{ROA}) = a_0 + b_1\boldsymbol{TENURE(7)} + b_2BIG4 + b_3SIZE + b_4LEVE + b_5CFO + b_6LOSS + b_7GRW + b_8ISSUE + b_9lagTA + b_{10}AGE + b_{11}OWNER + \sum IND + \sum YD + e \quad (2)$$

여기서, 종속변수

DA = t년도 재량적 발생액(수정된 Jones 모형, Dechow et al. 1995)

DA^{ROA} = t년도 ROA 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

관심변수(test variables)

TENURE =t년도 감사인의 임기(계속감사기간)

TENURE(7) =t년도 감사인의 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0

***TENURE(7)*$^{-2}$** =t년도 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0, 단, 감사기간 중 1~2년은 제외

통제변수

BIG4 = t년도 감사인이 Big4 제휴법인이면 1, 국내법인이면 0
SIZE = t년도 기업규모(기초총자산의 자연로그 값)
LEVE = t년도 부채비율(=총부채/총자산)
CFO = t년도 영업활동으로 인한 현금흐름, 기초총자산으로 표준화
LOSS = t년도 과거 3년 이내에 손실발생기업이면 1, 아니면 0
GRW = t년도 총자산의 성장률[=(총자산$_t$−총자산$_{t-1}$)/총자산$_{t-1}$]
ISSUE = t년도 증자여부(=전기 대비 자본금의 변동이 10% 이상 증가한 기업이면 1, 아니면 0)
lagTA = t년도 전기 총발생액[=(당기순이익$_{t-1}$−영업활동으로 인한 현금흐름$_{t-1}$)/총자산$_{t-2}$]
AGE = t년도 회사설립일 이후의 존속 연수
OWNER = t년도 대주주1인 지분율(특수관계자 포함)
ΣIND = 산업별 더미변수
ΣYD = 연도별 더미변수
ε = 잔차항

편의상 아래첨자는 생략함

식(1)과 식(2)에서 종속변수는 재량적 발생액이며, 본 연구에서는 두 가지 이익조정 측정치를 추정하여 이용하였다. 하나는 재량적 발생액(discretionary accruals ; 이하 DA)이고, 다른 하나는 성과대응 재량적 발생액(performance−matched discretionary accruals ; 이하 DA^{ROA})이다. Kothari et al.(2005), Kasznik(1999) 및 Dechow et al.(1995)의 연구에서는 Jones 모형(Jones 1991) 및 수정된 Jones 모형(Dechow et al. 1995)으로 추정된 DA는 기업성과(firm performance)와 밀접한 관련성이 있음을 보고한 바 있다. 즉 이들 연구는 공통적으로 재량적 발생액의 측정치는 기업성과와 체계적인 관계를 가지고 있으므로 이를 적절히 통제하는 것이 필요함을 지적하였다. 따라서 본 연구는 검증결과의 일반화 가능성과 선행연구의 각 측정방법에 따른 검증결과상에 비교목적상 두 가지 재량적 발생액(DA, DA^{ROA}) 측정치를 모두 이용하여 분석하며, 검증결과에서 상이하거나 유의수준에 차이가 있을 경우에는 DA 보다는 DA^{ROA}를 기준으로 나타난 검증결과를 중심으로 판단하고자 한다.[8] 본 연구는 감사인의 계속감사기간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질간의 관계를 종합적으로 재검토해 보는 연구에 해당될 수 있으므로, 이 분야의 선행연구와 마찬가지로 재량적 발생액을 감사품질(audit quality)의 측정치로 선정하였다(Johnson et al. 2002 ; Myers et al. 2003 ; 임영덕 2006 등).

식(1)과 식(2)에서 관심변수(test variables)는 각각 TENURE와 TENURE(7) 변수이다. 식(1)의 TENURE는 감사인의 계속감사기간을 나타내는 변수로서 연속변수(continuous variable)로 측정하였고, 식(2)의 TENURE(7)은 감사인의 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0인 이산변수

8) DA 및 DA^{ROA}의 구체적인 측정방법은 후술한다.

(discrete variable)인 더미변수(dummy variable)로 측정되었다. 외국과 달리 국내의 경우는 감사인 강제교체제도가 도입된 시기가 있기에 최 관 등(2010)의 측정방법에 따라 TENURE(7) 변수를 모형식에 고려한 것이다.[9] 또한 본 연구는 TENURE(7) 변수 외에도 감사인의 계속감사기간의 효과를 알아보는데 있어 더 보수적인 측정치로서 $TENURE(7)^{-2}$ 변수를 이용하였다. 이 변수는 감사인이 해당기업의 감사를 수행할 때 초도감사시에는 경험과 지식의 축적이 많지 않기 때문에 초도감사 효과를 제거한 후 분석할 목적에서 앞서 TENURE(7) 변수에서 초도감사기간 2년간을 제외한 후 계속감사기간을 측정한 변수이다(Myers et al. 2003). 따라서 $TENURE(7)^{-2}$ 측정치는 TENURE(7) 보다 더 보수적인 검증결과를 제공할 수 있다.

식(1)과 식(2)에서 감사인이 고객기업에 대한 계속감사기간이 길어질수록 또는 계속감사기간이 7년 이상인 경우 그렇지 않은 경우에 비해 해당 고객기업의 재량적 발생액이 증가한다면 감사인의 독립성은 훼손되어 감사품질은 낮을 것이므로 회귀계수 b_1은 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예상될 수 있다($b_1 > 0$). 이러한 결과가 분석상에서 관찰된다면 앞서 논의된 규제기관적 관점(auditor entrenchment hypothesis)이 지지됨을 의미한다. 반면 식(1)과 식(2)에서 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 또는 계속감사기간이 7년 이상인 경우 그렇지 않은 경우에 비해 기업의 재량적 발생액이 감소된다면 감사인은 회계감사시에 독립성을 유지하여 감사업무를 수행한 것이므로 계속감사기간이 증가됨에 따라 감사품질의 향상을 가져온다는 결과로서 회귀계수 b_2는 유의한 음(−)의 값을 가질 것이다($b_2 < 0$). 이 경우는 감사인 관점(auditor expertise hypothesis)이 지지됨을 의미한다.

본 연구에서 통제변수의 선정은 선행연구에 기초하여 재량적 발생액에 영향이 미칠 수 있는 변수들을 모형식에 포함하였다(Myers et al. 2003 ; 박종일과 곽수근 2007 ; 임영덕 2006 ; 박종일 2003 등). 통제변수로는 감사인 유형(BIG4), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEVE), 영업현금흐름(CFO), 손실발생여부(LOSS), 총자산의 성장률(GRW), 자본증자여부(ISSUE), 전기 총발생액(lagTA), 회사 설립연수(AGE), 대주주 지분율(OWNER) 및 산업더미(ΣIND)와 연도별더미(ΣYD) 변수 등이다. 모형식에 고려된 통제변수와 재량적 발생액간의 관계를 살펴보면 다음과 같다.

우선 BIG4는 감사인이 Big 4 제휴법인이면 1이고, 그렇지 않은 감사인이면 0인 더미변수로 측정하였다.[10] Becker et al.(1998)은 non−Big 4 감사인보다 Big 4 감사인의 감사품질이 더 높

9) 현행 2006년 1월부터 동일 감사인이 7년 이상 감사를 수행하지 못하도록 한 감사인 강제교체제도의 정책적 특성을 분석상에 고려하기 위한 변수이다. 즉 2003년 외감법을 개정하고 2006년부터 시행된 감사인 강제교체제도의 경우 동일 감사인이 피감사기업에 대하여 계속감사기간을 최고 6년으로 제한하고 있으며, 이는 규제기관의 관점에서 감사인의 계속감사기간이 길어지면 감사품질의 향상 보다는 독립성을 타협할 가능성이 높다고 본 사항이므로, 과연 7년 이후에 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 이전과 비교하여 훼손되는지를 파악하기 위해 고려된 변수가 TENURE(7)인 더미변수이다. 본 연구는 이를 관심변수의 하나로 선정하였다.

10) 미국의 회계법인 중 가장 규모가 큰 4개의 대형 회계법인을 Big 4라 한다. 본 연구는 이들 회계법인과 업무제휴관계에 있는 국내 회계법인을 Big 4로 지칭하며, 그렇지 않은 회계법인을 non−Big 4로 칭한

다는 결과를 재량적 발생액을 이용하여 제시한 바 있다. 그러나 국내의 경우는 대체로 Big 4여부로 측정한 감사인 유형별로 재량적 발생액에 유의한 차이가 관찰되지 않는 경우가 많거나(최정호 2005), 연구에 따라 유의한 차이를 보고하더라도 통계적인 유의수준은 그다지 높지 않은 것으로 나타나고 있다(나종길과 최 관 2003 ; 심한택 2005 등).

선행연구에 따르면, SIZE는 여러 다양한 생략된 변수들(correlated omitted variables)의 대용치로 모형식에 고려되고 있으며, 다수의 선행연구들에서 재량적 발생액과 유의한 관련성이 있음을 보고한 바 있다(Becker et al. 1998 ; Myers et al. 2003 ; Ashbaugh et al. 2003 등). SIZE는 선행연구들과 같이 기초총자산에 자연로그를 취하여 측정하였다. LEVE는 선행연구결과에 따라 부채비율이 기업의 이익조정에 영향을 줄 것으로 예상되어 통제변수로 선정한다(Myers et al. 2003 ; DeFond and Jiambalvo 1994 ; 곽수근과 박종일 2007 ; 임영덕 2006 등). DeFond and Jiambalvo (1994)은 부채비율이 높을수록 기업은 재량적 발생액을 이용하여 이익을 상향조정할 유인이 있음을 보고한 바 있으나, 최근 연구들에서는 부채비율과 재량적 발생액간에 유의한 음(－)의 관계를 나타남을 보고한 연구들이 다수 존재한다(Becker et al. 1998 ; Ashbough et al. 2003 ; 박종일과 최 관 2009 ; 박종일 2003 등). LEVE는 총부채를 총자산으로 나누어 측정하였다. 기업성과는 재량적 발생액과 체계적인 관계가 있음을 보고한 연구들이 다수 존재한다(Kothari et al. 2005 ; Kasznik 1999 ; Dechow et al. 1995). 특히 영업현금흐름(CFO)은 Myers et al.(2003), Dechow et al.(1995), DeFond and Subramanyam(1998) 등의 다수의 연구들에서 재량적 발생액과 유의한 음(－)의 관련성이 있음을 보고하였다. 또한 LOSS는 과거 3년 이내에 적어도 1회 이상 손실이 발생한 기업이면 1을, 그렇지 않으면 0인 더미변수로 측정하였다. 손실발행기업과 이익발생기업간의 이익조정 유인에 차이가 있을 수 있으므로, 본 연구는 손실발생여부 변수를 추가로 통제하였다(Kasznik 1999).

총자산의 성장률(GRW)은 재량적 발생액을 이용하여 분석한 연구들에서 성장성이 높은 기업일수록 경영자의 이익조정행위가 더 증가된다는 결과를 보고한 바 있어 모형식에 포함하였다(Myers et al. 2003 ; 윤순석 2001 등). 또한 증자여부(ISSUE)는 전연도 대비 자본금변동이 10% 이상 증가하면 1이고, 그렇지 않은 경우를 0으로 측정한 더미변수이다. Teoh et al.(1998) 및 최관과 백원선(1999)의 연구는 유상증자기업은 투자자들에게 기업의 미래 전망을 낙관적으로 보이기 위하여 이익을 상향조정한다는 결과를 제시한 바 있어, 이를 통제변수로 고려하였다.

lagTA는 전기 총발생액이며, 이 변수는 이익조정의 반전(reversal) 현상을 통제할 목적에서 모형식에 고려하였다(Ashbaugh et al. 2003 ; Becker et al. 1998 등). AGE는 기업의 영업주기의 변화를 통제할 목적에서 통제변수로 선정하였다(Myers et al. 2003 ; 임영덕 2006 등). OWNER는

다. 현재 Big 4는 삼일, 삼정, 안건 및 영화 회계법인이나 본 연구가 1999년부터 자료분석을 수행하고 있으므로, 해당연도의 대형 감사인이 Big 6나 Big 5인 경우도 존재한다. 이 경우 본 연구는 해당연도의 시점상 고려를 위하여 대형 감사인에 속했던 6개나 5개의 회계법인이 감사한 고객일 경우에도 BIG4 변수값에 1의 값을 갖도록 고려하였다.

지배구조에 큰 영향을 미칠 수 있는 변수로서 박종일(2003)은 최대주주 지분율이 높을수록 기업의 이익조정이 더 증가된다는 결과를 보고한 바 있다. 한편, 산업별로 이익조정의 차이와 경제적 변동이 기업의 이익조정에 미치는 영향을 통제할 목적에서 산업더미(ΣIND)와 연도더미(ΣYD) 변수는 모형식에 추가로 고려하였다. 변수의 구체적인 정의와 측정은 식(2)의 하단과 같다.

2. 재량적 발생액 추정모형

본 연구는 감사인의 임기와 이익조정 간의 관계를 검증하는데 있어 선행연구와 같이 감사품질(audit quality)의 대용치로서 재량적 발생액을 이용하였다(Myers et al. 2003 ; 임영덕 2006 등). 재량적 발생액을 통한 이익조정은 기업의 이익조정 정도와 오류 가능성의 정도를 나타내는 것으로 알려져 왔으며, 재량적 발생액은 회계처리의 변경보다 쉽게 자본시장에 노출되지 않거나 관찰이 되지 않는 속성 때문에 경영자는 발생액을 통한 이익조정을 선호해 왔다(Francis et al. 2004, 2005). Francis et al.(2005)은 재량적 발생액을 정보위험(information risk)의 대용치로 평가하고 있으며, 최근 연구들에서는 이익의 질(earnings quality)의 대용치로도 이용되고 있다(Dechow et al. 2010). 즉 재량적 발생액이 클수록 작은 경우와 비교할 때 기업의 미래 현금흐름에 대한 예측이 어려워 질 수 있고, 진실된 기업성과에서 벗어날 가능성이 높기 때문에 투자자 및 채권자들이 미래 수익성에 대한 예상이 수월하기 않아 이익의 질이 낮다고 평가될 수 있다.

앞서 설명된 바 있듯이 본 연구는 검증결과의 일반화 가능성을 높이고자 재량적 발생액뿐만 아니라 ROA 성과조정 재량적 발생액을 모두 이용하여 분석한다. 이익조정과 관련연구들에서는 재량적 발생액을 대부분 Jones(1991)의 모형식에 매출채권의 변화가 고려된 수정 Jones모형(Dechow et al. 1995)을 이용하여 추정하고 있으며, 본 연구도 이 방법에 따라 다음의 식(3)을 이용하여 DA를 추정한다. 구체적으로 식(3)에서 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위하여 모든 변수들에 대해 기초총자산으로 표준화시킨 후, 산업별－연도별 횡단면 분석을 통하여 DA를 추정하였다. DA은 식(3)으로부터 추정된 잔차항(ε) 값이며, 이 잔차항은 특정 기업의 회계발생액이 연도－산업 전체의 평균적인 발생액에서 어느 정도 편차를 가지는가를 나타낸다.

$$TA_{jt}/A_{jt-1} = \alpha_0(1/A_{jt-1}) + \alpha_1[(\triangle REV_{jt} - \triangle REC_{jt})/A_{jt-1}] + \alpha_2(PPE_{jt}/A_{jt-1}) + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

여기서, TA_{jt} : t년도 총발생액(＝당기순이익$_t$－영업현금흐름$_t$)
$\triangle REV_{jt}$: t년도 매출액의 변화(＝매출액$_t$－매출액$_{t-1}$)
$\triangle REC_{jt}$: t년도 매출채권의 변화(＝매출채권$_t$－매출채권$_{t-1}$)
PPE_{jt} : t년도 유형자산(토지, 건설중인 자산 제외)
A_{jt-1} : t－1년도 총자산
ε_{jt} : 잔차항

앞서 식(3)에서 추정되어 얻어진 잔차항(재량적 발생액)을 이용하여 본 연구는 다시 Kothari et al.(2005)의 연구방법에 따라서 총자산이익률(ROA)을 통제한 성과대응 재량적 발생액(이하 DA^{ROA})을 다시 계산한 후 식(1)과 식(2)의 모형식에 적용하여 분석하였다.[11]

3. 연구방법상 절차

본 연구는 감사인의 계속감사기간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질간의 관계를 알아보기 위하여 연구방법으로 다음과 같은 사항들에 초점을 두고 분석이 수행되었다. 계속감사기간과 이익조정 측정치간의 관계와 관련하여 국내외 연구들에서 가장 중요한 연구결과로 평가되고 있는 Myers et al.(2003)과 임영덕(2006)의 선행연구와 같이 재량적 발생액으로 측정된 감사품질과 계속감사기간 간의 관계를 분석한다. 이러한 분석은 기업의 실제 이익조정과 사실상(actual) 감사인의 독립성간의 관계를 직접 검증한다는 측면에서 자본시장에서 인식된(perceptual) 외관상 감사인의 독립성을 알아보는 간접적인 방법과 차이가 있다(Mansi et al. 2004 ; Davis et al. 2009). 이를 검증하기 위하여 본 연구는 이 분야의 관련연구인 Myers et al.(2003)과 임영덕(2006)의 분석방법뿐만 아니라 다른 기존 연구들에서 사용된 방법 및 선행연구들에서 다루어지지 않았던 사항들을 포함함으로써 추가분석(additional analysis)을 수행하여 감사인의 계속감사기간과 감사품질간의 관계를 보다 종합적으로 분석하고 이들 두 변수간의 관계를 규명하고자 한다. 이러한 맥락에서 본 연구는 계속감사기간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질간의 관계에 관한 재검토 연구(review research)라고 할 수 있다. 감사인의 임기와 관련한 연구는 국내외로 꾸준히 연구가 진행되고 있는 상황에서 가장 기본적인 주제에 대하여 연구자마다 연구 방법론상에 차이가 있으므로, 이를 다양한 접근방법에 따라 살펴보는 작업은 후속연구들에게도 시사하는 바가 클 수 있다. 이를 위하여 본 연구는 다음과 같은 사항들을 분석하였다.

첫째, 본 연구는 선행연구와 같이 전체표본을 이용하여 분석한 경우뿐만 아니라 최 관 등(2010)의 표본선정 방법에 따라 감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 표본만을 이용한 경우를 함께 분석하여 검증결과를 비교・분석하여 살펴보고자 한다. 전자의 전체표본을 이용한 방법은 선행연구인 임영덕(2006)의 연구에서 이용된 방법이고, 후자인 일정 기간동안 계속감사를 수행한 표본만을 이용한 방법은 최 관 등(2010)뿐 아니라 Myers et al.(2003) 및 Davis et al.(2009)의 연구들에서 사용된 방법이다. 국내의 경우는 외국과 달리 2006년부터 감사인 의무교체제도가

11) 구체적인 성과대응 재량적 발생액에 대한 측정절차를 설명하면 다음과 같다. 산업별－연도별 횡단면 자료를 이용하여 식(3)의 회귀식을 통해 DA(ε)을 계산한 후, 연도별로 다시 ROA 기준에 따라 10분위수(percentiles)로 구분하였다. 10분위수의 각 등급구간에 해당되는 DA의 중위수를 구한 후, 이 값을 해당연도 개별기업의 DA에서 차감하여 기업성과가 조정된 DA^{ROA}를 계산하였다. ROA를 통제한 성과대응 재량적 발생액의 경우는 Caramanis and Lennox(2008), 이아영 등(2007), 박종일과 곽수근(2007)의 선행연구에서도 분석상에 사용된 바 있다.

시행되다가 2011년부터는 다시 감사인의 의무교체제도를 폐지한다는 공고를 2009년 1월에 정식 공표한 바 있었다. 이러한 점에서 감사인의 계속감사기간이 6년을 초과하는 7년 이상의 기간부터 규제기관의 관점처럼 감사인의 독립성이 훼손되는지 아니면 감사품질의 향상을 가져오는지에 관한 사항은 중요한 정책적 의미를 내포하는 기간이 될 수 있다(최 관 등 2010). 감사인 강제교체제도가 시행되던 당시 감사인은 매 6개 사업연도를 초과하여 감사업무를 수행할 수 없도록 한 외감법 규제에 따라 7년 이상 계속감사인이 유지된 경우의 표본만을 이용하여 분석하면 전체표본의 검증결과와 7년 이후 감사인이 유지된 검증결과간의 감사품질의 효과에 차이가 있는가를 알아 볼 수 있다는 측면에서 7년 이후 감사인이 유지된 표본을 별도로 분석하는 것은 감사품질 효과를 파악하는데 있어 유익한 자료 분석사항이 될 수 있다. 즉 전체표본을 이용한 경우에는 7년 이전에 감사인이 교체된 표본이 포함되므로, 이 표본은 과거 최고 6년으로 제한된 강제교체에 따른 감사품질의 효과와 7년 이후에 나타날 수 있는 감사품질 효과 모두가 동시에 포함된 기간이다.[12] 따라서 만일 이들 두 표본 선정절차에 따른 효과가 검증결과에 미치는 영향이 다르거나 그 차이가 중요하다면 계속감사기간이 7년 이상의 표본을 이용한 경우와 달리 전체표본을 대상으로 표본을 분석하는 경우는 7년 전후의 감사품질 효과가 혼합(confounding) 되어 있을 수 있어 이러한 차이가 검증결과에도 영향을 미칠 수도 있기 때문에 본 연구는 민감도 분석(sensitivity analysis) 차원에서 계속감사기간이 7년 이상인 표본을 전체표본의 비교목적상에 함께 분석한다.

둘째, 앞서 연구모형의 변수선정 절차에서 설명된 바와 같이 감사인의 계속감사기간을 연속형 변수와 7년을 절삭점(cutoff point)으로 한 더미변수를 모두 이용하여 검증결과에 차이가 있는지를 확인하고, 또한 감사초기의 효과를 제거하기 위해 감사인의 초도감사기간에 해당되는 1~2년을 제외한 더미변수(TENURE(7)$^{-2}$)를 이용한 분석도 추가로 수행한다.[13]

셋째, 감사품질을 알아본 기존 연구들에서는 감사인 유형(auditor type)에 따라 즉 Big 4와 non-Big 4 간에는 감사품질의 차이가 있음을 기술적으로나 실증적으로 제시한 연구들이 다수 존재하므로, 본 연구는 위의 첫 번째와 두 번째 사항과 관련시켜 표본을 다시 Big 4 감사인과 non-Big 4 감사인으로부터 감사받은 기업으로 나누어 각각 분석을 수행한 후 이들 감사인 유형에 따라 계속감사기간과 감사품질간에 차이가 있는가를 비교·분석하고자 한다. 이러한 감사인 유형별로 감사인 임기와 감사품질 간의 관계에서 차이가 나타난다면 계속감사기간과 감사품질간의 관계와 관련하여 추가적인 유익한 정보가 제공될 수 있을 것으로 예상될 수 있다.

---

12) 즉 계속감사기간이 7년 이상 유지된 표본은 이들 동일 기업만의 계속감사기간의 효과를 분석하는 장점이 있는 반면에 전체표본을 이용한 표본은 계속감사기간이 7년 이상인 장기 감사인의 감사품질의 효과 외에도 단기 감사인의 감사품질의 효과가 동시에 포함된 검증결과를 제시한다는 점에서 두 표본의 선정방법에는 차이가 있으므로, 검증결과에 차이를 가져올 수 있다.

13) Myers et al.(2003)은 분석상에 초도감사 효과를 제거하기 위하여 감사인 교체 첫해연도만을 제외한 후 표본을 구성하여 분석한 바 있다.

넷째, 감사인의 계속감사기간과 감사품질간의 관계를 분석한 연구들에서는 연구에 따라 재량적 발생액의 크기(magnitude)와 방향(sign)을 선별적으로 이용하여 검증결과를 제시한 경우가 많았다는 점에서 본 연구는 이들 이익조정의 크기와 방향의 상이한 정의와 측정방법이 감사인의 계속감사기간과 감사품질간의 관련성에 대한 검증결과 측면에서의 일치성 여부를 알아보기 위한 비교·분석을 수행하고자 한다. 그 외에도 재량적 발생액이 양(+)인 표본과 음(−)인 표본으로 나누어 각 검증결과가 표본을 구분하지 않은 결과와 차이가 있는가도 분석한다.

4. 표본의 선정

본 연구는 1999년부터 2007년까지 한국증권거래소에 상장된 유가증권상장기업 중 다음의 조건을 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

(1) 금융업에 속하지 않는 기업
(2) 12월 결산법인
(3) NICE신용평가정보(주)의 KIS−VALUE에서 감사인 명단과 분석에 필요한 재무자료에 관한 사항이 입수가능한 기업
(4) 감사인 변경 이후 계속 감사기간을 확인할 수 있는 기업
(5) 적정 감사의견이 이외의 의견을 받은 기업은 제외
(6) 자본잠식기업은 제외

조건 (1)에서 금융업은 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이할 수 있으므로, 동일한 조건하에서 비교가능성을 제고하기 위하여 제외하였다. 조건 (2)에서 12월 결산법인만을 분석한 이유는 표본의 동질성 확보를 위한 사항이다. 조건 (3)은 자료원에 관한 사항이다. 본 연구는 먼저 계속감사기간을 파악하기 위하여 피감사기업에 대한 감사인 명단이 필요하다. 감사인 명단의 파악은 NICE신용평가정보(주)의 KIS−VALUE를 이용하였다. 본 연구는 실제 감사인의 계속감사기간을 확인하기 위하여 1984년부터 자료를 추출하였다.[14] 그런 후 조건 (4)와 같이 감사인의 계속감사기간의 경우 감사인 변경 이후 감사인에 대한 확인이 가능한 기업만을 대상으로 표본을 선정했다. 다음으로 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에 이용될 변수들을 KIS−VALUE를 통해 추출한 후 분석대상연도의 기초 재무자료가 이용가능했던 기업이 분석대상으로 선정되었다. 조건 (5)은 적정의견이 아닌 비적정의견이 포함될 경우 재무제표의 신뢰성이 의문시 될 수 있어 표본에서 제외시켰다. 또한 조건 (6)은 자본잠식기업이 분석에 포함될 경우 연구결과를 왜곡시킬 수 있어 이들 기업은 분석에서 제외하였다.

14) 본 연구에서 1984년을 기준으로 자료를 추출한 이유는 1982과 1984년 자료가 누락된 경우가 많아 1984년부터 자료를 추출하였다.

그리고 본 연구에서는 극단치 처리의 자의적 판단을 배제시키기 위하여 통계적 절차에 따라 식(1)의 모형식에 대하여 Studentized Residual이 ±2를 벗어난 관측치를 극단치로 보고, 이를 표본에서 제외하였다.

이상의 절차에 따라 본 연구의 분석기간으로 선정된 1999년부터 2007년까지 최종표본(이하 전체표본)은 4,229개 기업/연도 자료였다.[15] 또한 본 연구는 앞서 연구방법상의 절차에서 설명한 바와 같이 Myers et al.(2003), Davis et al.(2009)의 연구방법에 따라, 또한 최 관 등(2010)의 방법에서 사용된 감사인의 강제교체제도의 특성을 고려보기 위해 전체표본 중 감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 기업만으로 별도의 분석을 전체표본과 더불어 수행하였다. 전체표본 중에서 7년 이상 계속감사인이 유지된 기업은 2,263개 기업/연 자료였다.[16] 이는 전체표본의 53.5%(=2,263/4,229)로서 절반 이상이 7년 이상 감사인을 계속 유지한 것으로 나타났다.

Ⅳ. 실증분석결과

1. 기초통계

본 연구의 식(1)과 (2)에 사용된 주요변수들에 대한 기술통계량은 <표 1>에 나타내었다. 전체표본에 대해서는 식(1)과 식(2)의 모형식에 사용된 변수들의 평균, 중위수를 중심으로 보고하였으며, 전체표본 및 계속감사기간이 7년 이상에 해당되는 표본과 이들을 Big 4와 non－Big 4로 나누어 차이검증한 결과도 같이 나타내었다. 차이검증은 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합 검증(W 검증)을 보고하였다.

<표 1>을 보면, 전체표본에서 재량적 발생액(DA)과 성과대응 재량적 발생액(DA^{ROA})의 평균(중위수)은 각각 －0.001(－0.009)과 0.002(0.000)이며, Big 4의 경우는 각각 －0.005(－0.004)와 －0.0056(－0.0035)으로 모두 음(－)의 수치이고 non－Big 4는 각각 0.008(0.0055)과 0.012

15) 지면상 표로 보고하지는 않았지만, NICE신용평가정보(주)의 KIS－VALUEI의 산업분류기준 중 중분류기준에 따라 업종을 구분하여 표본의 수를 확인해 본 결과, 전체표본 및 계속감사기간이 7년 이상의 표본 모두 선정된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 고루 분포되어 있음이 확인되었다. 이는 본 연구의 결과가 특정 산업에 의해 도출된 것이 아님을 나타낸다.

16) 전체표본과 전체표본에서 감사인을 7년 이상 계속유지한 기업의 표본에 대한 연도별 빈도수는 아래의 표와 같았다.

구 분 \ 연 도	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	합 계
전체표본	416	432	453	465	481	495	486	497	504	4,229
7년 이상인 표본	286	297	286	280	277	267	237	203	130	2,263

(0.005)로 모두 양(+)의 값이 나타났다. 즉 평균과 중위수 모두 DA와 DA^{ROA}에서 Big 4가 non-Big 4보다 유의하게 낮은 결과를 보였다. 이는 Big 4가 non-Big 4보다 이익의 상향조정을 더 억제한다는 결과로서 Big 4 감사인의 감사품질이 그렇지 않은 감사인보다 더 높다는 결과이다.

감사인 임기(TENURE)는 전체표본의 평균이 5.61년이고[17] 중위수는 4년이며, Big 4와 non-Big 4로 나눈 경우 각각 평균(중위수)이 5.97(4)년과 4.856(4)년으로 나타나 Big 4가 non-Big 4보다 대략 1년 정도 계속감사기간이 더 길었다.

감사인 유형(BIG4)은 전체표본의 평균이 0.6805이고, 계속감사기간이 7년 이상인 표본은 평균이 0.712로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 유가증권상장기업은 전반적으로 감사인을 non-Big 4보다 Big 4인 대형 감사인을 선호하는 경향이 있음을 볼 수 있다. 이상의 전체표본, Big 4 및 non-Big 4에서의 DA, DA^{ROA}, TENURE, BIG4와 관련한 결과는 계속감사기간이 7년 이상인 표본의 경우에서도 유사한 특성이 나타남을 알 수 있다.

모형식에 포함된 통제변수의 결과를 보면, 전체표본에서 기업규모(SIZE)는 평균(중위수)이 19.348(19.108)로 평균과 중위수 간에 별다른 차이를 보이지 않으며, 부채비율(LEVE)은 평균과 중위수 모두 0.471로 타인자본 보다는 자기자본의 의존도가 더 높게 나타났다. 영업현금흐름(CFO)은 총자산 대비 전체표본의 경우 평균(중위수)이 6.3%(5.9%)이고, 표본에서 손실발생기업(LOSS)은 평균 36.3%로 나타나 과거 3년 이내의 손실발생비율이 높았다. 또한 총자산의 성장률(GRW)은 평균(중위수)이 7.4%(3.5%)이고, 10% 이상 자본금이 전기보다 증가된 기업(ISSUE)은 평균 14.8%였다. 전기 총발생액(lagTA)은 평균(중위수)이 −0.034(−0.031)로 모두 음(−)의 수치로 나타났고, 회사 설립연수(AGE)는 평균 33년이었다. 소유구조 중 대주주 지분율(OWNER)은 평균(중위수)이 34.7%(33.4%)로 특수관계인을 포함한 대주주 지분율은 매우 높은 지분율을 보유한 것으로 나타났다.

한편, 통제변수 중 전체표본의 경우 Big 4와 non-Big 4 간에 평균과 중위수에서 통계적으로 유의한 차이를 보이는 변수로는 SIZE, LEVE, CFO, LOSS, ISSUE, lagTA 등이었다. 즉 기업규모가 클수록, 부채비율이 클수록, 영업현금흐름이 많을수록, 과거 손실발생비율이 낮을수록, 증자비율이 낮을수록, 전기 총발생액이 클수록, non-Big 4보다 Big 4 감사인을 더 선호하는 것으로 나타났다. 이러한 특징은 ISSUE를 제외하면 계속감사기간이 7년 이상인 표본에서도 질적으로 유사한 특성을 보이는 것을 알 수 있다.

17) 임영덕(2006)은 분석기간을 1994년부터 2004년까지 10년으로 제한하고 있어 TENURE의 평균이 3.005로 본 연구에서의 감사인 임기보다 훨씬 짧은 편이다.

〈표 1〉 주요 변수에 대한 기술통계량 및 차이검증

변수 \ 구분	전체표본 (N=4,229)		Big 4 (N=2,878)		non−Big 4 (N=1,351)		차이검증		계속감사기간이 7년 이상인 표본 (N=2,263)		Big 4 (N=1,612)		non−Big 4 (N=651)		차이검증	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	t 검증	W 검증	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	t 검증	W 검증
DA	−0.001	−0.009	−0.005	−0.004	0.008	0.0055	−4.512***	−3.967***	−0.008	−0.005	−0.012	−0.007	0.0029	0.0024	−3.950***	−3.025***
DA^{ROA}	0.002	0.000	−0.0056	−0.0035	0.012	0.005	−6.452***	−5.761***	−0.0067	−0.0026	−0.012	−0.006	0.0062	0.0036	−4.896***	−4.100***
TENURE	5.61	4	5.97	4	4.856	4	7.749***	−5.392***	8.193	7	8.574	7	7.252	6	6.110***	−5.000***
BIG4	0.6805	1	—	—	—	—	—	—	0.712	1	—	—	—	—	—	—
SIZE	19.348	19.108	19.645	19.398	18.717	18.611	22.511***	−19.254***	19.470	19.203	19.716	19.487	18.860	18.755	15.061***	−12.775***
LEVE	0.471	0.471	0.476	0.475	0.459	0.458	2.573***	−2.576***	0.462	0.466	0.468	0.473	0.446	0.440	2.553***	−2.775***
CFO	0.063	0.059	0.072	0.065	0.043	0.046	7.355***	−7.840***	0.073	0.064	0.008	0.068	0.054	0.052	5.473***	−5.119***
LOSS	0.363	0	0.349	0	0.394	0	−2.811***	−2.834***	0.327	0	0.328	0	0.325	0	0.115	−0.115
GRW	0.074	0.035	0.071	0.036	0.080	0.032	−0.834	−0.690	0.070	0.033	0.072	0.033	0.065	0.035	0.553	−0.316
ISSUE	0.148	0	0.140	0	0.164	0	−1.909*	−1.952**	0.138	0	0.138	0	0.138	0	0.006	−0.006
lagTA	−0.034	−0.031	−0.036	−0.034	−0.029	−0.025	−0.639	−3.283***	−0.039	−0.035	−0.043	−0.038	−0.028	−0.026	−2.694***	−3.764***
AGE	33.375	33	33.516	33	33.078	32	1.061	−0.605	34.547	33	34.668	33	34.246	33	0.744	−0.240
OWNER	0.347	0.334	0.348	0.336	0.345	0.330	0.465	−0.384	0.333	0.314	0.336	0.316	0.324	0.309	1.542	−1.166

주1) 변수의 정의 : *DA*= 재량적 발생액(수정된 Jones모형, Dechow et al. 1995), DA^{ROA}= *ROA*를 통제한 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005), *TENURE*= 감사인의 계속감사기간, *BIG4*= 감사인이 Big 4와 제휴법인이면 1, 아니면 0, *SIZE*= 기업규모(총자산에 자연로그 값), *LEVE*= 부채비율(=총부채/총자산), *CFO*= 영업활동으로 인한 현금흐름(기초총자산으로 표준화), *LOSS*= 과거 3년 이내에 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0, *GRW*= 총자산의 성장률, *ISSUE*= 증자여부(증자로 인한 자본금 변동이 10 이상 증가한 기업이면 1, 아니면 0), *lagTA*= 전기 총발생액, *AGE*= 회사 설립연수, *OWNER*= 대주주1인 지분율(특수관계자 포함)임.

주2) 차이검증은 평균에 대해 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 나타냄.

주3) 보고된 표의 분석기간은 1999년부터 2007년까지임.

2. 계속감사기간별 차이검증

<표 2>에서는 감사인의 계속감사기간을 7년 기준에 따라 SHORT과 LONG으로 구분한 후 본 연구에서 관심변수인 DA, DA^{ROA} 및 BIG4과 관련한 차이검증을 실시하였다. Panel A에는 전체표본을 대상으로, Pane B에는 전체표본 중에서 계속감사기간이 7년 이내는 제외하고 7년 이상인 표본만을 대상으로 보고하였다.[18)]

〈표 2〉 계속감사기간 7년을 기준으로 한 중요 변수간 차이분석 결과

Panel A : 전체표본(N=4,229)

구분 / 변수	TENURE(7)				차이검증	
	SHORT (N=1,965)		LONG (N=2,263)		t 검증	W 검증
	평균	중위수	평균	중위수		
DA	0.0067	0.0027	−0.0077	−0.0071	−5.346***	−4.694***
DA^{ROA}	0.0080	0.0007	−0.0067	−0.0067	−5.804***	−4.313***
BIG4	0.6643	1	0.7123	1	4.727***	−4.733***

Panel B : 감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 표본(N=2,263)

구분 / 변수	TENURE(7)				차이검증	
	SHORT (N=995)		LONG (N=1,268)		t 검증	W 검증
	평균	중위수	평균	중위수		
DA	−0.0052	−0.0024	−0.0097	−0.0071	−1.261	−1.296
DA^{ROA}	−0.0021	0.0005	−0.0103	−0.0068	−2.356**	−2.708***
BIG4	0.6714	1	0.7445	1	3.791***	−3.813***

주1) 변수의 정의는 <표 1>를 참조. 단, *SHORT*= 감사인의 계속감사기간이 7년 이내, *LONG*= 감사인의 계속감사기간이 7년 이상으로 최대 25년이 포함됨.
주2) 차이검증은 평균에 대해 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증)을 나타냄.
주3) 보고된 표의 분석기간은 1999년부터 2007년까지임.

18) 이와 같이 SHORT과 LONG을 구분할 때 전체표본을 대상으로 한 경우와 계속감사기간이 7년 이상인 표본만을 대상으로 각각 살펴본 이유는 이 분야의 관련연구들에서는 표본의 선정과정에서 계속감사시간이 짧은 기업은 제외한 후 계속감사기간이 긴 표본을 대상으로 계속감사기간이 짧은 경우(SHORT)와 긴 경우(LONG) 사이의 감사품질에 차이가 있는가를 살펴본 연구도 있지만, 한편으로 그렇지 않고 전체표본을 대상으로 해서 계속감사기간이 짧은 경우와 긴 경우에 감사품질에 차이가 있는지를 분석한 연구들도 존재한다. 따라서 본 연구는 이들 표본간의 선정방법에 따라 검증결과에 차이가 있는지 여부를 살펴본다는 차원에서 각각 분석을 수행한 것이다.

<표 2>의 결과에 따르면, Panel A에서 전체표본의 경우 LONG이 SHORT보다 DA와 DA^{ROA} 모두 평균과 중위수에서 재량적 발생액이 유의하게 낮은 결과로 나타났고, 또한 Big 4가 non−Big 4보다 계속감사기간이 더 길게 나타났다.[19] Panel B의 계속감사기간이 7년 이상에 해당되는 표본은 앞서의 DA, DA^{ROA} 및 BIG4에 대한 결과는 전체표본의 결과와 일치된 결과를 보이고 있다. 다만, DA의 결과에서는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지는 않았다. 따라서 <표 2>의 결과로 볼 때 전반적으로는 계속감사기간이 긴 경우가 짧은 경우보다 기업의 이익조정이 더 억제됨을 알 수 있으며, Big 4 감사인이 non−Big 4 감사인보다 계속감사기간이 더 긴 것을 알 수 있었다.[20] 그러나 이러한 결과는 재량적 발생액에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수들을 통제하지 않은 결과라는 점에서 이를 일반화하는데 있어서는 무리가 따를 수 있다. 따라서 식(1)과 식(2)의 연구모형식을 이용한 다변량 회귀분석을 통해 이들의 결과를 확인할 필요가 있다.

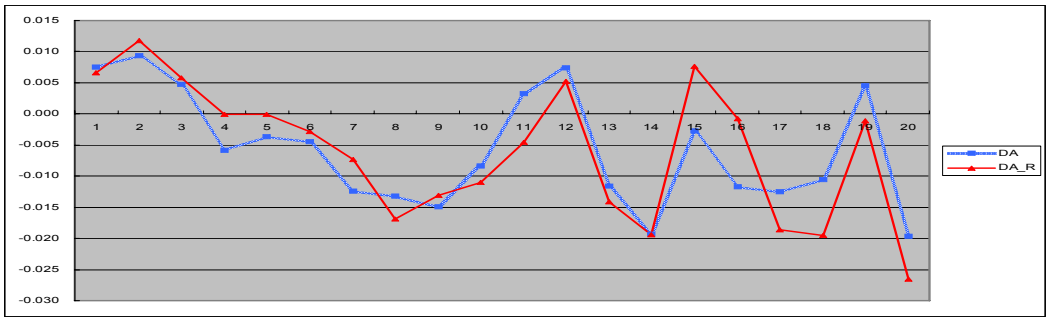
감사인의 계속감사기간에 따른 재량적 발생액의 변화 추이를 살펴보기 위하여 계속감사기간별로 재량적 발생액(DA, DA^{ROA})의 평균을 그림으로 나타낸 것이 <그림 1>부터 <그림 4>까지에 해당된다. 여기서 <그림 1>과 <그림 3>은 전체표본을 대상으로 한 결과이고, <그림 2>와 <그림 4>는 계속감사기간이 7년 이상인 표본의 결과이며, <그림 3>과 <그림 4>에서는 <그림 1>과 <그림 2>의 표본을 Big 4와 non−Big 4 감사인으로 나누어 제시하였다.

19) Big 4 감사인 임기에 대한 결과는 임영덕(2006)과 일치하지 않는다. 임영덕(2006)에서는 분석대상 표본 중 Big 4의 비중이 non−Big 4의 비중보다 계속감사기간이 더 짧았다.

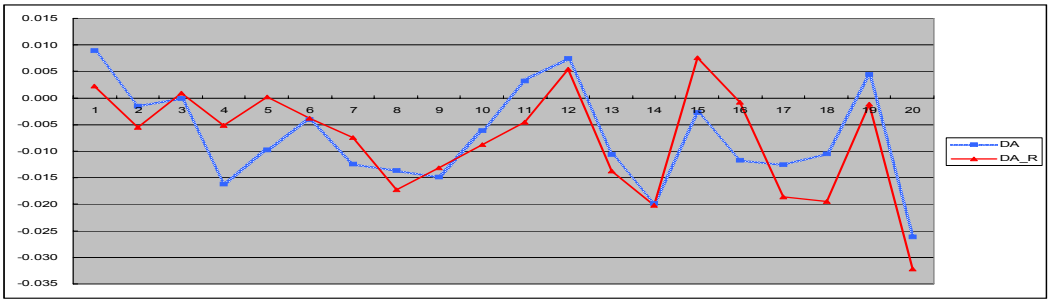
20) 한편, 아래의 표에서는 <표 2>와 달리, 즉 감사인을 계속 7년 이상의 유지여부와 상관없이 7년 이상인 표본과 1년, 그리고 3년의 표본에 대한 평균과 중위수 및 각 집단의 차이검증결과를 살펴보았다. 검증결과에 따르면, 감사인의 계속감사기간이 7년 이상 길어진 경우가 그렇지 않고 1년이나 3년인 경우보다 기업의 이익조정이 보다 낮은 것으로 나타났고, Big 4 감사인의 경우가 그렇지 않은 감사인의 경우보다 계속감사기간이 긴 것으로 나타났다. 이러한 사항은 <표 2>와 대체로 유사한 경향을 보이는 것임을 알 수 있다.

구분 / 변수	전체표본						차이검증			
	1년 (N=701)		3년 (N=1,854)		7년 이상 (N=1,279)		1년 vs 7년 이상 표본		3년 vs 7년 이상 표본	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	t 검증	W 검증	t 검증	W 검증
DA	0.0076	0.0044	0.0073	0.0071	−0.0098	−0.0071	−4.329***	−3.650***	−5.489***	−5.087***
DA^{ROA}	0.0065	0.0004	0.0080	0.0031	−0.0103	−0.0067	−4.463***	−3.411***	−6.250***	−5.492***
BIG4	0.6690	1	0.6526	1	0.7451	1	3.528***	−3.597***	5.618***	−5.502***

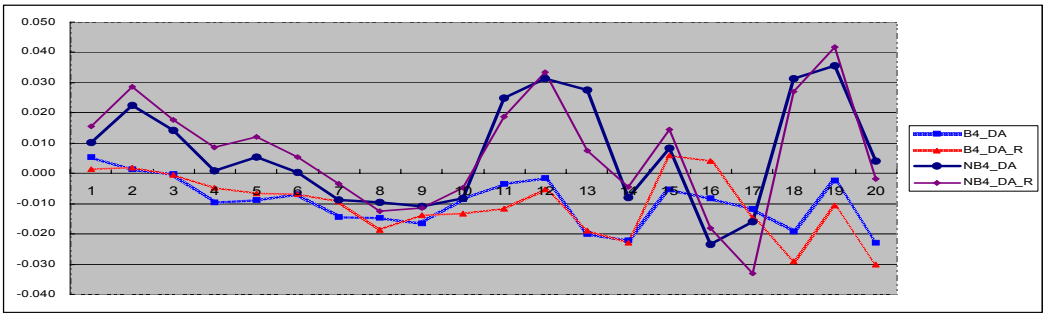
〈그림 1〉 감사인의 계속감사기간에 따른 재량적 발생액 추이 : 전체표본



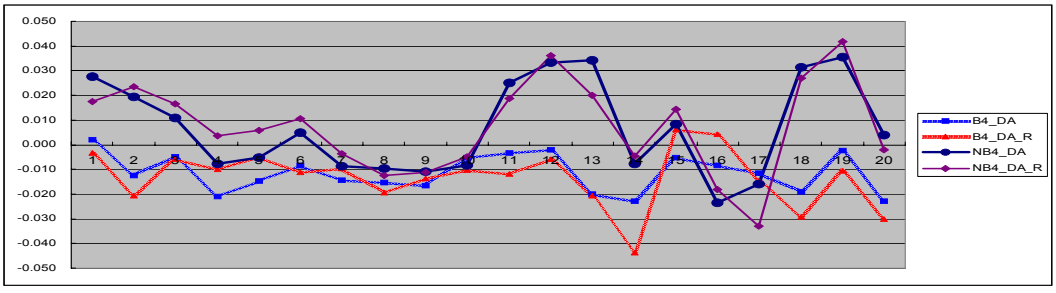
〈그림 2〉 감사인의 계속감사기간에 따른 재량적 발생액 추이 : 계속감사기간이 7년 이상의 표본



〈그림 3〉 Big 4 vs non－Big 4 : 전체표본



〈그림 4〉 Big 4 vs non－Big 4 : 계속감사기간이 7년 이상의 표본



먼저 <그림 1>을 살펴보면, 계속감사기간 3년까지 DA 및 DA^{ROA}는 양(+)의 값을 보이다가 이후 8년까지 급격하게 우하향 하는 방향으로 감소한 후 다시 증감을 되풀이 하는 패턴이 나타나고 있다. 3년 이후에도 DA가 양(+)의 수치 값을 보이는 시점은 11년과 12년, 그리고 19년이며, DA^{ROA}는 12년과 15년째에서 나타나고 있고, 이를 제외한 나머지 기간에서는 모두 음(−)의 재량적 발생액이 나타남을 볼 수 있다. 전반적으로는 계속감사기간이 증가할수록 재량적 발생액은 감소되는 추세가 나타났다.

<그림 2>에서 계속감사기간이 7년 이상인 경우는 <그림 1>과 비교해 볼 때, 패턴은 유사하게 나타나고 있으나, 감사인 임기 초반에 DA(DA^{ROA})가 양(+)의 수치를 보이는 경우가 더 짧아졌다. 즉 2년 이후부터 10년까지 대체로 '0' 주변이나 이하에 있는 경우가 많았고, 계속감사기간이 7년 이상부터 장기기간으로 갈수록 초도감사 이후 10년간은 기업의 DA가 크게 억제된 결과가 나타남을 볼 수 있다.

<그림 3>에서 감사인 유형(auditor type)을 Big 4와 non−Big 4로 구분하여 살펴보면, Big 4보다 non−Big 4는 횡축의 '0'의 기준점에서 볼 때, DA 및 DA^{ROA}이 '0'보다 위에 위치한 기간이 더 많은 편이며, 그에 반면, Big 4는 대체로 0 이하에 위치한 기간이 더 많다. 또한 Big 4는 계속감사기간이 증가함에 따라 꾸준하게 우하향 곡선을 보이는 반면, non−Big 4는 큰폭의 하향과 상향곡선을 되풀이 하는 패턴을 보이고 있고, 재량적 발생액의 기간별 변동폭 역시 non−Big 4가 Big 4보다 더 크게 나타남을 볼 수 있다. 이러한 특성은 <그림 4>의 계속감사기간이 7년 이상인 표본에서도 유사한 현상을 나타남을 볼 수 있다.

한편, <표 3>에서는 재량적 발생액(DA)를 중심으로 계속감사 시점별로 '0'과의 차이검증 결과를 나타내었다. 대상은 전체표본 및 표본을 Big 4와 non−Big 4 감사인으로 나누어 수행된 결과를 제시하였다.[21] <표 3>의 결과에서 DA의 평균이 '0'과 유의한 차이를 보이는 시점은 감사인 임기 1년과 2년에서 양(+)의 DA를, 7년부터 9년까지 그리고 14년과 20년 이상에서는 음(−)의 DA가 나타났다. 즉 감사인의 임기 초반에는 이익조정이 증가되었지만 계속감사기간이 7년 이후부터는 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 향상되고 있음을 나타내는 결과이다. 그리고 <표 3>에서 Big 4의 DA를 '0'과 차이 검증한 결과에 따르면, 평균의 경우 감사인 임기기간 동안 통계적으로 유의한 양(+)의 DA는 나타나지 않았으며, 4년, 5년, 7년부터 9년까지, 또한 13년과 14년 및 20년 이상에서 '0'보다 유의하게 낮은 결과로 나타났다. 그에 반해 non−Big 4는 감사인 임기 초반인 1년부터 3년까지 유의한 양(+)의 DA를 가지는 것으로 나타났고, 12년에서도 유의한 양(+)의 값이 나타났다.

---

21) 지면관계상 DA^{ROA}의 결과는 별도로 보고하지는 않았다. 한편, DA^{ROA} 측정치는 회귀분석 상에 정교한 측정치를 제공하지만 이를 '0'과 차이검증을 수행할 경우 개별 DA에서 중위수 DA를 차감하여 계산되므로, 이익조정의 크기에 대한 결과를 살펴보는데 있어서는 DA^{ROA} 측정치 보다 DA 자체가 더 중요한 정보를 제공해 줄 수 있다.

〈표 3〉 재량적 발생액(DA)의 계속감사기간 시점별 '0'과의 차이검증 결과

Panel A : 전체표본

변수 \ 기간	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
DA	0.0076	0.0093	0.0048	−0.0059	−0.0036	−0.0044	−0.0124	−0.0132	−0.0149	−0.0084
t−검정	**2.293****	**2.306****	1.278	−1.278	−0.777	−0.979	**−2.164****	**−2.028****	**−2.540*****	−1.040
표본수	701	603	550	415	358	323	221	185	155	93
변수 \ 기간	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
DA	0.0032	0.0074	−0.0116	−0.0193	−0.0027	−0.0117	−0.0126	−0.0105	0.0045	−0.0196
t−검정	0.362	0.888	−1.223	**−2.076****	−0.260	−1.251	−1.154	−0.813	0.276	**−2.074****
표본수	73	106	79	63	59	50	47	35	33	80

Panel B : Big 4

변수 \ 기간	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
DA	0.0062	0.0015	−0.0001	−0.0096	−0.0088	−0.0068	−0.0143	−0.0147	−0.0166	−0.0084
t−검정	1.607	0.304	−0.024	**−1.810***	**−1.669***	−1.233	**−1.877****	**−1.772***	**−2.215****	−0.867
표본수	469	380	361	268	232	215	146	131	109	68
변수 \ 기간	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
DA	−0.0034	−0.0016	−0.0200	−0.0220	−0.0053	−0.0083	−0.0116	−0.0192	0.0024	−0.0230
t−검정	−0.342	−0.170	**−1.912***	**−2.166****	−0.431	−0.799	−0.934	−1.370	−0.127	**−2.187****
표본수	56	77	65	51	48	39	37	29	27	70

Panel C : non−Big 4

변수 \ 기간	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
DA	0.0102	0.0226	0.0142	0.0008	0.0059	0.0003	−0.0087	−0.0096	−0.0109	−0.0083
t−검정	**1.665***	**3.315*****	**2.022****	0.116	0.647	0.034	−1.072	−0.985	−1.237	−0.572
표본수	232	223	189	147	126	108	75	54	46	25
변수 \ 기간	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
DA	0.0249	0.0312	0.0275	−0.0079	0.0082	−0.0235	−0.0160	0.0303	0.0355	0.0040
t−검정	1.273	**1.750***	1.391	−0.334	0.424	−1.103	−0.683	1.037	1.255	0.238
표본수	17	29	14	12	11	11	10	6	6	10

주1) 위에 보고된 사항은 1999년부터 2007년까지를 통합하여 분석된 결과임.
주2) 계속감사기간 20의 경우는 20년부터 25년까지를 통합하여 분석함.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

3. 상관관계 분석

<표 4>에는 식(1)과 식(2)의 주요변수들에 대한 피어슨 상관관계 결과를 전체표본 및 계속감사기간이 7년 이상인 표본에 대해 각각 나타내었다. 오른쪽 상단은 전체표본의 결과를, 왼쪽 하단은 계속감사기간이 7년 이상인 표본의 결과를 보고하였다.

<표 4>의 결과를 보면, DA와 DA^{ROA} 간에는 두 표본 모두 90.1%~90.5%로 매우 높은 양(+)의 상관성이 나타났다. 전체표본의 경우 종속변수 DA(DA^{ROA})에 대해 유의한 상관관계를 보이는 변수로는 TENURE, TENURE(7), BIG4, SIZE, LEVE, CFO, LOSS, GRW, ISSUE, lagTA, OWNER 등이다. 즉 감사인의 계속감사기간이 길어질수록, 감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 경우가 그렇지 않은 경우보다 기업의 이익조정이 더 억제되는 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 감사인이 Big 4 감사인의 경우나 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이 클수록, 과거 손실발생기업이면, 전기 총발생액이 클수록 기업의 이익조정이 하향조정 되는 것으로 나타났고, 성장성이 높을수록, 전기 대비 증자활동이 증가된 경우나 대주주 지분율이 높을수록 기업의 이익조정은 상향조정 되는 것으로 나타나고 있다.

다만, DA^{ROA} 측정치의 경우는 DA와 달리 LEVE, OWNER과 유의한 결과가 나타나지 않았다. 또한 LOSS 변수는 DA와 DA^{ROA}에 대해 각각 음(−)과 양(+)의 유의수준을 보이고 있어 재량적 발생액의 성과대응(ROA)의 측정치여부에 따라 결과가 다르게 나타났다. 이는 ROA에 고려한 성과대응 측정치에 따라 손실발생기업이 이익조정에 미치는 영향에는 차이가 발생될 수 있음을 나타낸다. 따라서 이 변수는 성과대응 재량적 발생액으로 검증결과를 확인할 필요가 있다.[22)]

계속감사기간이 7년 이상인 표본의 결과에서는 TENURE는 DA에 대해 유의한 상관성이 나타나지 않았고, TENURE(7)는 DA^{ROA}에서만 유의한 음(−)의 상관성이 나타났다. 그리고 BIG4, SIZE, LEVE, CFO, LOSS, GRW, ISSUE, lagTA, OWNER의 결과는 DA(DA^{ROA})에 대해 전체표본의 결과와 일치된다. 한편, 통제변수 간에는 높은 상관관계를 보이는 변수는 없는 것으로 나타나고 있어 회귀분석시에 변수간의 다중공선성 문제는 그리 중요한 영향을 줄 것으로 예상되지 않는다.

그러나 이상의 결과는 단순 상관관계를 분석한 결과이므로 이익조정 측정치에 영향을 미치는 다른 변수들을 고려하지 않았기 때문에, 이를 일반화시키기에는 무리가 있다. 따라서 이후 분석에서는 식(1) 및 식(2)의 다변량 회귀분석을 통해 감사인의 계속감사기간과 관련한 감사품질의 효과가 있는가를 살펴보기 위하여 재량적 발생액과의 관계를 통해 검증한다.

---

22) Ashbaugh et al.(2003)은 재량적 발생액의 추정에 ROA 통제모형을 사용하지 않으면 연구결과가 잘못 해석 될 수 있다고 주장하고, ROA 통제모형으로 검증할 필요가 있음을 지적한 바 있다.

〈표 4〉 주요변수 간의 상관관계

변 수	*DA*	DA^{ROA}	*TENURE*	*TENURE(7)*	*BIG4*	*SIZE*	*LEVE*	*CFO*	*LOSS*	*GRW*	*ISSUE*	*lagTA*	*AGE*	*OWNER*
DA	1	0.901 (0.000)	**−0.069** **(0.000)**	**−0.066** **(0.000)**	−0.071 (0.000)	−0.059 (0.000)	−0.079 (0.000)	−0.352 (0.000)	−0.063 (0.000)	0.028 (0.065)	0.062 (0.000)	−0.026 (0.088)	0.002 (0.909)	0.059 (0.000)
DA^{ROA}	0.905 (0.000)	1	**−0.087** **(0.000)**	**−0.084** **(0.000)**	−0.100 (0.000)	−0.119 (0.000)	0.008 (0.624)	−0.494 (0.000)	0.069 (0.000)	−0.047 (0.002)	0.098 (0.000)	−0.039 (0.011)	0.017 (0.274)	0.010 (0.500)
TENURE	**−0.027** **(0.196)**	**−0.050** **(0.018)**	1	0.822 (0.000)	0.109 (0.000)	0.166 (0.000)	−0.058 (0.000)	0.045 (0.003)	−0.104 (0.000)	−0.039 (0.011)	−0.085 (0.000)	−0.002 (0.874)	−0.085 (0.000)	0.142 (0.000)
TENURE(7)	**−0.027** **(0.203)**	**−0.050** **(0.017)**	0.749 (0.000)	1	0.091 (0.000)	0.130 (0.000)	−0.056 (0.000)	0.039 (0.010)	−0.074 (0.000)	−0.038 (0.013)	−0.060 (0.000)	−0.006 (0.714)	−0.067 (0.000)	0.136 (0.000)
BIG4	−0.081 (0.000)	−0.101 (0.000)	0.118 (0.000)	0.080 (0.000)	1	0.292 (0.000)	0.040 (0.009)	0.114 (0.000)	−0.044 (0.005)	−0.013 (0.384)	−0.030 (0.051)	−0.013 (0.405)	0.007 (0.647)	0.015 (0.321)
SIZE	−0.061 (0.004)	−0.110 (0.000)	0.199 (0.000)	0.133 (0.000)	0.266 (0.000)	1	0.140 (0.000)	0.166 (0.000)	−0.142 (0.000)	−0.022 (0.149)	−0.071 (0.000)	0.001 (0.957)	−0.076 (0.000)	0.172 (0.000)
LEVE	−0.078 (0.000)	0.012 (0.576)	−0.055 (0.009)	−0.052 (0.014)	0.055 (0.009)	0.160 (0.000)	1	−0.090 (0.000)	0.252 (0.000)	−0.016 (0.293)	0.069 (0.000)	−0.014 (0.349)	−0.112 (0.000)	0.013 (0.398)
CFO	−0.451 (0.000)	−0.582 (0.000)	−0.016 (0.457)	−0.028 (0.184)	0.099 (0.000)	0.132 (0.000)	−0.118 (0.000)	1	−0.152 (0.000)	0.178 (0.000)	−0.063 (0.000)	−0.083 (0.000)	0.034 (0.028)	−0.101 (0.000)
LOSS	−0.082 (0.000)	0.048 (0.023)	−0.089 (0.000)	−0.048 (0.000)	0.002 (0.908)	−0.073 (0.001)	0.252 (0.000)	−0.120 (0.000)	1	−0.082 (0.000)	0.147 (0.000)	−0.059 (0.000)	−0.118 (0.000)	0.039 (0.011)
GRW	−0.045 (0.031)	−0.131 (0.000)	−0.048 (0.022)	−0.049 (0.021)	0.010 (0.645)	−0.007 (0.733)	−0.030 (0.149)	0.536 (0.000)	−0.077 (0.000)	1	0.192 (0.000)	−0.050 (0.001)	0.022 (0.151)	−0.090 (0.000)
ISSUE	0.040 (0.059)	0.063 (0.003)	−0.105 (0.000)	−0.076 (0.000)	0.000 (0.996)	−0.025 (0.241)	0.065 (0.002)	−0.001 (0.977)	0.157 (0.000)	0.192 (0.000)	1	−0.078 (0.000)	−0.093 (0.000)	−0.058 (0.000)
lagTA	0.139 (0.000)	0.123 (0.000)	0.017 (0.432)	0.027 (0.193)	−0.061 (0.004)	−0.087 (0.000)	−0.040 (0.059)	−0.247 (0.000)	−0.112 (0.000)	−0.169 (0.000)	−0.083 (0.000)	1	0.018 (0.254)	0.037 (0.016)
AGE	0.019 (0.376)	0.027 (0.193)	0.170 (0.000)	0.137 (0.000)	0.014 (0.506)	0.203 (0.000)	0.048 (0.023)	−0.152 (0.000)	0.022 (0.290)	−0.117 (0.000)	−0.064 (0.002)	0.054 (0.011)	1	−0.026 (0.086)
OWNER	0.068 (0.001)	0.020 (0.345)	−0.075 (0.000)	−0.028 (0.188)	0.031 (0.144)	−0.099 (0.000)	−0.116 (0.000)	0.035 (0.093)	−0.135 (0.000)	0.022 (0.301)	−0.109 (0.000)	0.055 (0.009)	0.004 (0.832)	1

주1) 변수의 정의는 <표 1>의 하단과 같음.

주2) 1999년부터 2007년까지를 통합하여 분석된 결과이고 우측 상단은 전체표본(N=4,229)의 결과를, 좌측 하단은 감사인이 7년 이상 계속감사한 표본(N=2,263)의 결과를 보고함.

주3) 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관관계를 보고함.

주4) 괄호안의 수치는 p값임(양측검증).

4. 연구모형에 대한 분석결과

본 절에서는 감사인 임기와 재량적 발생액으로 측정된 감사품질 간의 관계를 검증하기 위하여 식(1)과 식(2)의 모형식을 이용한 회귀분석 결과를 <표 5>부터 <표 8>까지에 나타내었다. <표 5>와 <표 6>은 전체표본의 결과를, <표 7>과 <표 8>에서는 계속감사기간이 7년 이상인 표본의 결과를 각각 보고하였다. 또한 <표 5>과 <표 7>은 관심변수가 연속변수로 측정된 식(1)의 결과를, <표 6>과 <표 8>은 관심변수가 더미변수로 측정된 식(2)의 결과를 각각 나타내었다. 그리고 표의 왼쪽란에는 종속변수가 DA인 결과를, 오른쪽 란에는 종속변수가 DA^{ROA}를 각각 보고하였으며, 두 경우 모두 재량적 발생액이 양(+)의 표본($DA \geq 0$)과 음(−)의 표본($DA < 0$)으로 나누어 분석된 결과도 함께 보고하였다. 한편, 모든 회귀분석결과에서는 산업 및 연도별 더미변수가 포함되어 분석되었지만, 지면관계상 별도로 보고하지는 않았다. 따라서 본 연구의 회귀분석 결과는 산업과 연도별 차이가 통제된 후의 결과이다.

식(1)에 대한 회귀분석 결과인 <표 5>를 보면, F 값은 모두 유의성이 있어서 모형설정은 적합한 것으로 나타났으며, 설명력(수정된 R^2)은 종속변수가 DA인 경우에 13%에서 19% 사이의 결과를, DA^{ROA}인 경우는 이보다 높은 18%에서 27% 사이로 나타났다.[23]

<표 5>에서 주된 관심변수 TENURE의 회귀계수는 재량적 발생액의 성과대응 여부(DA, DA^{ROA})와 관계없이 모두 1% 수준에서 유의한 음(−)의 계수값을 가지고 있다. 이는 재량적 발생액에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 기업의 이익조정을 효과적으로 억제된다는 결과이므로 감사인의 임기가 길수록 감사품질의 향상을 가져온다는 결과이다. 따라서 앞서 논의된 바 있는 규제기관적 관점(auditor entrenchment hypothesis) 보다는 감사인의 관점(auditor expertise hypothesis)이 지지된 결과로 나타났다. 이는 임영덕(2006)의 분석결과와 일치한다.

또한 전체표본을 이익조정의 방향성(signed measures)에 따라 양분할 경우는 DA 및 DA^{ROA}이 양(+)과 음(−)의 표본의 결과 모두 TENURE의 계수는 유의한 음(−)의 값이 나타나고 있다. 즉 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 향상되는 효과를 가져와 이익의 과대보고와 과소보고 모두 억제된다는 결과이다.

---

23) 변수간 다중공선성(multicollinearity)이 있는지를 분산팽창요소(variance inflation factor ; VIF) 값으로 조사해 보았다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상을 상회하면 회귀모형식에서 변수간 다중공선성이 심각한 것으로 판단한다. <표 5>의 경우 종속변수가 DA와 DA^{ROA}는 모두 설명변수가 같으므로 VIF의 최대값이 SIZE 변수로 그 값은 1.351에 불과하였다. 이는 본 연구의 검증결과에서 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 나타낸다. 이후 분석에 대한 표들의 결과에서도 이와 유사한 수준임이 확인되어 별도의 설명은 생략한다.

〈표 5〉 감사인의 계속감사기간과 재량적 발생액 간의 회귀분석결과 : 전체표본의 경우

구분 / 변수	전체표본					
	DA	*DA*≥0	*DA*<0	DA^{ROA}	DA^{ROA}≥0	DA^{ROA}<0
절편	0.011 (0.564)	0.146 (7.198***)	−0.130 (−6.876***)	0.039 (2.221**)	0.144 (7.478**)	−0.101 (−6.122***)
TENURE	**−0.001** **(−3.675***)**	**−0.000** **(−1.785*)**	**−0.000** **(−1.692*)**	**−0.001** **(−3.868***)**	**−0.001** **(−2.046**)**	**−0.001** **(−2.764***)**
BIG4	−0.005 (−1.906*)	−0.005 (−1.851*)	0.002 (0.606)	−0.005 (−2.064**)	−0.005 (−2.157**)	0.001 (0.285)
SIZE	0.002 (2.107**)	−0.004 (−3.980***)	0.006 (6.300***)	−0.000 (−0.144)	−0.004 (−4.529***)	0.004 (5.328***)
LEVE	−0.042 (−5.929***)	−0.000 (−0.029)	−0.050 (−7.286***)	−0.015 (−2.360***)	0.012 (1.857*)	−0.034 (−5.554***)
CFO	−0.291 (−26.021***)	−0.107 (−8.280***)	−0.189 (−14.825***)	−0.357 (−35.951***)	−0.159 (−12.672***)	−0.251 (−22.038***)
LOSS	−0.017 (−6.213***)	0.004 (1.496)	−0.019 (−6.951***)	−0.003 (−1.316)	0.003 (0.970)	−0.007 (−3.045***)
GRW	0.019 (4.545***)	−0.002 (−0.453)	0.014 (3.034***)	0.007 (1.947**)	−0.008 (−1.954**)	0.013 (3.107***)
ISSUE	0.009 (2.381***)	0.017 (4.711***)	−0.008 (−2.093**)	0.013 (4.018***)	0.017 (5.079***)	−0.001 (−0.440)
lagTA	−0.022 (−4.285***)	−0.017 (−3.857***)	−0.018 (−2.699***)	−0.026 (−5.666***)	−0.023 (−5.588***)	−0.014 (−2.336**)
AGE	−0.000 (−1.466)	−0.000 (−3.462***)	0.000 (1.916*)	−0.000 (−1.199)	−0.000 (−2.873***)	0.000 (2.126**)
OWNER	0.027 (3.828***)	0.015 (2.142**)	0.015 (2.081**)	0.013 (1.999**)	0.013 (2.016**)	0.001 (0.205)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD	포함	포함	포함	포함	포함	포함
수정된 R^2	0.176	0.131	0.188	0.267	0.180	0.270
F 값	29.222***	10.848***	16.449***	42.220***	15.568***	25.209***
표본수	4,229	2,099	2,130	4,229	2,130	2,099

주1) 변수의 정의는 <표 1>를 참조.

주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t−값임.

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

〈표 6〉 관심변수를 더미변수로 측정한 회귀분석결과 : 전체표본의 경우

구분 / 변수	전체표본					
	DA	*DA*≥0	*DA*<0	DA^{ROA}	DA^{ROA}≥0	DA^{ROA}<0
TENURE(7)	**−0.010 (−3.608***)**	**−0.005 (−1.658*)**	**−0.004 (−1.560)**	**−0.009 (−3.885***)**	**−0.007 (−2.579**)**	**−0.006 (−2.474***)**
TENURE(7)$^{-2}$	**−0.006 (−2.005***)**	**−0.001 (−0.335)**	**−0.003 (−0.964)**	**−0.006 (−2.379***)**	**−0.003 (−1.030)**	**−0.0041 (−1.664*)**
통제변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑YD	포함	포함	포함	포함	포함	포함

주1) 변수의 정의는 <표 1>를 참조. 단, *TENURE(7)*= 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0, *TENURE(7)*$^{-2}$의 측정은 *TENURE(7)*과 동일하나 초도감사의 영향을 제외하기 위해 초반 감사기간인 1~2년을 제외한 더미변수임.

주2) 위에 보고된 *TENURE(7)*과 *TENURE(7)*$^{-2}$의 결과는 각각 회귀분석된 결과임.

한편, BIG4의 계수는 DA 및 DA^{ROA}에서 유의한 음(−)의 값이 나타나고 있어 Big 4 감사인이 non−Big 4 감사인보다 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 더 높게 나타났다.[24] 또한 BIG4 변수의 경우 DA 및 DA^{ROA}가 양(+)인 표본 모두 TENURE의 계수는 유의한 음(−)의 값이 나타난 반면, DA 및 DA^{ROA}가 음(−)인 표본에서는 모두 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다. 이는 Big 4 감사인의 경우 기업의 과대보고 이익조정행위에 대해서는 억제시키는 반면, 과소보고 이익조정에 대해서는 non−Big 4와 별다른 차이가 없다는 결과이다. 따라서 Big 4 감사인이 non−Big 4 감사인보다 감사업무를 수행함에 있어 이익보고에 대해 더 보수적인 처리를 선호한다는 것이므로, Big 4 감사인의 감사품질이 더 높다는 결과이다.

<표 5>에서 통제변수의 결과는 종속변수가 DA인 경우 SIZE, LEVE, CFO, LOSS, GRW, ISSUE, lagTA, OWNER에서 유의한 계수값을, 종속변수가 DA^{ROA}인 경우는 LEVE, CFO, GRW, ISSUE, lagTA, OWNER에서 유의한 계수값이 나타나고 있어 SIZE 및 LOSS에서 유의수준에 차이가 있었다. 성과대응 재량적 발생액이 더 정교한 측정치라는 점을 감안하여 살펴보면, 총자산 성장성이 높을수록, 증자를 통한 자본금의 변동이 큰 기업일수록, 대주주 지분율이 높을수록 이익이 상향조정 되는데 반해, 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이 클수록, 전기 총발생액이 클수록 이익의 상향조정 되는 것으로 나타났다.

<표 6>에서는 식(2)에 대한 회귀분석 결과를 제시하였다. 분석방법과 표 보고방식은 앞서의

24) BIG4의 결과는 Myers et al.(2003)의 결과와 일치한다. 그러나 임영덕(2003)의 결과에서는 DA 자체에서는 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않은 반면, DA^{ROA}에서만 유의한 음(−)의 값을 보고하고 있어 본 연구결과와 일부 차이가 있었다.

<표 5>와 동일하며, 지면관계상 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다.

주된 관심변수인 TENURE(7) 및 $TENURE(7)^{-2}$의 계수는 DA 및 DA^{ROA}에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 즉 감사인의 속감사기간이 7년 이상이면 7년 이하보다 기업의 이익조정이 효과적으로 억제된다는 것이므로, 감사인의 계속감사기간이 7년 이상 장기로 갈수록 재량적 발생액으로 측정된 감사품질은 더 향상된 결과였다.[25] 그러나 TENURE(7)에 비해 $TENURE(7)^{-2}$의 경우는 초도감사 1～2년의 효과를 제거하면 감사품질의 증가효과가 점차 약화된 결과가 나타남을 볼 수 있다. 특히 DA 및 DA^{ROA}가 양(+)인 표본의 경우 TENURE(7)의 계수는 유의한 음(−)의 값이 나타났지만, $TENURE(7)^{-2}$에서는 재량적 발생액에 대해 통계적 유의한 값이 나타나지 않았다. 이는 경영자의 과대보고를 위한 이익조정에 대한 억제 효과는 초도감사의 효과를 제거한 경우 더 이상 나타나지 않음을 보여준다. 반면, 성과대응 재량적 발생액(DA^{ROA})에서 TENURE(7) 및 $TENURE(7)^{-2}$의 계수는 모두 유의한 음(−)의 값이 나타나고 있어 계속감사기간이 증가할수록 이익의 과소보고에 대한 이익조정은 더 효과적으로 억제된 결과가 나타났다.

5. 민감도 분석결과

앞서 <표 5>와 <표 6>은 전체표본을 대상으로 분석한 결과를 살펴보았다. 이와는 달리 본 절에서는 선행연구인 Myers et al.(2003) 및 Davis et al.(2009)의 표본 선정방법에 따라 감사인 임기가 7년 이상인 표본에 대해 분석해 보았다. 본 연구에서 전체표본을 이용한 분석방법은 임영덕(2006)과 유사한 표본 선정절차인 반면, 감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 표본만을 선정한 절차는 Myers et al.(2003) 및 Davis et al.(2009)의 연구방법을 따른 것으로 앞서의 전체표본의 검증결과와 차이가 있는가를 민감도 분석 차원에서 제시한 것이다.[26] <표 7>과 <표 8>에서의 보고방식은 <표 5>와 <표 6>과 동일하다.

<표 7>의 결과를 보면, 종속변수가 DA인 경우 그리고 DA가 양(+)과 음(−)인 표본 모두 TENURE의 계수는 유의한 값이 나타나지 않았다.

---

25) 임영덕(2006)에서는 계속감사기간이 7년에서 10년 사이의 TENURE7to10의 경우 DA에 대해 유의한 계수값이 나타나지 않았고, DA^{ROA}에서만 한계적으로(marginally) 유의한 음(−)의 계수값을 보고한 바 있다.

26) 물론 Myers et al.(2003) 및 Davis et al.(2009)의 연구 모두 5년 이상 계속감사기간이 유지된 표본을 선정하였다 점에서 본 연구와 차이는 있으나, 본 연구에서는 이들의 표본선정방법과 달리 국내 여건적 상황을 고려하기 위해서 즉 2006년부터 시행된 7년 이상 동일 감사인이 계속감사를 수행하지 못하도록 한 주식회사 외부감사에 관한 법률(외감법) 제3조 제4, 5항을 고려하여 계속감사기간을 7년으로 선정한 것이다. 현행법상 미국의 경우는 이러한 감사인의 강제교체제도가 없다. Myers et al.(2003)에서 계속감사기간을 5년 이내로 선정한 이유로는 5년 이후의 표본수가 상대적으로 감소되었기 때문에 5년을 기준점으로 분석한 것이다.

〈표 7〉 감사인의 계속감사기간과 재량적 발생액 간의 회귀분석결과
: 계속감사기간이 7년 이상의 표본의 경우

구분 / 변수	감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 표본					
	DA	*DA*≥0	*DA*<0	DA^{ROA}	DA^{ROA}≥0	DA^{ROA}<0
절편	−0.038 (−1.569)	0.116 (4.571***)	−0.115 (−4.544***)	−0.004 (−0.205)	0.096 (4.018***)	−0.080 (−3.433***)
TENURE	**−0.000** **(−1.420)**	**−0.000** **(−0.431)**	**−0.000** **(−0.789)**	**−0.001** **(−1.728*)**	**0.000** **(0.372)**	**−0.000** **(−1.183)**
BIG4	−0.005 (−1.386)	−0.002 (−0.678)	−0.003 (−0.840)	−0.004 (−1.281)	−0.004 (−1.128)	−0.003 (−0.714)
SIZE	0.004 (3.679***)	−0.002 (−1.626*)	0.005 (4.284***)	0.002 (1.711)	−0.002 (−1.726*)	0.003 (2.801***)
LEVE	−0.053 (−6.070***)	−0.015 (−1.719*)	−0.050 (−5.345***)	−0.025 (−3.147***)	0.007 (0.924)	−0.035 (−3.938***)
CFO	−0.450 (−28.673***)	−0.235 (−10.853***)	−0.236 (−13.497***)	−0.510 (−36.168***)	−0.317 (−14.640***)	−0.293 (−17.726***)
LOSS	−0.016 (−4.637***)	0.001 (0.210)	−0.018 (−5.062***)	−0.000 (−0.104)	−0.000 (−0.017)	−0.004 (−1.324)
GRW	0.078 (12.889***)	0.031 (4.247***)	0.030 (4.665***)	0.073 (13.333***)	0.024 (3.493***)	0.030 (4.973***)
ISSUE	−0.001 (−0.165)	0.005 (1.142)	−0.005 (−0.882)	0.004 (0.936)	0.007 (1.573)	0.001 (0.293)
lagTA	0.016 (1.180)	−0.011 (−0.861)	0.028 (1.755*)	−0.002 (−0.180)	−0.011 (−0.919)	0.008 (0.517)
AGE	−0.000 (−2.440**)	−0.001 (−4.263***)	0.000 (1.732*)	−0.000 (−2.404**)	−0.000 (−3.936***)	0.000 (2.328***)
OWNER	0.038 (4.196***)	0.019 (2.128**)	0.020 (2.046**)	0.021 (2.626***)	0.023 (2.687***)	0.005 (0.552)
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD	포함	포함	포함	포함	포함	포함
수정된 R^2	0.309	0.178	0.256	0.406	0.237	0.338
F 값	32.608***	8.179***	13.886***	49.229***	11.716***	19.519***
표본수	2,263	1,063	1,200	2,263	1,103	1,160

주1) 변수의 정의는 <표 1>를 참조.
주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t−값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

다만, 종속변수가 DA^{ROA}인 경우에서 TENURE은 10% 수준에서 유의한 음(−)의 값을 보이지만, DA^{ROA}가 양(+)과 음(−)인 표본으로 나누어 분석하면 모두 TENURE의 계수값은 유의한 값이 나타나지 않았다. 이러한 점으로 볼 때 계속감사기간이 7년 이상인 표본에서 TENURE의 결과는 DA^{ROA}에 대해 한계적 수준(marginal level)의 결과이고, 표본을 DA^{ROA}가 양(+)과 음(−)인 표본에 따라 나누어 검증된 결과에서는 TENURE의 결과는 유의한 결과가 나타나지 않았다는 점은 <표 5>와 <표 6>의 전체표본의 결과와 달리 감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 표본의 경우는 계속감사기간이 길어짐에 따라 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 향상된다는 결과를 발견할 수 없었다.

<표 8>의 결과를 보면, 주된 관심변수인 TENURE(7)의 계수는 종속변수가 DA 및 DA^{ROA}에서 각각 10%와 5% 수준에서 유의한 음(−)의 값이 나타났다. 초도감사의 효과를 제외한 $TENURE(7)^{-2}$의 계수는 종속변수가 DA에 대해 통계적으로 유의한 값을 보이지 않으며, DA^{ROA} 측정치의 경우는 5% 수준에서 유의한 음(−)의 계수값이 나타났다. 전체표본의 검증결과와 비교하면 감사인의 계속감사기간이 7년 이상이면 기업의 이익조정의 억제 효과가 있지만, 전체표본의 경우보다는 더 약화된 결과였다. 또한 종속변수 DA 및 DA^{ROA}에 따라 집단을 양(+)과 음(−)의 표본으로 나누어 분석하면 TENURE(7) 및 $TENURE(7)^{-2}$의 계수는 모두 전혀 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않아 <표 7>에서의 결과와 일치하였다. 이 결과는 한편으로 계속감사기간이 7년 이상의 경우 7년 이내의 경우와 비교해서 감사인이 기업의 이익조정에 대한 과대보고 이익조정과 과소보고 이익조정을 억제하는데 별다른 효과의 차이가 나타나지 않음을 의미하는 결과이다.

〈표 8〉 관심변수를 더미변수로 측정한 회귀분석결과 : 계속감사기간이 7년 이상의 표본의 경우

구분 / 변수	감사인의 계속감사기간이 7년 이상인 표본					
	DA	*DA*≥0	*DA*<0	DA^{ROA}	$DA^{ROA}\geq 0$	$DA^{ROA}<0$
TENURE(7)	**−0.006 (−1.821*)**	**−0.000 (−0.095)**	**−0.003 (−0.962)**	**−0.006 (−2.023**)**	**−0.002 (−0.667)**	**−0.003 (−0.990)**
***TENURE(7)*$^{-2}$**	**−0.005 (−1.474)**	**0.003 (0.777)**	**−0.003 (−0.855)**	**−0.006 (−1.967**)**	**−0.001 (−0.300)**	**−0.004 (−1.275)**
통제변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑YD	포함	포함	포함	포함	포함	포함

주1) 변수의 정의는 <표 1>를 참조. 단, TENURE(7) : 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0, $TENURE(7)^{-2}$의 측정은 TENURE(7)과 동일하나 초도감사의 영향을 제외하기 위해 초반 감사기간인 1~2년을 제외한 더미변수임.

주2) 위에 보고된 TENURE(7)과 $TENURE(7)^{-2}$의 결과는 각각 회귀분석된 결과임.

6. Big 4 vs non−Big 4의 추가분석 결과

본 절에서는 추가분석(additional analysis)으로 이 분야의 선행연구들(Myers et al. 2003 ; 임영덕 2006 등)에서 다루어지지 않았던 감사인 유형(auditor type)에 따라 계속감사기간이 재량적 발생액에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 이를 위해서 본 연구는 식(1)과 식(2)의 모형식에 대해 표본을 Big 4와 non−Big 4 감사인으로 나누어 각각 회귀분석을 수행하였다. 그 결과는 <표 9>와 <표 10>에 나타내었다.

〈표 9〉 감사인 유형에 따른 회귀분석결과 : Big 4 vs non−Big 4의 경우

구 분 / 변 수	전체표본				계속감사기간이 7년 이상인 표본			
	Big 4		*non−Big 4*		*Big 4*		*non−Big 4*	
	DA	DA^{ROA}	*DA*	DA^{ROA}	*DA*	DA^{ROA}	*DA*	DA^{ROA}
절편	0.008 (0.564)	0.034 (1.754*)	−0.031 (−0.671)	0.002 (0.050)	−0.016 (−0.557)	0.010 (0.364)	−0.075 (−1.379***)	−0.034 (−0.705)
TENURE	**−0.001 (−3.919***)**	**−0.001 (−3.993***)**	**−0.001 (−1.366)**	**−0.001 (−1.494)**	**−0.001 (−1.867*)**	**−0.001 (−2.290**)**	**−0.001 (−0.354)**	**−0.000 (−0.257)**
SIZE	0.003 (2.674***)	0.001 (0.684)	0.004 (1.609)	0.002 (0.737)	0.004 (2.812***)	0.002 (1.257)	0.005 (1.671*)	0.002 (0.784)
LEVE	−0.061 (−7.297***)	−0.033 (−4.426***)	−0.018 (−1.454)	0.004 (0.379)	−0.070 (−6.320***)	−0.037 (−3.743***)	−0.030 (−1.859*)	−0.007 (−0.471)
CFO	−0.403 (−27.255***)	−0.465 (−35.741***)	−0.191 (−8.770***)	−0.288 (−14.820***)	−0.450 (−24.175***)	−0.498 (−29.789***)	−0.445 (−13.382***)	−0.565 (−19.089***)
LOSS	−0.014 (−4.224***)	−0.001 (−0.242)	−0.019 (−3.516***)	−0.004 (−0.783)	−0.015 (−3.574***)	0.001 (0.162)	−0.017 (−2.465***)	−0.003 (−0.446)
GRW	0.056 (10.336***)	0.049 (10.272***)	−0.002 (−0.230***)	−0.025 (−3.735***)	0.077 (10.983***)	0.072 (11.428***)	0.081 (5.554***)	0.054 (4.167***)
ISSUE	−0.001 (−0.131)	0.004 (1.113)	0.019 (0.077)	0.023 (3.790***)	−0.002 (−0.309)	0.002 (0.436)	0.001 (0.104)	0.009 (1.180)
lagTA	−0.033 (−3.410***)	−0.036 (−4.256***)	−0.020 (−3.128***)	−0.024 (−1.984***)	0.017 (0.924)	−0.006 (−0.396)	0.014 (0.619)	0.013 (0.690)
AGE	−0.000 (−1.086)	−0.000 (−0.918)	−0.000 (−1908*)	−0.000 (−1.984**)	−0.000 (−1.374)	−0.000 (−1.163)	−0.000 (−1.630*)	−0.001 (−2.060**)
OWNER	0.025 (3.067***)	0.010 (1.374)	0.027 (1.840*)	0.015 (1.162)	0.029 (2.711***)	0.014 (1.505)	0.054 (2.838***)	0.043 (2.529***)
∑IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑YD	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
수정된 R^2	0.241	0.344	0.188	0.177	0.321	0.408	0.267	0.392
F 값	30.459***	49.647***	6.424***	10.346***	25.568***	36.752***	8.641***	14.526***
표본수	2,878	2,878	1,351	1,351	1,612	1,612	650	650

주1) 변수의 정의는 <표 1>를 참조.
주2) 괄호 속의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t−값임.
주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 9>의 결과를 보면, 주된 관심변수인 TENURE의 경우 전체표본 및 계속감사기간이 7년 이상인 표본 모두 Big 4에서만 유의한 음(−)의 계수값이 나타났고, non−Big 4의 경우는 계수값이 음(−)이지만, 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 따라서 <표 5>과 <표 6>의 결과에서 나타난 결과는 주로 non−Big 4 감사인에 기인된 효과라기보다는 Big 4 감상인에 기인한 효과임을 알 수 있다. 따라서 <표 5>와 <표 6>의 결과는 주로 Big 4의 감사품질에 대한 효과로 나타난 결과임을 알 수 있다.

또한 <표 10>에서 더미변수(dummy variable)로 측정된 TENURE(7) 및 $TENURE(7)^{-2}$의 결과도 대체로 <표 9>의 결과와 일치된 결과를 보이고 있다. 즉 Big 4의 결과에서는 TENURE(7) 및 $TENURE(7)^{-2}$ 모두 그리고 성과대응 측정치 여부(DA 및 DA^{ROA})와 관계없이 계속감사기간이 7년 이상이 경우가 7년 이내의 경우보다 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 더 향상된 결과로 나타났다. 다만, non−Big 4의 경우 전체표본 중 DA^{ROA}에서 한계적인(10%) 수준으로 유의한 음(−)의 계수값을 보이는 것을 제외하면 대체로 non−Big 4의 경우 계속감사기간이 7년 이상인 경우와 7년 이내의 경우에 별다른 이익조정에 차이가 없는 것으로 나타나고 있다.

〈표 10〉 관심변수를 더미변수로 측정한 회귀분석결과 : Big 4 vs non−Big 4의 경우

구분 / 변수	전체표본				계속감사기간이 7년 이상인 표본			
	Big 4		*non−Big 4*		*Big 4*		*non−Big 4*	
	DA	DA^{ROA}	*DA*	DA^{ROA}	*DA*	DA^{ROA}	*DA*	DA^{ROA}
TENURE(7)	**−0.012 (−3.836***)**	**−0.010 (−3.895***)**	**−0.008 (−1.392)**	**−0.010 (−1.853*)**	**−0.010 (−2.563***)**	**−0.010 (−2.726***)**	**0.002 (0.302)**	**0.001 (0.151)**
TENURE(7)$^{-2}$	**−0.008 (−2.420***)**	**−0.008 (−2.729***)**	**−0.003 (−0.478)**	**−0.004 (−0.711)**	**−0.010 (−2.427***)**	**−0.011 (−3.020***)**	**0.003 (0.443)**	**0.002 (0.398)**
통제변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑YD	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함

7. 재량적 발생액에 절대값을 취한 추가분석 결과

본 절에서는 추가분석으로 Myers et al.(2003)과 임영덕(2006)에서 이용된 분석방법과 같이 종속변수인 재량적 발생액에 절대값을 취한 재량적 발생액의 크기 변수를 이용한 분석을 수행하였다. 그 결과는 지면상 주된 관심변수인 TENURE, TENURE(7), $TENURE(7)^{-2}$에 대해서만 <표 11>에 보고하였으며, 앞서와 같이 전체표본과 계속감사기간이 7년 이상인 표본을 대상으로 분석된 결과를 제시하였다. <표 11>에서 모형 1부터 모형 3까지 주된 관심변수에 따라 모형 1은 TENURE의 결과를, 모형 2는 TENURE(7)의 결과를, 그리고 모형 3은 $TENURE(7)^{-2}$의 결과를

각각 보고하였다.

<표 11>의 결과를 보면, 재량적 발생액과 성과대응 재량적 발생액의 크기(|DA| 및 $|DA^{ROA}|$)의 경우 주된 관심변수에 따라 모형 1(TENURE), 모형 2(TENURE(7)) 및 모형 3($TENURE(7)^{-2}$)의 계수 모두 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않았다. 한편으로 이러한 결과는 감사인 임기가 길어지더라도 혹은 계속감사기간이 7년 이상의 경우가 7년 이내의 경우와 비교할 때 별다른 감사품질에 차이가 없다는 결과이다.

재량적 발생액에 절대값을 취한 측정치(absolute measures)의 검증결과를 선행연구들의 검증결과와 비교해 볼 때, Myers et al.(2003)은 Panel B에서 모형 2 혹은 모형 3 정도에 해당되며, 임영덕(2006)의 연구는 Panel A에서 모형 1에서 제시된 결과에 해당한다. 이들 선행연구에서는 Myers et al.(2003)의 경우 Panel B의 모형 2 혹은 3에서 TENURE 변수에 대해 통계적으로 유의한 음(−)의 값을 보고한 바 있다. 또한 임영덕(2006)의 경우는 Panel A에서 종속변수가 |DA| 및 $|DA^{ROA}|$인 경우 모두 TENURE 변수에 대해 통계적으로 유의한 음(−)의 값을 보고하고 있다. 따라서 절대값을 취한 후 분석된 본 연구의 검증결과는 Myers et al.(2003)과 임영덕(2006)의 결과와 일치된 결과를 보이지 않았다. 또한 절대값을 취한 결과는 앞서의 재량적 발생액 자체를 대상으로 분석한 결과와도 차이를 보이고 있어 계속감사기간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질 간의 관계에 대한 검증결과가 혼재된 결과(mixed results)를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 본 검증결과는 계속감사기간과 재량적 발생액으로 측정된 감사품질을 검토할 때 재량적 발생액 자체를 이용하느냐, 아니면 절대값을 취한 재량적 발생액을 이용하느냐에 따라 검증결과가 상이할 수 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과로 볼 때 감사인의 계속감사기간의 경우 재량적 발생액의 크기에는 별다른 영향을 미치지 않는다는 결과이며, 재량적 발생액의 크기와 방향이 고려된 경우가 감사인의 계속감사기간을 살펴보는데 있어서는 더 직접적인 영향을 미친다는 결과이다.

한편, Ashbaugh et al.(2003)의 연구에 따르면, 재량적 발생액에 절대값을 취한 후 회귀분석을 수행하면 일반적으로 정규분포가정에 심각한 위배(severe violation of normality)가 될 수 있음을 지적한 바 있다. 이는 재량적 발생액 절대값을 취하지 않은 측정치 자체를 이용하여 (즉 이익조정의 크기와 방향성 모두를 고려한 후) 분석된 결과를 통해 검증결과를 확인하는 것이 더 연구결과의 내적 타당성이 높다는 주장이다.

〈표 11〉 재량적 발생액에 절대값을 취한 회귀분석 결과

Panel A : 전체표본

구분 / 변수	|DA|			$\|DA^{ROA}\|$		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
TENURE	**0.000 (0.052)**	**−0.000 (−0.098)**	**0.000 (0.222)**	**0.000 (0.491)**	**−0.000 (−0.198)**	**0.000 (0.238)**
통제변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑YD	포함	포함	포함	포함	포함	포함

Panel B : 계속감사기간이 7년 이상의 표본

구분 / 변수	|DA|			$\|DA^{ROA}\|$		
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 1	모형 2	모형 3
TENURE	**0.000 (0.190)**	**0.001 (0.263)**	**0.001 (0.485)**	**0.000 (0.534)**	**−0.001 (−0.438)**	**−0.000 (−0.055)**
통제변수	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
∑YD	포함	포함	포함	포함	포함	포함

주1) 변수의 정의는 <표 1>을 참조.

주2) 위 표에서 모형 1은 관심변수가 TENURE, 모형 2는 TENURE(7), 모형 3은 $TENURE(7)^{-2}$에 대한 분석결과임.

Ⅴ. 결 론

본 논문은 감사인의 계속감사기간이 감사품질에 미치는 효과를 분석하였다. 감사품질은 선행연구와 같이 재량적 발생액으로 측정하였으며, 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)과 ROA 성과대응 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)을 병행하여 사용하였다. 분석에 사용된 표본은 전체표본을 대상으로 한 경우와 Myers et al.(2003), Davis et al.(2009)의 연구방법에 따라, 그리고 최 관 등(2010)의 표본 선정방법에 따라 감사인 임기가 7년 이상인 표본에 대해서도 분석하였다. 또한 관심변수인 계속감사기간에 대해서 연속변수뿐만 아니라 더미변수를 고려한 분석을 수행하였고, 재량적 발생액 측정치가 양(+)인 표본과 음(−)인 표본으로 구분한 분석도 수행하였다. 그 외에도 본 연구에서는 계속감사기간에 따른 감사인의 감사품질을 알아보는데 있어 다양한 추가분석을 수행하였다. 본 연구에서 추가분석으로 Big 4 감사인여부로 구분된 감사인 유형에 따라 앞서의 분석들을 재수행하여 보았으며, 재량적 발생액의 크기에 따른 검증결과도 확인해

보았다. 이러한 분석들을 살펴봄으로써 감사인의 계속감사기간이 감사품질에 미치는 효과와 관련하여 보다 체계적인 실증적 증거들을 얻고자 하였다.

분석기간은 1999년부터 2007년까지 9년간의 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 금융업을 제외하고 계속감사기간이 명확히 파악가능한 기업들을 대상으로 분석하였다. 실제 감사인의 계속감사기간을 확인하기 위하여 분석에 이용된 기간은 1984년부터 2007년까지이다.

본 연구의 실증결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체표본의 경우 감사인의 계속감사기간과 재량적 발생액 간에 유의한 음(−)의 관계가 나타났다. 이러한 결과는 재량적 발생액이 양(+)인 표본과 음(−)인 표본으로 나누어 분석한 결과에서도 모두 동일하게 나타났다. 또한 연속변수뿐 아니라 감사인의 임기 7년을 고려한 더미변수의 결과에서도 대체로 유사한 결과가 관찰되었다. 그러나 Myers et al.(2003), Davis et al.(2009) 및 최 관 등(2010)의 방법에 따라 일정기간 동안 계속감사를 수행한 표본인 계속감사기간이 7년 이상인 표본으로 제한하여 분석하면 앞서의 첫 번째 검증결과에서 나타난 두 변수간의 유의한 음(−)의 관계는 보다 약화된 결과가 나타났다. 따라서 주된 검증결과의 경우 전반적으로는 앞서 가설에서 논의된 바 있는 규제기관의 관점 보다는 감사인의 관점이 지지된 결과로 나타났다. 이는 감사인의 계속감사기간이 길어질수록 감사품질의 향상을 가져와 기업의 이익조정을 억제하는데 있어 효과적이라는 결과이다.

둘째, 추가분석으로 표본기업을 Big 4와 non−Big 4 감사인으로 나누어 분석할 경우, 전체표본의 결과와 계속감사기간을 7년으로 제한한 표본 모두 Big 4 감사인의 경우만 두 변수간에 유의한 음(−)의 결과가 관찰되었다. 즉 앞서 계속감사기간이 길어질수록 감사품질의 향상을 가져온다는 검증결과의 경우는 non−Big 4 감사인 보다는 Big 4 감사인에 기인된 결과로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 감사인의 임기가 길어질수록 감사품질이 향상되는 효과는 대형 회계법인에서 주로 나타난다는 발견이다. 이러한 발견은 정책적인 시사점을 제공한다. 예를 들어, 만일 규제기관의 정책에 따라 2006년도에 도입되었다가 2011년도에 폐지된 감사인 강제교체제도를 재도입하려고 한다면 일률적으로 제도를 도입하기 보다는 감사인 유형에 따라, 즉 계속감사기간이 길어져도 감사품질의 향상을 가져오지 않았던 non−Big 4 감사인만 한정해서 감사인 강제교체제도를 선택적으로 적용하는 것이 더 효과적일 수 있다는 정책적 시사점을 제공한다.

셋째, 일부 선행연구의 방법에 따라 재량적 발생액에 절대값을 취하여 분석한 결과에 따르면, 전체표본과 감사인의 계속감사기간을 7년으로 제한한 표본 모두에서 계속감사기간과 재량적 발생액 간에는 아무런 관련성이 관찰되지 않았다. 이는 감사인의 계속감사기간의 경우 재량적 발생액의 크기에는 별다른 영향을 미치지 않는다는 결과이며, 앞서 첫 번째의 검증결과로 볼 때 재량적 발생액의 크기와 방향이 고려된 경우가 감사인의 계속감사기간을 살펴보는데 있어서는 더 직접적인 영향을 미친다는 결과이다.

이상의 다양한 분석을 통한 검증결과로 볼 때, 감사인의 계속감사기간은 감사품질에 영향을

주는 것으로 나타났으며, 이는 주로 대형 감사인에서 발생되는 것으로 나타났다. 또한 계속감사기간이 7년 이상인 표본으로 제한해서 분석할 경우에는 전체표본의 경우와 달리 주로 성과대응 재량적 발생액의 경우만 두 변수간에 유의한 관계가 나타났다. 한편, 이러한 결과는 재량적 발생액의 크기와 방향이 고려된 측정치에서 주로 나타나며, 재량적 발생액의 크기만을 고려한 측정치에서는 두 변수간에 유의한 관계가 나타나지 않았다.

따라서 본 연구결과는 계속감사기간과 감사품질 간의 관계를 살펴봄에 있어 다양한 조건적 상황에 따라 검증결과가 어떻게 다른가를 보여주고 있다는 점에서 의의가 있다. 이와 더불어 본 연구의 검증결과는 감사인 임기와 재량적 발생액 간을 분석한 연구들보다 더 다양하고 세부적인 분석사항을 통해 기존 연구에서 알려져 있지 않았던 사항들도 포함하고 있다는 점에서 학계, 실무계 및 규제기관에게 계속감사기간과 관련한 논의에 있어 여러 유익한 정보와 정책적 시사점을 제공해 준다는데 의의가 있다. 특히 국내의 경우는 최근 도입되었다가 폐지된 감사인 강제교체제도의 유효성에 관해서 실무계나 학계 모두 관심이 모아졌던 점에서 보다 확장된 증거(extend evidences)를 제공한다는 측면에서 관련연구에 추가적인 공헌점을 제공할 것으로 기대된다.

참고문헌

권수영・임영덕・마희영. 2008. “감사인의 산업전문성이 계속감사기간과 감사품질의 관계에 미치는 영향과 강제교체 감사인의 감사보수 분석”. 회계저널 제17권 제2호 : 1－38.

나종길・최 관. 2003. “회계발생액과 차별적 감사수요.”. 회계학연구 제28권 제1호 : 1－32.

노준화. 2009. “감사인 강제교체가 감사품질에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 1－29.

박재환・박희우・정태범. 2008. “감사인 강제교체제도가 감사보수에 미치는 영향”. 회계저널 제17권 제1호 : 137－160.

박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로.”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135－172.

박종일・곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191－226.

박종일・최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 257－293.

심한택, 2005. “해외상장기업의 회계정보 신뢰성”. 회계학연구 제30권 특별호 제1호 : 27－57.

윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 증권학회지 제29호 : 57－85.

이상철・박재완・윤종철. 2011. “계속감사기간과 부채조달비용과의 관련성”. 회계와 감사연구 제53권 제1호 : 37－72.

이아영・전성빈・박상수. 2007. “최고경영자 교체와 이익조정”. 회계학연구 제32권 제2호 : 117－150.

임영덕. 2005. “자발적 감사인 교체시, 신용등급별로 계속 감사기간과 감사품질의 관계가 달라지는가?”. 회계와 감사연구 제42호 : 443－461.

임영덕. 2006. “계속 감사기간과 감사품질에 관한 연구”. 회계학연구 제31권 제3호 : 183－213.

최 관・박종일・최성호. 2010. “계속감사기간과 자본시장의 반응”. 회계학연구 제35권 제1호 : 1－36.

최 관・백원선. 1999. “유상증자기업의 이익조정에 관한 연구”. 회계학연구 제24권 제4호 : 1－27.

최정호. 2005. “회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생액의 크기와 정보성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 107－149.

Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do Non－Audit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence. *The Accounting Review* 78 : 611－639.

Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn. 2002. The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations. *Journal of Accounting Economics* 33(2) : 173－204.

Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1) : 1－24.

Boone, J. P., I. K. Khurana, and K. K. Raman. 2008. Audit Firm Tenure and the Equity Risk Premium. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 23 (1) : 115－140.

Caramanis, C. and C. Lennox. 2008. Audit Effort and Earnings Management. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1) : 116－138.

Carcello, J. V. and A. L. Nagy. 2004. Audit Firm Tenure and Fraudulent Financial Reporting. *Auditing*

: *A Journal of Practice & Theory* 23 (2) : 55－69.

Casterella, J., W. R. Knechel, and P. Walker. 2004. Factors Affecting the Influence of Auditor Tenure on Auditor Judgement. *Working Paper*. University of Florida.

Davis, L. A., B. Soo, and G. Trompeter. 2009. Auditor Tenure and the Ability to Meet or Beat Earnings Forecasts. *Contemporary Accounting Research* 26 (2) : 517－548.

Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193－225.

Dechow, P., W. Ge., and C. Schrand. 2010. Understanding Earnings Quality : A Review of Proxies Their Determinants and Their Consequences. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 344－401.

DeFond, M. and J. Jiambalvo. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145－176.

DeFond, M. and K. Subramanyam. 1998. Auditor Changes and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 35－67.

Dopuch, N., R. King, and R. Schwartz. 2001. An Experimental Investigation of Retention and Rotation Requirements. *Journal of Accounting Research* 39 (1) : 93－117.

Francis, J. and K. Krishnan. 1999. Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism. *Contemporary Accounting Research* 16 (1) : 135－166.

Francis, J., E. Maydew, and H. Sparks. 1999. The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals. *Auditing : A Journal of Practice and Theory* 18 : 17－34.

Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967－1010.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2) : 295－327.

Geiger, M. and K. Raghunandan. 2002. Bankruptcies, Audit Reports and the Reform Act : A Note. *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 20 (1) : 67－78.

General Accounting Office (GAO). 2003. Public Accounting Firms : Required Study on the Potential Effects of Mandatory Audit Firm Rotation. Washington, D. C.

Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality. *The Accounting Review* 80 (2) : 585－613.

Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 (1) : 3－73.

Gunny, K., G. V. Krishnan, and T. C. Zhang. 2007. Is Audit Quaity Associated with Auditor Tenure, Industry Expertise, and Fees? Evidence from PCAOB Opinion. *Working Paper*. University of Colorado at Boulder.

Heninger, W. 2001. The Association between Auditor Litigation and Abnormal Accruals. *The*

Accounting Review 76 (1) : 111－126.

Johnson, V. E. I. K. Khurana and J. K. Reynolds. 2002. Audit－Firm Tenure and the Quality of Audit Reports. *Contemporary Accounting Research* 9 (2) : 637－660.

Jones, J. J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193－228.

Kasznik, R. 1999. On the Association Between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37 : 57－821.

Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163－197.

Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. 2004. Does Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market. *Journal of Accounting Research* 42 (4) : 755－793.

Mautz, R. K. and A. Sharaf. 1961. The Philosophy of Auditing. Monograph 6. Sarasota, FL : American Accounting Association.

Myers, J., L. A. Myers, and T. C. 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) : 779－800.

Ryan, S. G., R. H. Herz, T. E. Iannaconi, L. A. Maines, K. Palepu, C. M. Schrand, D. J. Skinner, and L. Vincent. 2001. Commentary. SEC Auditor Independence Requirements : AAA Financial Accounting Standards Committee. *Accounting Horizons* 15 : 373－386.

Teoh, S., I. Welch, and T. Wong. 1998. Earnings Management and the Post－issue Performance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial and Economics* 50 : 63－99.

A Study on the Relationship between Auditor Tenure and Audit Quality

Kwan Choi* · Jong-Il Park**

〈Abstract〉

This paper investigates whether the length of auditor-firm tenure affects audit quality. There is an opposing viewpoint for the relationship between audit tenure and audit quality. One viewpoint argues that financial reporting quality increases with longer audit tenure. Auditors do not have adequate client-specific knowledge during the early years of engagement and would not be able to detect material errors and misstatements. They have to pay high litigation costs if audit failure occurs and they usually devote professional effort to maintain their reputations. The other viewpoint argues that long relationship between an auditor and a client results in a decline in audit quality. Auditors would be more likely to agree with managers on important reporting decisions as the length of audit engagement increases. The lengthy audit tenure may erode an auditor's independence for its clients, which in turn impairs audit quality.

This paper uses discretionary accruals as a proxy for the audit quality and measure it several different ways to increase internal reliability of the research findings about the relationship between audit tenure and audit quality.

The results of this paper are as follows. First, the length of audit tenure has negative relations with discretionary accruals. This means that audit quality increases as the auditor-client tenure lengthens. The result is the same for each sample firms when the total sample is divided into two groups, one group having positive discretionary accruals and the other group having negative discretionary accruals. Second, when we split sample firms into the firms audited by Big 4 and the firms audited by Non-Big 4, the negative relationship is found only for the Big 4 sample firms. This means that audit quality improves only for the firms audited by Big 4 with longer audit tenure. Third, we cannot find any relationship between audit tenure and audit quality if we use absolute value of discretionary accruals for the measure of audit quality instead of raw one. It indicates that audit tenure does not affect the magnitude of earnings management regardless of positive or negative directions.

This paper is expected to give contributions to extant research by providing additional evidence about the relationship between audit tenure and audit quality. This research also can give useful information to regulatory agencies to enact mandatory rotation of auditors.

〈Key words〉 auditor tenure, earnings management, discretionary accruals, audit quality, auditor type, mandatory auditor rotation

* Professor, School of Business, Sungkyunkwan University, kwanchoi@skku.edu, Primary author

** Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, Corresponding author