

기업의 자본구조가 회계이익공시의 정보효과에 미치는 영향

고성효* · 이경주*

— 목 차 —

- I. 서 론
- II. 회계이익공시의 정보효과와 자본구조
- III. 연구의 방법
 - 1. 표본의 설정
 - 2. 변수의 측정
 - 3. 실증적 검증모형
- IV. 실증분석의 결과
- V. 결 론

I. 서 론

Ball and Brown(1968) 이래 많은 연구들은 회계이익의 공시에 따른 주가의 변동을 관찰함으로써 회계정보의 유용성을 검토하는 '자본시장에 근거한 회계학연구(market-based accounting research)'의 접근방법을 사용하고 있다. 그러나 이러한 접근방법에서 전형적으로 이용되는 초과수익율(abnormal returns)과 미예상회계이익(unexpected earnings)을 각각 종속변수와 독립변수로 하는 회귀모형의 설명력, 즉 결정계수(coefficient of determination: 이하 R^2 라함)는 매우 낮게 나타나고 있다.¹⁾ 예를들면, Hoskin, Hughs and Ricks(1986), Rayburn(1986) 그리고 Wilson(1986)의 연구에서 R^2 는 0.015와 0.123 정도이며, 우리나라의 경우에도 비슷한 수준인 0.125와 0.158로 나타나고 있다(송 인만, 1989). 따라서 이와같은 유형의 연구결과를 해석함에 있어서 모형의 설정오류(specification error)의 문제가 제기된다.

* 경상대학 회계학과 (Dept. of Accounting, Cheju Univ., Cheju-do, 690-756, Korea)

1) 초과수익율이 아닌 총수익율(total returns)에 대해서도 일별자료(daily data)를 사용하는 경우, 모형에 따라 0.20에서 0.225사이의 낮은 설명력을 보이는 것으로 나타나고 있다(Roll, 1988).

실증적 검증모형의 설정오류는 관련변수의 누락(omission of relevant variables)에 기인한다고 볼 수 있다.²⁾ '자본시장에 근거한 회계학연구'에서는 초과수익율과 미예상회계이익을 변수로 사용하는 회귀모형으로부터 추정된 회귀계수(slope coefficient)가 통계적으로 유의한가를 검토함으로써 회계정보 특히, 회계이익의 유용성 또는 관련가설에 대한 결론을 도출하는 것이 일반적인 접근방법이다. 이 경우 독립변수가 누락된 변수와 관련되어 있다면 회귀모형의 추정치는 편(bias)과 불일치성(inconsistency)을 나타내게 되며 따라서 추론의 타당성에 의문이 제기될 수 있다.³⁾

본 연구의 목적은 초과수익율과 미예상회계이익의 관련성에 근거하여 회계이익공시의 정보효과(information content)를 검토하는 회계학 연구방법에서 기업의 자본구조(capital structure) 즉, 자기자본에 대한 부채의 비율(재무레버리지 : financial leverage)이 중요한 누락변수임을 이론적으로 또한 실증적 분석을 통하여 규명하고자하는 것이다. 자본구조를 분석대상변수로 할 수 있는 근거는 다음과 같다. 우선 Modigliani and Miller(1958)의 자본비용(cost of capital)에 관한 이론과 자본자산가격결정모형(CAPM)의 가정으로부터 특정 주식에 대한 수익율의 총분산(total variance)은 재무레버리지와 증가함수관계를 갖는다는 것은 잘 알려져 있다(Copeland and Weston(1983), pp. 402-404). 한편 수익율의 총분산 즉, 총위험은 포트폴리오(portfolio)에 의하여 회피할 수 없는 체계적 부분과 회피가능한 비체계적 부분으로 나누어진다. 그렇다면 재무레버리지의 증가로 인한 주식수익율 총분산의 증가가 단지 체계적 부분에만 영향을 미치는가? 이 의문에 대하여 그렇다고 주장할만한 아무런 이론적 근거가 없으므로, 자본구조가 비체계적 수익율의 분산 즉, 초과수익율에 미치는 영향은 검토할만한 가치가 있다고 할 수 있는 것이다.

본 연구에서 우리는 회계이익공시의 정보효과 즉, 초과수익율에 대하여 재무레버리지로 측정되는 기업의 자본구조가 미치는 영향을 이론적으로 도출하고 이에대한 실증분석결과를 제시하였다. 우선 이론적 분석에 의하여 초과수익율이 재무레버리지의 증가함수임을 증명하였다. 이 결과는 '자본시장에 근거한 회계학연구'의 방법론을 적용함에 있어서 다음과 같은 의의를 갖는다. 첫째, 재무레버리지는 회계이익공시에 따른 초과수익율과 정(+)의 관계를 가지며 따라서 전형적 회귀모형에서 고려되어야 할 중요한 통제변수(control variable)임을 의미한다. 둘째, 재무레버리지는 초과수익율과 관련성이 있으므로 회귀모형에서 재무레버리지를 추가적인 설명변수로 사용하면 모형의 설정오류를 줄일 수 있고 따라서 회귀모형의 R²가 증가할 것이다. 실증분석결과는 이상의 이론적 예측과 일치하였다. 즉, 재무레버리지를 독립변수로 추가했을 경우 R²는 0.025에서 0.447로 현저히 증가하였으며 초과수익율은 미예상회계이익을 통제된 후에도 재무레버리지와 정(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

2) 관련변수의 누락 이외의 설정오류로는 대부분의 현존하는 연구에서 사용하고 있는 선형모형(linear model)의 부적절성이다. Cheng, Hopwood and McKeown(1992)는 초과수익율과 미예상회계이익의 관계를 검토할 때 비선형(nonlinear)모형을 가정하는 것이 보다 적절하다는 결과를 보고하였다.

3) Pindyck and Rubinfeld(1981), pp.128~130.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 초과수익율과 재무레버리지의 관계를 검토함으로써 기업의 자본구조가 회계이익공시의 정보효과에 미치는 영향을 이론적으로 도출한다. 제 III장에서는 연구방법 즉, 표본의 추출, 변수의 측정 그리고 실증분석을 위한 모형의 설정 등에 대해서 언급한다. 제 IV장은 실증분석의 결과를 보고하며, 마지막으로 제 V장에서는 연구의 결과를 요약하고 장래의 연구방향을 제시한다.

II. 회계이익공시의 정보효과와 자본구조

자본구조 즉, 총자산 중 타인자본과 자기자본의 상대적 비율(재무레버리지)을 제외한 모든 면(예: 현금흐름, 이자 및 세금공제전 순이익 등)에서 동일한 두 개의 기업으로 구성되는 경제적 환경을 상정하자. 또한 두 기업의 주식에 대한 수익율의 분포는 평균과 분산에 한해서만 다르다고 가정하자. 본 장의 목적은 이상의 두 기업이 공시하는 회계이익의 정보효과 즉, 이익공시에 따른 초과수익율과 자본구조 사이에는 일정한 함수관계가 존재함을 보이는 것이다.

분석을 보다 단순화하기 위하여 세금(소득세 및 법인세)이 없으며, 두 기업 중 한 기업은 부채가 없고 자기자본만으로 구성된 자본구조를 가지고 있다고 가정하자. 이상의 가정하에서 기본적인 분석방법은 부채가 있는 기업(levered firm: 이하 L로 표시함)의 주식수익율 R_L 과 부채가 없는 기업(unlevered firm: 이하 U로 표시함)의 수익율 R_U 를 비교하는 것이다. 우선 각 기업유형($i=L$ 또는 U)의 주식수익율이 시장모형(market model)에 의해 창출된다고 가정하면, 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it} \dots \dots \dots (2-1)$$

여기에서,

- R_{it} = 기업 i의 t시점의 주식수익율;
- R_{mt} = t시점의 시장포트폴리오에 대한 수익율(시장수익율);
- a_i, b_i = 시장모형의 절편과 기울기;
- e_{it} = 평균이 영(0)이고 분산이 일정한 정규분포를 따르는 오차항.

위의 식 (2-1)로 부터 초과수익율은 다음과 같이 정의되며

$$e_{it} = R_{it} - [a_i + b_i R_{mt}] \dots \dots \dots (2-2)$$

초과수익율의 분산 (variance : 이하 Var로 표시)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.’

$$\text{Var}(e_i) = \text{Var}(R_i) - b_i^2 \text{Var}(R_m) \dots\dots\dots (2-3)$$

Hamada (1972)는 CAPM의 이론적 틀을 적용하여 부채가 있는 기업의 체계적위험(systematic risk)인 b_L 과 해당기업의 영업위험(operating risk), 그리고 재무레버리지 상호간에 다음과 같은 관계가 있음을 증명하였다.

$$b_L = b_u [1 + D/E] \dots\dots\dots (2-4)$$

여기에서,

D/E = 부채대 자기자본비율 (debt-to-equity ratio),

b_u = 기업의 영업위험, 즉 부채가 없을 경우의 체계적위험.

한편, Modigliani and Miller (1958)의 자본비용 개념을 CAPM과 연결시키면 다음과 같은 관계가 도출된다(Copeland and Weston (1983), p. 404).

$$S(R_L) = S(R_U) [1 + D/E] \dots\dots\dots (2-5)$$

여기에서,

$S(R_L)$ = 부채가 있는 기업의 총 주식수익율의 표준편차;

$S(R_U)$ = 부채가 없는 기업의 총 주식수익율의 표준편차.

이상의 여러 관계로부터 부채가 있는 기업에 대하여 식 (2-4)와 (2-5)를 식 (2-3)에 대입하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(e_L) &= [1 + D/E]^2 \text{Var}(R_U) - [1 + D/E]^2 b_u^2 \text{Var}(R_m) \\ &= [1 + D/E]^2 [\text{Var}(R_U) - b_u^2 \text{Var}(R_m)] \dots\dots\dots (2-6) \end{aligned}$$

위의 식 (2-6)은 부채가 없는 기업의 주식수익율에 대한 총분산의 비체계적부분이 존재하는 한, 괄호 안의 차이가 양(+)의 값을 갖는 한, 자본구조에 부채를 포함하고 있는 기업의 초과수

4) 이 관계는 식 (2-1)에서 시장수익율과 오차항이 상호 독립적이라고 가정하고, 양변의 분산을 제산함으로써 도출된다.

익율은 해당기업의 재무레버리지(D/E)와 정(+)의 관계가 있음을 보여주는 것이다.” 따라서 특정기업의 공시된 회계이익이 예측치와 다를 경우 발생하는 정보효과 즉, 초과수익율의 크기는 해당기업의 자본구조(재무레버리지)와 증가함수관계를 갖게 될 것이다.⁶⁾

III. 연구의 방법

1. 표본의 설정

본 연구에서 사용된 표본은 1992년 6월 30일 현재 우리나라의 증권시장에 상장된 기업 중에서 다음의 요건을 충족시키는 회사들로 구성되었다.

- (1) 회계연도가 12월 31일로 종료되는 회사
- (2) 1989년과 1990년도에 합병, 증자 또는 기타의 자본거래에 의한 자본변동이 없고, 관리대상 종목으로 지정된 적이 없는 회사
- (3) 일별주식수익율(daily returns)자료가 1989년 1월 4일부터 1991년 4월 24일 까지 670일 동안 이용가능한 회사
- (4) 회계이익, 부채, 자본금 및 기타의 관련 회계자료가 이용가능한 회사
- (5) 주주총회일이 '증권시장'지에 게재된 회사
- (6) 금융업종이 아닌 회사

이상의 요건 중 (1)은 자료의 분석을 용이하게 하기위해서, (2)는 회계이익공시 이외의 다른 경제적 사건에 의하여 주식수익율이 영향을 받을 수 있는 가능성, 즉 confounding effect를 통제하기 위한 것이다. 요건 (3)-(5)는 실증분석에 사용되는 자료를 확보하기 위한 것이고, (6)은 금융업의 특수성을 고려했기 때문이다. 이상과 같은 선정기준을 충족시키는 회사는 80개였으며, 이들 표본기업들의 업종별 분포는 매우 다양하게 나타나고 있다. 본 연구의 실증분석은 80개 표본기업에 대해 2년동안(1989-1990) 160개의 관찰치를 이용하여 수행되었다.

2. 변수의 측정

2.1 미예상회계이익

미예상회계이익을 측정하기 위해서는 이익예측모형이 필요하다. 연간회계이익의 시계열속성은 랜덤워크(random walk)모형에 의해 가장 적절히 설명된다는 과거의 연구결과(예: Watts and

5) 괄호안의 차이가 음(-)의 값을 가질 수 없다는 것은 식 (2-1)에서 명백하다.

6) 이론적 결과는 재무레버리지와 초과수익율의 분산 사이의 관계를 보이는 반면 실증분석에서는 초과수익율의 크기를 고려하였다. 그러나 회계이익공시의 정보효과로서 초과수익율(예: Ball and Brown(1968))과 초과수익율의 분산(예: Beaver(1968))을 사용한 연구결과가 일치하므로 별 문제가 없다고 생각된다.

Leftwich(1977))에 따라 많은 연구들이 이 모형에 의한 이익예측치를 사용하였다. 우리나라의 경우에도 김 정교(1989)의 연구결과에 의하면 연간회계이익이 랜덤워크모형을 따르는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 미예상회계이익은 공시된 회계이익에서 랜덤워크모형에 의한 이익예측치(즉, 전년도 회계이익)을 차감한 후 주식의 시장가치로 나눈 다음과 같은 식으로 표시되는 표준화된 미예상회계이익(standardized unexpected earnings : SUE)으로 측정하였다.⁷⁾

$$SUE_{it} = \frac{X_{it} - X_{it-1}}{P_{i,t-1}}$$

여기에서, X_{it} 는 기업 i 의 t 년도 경상이익이며, $P_{i,t-1}$ 는 t 년도 말의 i 기업 주식의 시장가치(즉, 주가×발행주식수)이다.⁸⁾ 미예상회계이익의 표준화를 위하여 주식의 시장가치 뿐만 아니라 이익예측치도 자주 사용된다(예: Beaver, Clarke and Wright(1989) 등). 본 연구에서 주식의 시장가치를 사용한 이유는 이것이 이론적으로 보다 우수하며(Christie, 1987) 많은 기존연구(예: Hoskin et al.(1986), Rayburn(1986), Wilson(1986) 등)에서 사용되었기 때문이다.⁹⁾

2.2 체계적위험

기업 i 의 t 년도 체계적위험(BETA), β_{it} 는 t 년도 회계이익공시일(주주총회일) 4일 전까지 과거 250일의 일별주식수익율을 사용하여 다음과 같은 시장모형을 추정함으로써 계산되었다.

$$R_{ij} = \alpha_i + \beta_i R_{mj} + e_{ij} \dots \dots \dots (3-1)$$

여기에서,

- $R_{ij} = \ln(1+r_{ij})$; 연속적 복리계산방식에 의한 기업 i 의 j 일의 주식수익율,
- r_{ij} 의 주식수익율=기업 i 의 j 일의 주식수익율,
- $R_{mj} = \ln(1+r_{mj})$; 연속적 복리계산방식에 의한 j 일의 시장수익율,
- r_{mj} = j 일의 시장포트폴리오에 대한 수익율.

따라서 회계이익공시일을 0일로 표시하면, 시장모형은 [-253..... -4]일 동안의 수익율을 이용

7) 최근의 연구결과에 의하면 재무분석가(financial analysts)에 의한 예측치가 정확성 및 시장기대이익의 대용치로서 랜덤워크모형 등의 시제열모형에 의한 예측치보다 우수한 것으로 나타나고 있다(예: Fried and Givoly(1982), 이경주와 장지인(1992) 등). 재무분석가의 예측치 대신 랜덤워크모형을 사용함에 따른 미예상회계이익의 측정오류가 본 연구의 결과에 미치는 영향은 알 수 없다.

8) 당기순이익 대신 경상이익을 사용한 이유는 송인만(1989)의 연구결과에서 경상이익이 초과수익율과 보다 높은 상관관계를 갖는 것으로 나타났기 때문이다. 당기순이익을 사용한 경우에도 분석결과에 큰 차이를 보이지 않았다.

9) 이익예측치로 표준화한 미예상회계이익을 사용한 분석도 행하였는데, 그 결과는 대동소이 하였다.

하여 추정된 것이다.

2.3 누적초과수익률

시장모형인 식 (3-1)에 의하여 추정된 회귀계수, α_{it} 와 β_{it} 를 이용하여 회계이익공시일을 중심으로 전후 각 3일 동안의 일별 초과수익률(daily abnormal returns : AR)은 다음과 같이 계산된다.

$$AR_{itj} = R_{itj} - [\alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt}]$$

여기에서 i 는 기업, t 는 년도, 그리고 j 는 일자를 나타낸다. 즉, $i = \{1 \dots 80\}$, $t = \{1989, 1990\}$, $j = \{-3 \dots 0 \dots 3\}$. 한편 과거의 연구에 의하면 회계이익공시에 따른 초과수익률은 보통 이익공시일(0일)과 이익공시직전일(-1일)에 나타나므로, 본 연구에서도 2일 동안의 초과수익률을 누적시킨 누적초과수익률(cumulative abnormal returns : CAR)을 계산·사용하였다.¹⁰⁾

$$CAR_{it} = \sum_j AR_{itj} / \sigma_{it}$$

여기에서, σ_{it} 는 시장모형의 추정에서 발생한 잔차(e)의 표준편차로서 누적초과수익률을 표준화시키는데 이용되었다.

2.4 재무레버리지

기업 i 의 t 년도 자본구조는 해당년도 당해기업의 총자산가치에 대한 고정부채의 장부가액의 비율, 즉 재무레버리지(LEV)로서 다음과 같이 측정하였다.

$$LEV_{it} = \frac{\text{고정부채의 장부가액}}{\text{고정부채의 장부가액} + \text{주식의 시장가치}}$$

이론적으로 LEV의 계산에는 고정부채의 시장가치를 사용해야 하지만 (1) 장부가액과 시장가치 사이에 큰 차이가 없다는 Bowman(1980)의 연구결과와 (2) 고정부채의 시장가치를 측정하기가 매우 어렵다는 이유 등으로 장부가액을 대용치로 사용하였다.¹¹⁾

10) 초과수익률의 측정방법이 연구결과에 영향을 미치는지 여부를 검토하기 위하여 (1) 다양한 누적기간의 사용(예: [-2...0], [-2...2], [-3...3] 등), (2) 표준화하지 않은 CAR의 사용 등도 시도하였다. 그 결과는 대체로 비슷하게 나타났다.

11) 재무레버리지의 측정치로서 (1) 총부채/총자산, (2) 고정부채의 장부가액/주식의 시장가치, (3) 고정부채의 장부가액/주식의 장부가액 등을 사용한 경우에도 유사한 결과를 얻었다.

3. 실증적 검증모형

제 II장에서 도출된 이론적 예측에 따르면, 본 연구의 기본가설은 회계이익공시로 인한 초과수익율이 해당기업의 재무레버리지와 증가함수관계를 갖는다는 것이다. 그러나 기업의 체계적위험이 초과수익율과는 음(-)의 관계를 갖는 반면 재무레버리지와는 양(+)의 관계를 가지므로, 가설을 검증하기 위해서는 체계적위험의 영향을 통제해야만 한다. 따라서 다음과 같은 다중회귀모형을 사용하였다.

$$CAR_{it} = b_0 + b_1SUE_{it} + b_2BETA_{it} + b_3I(+, -) + b_4I(+, +) + b_5I(-, +) + b_6d(+)LEV_{it} + b_7d(-)LEV_{it} + \epsilon_{it} \dots \dots \dots (3-2)$$

여기에서,

CAR_{it} = 기업 i의 t년도 표준화된 누적초과수익율,

SUE_{it} = 기업 i의 t년도 표준화된 미예상회계이익,

$BETA_{it}$ = 기업 i의 t년도 체계적위험,

$I(\cdot, \cdot)_{it}$ = SUE_{it} 의 부호와 $BETA_{it}$ 의 크기에 따라 값이 결정되는 상호작용 dummy 변수 :
 만일 $SUE_{it} > 0$ 이고 $BETA_{it} < \text{중앙값}$ 이면 $I(+, -) = 1$, 다른 경우는 $I(+, -) = 0$;
 만일 $SUE_{it} > 0$ 이고 $BETA_{it} > \text{중앙값}$ 이면 $I(+, +) = 1$, 다른 경우는 $I(+, +) = 0$;
 만일 $SUE_{it} < 0$ 이고 $BETA_{it} > \text{중앙값}$ 이면 $I(-, +) = 1$, 다른 경우는 $I(-, +) = 0$;

$d(\cdot)_{it}$ = CAR_{it} 의 부호에 의해 값이 정해지는 dummy 변수 : 만일 $CAR_{it} > 0$ 이면 $d(+) = 1$, 다른 경우는 $d(+) = 0$; 만일 $CAR_{it} < 0$ 이면 $d(-) = 1$, 다른 경우에는 $d(-) = 0$.

위 검증모형 (3-2)에서 절편 b_0 는 $SUE < 0$ 이고 $BETA < \text{중앙값}$ 인 경우, 즉 $I(-, -)$ 인 경우의 상호작용효과를 측정한다. 변수 SUE 에 대한 회귀계수 b_1 은 회계정보의 유용성을 측정하는 것으로서 양(+)의 값을 가지며, $BETA$ 에 대한 회귀계수 b_2 는 음(-)의 값을 가질 것이다. 만일 SUE 와 $BETA$ 간의 상호작용이 미예상회계이익에 대한 초과수익율에 영향을 미친다면 상호작용 dummy 변수에 대한 회귀계수 b_3 와 b_5 는 각각 양(+)과 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다. 그러나 $I(+, +)$ 인 경우 SUE 와 $BETA$ 의 초과수익율에 대한 영향이 상반되므로 회귀계수 b_4 의 부호는 예측할 수 없다.

본 연구에서 주요 관심대상이 되는 변수는 재무레버리지(LEV)이다. 이론적 예측을 검증하기 위해서는 회계이익의 공시를 호재(good news)와 악재(bad news)로 분리하여 고려하여야 한다. 왜냐하면 LEV는 기업의 자본구조에서 부채가 존재하는 한 양(+)의 값을 갖는 반면 SUE는 이익

공시의 내용(즉, 호재와 악재)에 따라 양(+) 또는 음(-)의 값을 가질 수 있기 때문이다. 만일 이와같이 SUE를 분리하여 고려하지 않는다면, 비록 설정된 가설이 옳다고 하더라도 높은 수준의 LEV는 양(+)의 SUE에 대해서는 높은 CAR와 관련이 되나 음(-)의 SUE의 경우에는 낮은 CAR와 관련됨으로써 재무레버리지와 초과수익율간의 관계에 대한 통계적 유의수준이 과소평가되고, 결국 가설을 기각하게 되는 오류를 범할 수 있다.

식 (3-2)의 회귀모형은 가설검증과정에서 발생할 수 있는 이상의 문제점을 극복할 수 있도록 설계된 것이다. 즉, 미예상회계이익의 부호를 고려하여 재무레버리지가 초과수익율에 미치는 영향을 파악할 수 있도록 하였다. 그러나 관찰이 불가능한 시장기대이익의 대응치로서 랜덤워크모형에 의한 예측치를 사용하여 계산된 미예상회계이익이 측정오차(measurement error)를 포함한다는 것은 잘 알려져 있다. 따라서 본 연구에서는 미예상회계이익의 부호에 의하여 호재와 악재를 분리하지 않고 회계이익공시에 따른 주가의 반응 즉, 누적초과수익율의 부호를 사용하여 분리하였으며 이것이 바로 dummy 변수 $d(+)$ 와 $d(-)$ 이다. 비록 이러한 방법은 호재와 악재를 분리함에 있어서 미예상회계이익과는 무관한 경제적 사건들의 영향도 포함될 수 있다는 문제는 있지만, 시장기대이익에 근접한 이익예측치를 이용한다는 점에서 타당성을 주장할 수 있다.

회귀모형 (3-2)는 횡단면자료(cross-sectional data)와 시계열자료를 통합하여(pooling) 추정하였다. 본 연구의 설계에 따르면 회계이익공시의 정보효과에 대한 자본구조의 영향은 미예상회계이익과 관련된 초과수익율에 대한 재무레버리지의 회귀계수 b_6 과 b_7 의 부호와 유의성을 검증함으로써 추론할 수 있다. 따라서 본 연구의 가설은 다음과 같이 표시된다.

$$H_0 : b_6 = 0, \quad H_a : b_6 > 0 \quad \text{SUE} > 0 \text{인 경우}$$

$$H_0 : b_7 = 0, \quad H_a : b_7 < 0 \quad \text{SUE} < 0 \text{인 경우}$$

IV. 실증분석의 결과

<표 1>은 회계이익공시의 정보효과를 보여주는 것으로서 이익공시 3일 전부터 3일 후까지의 일별 초과수익율과 이에 대한 검증통계량인 Z값이 나타나 있다.¹²⁾ 미예상회계이익의 부호가 양(+)인 경우 이익공시일의 초과수익율은 0.10% 정도로서 그 크기가 매우 작으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 반면 음(-)의 미예상회계이익에 대해서는 이익공시일에 -0.50%의 초과수익율을 보여주고 있으며 $\alpha < 0.01$ 수준에서 유의하였고 이러한 현상은 이익공시 2일 후까지 계속되고 있다. 이 결과는 본 연구의 표본기업에 대해서 회계이익공시의 정보효과는 비대칭적(asymmetric) 즉, 보고이익이 예측치보다 낮은 악재의 경우에만 나타난다는 것을 의미한다. 이러한 현상은 다음과 같은 이유에 기인한다고 생각된다. 첫째, 회계이익정보는 주주총회일보다 앞서서 '결산속

12) 검증통계량인 Z값은 Patell(1976)이 제시한 절차에 의하여 계산하였다.

보'의 형태로 투자자들에게 알려지므로 본 연구에서 사용된 이익공시시점이 주주총회에는 회계이익의 추가적인 정보내용만이 주가에 반영되어 이익공시의 정보효과는 적을 것이다. 둘째, 분석에 사용된 1989~1990년도는 우리나라의 증권시장이 침체기로 진입하는 시기여서 주가가 악재의 경우에 보다 민감하게 반응했기 때문에 비대칭적 정보효과가 나타났을 것이다.

〈표 1〉 회계이익공시의 정보효과

기간 (공시일=0)	미이상회계이익(0)		미이상회계이익(0)	
	초과수익률(%)	Z 값	초과수익률(%)	Z 값
-3	0.283	1.455	0.080	0.253
-2	0.154	0.662	0.080	0.586
-1	0.165	0.593	0.117	0.541
0	0.104	0.593	-0.497	-3.012**
1	0.078	0.340	-0.338	-2.065**
2	0.112	0.610	-0.327	-1.975*
3	-0.019	-0.087	0.204	1.958

* 0.05 수준에서 유의함; ** 0.01 수준에서 유의함.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계

변수	평균	표준편차	최소값	분위수			최대값
				.25	.50	.75	
CAR	0.268	1.516	-3.750	-0.657	0.076	1.144	5.064
SUE	0.203	0.197	-1.040	-0.034	0.002	0.054	1.444
BETA	0.724	0.308	-0.091	0.544	0.733	0.963	1.278
LEV	0.372	0.199	0.035	0.208	0.349	0.479	0.932
SIZE*	4.815	6.404	0.303	1.435	2.320	4.912	34.560

* 기업규모(SIZE)는 주식의 시장가치에 의해 측정됨(단위=W100억).

〈표 2〉는 본 연구에서 사용된 변수 및 표본의 특성을 나타내는 변수에 대한 기술통계를 보여준다. 선정에 사용된 여러가지 요건 때문에 표본기업들은 대규모의 회사들로 구성될 가능성이 크다. 주식의 시장가치로 측정된 기업규모(SIZE)의 평균값 W481.5억은 이와같은 가능성을 지지하는 듯하지만, 비교적 작은 중앙값(W232억)과 높은 표준편차(W640.4억)는 표본기업들의 규모가 다양함을 나타내는 것이다. 표본기업들의 체계적위험에 대한 평균(중앙값)은 0.724(0.733)이어서, 재무레버리지는 3.5%에서 93.2%까지 다양한 분포를 보이고 있고 평균값은 37.2%였다.¹³⁾ 한편 미

13) 표본기업 중 2개 기업이 음(-)의 체계적위험을 갖는 것으로 나타났다.

예상회계이익과 누적초과수익율의 평균(표준편차)은 각각 0.268(1.516)과 0.023(0.197)이다.

〈표 3〉에는 실증적 검증에 사용된 회귀모형(3-2)에 포함되는 주요 변수들간의 상관계수가 나타나 있다. 예상한대로, 누적초과수익율(CAR) 변수는 미예상회계이익(SUE) 변수와 유의한 정(+)의 상관관계를 가지며, 체계적위험(BETA) 변수와는 부(-)의 상관관계를 보여준다. 한편 재무레버리지(LEV) 변수와 BETA는 정(+)의 상관관계를 나타내고 있는데 이것은 Hamada(1972)의 이론적 예측 및 Bowman(1980)의 실증분석결과와 일치하는 것이다. 전반적으로 독립변수들 사이의 상관계수가 적게 나타나고 있는 것은 회귀모형의 추정결과를 해석함에 있어서 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 심각하지 않음을 보여주는 것이라 할 수 있다.

〈표 3〉 변수들간의 상관계수

변 수	CAR	SUE	BETA	LEV
CAR	1.000	0.159*	-0.049	-0.024
SUE		1.000	0.027	-0.005
BETA			1.000	0.080
LEV				1.000

* $\alpha < 0.05$ 수준에서 유의함.

〈표 4〉는 회귀모형(3-2)의 추정결과를 보여준다. 회계이익공시에 따른 초과수익율에 대하여 기업 특유의 변수들이 미치는 추가적인 영향을 검토하기 위하여 네 개의 상이한 회귀모형(모형 1-모형 4)을 추정하고 그 결과를 제시하였다. 회계이익공시의 정보효과를 검증하는데 전형적으로 사용하는 모형 1의 추정결과는 기존의 문헌에서 나타난 것(예: Beaver, Lambert and Morse, 1980)과 유사함을 보여준다. SUE에 대한 회귀계수 b_1 은 1.224로서 양(+)의 값을 가지며 통계적으로 유의하다($\alpha < 0.05$). 그러나 이 모형의 R^2 (0.025)는 매우 미약하게 나타나고 있어 SUE만을 독립변수로 사용하는 경우 CAR의 상당부분이 설명되고 있지 않음을 보여준다.

모형 2에서는 BETA를 독립변수로 추가하였다. BETA에 대한 회귀계수 b_2 는 예상한대로 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 한편 R^2 는 0.028로서 약간의 증가를 보이고 있다. 모형 3은 SUE, BETA 그리고 SUE와 BETA간의 상호작용효과를 고려하기 위한 dummy 변수들을 포함시킨 회귀모형의 추정결과를 보여준다. 절편이 양(+)의 값을 가지는 것은 CAR에 대해 SUE(< 0)의 영향보다 BETA(< 0)의 영향이 더 크다는 것을 의미한다. 양(+)의 SUE와 상대적으로 작은 BETA의 상호작용효과를 나타내는 dummy 변수 $I(+, -)$ 에 대한 회귀계수 b_3 는 예측한대로 양(+)의 값을 나타내고 있으나 통계적으로 유의하지 않았다. 다른 dummy 변수들에 대해서도 비슷한 결과를 보이고 있다. 모형 3을 사용할 경우 R^2 는 0.046으로 모형 1에 비하여 증가하기는 하였으나 여전히 매우 낮게 나타나고 있다.

모형 4는 본 연구에서 설정한 검증모형(3-2)를 추정한 결과를 보여준다. $I(-, +)$ 를 제외한 SUE, BETA, 상호작용 dummy 변수들의 회귀계수 추정치는 모두 통계적으로 유의하지는 않음

〈표 4〉 재무레버리지가 회계이익공시에 따른 초과수익율에 미치는 영향

$$CAR_{it} = b_0 + b_1 SUE_{it} + b_2 BETA_{it} + b_3 I(+, -) + b_4 I(+, +) + b_5 I(-, +) + b_6 d(+)LEV_{it} + b_7 d(-)LEV_{it} + \epsilon_{it} \quad t=1989, 1990$$

독립 변수	예측 부호	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
절편	?	0.240* (2.008)	0.429 (1.412)	0.131 (0.337)	0.545 (1.568)
SUE	+	1.224* (2.030)	1.235 (2.044)	1.238* (1.821)	0.157 (0.296)
BETA	-		-0.262 (-0.678)	-0.024 (-0.037)	-0.207 (-0.415)
I(+, -)	+			0.428 (1.208)	0.339 (1.242)
I(+, +)	?			-0.169 (-0.359)	0.039 (1.109)
I(-, +)	-			0.157 (0.331)	0.092 (0.254)
d(+)LEV	+				1.662** (3.273)
d(-)LEV	-				-2.992** (-5.647)
R ²		0.025	0.028	0.046	0.447

a. t-값은 괄호안에 나타나 있음.

* 0.05 수준에서 유의함; ** 0.01 수준에서 유의함.

나 예측한대로의 부호를 나타내고 있다. 특히, LEV 변수의 회귀계수인 b_6 과 b_7 의 추정치는 각각 1.662, -2.992로서 모두 예측부호와 일치하며 $\alpha < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하다. 이 결과는 자본구조(무레버리지)가 회계이익공시의 정보효과, 즉 초과수익율에 미치는 영향에 관한 본 연구의 가설을 지지하는 것이다. 더우기 모형 4를 사용하는 경우 R^2 는 0.447로서 모형 1(0.025) 또는 모형 3(0.046)에 비해 현저한 증가를 보이고 있다.

모형 4의 사용에 따른 R²의 증가가 통계적으로 유의한가를 검토하기 위하여 다음과 같은 검증 통계량(test statistic)을 계산하였다(Johnston(1984), pp.204~207) :

$$F(q, N-k) = \frac{(RSS_1 - RSS_4) / q}{RSS_4 / (N-k)}$$

〈표 5〉 재무레버리지가 회계이익공시에 따른 초과수익율에 미치는 영향 : 연도별 분석

$$CAR_{it} = b_0 + b_1 SUE_{it} + b_2 BETA_{it} + b_3 I(+, -) + b_4 I(+, +) + b_5 I(-, +) + b_6 d(+)LEV_{it} + b_7 d(-)LEV_{it} + \epsilon_{it}$$

독립 변수	예측 부호	1989년		1990년	
		모형 1	모형 4	모형 1	모형 4
절편	?	-0.003 (0.024)	0.770 (1.412)	0.505** (2.886)	0.792 (1.620)
SUE	+	0.913 (1.103)	0.069 (0.099)	1.887* (2.158)	0.651 (0.801)
BETA	-		-0.563 (-0.764)		-0.482 (-0.643)
I(+, -)	+		0.422 (1.170)		0.271 (0.614)
I(+, +)	?		0.038 (0.087)		0.368 (0.582)
I(-, +)	-		-0.179 (-0.358)		0.518 (0.937)
d(+)LEV	+		1.267* (1.773)		1.562* (2.007)
d(-)LEV	-		-3.487** (-4.393)		-2.949** (-3.930)
R ²		0.015	0.452	0.056	0.482

a. t-값은 괄호안에 나타나 있음.

* 0.05 수준에서 유의함; ** 0.01 수준에서 유의함.

여기에서, RSS_i 와 RSS_j 는 각각 모형 4와 모형 $i(i=1,2,3)$ 의 잔차자승합계(residual sum of squares)이며, q 는 추가변수의 수, k 는 독립변수의 수, 그리고 N 은 관측치수(160)을 나타낸다. 이와같이 계산된 F 값은 54.931(모형 4 대 모형 3)과 19.288(모형 4 대 모형 1)로서 LEV 변수의 추가에 따른 R^2 의 증가는 $\alpha < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이상의 결과는 초과수익율과 미예상회계이익을 변수로 사용하는 '자본시장에 근거한 회계학연구'에서 재무레버리지가 통제변수로 고려되어야 한다는 점을 강력히 시사하는 것이다.

회귀모형 (3-2)는 횡단면자료와 시계열자료를 통합하여 추정되었다. 이와같은 추정방법은 횡단적 종속성(cross-sectional dependence)의 문제로 인하여 표준오차(standard error)의 추정치가 편향(biased)될 수 있고 결국 회귀계수의 유의수준에 관하여 잘못된 추론을 초래할 가능성이 있다(Bernard, 1987). 과거의 연구결과에 의하면 CAR와 SUE 사이에는 순차상관관계(serial correlation)가 없다고 하지만(예; Beaver, Clarke and Wright, 1979) BETA와 LEV는 시계열상의 상관관계를 가질 가능성이 높다. 이러한 가능성을 고려하고, 횡단적 종속성의 문제에 따른 실증분석결과의 민감도분석을 위하여 회귀모형 (3-2)를 각 연도별로 추정하였다.¹⁴⁾

<표 5>는 회귀모형 (3-2)의 연도별 추정결과를 보여준다. R^2 는 89년도의 경우 0.015(모형 1)에서 0.452(모형 4), 90년에는 0.056(모형 1)에서 0.482(모형 4) 사이의 분포를 나타내고 있다. 이것은 재무레버리지 변수를 고려하는 경우 모형의 설명력이 현저히 증가함을 보여주는 것이다. 한편 각 독립변수들의 부호와 유의수준은 <표 4>와 본질적으로 동일하다. 이상의 결과는 횡단적 종속성의 문제를 통제 한 후에도 본 연구의 가설이 지지됨을 보여주는 것이다.

V. 결 론

본 연구의 동기는 초과수익율과 미예상회계이익을 각각 종속변수와 독립변수로 사용하는 회귀모형의 추정에 의하여 회계이익공시의 정보효과에 관한 추론을 도출하는 '자본시장에 근거한 회계학연구'에 나타난 모형의 설명력(R^2)이 상당히 낮게 나타나는 원인을 규명하고자 하는데 있다. 본 연구에서는 이에 대한 하나의 이유로서 검증모형의 설정오류, 특히 관련변수의 누락문제를 검토하였다. Modigliani and Miller(1958)의 자본비용 개념과 CAPM의 기본가정에 기초한 모형을 설정하고 이로부터 중요한 누락변수가 기업의 자본구조임을 이론적으로 도출하였다. 구체적으로, 재무레버리지가 이익공시에 따른 미예상회계이익과 관련된 초과수익율과 정(+)의 함수관계에 있음을 증명하였다.

우리나라의 80개 상장기업을 표본으로 하고 2년동안의 자료를 사용한 실증분석결과는 이론적 예측과 일치하였다. 즉, 미예상회계이익과 체계적위험의 영향을 고려한 후 초과수익율은 재무레

14) 횡단적 종속성의 문제를 고려하기 위한 대체적인 방법은 Collins and Kothari(1989)에서 처럼 연도별 dummy 변수를 사용하는 것이다.

버리지와 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 더우기 재무레버리지를 회귀모형의 독립변수로 추가했을 경우, 모형의 R²는 0.025에서 0.447로 현격히 증가하였다. 이와같은 결과는 미예상회계이익, 초과수익율, 또는 재무레버리지에 대한 대체적인 측정치를 사용하거나, 횡단적 종속성의 문제를 고려한 경우에도 일관되게 나타나고 있다. 따라서 본 연구의 결과는 기업의 자본구조가 '자본시장에 근거한 회계학연구'의 접근방법을 적용할 때 고려되어야 할 통제변수임을 시사하는 것이다.

본 연구와 관련하여 다음과 같은 주제들이 미래의 연구과제가 될 수 있다. 첫째, 본 논문에서 사용된 연구설계는 재무레버리지가 미예상회계이익과 초과수익율의 관계, 즉 이익반응계수(earnings response coefficient : ERC)에 영향을 미치는지 여부를 검증하는데 이용할 수 있다. 이것은 최근 회계학연구의 주요 관심사인 ERC의 결정요인(예: Collins and Kothari, 1989)에 대한 추가적인 증거를 제시할 수 있다. 둘째, 재무레버리지와 체계적위험 그리고 미예상회계이익 사이 관련성이 있으므로 이 변수들간의 상호작용이 초과수익율 또는 ERC에 미치는 영향을 검토할 수 있다.

참 고 문 헌

- 김정교, "우리나라 기업의 연간회계이익의 시계열속성," 회계학연구(1989년 11월), pp.71~97.
- 송인만, "회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익율을 이용한 회계이익 공시시점의 검토," 회계학연구(1989년 11월), pp.1~24.
- 이경주, 장지인, "재무분석가의 기업회계이익 예측능력," 회계학연구(1992년 7월), pp.193~216.
- Ball, R. and P. Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1968), pp.159~178.
- Beaver, W., "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research Supplement* (1968), pp.67~100.
- Beaver, W., R. Clarke and W. Wright, "The Association Between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1979), pp.316~340.
- Beaver, W., R. Lambert and D. Morse, "The Information Content of Security Prices," *Journal of Accounting and Economics* (1982), pp.3~28.
- Bernard, V., "Cross-Sectional Dependence and Problems in Inference in Market-Based Accounting Research," *Journal of Accounting Research* (Spring 1987), pp.1~48.
- Bowman, R., "The Importance of a Market Value Measurement of Debt in Assessing

- Leverage," *Journal of Accounting Research* (Spring 1980), pp.242~252.
- Cheng, C., W. Hopwood and J. McKeown, "Non-Linearity and Specification Problems in Unexpected Earnings Response Regression Model," *Accounting Review* (July 1992), pp.579~598.
- Christie, A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances : Value, Leverage, and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics* (1982), pp.407~432.
- Christie, A., "On Cross-sectional Analysis in Accounting Research," *Journal of Accounting and Economics* (December 1987), pp.231~258.
- Collins, D. and S. Kothari, "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics* (July 1989), pp.143~181.
- Copeland, T. and J. Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, 2nd Ed., (Addison-Wesley), 1983.
- Fried, D. and D. Givoly, "Financial Analysts' Forecasts of Earnings : A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics* (October 1982), pp.85~107.
- Hamada, R., "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *Journal of Finance* (1972), pp.435~452.
- Hoskin, R., J. Hughes and W. Ricks, "Evidence on the Incremental Information Content of Additional Firm Disclosures Made Concurrently with Earnings," *Journal of Accounting Research Supplement* (1986), pp.1~32.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, 3rd Ed., (McGraw-Hill), 1984
- Modigliani, F. and M. Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review* (1958), pp.261~297.
- Patell, J., "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior : Empirical Tests," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1976), pp.246~276.
- Pindyck, R. and D. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts*, 2nd Ed., (McGraw-Hill), 1981.
- Rayburn, J., "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns," *Journal of Accounting Research Supplement* (1986), pp.112~133.
- Roll, R., "R²," *Journal of Finance* (1988), pp.541~566.
- Watts, R. and R. Leftwich, "The Time Series of Annual Accounting Earnings," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1977), pp.253~271.
- Wilson, G., "The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows : Combined

Evidence at the Earnings Announcement and Annual Report Release Date," *Journal of Accounting Research Supplement* (1986), pp.165~200.

Summary

The Effect of Capital Structure on the Information Content of Accounting Earnings

Seong-Hyo Ko, Kyung-Joo Lee

The purpose of this study is to examine the effect of a firm's capital structure (i.e., financial leverage), as a relevant omitted variable, on the abnormal returns associated with unexpected earnings, i.e., information content of accounting earnings. The motivation for this study arises from the observation that the explanatory power of the market-based cross-sectional studies is extremely weak, indicating a potential problem of specification error in the empirical models employed. It is argued that the particular form of specification error concerns the problem of omitted variables. Our simple analytical model, which is based on both Modigliani and Miller (1958) cost of capital concept and the assumptions underlying the Capital Asset Pricing Model, suggests that a potential omitted variable is the firm's financial leverage. In particular, leverage is shown to be positively related to the residual variance (abnormal stock returns) associated with unexpected earnings.

Our empirical results, based on 80 firms over 2-year period (1989-1990), are consistent with theoretical predictions. Specifically, abnormal returns are a positive function of financial leverage after controlling for unexpected earnings and systematic risk. Further, the inclusion of financial leverage as an additional explanatory variable increases the explanatory power (R^2) of the cross-sectional regression model relating unexpected earnings and abnormal returns from 0.025 to 0.447. These results hold up even after controlling for cross-sectional dependence problem. Overall, our findings suggest that financial leverage should be included as a control variable in the market-based cross-sectional model.