

監査人 指定과 利益의 質

李京柱*, 朴漢淳**

目 次

I. 序 論	IV. 利益의 質 差異에 대한 實證分析 結 果
II. 利益의 質과 ERC의 關係分析 및 先行研究 檢討	V. 結論 및 限界點
III. 實證研究 設計	

요 약

지정감사인이 감사한 지정년도 이익정보는 자유수입감사인이 감사한 지정전년도 이익정보보다 오류가 적어 질이 높을 것으로 예상된다. 투자자 역시 지정년도 이익정보를 지정전년도보다 질이 높은 것으로 받아들인다면 지정년도 이익과 주식수익률의 상관계수와 ERC가 지정전년도보다 클 것이다.

지정년도와 지정전년도의 상관계수차이와 ERC차이에 대한 실증분석을 위하여, 비기대이익은 랜덤 워크모형으로 측정하였고 누적비정상수익률은 이익공시일과 다음날의 2일간 누적수익률을 이용하였다. 실증분석 결과는 지정년도의 상관계수와 ERC가 지정전년도보다 통계적으로 유의하게 큰 값을 보여 연구가설을 지지하고 있다.

I. 序 論

우리나라에서 자유수입제도가 감사인의 독립성을 유지시켜 신뢰성있는 재무제표가 공시되도록 하는데 많은 문제점을 보임에 따라, 이에 대한 보완책으로써 1990년 1월 1일부터 감사인지정제도가 시행되었다.¹⁾ 이 제도에 따르면, 법규에 규정된 일정한 지정사유에 해당되는 기업은 증권관리위원회

본 연구는 1998년도 한국학술진흥재단의 지방대학육성과제 연구비지원을 받아 수행되었음.

* 제주대학교 경상대학 회계학과 부교수

** 제주대학교 경상대학 회계학과 조교수

1) 감사인 지정제도에 관한 내용은 박한순(1996) p. 37을 참조.

가 지정한 감사인(이하 “지정감사인”이라 한다)에게 외부감사를 받아야 한다.²⁾ 그런데, 부채비율이 높아 감사인이 지정된 기업(이하 “감사인지정기업”이라 한다)은 많은 수가 지정전년도는 물론 지정년도에도 정상손실을 보고하는 등 수익성도 매우 낮아 도산위험(bankruptcy risk)이 높다.³⁾

이때 지정전의 자유수입감사인은 혈연, 학연, 지연 등에 의해 감사계약을 체결하거나 계속감사로 인하여 인간적인 친분관계가 형성되어 도산위험을 간과하거나 독립성을 잃기가 쉽다. 이에 비하여 지정감사인은 인간적인 친분관계와 무관하게 감사계약이 체결되어 보다 객관적으로 도산위험을 평가할 것이다. 그리고, 도산위험이 높다고 판단되는 기업의 감사시에 독립성을 유지하여 중요성기준이나 감사위험을 엄격하게 설정하고 감사범위를 확대할 것이다. 박한순(1996)도 부채비율이 높은 기업에 대한 지정감사인이 독립성을 유지하여 지정년도에 기업의 임의적인 이익조절에 이용되었던 발생액이 감소하였음을 실증적으로 보였다.

따라서 지정감사인이 감사한 재무제표상 이익은 지정전에 자유수입감사인이 감사한 재무제표상 이익보다 오류(noise)가 적을 것으로 예상된다. 오류가 적다는 것은 질(quality)이 높다는 것을 의미한다. 이익의 오류가 적어 질이 높으면 이익 정보에 대한 투자자의 신뢰도(credibility)가 증가할 것이다.⁴⁾ 공시된 이익에 대한 투자자의 신뢰도가 증가한다면 이익정보가 주식수익률에 미치는 영향도 증가하여(Foster, 1986, p.376), 지정년도 이익정보에 대한 주식수익률 변화정도와 이익과 추가수익률의 상관계수가 지정전년도보다 클 것이다. 특히 이익의 질과 신뢰도 증가는 감사인이 자유수입감사인에서 지정감사인으로 변경된 연도에 가장 클 것으로 예상된다.

이익정보에 대한 주식수익률 변화정도는 일반적으로 비기대이익에 대한 비정상수익률의 회귀분석에서 기울기 즉 이익반응계수(earnings response coefficient, 이하 “ERC”라 한다)로 측정된다(Choi와 Jeter, 1992, p.230). 따라서, ERC는 이익 1단위 변화에 대한 주식수익률 변화를 의미한다(Collins and Kothari, 1989, p.148). Holthausen과 Verrecchia(1988)의 모형에 따르면 이익의 질이 높을수록 주식수익률 변화가 커서 ERC가 커지게 된다. 투자자가 지정감사인에게 감사 받은 이익정보의 질을 지정전 자유수입감사인에게 감사받은 이익정보의 질보다 높은 것으로 평가한다면, 지정년도에 이익정보가 주식수익률에 미치는 영향이 증가하여 지정년도 ERC가 지정전년도보다 크게 된다. 이익의 질과 관련된 기존의 연구는 대체로 이익의 질이 높을수록 ERC가 큼을 지지하고 있다. 예를 들면, Teoh와 Wong(1993) 및 장지인(1991)은 감사인 규모가 클수록 감사의 질(audit quality)이 높아 이익정보의 질이 높다는 가설하에, 규모가 큰 감사인으로 변경한 집단의 ERC가

2) 감사인의지정등에관한규정 제8조

3) 여기서 도산이란 부도발생, 은행과의 거래정지, 회사정리절차의 개시 등을 말한다.

4) 지정년도 재무제표가 공시되기 수개월전에 감사인 지정기업이 공시되며, 또한 감사보고서상에서 감사인 변경 내용과 부채비율 크기를 보고 부채비율이 높아 감사인이 지정되었음을 알 수 있다.

반대로 변경한 집단의 ERC보다 큼을 보였다.⁵⁾ 김정재(1997) 및 Choi와 Jeter (1992)는 한정의견을 받은 이익정보가 적정의견을 받은 이익정보보다 질이 낮다는 가설하에, 한정의견을 받은 집단의 ERC가 적정의견을 받은 집단의 ERC보다 작음을 보였다. Imhoff와 Lobo(1992)는 재무분석가의 이익예측치 분산도로 측정된 이익의 오류가 클수록 ERC가 작음을 보였다. 그 밖에 장지인(1991)은 질 높은 이익정보와 주식수익률 변화의 상관계수가 질 낮은 이익정보와 주식수익률 변화의 상관계수보다 큼을 보였다.

지정년도의 상관계수 및 ERC가 지정전년도보다 큰지의 여부를 검증하기 위한 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이익의 질과 ERC의 관계를 논의하고, 제Ⅲ장에서는 연구가설 검증을 위한 연구설계를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 보이고, 제Ⅴ장에서는 결론 및 한계점을 제시한다.

Ⅱ. 利益의 質과 ERC의 關係分析 및 先行研究 檢討

1. 이익의 질과 ERC의 관계분석

Holthausen과 Verrecchia(1988)는 오류있는 정보공시(noisy information release)가 위험자산 가격의 변화에 미치는 영향을 정보경제학 모형을 이용하여 제시하였다. 가장 단순한 모형인 단일기간 단일정보(single period single information) 모형을 가정할 때, x 라는 정보공시에 따른 위험자산 가격 변화(ΔP)는 다음과 같이 표현된다. (식 1)에서 P_0 는 정보공시전(0시점)의 위험자산 가격, P_1 은 공시후(1시점)의 위험자산 가격이다. v 는 위험자산 가격의 분산으로 사전적인 불확실성을 측정하는 개념이고, η 는 위험자산 가격에 대한 정보 오류의 분산으로 정보의 질을 측정하는 개념이다.

$$P_0 = m$$

$$\Delta P = P_1 - P_0 = v(v + \eta)^{-1}(x - m) \quad (\text{식 1})$$

모형에 따르면, 가격 변화는 v 의 증가함수이고 η 의 감소함수이다. 즉, v 가 증가함에 따라 위험자산 가격의 변동성(variability)이 증가하고, η 이 증가함에 따라 오류로 인한 정보내용(information content) 감소로 가격의 변동성이 감소한다.

- 5) 감사의 질은 감사인의 적격성과 감사인의 독립성에 의하여 좌우된다(DeAngelo, 1981). 그런데, 지금까지 감사의 질을 측정하는 변수로써 주로 이용된 감사인 규모는 적격성과 독립성중 어느 것에 대한 측정치인지가 분명하지 않다. 예를 들면, DeAngelo(1981)는 감사인 규모가 감사인 독립성의 척도임을 제시하고 있으나, Watts와 Zimmerman(1981)은 감사인 규모가 감사인 적격성과 관련이 있음을 제시하고 있다.

Teoh와 Wong(1993)은 위의 모형을 회계이익과 주가의 관계에 응용하여 ERC 측정모형으로 표현하였다. 이익평가모형을 가정할 때, m 은 1시점의 이익에 대한 0시점 예측치, x 는 1시점의 실제이익 정보라고 할 수 있다. (식 1)의 양변을 0시점 주가인 P_0 로 나누고 기대주식수익률을 차감하면, 비기대이익(unexpected earnings)에 대한 비정상수익률(abnormal returns)의 회귀식으로 변형된다.

따라서, $v(v + \eta)^{-1}$ 는 ERC를 의미하게 되고,

$\partial ERC / \partial v > 0$, $\partial ERC / \partial \eta < 0$ 이 된다.

즉, ERC는 주가에 대한 사전적인 불확실성과 양의 관계에 있고, 주가에 대한 이익정보의 오류(또는 이익정보의 질)와 음(또는 양)의 관계에 있다. 이익의 질이 높으면 이익정보에 대한 투자자의 신뢰도가 증가하여 더 큰 주가반응이 있게 되는 것이다.

그런데, 이익의 질은 감사의 질과 밀접한 관련이 있다. 감사인이 효과적이고 독립적으로 감사하면 적정의견을 받은 재무제표상 이익은 목표감사위험수준에서 중요한 오류(material errors)를 포함하지 않는다. 따라서 감사의 질이 높으면 이익의 질이 높다. 그런데, 지정감사인은 자유수입감사인과 달리 인간적인 관계와 무관하게 감사계약이 체결되어 보다 객관적으로 도산위험을 평가할 것이다. 그리고, 도산위험이 높다고 판단되는 기업의 감사사에 독립성을 유지하여 중요성기준이나 감사위험을 엄격하게 설정하고 감사범위를 확대할 것이다. 따라서, 지정감사인은 자유수입감사인보다 감사의 질이 높아, 지정년도에 지정감사인이 감사한 재무제표상 이익은 지정전년도에 자유수입감사인이 감사한 재무제표상 이익보다 질이 높을 것으로 예상된다. 투자자 역시 지정감사인이 감사한 이익정보를 자유수입감사인이 감사한 이익정보보다 신뢰하게 될 것이다. 이에 따라, 지정감사인에 의하여 감사받은 이익 공시에 대한 주가반응은 지정전에 자유수입감사인에 의하여 감사받은 이익 공시에 대한 주가반응보다 커서, 전자의 경우가 후자의 경우보다 ERC가 클 것이다.

2. 감사의 질과 관련된 이익의 질에 대한 ERC 연구

가. 장지인(1991)의 연구

감사인 규모와 감사인 신뢰성의 관계에 대한 가설에 따르면, 규모가 큰 회계법인이 규모가 작은 회계법인보다 신뢰성있는 감사서비스를 제공한다. 따라서, 규모가 큰 감사인에 의하여 감사받는 기업은 규모가 작은 감사인에 의하여 감사받는 기업보다 회계이익과 주가변화의 관련성이 높고 회계이익에 대한 주가 변화가 더 클 것이다. 장지인은 미국의 감사인을 규모가 큰 8대회계법인(BE)과 기타법인(NBE)으로 구분하여, BE로의 감사인 변경은 상관계수와 ERC의 증가를 가져오고 NBE으

로의 감사인 변경은 상관계수와 ERC의 감소를 가져오는지를 실증분석하였다. 시장모형으로 산출된 12개월간의 누적비정상수익률과 랜덤워크모형으로 측정된 비기대이익의 상관관계분석 및 회귀분석 결과는 감사인이 기타법인에서 8대회계법인(또는 8대회계법인에서 기타법인)으로 변경되었을 때 상관계수와 ERC가 통계적으로 유의하게 증가(또는 감소)하였음을 보이고 있다.

나. Teoh와 Wong(1993)의 연구

Teoh와 Wong(1993)은 Holthausen과 Verrecchia(1988)의 모형을 이용하여 감사인 규모로 측정된 감사인 질과 이에 대한 추가반응을 분석하였다. 연구가설에 따르면, 감사인 규모가 클수록 감사인의 질이 높고 신뢰성있는 이익보고를 하므로 규모가 큰 감사인이 감사한 이익 정보에 대하여 더 큰 추가반응이 있게 된다. 이를 검증하기 위하여 규모가 큰 8대회계법인이 감사한 기업의 ERC가 규모가 작은 기타감사인이 감사한 기업의 ERC보다 큰지, 그리고 8대회계법인과 기타감사인간에 감사인 변경을 한 기업의 경우에 8대회계법인이 감사한 기간의 ERC가 기타감사인이 감사한 기간의 ERC보다 큰지를 비정상수익률에 대한 비기대이익의 회귀모형으로 분석하였다. 비기대이익은 실제이익과 증권분석가의 예측이익의 차이로 측정하였고, 비정상수익률은 이익예측일로부터 이익공시일까지의 누적비정상수익률로 측정하였다. 집단간 분석 및 기간간 분석 결과는 8대회계법인이 감사한 기업의 ERC가 기타감사인이 감사한 기업의 ERC보다 큼을 보이고 있다.

다. 오현택(1996)의 연구

연구가설에 따르면, 우리나라에서 미국의 유명회계법인과 업무적 유대관계를 맺고 있는 회계법인(업무제휴법인)이 순수한 국내회계법인보다 감사의 질이 높으며, 질이 높은 업무제휴법인이 감사한 기업의 ERC가 더 클 것이다. 실증분석을 위한 실험대상은 1987년부터 1995년까지 상장된 201개 12월 결산 제조기업이 선정되었다. 당해연도 4월부터 다음연도 3월까지 12개월간 누적비정상수익률을 종속변수로 하고 랜덤워크모형에 의하여 산출된 비기대이익을 독립변수로 한 회귀분석 결과는 업무제휴법인이 감사한 기업의 ERC가 순수국내회계법인이 감사한 기업의 ERC보다 크다는 가설을 지지하지 못하고 있다. 오현택은 연구가설이 지지되지 못한 원인에 대하여 두 감사인집단간에 감사의 질 차이가 없다가 보다는 감사의 질 차이가 주식시장에 영향을 미치지 않는 것으로 해석하고 있다.

3. 기업특성과 ERC 차이에 대한 연구

기업간 또는 기간간 ERC 차이 연구에는 이익공시일 전후 짧은 기간(short window)을 분석기간

으로 한 사건연구(case study)와 긴 기간(long window)을 분석으로 한 연관관계연구(association study)가 있다. 사건연구에서는 2-3일, 연관관계연구에서는 한 회계기간(또는 한 분기)의 누적주식 수익률이 이용되므로(Collins and Kothari, 1989, p.148), 전자는 일별 주식수익률로 측정되고 후자는 월별 주식수익률로 측정된다. ERC 차이를 가져오는 기업특성변수로 많이 사용된 변수로는 주식의 시장가치대 장부가치 비율, 시장베타(β), 주식 시장가치의 자연로그값 등이 있다.

주식의 시장가치대 장부가치 비율은 Collins와 Kothari(1989)가 성장성의 대용치로 사용한 이후 많은 연구에서 ERC에 영향을 미치는 변수로 사용되었다. Collins와 Kothari(1989)는 연관관계연구에서 동비율이 ERC와 통계적으로 유의한 양의 관계가 있음을 보였고, Teoh와 Wong(1993)도 일별 주식수익률을 이용한 연관관계연구에서 ERC와 통계적으로 유의한 양의 관계가 있음을 보였다. 우리나라에서 김정재(1997)는 연관관계연구에서 동비율이 ERC와 통계적으로 유의한 양의 관계가 있음을 보였으나, 오현택(1996)은 연관관계연구에서 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

일반적으로 시장베타로 측정되는 체계적위험은 ERC와 음의 관계가 있다. Collins와 Kothari(1989), Teoh와 Wong(1993), Dhaliwal과 Reynolds(1994) 등은 시장베타가 ERC와 통계적으로 유의한 음의 관계가 있음을 밝히고 있다. 그러나, Easton과 Zmijewski(1989)는 연관관계연구에서 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였고, 김정재(1997)도 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

주식 시장가치의 자연로그값은 일반적으로 기업규모를 측정하는 변수로써 사용되는 바, 상반되는 연구결과가 발표되었다. Teoh와 Wong(1993)은 기업규모변수가 ERC와 통계적으로 유의한 음의 관계가 있음을 보였으나, Easton과 Zmijewski(1989)는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다. 우리나라에서 조연현과 박유선(1996)은 연관관계연구에서 기업규모변수가 ERC와 통계적으로 유의한 양의 관계가 있음을 보였고, 김정재(1997)는 통계적으로 유의한 음의 관계가 있음을 보였다. 오현택(1996)은 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

Ⅲ. 實證研究 設計

1. 표본선정과 자료수집

본 연구에서는 1991년부터 1994년까지 부채비율이 높아 처음으로 감사인이 지정된 기업중에서

분석대상기간중 자본잠식기업, 부도가 발생했거나 합병된 기업, 자료수집이 어려운 기업, 결산일을 변경한 기업등을 제외한 90개 기업을 최종표본으로 선정한다.⁶⁾ 자본잠식기업의 경우, 지정전부터 투자자와 감사인에게 도산가능성이 매우 높은 것으로 평가될 가능성이 있어 혼합효과(confounding effects)를 제거하기 위하여 표본에서 제외한다.

재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS - FAS 연말재무자료를 이용하고, 주가자료는 한국신용평가(주)의 KIS - SMAT 일별 주식수익률자료를 이용한다.

실험대상으로 선정된 표본의 결산일별 및 업종별 분포는 <표 1>과 같다. 결산일은 지정년도 결산일을 의미한다.

<표 1> 표본기업의 결산일별 및 업종별 분포

1부 : 결산일별 분포

결산일	기업수
1991. 12. 31	2
1992. 3. 31	3
1992. 6. 30	2
1992. 7. 31	1
1992. 9. 30	1
1992. 12. 31	49
1993. 3. 31	1
1993. 6. 30	3
1993. 12. 31	8
1994. 1. 31	1
1994. 11. 30	1
1994. 12. 31	18
계	90

2부 : 업종별 분포

업종	기업수
음식료품업	13
섬유·의복·가죽제품업	12
종이제품업	7
화학제품·의약품·고무제품업	13
비금속광물제품업	2
제1차금속산업	14
조립금속·기계장비업	8
사무기기·전자통신장비업	7
운수장비업	4
의료·정밀기기업	1
건설업	2
도소매·운송업	7
계	90

2. 변수측정방법과 이익의 질 차이에 대한 분석방법

가. 비정상수익률과 비기대이익 측정방법

비정상수익률은 실제수익률과 시장모형에 의하여 산출된 기대수익률의 차이로 측정한다. 시장모형

6) 지정에 따른 감사인형태 변화를 보면, 지정전후 모두 감사인이 회계법인인 기업이 82개이고, 지정전 합동회계사무소에서 지정후 회계법인으로 감사인 형태가 변경된 기업이 7개이다. 또한, 오현택(1996)은 감사인형태 차이와 관련된 ERC연구에서, 우리나라에서 감사인형태 차이가 감사의 질에 영향을 미쳐 ERC에 차이가 있다는 가설을 지지하는 결과를 얻지 못하였다. 따라서, 지정으로 인한 감사인 형태변화가 적을 뿐만 아니라 감사인 형태 차이가 주가에 미치는 영향도 적으므로, 지정전후 감사인 형태에 따른 감사의 질 차이는 없는 것으로 가정한다.

의 시장베타는 이익공시일을 사건일(0일)로 하여 -250일부터 -5일까지의 일별수익물자료를 사용하여 추정한다. 검증기간의 누적비정상수익률은 0일과 1일의 2일간 누적수익률로 측정한다.

그런데, 이익공시일로는 정기주주총회일과 증권관리위원회에의 감사보고서제출일이 있다. 상장기업에 대한 감사인은 피감사기업의 정기주주총회 회일전 7일까지 증권관리위원회에 감사보고서를 제출하여야 한다.⁷⁾ 이익공시일에 대하여 최종서와 신성목(1997)은 감사보고서 제출일이 정기주주총회일에 선행하므로 감사보고서 제출일을 공시일로 하는 것이 충분히 검토될 가치가 있으며, 실제제출일을 알 수 없으면 제출기한일을 제출일로 간주할 수 있다고 제시하고 있다. 따라서 본 연구에서는 증권관리위원회에의 감사보고서 제출기한일을 이익공시일로 보고 분석한다.

i기업의 t시점 비기대이익(UE_{it})은 t시점 실제이익(E_{it})에서 예측이익을 차감하여 측정되는 바, 예측이익은 랜덤워크모형에 따라 t-1시점 실제이익(E_{it-1})을 이용한다. 비기대이익은 순이익(NI)과 경상이익(OI) 각각에 대하여 측정하여 비기대순이익(UNI_{it})과 비기대경상이익(UOI_{it})을 산출한다. 비기대이익은 Christie (1987)가 제시한 바와 같이 t-1시점 주식시장가치(MV_{it-1}), 구체적으로 결산일 주식시장가치로 표준화(deflate)하여 측정한다.

$$\begin{aligned} \text{비기대순이익}(UNI_{it}) &= (NI_{it} - NI_{it-1}) / MV_{it-1} \\ &= (\text{당기 순이익} - \text{전기 순이익}) / \text{전기말 주식시장가치} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{비기대경상이익}(UOI_{it}) &= (OI_{it} - OI_{it-1}) / MV_{it-1} \\ &= (\text{당기 경상이익} - \text{전기 경상이익}) / \text{전기말 주식시장가치} \end{aligned}$$

나. 상관계수 차이분석 방법

감사인 지정년도에 누적비정상수익률과 비기대이익의 상관계수가 지정전년도보다 큰지의 여부를 검증하기 위한 검정통계량은 다음과 같다.

$$Z = \frac{(z_{EXP} - z_{CON})}{\left[\left\{ \frac{1}{(N_{EXP} - 3)} \right\} + \left\{ \frac{1}{(N_{CON} - 3)} \right\} \right]^{1/2}}$$

여기서 z는 표본상관계수(r)에 대한 피셔의 변형(Fisher's transformation)으로부터 나온 정규분포값, 즉 $z = 1/2 \ln[(1+r)/(1-r)]$ 이다. N은 표본수이다. EXP는 지정년도, CON은 지정전년도를 의미하는 첨자이다.

다. ERC 차이분석 방법

본 연구에서는 감사인 지정년도 ERC가 지정전년도보다 큰지의 여부를 회귀모형1과 회귀모형2로

7) 증권거래법 시행규칙 제34조.

분석하는데, 모형2는 통제변수인 도산확률(PROB)을 포함한 모형이다.⁸⁾ 본 연구의 표본은 도산위험이 높은 기업이 많은 바, 도산위험이 ERC에 영향을 줄 가능성이 있으므로 도산위험의 대응치인 도산확률을 통제변수로 사용하였다. 도산확률은 이계원(1993) 기본모형에 부실 1년전 계수추정치를 대입하여 추정한다.⁹⁾ 모형1과 모형2에서 비기대이익(UE)은 순이익과 경상이익 각각에 대하여 측정하여 비기대순이익과 비기대경상이익을 각각 변수로 이용한다.

$$\text{회귀모형1 : } CAR_{it} = \lambda_0 + UE_{it}(\lambda_1 + \lambda_2 D_i)$$

$$\text{회귀모형2 : } CAR_{it} = r_0 + UE_{it}(r_1 + r_2 D_i + r_3 \text{PROB}_{it-1})$$

CAR_{it} = 이익공시일(0)일과 1일의 누적비정상수익률

UE_{it} = 비기대이익(비기대순이익 또는 비기대경상이익)

D = 더미변수(지정년도는 1, 지정전년도는 0)

$$\text{PROB}_{it-1} = \text{도산확률} = [1 + \exp(-B'X_{it-1})]^{-1}$$

$$B'X = 1.69 - 7.88X_1 - 1.99X_2 - 3.92X_3$$

(X₁ = 순이익/매출액, X₂ = 매출액/총자본, X₃ = 자기자본/총자본)

연구가설대로 지정년도 ERC가 지정전년도보다 크다면, 모형1과 모형2에서 UE·D의 계수인 λ₂와 r₂가 양의 부호를 갖는다. 또한 Dhaliwal과 Reynolds(1994)가 채권등급으로 측정된 채무불이행위험이 ERC와 음의 관계에 있음을 밝힌 바와 같이, 도산위험이 ERC와 음의 관계에 있다면 UE·PROB의 계수 r₃는 음의 부호를 갖는다.

IV. 利益의 質 差異에 대한 實證分析 結果

1. 재무자료의 기술통계분석

우선 표본기업 재무자료의 연도별 추이를 보면 <표 2>와 같다.

- 8) 도산위험이 ERC에 미치는 영향은 아래 모형과 같이 도산위험을 나타내는 변수(PROB)와 비기대이익(UE)의 곱으로 표시된 상호작용항목(interaction term)으로 검증된다.

$$CAR_{it} = r_0 + r_1 UE_{it} + r_2 UE_{it} \text{PROB}_{it-1} + \eta_{it}$$

CAR을 UE에 관하여 편미분하면,

$$\text{ERC} = \partial E(\text{CAR}) / \partial UE = r_1 + r_2 \text{PROB}_{it-1}$$

UE가 CAR에 미치는 영향은 PROB에 의존하게 되는데, PROB가 ERC에 미치는 영향은 다음과 같이 ERC를 PROB에 관하여 미분하여 구할 수 있다.

$$\partial \text{ERC} / \partial \text{PROB} = r_2$$

따라서, r₂가 음의 값을 가지면 PROB는 ERC에 음의 방향으로 영향을 미치게 된다.

- 9) 자세한 내용은 이계원(1993) pp. 58-63을 참조.

〈표 2〉 재무자료의 연도별 추이

(단위 : 재무자료는 백만원, 부채비율은 %, 기타는 원)

구 분	지정 2년전		지정 1년전		지정년도		지정 1년후	
	평 균	중위수	평 균	중위수	평 균	중위수	평 균	중위수
자 기 자 본	54,391	23,649	55,139	18,917	60,109	17,553	70,140	18,859
총 자 산	278,077	91,263	329,542	103,836	370,131	116,990	405,993	126,753
매 출 액	233,098	69,540	269,565	79,921	303,279	90,199	345,226	104,324
경 상 이 익	3,303	1,063	-1,775	319	-1,155	621	793	642
당기순이익	1,922	697	-1,267	461	81	688	2,284	970
주 가	14,206	13,350	11,933	9,980	14,742	12,250	17,724	13,550
부 채 비 율	425	356	575	466	620	517	1,026	477

주 : 1. 부채비율 = 총부채 / 자기자본

(단 자기자본이 음인 경우를 제외하고 평균과 중위수를 구함)

2. 주가는 결산일 주가

경상이익과 순이익 및 주가 추이를 보면 지정전년도에 평균이 각각 -1,775백만원, -1,267백만원, 9,980원으로 지정2년전보다 크게 낮아진 후 지정년도와 지정1년후에는 점차 높아지고 있다. 각 연도별 이익의 특성을 보면, 지정1년전부터 지정1년후까지 경상이익보다 순이익이 큰 값을 보이고 있으며, 지정년도와 지정1년후에는 경상이익과 순이익 평균의 차이가 매우 크다. 이러한 결과로부터 특히 지정년도와 지정1년후에 기업이 낮은 경상이익에 대하여 특별이익으로 순이익을 늘렸음을 알 수 있다.¹⁰⁾ 특별이익은 일시적 이익이기 때문에, 투자자가 특별이익에 의하여 부풀려진 순이익보다는 경상이익을 중요시할 가능성이 있음을 예상할 수 있다. 총자산, 매출액 및 부채비율 평균은 지속적으로 증가하고 있음을 보이고 있다.

다음으로 4년간 자료를 모두 이용하여 누적비정상수익률(CAR), 비기대순이익(UNI), 비기대경상이익(UOI) 및 도산확률(PROB) 간의 Pearson 상관계수를 살펴보면 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉 Pearson 상관계수

변 수 명	CAR	UNI	UOI
UNI	0.1745***		
UOI	0.1825***	0.6201***	
PROB	-0.2156***	-0.3873***	-0.3542***

주 : 1. 변수에 대한 정의는 〈표 6〉 참조

2. 양측검정의 통계적 유의수준, * : $p < 10\%$, ** : $p < 5\%$, *** : $p < 1\%$

10) 지정1년전부터 지정1년후까지 매년 약 40개(45%) 기업이 경상손실을 보고하였다.

누적비정상수익률(CAR) 과 비기대이익의 상관관계분석에서, 비기대순이익(UNI) 과의 상관계수가 0.1745, 비기대경상이익(UOI) 과의 상관계수가 0.1825로 모두 1% 유의수준에서 유의한 양의 관계를 보이고 있다. 도산확률(PROB)은 CAR, UNI, UOI와 1% 유의수준에서 유의한 음의 상관관계를 보이고 있다.

2 상관계수차이 및 ERC차이 분석 결과

지정년도와 지정전년도의 차이분석전에, 연도별로 상관계수 크기와 ERC 크기를 알아보기 위하여 비기대순이익과 비기대경상이익 각각에 대하여 연도별로 회귀분석한 결과를 <표 4>에 제시하였다.

<표 4> 연도별 비기대이익에 대한 누적비정상수익률의 회귀분석

1부 : 비기대순이익

계 수	지정 2년전	지정 1년전	지정년도	지정 1년후
λ_0 (t값)	0.0060 (1.465) *	-0.0035 (-0.852)	-0.0095 (-2.278) **	-0.0077 (-1.559) *
λ_1 (t값)	0.0454 (1.583) *	0.0233 (1.622) *	0.0172 (1.750) **	0.0295 (1.998) **
R ²	0.0307	0.0311	0.0355	0.0454
상관계수	0.1753	0.1763	0.1884	0.2128

2부 : 비기대경상이익

계 수	지정 2년전	지정 1년전	지정년도	지정 1년후
λ_0 (t값)	0.0063 (1.521) *	-0.0046 (-1.053)	-0.0080 (-1.988) **	-0.0081 (-1.625) *
λ_1 (t값)	0.0434 (1.555) *	0.0081 (0.708) *	0.0550 (3.637) ***	0.0512 (2.003) **
R ²	0.0297	0.0061	0.1361	0.0456
상관계수	0.1723	0.0781	0.3689	0.2134

주 : 1. 모형 : $CAR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 UE_{it}$

2. CAR : 이익공시일(0일) 과 1일의 누적비정상수익률

UE : 비기대이익(비기대경상이익 또는 비기대순이익)

3. 단측검정의 통계적 유의수준, * : $p < 10\%$, ** : $p < 5\%$, *** : $p < 1\%$

<표 4>를 보면, 특히 지정년도에 누적비정상수익률과 비기대경상이익의 회귀분석에서 ERC가 0.0550 ($t = 3.637$)으로써 유의수준 1%에서 유의한 양의 값을 보이고 있고, 상관계수가 0.3689로써 가장 높은 값을 보이고 있다.

ERC에 있어서, 비기대순이익을 변수로 한 회귀분석에서는 지정1년전부터 지정1년후까지의 ERC가 지정2년전보다 작은 값을 보이고 있는데, 이는 <표 2>에서 본 바와 같이 기업이 특별이익으로

순이익을 늘림에 따라 적은 주가반응이 있었던 것으로 보인다. 이에 비하여 비기대경상이익을 변수로 한 회귀분석에서는 지정년도와 지정1년후의 ERC가 각각 0.0550과 0.0512로써 지정1년전과 지정2년전의 0.0434와 0.00081보다 큰 값을 보이고 있다.

상관계수에 있어서도, 비기대순이익과의 상관계수는 연도별로 큰 차이를 보이지 않고 있으나, 비기대경상이익과의 상관계수는 지정년도에 가장 큰 0.3689를 나타내고 있으며, 지정1년후에도 지정전보다 큰 0.2134를 보이고 있다.

이에 따라, 지정년도에 누적비정상수익률과 비기대경상이익의 상관계수가 지정전년도보다 큰지를 검증하기 위한 분석을 하였는데, 그 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 지정년도와 지정전년도의 상관계수차이 분석

비기대이익 구분	지정년도와 지정2년전	지정년도와 지정1년전	지정년도와 지정1년후
비기대순이익	0.0859	0.0801	-0.1638
비기대경상이익	1.3514*	1.9777**	1.0978

주 : 1. 표의 값은 Z통계치로써, Z통계량은 다음과 같이 계산된다.

$$Z = \frac{(Z_{EXP} - Z_{CON})}{\{ \{1/(N_{EXP} - 3)\} + \{1/(N_{CON} - 3)\} \}^{1/2}}$$

$z = 1/2 \ln[(1 + r)/(1 - r)]$, $r =$ 상관계수, $N =$ 표본수,

EXP는 지정년도, CON은 지정전년도(또는 지정1년후)를 의미하는 첨자

2. 단측검정의 통계적 유의수준, * : $p < 10\%$, ** : $p < 5\%$, *** : $p < 1\%$

누적비정상수익률과 비기대경상이익의 상관계수에 있어서, 지정년도와 지정2년전 및 지정년도와 지정1년전의 비교에서 상관계수 차이에 대한 Z값이 각각 1.3514 및 1.9777로써, 유의수준 10% 및 5%에서 지정년도 상관계수가 지정전보다 높다는 결과를 보이고 있다. 누적비정상수익률과 비기대순이익의 상관계수는 <표 4>에서 예상된대로 지정년도와 지정전년도간에 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는다.

마지막으로 지정년도의 ERC가 지정전년도보다 통계적으로 유의하게 큰지를 회귀분석으로 검증한 결과는 <표 6>과 같다.¹¹⁾ 표의 값은 계수추정치를 의미한다.

11) 지정후년도에 지정사유가 해소되어 지정에서 제외된 22개 기업을 제외한 다음 지정년도와 지정1년후를 대상으로 회귀분석한 결과도 <표 4> 및 <표 6>의 결과와 유사하다. 또한, <표 1>에서 지정년도가 1992년인 12월법인의 표본수가 특히 많은 바, 이들 기업을 제외하고 회귀분석한 결과도 <표 6>과 유사하다. 1년간의 누적비정상수익률을 종속변수로 한 추가적인 회귀분석에서는 지정년도 ERC가 지정전년도보다 크다는 결과를 얻지 못하였다.

<표 6> 지정년도와 지정전년도의 ERC차이 분석

1부 : 비기대순이익

변 수 명	지정년도와 지정2년전		지정년도와 지정1년전		지정년도와 지정1년후	
	모형1	모형2	모형1	모형2	모형1	모형2
상수 (t값)	-0.0022 (-0.748)	-0.0021 (-0.691)	-0.0068 (-2.270)**	-0.0071 (-2.285)**	-0.0086 (-2.674)***	-0.0080 (-2.400)***
UE (t값)	0.0389 (1.074)	0.0378 (0.984)	0.0201 (1.391)*	0.0269 (1.208)	0.0299 (2.187)**	0.0239 (1.455)*
UE · D (t값)	-0.0217 (-0.579)	-0.0222 (-0.585)	-0.0028 (-0.164)	-0.0034 (-0.197)	-0.0126 (-0.728)	-0.0172 (-0.920)
UE · PROB (t값)		0.0028 (0.090)		-0.0111 (-0.402)		0.0188 (0.656)
수정R ²	0.0140	0.0080	0.0185	0.0135	0.0306	0.0273
F값(p값)	2.177 (0.058)*	1.445 (0.118)	2.591 (0.039)**	1.773 (0.077)*	3.701 (0.013)**	2.602 (0.027)**

2부 : 비기대경상이익

변 수 명	지정년도와 지정2년전		지정년도와 지정1년전		지정년도와 지정1년후	
	모형1	모형2	모형1	모형2	모형1	모형2
상수 (t값)	-0.0013 (-0.439)	-0.0022 (-0.744)	-0.0064 (-2.172)**	-0.0071 (-2.398)***	-0.0080 (-2.522)***	-0.0089 (-2.683)***
UE (t값)	0.0293 (1.039)	0.0585 (1.590)*	0.0064 (0.587)	0.0475 (1.686)**	0.0511 (2.220)**	0.0833 (2.003)**
UE · D (t값)	0.0283 (0.891)	0.0430 (1.268)	0.0491 (2.652)***	0.0440 (2.350)***	0.0038 (0.133)	0.0019 (0.065)
UE · PROB (t값)		-0.0748 (-1.233)		-0.0614 (-1.581)*		-0.0519 (-0.903)
수정R ²	0.0757	0.0786	0.0650	0.0732	0.0739	0.0732
F값(p값)	7.799 (0.000)***	5.723 (0.000)***	6.871 (0.000)***	5.455 (0.003)***	7.824 (0.000)***	5.501 (0.000)***

주 : 1. 모형1 : $CAR_{it} = \lambda_0 + UE_{it}(\lambda_1 + \lambda_2 D_i)$

모형2 : $CAR_{it} = r_0 + UE_{it}(r_1 + r_2 D_i + r_3 PROB_{it-1})$

2. CAR_{it} = 이익공시일(0일) 과 1일의 누적비정상수익률

UE_{it} = 비기대이익(비기대순이익 또는 비기대경상이익)

비기대순이익 = (당기 순이익 - 전기 순이익) / 전기말 주식시장가치

비기대경상이익 = (당기 경상이익 - 전기 경상이익) / 전기말 주식시장가치

D = 더미변수. 지정년도는 1, 지정전년도(또는 지정1년후)는 0.

$PROB_{it-1}$ = 도산확률 = $[1 + \exp(-B'X_{t-1})]^{-1}$

$B'X = 1.69 - 7.88X_1 - 1.99X_2 - 3.92X_3$

(X_1 = 순이익/매출액, X_2 = 매출액/총자본, X_3 = 자기자본/총자본)

(이계원(1993) 기본모형에 부실 1년전 계수추정치를 대입하여 추정)

3. 단측검정의 통계적 유의수준, * : $p < 10\%$, ** : $p < 5\%$, *** : $p < 1\%$

1부의 비기대순이익을 변수로 한 회귀분석에서, UE·D의 계수 λ_2 와 r_2 추정치가 통계적으로 유의한 값을 보이지 않는다. 즉, 순이익을 변수로 한 분석에서는 <표 4>의 결과와 마찬가지로 지정년도 ERC가 지정전년도보다 크다는 가설이 지지되지 못하고 있다. UE·PROB의 계수 r_3 도 일정한 부호를 갖지 못하고 있다.

2부의 비기대경상이익을 변수로 한 회귀분석에서는 UE·D의 계수 λ_2 와 r_2 추정치가 각각 0.0491과 0.0440으로써 1% 유의수준에서 유의한 양의 값을 보이고 있다. 또한, 지정년도와 지정2년전의 ERC 차이 분석에서도 UE·D의 계수 λ_2 와 r_2 추정치가 각각 0.0283과 0.0430으로써 통계적으로 유의하지는 않지만 양의 값을 보이고 있다. 결론적으로, 지정년도 ERC가 지정전년도보다 크다고 할 수 있다. UE·PROB의 계수 r_3 는 음의 값을 보이고 있는 바, 이는 도산확률이 ERC와 음의 관계가 있음을 보여주는 결과이다.

이상의 ERC 차이분석 결과를 종합하면, 지정년도에 지정감사인이 독립성을 유지하여 감사의 질과 이익의 질이 높아져 이익공시에 대하여 더 큰 추가반응이 있다고 할 수 있다.

V. 結論 및 限界點

부채비율이 높아 감사인이 지정된 기업은 많은 수가 지정전년도는 물론 지정년도에 경상손실을 보고하는 등 수익성도 매우 낮아 도산위험이 높다. 그런데, 지정감사인은 지정전의 자유수입감사인과 달리 인간적인 친분관계와 무관하게 감사계약이 체결되어 도산위험이 높다고 판단되는 기업의 감사시에 중요성기준이나 감사위험을 엄격하게 설정하고 감사범위를 확대할 것이다. 따라서, 지정감사인은 자유수입감사인보다 감사의 질이 높아 지정감사인이 감사한 지정년도 이익정보는 자유수입감사인이 감사한 지정전년도 이익정보보다 질이 높을 것으로 예상된다. 투자자도 지정년도 이익정보를 지정전년도보다 질이 높은 것으로 받아들여, 지정년도 이익-주식수익율의 상관계수 및 ERC가 지정전년도보다 클 것이다.

지정년도의 상관계수 및 ERC가 지정전년도보다 큰지를 검증하기 위한 분석에 이용할 누적비정상 수익률은 이익공시일과 다음날의 2일간 누적수익률로 측정하였고, 비기대이익은 순이익과 경상이익 각각에 대하여 랜덤워크모형으로 산출하였다. 본 연구 표본중 많은 기업이 지정년도와 지정1년후에 낮은 경상이익에 대하여 특별이익으로 순이익을 늘렸는 바, 투자자가 순이익보다는 경상이익을 중요시할 가능성이 크다.

실증분석 결과는 비기대경상이익을 변수로 했을 때 지정년도 이익-주식수익률의 상관계수와 ERC

가 지정전년도보다 크다는 연구가설을 지지하고 있다. 구체적으로, 지정년도 누적비정상수익률과 비기대경상이익의 상관계수가 지정2년전 및 지정1년전보다 10% 및 5% 유의수준에서 유의하게 크고, 지정년도 ERC가 지정1년전보다 1% 유의수준에서 크다.

그러나, 1년간의 누적비정상수익률을 종속변수로 한 추가적인 회귀분석에서는 지정년도 ERC가 지정전년도보다 크다는 결과를 얻지 못하였는 바, 감사의 질과 이익의 질 및 ERC의 관계에 대하여 보다 많은 연구가 필요한 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 김병호, "연관관계방법을 통한 한국증권시장에서의 이익반응계수 결정요인에 대한 연구", 「증권학회지」 제21집, 1997, pp.107-134.
- 김연용, "감사인의 독립성과 업무수행능력이 감사결과의 신뢰도에 미치는 영향에 관한 연구", 「회계저널」 제4권, 1995, pp.83-98.
- 김정재, "감사의견변경과 이익반응계수", 「회계학연구」 제22권, 1997, pp.163-180.
- 박한순, "감사인 지정이 경영자의 이익조절행위에 미치는 영향", 「회계학연구」 제21권, 1996, pp.33-62.
- 오현택, "감사품질과 이익반응계수", 「경영연구」 제5권, 서원대학교 경영과학연구소, 1996, pp.149-174.
- 장지인, "감사인의 신뢰성과 감사인 변경", 「경영학연구」 제20권, 1991, pp.195-213.
- 조연현과 박유선, "기업의 재무적 특성과 이익반응계수", 「회계와감사연구」 제32호, 1996, pp.37-66.
- 최종서와 신성목, "연차이익공시에 대한 거래량 반응 : 한국증권시장에서의 실증적 거래", 「회계학연구」 제22권, 1997, pp.1-35.
- 한국신용평가주식회사, Korea Investors Service - Financial Anaysis System manual, 1997.
- 한국신용평가주식회사, Korea Investors Service - Stock Market Anaysis Tool manual, 1997.
- Bernard, V. L., "Cross - Sectional Dependence and Problems in Inference in Market Based Accounting Research", *Journal of Accounting Research* 25(Spring), 1987, pp.1-47.
- Biddle, G. and G. Seow, "The Estimation and Determinants of Associations between Returns and Earnings : Evidence from Cross-Industry Comparison", *Journal of Accounting Auditing and Finance* 6(Spring), 1991, pp.183-232.
- Brown, J. and J. Warner, "Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics* 14, 1985, pp.3-31.
- Cho, J. Y. and K. Y. Jung, "Earnings Response Coefficient : A Synthesis of Theory and Empirical Evidence", *Journal of Accounting literature* 10, 1991, pp.85-116.
- Choi, S. K. and D. C. Jeter, "The Effect of Qualified Audit Opinions on Earnings Response Coefficients", *Journal of Accounting and Economics* 15, 1992, pp.229-247.
- Christie, A., "On Cross - Sectional Analysis in Accounting Research", *Journal of*

- Accounting and Economics* 9, 1987, pp.231-258.
- Collins, D. and S. Kothari, "Anaysis of Intertemporal and Cross - sectional Determinants of Earnings Response Coefficients", *Journal of Accounting and Economics* 11, 1989, pp.143-181
- DeAngelo, L. E. , "Auditor Size and Audit Quality", *Journal of Accounting and Economics* 3(December), 1981, pp.183-199.
- Dhaliwal, D. S. and S. S. Reynolds, "The Effect of the Default Risk of Debt on the Earnings Response Coefficient", *The Accounting Review* 69(April), 1994, pp.412-419.
- Easton, P. D. and M. E. Zmijewski, "Cross - sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements", *Journal of Accounting and Economics* 11, 1989, pp.117-141.
- Foster, G. , *Financial Statement Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1986.
- Hayn, C. , "The Information Content of Losses", *Journal of Accounting and Economics* 20, 1995, pp.125-153.
- Holthausen, R. W. and R. E. Verrecchia, "The Effect of Sequential Information Releases on the Variance of Price Changes in an Intertemporal Multi - Asset Market", *Journal of Accounting Research* 26(Spring), 1988, pp.82-106.
- Imhoff, E. A. and G. J. Lobo, "The Effect of Ex Ante Earnings Uncertainty on Earnings Responce Coefficients", *The Accounting Review* 67(April), 1992, pp.427-439.
- Teoh, S. H. and T. J. Wong, "Perceived Audit Quality and the Earnings Response Coefficient". *The Accounting Review* 68(April), 1993, pp.346-366.
- Watts, R. and J. Zimmerman, "The Markets for Independence and Idependent Auditors", Working Paper(University of Rochester), 1981.