

# 監査人指定 公示와 株式市場 反應

朴 漢 淳\*

## 目 次

I. 序 論	IV. 實證分析 結果
II. 先行研究 檢討	V. 結論 및 限界點
III. 實證研究 設計	

## I. 序 論

우리나라에서 자유수입제도가 감사인의 독립성을 유지시켜 신뢰성있는 재무제표가 공시되도록 하는데 많은 문제점을 보임에 따라, 이에 대한 보완책으로써 1990년 1월 1일부터 감사인지정제도<sup>1)</sup>가 시행되었다. 이 제도는 법규에 규정된 일정한 지정사유에 해당되는 기업에 대하여 증권관리위원회가 지정한 감사인(이하 '지정감사인'이라 한다)에게 외부감사를 받도록 하고 있다.<sup>2)</sup>

그런데, 여러 지정사유중에서 부채비율이 높은 사유로 인한 감사인지정은 투자자와 감사인에게 도산위험(bankruptcy risk)<sup>3)</sup>을 알리는 신호(signal)로 받아들여질 수 있다. 박한순(1998)에 따르면 부채비율이 높아 감사인이 지정된 기업(이하 '감사인 지정기업'이라 한다)은 약 45% 정도가 지정전년도는 물론 지정년도에도 경손손실을 보고하는 등, 많은 기업이 높은 레버리지와 낮은 수익성이라는 재무적 특성을 갖고 있다. 이러한 재무적 특성을 가진 기업은 Beaver(1966), Zmijewski(1984), 이계원(1993) 등에 따르면 도산될 가능성이 크다. 따라서, 투자자와 감사인은 부채비율이 높고 수익성이 매우 낮은 지정기업에 대하여 미래에 도산될 위험이 있다고 예측할 것이다.

박한순(1996)은 이미 위와 같은 지정기업에 대한 감사인이 기업도산시의 부실감사 책임을 면하기 위하여 독립성을 유지함에 따라, 기업의 임의적인 이익조절이 어렵게 되어 발생액(accruals)이 감소하였음을 실증적으로 밝혔다. 따라서, 본 연구에서는 부채비율이 높고 수익성이 낮은 기업에 대한 감사인 지정공시가 투자자에게도 도산위험을 알리는 신호로 받아들여지는 주가를 이용하여

\* 제주대학교 경상대학 회계학과

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

2) 감사인의지정등에관한규정 제8조

3) 이때의 도산은 증권거래소규정인 유가증권상장규정 제37조 주권의 상장폐지기준중에서 부도발생 또는 은행과의 거래정지, 회사정리절차의 개시 등으로 인한 도산을 의미한다.

분석하고자 한다.

Beaver (1968), Aharony, Jones와 Swary (1980), Clark와 Weinstein (1983), 이계원 (1993) 등의 연구를 보면, 도산기업의 주식수익률은 도산되기 수년전부터 하락하고 있다. 더욱이 Burgstahler, Jiambalvo와 Noreen (1989)은 Ohlson (1980)의 도산예측모형으로 측정된 도산확률 변화가 주가 변화와 음의 관계가 있음을 실증적으로 보임으로써, 도산위험이 증가할수록 주식수익률이 하락함을 보였다. 따라서, 도산위험이 높은 기업에 대한 감사인 지정공시는 투자자에게 악재(bad news)로 받아들여져, 지정공시시점에서 당해 기업의 주가가 하락할 가능성이 크다.

이와 같이 도산위험에 대한 감사인의 반응 결과인 발생액 분석에 초점을 맞춘 박한순(1996)과 달리, 본 연구에서는 투자자의 반응 결과인 주가 분석에 초점을 두어 다음과 같이 두가지 분석을 하고자 한다. 첫번째 분석은 지정공시시점에서 감사인 지정기업의 주가가 하락하는지를 사전연구방법론을 이용하여 분석하고자 한다. 두번째 분석은 박한순(1996)의 발생액에 대한 연구 결과를 도산위험이라는 공통요인을 가지고 투자자의 주가반응과 연계시키고자 한다. 즉, 주가 하락과 박한순(1996)이 보인 발생액 감소는 도산위험때문이므로, 주가 하락이 발생액 감소와 관계가 있는지를 회귀분석을 이용하여 검증하고자 한다. 감사규제에 대한 주가반응 연구인 Izan (1980), Fried와 Schiff (1981), Smith (1988) 등이 주가 변동 원인에 대해서 실증적인 결과를 제시하지 못한 것과 달리, 본 연구가 주가 변동의 원인을 실증적으로 밝히고자 한 것은 진일보한 연구라 여겨진다.

## II. 先行研究 檢討

### 2.1 企業倒産에 대한 研究

기업도산에 대한 연구에는 재무제표정보를 이용한 도산예측 연구와 도산에 대한 주가반응 연구가 있다. 많은 연구중에서 Beaver (1966, 1968), Aharony, Jones와 Swary (1980), Clark와 Weinstein (1983), 이계원 (1993) 등의 연구를 보면, 이미 수년전부터 도산기업은 비도산기업보다 레버리지가 높고 수익성과 주식수익률이 낮으며, 도산시점에 가까울수록 그 차이가 커지고 있다. 이계원 (1993)도 우리나라에서 자기자본비율과 매출액순이익률 등 레버리지비율과 수익성비율이 기업의 도산예측에 유용한 정보임을 보였다. 특히 Burgstahler등(1989)이 10년간 자료를 가지고 재무제표정보로 예측된 도산위험정도가 주가 변화와 밀접한 관련이 있음을 보인 것은 투자자가 기업의 도산가능성을 예측하는데 재무제표정보를 이용하며 예측결과가 주가에 반영된다는 것으로 해석된다. Beaver (1966)도 투자자가 부실기업의 도산가능성을 예측하는데 재무비율을 이용한다고 언급하고 있다.

## 2.2 監査規制로 인한 株價反應에 대한 研究

감사규제로 인한 주가반응에 대한 연구에는 Izan(1980), Fried와 Schiff(1981), Smith(1988) 등이 있을 뿐인데, 이들은 모두 규제때문에 주가가 하락하였음을 보였다.

Izan(1980)은 1971년부터 은행에 대하여 강제적인 외부감사를 받도록 한 SEC 규제로 인하여 규제대상기업의 주가가 하락하였음을 보였다. Fried와 Schiff(1981)는 1971년부터 1978년까지 감사인 변경을 공시한 집단의 공시전후 10주(총 21주)간 누적비정상수익률이 통계적으로 유의한 음의 값을 보였다. 그러나, Fried등(1981)은 감사인 변경공시가 왜 주가 하락을 가져오는지를 밝히기 위한 추가분석에서 원인을 밝히는 결과를 얻지 못하였다.

SEC는 ASR No. 165에서 1975년부터 감사인 변경에 관한 공시자료 Form 8-K 제출기한을 신감사인 선임시점에서 구감사인 계약만료시점으로 변경하였다. Smith(1988)는 이와 관련하여 Form 8-K에서 신감사인 명칭을 공시하지 못하여 감사인 선임을 지연한 기업(실험집단)의 주식수익률을 지연하지 않은 기업(통제집단)과 비교하였다. 실험집단은 변경전 감사인-기업간 불협화음이 있거나 변경전 한정 의견을 받은 기업수가 통제집단보다 통계적으로 유의하게 많은 바, 불협화음이나 한정 의견이 공시될 경우 주식시장에서는 주가 하락이 예상된다. 실증분석 결과도 실험집단의 비정상 수익률이 통제집단보다 통계적으로 유의하게 낮음을 보임으로써, 감사규제가 주가에 영향을 미치고 있음을 밝혔다.

## Ⅲ. 實證研究 設計

### 3.1 標本 選定과 資料 蒐集

본 연구의 실험대상은 1991년 1월 1일부터 1994년 6월 30일까지 부채비율이 높은 사유로 인하여 처음으로 감사인이 지정된 상장기업이다. 대상기업 중에서 다음의 기준에 해당되는 기업들을 제외하고 최종적으로 93개 기업을 실험기업으로 선정하였다.

- ① 감사인지정 2년전부터 당기순이익이 적자, 지정직전년도에 매출총이익이 적자 및 자본잠식된 기업
- ② 감사인지정전 2년 이내에 신규 상장된 기업
- ③ 추가자료 및 재무제표자료의 입수가 불가능한 기업

제외기준 ①에 해당하는 기업은 이미 지정전부터 투자자와 감사인에게 도산위험이 높은 것으로 예측될 수 있으며, 또한 DeAngelo, DeAngelo 및 Skinner(1994)가 재무적 곤경에 처한 기업의 재량적 발생액이 감소함을 밝힘에 따라, 혼합효과(confounding effects)를 제거하기 위하여 이들 기업을 제외하였다. 제외기준 ②는 시계열 주식수익률 자료를 충분히 확보하기 위하여 설정하였다.

통제기업은 <표 1>에 제시한 업종분류기준에 따라 실험기업과 동일한 업종에 속한 자유수입기업을 대상으로 하였다. 구체적으로, 실험기업과 동일한 방법으로 추정된 시장베타 ( $\beta$ )<sup>4)</sup>가 실험기업의  $\pm 20\%$  이내이면서 다음 조건을 만족하는 기업을 통제기업으로 선정하였다. 따라서, 실험기업과 동일한 업종내에  $\beta$ 조건을 충족시키는 기업이 없는 경우에는 통제기업이 선정되지 않는다. 괄호안은 선정된 통제기업수를 의미한다.

- ① 실험기업 매출액의  $\pm 20\%$  이내 및 부채비율의  $-30\%$  이내인 기업 (6개 기업)
- ② 실험기업 매출액의  $\pm 20\%$  이내인 기업 (29개 기업)
- ③ 실험기업 매출액의  $\pm 30\%$  이내이거나 부채비율의  $-30\%$  이내인 기업 (14개 기업)
- ④ 부채비율 또는 매출액 편차가 가장 작은 기업 (28개 기업)

재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS - FAS 연말재무자료를 이용하였고, 주식수익률 자료는 한국신용평가(주)의 KIS - SMAT 일별 주식수익률자료를 이용하였다. 재무자료 중에서 누락되거나 오류가 있는 것은 감사보고서를 이용하여 수정, 보완하였다.

<표 1> 업종분류기준 및 업종별 기업 현황

코 드 번 호	업 종	실험기업	통제기업
1550 - 2304	음식료품 제조업	13	10
2500 - 3108	섬유제품 제조업	11	8
3151 - 3252	의복 및 모피제품 제조업	1	1
3300 - 3355	가죽·가방 및 신발제품 제조업	1	1
3500 - 3525	펄프·종이 및 종이제품 제조업	7	6
3700 - 3911	화합물제조업	7	7
4000 - 4304	화학제품 제조업	4	4
4550 - 4809	고무 및 플라스틱제품 제조업	2	2
4900 - 5203	비금속광물제품 제조업	2	2
5302 - 5508	제1차금속산업	14	11
5601 - 6251	조립금속·기계·장비 제조업	8	5
6280 - 6288	사무·계산 및 회계용기기 제조업	1	1
6401 - 6483	영상·음향 및 통신장비 제조업	3	3
6600 - 6703	전기기계 및 전기변환장치 제조업	4	3
6750 - 6816	자동차 및 트레일러 제조업	4	3
7000 - 7006	의료·정밀·광학기기 및 시계제조업	1	1
7500 - 7566	건설업	3	3
7700 - 8007	도소매 및 소비자용품 제조업	6	6
8100 - 8400	운송업 및 운수관련 서비스업	1	1
계		93	78

주: 1. 실험기업은 감사인 지정기업, 통제기업은 자유수입기업

4) 실험기업과 동일한 방법이란 3.2의 추정방법을 말한다.

### 3. 2 非正常收益率과 累積非正常收益率의 測定方法 및 有意性 檢證方法

본 연구에서는 감사인지정 공시일(0일)을 사건일로 하여, 기업 i의 비정상수익률(abnormal returns)을 시장모형(market model)으로 측정하였다. 시장모형의 계수  $\alpha$ 와  $\beta$ 에 대한 추정치 a와 b는 -200일부터 -5일까지의 일별 주식수익률을 이용하여 OLS 회귀분석으로 추정하였다. 검증기간은 -3일부터 +2일로 하였다.

일반적으로 사건일이 집중되어 있으면 비정상수익률의 표준편차를 구할 때 횡단면적 종속성(cross-sectional dependence)<sup>5)</sup>을 고려하여야 한다. 그런데, 본 연구의 표본은 <표 2>에서 보는 바와 같이 1991년 6월, 1992년 5월, 1994년 6월에 표본이 다소 집중되어 있으나, 통제기업과 비교함으로써 사건일 집중으로 인한 종속성 문제가 크게 완화될 것으로 예상된다. 따라서 횡단면적 종속성을 고려하지 않고 비정상수익률의 표준편차<sup>6)</sup>를 구하였다.

<표 2> 감사인지정 공시 현황

지정공시연월일	실험기업수	통제기업수
1991년 6월29일	4	3
1991년 6월26일	19	15
1991년 8월23일	3	3
1991년10월26일	2	2
1992년 5월 4일	31	26
1992년 9월19일	1	1
1992년12월11일	3	3
1993년 6월30일	8	7
1993년 7월28일	1	1
1994년 6월 4일	1	1
1994년 6월25일	20	16
계	93	78

주 : 1. 실험기업은 감사인 지정기업, 통제기업은 자유수입기업

5) Jaffe (1974)는 횡단면적 종속성을 고려하여 포트폴리오의 표준편차를 이용하였다.

6) Patell (1976)은 비정상수익률의 분산을 추정하는데 있어서 검증기간의 분산증가를 반영하기 위하여  $C_{it}$ 라는 조정항(adjustment factor)을 곱해주고 있으나, 추정기간이 충분히 길 경우에는 조정항의 값이 1로 접근하기 때문에 이를 고려하지 않아도 문제되지 않는다. (정혜영의 공동연구, 1993, p. 162)

$$C_{it} = 1 + 1/T \cdot (R_{m,t} - \bar{R}_m) / \sqrt{\sum_{t=1}^T (R_{m,t} - \bar{R}_m)^2} \quad (T \text{는 추정기간의 주수, } \bar{R}_m = 1/T \sum_{t=1}^T R_{m,t})$$

감사인 지정기업의 주가 하락여부 검증을 위한 비정상수익률과 누적비정상수익률은 다음과 같이 구하였다. 그리고, T1을 -1일, -2일, -3일의 세가지로 하여, T1부터 감사인지정 공시일(0일)까지 누적일에 따른 누적비정상수익률의 분석결과를 비교하여 보았다. 아래 모형에서 첨자 i는 기업, T와 T1은 검증기간의 일자, k는 추정기간의 일자를 나타낸다.

$$\text{비정상수익률 } AR_{iT} = R_{iT} - (a_i + b_i R_{mT})$$

$$\text{비정상수익률의 표준편차 } s(AR_{iT}) = \left[ \sum_{k=-200}^{-1} (AR_{ik} - AAR_i)^2 / 195 \right]^{1/2}$$

$$\left( \text{단 } AAR_i = \sum_{k=-200}^{-1} AR_{ik} / 196 \right)$$

$$\text{표준화된 비정상수익률 } SAR_{it} = AR_{it} / s(AR_{it})$$

$$\text{표준화되지 않은 누적비정상수익률 } CAR_{i(T1,0)} = \sum_{T=T1}^0 AR_{iT}$$

$$\text{표준화된 누적비정상수익률 } SCAR_{i(T1,0)} = \sum_{T=T1}^0 SAR_{iT} / (-T1+1)^{1/2}$$

감사인지정 공시지점에서 감사인 지정기업의 주가가 하락하는지의 여부는 다음과 같은 두 가지 방법으로 검증하였다.

첫째 감사인 지정기업의 비정상수익률 및 누적비정상수익률이 '0'보다 작은지를 t 검정으로 검증하였다.

둘째 감사인 지정기업의 비정상수익률 및 누적비정상수익률이 자유수입기업보다 작은지를 모수통계인 t 검정과 비모수통계인 Mann - Whitney 검정으로 검증하였다.

### 3.3 累積非正常收益率과 非期待發生額과의 回歸分析

도산위험 때문에 감사인 지정기업의 주가가 하락하고 발생액이 감소한다면, 비정상수익률은 비기대 발생액과는 양의 관계, 도산위험과는 음의 관계를 보일 것이다. 이를 검증하기 위하여, 다음과 같이 비정상수익률을 종속변수로 하고 비기대유동발생액(UCA), 비기대비유동발생액(UNCA) 및 도산확률(PROB)을 독립변수로 한 회귀분석을 하였다.<sup>7)</sup> 비기대비유동발생액은 특별손익 및 이연자

7) 비기대발생액을 박한순(1996)과 동일하게 DeAngelo모형(DeAngelo, 1986)으로 측정하여 연도말 총자산으로 표준화하였다. DeAngelo모형이란 총발생액의 두 기간간 차이(first difference)를 비기대발생액으로 이용한 모형이다.

산상각비가 제외된 비유동발생액을 이용하여 측정하였다. 박한순(1996)이 지정년도에 특별손익 및 이연자산상각비가 제외된 비유동발생액이 감소하였음을 보임에 따라, 본 연구에서도 이 변수를 그대로 이용하였다. 도산확률은 도산위험의 대용치로써, 지정직전년도의 재무자료에 이계원(1993) 기본 모형의 부실 1년전 계수추정치를 대입하여 도산확률을 추정하였다." 또한 <표 2>를 보면 1991. 6. 26과 1992. 5. 4은 표본이 집중되어 있어서 경제적 요인의 영향을 크게 받을 뿐만 아니라, 지정제도가 1990년초에 도입되었으므로 1991. 6. 26 표본은 이미 지정될 것에 대한 예측이 가능하기 때문에 지정효과가 감소할 가능성이 있다. 따라서 이들 표본과 기타 표본을 구분한 더미변수(YEAR)를 사용하였다.

연구가설에 따르면,  $r_1$ 과  $r_2$ 는 양의 값을 보이고,  $r_3$ 은 음의 값을 보일 것이다.

$$CAR_{i(T1,0)} = r_0 + r_1UCA_{it} + r_2UNCA_{it} + r_3PROB_{it} + r_4YEAR_i + \epsilon_{it}$$

$$CAR_{(T1,0)} = \sum_{T=1}^0 AR_T \quad (\text{일자 0은 감사인지정 공시일})$$

UCA = 비기대비유동발생액

UNCA = 비기대비유동발생액(특별손익과 이연자산상각비가 제외된 금액)

PROB = 도산확률

YEAR = 1991. 6. 26 및 1992. 5. 4 표본은 0, 기타 표본은 1

$\epsilon$ 는 오차항

## IV. 實證分析 結果

### 4.1 財務資料의 技術統計 分析

지정전년도와 지정년도의 재무자료에 대하여 감사인 지정기업과 자유수임기업을 비교하였는데, 그 결과는 <표 3>과 같다.

8) 자세한 내용은 이계원(1993) pp. 58 - 63을 참조.

〈표 3〉 총자산등 재무자료의 기술통계 분석

(금액단위 : 백만원, 부채비율 : %)

재무자료명	실험기업	통제기업	실험기업 - 통제기업		
			차이	t값(P값)	Mann - Whitney 검정의 P값
지정전년도					
총 자산	346,636	247,104	99,532	1.13(0.262)	0.366
유형 자산	113,164	82,035	31,129	0.89(0.374)	0.232
매출액	276,310	186,081	90,229	1.18(0.240)	0.963
부채비율	571.24	254.42	316.82	5.09(0.000)***	0.000***
지정년도					
총 자산	391,266	284,758	106,508	1.09(0.276)	0.511
유형 자산	126,885	90,621	36,264	0.93(0.354)	0.409
매출액	311,525	210,345	101,180	1.18(0.239)	0.830
부채비율	537.49	225.35	312.14	4.98(0.000)***	0.000***

주 : 1. 유형자산은 토지가 제외된 금액임.

$$\text{부채비율} = \text{총부채} / \text{자기자본}$$

2. 실험기업은 감사인 지정기업, 통제기업은 자유수입기업

3. 양측검정의 통계적 유의수준. \* :  $P < 10\%$ , \*\* :  $P < 5\%$ , \*\*\* :  $P < 1\%$

〈표 3〉을 보면, 감사인 지정기업의 규모가 자유수입기업보다 크지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않다. 부채비율은 실험기업 선정의 편의로 인하여 감사인 지정기업이 자유수입기업보다 통계적으로 유의하게 높다. 따라서 부채비율을 제외하고는 통제기업은 실험기업과 유사한 기업으로 선정되었다고 할 수 있다.

## 4.2 事件研究 分析 結果

### 4.2.1 非正常收益率 分析 結果

감사인지정 공시일(일자 0)을 중심으로 감사인 지정기업의 비정상수익률이 음의 값을 보이고 또한 자유수입기업보다 작은지를 분석한 결과는 〈표 4〉에 제시되어 있다.<sup>9)</sup>

9) 일대일 대응되는 기업(78쌍)만으로 비정상수익률에 대하여 집단별 분석 및 집단간차이 분석한 결과도 〈표 4〉와 비슷한 결과를 보이고 있다.



<표 4> 표준화되지 않은 비정상수익률(AR) 및 표준화된 비정상수익률(SAR) 분석 결과

제 1 부 : 표준화되지 않은 비정상수익률(AR) 분석 결과

일 자 (T)	실 험 기 업		통 제 기 업		실 험 기 업-통 제 기 업	
	평 균	t값(P값)	평 균	t값(P값)	t값(P값)	Mann-Whitney 검정의 P값
-3	-0.0013	-0.98(0.16)	-0.0013	-0.49(0.313)	-0.43(0.335)	0.189
-2	0.0019	0.79(0.216)	0.0018	0.79(0.217)	0.02(0.493)	0.348
-1	-0.0042	-1.67(0.049)**	0.0003	0.12(0.454)	-1.27(0.104)	0.143
0	-0.0046	-1.79(0.039)**	0.0016	0.61(0.272)	-1.68(0.048)**	0.062*
1	0.0055	2.31(0.012)**	0.0021	0.87(0.194)	1.00(0.159)	0.133
2	-0.0010	-0.41(0.342)	-0.0002	-0.09(0.466)	-0.23(0.409)	0.349

제 2 부 : 표준화된 비정상수익률(SAR) 분석 결과

일 자 (T)	실 험 기 업		통 제 기 업		실 험 기 업-통 제 기 업	
	평 균	t값(P값)	평 균	t값(P값)	t값(P값)	Mann-Whitney 검정의 P값
-3	-0.1457	-1.16(0.126)	-0.0543	-0.43(0.334)	-0.51(0.306)	0.149
-2	0.0713	0.75(0.229)	0.0529	0.49(0.313)	0.13(0.449)	0.422
-1	-0.1423	-1.41(0.081)*	0.0138	0.13(0.447)	-1.08(0.142)	0.168
0	-0.1810	-1.78(0.040)**	0.0565	0.47(0.319)	-1.52(0.065)*	0.076*
1	0.2354	2.38(0.009)***	0.0903	0.87(0.195)	1.01(0.158)	0.154
2	-0.0191	-0.20(0.421)	-0.0115	-0.12(0.454)	-0.06(0.478)	0.417

주 : 1. 일자 0은 감사인지정 공시일

2. 표준화되지 않은 비정상수익률  $AR_{iT} = R_{iT} - (a_i + b_i R_{mT})$

( $a_i, b_i$ 는 시장모형의 계수  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 에 대한 추정치)

표준화된 비정상수익률  $SAR_{iT} = AR_{iT}/s(AR_{iT})$

비정상수익률의 표준편차  $s(AR_{iT}) = [ \sum_{k=-200}^i (AR_{ik} - AAR_i)^2 / 195 ]^{1/2}$

$(AAR_i = \sum_{k=-200}^i AR_{ik} / 196)$

3. 실험기업은 감사인 지정기업, 통제기업은 자유수입기업

4. 단측검정의 통계적 유의수준, \* : P<10%, \*\* : P<5%, \*\*\* : P<1%

우선 표준화되지 않은 비정상수익률(AR) 분석에서, 감사인 지정기업의 지정 공시일 AR은 -0.0046( $t = -1.79$ ) 이고, -1일 AR은 -0.0042( $t = -1.67$ ) 로써 유의수준 5%에서 유의하다.

그러나, 자유수입기업은 어느 일자에도 유의적인 값을 보이지 않는다. 자유수입기업과의 차이분석에서는 지정 공시일  $t$ 값이  $-1.68$ 로써, 감사인 지정기업이 유의수준 5%에서 유의적으로 작은 값을 보이고 있다. 지정 공시일 Mann - Whitney 검정도  $P$ 값이  $0.062$ 로써, 감사인 지정기업이 유의수준 10%에서 유의적으로 작은 값을 보이고 있다.

표준화된 비정상수익률(SAR) 분석에서는, 감사인 지정기업의 지정 공시일 SAR은  $-0.1810$  ( $t = -1.78$ ) 이고,  $-1$ 일 SAR은  $-0.1423$  ( $t = -1.41$ ) 으로써, 유의수준 5% 또는 10%에서 유의하다. 자유수입기업과의 차이분석에서도 지정 공시일에  $t$  검정과 Mann - Whitney 검정 각각  $P$ 값이  $0.065$  와  $0.076$ 으로써, 감사인 지정기업이 유의하게 작은 값을 보이고 있다.

+1일에 감사인지정기업의 비정상수익률이 통계적으로 유의한 양의 값을 보이고 있지만, 자유수입 기업과의 차이분석에서는 통계적으로 유의한 값을 보이지 않는다. 따라서, 감사인 지정기업의 +1일 비정상수익률이 통계적으로 유의한 양의 값을 보인 이유는 어떤 시장요인에 의한 것으로 보인다.

#### 4. 2. 2 累積非正常收益率 分析 結果

발생액에 대한 회귀분석에서 종속변수로 이용되는 누적비정상수익률에 대하여 누적일에 따른 결과를 비교하기 위한 분석결과가 <표 5>에 제시되어 있다.

<표 5>에서 2일간, 3일간, 4일간 누적비정상수익률 분석 결과는 비슷하다. 감사인 지정기업은 지정 공시일과 공시전일의 2일간 누적비정상수익률이  $-0.2286$  ( $t = -2.14$ ) 으로써 유의수준 5%에서 유의하다. 2일간 누적비정상수익률에 대한 자유수입기업과의 차이분석에서도  $t$  검정과 Mann - Whitney 검정 각각  $P$ 값이  $0.038$ 과  $0.033$ 으로써, 감사인 지정기업이 유의수준 5%에서 유의하게 작은 값을 보이고 있다. 그리고, 3일간 누적비정상수익률과 4일간 누적비정상수익률도 2일간 누적비정상수익률과 비슷한 결과를 나타내고 있다.

- 10) 부채비율 이외의 지정사유로 지정된 기업중에서 지정기업수가 많은 소유경영 미분리기업과 증권거래법 위반기업(이하 '기타사유지정기업'이라 한다)인 총 21개 기업의 비정상수익률 및 누적비정상수익률을 본 연구의 실험기업인 부채비율이 높은 기업과 지정공시 2일전(-2일)부터 +2일까지  $t$ 검정 및 Mann - Whitney 검정으로 분석하였다.

실험기업은 비정상수익률이 기타사유지정기업에 비해 0일과 +2일에 5% 유의수준(양측검정)에서 유의하게 낮은 값을 보였고,  $-1$ 일과 0일의 2일간 누적비정상수익률에서도 5% 유의수준(양측검정)에서 유의하게 낮은 값을 보였다. 다른 일자에는 두집단간에 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는다. 이와 같이 지정공시시점에 부채비율이 높은 지정기업의주가 변동이 기타사유지정기업의 주가 변동과 다르다는 것은 실험기업의 주가 변동원인이 단순히 감사인지정이라는 공통요인에 의한 것은 아니라는 것을 의미한다.

또한 +1일에 실험기업이 기타사유지정기업과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않음으로써, 실험기업의 +1일의 양의 비정상수익률이 본 연구가설과 관련없는 다른 시장요인에 의한 것임을 추가적으로 보여주고 있다.

<표 5> 표준화된 누적비정상수익률(SCAR) 분석 결과

누적일 (T1, 0)	실 험 기 업		통 제 기 업		실 험 기 업 - 통 제 기 업	Mann-Whitney 검정의 P값
	평 균	t값(P값)	평 균	t값(P값)	t값(P값)	
(-1, 0)	-0.2286	-2.14 (0.018) **	0.0497	0.44 (0.330)	-1.79 (0.038) **	0.033**
(-2, 0)	-0.1455	-1.35 (0.090) *	0.0711	0.60 (0.277)	-1.35 (0.090) *	0.065*
(-3, 0)	-0.1989	-1.89 (0.031) **	0.0345	0.32 (0.376)	-1.54 (0.064) *	0.054*

주 : 1. 일자 0은 감사인지정 공사일

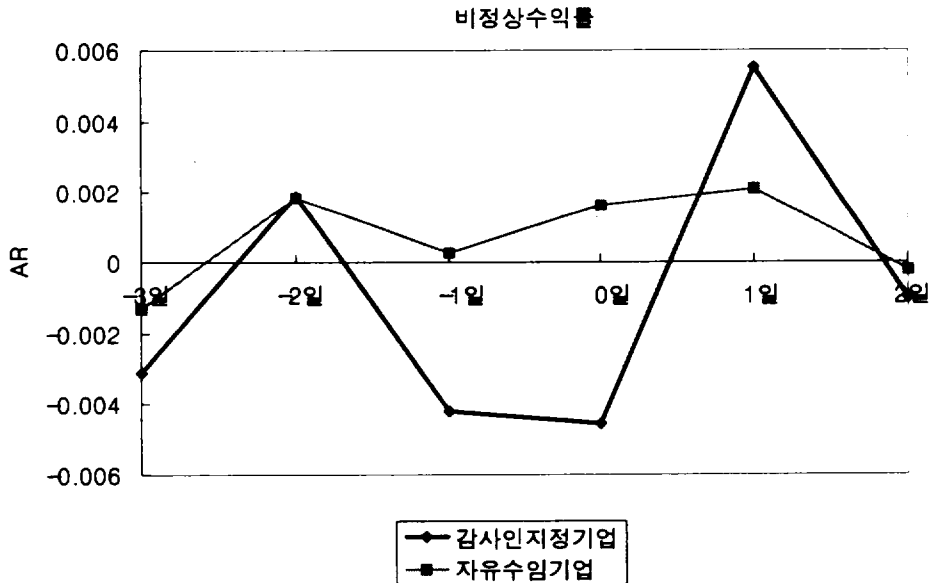
2. 표준화된 누적비정상수익률  $SCAR_{i(T1,0)} = \sum_{T=-T1}^0 SAR_{iT} / (-T1+1)^{1/2}$

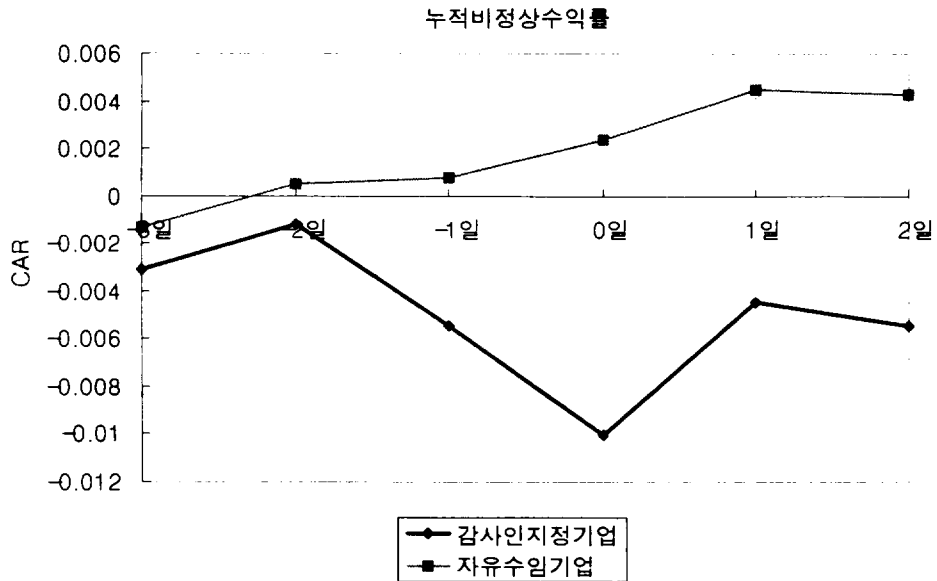
SAR<sub>iT</sub>와 AR<sub>iT</sub>에 대한 정의는 <표 4>를 참조

- 3. 실험기업은 감사인 지정기업, 통제기업은 자유수입기업
- 4. 단측검정의 통계적 유의수준, \* : P<10%, \*\* : P<5%, \*\*\* : P<1%

비정상수익률과 누적비정상수익률의 일자별 추이를 보면 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 표준화되지 않은 비정상수익률(AR) 및 누적비정상수익률(CAR)





주 : 1. 표준화되지 않은 비정상수익률  $AR_{i,T} = R_{i,T} - (a_i + b_i R_{m,T})$

( $a_i$ ,  $b_i$ 는 시장모형의 계수  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 에 대한 추정치)

2. 누적비정상수익률  $CAR_{i(T1,0)} = \sum_{T=1}^0 AR_{i,T}$  (일자 0은 감사인지정 공시일)

### 4.3 累積非正常收益率과 非期待發生額과의 回歸分析 結果

감사인 지정기업의 비정상수익률이 비기대발생액 및 도산위험과 관계가 있는지를 검증하기 위하여, 우선 Pearson 상관계수로 상관관계분석을 하였는데, 그 결과는 <표 6>과 같다.<sup>11)</sup>

<표 6> 비정상수익률과 비기대발생액등과의 상관관계 분석

제 1 부 : 감사인 지정기업

변수명	UCA	UNCA	PROB
CAR <sub>(0,0)</sub>	0.1657*	0.2777***	-0.2747***
UCA		-0.0055	0.0068
UNCA			-0.2012**

11) 감사인 지정기업은 2일간 누적비정상수익률과 비기대발생액 및 도산위험과의 상관계수도 <표 6>과 비슷한 결과를 보이고 있다. 자유수입기업은 2일간 누적비정상수익률과 도산위험과의 상관계수가 -0.2217(양측검정의 P = 0.051)을 보이고 있으며, 다른 변수간의 상관계수는 <표 6>과 비슷하다.

제 2 부 : 자유수입기업

변 수 명	UCA	UNCA	PROB
CAR <sub>(0,0)</sub>	-0.0599	0.0935	-0.1558
UCA		-0.1275	-0.0237
UNCA			-0.1529

주 : 1. 변수에 대한 정의는 <표 7>을 참조

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

<표 6>에서 감사인 지정기업의 경우, 비정상수익률(CAR)과 비기대유동발생액(UCA), CAR과 비기대비유동발생액(UNCA)과의 상관계수가 각각 0.1657과 0.2777로써, 유의수준 10%와 1%에서 유의한 양의 관계가 있음을 보이고 있다. 이는 주가 하락이 발생액 감소와 관계가 있음을 보이는 결과이다. 그러나, 자유수입기업에 있어서는 CAR과 UCA, CAR과 UNCA와의 상관계수가 각각 -0.0599와 0.0935로써, 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않는다.

또한 감사인 지정기업의 경우, 도산확률(PROB)과 CAR, PROB와 UNCA와의 상관계수가 각각 -0.2747과 -0.2012로써, 통계적으로 유의한 음의 관계가 있음을 보이고 있다. 이는 도산위험이 높을수록 주가가 하락하고 또한 도산위험이 높을수록 비유동발생액이 감소하였음을 의미하는 것이다. 자유수입기업은 PROB와 CAR, PROB와 UNCA와의 상관계수가 -0.1558과 -0.1529로써 높은 값이나, 통계적으로 유의하지는 않다.

UNCA와 UCA 및 UCA와 PROB는 어느 집단도 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않는다.

다음으로 감사인지정 공시시점의 누적비정상수익률(CAR)을 종속변수로 하고, 지정년도의 비기대유동발생액(UCA)과 비기대비유동발생액(UNCA), 지정전년도 도산확률(PROB)을 독립변수로 한 회귀분석을 하였는데, 그 결과가 <표 7>에 제시되어 있다.<sup>12)</sup>

<표 7> 누적비정상수익률과 비기대발생액과의 회귀분석 결과

회귀분석 모형 
$$CAR_{i(T1,0)} = r_0 + r_1 UCA_{it} + r_2 UNCA_{it} + r_3 PROB_{it} + r_4 YEAR_i + \epsilon_{it}$$

12) UNCA와 PROB가 높은 상관관계를 보임에 따라 PROB를 제외하고 회귀분석해 보았다. 감사인 지정기업과 자유수입기업 모두 UCA 및 UNCA 계수추정치의 통계적 유의성이 <표 7>과 비슷한 결과를 보이고 있다.

## 제 1 부 : 감사인 지정기업

계 수	CAR <sub>(0,0)</sub>	CAR <sub>(-1,0)</sub>	CAR <sub>(-2,0)</sub>
$r_0$ t값 (P값)	0.0096 1.791 (0.0767) *	0.0129 1.537 (0.1279)	0.0137 1.338 (0.1843)
$r_1$ t값 (P값)	0.0402 1.841 (0.0690) *	0.0703 2.062 (0.0421) **	0.0959 2.313 (0.0231) **
$r_2$ t값 (P값)	0.2244 2.150 (0.0343) **	0.3909 2.399 (0.0186) **	0.3682 1.859 (0.0664) *
$r_3$ t값 (P값)	-0.0239 -2.184 (0.0316) **	-0.0251 -1.471 (0.1449)	-0.0201 -0.969 (0.3354)
$r_4$ t값 (P값)	-0.0064 -1.324 (0.1889)	-0.0195 -2.576 (0.0117) **	-0.0212 -2.306 (0.0234) **
수정 R <sup>2</sup> F값 (P값)	0.1343 4.568 (0.0021) ***	0.1711 5.748 (0.0004) ***	0.1261 4.320 (0.0031) **

## 제 2 부 : 자유수입기업

계 수	CAR <sub>(0,0)</sub>	CAR <sub>(-1,0)</sub>	CAR <sub>(-2,0)</sub>
$r_0$ t값 (P값)	0.0118 2.394 (0.0192) **	0.0184 2.797 (0.0066) ***	0.0199 2.395 (0.0192) **
$r_1$ t값 (P값)	-0.0074 -0.232 (0.8172)	0.0067 0.147 (0.8836)	0.0299 0.518 (0.6058)
$r_2$ t값 (P값)	0.2967 1.385 (0.1703)	0.2050 0.669 (0.5058)	0.4358 1.122 (0.2656)
$r_3$ t값 (P값)	-0.0096 -0.522 (0.6034)	-0.0336 -1.281 (0.2040)	-0.0323 -0.972 (0.3340)
$r_4$ t값 (P값)	-0.0179 -3.453 (0.0009) ***	-0.0227 -3.054 (0.0032) ***	-0.0239 -2.547 (0.0130) **
수정 R <sup>2</sup> F값 (P값)	0.1225 3.688 (0.0086) ***	0.1108 3.399 (0.0132) **	0.0700 2.449 (0.0537) *

주 : 1.  $CAR_{t(t,0)} = \sum_{\tau=t-n}^t AR_{\tau}$  (일자 0은 감사인지정 공시일)

AR<sub>T</sub>에 대한 정의는 <표 4>를 참조

UCA = 비기대유동발생액

UNCA = 비기대비유동발생액 (특별손익과 이연자산상각비가 제외된 금액)

PROB = 도산확률

YEAR = 1991. 6. 26 및 1992. 5. 4 표본은 0, 기타 표본은 1

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

우선 감사인 지정기업의 경우, 감사인지정 공시일의 비정상수익률을 종속변수로 한 결과에서 UNCA와 PROB의 계수추정치가 각각 0.2244 ( $t = 2.150$ ) 과  $-0.0239$  ( $t = -2.184$ ) 로써, 모두 5% 유의수준에서 유의하다. 이러한 결과는 도산위험이 높을수록 주가가 더욱 하락하고 주가변동과 비유동발생액 변동이 양의 관계가 있음을 지지하는 것이다. 2일간 또는 3일간 누적비정상수익률을 종속변수로 한 결과에서는 PROB 계수의 통계적 유의성은 발견되지 않았지만, 비기대발생액의 결과는 감사인지정 공시일의 비정상수익률을 종속변수로 한 결과와 비슷하다. 그러나, 자유수입기업은 누적일에 관계없이 UCA, UNCA 및 PROB의 계수가 통계적으로 유의하지 않다. YEAR의 계수추정치는 감사인 지정기업과 자유수입기업 모두 통계적으로 유의한 음의 값을 보임으로써 이들 연도가 다른 연도와 차이가 있음을 보여주고 있다. 따라서, 자유수입기업에 있어서 PROB와 CAR과의 상관관계가 높은 것은 어떤 시장요인에 의하여 특정 연도에만 국한된 것으로 보인다.

## V. 結論 및 限界點

부채비율이 높아 감사인이 지정된 기업은 지정전년도 평균부채비율이 500%를 상회하고 약 45% 정도가 지정전년도는 물론 지정년도에도 경손실을 보고하는 등, 레버리지가 매우 높고 수익성이 매우 낮다. 기업도산에 대한 기존 연구에 따르면, 이러한 재무적 특성을 가진 기업은 도산될 가능성이 크다. 따라서, 이러한 기업에 대한 감사인지정은 투자자와 감사인에게 도산위험을 알리는 신호로 받아들여질 것으로 예상된다.

박한순(1996)은 이미 위와 같은 지정기업에 대한 감사인이 기업도산시의 부실감사 책임을 면하기 위하여 독립성을 유지함에 따라 기업의 임의적인 이익조절이 어렵게 되어 발생액이 감소함을 보였다. 따라서, 본 연구에서는 부채비율이 높은 기업에 대한 감사인지정이 투자자에게도 도산위험에 대한 신호로 받아들여져 주가가 하락하는지를 사전연구 방법론을 이용하여 분석하였다. 그리고, 도산위험이란 공통요인을 가지고 주가 하락과 발생액 감소를 연계시키기 위하여, 누적비정상수익률을 종속변수로 하고 비기대비유동발생액, 비기대유동발생액 및 도산확률을 독립변수로 하는 회귀분석을 하였다.

실증분석한 결과는 다음과 같이 위의 가설을 지지하고 있다.

주가 분석에서, 감사인지정 공시시점에 감사인 지정기업의 비정상수익률 및 누적비정상수익률이 통계적으로 유의한 음의 값을 보였으며, 통계기업인 자유수입기업과 비교하더라도 작은 값임을 보이고 있다. 회귀분석 결과에서는 감사인 지정기업의 경우 비기대비유동발생액과 도산확률의 계수가 예측방향으로 통계적 유의성이 발견되었다. 즉 도산위험이 높을수록 주가가 더욱 하락하고, 주가

변동과 비유동발생액 변동이 양의 관계가 있음을 보였다. 비기대유동발생액의 계수도 유의적인 결과를 보이고 있으나, 도산위험과는 매우 낮은 상관관계를 보였다.

그러나, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 지니고 있다.

우선 도산위험의 대응치 및 비기대발생액을 하나의 모형으로만 측정하고 있으므로 다른 모형을 사용할 경우 다른 결과가 나올 수도 있다. 또한 본 연구의 표본은 높은 부채비율이라는 공통의 재무적 특성을 지니고 있어서, 주가 하락과 발생액 감소가 감사인 지정과 관련이 없는 공통요인에 의한 것일 수도 있다. 따라서, 향후 다른 분석방법을 사용하거나 본 연구에서 제외된 감사인 지정기업에 대해서도 심도있는 비교연구를 하는 것이 필요하다.



## 참 고 문 헌

- 서정우, 1994. 시장효율성과 회계규제의 경제적 영향, 회계학연구(제19호) : 1 - 21.
- 박한순, 1996. 감사인 지정이 경영자의 이익조절행위에 미치는 영향, 회계학연구(제21권) : 33 - 62.
- 박한순, 1998. 감사인 지정과 이익의 질, 미발표논문.
- 이계원, 1993. 회계정보에 의한 기업부실예측과 시장반응, 회계학연구(제16호) : 49 - 78.
- 오현택, 1996. 감사품질과 이익반응계수, 경영연구(제5권), 서원대 경영과학연구소 : 149 - 174.
- 정혜영, 김지홍, 주진규, 전성빈, 윤성식, 1993. 자본시장과 회계정보, 양영각.
- 한국공인회계사회, 1995. 한국공인회계사제도의 장기발전방향.
- 한국신용평가주식회사, 1996. Korea Investors Service - Financial Anaysis System manual.
- 한국신용평가주식회사, 1996. Korea Investors Service - Stock Market Anaysis Tool manual.
- Aharony, J., C. Jones and L. Swary, 1980. An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data, *Journal of Finance* 35(September) : 1001 - 1016.
- Beaver, 1966. Financial Ratios as Predictors of Failure, *Journal of Accounting Research* 4(Supplement) : 71 - 102.
- Beaver, 1968. Market Prices, Financial Ratios, and the Prediction of Failure, *Journal of Accounting Research* 4(Autumn) : 179 - 192.
- Brown, J., and J. Warner, 1985. Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies, *Journal of Financial Economics* 14 : 3 - 31.
- Burgstahler, D., J. Jiambalvo and E. Noreen, 1989. Changes in the Probability of Bankruptcy and Equity Value, *Journal of Accounting and Economics* 11 : 207 - 224.
- Chow, C. W., 1983. Empirical Studies of the Impacts of Accounting Regulations : Findings, Problems and Prospects, *Journal of Accounting Literature* 2 : 73 - 107.
- Christie, A., 1987. On Cross - Sectional Analysis in Accounting Research, *Journal of Accounting and Economics* 9 : 231 - 258.
- Clark, T. and M. Weinstein, 1983. The Behavior of the Common Stock of Bankrupt Firms, *The Journal of Finance* 38(May) : 489 - 504.
- DeAngelo, L., 1986. Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes : A Study of Management Buyouts of Public Stockholders, *The Accounting Review* 61(July) :

- DeAngelo, H., L. DeAngelo and D. Skinner, 1994. Accounting Choice in Troubled Companies, *Journal of Accounting and Economics* 17 : 113 - 143.
- Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeny, 1995. Detecting Earnings Management, *The Accounting Review* 70 (April) : 193 - 225.
- Fried, D., and A. Schiff, 1981. CPA Switches and Associated Market Reactions, *The Accounting Review* 56 (April) : 326 - 341.
- Izan, H. Y., 1980. Mandatory Audit Regulation for Banks : An Empirical Evaluation of its Effects, *Journal of Business* 53 : 377 - 396.
- Jaffe, J., 1974. Special Information and Insider Trading, *Journal of Business* : 410~428.
- Ohlson, J., 1980. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy, *Journal of Accounting Research* 18 (Supplement) : 109-131.
- Patell, J., 1976. Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior : Empirical Tests, *Journal of Accounting Research* 14 (Autumn) : 246 - 276.
- Smith, D. B., 1988. An Investigation of Securities and Exchange Commission Regulation of Auditor Change Disclosures : The Case of Accounting Series Release No. 165, *Journal of Accounting Research* 26 (Spring) : 134 - 145.
- Teoh, S. H., 1992. Auditor Independence, Dismissal Threat, and the Market Reaction to Auditor Switches, *Journal of Accounting Research* 30 : 1 - 23.
- Zmijewski, M., 1984. Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models, *Journal of Accounting Research* 22 (Supplement) : 59 - 82.