

계속감사기간에 따른 발생액 이상 현상*

손성규(주저자)
연세대학교 경영대학
(sksohn@yonsei.ac.kr)
이은철(공동저자)
동덕여자대학교 경영학과
(eclee@dongduk.ac.kr)
김성환(교신저자)
광운대학교 경영대학 경영학부
(sunh@kw.ac.kr)

최근 감사인의 독립성에 대해 많은 관심이 집중되고 있다. 주된 논점 중의 하나는 계속감사기간이 길어지면서 외부감사인의 독립성이 훼손될 수 있다는 우려이다. 지금까지의 선행연구에서는 계속감사기간이 감사인의 독립성을 해칠 수 있다는 주장(감사인 방호 가설)과 감사기간이 길어질수록 전문성이 높아져서 감사품질이 제고된다는 주장(감사인 전문성 가설)이 서로 병존하고 있다. 그리고 투자자들이 인지하는 감사인의 외관상 독립성 역시 중요하다는 주장도 제기되고 있다. 그러나 아직까지도 감사인의 독립성에 대한 상반된 주장이 존재하면서도, 독립성의 문제가 실질적 독립성 차원인지, 아니면 외관상 독립성 차원인지에 대해서도 합의가 존재하지 않는 것으로 보인다.

본 연구에서는 '계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 훼손되는 것인가'라는 연구 질문에 대한 실증적인 증거를 제시하여 계속감사기간과 감사품질 간의 관계를 밝히고 실질적 독립성과 관련된 선행연구의 논의를 보다 발전시키고자 한다. 그리고 '계속감사기간에 따른 감사품질의 제고 혹은 저하를 시장에서 투자자들이 어떻게 평가하고 있는가'라는 이슈에 대한 실증 결과를 보고함으로써 실질적 독립성과 외관상 독립성 사이에 어떠한 괴리가 존재하는지를 알아보고자 한다.

실증결과 계속감사기간이 장기인 경우 감사품질의 측정치로 사용된 발생액의 이익지속성이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 계속감사기간이 길어져도 실질적 독립성의 훼손은 발생하지 않고 오히려 감사인의 전문성이 높아져 감사품질은 제고된다는 것을 의미한다. 반면 자본시장에서 투자자들은 계속감사기간이 짧은 기업의 이익지속성을 더 높게 평가하고 있어서, 감사기간 초기에 독립성이 제고되어 더 높은 품질의 감사서비스를 제공한다고 인식하는 것으로 해석할 수 있다. 결론적으로 실질적 독립성은 계속감사기간이 늘어나면서 훼손되지 않지만, 자본시장의 투자자들이 인식하는 외관상 독립성은 감사 초기에 더 높아서 실질적 독립성과 괴리가 존재하는 것이다. 이러한 연구 결과는 지금까지 진행되어온 계속감사기간에 따른 감사인 독립성의 문제는 실질적 독립성의 문제라기보다는 외관상 독립성의 문제였다는 점을 시사한다.

본 연구는 논란이 되고 있는 계속감사기간과 감사인의 독립성에 대한 관계를 실질적 독립성과 외관상 독립성으로 분리해 분석한 최초의 연구이다. 본 연구의 결과는 계속감사기간과 관련된 감사인의 독립성 문제에 대한 이해를 제고시키며, 규제당국에게는 계속감사기간과 관련된 규제를 제정할 때 참고가 되는 시사점을 제공할 것으로 보인다.

주제어: 계속감사기간, 실질적 독립성, 외관상 독립성, 이익지속성, Mishkin 검증

1. 서론

외부감사인을 자본시장의 문지기(Gatekeeper)라

표현하기도 한다. 자본시장의 발전을 위해서는 회계정보의 투명성이 필수적인 요소인데, 감사인은 회계정보의 투명성을 확보하는데 중요한 역할을 하기 때문이다. 따라서 독립성과 전문성은 문지기로

서 외부감사인의 역할을 제대로 수행하기 위한 필수적인 요소일 것이다(Kinney 1999). 최근 수년간 세계적으로 많은 기업들의 회계부정에 감사인이 연루되어 있음이 밝혀지면서 감사인의 독립성에 대한 우려의 목소리가 높아지고 있다. 특히 엔론(Enron)의 회계분식을 분석하는 과정에서 밝혀진 피감사회사와 감사인 간의 계약관계는 학계 및 실무계에 중요 이슈를 제공하였다. 즉 동일한 감사인과 피감사회사 간의 오랜 계약관계가 감사품질을 훼손할 수 있다는 것이다. 이러한 우려를 반영하듯 국내외적으로 감사인의 강제 교체와 관련된 제도적 보완이 이루어지고 있다.

그러나 '계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 훼손되는가'라는 질문에 대해서는 상반된 주장이 병존하고 있다. 감사기간이 길어질수록 전문성이 높아져서 감사품질이 제고된다는 견해(St. Pierre and Anderson 1984; Arrunada and Paz-Ares 1997; Johnstone et al. 2001; Geiger and Raghunandan 2002; Johnson et al. 2002; Myers et al. 2003)도 있지만, 감사기간이 길어질수록 독립성이 훼손되어 감사품질이 저하된다는 견해(Deis and Giroux 1992; Brody and Moscove 1998; Dopuch et al. 2001; Casterella et al. 2002; Chi and Huang 2005; Carey and Simnett 2006) 역시 제기되고 있다. 이와 같이 서로 다른 주장이 혼재되어 있으며, 이들이 주로 다루는 내용은 감사인의 실질적(또는 정신적) 독립

성 혹은 전문성에 대한 것이다.

반면 감사인의 실질적(또는 정신적) 독립성 이외에도 외관상 독립성(Independence in Appearance) 측면에서도 계속감사기간과의 관계를 살펴볼 필요가 있다.¹⁾ 본래 감사인의 독립성은 다른 외적 요인이 피감사회사에 영향을 미칠 가능성을 최소화하여 높은 수준의 감사서비스를 제공하게 하며, 기업의 재무제표에 대한 투자자의 신뢰를 제고하는 역할을 한다(이창우 등 2002). 따라서 투명하고 신뢰성을 갖춘 회계정보가 공시되기 위해서는 감사인의 실질적인 독립성은 물론이고 정보이용자들의 관점에서 볼 때 외관상의 독립성도 만족되어야 하는 것이다. 외관상의 독립성이 훼손된다면 해당 감사인에게 감사받은 회계정보에 대한 정보이용자들의 신뢰수준은 낮아질 수밖에 없기 때문이다. 이러한 외관상 독립성에 대해 규제기관 역시 중요성을 인정하고 있다. 일례로 2001년 6월 18일에 개정된 공인회계사법 시행령에서는 당해 공인회계사 또는 그 배우자가 주식 또는 출자지분을 소유하고 있는 자(또는 회사)에 대한 감사를 하지 못하도록 직무를 제한하였다.²⁾ 주식 1주를 소유함으로써 인해 실제로 감사인의 독립성이 훼손된다고 보기는 어렵겠지만 회계정보 이용자들이 외관상으로 보기에 는 문제의 소지가 있을 수 있다고 판단되기에 제한한 것이다. 이와 관련되어 Ghosh and Moon(2005)은 외부 정보이용자들(투자자, 신용평가회사, 애널리스트)이 계속감사기간에 따른 감사품질의 차이를 어떻게

1) 외관상 독립성에 대해 언급하고 있는 구체적인 규정들은 이창우 등(2002)에서 참고할 수 있다. 예를 들어 미국공인회계사회의 회계감사기준서 제1호(AICPA's Statement on Auditing Standards No. 1), 미국의 독립성기준위원회(Independence Standards Board: ISB), 유럽회계사연맹(the Federation of European Accountants)에서 감사인들의 외관상 독립성의 중요성을 언급하고 있다. 한편 우리나라의 회계감사기준 제7조에서는 독립성을 다음과 같은 두 가지 항목으로 나열하고 있다. ① 감사인은 감사와 관련된 업무를 수행함에 있어 독립의 정신을 견지하여야 한다. ②감사인은 외관상으로 독립성에 의문을 초래할 만한 이해관계가 있는 경우에는 당해 감사에 관여하여서는 아니된다. 첫째 항목은 정신적인 독립성을 둘째항목은 외관상 독립성을 의미한다.

2) 이 시행령의 개정 이전에는 당해 공인회계사 또는 그 배우자가 발행주식총수 또는 출자지분의 100분의 1이상의 주식 또는 출자지분을 소유하고 있는 자를 제한하고 있었다.

인식하고 있는지를 살펴보았다. 실증분석 결과 정보이용자들은 계속감사기간이 길수록 감사품질이 향상된다고 인지하는 것으로 나타났다. 즉 투자자는 계속감사기간이 길어져도 외관상 독립성의 훼손은 없는 것으로 인식하고 있는 것이다.

지금까지 실질적 독립성과 외관상 독립성은 별도로 분리되어 연구되었다. 그러나 실제와 외관 측면의 독립성이 계속감사기간과 어떠한 관련을 가지는지를 함께 살펴볼 필요가 있다. 국내의 경우 감사인 의무교체와 관련되어 아직까지 많은 논란이 존재하고 있다. 일부에서는 계속감사기간이 길어질 경우 독립성이 훼손된다는 주장을 펴고 있고, 또 다른 일부는 계속감사기간이 길어질수록 피감사회사에 대한 이해가 높아져 전문성이 제고된다는 논리를 내세우고 있다. 물론 가장 중요한 것은 실질적으로 독립성이 훼손되는지의 여부이다. 그렇지만 많은 논란이 이루어지는 배경에는 계속감사기간이 길어질 경우 독립성이 훼손될 수 있다는 투자자들의 인식이 자리잡고 있다. 따라서 실질적 독립성이 훼손되는지 여부를 살펴보고 시장에서 실질적 독립성에 대해 어떻게 평가하고 있는지를 살펴본다면 지금 이루어지고 있는 계속감사기간과 독립성 간의 관계에 대한 논쟁의 본질을 파악할 수 있을 것이다.

따라서 본 연구에서는 계속감사기간과 감사품질과의 관계를 살펴봄으로써 실질적 독립성이 계속감사기간이 길어지면서 실질적으로 훼손되는지를 실증한다. 그리고 계속감사기간에 따라 변화되는 감사품질을 시장에서는 어떻게 인식하고 있는지를 살펴본다. 만일 실질적으로는 감사기간이 길어지면서 감사품질이 높아지고 있지만 투자자들은 제고되는 감사품질을 평가절하하고 있다면, 실질적 독립성과 외관상 독립성 사이에는 괴리가 발생하고 있다고 해석할 수 있다. 이러한 분석을 위해 감사품질을

이익지속성으로 측정한다(Johnson et al. 2002). 감사품질이 높다면 기회주의적인 이익조정을 억제하여 발생액의 이익지속성이 높아지므로, 감사기간이 길어지면서 독립성의 훼손이 발생한다면 발생액의 이익지속성이 낮아질 것으로 유추 해석할 수 있다. 그리고 감사품질에 대한 투자자의 인식은 발생액에 대한 시장이상현상을 검증하는 Mishkin 테스트를 통해 분석한다. 투자자들은 미래이익에 대한 이익지속성의 합리적 기대를 주가에 반영하는데(Sloan 1996; Xie 2001), 계속감사기간이 길어 독립성이 훼손되었다고 투자자들이 인식한다면 주가에 반영되는 이익지속성의 기대치는 낮게 나타날 것이다.

본 연구는 논란이 되고 있는 계속감사기간과 감사인의 독립성에 대한 관계를 실질적 독립성과 외관상 독립성으로 분리해 분석하면서, 독립성의 문제가 실질 혹은 외관상의 문제인지를 살펴본다. 이러한 분석을 통해서 계속감사기간과 관련된 감사인의 독립성 문제를 보다 명확하게 이해할 수 있을 것이다. 그리고 규제당국에게는 계속감사기간과 관련된 규정을 제정할 때 참고가 되는 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 만일 실질적인 독립성 훼손이 문제라면 계속감사기간을 제한하는 규정을 강화해야 할 것이지만, 실질적인 문제라기보다 투자자 인식의 문제라면 투자자들의 우려를 불식시키기 위한 정보제공 활동에 더욱 주력해야 할 것이다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 진행된다. 2장에서는 계속감사기간과 관련된 선행연구를 소개하고 시장이상현상을 설명하며, 3장에서는 연구가설을 도출한다. 4장에서는 연구방법 및 표본을 기술하고 5장에서는 실증분석 결과들을 보고한다. 마지막 6장에서는 논문을 요약하고 결론 및 시사점을 기술하는 것으로 끝을 맺는다.

II. 문헌연구

2.1 계속감사기간과 감사품질

계속감사기간과 감사품질의 관계는 감사인 방호 가설(Auditor Entrenchment Hypothesis)과 감사인 전문성 가설(Auditor Expertise Hypothesis)로 설명될 수 있다.³⁾ 감사인 방호 가설은 계속감사기간이 길어질수록 감사인의 태만과 피감사회사에 대한 경제적 의존도 증가로 인해 독립성이 상실되어 감사품질이 저해된다는 관점이다. 반면 감사인의 전문성 가설은 개별 계정과목 및 전체 재무제표에 대한 감사인의 전문가적인 판단이 요구되는 감사현장에서 계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 향상된다는 주장이다.

먼저 감사인 방호 가설을 지지하는 연구결과로 Deis and Giroux(1992)는 공공부분을 감사하는 소규모 독립 회계법인을 대상으로 계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 낮아지는 실증결과를 제시하였다. Carey and Simnett(2006)과 Chi and Huang(2005)은 각각 호주와 대만 기업을 대상으로 감사인(파트너)의 계속감사기간과 감사품질과의 관련성을 검증하였고, 계속감사기간이 긴 경우 감사품질이 저하됨을 관찰하였다. Casterella et al.(2002)은 계속감사기간이 길 때 감사실패가 더 많이 발생한다고 보고하였다. Dopuch et al.(2001)은 의무적인 감사인 교체가 감사인이 잘못된 감사의견을 제출하려는 것을 막아 감사인의 독립성을 높여 줄 가능성이 존재한다는 것을 실험을 통해 제시하였다.

반면 감사인 전문성 가설을 지지하는 연구결과로 Geiger and Raghunandan(2002)은 계속기업 가정에 대한 감사의견과 계속감사기간 간의 관계를 살펴보았는데, 계속감사기간이 짧을 경우 도산 직전년도에 계속기업의 가정에 대한 적절한 의견을 표명할 가능성이 낮은 것으로 나타났다. Myers et al.(2002)은 계속감사기간에 따라 3가지 그룹(1~2년, 3~5년, 5년 이상)으로 나누어 각 그룹별 발생액의 차이를 분석하였다. 분석 결과 계속감사기간이 5년 이상인 그룹의 발생액이 가장 작은 것으로 나타났다. Johnson et al.(2002)은 재량적 발생액의 절대값과 이익지속성을 감사품질에 대한 측정치로 사용하여 계속감사기간과의 관계를 살펴보았다. 실증결과 단기 계속감사기간에서는 재량적 발생액의 절대값이 크고 이익지속성이 낮지만, 장기 계속감사기간의 경우 유의적 관련성을 찾지 못하였다. St. Peirre and Anderson(1984)은 감사 초기에 감사실패가 더 빈번히 발생한다는 실태조사 결과를 제시하였다.

국내의 선행연구에서는 감사인 방호 가설 혹은 감사인 전문성 가설 모두를 지지하지 않는 결과(박종성 등 2003)가 존재한다. 박종성 등(2003)은 재량적 발생액과 감리지적유무를 감사품질의 대용변수로 사용하여 분석을 수행하였다. 이들은 1985년 이후의 계속감사기간으로 한정하여 분석을 수행한 결과, 감리지적유무와 재량적 발생액은 계속감사기간에 따라 달라지지 않는 것으로 나타나 계속감사기간과 감사품질은 관련성이 없음을 보였다. 또한 감사품질에 대한 계속감사기간의 증분효과 분석에서도 두 변수간의 유의적인 관련성은 발견되지 않았다. 임영덕(2006)은 계속감사기간과 재량적발

3) 감사인 방호 가설 및 감사인 전문성 가설에 대한 내용은 Mansi et al.(2004)와 권수영 등(2008)을 참조하였다.

생액이 유의한 음의 상관관계를 가지는 것을 발견하여, 계속감사기간이 길어지면 감사품질이 향상되는 것으로 해석하였다. 권수영 등(2008)은 감사인의 독립성 제고를 위해 도입된 감사인 강제교체가 감사품질을 제고하는지를 분석하였다. 분석 결과 계속감사기간이 길수록 그리고 감사인이 산업전문성이 있을 때 감사품질이 높은 것으로 나타났다. 특히 계속 감사기간이 길지 않을 때에는 감사인이 산업전문성이 있는 경우 감사품질이 높은 것으로 관찰되었다. 이들은 이러한 결과에 대해 산업전문성이 있는 감사인은 이미 그 산업에 대한 지식과 경험이 축적된 상태이므로 감사기간이 길지 않더라도 피감사기업에 대한 이해가 높기 때문이라고 주장하였다.

대부분의 선행연구가 감사품질의 대용치로 재량적 발생액, 감리지적여부, 잘못된 감사의견을 표명할 확률 등을 이용하여, 주로 감사인의 실질적(정신적) 독립성에 초점을 맞추고 있다. 그러나 주식시장에서 투자자들의 인식에 중점을 둔 연구로 Ghosh and Moon(2005)은 시장참여자들이 생각하는 감사품질(Perceptions of Audit Quality)의 대용치로 ERC(Earnings Response Coefficient)를 사용하였다. 실증분석 결과 ERC로 측정된 이익의 질이 계속감사기간과 양의 관계를 가지고 있으며, 이는 자본시장의 투자자는 계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 향상되는 것으로 인식하고 있음을 의미한다. 자본시장에서 투자자들이 인식하는 외관상 독립성을 측정했다는 측면에서 매우 의미있는 연구인 것으로 생각된다.

지금까지의 선행연구에서는 계속감사기간과 관련되어 실질적 독립성과 외관상 독립성이 각각 별도로 연구되어 왔다. 재무정보를 통해 확인된 감사품질로 실질적인 독립성을 확인하는 것도 중요하지만

투자자들이 인지하는 외관상 독립성의 확인 역시 중요할 것이다. 회계정보에 대한 투자자의 신뢰에는 실질도 중요하지만 인식도 중요하기 때문이다. 그리고 실질적 독립성과 외관상 독립성 간의 차이가 발생하고 있는지 역시 살펴보아야 할 중요 이슈가 될 수 있다. 계속감사기간과 관련된 감사인의 독립성 문제가 실질적 독립성 차원의 문제인지, 외관상 독립성 차원의 문제인지를 파악할 필요가 있기 때문이다.

2.2 발생액의 시장이상현상

발생액의 시장이상현상이란 자본시장에서 투자자들이 발생액의 이익지속성을 제대로 파악하지 못하고 이에 대해 과대평가하는 것을 말한다. Sloan(1996)은 발생액의 이상현상과 관련된 최초의 연구에서 총 발생액에 대한 자본시장의 반응을 보고하였는데, 현금흐름에 비해 발생액의 이익지속성은 낮지만 자본시장의 투자자들은 발생액의 지속성을 과대평가한다는 사실을 보여 주었다. Xie(2001)는 총 발생액을 비재량적 발생액과 재량적 발생액으로 분리하여 발생액 이상 현상이 나타나는지 살펴보았다. 실증 결과 시장은 비재량적 발생액과 재량적 발생액 모두를 과대평가하고 있었는데, 이 중 재량적 발생액에서 더욱 두드러졌다. 국내에서는 나종길(2006)이 국내 자본시장의 발생액 이상 현상을 검증하여, 투자자들이 현금흐름에 비하여 발생액의 지속성을 과대평가한다는 사실을 발견하였다.

최근 발생액의 이상현상이 기업 특성에 따라 어떻게 다르게 나타나는지에 관한 연구도 이루어지고 있다. 순이익 여부(Dopuch et al. 2005; 이화득 등 2006), 재무보고 이익과 세무보고 이익의 차이 정도(고종권과 윤성수 2006), 공시품질(Drake et

al. 2007), 발생액의 질(최관과 백원선 2007) 등의 기업 특성에 따른 발생액 이상현상이 연구되었다. 특히 Chambers and Payne(2008)은 감사품질(감사인의 특정 산업에 대한 경제적 의존도)과 발생액 이상현상 사이의 관계를 연구하였다. 연구결과 시장의 이익지속성에 대한 과대평가는 감사품질여부에 관계없이 나타나고 있으나, 낮은 감사품질에서 더 크다는 사실을 보여주었다. 그리고 헷지 포트폴리오의 초과수익률 분석을 통해, Sarbanes-Oxley 법안 도입 후에 이 효과는 감소되었음을 보여주었다. Chambers and Payne(2008)은 감사품을 감사인의 특정 산업에 대한 경제적 의존도를 중심으로 살펴보고, 경제적 의존도가 높을수록 감사품질이 저하될 것이라 가정하였다. 본 연구에서는 계속감사기간과 감사품질과의 관련성을 살펴본다는 측면에서 감사인의 특정 산업에 대한 경제적 의존도와 감사품질 간의 관계를 실증한 Chambers and Payne(2008)의 연구와는 차이가 있다.

본 연구에서는 발생액 이상현상이 다르게 나타날 수 있는 기업의 특성으로 계속감사기간을 살펴본다. 즉 발생액의 시계열적 지속성을 계속감사기간에 따라 나눠살펴보고, 투자자들이 이러한 이익지속성을 과대 혹은 과소평가하고 있는지를 분석한다. 이러한 연구는 발생액 이상현상이 차별적으로 발생할 수 있는 기업의 특성으로 감사인 요소를 고려했다는 측면에서 의미있는 시도일 것으로 생각된다.

III. 가설 설정

계속감사기간이 감사인의 독립성에 미치는 영향에 대해서는 아직까지 일관된 연구결과가 나오지

않고 있다. 계속감사기간이 길어질수록 감사인의 독립성이 훼손되어 감사품질이 저해된다는 감사인 방호 가설과 계속감사기간이 길어질수록 전문성이 높아져서 감사품질이 향상된다는 감사인 전문성 가설이 병존하고 있는 것이다. 본 연구에서는 계속감사기간에 따른 발생액 이상현상을 검증하기에 앞서 계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향을 살펴본다. Johnson et al.(2002)은 이익지속성을 감사품질의 대용변수로 사용하여, 계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향을 살펴보았다. 그리고 계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 저하되지는 않는다는 결과를 보고하였다. 본 연구에서도 Johnson et al.(2002)와 동일하게 발생액의 이익지속성을 감사품질의 대용치로 사용하여 계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이익지속성 정도는 경영자의 회계이익 선택에 영향을 받게 된다. 경영자가 기회주의적으로 발생액을 사용한다면 이익지속성은 떨어지지만, 경영자의 사적정보를 발생액에 반영한다면 이익지속성은 높아질 것이다. 감사인이 경영자의 기회주의적 발생액과 사적정보를 반영한 발생액을 구분하고 기회주의적 사용을 억제한다면 이익의 지속성은 높아지며, 이는 감사품질이 높다는 것을 의미한다. 따라서 계속감사기간이 길어짐에 따라 이익지속성이 높아지는지 혹은 낮아지는지를 알아봄으로써 계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향을 분석해보고자 한다. 계속감사기간이 길어지면서 이익지속성이 높아진다면 감사인의 독립성이 훼손되기 보다는 전문성이 높아진다는 감사인 전문성 가설이 지지된다. 반면 계속감사기간이 길어지면서 이익지속성이 낮아진다면 감사인의 독립성이 훼손된다는 감사인 방호 가설이 지지된다. 선행연구 결과에서는 감사인 방호 가설과 감사인 전문성 가설이 병존하고 있으므로

귀무가설 형태로 가설을 설정한다.

가설 1: 계속감사기간과 당기순이익(혹은 발생액)의 이익지속성은 관련이 없다.

다음으로는 계속감사기간에 따른 발생액의 이익지속성을 투자자들이 어떻게 인식하고 있는지를 분석한다. 이를 위해 계속감사기간별로 실제 이익지속성이 이익지속성에 대한 투자자의 평가와 일치하는지를 분석한다. 이때 가설1의 결과에서 계속감사기간이 길어질수록 이익지속성이 높아진다면 이익지속성이 높아지는 것은 독립성의 훼손이 나타나지 않는다는 것을 뜻하게 된다. 따라서 이러한 경우 실제 이익지속성은 실질적 독립성을 의미하게 되고, 이익지속성에 대한 투자자의 평가(혹은 인식)은 외관상 독립성을 뜻하게 된다. 그리고 실제 이익지속성과 주가에 반영된 이익지속성 기대치가 서로 다르다면 실질적 독립성과 외관상 독립성 사이에는 괴리가 존재하는 것으로 해석될 수 있다. 예를 들어 실제로는 감사기간이 길어지면서 이익지속성은 높아지지만 투자자들은 높아지는 이익지속성을 과소평가하고 있다면, 실질적 독립성에는 문제가 없지만 투자자들이 인식하는 외관상 독립성에는 문제가 있는 상황인 것이다. 또는 감사기간이 길어지면서 이익지속성은 높아지지만 투자자들이 계속감사기간 초기에 감사인의 독립성이 보다 높다고 인식한다면 감사기간 초기의 이익지속성이 과대평가될 수도 있으며, 이러한 상황 역시 외관상 독립성과 실질적 독립성 간의 괴리가 존재하는 것이다.

이러한 분석은 지금까지도 진행되고 있는 계속감

사기간과 감사인 독립성 간의 논쟁이 실질적 독립성 차원의 문제인지, 외관상 독립성 차원의 문제인지, 아니면 두 가지 모두 관련된 문제인지를 파악하게 해줄 것이다.

가설 2: 계속감사기간별로 주가에 반영된 발생액의 이익지속성 기대치는 실제 관찰된 발생액의 이익지속성과 동일하다.

IV. 표본 선정 및 연구방법론

4.1 표본 선정

본 연구에서 필요한 자료는 다음과 같은 경로를 통해 수집하였다. 먼저 한국신용평가정보의 Kis-Value 데이터베이스를 통해 기업의 월별수익률 자료와 감사인 자료를 추출하였으며, 한국상장회사협의회 TS2000 데이터베이스를 통해 재무자료를 추출하였다.

본 연구의 표본은 한국거래소에 상장되어 있는 비금융기업에 해당되며 표본기간은 1997년부터 2007년 12월 31일까지로 한다.⁴⁾ 구체적인 표본 선정은 <표 1>과 같다. 1997년부터 2007년까지 거래소에 상장되어 있는 비금융 기업-연도 표본수는 6,486이며, 이중에서 감사인, 재무, 주가 자료를 활용할 수 없는 경우와 감사의견이 비적정이거나 자본잠식인 경우를 제외하였다. 감사의견이 비적정인 기업은 재무제표의 신뢰성에 의문이 발생하

4) 이익지속성을 파악하기 위해서는 다음 연도의 이익 정보가 존재해야 한다. 2008년을 표본으로 설정할 경우 2009년 이익정보가 필요하게 되는데, 본 연구가 진행되는 2009년 5월에는 2009년 연차 재무제표가 존재하지 않아 2007년까지를 표본 기간으로 정하였다.

므로 연구결과를 왜곡시킬 위험이 있으며(권수영 등 2008), 자본잠식인 기업은 경영상태나 재무상태가 주가에 미치는 영향이 정상적인 경우와 상당한 차이를 보일 수 있기 때문이다. 그리고 계속감사기간을 파악할 수 없는 기업을 제외하였다. 즉 계속감사기간의 표본은 1997년부터 2007년으로 구성되며, 1990년 이후에 감사인이 변경되어서 계속감사기간을 정확히 알 수 있는 기업을 대상으로 한다. 분석기간 시작 시점에서 계속감사기간 변수에 일괄적으로 1을 할당하는 것은 계속감사기간 변수의 측정오류를 만들어 연구결과를 왜곡할 수 있기 때문이다(Myers et al. 2003). 결과적으로 표본 선정기준을 만족하는 표본은 4,236개 표본이다.

4.2 연구방법론

본 연구에서 이익지속성을 추정하기 위해 사용된 기본모형은 아래와 같다.

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + u \quad (1)$$

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + u \quad (2)$$

EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산총계
 CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계
 ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름)/기초자산총계
 u : 잔차

여기서 EARN은 당기순이익/기초자산총계를 의미하며,⁵⁾ CF는 현금흐름/기초자산총계를, ACC는 발생액/기초자산총계를 나타낸다. 발생액은 당기순이익에서 영업활동으로부터의 현금흐름을 차감하여 계산하였다. 식(1)은 당기순이익의 지속성을 살펴보는 모형이며, 식(2)는 발생액의 이익지속성을 알아보기 위해 이익을 발생액과 현금흐름으로 분리한 모형이다.

계속감사기간이 길어질 경우 이익지속성이 어떻게 변화하는지를 알아보기 위해서 식(1)을 변형한 식(3)을 추정하였다. 식(3)에서는 계속감사기간이 장기인 집단 더미(LongTenure)와 당기순이익(EARN)과의 상호작용변수(EARN*LongTenure)를 추가하였다. 그리고 계속감사기간이 길어질 경우 발생액의 이익지속성이 어떻게 달라지는지를 알아보기 위해서 발생액(ACC)과 계속감사기간이 장

〈표 1〉 표본추출 결과 요약 (1997년 ~2007년)

항 목	합계
1997년~2007년 기간 동안 거래소에 상장되어있는 비금융 기업-연도(firm-year) 표본	6,486
(차감) TS2000에서 1997년부터 재무자료가 유효하지 않거나, Kis-Value에서 주가 관련 정보를 획득하기 어려운 경우	(1,164)
(차감) Kis-Value에서 감사인 자료 획득이 어렵거나 감사기간 파악이 어려운 경우	(613)
(차감) 감사의견이 비적정이거나 자본잠식인 경우	(473)
분석대상 표본	4,236

5) Sloan(1996), 고종권과 윤성수(2006), 김지홍 등(2008) 등의 선행연구와 비교가능성을 위해 모형에서 더미변수를 제외한 모든 변수들은 기초자산으로 표준화하였다.

기인 집단 더미(LongTenure)의 상호작용 변수 (ACC*LongTenure)를 추가하여 식(4)를 추정하였다. 이때 기회주의적인 이익조정 혹은 사적 정보가 반영된 부분은 발생액이며, 감사인의 노력으로 회계정보의 투명성이 높아질 수 있는 부분도 발생액이다. 그러므로 감사품질을 보다 명확히 측정하기 위해서는 발생액의 이익지속성을 살펴보아야 한다.

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + \gamma_2 * LongTenure_t + \gamma_3 * EARN_t * LongTenure_t + u \quad (3)$$

LongTenure_t : 장기 계속감사기간(7년 이상)을 나타내는 더미변수, 장기이면 1, 아니면 0

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * LongTenure_t + \gamma_4 * CF_t * LongTenure_t + \gamma_5 * ACC_t * LongTenure_t + u \quad (4)$$

식(3)과 식(4)에서 계속감사기간이 길어지면서 이익지속성이 높아졌는지 혹은 낮아졌는지를 나타내는 변수는 EARN*LongTenure (혹은 ACC*LongTenure)이며, 독립성이 훼손되어 이익지속성이 낮아졌다면 회귀계수는 음(-)의 값을 가질 것이다. 이때 감사기간에 따른 집단 구분의 기준은 7년으로 설정하였다. 1997년 이후 감사인 유지제도에 따라 감사인을 연속하는 3개 사업연도를 유지해야 하므로, 3년, 6년, 9년 단위로 감사기간을 구분할 수 있다. 그리고 감사인장제 교체 규정에서 사용된 감사기간이 6년이므로 7년 이상 감사한 경우를 장기 감사기간으로 구분하였다. 규제기관에서 생각하고 있는 장기, 단기 구분을 반영한 것이다(권수영

등 2008). 중위수의 개념이라면 4년 시점을 단·장기로 구분할 수 있지만 본 연구에서의 '장기'는 그보다는 계속감사의 개념을 강조하려는 것이므로 위와 같이 설정한다.

실제 관찰된 이익지속성과 주가에 반영된 이익지속성이 동일한지 여부를 다루는 가설2를 검증하기 위해 Mishkin(1983) 검증을 이용하였다. Mishkin 검증은 합리적 기대가설의 검증을 위해 사용되는 검증법으로, 투자자들이 공시된 정보를 합리적으로 평가하여 주가에 반영하는지를 검증하기 위한 개념적 틀을 제시하였다. 본 연구에서 Mishkin의 방법은 장기 및 단기 감사기간의 발생액이 1기 후의 이익을 예측하는 측정치(이익예측등식의 회귀계수)와 자본시장의 반응계수(가치평가등식의 회귀계수) 간의 통계적인 비교를 위해 사용된다.⁶⁾

Mishkin(1983)의 연구방법에 따르면 시장에서 순이익의 지속성 정보가 주가에 충분히 반영되는가는 다음의 수식으로 검증할 수 있다.

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + u \quad (1)$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + \beta_1 (EARN_{t+1} - \gamma_0 * EARN_t) + u \quad (5)$$

SAR_{t+1}: t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모 조정 초과수익률

여기서 SAR_{t+1}은 재무정보가 이용가능한 시점인 t기말 이후 4월부터 시작하여 다음 해 3월까지 1년간의 규모조정수익률로 개별주식의 수익률에서 동일 규모군 포트폴리오의 수익률을 차감한 값이다. 이때 예측계수(γ₁)는 이익예측등식(식(1))에서

6) Mishkin 검증에 대한 구체적인 내용은 최관과 백원선(2007), 고종권과 윤성수(2006), Hanlon(2005), Collins et al.(2003), Xie(2001) 등을 참고하기 바란다.

1차자기상관계수로 측정된 순이익의 지속성이다. 그리고 가치평가계수(γ_1^*)는 가치평가등식(식(5))에서 비기대이익⁷⁾과 그에 대한 비정상수익률 간의 관계를 통해 추정된 이익지속성의 기대치이다. 만약 시장에서 순이익의 지속성을 합리적으로 예측한다면 이익예측등식(식(1))의 γ_1 과 가치평가등식(식(5))의 γ_1^* 는 같아질 것이다. 그리고 순이익을 현금흐름과 발생액으로 구분하여, 현금흐름의 이익지속성과 발생액의 이익지속성이 주가에 정확히 반영되고 있는지를 살펴보는 모형은 다음과 같다.

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + u \quad (6)$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + \beta_1(EARN_{t+1} - \gamma_0^* - \gamma_1^* * CF_t - \gamma_2^* * ACC_t) + u \quad (7)$$

현금흐름과 발생액의 시계열 정보에 대해 시장이 효율적이라면 예측계수와 가치평가계수가 같아질 것이다(즉 $\gamma_1 = \gamma_1^*$, $\gamma_2 = \gamma_2^*$).

그리고 가설2의 검증을 위한 모형은 아래와 같다.

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * LongTenure_t + \gamma_4 * CF_t * LongTenure_t + \gamma_5 * ACC_t * LongTenure_t + u \quad (8)$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + \beta_1(EARN_{t+1} - \gamma_0^* - \gamma_1^* * CF_t - \gamma_2^* * ACC_t - \gamma_3^* * LongTenure_t - \gamma_4^* * CF_t * LongTenure_t - \gamma_5^* * ACC_t * LongTenure_t) + u \quad (9)$$

만일 시장에서 장기 및 단기 감사기간에 대한 발생액의 이익지속성을 합리적으로 예측한다면, 장기 및 단기 감사기간의 발생액에 대한 이익예측등식의 회귀계수와 가치평가등식의 회귀계수는 일치할 것이다(즉 $\gamma_2 = \gamma_2^*$, $\gamma_2 + \gamma_5 = \gamma_2^* + \gamma_5^*$). 그러나 실질적 독립성과 외관상 독립성 사이에 차이가 존재한다면 일치하지 않고 시장에서 과대 혹은 과소평가 될 것이다. 즉 독립성이 훼손되었다고 투자자들이 인식한다면(외관상 독립성이 훼손되었다면), 장기 감사기간의 경우 발생액의 가치평가등식 회귀계수가 이익예측등식 회귀계수보다 작게 나타나거나(즉 $\gamma_2 + \gamma_5 > \gamma_2^* + \gamma_5^*$) 단기의 경우 발생액의 가치평가등식 회귀계수가 이익예측등식 회귀계수보다 크게 나타날 것이다(즉 $\gamma_2 < \gamma_2^*$). 따라서 자본시장의 투자자가 계속감사기간에 따른 실제 이익지속성을 과소 혹은 과대평가하고 있는지를 살펴보기 위해서 $\gamma_2 = \gamma_2^*$, $\gamma_2 + \gamma_5 = \gamma_2^* + \gamma_5^*$ 여부를 검증한다.⁸⁾

7) 식(5)에서 괄호 안의 값은 이익지속성으로 설명되지 않는 비기대이익이며, 이 비기대이익은 β_1 의 이익반응계수(ERC)를 통해 초과수익률로 나타나게 된다.

8) 시장 합리성에 대한 위의 등식은 비선형회귀분석(Iterative Weighted Nonlinear Least Squares)을 통해 동시에 추정된다. 그리고 $\gamma_2 = \gamma_2^*$, $\gamma_2 + \gamma_5 = \gamma_2^* + \gamma_5^*$ 라는 제약을 검증하기 위해서는 아래와 같은 우도비(Likelihood Ratio) 통계량을 사용하며, 이 통계량은 개략적인(Asymptotically) 카이스퀘어 분포($\chi^2(q)$)를 따른다. χ^2 통계량이 유의하다면 등식 간에 회귀계수가 동일하지 않다는 것을 의미하며 시장효율성은 기각된다.

$$\chi^2(q) \sim 2n \log(SSR^c / SSR^u)$$

- q : 시장효율성에 의해 제약된 제한식의 수
- n : 관측치의 수
- SSR^c : 제약이 있는 경우 잔차제곱합
- SSR^u : 제약이 없는 경우 잔차제곱합

V. 실증분석결과

5.1 주요변수의 기술통계

본 연구의 분석대상 표본에 대한 주요 변수의 기술통계량은 <표 2>와 같다. 기초총자산에 대한 당기순이익(EARN)의 평균(중위수)은 0.0390(0.0359)이고, 현금흐름(CF)의 평균(중위수)은 0.0618(0.0576)이다. 기초총자산에 대한 총발생액(ACC)의 평균(중위수)은 감가상각비 등 비유동발생액의 영향으로 음의 값을 가진 -0.0230(-0.0251)이다. 규모조정초과수익률(SAR)의 평균(중위수)은 0.0093(-0.0844)이며, 계속감사기간(TENURE)의 평균(중위수)은 3.9393(3.0000)이다.⁹⁾ 그리고 계속감사기간별 분포는 <표 3>과 같다. 계속감사기간이 1년에서 6년인 집단의 비율이 82.22%를 차지하

고 있으므로 감사인의 잦은 변동이 있는 것을 확인할 수 있다.¹⁰⁾

<표 4>는 분석에서 사용된 변수간의 상관관계를 요약하였다. 당기순이익과 현금흐름 및 발생액 간에는 높은 양의 상관관계가 나타나고 있다. 그리고 현금흐름과 발생액 간에는 Dechow(1994), Hanlon(2005)과 같이 강한 음의 상관관계를 나타냈다. 전기 당기순이익과 차기의 당기순이익이 양의 상관관계를 보여서 당기순이익이 양의 지속성이 있음을 알 수 있다.

<표 5>는 계속감사기간이 장기인 경우와 단기인 경우를 나누어 상관분석을 실시한 결과이다. 대각선을 기준으로 위는 계속감사기간이 단기(6년 이하)인 경우이며, 아래는 계속감사기간이 장기(7년 이상)인 경우이다. 이를 통해 계속감사기간이 장기인 경우 이익지속성이 더 높은지 혹은 낮은지를 살펴볼 수 있다. 계속감사기간이 장기일 경우 당기의

<표 2> 분석대상 전체 표본에 대한 기술통계량(n=4,236)

변수	평균값	표준편차	중위수	최소값	최대값
EARN _t	0.0390	0.0692	0.0359	-0.2055	0.2669
EARN _{t+1}	0.0314	0.0801	0.0347	-0.3305	0.2220
ACC _t	-0.0230	0.0888	-0.0251	-0.2844	0.2709
CF _t	0.0618	0.0890	0.0576	-0.1813	0.3441
SAR _{t+1}	0.0093	0.5813	-0.0844	-1.1076	2.6184
TENURE _t	3.9393	2.8226	3.0000	1.0000	18.0000

주 1) EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산총계, CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름)/기초자산총계, SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모 조정 초과수익률, TENURE : 계속감사기간

2) 분석에서 사용된 매트릭 척도인 변수들은 극단치의 영향을 줄이기 위해 상위, 하위 1% 값을 극단치로 간주하고 이를 조정(Winsorize)

9) 최관과 백원선(2007)에서는 당기순이익의 평균(중위수)은 0.021(0.026), 현금흐름의 평균(중위수)은 0.040(0.041), 발생액의 평균(중위수)은 -0.016(-0.017)이다. 규모조정수익률은 Xie(2001)의 경우 평균(중위수)이 0.007(-0.059)이며, 고정권과 윤성수(2006)의 경우 0.009(-0.100)이다.

10) 권수영 등(2008)의 연구에서 계속감사기간 1년~6년의 비중은 86%로 본 연구와 유사하다.

〈표 3〉 계속감사기간별 분포(n=4,236)

계속감사기간	빈도	백분율(%)	계속감사기간	빈도	백분율(%)
1	942	22.24	10	81	1.91
2	722	17.04	11	33	0.78
3	637	15.04	12	25	0.59
4	445	10.51	13	17	0.4
5	397	9.37	14	11	0.26
6	340	8.03	15	7	0.17
7	244	5.76	16	6	0.14
8	182	4.3	17	5	0.12
9	141	3.33	18	1	0.02

주 1) 본 연구의 표본은 1997년부터 2007년으로 구성되며, 1990년 이후에 감사인이 변경되어서 계속감사기간을 정확히 알 수 있는 기업을 대상으로 한다.

〈표 4〉 분석에서 사용된 변수간 상관관계(n=4,236)

	SAR _{t+1}	EARN _{t+1}	EARN _t	ACC _t	CF _t	TENURE _t
SAR _{t+1}	-	0.2201***	-0.0115	-0.0666***	0.0582***	0.0106
EARN _{t+1}		-	0.5134***	-0.0068	0.4101***	0.0631***
EARN _t			-	0.3535***	0.4365***	0.0201
ACC _t				-	-0.6693***	-0.0309**
CF _t					-	0.0456***
TENURE _t						-

주 1) EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산총계, CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름)/기초자산총계, SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모 조정 초과 수익률, TENURE_t : 계속감사기간

2) 표시된 통계량은 Pearson 상관계수

3) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

당기순이익과 차기의 당기순이익 간의 상관관계가 단기일 경우보다 높게 나타나고 있다. 발생액의 경우 장기인 경우 유의한 양의 값을 가지지만, 단기인 경우 유의적인 관계가 나타나지 않고 있다. 이러한 결과는 장·단기 계속감사기간에 따라 이익지속성의 차이가 존재함을 시사하고 있다. 그러나 다른 변수와의 영향관계를 통제하지 않은 단변량 분

석의 결과이므로 다변량 분석을 통해 보다 정확한 변수 간의 관계를 살펴볼 수 있다.

5.2 가설 1의 검증 - 이익지속성

〈표 6〉은 당기순이익(혹은 발생액)이 평균에 회귀하는지를 알아보는 식(1)과 식(2), 장·단기 감

〈표 5〉 계속감사기간에 따라 집단을 구분한 상관분석 결과(n=4,236)

	SAR _{t+1}	EARN _{t+1}	EARN _t	ACC _t	CF _t	TENURE _t
SAR _{t+1}	-	0.2207***	-0.0188	-0.0780***	0.0635***	0.0151
EARN _{t+1}	0.2180***	-	0.5001***	-0.0205	0.4061***	0.0108
EARN _t	0.0278	0.5858***	-	0.3468***	0.4315***	-0.0311*
ACC _t	0.0035	0.0905**	0.4028***	-	-0.6764***	-0.0492***
CF _t	0.0256	0.4249***	0.4634***	-0.6205***	-	0.0248
TENURE _t	-0.0003	0.0953***	0.1057***	0.0960***	-0.0025	-

주 1) EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산총계, CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름)/기초자산총계, SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모 조정 초과 수익률, TENURE : 계속감사기간
 2) 표시된 통계량은 Pearson 상관계수
 3) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준
 4) 대각선 위쪽의 통계치는 계속감사기간이 단기(6년 이하)인 경우의 상관분석 결과이며, 대각선 아래쪽은 계속감사기간이 장기(7년 이상)인 경우의 상관분석 결과이다.

사기간에 따른 당기순이익(혹은 발생액)의 이익지속성 차이를 살펴보는 식(3)과 식(4)를 추정한 결과이다. 우선 모형1과 모형2는 선행연구와 비교하기 위해 식(1)과 식(2)를 회귀분석한 결과이다. 모형1의 결과는 회계이익이 평균에 회귀하는 모습을 보이고 있어서 Sloan(1996), Xie(2001), Hanlon(2005) 등의 선행연구 결과와 일치한다. 그리고 모형2의 경우 현금흐름과 발생액의 지속성이 각각 0.6611, 0.4374로 현금흐름의 지속성이 더 높은 것으로 나타났다.¹¹⁾ 이 역시 Hanlon(2005)과 고종권과 윤성수(2006) 등의 선행연구결과와 동일하다. 모형3은 장·단기 계속감사기간에 따른 당기순이익의 지속성을 알아보는 회귀분석 결과이다. 여기서 당기순이익(EARN)과 장기 계속감사기간을 나타내는 변수(LongTenure)의 상호작용변수(EARN*

LongTenure)가 장기 계속감사기간의 당기순이익 지속성을 나타내게 된다. 분석 결과 상호작용변수의 계수(γ_3)는 10% 수준에서 유의한 양의 값을 나타내었다. 이는 계속감사기간이 장기인 기업의 경우 당기순이익의 이익지속성이 높다는 결과이다. 모형4는 장·단기 계속감사기간에 따른 발생액의 지속성을 알아보는 회귀분석 결과이다. 발생액과 장기 감사기간의 상호작용 변수(ACC*LongTenure)는 CF*LongTenure를 포함한 모형과 포함하지 않은 모형 모두에서 유의한 양의 회귀계수값을 나타내었다.¹²⁾ 이는 계속감사기간이 장기인 경우 발생액의 이익지속성이 높다는 것을 뜻한다. 결론적으로 계속감사기간과 당기순이익(혹은 발생액)의 이익지속성은 관련이 없다는 귀무가설1은 기각되었다. 이러한 결과는 계속감사기간이 길어질수록

11) 두 계수가 동일하다는 F검증의 p-value는 0.0001 이하이다.

12) 차기의 회계이익 등을 실증에서 사용함으로 인해 Serial Correlation 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Fama and MacBeth(1973) 방법과 White(1987)가 제안한 Cluster-robust standard errors(Huber-White) 방법을 사용하는 분석을 추가적으로 수행하였다. 분석 결과 〈표 6〉과 대체적으로 일치하는 결과가 나타났다.

〈표 6〉 이익지속성 분석(n=4,236)

Model 1 : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + u$
 Model 2 : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + u$
 Model 3 : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + \gamma_2 * LongTenure_t + \gamma_3 * EARN_t * LongTenure_t + u$
 Model 4 : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * LongTenure_t + \gamma_4 * CF_t * LongTenure_t + \gamma_5 * ACC_t * LongTenure_t + u$

변수	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4		
Intercept	0.0082 (6.75)***	0.0006 (0.49)	0.0070 (5.31)***	-0.0009 (-0.65)	-0.0006 (-0.46)	-0.0003 (-0.20)
EARN _t	0.5944 (38.93)***		0.5812 (35.06)***			
CF _t		0.6611 (42.38)***		0.6587 (42.45)***	0.6582 (40.30)***	0.6450 (38.25)***
ACC _t		0.4374 (27.97)***		0.4266 (26.21)***	0.4368 (27.94)***	0.4173 (24.78)***
LongTenure _t			0.0061 (1.84)*	0.0101 (3.56)***	0.0075 (2.09)**	0.0053 (1.46)
EARN _t *LongTenure _t			0.0763 (1.80)*			
CF _t *LongTenure _t					0.0079 (0.23)	0.0937 (2.12)**
ACC _t *LongTenure _t				0.0791 (2.26)**		0.1391 (3.09)***
수정 R ² F-값	0.2634 1515.40***	0.2976 898.15***	0.2656 511.53***	0.2996 453.85***	0.2987 452.05***	0.3002 364.28***

주 1) EARN_t : t기의 당기순이익/기초자산총계, CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, ACC_t : 총발생액, 당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, LongTenure : 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0
 2) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

감사품질이 높아진다는 감사인 전문성 가설을 지지하며, 계속감사기간이 길어짐에 따라 감사인의 독립성은 훼손되지 않는다는 것을 의미한다. 독립성이 훼손되지 않는다는 측면에서 Johnson et al. (2002)과 일치하지만, 감사인 전문성 가설을 보다 확실히 지지하는 측면에서 차이가 있다. Johnson et al.(2002)에서는 장기 계속감사 기업의 경우

이익지속성이 감소하지 않는다는 결과만을 제시하였지만 본 연구에서는 오히려 증가한다는 결과를 제시하였기 때문이다.

5.3 가설 2의 검증 - Mishkin 검증

계속감사기간에 따라 표본을 구분하여 발생액 이

상현상을 분석하기 이전에, 먼저 선행연구와의 비교를 위해서 국내 기업에서도 발생액 이상 현상을 관찰할 수 있는지를 분석하였다. <표 7>에서는 당기순이익(혹은 발생액)의 지속성과 이에 대한 시장의 가치평가 정도를 살펴보았다. 패널A에서는 γ_1 과 γ_1^* 이 동일하다는 귀무가설을 기각하지 못하였고, 실제이익의 지속성이 투자자들의 이익지속성에 대한 기대와 일치하는 것으로 나타났다. 패널B는 당기순이익을 현금흐름과 발생액으로 분리하고 식(6)과 식(7)을 추정한 결과이다. 먼저 식(6)의 이익예측등식의 결과를 보면, 발생액과 현금흐름의 지속성은 각각 0.6610, 0.4374로서 현금흐름의 지속성이 높다. 반면 가치평가등식의 결과에서는 현금흐름과 발생액의 지속성이 유사하게 나타났다. 시장합리성의 검증 결과에서 현금흐름은 이익예측 등식의 회귀계수와 가치평가등식의 회귀계수가 동일하다는 귀무가설을 기각하지 못하여, 투자자들이 현금흐름의 지속성을 과소 또는 과대평가한다는 증거를 발견하지 못하였다(p-value=0.2311). 그러나 발생액의 경우 이익예측등식의 회귀계수가 가치평가등식의 회귀계수보다 5% 유의수준에서 작은 것으로 나타나 투자자들이 발생액의 지속성을 과대평가한다는 결과가 나타났다(p-value=0.0153).

이러한 결과는 당기순이익의 지속성에 대해서는 투자자들이 합리적으로 평가하지만 발생액에 대해 과대평가한다는 Sloan(1996)의 발견과 일치한다.

<표 8>은 가설2에 대한 Mishkin 검증 결과이다. 우선 이익예측등식(식(8))의 결과를 보면 감사기간이 긴 경우가 짧은 경우에 비해 발생액의 이익지속성이 높게 나타났다. 반면 가치평가등식(식(9))에서는 감사기간이 짧은 경우와 긴 경우 사이의 이익지속성 차이는 없는 것으로 나타났다. 시장합리성의 검증결과를 보면 장기 및 단기 계속감사기간의 현금흐름과 장기 계속감사기간의 발생액은 이익예측등식의 회귀계수와 가치평가등식의 회귀계수가 동일하다($\gamma_1 = \gamma_1^*$, $\gamma_1 + \gamma_4 = \gamma_1^* + \gamma_4^*$, $\gamma_2 + \gamma_5 = \gamma_2^* + \gamma_5^*$)는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 그러나 단기 계속감사기간의 발생액은 가치평가등식의 회귀계수(γ_2^*)가 이익예측등식의 회귀계수(γ_2)보다 1% 유의수준에서 더 큰 것으로 나타났다(p-value = 0.0044).¹³⁾¹⁴⁾¹⁵⁾ 장기의 경우 발생액의 이익지속성을 투자자들이 정확히 파악하고 있지만, 단기의 경우 발생액의 이익지속성을 과대평가하고 있는 것이다. 결론적으로 자본시장에서 투자자들은 계속감사기간이 짧은 경우 실제보다 감사품질이 더 높다고 인식하고 있으며, 감사초기에 감사인이 더 높은

- 13) Kraft et al.(2007)은 이익예측모형과 가치평가모형에 통제변수가 적절하게 사용되지 않는 경우 관련성있는 변수의 누락 문제(Correlation omitted variables problem)가 있음을 지적하였다. 이러한 문제를 해결하기 위해 수익률과 관계를 갖는 EP(당기순이익/시장가치), DSALES(매출액의 변동), RET(전기 수익률), NOA(순영업자산/기초총자산), BM(장부가치/시장가치), SIZE(시장가치의 자연로그값) 등의 변수를 통제변수로 이익예측모형과 가치평가모형에 추가하는 분석을 수행하였다. 추가분석을 통해 <표 8>과 대체적으로 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 따라서 Correlation omitted variables problem을 해결하기 위해 통제변수를 추가하여도 동일한 연구 결과가 나타나며, 이는 본 연구의 결과가 강건한 것임을 알려준다.
- 14) 계속감사기간의 장기, 단기 여부를 7년을 기준으로 나누었다. 그러나 3년 단위로 감사인을 교체할 수 있으므로 4년을 기준으로 장기와 단기를 구분할 수도 있다. 따라서 장·단기 구분을 4년 이상, 3년 이하로 정의하여 이익지속성을 살펴보고, Mishkin 검증을 수행하였다. 이익지속성을 살펴보는 실증에서 <표 6>의 결과와 동일한 결과가 나타났으며, 이는 4년을 기준으로 장·단기 구분을 한 경우에도 감사인 전문성 가설이 지지됨을 뜻한다. Mishkin 검증의 경우도 <표 8>과 동일한 결과가 나타났으며, 이는 장·단기 구분을 달리한 경우에도 투자자들이 단기 계속감사기간의 발생액을 과대평가한다는 동일한 결과가 나타남을 의미한다.
- 15) Survivorship Bias의 문제가 발생할 여지가 있으므로 Constant Sampling 방법을 사용하여 추가 분석을 실시하였다. 즉 표본 기간 동안 계속감사기간이 1년부터 6년 이상인 적이 있는 기업만(1,595개) 추려낸 표본을 가지고 추가 분석을 수행하였다. 추가 분석 결과는 대체적으로 <표 8>과 동일하며, 이는 Survivorship Bias의 문제가 실증 결과에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다.

〈표 7〉 당기순이익과 발생액, 현금흐름에 대한 Mishkin 검증(n=4,236)

패널A : 이익에 대한 회귀분석

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * EARN_t + u \quad (1)$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + \beta_1(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1 * EARN_t) + u \quad (5)$$

이익예측등식 (1)의 추정결과			가치평가등식 (2)의 추정결과		
회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차	회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차
γ_1	0.5944***	0.0153	γ_1^*	0.6378***	0.0560
시장합리성의 검증					
귀무가설		우도비 통계량		유의수준	
$\gamma_1 = \gamma_1^*$		0.56		0.4548	

패널B: 발생액과 영업현금흐름에 대한 회귀분석

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + u \quad (6)$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + \beta_1(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1 * CF_t - \gamma_2 * ACC_t) + u \quad (7)$$

이익예측등식 (6)의 추정결과			가치평가등식 (7)의 추정결과		
회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차	회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차
γ_1	0.6610***	0.0156	γ_1^*	0.5867***	0.0604
γ_2	0.4374***	0.0156	γ_2^*	0.5886***	0.0610
시장합리성의 검증					
귀무가설		우도비 통계량		유의수준	
$\gamma_1 = \gamma_1^*$		1.43		0.2311	
$\gamma_2 = \gamma_2^*$		5.88**		0.0153	

주 1) $EARN_t$: t기의 당기순이익/기초자산총계, CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름)/기초자산총계, SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모 조정 초과 수익률

2) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

독립성을 확보한다고 인식하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 감사기간이 길어지면서 실질적 독립성이 훼손이 되지는 않지만, 투자자들이 느끼는 외관상

독립성의 경우 계속감사기간이 짧은 경우 더 높다고 시장에서 평가되고 있는 것이다.¹⁶⁾

Xie(2001)는 기회주의적인 이익조정 등에 따른

16) 본 연구의 표본에는 감사인강제교체규정이 시행된 2006년~2007년을 포함한다. 이 제도는 2003년 외감법 개정시부터 예고되어 자본시장 참여자들의 계속감사기간에 따른 독립성의 인식에 이전 기간보다 큰 영향을 주었을 수 있다. 이러한 효과를 확인하기 위해서 1997년부터 2002년까지의 기간과 2003년부터 2007년까지의 기간으로 나누어 추가분석을 수행하였다. 1997년부터 2002년까지

〈표 8〉 계속감사기간에 따른 발생액 이상현상 검증(n=4,236)

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 * CF_t + \gamma_2 * ACC_t + \gamma_3 * LongTenure_t + \gamma_4 * CF_t * LongTenure_t + \gamma_5 * ACC_t * LongTenure_t + u \quad (8)$$

$$SAR_{t+1} = a_0 + \beta_1 (EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1 * CF_t - \gamma_2 * ACC_t - \gamma_3 * LongTenure_t - \gamma_4 * CF_t * LongTenure_t - \gamma_5 * ACC_t * LongTenure_t) + u \quad (9)$$

이익예측등식 (8)의 추정결과			가치평가등식 (9)의 추정결과		
회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차	회귀계수	추정치	Asymptotic 표준오차
γ_1	0.6450***	0.0169	γ_1^*	0.5859***	0.0654
γ_2	0.4173***	0.0168	γ_2^*	0.6091***	0.0662
γ_3	0.0053	0.0037	γ_3^*	0.0021	0.0141
γ_4	0.0936**	0.0441	γ_4^*	0.0041	0.1709
γ_5	0.0139***	0.0450	γ_5^*	-0.1589	0.1751
시장합리성의 검증					
귀무가설	우도비 통계량		유의수준		
$\gamma_1 = \gamma_1^*$	0.77		0.3798		
$\gamma_2 = \gamma_2^*$	8.11***		0.0044		
$\gamma_1 + \gamma_4 = \gamma_1^* + \gamma_4^*$	0.83		0.3617		
$\gamma_2 + \gamma_5 = \gamma_2^* + \gamma_5^*$	0.41		0.5239		

주 1) $EARN_t$: t기의 당기순이익/기초자산총계, CF_t : 영업활동으로부터의 현금흐름/기초자산총계, ACC_t : 총발생액, (당기순이익 - 영업활동으로부터의 현금흐름)/기초자산총계, SAR_{t+1} : t+1년 4월에서 t+2년 3월까지 누적 계산한 규모 조정 초과 수익률, LongTenure: 계속감사기간이 7년 이상이면 1, 아니면 0

2) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준

발생액의 낮은 지속성을 자본시장이 적절하게 가격에 반영하지 못하고 있으므로 발생액의 이상현상이 나타난다는 실증결과를 제시하였다. 본 연구의 결과를 이러한 현상과 관련되어 해석할 수 있다. 〈표 6〉의 결과를 보면 계속감사기간이 길어질수록 이

익지속성은 높아지는 것으로 나타나서 감사인의 전문성이 감사기간이 늘어날수록 제고되는 것을 확인할 수 있었다. 이는 감사인이 해당 기업에 대한 이해가 높아지면서 경영자의 기회주의적 이익조정을 억제하고 있는 것으로도 해석할 수 있다. 반대로

의 표본에 대한 분석에서는 〈표 8〉과 동일하게 장기의 경우 발생액의 이익지속성을 투자자들이 정확히 파악하고 있지만, 단기의 경우 발생액의 이익지속성을 과대평가하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 2003년부터 2007년까지의 기간에 대한 실증결과에서는 단기의 발생액이 과대평가되고 있다는 결과를 나타내지 않았다. 이러한 결과는 두 가지로 해석이 가능하다. 우선 2003년 이후 감사인 강제교체규정이 예고되면서 감사인의 독립성 문제가 상당부분 해소되었다고 투자자들이 인식했을 가능성이 있다. 이에 따라서 단기 발생액의 이익지속성이 시장에서 과대평가되는 현상이 완화되어 통계적으로 유의적인 결과가 나타나지 않았을 수도 있다. 그러나 단 순히 표본이 줄어들면서 통계적 검증력이 낮아졌을 가능성도 있다. 이러한 결과에 대해서는 향후 추가적인 연구가 가능할 것으로 판단된다.

계속감사기간 초기에 기회주의적인 이익조정을 억제하지 못하여 감사품질이 낮은 것을 의미한다. 그리고 시장에서 감사인의 독립성이 높다고 인식한다면 실제로 감사품질이 낮다는 것을 충분히 인식하지 못하여 발생액의 이익지속성을 과대평가할 수도 있다.

VI. 결론

엔론 회계부정을 비롯한 여러 회계부정 사태로 감사인의 독립성에 대해 많은 관심이 집중되어 왔다. 주된 논점은 계속감사기간이 길어지고, 비감사서비스를 함께 제공하면서 외부감사인의 독립성이 훼손될 수 있다는 우려이다. 지금까지의 선행연구에서는 계속감사기간이 감사인의 독립성을 해칠 수 있다는 주장(Deis and Giroux 1992; Brody and Moscovice 1998; Dopuch et al. 2001; Casterella et al. 2002; Chi and Huang 2005; Carey and Simnett 2006)과 감사기간이 길어질수록 전문성이 높아져서 감사품질이 제고된다는 주장(St. Pierre and Anderson 1984; Arrunada and Paz-Ares 1997; Johnstone et al. 2001; Geiger and Raghunandan 2002; Johnson et al. 2002; Myers et al. 2003)이 서로 병존하고 있다. 그리고 시장에서의 감사인 독립성에 대한 인식(Perception)이 중요하며, 투자자는 계속감사기간이 길어져도 외관상 독립성의 훼손은 없는 것으로 인식하고 있다는 연구 결과도 제시되었다(Ghosh and Moon 2005). 아직까지도 감사인의 독립성에 대한 상반된 주장이 존재하면서도, 독립성의 문제가 실질적 독립성 차원인지, 아

니면 외관상 독립성 차원인지에 대해서도 합의가 존재하지 않는 것으로 보인다.

본 연구에서는 '계속감사기간이 길어질수록 감사품질이 훼손되는 것인가'라는 연구질문에 대한 실증적인 증거를 제시하여 실질적 독립성 차원에서의 논쟁에 대한 답을 제시하고자 하였다. 그리고 '계속감사기간에 따른 감사품질의 제고 혹은 저하를 시장에서 투자자들이 어떻게 평가하고 있는가'라는 이슈에 대한 실증 결과를 보고함으로써 실질적 독립성과 외관상 독립성 사이에 어떠한 괴리가 존재하는지를 알아보하고자 하였다.

실증결과 계속감사기간이 장기인 경우 감사품질의 측정치로 사용된 이익지속성이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 계속감사기간이 길어져도 실질적 독립성의 훼손은 발생하지 않고 오히려 감사인의 전문성이 높아져 감사품질은 제고된다는 것을 의미한다. 따라서 본 연구의 결과는 감사인 전문성 가설을 지지한다. 반면 자본시장에서 투자자들은 계속감사기간이 짧은 기업의 이익지속성을 더 높게 평가하고 있어서, 감사기간 초기에 독립성이 제고되어 더 높은 품질의 감사서비스를 제공한다고 인식하는 것으로 해석할 수 있다. 결론적으로 실질적 독립성은 계속감사기간이 늘어나면서 훼손되지 않지만, 자본시장의 투자자들이 인식하는 외관상 독립성은 감사초기에 더 높아서 실질적 독립성과 괴리가 존재하는 것이다.

본 연구의 결과에 따르면 지금까지 진행되어온 계속감사기간에 따른 감사인 독립성의 문제는 실질적 독립성의 문제라기보다는 외관상 독립성의 문제였다고 말할 수 있다. 실질적으로 감사인 독립성이 훼손되지는 않지만 시장에서 느끼는 외관상 독립성은 실질보다 감사초기에 더 높게 평가되고 있기 때문이다. 그러나 이러한 결과를 토대로 감사인의 의

무교체를 폐지하는 것이 정당하다는 단선적 주장을 펼치는 것에는 다소 무리가 따른다. 회계정보는 정보이용자로부터 신뢰를 받으며 목적적합하게 사용될 때 유용성이 있는 것이며, 정책 방향 역시 정보이용자에게 인지되는 신뢰성을 제고하는 측면이 충분히 고려되어야 하기 때문이다.

그동안 계속감사기간이나 비감사서비스 병행과 관련된 연구에서 지속적으로 제기된 문제는 실질적으로 계속감사기간이 길어져도 또는 비감사서비스가 병행되어도 회계정보가 영향 받지 않고 감사가 적절히 수행된다는 실질결과가 우세하지만, 감독기관이 규제를 강제하는 것이었다. 이러한 강제 규제에 대한 하나의 이유로 실질적 영향이 없더라도 일반 투자자들이 문제가 있다고 판단하면 장기에 걸친 계속감사는 금지되어야 한다는 논리가 전개되었다. 본 연구는 실질적 독립성과 외관상 독립성 사이의 괴리가 존재함을 제시함으로써 이러한 주장을 간접적으로 뒷받침하고 있다. 실질은 그러하지 아니한데 시장은 그렇다고 믿고 있다면 이에 대해서는 제재할 수 있다는 매우 특이한 상황(환경)인 것이다. 모든 정책이 시장중심적(Market Driven)이어야 한다는 점에서는 외관상 독립성은 정당화될 수 있다. 그러나 실질은 그렇지 않은데 시장이 잘못 이해하고 해석하는 부분까지 감독기관의 감독영역으로 포함되는 것이 정당한 것인지에 대해서는 앞으로 지속적으로 연구되고 논의되어야 할 것으로 생각된다.

감사 관련 제도를 포함하여 많은 회계 관련 정책 방향의 설정에 있어서 미국의 제도가 Role Model로 제시된다. 그러나 문화·환경적인 차이를 분명히 고려하여야 한다. 미국의 경우보다 우리의 경제환경은 인적요인이 무척이나 강하다. 계속되는 감사·피감사인의 필요 이상의 밀접한 인간 관계가

감사업무에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 점은 어렵지 않게 추론할 수 있으며, 이러한 영향이 미국보다 우리나라에서 더욱 심각하리라는 것도 쉽게 결론지을 수 있다. 이러한 이유에서 많은 반대에도 불구하고 감사인 강제교체제도가 수년전 시행된 것이다. 이러한 정책을 중단하는 것으로 이미 결정되었고 또 이와 같이 진행될 것이지만 정책 방향의 선회가 적절하게 진행될 것인지에 대해서는 앞으로 고민되어야 한다. 파트너 교체제도는 감사인 강제제도 도입 이전부터 시행되던 제도이며 미국에서도 이 제도가 시행된다. 감사인 강제제도가 도입되면서도 파트너 교체제도는 중단되지 않고 이제까지는 두 제도가 병행하여 수행되었으며 이 두 제도가 중복되는 제도는 아닌지에 대한 의문도 제기되었다. 감사인 강제교체제도는 폐지되지만 파트너 교체 제도는 존속하므로 감사인강제교체제도의 취지를 파트너 교체가 유지할 수 있다. 다만 동일 법인 안에서의 파트너 교체가 감사인 강제 교체와 같이 감사인과 피감기업의 유대관계를 단절하는 강력한 조치가 되지는 못할 것이다.

본 연구의 결과가 계속감사기간이 장기인 기업들의 밝혀지지 않은 특성에 의해 도출되었을 가능성이 있다. 계속감사기간이 장기인 기업과 그렇지 않은 기업 사이에 서로 구분될 수 있는 특성이 존재하며, 이러한 특성으로 인해 이익지속성이나 발생액의 이상현상이 나타났을 가능성이 존재한다. 향후 계속감사기간과 기업의 특성 간의 관계에 대한 연구가 더욱 진행되어 기업 특성 요소들이 이견없이 식별될 수 있다면 기업의 특성 요소들을 통제함보다 강건한 실증 결과를 제시할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 고종권, 윤성수. 2006. 재무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장의 반응. **회계학연구** 제31권 제 1호: 127-162.
- 권수영, 임영덕, 마회영. 2008. 감사인의 산업전문성이 계속감사기간과 감사품질의 관계에 미치는 영향과 강제교체 감사인의 감사보수 분석. **회계저널** 제 17권 제2호: 1-38.
- 김지홍, 고재민, 김상일. 2008. 이익 조정 여부에 따른 발생액 이상 현상의 차이. **회계학연구** 제33권 제3호: 103-139.
- 나종길. 2006. 회계발생의 정보성에 대한 투자자의 효율성. **경영연구** 제21권 제4호: 1-30.
- 박종성, 손성규, 오원정. 2003. 계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향. **회계와감사연구** 제39호. pp.243-267.
- 이창우, 광수근, 전규안. 2002. 비감사서비스와 감사인의 독립성. **회계저널** 제11권 제4호: 235-274.
- 이화득, 고종권, 김종현. 2006. 이익기업과 손실기업의 이익지속성과 자본시장의 반응. **한국회계학회학술대회논문집**: 845-873.
- 임영덕. 2006. 계속 감사기간과 감사품질에 관한 연구. **회계학연구** 제31권 제3호: 183-213.
- 최관, 백원신. 2007. 현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장이상현상. **회계학연구** 제32권 제3호: 1-26.
- Arrunada, B. and C. Paz-Ares. 1997. Mandatory Rotation of Company Auditors: A Critical Examination. *International Review of Law and Economics* 17(1): 31-61.
- Brody, R. G. and S. A. Moscové. 1998. Mandatory Auditor Rotation. *National Public Accountants* 43(3): 32-36.
- Carey, P. and R. Simnett. 2006. Audit Partner Tenure and Audit Quality. *The Accounting Review* 81(3): 653-676.
- Casterella, J., W. R. Knechel, and P. S. Walket. 2002. The Relationship of Audit Failures and Auditor Tenure. *Working Paper*. University of Florida.
- Chambers, D. and J. Payne. 2008. Audit quality and the accrual anomaly. *Working paper*. University of Kentucky.
- Chi, W. and H. Huang. 2005. Discretionary Accruals, Audit-firm Tenure and Audit-partner Tenure: Empirical Evidence from Taiwan. *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 1(1): 65-92.
- Collins, D. W., G. Gong, and P. Hribar. 2003. Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 8: 251-276.
- Dechow, P. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18(1): 3-42.
- Deis, D. R. Jr. and G. A. Giroux. 1992. Determinants of Audit Quality in the Public Sector. *the Accounting Review* 67(3): 462-479.
- Dopuch, N., C. Seethamraju, and W. Xu. 2005. The pricing of accruals for profit and loss firms. *Working paper*. Washington University.
- Dopuch, N., R. R. King, and R. Schwartz. 2001. An Experimental Investigation of Retention and Rotation Requirements. *Journal of Accounting Research* 39(1): 93-117.
- Drake, M., J. Myers, and L. Myers. 2007. Disclosure quality and the mispricing of accruals and cash flow. *Working paper*. Texas A&M University.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth. 1973. Risk, re-

- turn, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economy* 81(3), 607-636.
- Geiger, M. and K. Raghunandan. 2002. Auditor Tenure and Audit Report Failure. *Auditing : A Journal of Theory and Practice* 21(1): 67-78.
- Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality. *The Accounting Review* 80(2): 585-612.
- Hanlon, M. 2005. The persistence and pricing of earnings, accruals and cash flows when firms have large book-tax differences. *The Accounting Review* 80(1): 137-166.
- Johnson, V. E., I. K. Khurana and J. K. Reynolds. 2002. Audit-Firm Tenure and the Quality of Financial Reports. *Contemporary Accounting Research* 19(4): 637-660.
- Johnstone, K. M., M. H. Hutton, and T. D. Warfield. 2001. Antecedents and Consequences of Independence Risk: Framework for Analysis. *Accounting Horizons* 15(1): 1-18.
- Kraft, A., A. Leone, and C. Wasley. 2007. Regression based tests of the market pricing of accounting numbers: The Mishkin test and ordinary least squares. *Journal of Accounting Research* 45(5): 1081-1114.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. 2004. Do Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market. *Journal of Accounting Research* 42(4): 755-793.
- Mishkin, F. 1983. A rational expectations approach to macroeconometrics: Testing policy effectiveness and efficient-market models. Chicago, IL. University of Chicago Press.
- 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.
- Sloan, R. G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accrual and cash flow about future earnings? *The Accounting Review* 71(3): 289-315.
- St. Peire, K. and J. A. Anderson. 1984. An Analysis of the Factors Associated with Lawsuits against Public Accountants. *The Accounting Review* 59(2): 242-263.
- White, H. 1984. *Asymptotic Theory for Econometricians*. Academic Press, Harcourt Brace Jovanovich, Orlando, FL.
- Xie, H. 2001. The mispricing of abnormal accruals. *The Accounting Review* 76(3): 357-373.

The Association between Accruals Anomaly and Auditor Tenure

Sungkyu Sohn* · Eunchul Lee** · Sunghwan Kim***

Abstract

Recently, the independence of auditor has become a center of attention. One of the major discussions is the relationship between audit tenure and the auditor independence. The opinions regarding this topic have been divided into two different perspectives. One is the assertion that the auditor independence is damaged by longer audit tenure (auditor entrenchment hypothesis), while the other assertion is that longer the audit tenure, better the audit quality due to the enhancement on the expertise of the auditor (auditor expertise hypothesis). Also there has been a historical debate on whether the problem of independence is actually occurred due to either independence in appearance or in mind, although investors and capital market consider the independence in appearance mostly as evaluation criteria for auditor independence. This debate is still ongoing and has not been resolved yet. This research presents the solution to these questions.

This study investigates how the improvement or the deterioration of audit quality due to audit tenure is perceived by the market and examines the difference between the independence in mind and independence in appearance. By doing so, we have discovered significant difference between the independence in mind and the independence in appearance during the study.

Empirical results provide evidence indicating that as the audit tenure increases, the earnings persistence, a proxy for the audit quality, is increased as well. This implies that longer audit tenure do not impair the quality of audit, rather it will be enhanced due to improvement in the auditor expertise. However, investors value the firm with short audit tenure as the firm with

* Professor, School of Business, Yonsei University, Email : sksohn@yonsei.ac.kr

** Assistant Professor, Division of Business & Economics, Dongduk Women's University, E-mail: eclee@dongduk.ac.kr

*** Assistant Professor, Division of Business Administration, Kwangwoon University, E-mail: sunh@kw.ac.kr

strong persistence in earnings. This outcome can be interpreted that the auditor independence is at the highest level during the early period of the audit tenure, and therefore, the higher level of audit service is provided.

In conclusion, independence in mind is not impaired by the audit tenure, but investor's stereotype that shorter audit tenure guarantees higher independence in appearance creates the gap and misunderstanding on audit tenure. This is an indication that the independence in mind should be separated from the audit independence in appearance. This evidence tells us that controversy involved with the auditor independence is mostly a matter of independence in appearance, not the appearance in mind.

This study attempts to segregate the independence in appearance and independence in mind while investigating the relationship of audit tenure and auditor independence. We believe that the outcome of the study enables us to understand the relationship between these two factors. At the same time, it may provide the set of standards when enacting the policy regarding the audit tenure regulation.

Key words: audit tenure, auditor independence, independence in appearance, earnings persistence, Mishkin test