기업의 자본구조변동이 회계이익과 주식수익율의 관계에 미치는 영향

이 경 주 *

목 차

Ⅰ. 서 론
Ⅱ. 이론적 모형
Ⅲ. 실증분석의 모형
1. 연구가설의 설정
2. 표본의 설정
3. 변수의 측정
4. 실증분석의 검증모형
Ⅳ. 실증분석의 결과
Ⅴ. 결 론

Ⅰ. 서 론

Ball and Brown (1968) 이래 많은 연구들은 회계이익이 기업가치평가에 유용한 정보로서의 역할을 수행하고 있는지 여부, 즉 회계이익의 유용성을 검토하여 왔다. 이러한 이른바 '자본시장에 근거한 회계학연구'의 기본적인 연구방법은 (1) 회계이익의 공시에 따른 주가의 변동을 관찰하거나 또는 (2) 초과수익율(abnormal returns)과 비기대회계이익(unexpected earnings)간의 상관관계를 분석하는 것이다. 접근방법에 관계없이 지금까지의 연구결과는 기업가치평가에 있어서 회계이익이 유용한 정보임을 보여주고 있다. 그러나 이들 연구의 대부분은 회계이익과 주가의 관계, 즉 회계이익의 유용성이 기업별 또는 기간별로 동일하다고 가정하였다.

최근에 몇몇 연구들이 초과수익율과 비기대회계이익의 관련정도를 나타내는 이른바 '이익반응계수' (Earnings Response Coefficient : 이하 ERC라 함)가 기업의 특성과 경제적요인에 의해 결정된다는 실증적 결과들을 보여주고 있다. (예, Kormendi and Lipe (1987), Easton and Zmijewski (1989), Collins and Kothari (1989) 등). 이들 연구에서는 ERC의 결정요인으로서 (1) 기업의 이익창출과정의 특성, (2) 체계적 위험, (3) 시장이자율 등을 제시하고 있다.[1] 그러나 이들 연구에서는 기업가치평가모형 대신에 주식평가모형을 이용하여 ERC의 결정요인을 도출하였다.

* 경상대학 회계학과

1) 기존의 많은 연구에서는 기업규모도 ERC의 결정요인이 된다는 증거를 제시하고 있다(예; Burgstahler (1981), Freeman (1987), Easton and Zmijewski (1989), Collins and Kothari (1989) 등). 이들은 기업규모가 체계적 위험, 비기대회계이익의 측정오류, 다른 정보원천의 이용가능성 등과 관련되어 있기 때문에 ERC에 영향을 미친다고 주장하고 있다.

만일 회계이익이 단순히 주식의 가치가 아니라 기업 전체의 가치에 대한 정보를 제공한다면, 위험을 수반하는 부채를 발행하고 있는 기업의 ERC는 채무불이행위험(default risk)에 의해 영향을 받게될 것이다. 이것은 채무불이행위험이 비기대회계이익으로 인한 기업의 부의 변화(wealth change)를 투자자와 채권자 사이에 분배하는 메카니즘을 결정하기 때문이다. 따라서 주식평가모형에 근거한 기존의 연구들은 ERC의 결정요인으로서 채무불이행위험을 간과했다고 볼 수 있다.

본 연구의 목적은 기업이 보유하고 있는 부채에 대한 위험, 즉 채무불이행위험이 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 (ERC)에 영향을 미치는가를 검토하는 것이다. 최근의 연구에서 Dhaliwal and Reynolds (1988)는 기업평가모형과 옵션가격결정모형을 결합하여, ERC가 기업의 채무불이행위험에 대한 부(-)의 함수관계를 갖는다는 것을 도출하였다. 또한 Dhaliwal, Lee and Fargher (1991)의 실증연구에서는 기업의 자본구조에서 부채의 존재여부 및 크기가 ERC에 영향을 미친다는 결과를 보여주고 있다. 본 연구에서는 기업이 회사채를 신규발행하거나 상환함으로써 발생하는 자본구조의 변동이 ERC에 체계적인 영향이 있는지를 분석함으로써, Dhaliwal and Reynolds (1988)의 이론적 결과를 검증하고 또한 Dhaliwal 등(1991)의 연구에 대한 확장을 시도하였다.

본 연구에서 사용된 기본적인 연구방법은 표본기업들에 대하여 자본구조의 변동이 발생하기 이전기간 ('변동전 기간(pre-change period)')과 '변동후 기간(post-change period)' 사이에 ERC의 차이가 있는지 여부를 분석하는 것이다. 1987-1989의 3년동안 회사채를 신규발행하거나 상환함으로써 자본구조의 변동을 경험한 41개의 상장기업을 표본으로 사용한 실증분석결과는 이론적 예측과 비교적 일치하였다. 즉, 사채를 상환하는 경우에는 상환 이후기간의 ERC 및 비기대회계이익과 초과수익율의 상관관계가 상환 이전기간에 비해 증가하였다. 반면, 사채를 신규발행했을 때에는, ERC 및 상관관계가 감소하였다. 그러나, 그 차이는 통계적으로 유의하지는 않았다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 2장에서는 Dhaliwal and Reynolds (1988)가 사용한 모형을 기본틀로 이용하여, 기업의 채무불이행위험과 ERC의 관계를 이론적으로 도출한다. 제 3장에서는 연구가설의 설정, 표본의 추출, 변수의 측정, 실증분석을 위한 모형의 설정 등에 대하여 기술한다. 제 4장은 실증분석의 결과를 제시하며, 마지막으로 제 5장에서는 연구의 요약과 결론 그리고 미래의 연구방향 등이 언급된다.

Ⅱ. 이론적 모형

초과수익율과 비기대회계이익의 관계를 검토함으로써 회계이익의 유용성을 분석한 과거의 연구에서는 암묵적으로 혹은 명백하게 주식평가모형을 가정하였다.[2] 두개의 대표적인 주식평가모형은 Modigliani and Miller(1968)의 배당(또는 이익)자본화모형과 Garman and Ohlson(1980)의 정보변수(information variable)모형이다. 현존하는 ERC연구의 대부분은 이 두 모형 중의 어느 하나에 이론적 기초를 두고 있다(예, Kormendi and Lipe(1987), Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989) 등).

Dhaliwal and Reynolds(1988)는 기업가치평가모형과 옵션가격결정모형(OPM)을 결합하여 ERC의 결정요인을 파악하고자 시도하였다. 특히, 그들은 ERC가 기업의 채무불이행 위험에 대한 부(-)의 함수관계를 갖게됨을 도출하였다. 여기서는 이러한 이론적 결과를 보다 구체적으로 살펴보기로 한다. 본 장에서 사용된 모형은 회계이익의 시계열속성에 대한 가정에서 Dhaliwal and Reynolds(1988)와 다르다.[3] 그러나 최종적으로 도출된 ERC의 함수관계가 시사하는 의미는 본질적으로 동일하다.

분석을 보다 단순화하기 위하여 다음과 같은 가정을 하기로 한다. (1) 기업은 두 종류의 자본조달방법 즉, 주식과 회사채의 발행을 모두 이용한다. (2) 기업의 이자비용차감전 경상이익과 현금흐름은 동일하다. (3) 기업에 적용되는 기대수익율은 시점에 관계없이 일정하다. 이상의 가정하에서, 특정기간 t기 초의 기업가치(V_{t-1})는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_{t-1}=\sum_{S=1}^{\infty}\frac{E(X_{t-1+s})}{(1+K)^s}$$

여기에서, $E_{t-1}(X_{t-1+k})$는 t-1시점에서 예상되는 미래 경상이익(X)의 기대치이며, K는 기업의 총자산에 대한 기대수익율을 나타낸다. 수식의 번잡성을 피하기 위하여, 기업을 나타내는 아래첨자 i는 생략하였다. 자본자산가격결정모형(CAPM)의 관점에서 K는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$K=R_f+\beta_A[E(R_m)-R_f]$$

여기에서, β_A는 기업의 총자산에 대한 체계적 위험, R_f와 R_m은 각각 무위험자산과 시장포트폴리

2) 초기의 연구에서 (예: Ball and Brown(1968), Beaver, Clarke and Wright(1979) 등) 암묵적으로 가정한 주식평가모형은 초과수익율과 비기대회계이익 사이에는 정(+)의 관계를 갖는다는 것이다. 이들 연구에서는 ERC가 기업별 또는 기간별로 동일하다고 보았기 때문에, 특정의 평가모형을 명백하게 설정할 필요가 없었다.

3) Dhaliwal and Reynolds(1988)는 회계이익의 시계열속성으로 랜덤웍모형(random walk model)을 가정하였다. 따라서 ERC의 결정요인으로서 '이익지속계수'(나중에 설명됨)가 누락되었다. 본 연구에서는 일반적인 시계열모형을 가정함으로써, 이 변수를 고려하였다.

오에 대한 수익율을 나타낸다.

실제의 경상이익이 실현된 t기말에, 예상치 못한 이익변동(ΔX_t)에 따라 발생하는 기업가치의 변동(ΔV_t)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.[4]

$$\frac{\Delta V_t}{V_{t-1}} = \frac{1}{V_{t-1}}\left(\Delta V_t + \sum_{S=1}^{\infty}\frac{\Delta E_t(X_{t+s})}{(1+K)^s}\right) \quad \cdots\cdots (1)$$

여기에서, $\Delta E_t(X_{t+s})$는 미래이익에 대한 기대의 수정(revision)을 나타낸다. 위 식으로부터 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 즉, 이익반응계수(ERC)의 결정요인을 도출하기 위하여 다음과 같은 추가적인 가정을 한다. 즉, 기업의 회계이익(경상이익)은 다음과 같은 관계로 나타낼 수 있는 시계열속성을 갖는다.

$$\Delta E_t(X_{t+s}) = \theta \Delta X_t, \qquad s>1$$

여기에서, θ는 당기의 비기대회계이익이 미래기간의 기대이익에 대한 수정에 영향을 미치는 정도를 나타내는 것으로서, 흔히 '이익지속계수(earnings persistence coefficient)'라고 불리운다. θ의 부호와 값은 특정 기업의 회계이익이 갖고있는 시계열속성에 의하여 결정된다.[5] 식 (1)의 $\Delta E_t(X_{t+s})$와 K에 각각 위에서 정의된 관계를 대입하고 정리하면, 다음의 결과를 얻는다.

$$\frac{\Delta V_t}{V_{t-1}} = \left(1 + \frac{\theta}{R_f + \beta_A(E(R_m) - R_f)}\right)\frac{\Delta X_t}{V_{t-1}} \quad \cdots\cdots (2)$$

지금까지의 많은 연구에서 이용된 ERC의 함수형태는 위 식 (2)의 특수한 경우에 해당한다고 볼 수 있다. 첫째, 만일 기업이 부채가 없으면 (즉, 자기자본만으로 구성된 자본구조), 기업가치는 단순히 주식의 가치를 나타내므로 식 (2)는 주식평가모형을 이용했을때 도출되는 관계를 보여준다. 둘째, 현존하는 ERC연구에서는 θ의 값을 설정함에 있어서 회계이익의 창출과정을 나타내는 시계열모형에 대해 다양한 가정을 하고있다. 예를들면, Kormendi and Lipe (1987)은 ARIMA (210) 모형을 이용하는 반면, Easton and Zmijewski (1989)는 ARIMA (100) 모형을 사용하고 있다.

비기대회계이익과 관련된 기업가치의 변동이 식 (2)와 같이 주어졌을때, 증가 또는 감소한 기업가치가 주주와 채권자들에게 분배되는 메카니즘은 기업이 보유하고 있는 사채의 위험정도에 의하여 결정될 것이다. 달리 표현하면, 사채의 위험성이 존재하는 경우에는, 예기치 못한 이익변동이 전부

4) Miller and Rock (1985)과 Watts and Zimmerman (1986)도 유사한 관계식을 도출하였다. 이들은 모두 2기간 모형을 이용하였으며, 회계이익의 시계열속성에 대하여 각각 1차 이동평균모형과 랜덤웍모형을 가정하였다.

5) 이익지속계수 θ는 설정된 시계열모형의 모수(parameters)의 함수로 표시할 수 있다. 이에 대한 상세한 설명과 예는 Collins and Kothari (1989)의 p. 148 참조.

주가에 반영되지 않는다는 것이다. 이를 보다 구체적으로 살펴보기 위하여, 우선 부채가 있는 기업의 주식가치(S)는 기업가치(V)에 대한 콜옵션(call option)임을 주목할 필요가 있다. 옵션가격결정모형(OPM)을 이용하면 다음과 같은 관계가 도출된다는 것은 잘 알려져 있다(Copeland and Weston (1983), p. 143 참조).

$$\frac{\Delta S}{S} = \frac{\delta S}{\delta V}\frac{\Delta V}{V}\frac{V}{S}$$

위 식은 기업가치의 변동(ΔV)에 따른 주식가치의 변동(ΔS)은 가중치 $\delta S/\delta V$에 의해 관련되어 있음을 나타내는 것이다. 달리 표현하면, $\delta S/\delta V$는 ΔV를 주주들에게 배분하는 메카니즘을 의미한다고 볼 수 있다. OPM에서 도출된 $\delta S/\delta V = N(Z)$라는 관계를 이용하고, 식 (2)를 위 식에 대입하여 정리하면, 다음의 결과를 얻게된다.

$$\frac{\Delta S_t}{S_{t-1}} = \left[N(Z)\left(1+\frac{\theta}{R_f+\beta_A[E(R_m)-R_f]}\right)\right]\frac{\Delta X_t}{S_{t-1}} \quad \cdots\cdots (3)$$

여기에서, $N(\cdot)$는 표준화 누적정규밀도함수(standardized cumulative normal density function)이고, Z는 다음 식으로 표시된다.

$$Z = \frac{\ln(V/D) + (R_f + s^2/2)T}{(s^2T)^{1/2}}$$

여기에서, D는 부채의 액면가치, T는 부채의 만기일, s^2는 기업가치에 대한 수익율의 분산(variance)을 나타낸다.

식 (3)의 괄호부분은 이익반응계수(ERC)의 함수형태를 나타내는 것으로서, 이를 이용하여 θ, β_A, 그리고 N(Z)가 ERC에 미치는 영향은 다음과 같은 관계로부터 쉽게 도출된다.

$$\frac{\delta ERC}{\delta \theta} > 0, \qquad \frac{\delta ERC}{\delta \beta_A} < 0, \qquad \frac{\delta ERC}{\delta N(Z)} > 0$$

처음의 두 결과는 다른 조건이 동일하다면 ERC가 기업의 이익지속계수(θ)와는 정(+)의 관계를, 기업의 총자산에 대한 체계적 위험(β_A)과는 부(−)의 관계를 갖는다는 것을 보여주는 것이다. Kormendi and Lipe(1987), Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989)의 실증분석결과는 이 예측과 일치하고 있다.[6]

6) Easton and Zmijewski(1989)와 Collins and Kothari(1989)의 연구에서는 총자산에 대한 위험(β_A)이 아니라 주식의 체계적 위험(β_S)이 사용되고 있다. 만일 이들 연구의 표본기업들이 위험을 수반하는 부채를 보유하고 있고, β_A와 β_S가 완전하게 관련되어있지 않으면, β_A대신 β_S를 사용하는 검증모형은 errors-in-the-variables 문제를 갖게될 것이다. Easton and Zmijewski(1989)의 연구결과에서 ERC와 β_S의 관계가 유의하지 않게 나타나는 것은 이 이유 때문이라고 볼 수 있다.

본 연구의 주요 관심대상이 되는 것은 세번째 결과이다. 앞에서 언급했듯이, N(Z)는 주주들에게 배분되는 기업가치의 변동부분이다. 또한 N(Z)는 넓은 의미에서 볼 때 기업이 파산되지 않을 확율이라고 해석할 수 있다. 역으로 1−N(Z)는 기업의 채무불이행위험을 나타낸다고 볼 수 있다. 예를들면, 부채가 없는 기업(all-equity firm)의 경우는 N(Z)=1 즉, 채무불이행위험은 존재하지 않는다. 따라서 위의 세번째 결과는 ERC가 기업의 채무불이행위험에 대해 부(−)의 함수관계를 갖게됨을 보여주는 것이다.

이론적으로 도출된 ERC에 대한 채무불이행위험의 영향(default risk effect)을 보다 쉽게 이해하기 위하여, 회사채를 발행한 특정기업을 고려하기로 하자. 이 기업의 부채에 대한 위험의 정도는 N(Z)=0.7로 계량화 할 수 있다고 가정한다. 이 경우, 예기치 못한 회계이익이 ₩1.00 증가하면, 이 기업의 주주들에게 ₩0.70 만큼 손실을 감수해야하고 나머지 ₩0.30은 채권자들이 부담하게 된다. 여기서 이 기업의 자본구조가 변동하여 N(Z)=0.4가 되었다고 가정하자. 이 경우, 예기치 못한 회계이익의 증가(감소)에 따른 기업가치의 증가(감소)분 ₩1.00에 대하여 주주들은 ₩0.40의 이익(손실)을 얻게된다. 자본구조가 변동되기 전의 경우와 비교해 볼 때, 채권자들이 부담하는 손실이 ₩0.60으로 증가한다. 이 예는, 특정 금액의 비기대회계이익이 주어졌을 때, 높은(낮은) 채무불이행위험을 가진 기업의 주주들이 상대적으로 적은(많은) 이득과 손실을 얻게됨을 나타낸다. 이것은 결국 ERC와 채무불이행위험 사이에는 부(−)의 관계가 있음을 보여주는 것이다.[7]

Ⅲ. 실증분석의 방법

1. 연구가설의 설정

본 연구의 주요 관심은 기업의 채무불이행위험이 초과수익율과 비기대회계이익의 관계, 즉 이익반응계수(ERC)에 체계적인 영향이 있는지 여부를 검토하는 것이다. 제 2장에서 전개된 모형의 이론적 결과는 ERC가 기업의 부채와 관련된 채무불이행위험과 부(−)의 함수관계에 있음을 보여주고 있다. 그러나 기업의 채무불이행위험의 정도는 측정하기가 어렵기 때문에, 본 연구에서는 회사채의 상환과 신규발행에 의한 자본구조의 변동을 채무불이행위험의 측정치로 사용하였다.

7) 다양한 자본구조를 갖는 기업들 사이에 ERC를 비교하는 경우에도 동일한 추론이 적용될 수 있다. 여기서는 본 연구에서 사용된 가설검증의 기본적 접근방법이 되는, 특정 기업에 대한 채무불이행위험의 변화가 ERC에 미칠 수 있는 영향을 예시하고자 하였다.

본 연구의 기본적 귀무가설(null hypothesis)은 ERC가 기업의 자본구조와 독립적이라는 것이다. 이 가설을 검증하기 위하여, 본 연구에서는 자본구조가 변동하기 이전과 변동 이후의 기간 사이에 ERC의 차이가 있는지 여부를 검토하였다. 회사채의 상환 또는 신규발행이 기업의 채무불이행위험을 적절히 측정한다면, 회사채의 상환과 신규발행은 ERC에 상반된 영향을 미칠 것이다. 따라서, 본 연구에서 검증하려고 하는 두개의 대립가설(alternative hypotheses)은 다음과 같다.

가설 1 : 기업이 회사채를 상환하는 경우, 사채상환 이후기간의 이익반응계수는 상환 이전기간에 비하여 크다.

가설 2 : 기업이 회사채를 신규발행하는 경우, 사채발행 이후기간의 이익반응계수는 발행 이전기간에 비하여 적다.

2. 표본의 설정

본 연구에서 사용된 표본은 1987년에서 1989년의 3년동안 회사채를 상환하거나 신규발행함으로써 자본구조가 변동한 41개의 상장기업들로 구성되었다. 각 표본기업, 자본구조 변동내용 및 변동된 년도 등에 관한 자료는 한국상장협의회의 「상장기업총람」으로부터 수집하였다. 「상장기업총람-1992」에 수록된 모든 기업 중 다음의 요건을 모두 충족시키는 기업들만 표본에 포함시켰다.

(1) 1987년부터 1989년 사이에 최소한 1회 이상 회사채를 상환 또는 신규발행한 기업.

(2) 회사채의 상환/신규발행 직전 또는 직후에 다른 회사채의 상환/발행이 없는 기업.

(3) 회사채의 상환/신규발행 이전과 이후에 최소한 1년 이상 비기대회계이익 및 기타 관련변수를 계산하기 위한 자료가 이용가능한 기업.

(4) 회사채의 상환/신규발행 이전과 이후에 최소한 1년 이상 초과수익율을 계산하기 위한 주식수익율 자료가 이용가능한 기업.

이상의 요건 중 (2)는 자본구조변동이 ERC에 미칠지도 모르는 '정보효과'를 피하기 위한 것이다. 특히, 가설검증을 위한 본 연구의 접근방법은 두 기간 (자본구조 변동전과 변동후) 사이의 ERC를 비교하는 것이므로, 자본구조변동이 발생한 년도는 분석에서 제외되었다. 요건 (3)과 (4)는 두 기간 사이에 회계이익과 주식수익율 자료의 균등한 이용가능성을 확보하기 위한 것이다. 동일 기업에 대해 여러개의 자본구조변동이 있을 때에는, 위 요건 (2), (3), (4)를 모두 충족하는 경우만을 표본에 포함시켰다.

〈표 1〉 자본구조변경의 년도별 및 유형별 분포

1. 사채를 상환한 경우

년 도	갯 수	비 율 (%)	평 균 금 액 (₩백만)	총 부 채 대 비율(%)
1987	2	11.8	1,477.00	8.37
1988	20	58.8	3,439.30	6.66
1989	5	29.4	2,920.00	10.63
전 체	17	100.0	3,055.70	8.03

2. 사채를 신규발행한 경우

년 도	갯 수	비 율 (%)	평 균 금 액 (₩백만)	총 부 채 대 비율(%)
1987	7	29.2	11,428.57	15.93
1988	8	33.3	9,228.00	12.29
1989	9	37.5	11,047.78	13.92
전 체	24	100.0	10,522.25	13.96

이상의 선정기준을 충족시키는 회사는 모두 38개, 자본구조변동은 41개 였다.[8] 이들 표본기업의 기업코드, 기업명, 자본구조변동년도 및 금액이 〈부록〉에 나타나 있다. 한편 〈표 1〉은 41개의 자본구조변동에 대한 분포를 년도별 및 유형별로 보여주고 있다. 〈표 1〉의 결과는 다음과 같은 점들을 시사하고 있다. 첫째, 10개(58.8%)의 사채상환이 있었던 1988년을 제외하고는, 자본구조의 변동은 어느 특정년도에 편중되고 있지 않다. 또한, 표본기업들의 산업별 분포도 다양하게 나타나고 있다. 둘째, 사채를 상환할 때의 평균금액이 30억원 정도인데 반하여 신규발행금액은 평균 105억원이다. 이것은 1987-1989동안 우리나라의 기업들이 자금수요가 매우 높았던 경제상황을 반영하는 것이라 하겠다. 세째, 사채의 상환/신규발행이 기업 전체의 자본구조에 미치는 영향이 정도는 총부채에 대한 사채의 상환 또는 신규발행금액의 비율에 의하여 측정할 수 있다. 이 비율은 사채상환의 경우 8.03%, 신규발행의 경우는 13.96%로 나타나고 있다. 이 비율 그 자체만으로는 사채의 상환/신규발행이 기업의 채무불위행위험의 변동을 가져올 만큼 중요한지 여부를 판정할 수는 없으나, 만일 그 중요성이 미미하다면 이것은 본 연구의 가설을 지지하는 결과를 얻는데 불리하게 작용할 것이다.

3. 변수의 측정

3.1 누적초과수익율

기업 i의 t년도 체계적위험(BETA), β_{it}는 다음 식으로 주어지는 시장모형을 추정하여 계산하였다.

$$R_{itj} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mtj} + e_{itj}$$

8) 3개의 기업(금양, 송원산업, 한국화장품)은 각각 2회의 자본구조변동이 발생하였다.

여기에서, R_{itj}=기업 i의 t년도 j월의 주가수익율,

R_{mtj}=t년도 j월의 시장수익율(종합주가지수 변화율),

α_{it}, β_{it}=기업 i의 t년도 시장모형 추정의 절편 및 기울기.

위 시장모형은 특정 회계년도 개시전 60개월 동안의 수익율자료를 이용하여 추정하였으며, 이용가능한 수익율 자료가 24개월 미만인 년도는 분석대상에서 제외하였다.

시장모형인 위 식에서 추정된 회귀년수 α_{it}와 β_{it}를 이용하여 월별(monthly) 초과수익율(abnormal returns : AR)은 다음과 같이 계산된다.

$$AR_{itj}=R_{itj}-(\alpha_{it}+\beta_{it}R_{mtj})$$

여기에서 i는 기업, t는 년도, 그리고 j는 월을 나타낸다. 이와같이 계산된 AR은 해당년도의 회계년도와 일치하는 12개월 동안 합산하여 누적초과수익율(cumulative abnormal returns : CAR)을 측정·사용하였다.[9] 따라서 12월 말 결산기업의 경우 CAR는 특정년도 1월부터 12월까지 12개월 동안 AR을 누적한 것이다.

3.2 비기대회계이익

비기대회계이익(unexpected earnings : UE)을 측정하기 위해서는 이익예측모형이 필요하다. 연간회계이익의 시계열속성은 추세를 고려한 랜덤웍(random walk with drift : RWD) 모형에 의해 가장 적절히 설명된다는 과거의 연구결과(예; Albrecht, Lookabill and Mckeown (1977), Watts and Leftwich (1977) 등)에 따라 다음과 같은 식으로 주어지는 이익예측치를 사용하였다.[10]

$$E_{t-1}(X_t)=X_{t-1}+\delta_t$$

여기에서 X는 기업의 당기순이익, δ는 추세를 나타내는 것으로서 과거 5년간의 이익증감의 평균치에 의하여 측정하였다. 따라서 본 연구에서 사용된 비기대회계이익(UE)은 실제이익에서 이익예측치 E(X)를 차감한 후 주식의 시장가치로 표준화함으로써 다음과 같이 측정되었다.

$$UE_{it}=\frac{X_{it}-(X_{it-1}+\delta_{it})}{P_{it-1}}$$

여기에서 P_{it-1}은 t년도 초의 〔주가×발행주식수〕로 측정되는 i기업 주식의 시장가치이다. 비기대회계이익을 표준화하는 데는 주식의 시장가치 뿐만 아니라 아익예측치도 자주 사용된다(예; Beaver

9) 특정 년도의 회계년도 개시후 4개월부터 결산일 이후 3개월 까지 12개월 동안 합산한 누적초과수익율을 사용하였을 때에도 유사한 결과를 얻었다.

10) 추세를 고려한 랜덤웍모형을 가정했기 때문에 이익지속계수는 실증분석에서 고려되지 않았다. 그러나 동일한 기업에 대하여 ERC를 기간별로 비교하는 것이 본 연구의 기본방법이므로, 이 변수의 누락이 연구결과에 미치는 영향은 심각하지 않을 것으로 예상된다.

et al. (1979), Collins and Kothari (1989) 등). 본 연구에서는 이들 두개의 측정치를 모두 사용한다. 한편, 비기대회계이익의 측정에서 발생하는 오류 또는 특이치(outliers)가 실증분석결과에 미칠 수 있는 영향을 피하기 위하여 |UE|>100%인 경우에는 이를 분석에서 제외하였다.

4. 실증적 검증모형

이익반응계수(ERC)는 채무불이행위험의 감소함수라는 제 2장에서 도출된 이론적 예측을 검증하기 위하여, 본 연구에서는 회사채의 상환 또는 신규발행에 따른 기업의 채무불이행위험의 변동이 ERC에 영향을 미칠 것이라는 가설을 설정하였다. 이 가설을 검증하기 위하여 다음과 같은 회귀모형을 추정하였다.[11]

$$CAR_{it} = a + bUE_{it} + \phi D_{it} * UE_{it} + \varepsilon_{it} \quad \cdots\cdots (4)$$

여기에서, CAR_{it} = 기업 i의 t년도 누적초과수익율,

UE_{it} = 기업 i의 t년도 비기대회계이익,

D_{it} = 특정기업 i에 대해 년도 t가 자본구조변동 이후이면 1의 값을, 자본구조변동 이전이면 0의 값을 갖는 dummy 변수.

위 검증모형에서 년도 t는 실제시점(calendar time)이 아니라 사건시점(event time)을 나타낸다는데 유의해야 한다. 자본구조가 변동한 년도(t=o)는 자본구조변동의 ERC에 대한 정보효과를 피하고, 변동 이전과 이후 기간 사이의 비교를 대칭적으로 하기 위하여 분석에서 제외되었다. 또한 위 회귀모형은 주식의 시장가치와 기대이익으로 표준화한 두개의 비기대회계이익 측정치를 사용하여, 회사채를 상환하는 경우와 신규발행하는 경우로 나누어 추정하였다.

자본구조가 변동되기 이전과 이후의 기간 사이에 ERC의 차이가 있는 지 여부를 검증하는 것은 회귀모형(4)에서 추정된 회귀계수 ϕ의 유의성을 검증하는 것과 동일하다. 따라서 본 연구의 가설은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

가설 1 : $H_o : \phi = 0$, $H_a : \phi > 0$ 회사채를 상환하는 경우

가설 2 : $H_o : \phi = 0$, $H_a : \phi < 0$ 회사채를 신규발행하는 경우

---

11) 가설을 검증하기 위해서는 다음과 같은 2단계 방법을 적용할 수도 있다. (ⅰ)제한된 (restricted) 모형과 완전(unrestricted) 모형의 두가지 형태로 식 (4)를 각각 추정한다. (ⅱ)두 모형의오차자승합(residual sum of squares : RSS)을 비교하여, 다음의 통계량을 계산한다.
si 60: $F(1, N-2) = [(RRSS-URSS)/URSS]/(N-2)$
여기에서, RRSS와 URSS는 각각 제한된 모형과 완전모형의 오차자승합이고, N은 전체 관측치수를 나타낸다. 그러나, 이 접근방법은 회귀모형 (4)와 궁극적으로 동일하므로 (Johnston (1984), p. 237), 본 연구에서는 보다 단순한 더미변수 접근방법을 택했다.

Ⅳ. 실증분석의 결과

1. 기술통계

〈표 2〉는 본 연구에서 관심대상이 되는 몇몇 주요변수에 대한 기술통계를 보여준다. 이 변수들은 (1) 주식의 체계적 위험(BETA), (2) 자본금의 장부가액에 대한 시장가액의 비율로 측정된 성장율(GROWTH), (3) 자본금의 장부가액에 대한 총부채의 비율로 측정된 부채비율(LEVG) 등이다. 이 변수들의 중앙값(median)이 사채의 상환 또는 신규발행이 발생되기 1년전부터 변경후 1년까지 3년동안 각 년도별로 나타나 있다. 또한 사채상환/발행에 따른 자본구조변동 이전기간과 이후의 기간 사이에 이들 변수들이 차이가 있는지 여부를 검증하는 Wilcoxon의 Z-통계량도 보여주고 있다.

이들 3개의 변수들을 선정하고 기간간 비교를 한 이유는 이 변수들이 이익반응계수(ERC)와 관련되어 있기 때문이다. Easton and Zmijewski(1989), Collins and Kothari(1989), Dhaliwal, Lee and Fargher(1991) 등에 의한 연구결과는 이 변수들이 ERC의 결정요인임을 보여주고 있다.

〈표 2〉에서는 자본구조의 변동에 따라 이들 변수들이 일정한 추세를 나타내고 있음을 보여준다. 회사채를 상환하는 경우, 체계적 위험과 부채비율은 감소하는 반면 성장율은 증가하고 있다. 특히, Wilcoxon의 부호순위 검증결과는 사채상환 이전과 이후의 기간사이에 부채비율과 성장율의 변화는 0.10 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있다. 한편, 회사채를 신규발행한 경우, 예상대로 체계적 위험과 부채비율은 증가하는 반면, 성장율은 감소하는 추세를 나타내고 있다. 그러나 이와같은 변화는 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 2〉 주요 변수들의 기술통계 : 중앙값

1. 사채를 상환한 경우

사채상환에 대한 상대적 년도	관측치수 (N)	BETA [1]	GROWTH [2] (%)	LEVG [3]
-1	17	0.941	73.38	3.128
0	17	0.973	78.02	2.053
1	17	0.868	89.01	1.421
Wilcoxon Z-값 [4]		-0.989	1.791*	-1.722*

2. 사채를 신규발행한 경우

사채발행에 대한 상대적 년도	관측치수 (N)	BETA	GROWTH (%)	LEVG
-1	24	0.873	179.48	1.204
0	24	0.911	117.93	1.536
1	24	0.940	132.03	1.524
Wilcoxon Z-값		0.505	-1.227	0.320

1) 시장모형에 의해 추정된 체계적 위험.

2) 자본금의 장부가액에 대한 시장가액의 비율로 측정된 성장율.

3) 자본금의 시장가액에 대한 총부채의 비율로 측정된 부채비율.

4) 윌콕슨의 부호순위검증 (Wilcoxon signed ranks test) 통계량.

＊＊ : 유의수준 0.01; ＊ : 유의수준 0.05; ＋ : 유의수준 0.10.

2. 가설의 검증결과

2.1 비기대회계이익과 초과수익율의 상관관계 비교

제 2장에서 도출된 이론적 모형에서는 채무불이행위험과 이익반응계수의 관계를 나타내고 있다. 본 절에서는 채무불이행위험이 비기대회계이익(UE)과 초과수익율(CAR)간의 관계의 강도(strength)에 체계적인 영향이 있는지를 분석하고자 한다. 전형적으로 UE와 CAR를 사용한 회귀모형의 설명력을 나타내는 결정계수 R^2에 의하여 UE와 CAR의 관계의 강도가 측정된다. 결정계수 R^2는 단순회귀모형에서 상관계수의 제곱이므로, 자본구조의 변동이 비기대회계이익과 초과수익율의 관계에 미치는 영향은 변동이전(pre)과 이후기간(post)의 상관계수(ρ)를 비교함으로써 분석할 수 있다. 즉, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

H_0 : $\rho_{post} = \rho_{pre}$

H_1 : $\rho_{post} > \rho_{pre}$, 회사채를 상환하는 경우

H_2 : $\rho_{post} < \rho_{pre}$, 회사채를 신규발행하는 경우

이 가설들은 표준정규분포를 따르는 다음의 통계량을 사용하여 검증할 수 있다. (Morrison 1976, pp. 104-105) :

$$Z=\frac{z_{post}-z_{pre}}{[1/(N_{post}-3)+1/(N_{pre}-3)]^{1/2}}$$

여기에서, z는 정규분포를 따르는 변량으로서 표본상관계수(r)에 Fisher의 변환(Fisher's transformation)을 행하여 얻어진 값이다; 즉, $z=1/2\ \ln\{(1+r)/(1-r)\}$. 한편, N은 관측치수를 나타낸다.

〈표 3〉 자본구조의 비개대회계이익(UE)과 누적초과수익율(CAR)의 상관관계에 미치는 영향

1. 사채를 상환한 경우

상 관 계 수	주가로 표준화한 비기대회계이익의 경우			기대이익으로 표준화한 비기대회계이익의 경우		
	상 환 전	상 환 후	Z-값	상 환 전	상 환 후	Z-값
Pearson	0.057	0.602	1.690*	0.079	0.483	1.601+
Spearman	0.245	0.630	1.299	0.206	0.640	1.455+

2. 사채를 신규발행한 경우

상 관 계 수	주가로 표준화한 비기대회계이익의 경우			기대이익으로 표준화한 비기대회계이익의 경우		
	발 행 전	발 행 후	Z-값	발 행 전	발 행 후	Z-값
Pearson	0.208	0.030	-0.586	0.258	0.058	-1.042
Spearman	0.192	0.014	-0.586	0.193	0.088	-1.913

+ : 유의수준 0.10; * : 유의수준 0.05; 모두 one-tail test 임.

〈표 3〉은 위 가설들을 검증한 결과를 보여주고 있다. 주가와 기대이익으로 표준화한 비기대회계이익에 대하여 Pearson 상관계수와 Spearman 순위상관계수가 나타나 있다. 사채를 상환한 경우, 상환 이후기간의 상관계수는 상환 이전기간에 비하여 상관계수의 종류나 비기대회계이익의 측정치에 관계없이 크게 나타나고 있다. 또한, 이와같은 상관계수의 증가는 0.10 수준에서 통계적으로 유의함을 보여주고 있다.

한편, 사채를 신규발행하는 경우, 발행후의 상관계수는 발행 이전에 비해 감소하였다. 그러나, 그 차이는 통계적으로 유의하지는 않았다. 이상의 결과는 회사채의 상환 또는 신규발행으로 인한 기업의 자본구조변동이 상관계수로 측정된 비기대회계이익과 초과수익율의 관계에 체계적인 영향이 있음을 시사하는 것이다. 특히, 사채의 상환에 따른 영향은 통계적으로 유의하였다.

2.2 이익반응계수 (ERC)의 비교

〈표 4〉는 사채의 상환 또는 신규발행에 따라 자본구조가 변하는 경우 변동 이전의 기간과 이후의 기간 사이에 유의한 ERC의 변화가 있는지 여부를 검증한 결과를 보여준다. 사채의 상환과 신규발행 각각에 대하여 비기대회계이익과 초과수익율의 단순회귀모형을 기간별로 추정하고, 또한 회귀모형 (4)를 전기간에 걸쳐서 추정하였다. 추정결과는 주가로 표준화한 비기대회계이익을 사용한 경우만 보고되었다.[12]

사채를 상환한 경우, 회귀모형의 추정결과는 이론적 예측과 일치하고 있다. 사채상환 이후기간의 ERC는 0.771로서 사채상환 이전의 0.444에 비하여 73.6% 증가하였다. 따라서, ERC의 변화를 측정하는 모형(4)의 회귀계수 ϕ의 추정치는 예측대로 정(+)의 값을 갖는다. 이것은 사채의 상환으로 인하여 ERC가 증가하였음을 의미하는 것이다. 그러나 이와같은 ERC의 증가는 통계적으로 유의하지 않았다. 이상의 결과는 본 연구의 가설 1에 대하서 단지 그 방향만이 지지되고 있음을 보여준다.

사채를 신규발행한 경우에도 회귀모형의 추정결과는 그 부호에 있어서 이론적 예측과 일치하고 있다. 사채의 발행이전에 ERC는 3.562였으나 사채를 신규발행한 다음 년도에는 0.203으로 감소하였다. 이것은 모형 (4)의 회귀계수 ϕ의 추정치가 예측한대로 부(-)의 값을 갖는데 잘 나타나 있다. 그러나 여기서도, 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않다. 이것은 가설 2에 대해서 단지 그 방향만이 지지되고 있음을 보여준다.

이상의 결과는 ERC가 자본구조의 변동으로 측정된 기업의 채무불이행위험의 감소함수라는 본 연구의 기본가설을 지지하지 않고 있음을 시사한다. 이와같은 결과는 다음과 같은 몇가지 이유에 기인한다고 볼 수 있다. 첫째, 우리나라 기업의 자본조달 관행에 있어서의 특수성이다. 즉, 회사채의 신규발행은 해당기업의 채무불이행위험을 증가시키기 보다는 오히려 채무불이행위험을 감소시킴으로써 사채의 신규발행 또는 상환이 채무불이행위험의 대용치가 되지 못한다. 둘째, 우리나라 기업의 부채는 회사채와 같은 장기부채보다는 단기부채의 비중이 높으므로 사채의 상환/신규발행은 채무불이행위험에 큰 영향을 미치지 않았음을 가능성이 있다.

12) 기대이익으로 표준화한 비기대회계이익을 사용한 경우에도 결과는 유사하였다.

〈표 4〉 자본구조변경이 이익반응계수에 미치는 영향

$$CAR_{it} = a + bUE_{it} + \phi D_{it} * UE_{it} + \varepsilon_{it}$$

1. 사채를 상환한 경우

독 립 변 수 [1]	예 측 부 호	사 채 상 환 이 전 기 간	사 채 상 환 이 후 기 간	전 체
절 편	?	-0.189 (1.298) [2]	0.026 (0.455)	-0.088 (1.087)
U E	+	0.444 (0.720)	0.711 * (1.980)	0.302 (0.659)
D*UE	+			0.081 (0.093)
R^2 (%)		3.34	20.71	2.50

2. 사채를 신규발행한 경우

독 립 변 수	예 측 부 호	사 채 발 행 이 전 기 간	사 채 발 행 이 후 기 간	전 체
절 편	?	-0.341 ** (2.554)	0.036 (0.619)	-0.131 + (1.757)
U E	+	3.562 (0.997)	0.203 (0.139)	0.979 (0.348)
D*UE	-			-0.734 (0.194)
R^2 (%)		4.33	0.09	0.29

1) D_{it}는 더미변수(dummy veriable)로서, 특정기업 i에 대해 년도 t가 자본구조변경 이후이면 1의 값을, 자본구조변경 이전이면 0의 값을 갖는다.

2) 괄호안은 t값을 나타냄.

+ : 유의수준 0.10; * : 유의수준 0.05; ** : 유의수준 0.01.

3. 추가적인 분석의 결과

앞의 두 절에서의 결과에 의하면, 회사채의 상환과 신규발행은 각각 ERC의 증가와 감소를 가져온다. 그러나, 이와같은 자본구조의 변동에 따른 ERC의 변화는 방향만 일치할 뿐 그 크기는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이러한 실증분석결과는 ERC에 영향을 미치는 여러변수들이 자본구조의 변동으로 인하여 달라졌기 때문일지도 모른다.[13] 이 가능성을 검토하기 위하여, 다음과 같은 회귀모형을 추정함으로써 추가분석을 수행하였다.

$$CAR_{it} = b_0 + b_1 UE_{it} + b_2 RISK_{it} * UE_{it} + b_3 GROW_{it} * UE_{it} + b_4 D_{it} * UE_{it} + \varepsilon_{it}$$

여기에서, $RISK_{it}$ = 만일 기업 i의 t년도 체계적 위험 ($BETA_{it}$) 〉중앙값(median) 이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수,

$GROW_{it}$ = 만일 기업 i의 t년도 성장율 ($GROWTH_{it}$) 중앙값(median) 이면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 dummy 변수,

위 회귀모형에 추가된 두 변수 RISK와 GROW가 ERC에 영향을 미친다는 연구결과는 이미 보고되었다(예; Nayar and Rozeff (1988), Easton and Zmijewski (1989), Collins and Kothari (1989) 등), 그러나 〈표 2〉의 결과에 의하면, 사채를 상환한 경우의 GROW를 제외하고는, 이들 두 변수는 자본구조가 변동하기 이전과 이후에 특별한 차이를 보이고 있지 않다. 따라서 이 변수들을 통제한다고 하여도, 앞서의 연구결과는 크게 달라지지 않을 것으로 예상된다.

위 회귀모형의 추정결과는 〈표 5〉에 나타나 있다. 두 변수 RISK와 GROW에 대한 회귀계수의 부호는 예측과 일치하게 나타나고 있다. 특히 이 결과는 비기대회계이익의 측정치에 영향을 받지 않으며, 사채를 상환한 경우에는 그 크기도 통계적으로 유의하였다.

본 연구의 관심대상인 변수 D*UE에 대한 회귀계수는, 예상한 것처럼, 앞서의 결과와 유사하다. 회사채를 상환한 경우에는 회귀계수가 정(+)의 값을 가지는 반면, 회사채를 신규발행하는 경우에는 부(-)의 값을 보여준다. 특히, 이 결과는 사용된 회계이익의 측정치와 관계없이 나타나고 있다. 그러나 어는 경우에도 회귀계수의 추정치는 통계적으로 유의하지 않다. 따라서, 실증분석결과는 본 연구의 가설을 지지하고 있지 않음을 보여주고 있다.

13) 자본구조의 변동에 따른 비기대회계이익의 측정오류의 변화도 ERC에 영향을 줄 수 있는 요인이 될 수 있다. 이 가능성에 대한 검증은 재무분석가의 이익예측가의 이익예측치를 사용함으로써 수행될 수 있지만, 본 연구에서는 검토하지 않았다.

〈표 5〉 자본구조변경이 이익반응계수에 미치는 영향 :
위험(RISK) 및 성장율(GROW)을 통제한 경우

$$CAR_{it} = b_0 + b_1 UE_{it} + b_2 RISK_{it} * UE_{it} + b_3 GROW_{it} * UE_{it} + b_4 D_{it} * UE_{it} + \varepsilon_{it}$$

1. 사채를 상환한 경우

독 립 변 수 [1]	예 측 부 호	주가로 표준화한 비기대회계이익 사용	기대이익으로 표준화한 비기대회계이익 사용
절 편	?	-0.089 (1.212) [2]	-0.112 (1.421)
U E	+	1.451 (2.446) **	0.427 (1.467) *
RISK*UE	−	-2.165 (2.957) **	-0.631 (2.090) *
GROW*UE	+	1.940 (1.396) *	0.396 (1.303)
D * UE	+	0.552 (0.694)	0.099 (0.331)
R^2 (%)		26.92	15.37

2. 사채를 신규발행한 경우

독 립 변 수	예 측 부 호	주가로 표준화한 비기대회계이익 사용	기대이익으로 표준화한 비기대회계이익 사용
절 편	?	-0.137 (1.793) *	-0.142 (1.860) *
U E	+	1.625 (0.377)	0.014 (0.054)
RISK*UE	−	-2.004 (0.515)	0.036 (0.156)
GROW*UE	+	2.491 (0.504)	0.123 (0.521)
D * UE	−	-0.678 (0.165)	-0.006 (0.025)
R^2 (%)		1.60	2.09

1) $RISK_{it}$ = 만일 기업 i의 t년도 체계적 위험이 중앙값보다 크면 1이고, 다른 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variable).

$GROW_{it}$ = 만일 기업 i의 t년도 성장율이 중앙값보다 크면 1이고, 다른 경우는 0의 값을 갖는 더미변수(dummy variable).

D_{it} = 특정기업 i에 대해 년도 t가 자본구조변경 이후이면 1이고, 자본구조변경 이전이면 0의 값을 갖는 더미변수.

2) 괄호안은 t값을 나타냄.

+ : 유의수준 0.10; * : 유의수준 0.05; ** : 유위수준 0.01.

(부호가 예측되는 경우는 one-tail, 그렇지 않은 경우는 two-tail test에 의거함).

V. 결 론

본 연구는 자본구조에 의하여 측정된 기업의 채무불이행위험이 초과수익율과 비기대회계이익의 관계 즉, 이익반응계수(ERC)에 영향을 미치는가를 검토하는 것이다. 기업평가모형과 옵션가격결정모형을 결합한 모형을 이용한 이론적 분석으로부터, ERC가 기업의 채무불이해위험에 대한 감소함수라는 가설을 도출하였다. 본 연구에서는 1987년에서 1989년 사이에 회사채를 상환하거나 신규발행한 38개의 상장기업(41개의 관측치)을 표본으로 사용하여, 사채의 상환(또는 신규발행) 이전과 이후의 기간 사이에 ERC를 비교함으로써, 이 가설을 실증적으로 검증하였다.

실증분석의 결과에 의하면, 회사채를 상환하는 경우에는 ERC가 증가하는 반면, 회사채를 신규발행한 경우에는 감소하는 것으로 나타나고 있다. 그러나, 이와같은 ERC의 변화는 통계적으로 유의하지 않았다. 이 결과는 서로 다른 비기대회계이익의 측정치를 사용하거나, 체계적 위험과 성장율을 고려한 경우에도 달라지지 않았다. 따라서, 전체적으로 볼 때, 본 연구의 실증분석결과는 설정된 가설을 지지하고 있지 않다.

이와같은 결과는 다음과 같은 몇가지 이유에 기인한다고 볼 수 있다. 첫째, 우리나라 기업의 자본조달 관행에 있어서의 특수성이다. 즉, 회사채의 신규발행은 해당기업의 채무불이행위험을 증가시키기보다는 오히려 채무불이행위험을 감소시킴으로써 사채의 신규발행 또는 상환이 채무불이행위험의 대용치가 되지 못한다. 둘째, 우리나라 기업의 부채는 회사채와 같은 장기부채보다는 단기부채의 비중이 높으므로 사채의 상환/신규발행은 채무불이행위험에 큰 영향을 미치지 않았을 가능성이 있다. 따라서, 채무불이행위험과 ERC의 관계에 대한 결론을 얻기 위해서는 이러한 가능성에 대한 보다 체계적인 연구가 요청된다.

참 고 문 헌

Albrecht, S., L. Lookabill and J. McKeown, "The Time-Series Properties of Annual Earnings," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1977), pp. 226-244.

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.

Burghstahler, D., "Cross-sectional and Cross-temporal Differences in the Relationship Between Annual Earnings and Security Returns," Unpublished Ph. D. Dissertation, University of Iowa, 1981.

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.

Dhaliwal, D. and S. Reynolds, "The Effect fo the Firm's Capital Structure on the Relationship Between Earnings Changes and Stock Returns," Working Paper, University of Arizona, 1988.

Dhaliwal, D., K. Lee and N. Fargher, "The Association Between Unexpected Earnings and Abnormal Security Returns in the Presence of Financial Leverage," *Contemporary Accounting Tesearch* (Fall 1991), pp. 20-41.

Easton, P. and M. Zmijewski, "Cross-sectional Variation in the Stock Market Response to Accounting Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics* (July 1989), pp. 117-141.

Freeman, R., "The Association Between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms," *Journal of Accounting and Economics* (July 1987), pp. 195-228.

Garman, M. and J. Ohlson, "Information and the Sequential Valuation of Asstes in Arbitrage-Free Economics," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1980), pp. 420-440.

Johnston, J., *Econometric Methods*, 3rd Ed., (McGraw-Hill), 1984.

Kormendi, R. and R. Lipe, "Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns," *Journal of Business* (July 1987), pp. 323-345.

Miller, M. and F. Modigliani, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business* (1961), pp. 411-433.

Miller, M. and K. Rock, "Dividend Policy Under Asymmetric Information," *Journal of Finance* (September 1985), pp. 1031-1052.

Nayar, N. and M. Rozeff, "Return Sensitivity Coefficients in an Adjustment Model : Time Series Results," Working Paper, University of Iowa, 1988.

Watts, R. and R. Leftwich, "The Time Series of Annual Accounting Earnings," *Journal of Accounting Research* (Autumn 1977), pp. 253-271.

Watts, R. and J. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, (Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall) 1986.

〈부 록〉 표 본 기 업

1. 사채를 상환한 기업

기업 코드	기 업 명	상환 년도	금 액 (백만₩)
1550	롯 데 삼 강	1988	1,000
1800	삼 양 식 품	1988	5,000
2304	호 남 식 품	1987	1,974
2500	백 양	1988	1,991
2651	동 일 방 직	1988	3,000
2654	대 한 방 직	1988	6,965
2656	한 일 방 직	1988	4,474
3450	선 창 산 업	1989	2,600
3501	한 국 제 지	1988	2,987
3508	신 풍 제 지	1988	5,000
3704	금 양	1989	2,000
3902	송 원 산 업	1989	4,000
4050	유 한 양 행	1988	1,986
4202	한 국 화 장 품	1989	3,000
5000	조 선 내 화	1988	1,990
5401	한 국 주 철 관	1987	980
5409	만 호 제 강	1989	3,000

2. 사채를 신규발행한 기업

기업 코드	기 업 명	발행 년도	금 액 (백만₩)
1871	롯 데 제 과	1989	5,000
1873	크 라 운 제 과	1989	3,000
2858	제 일 합 섬	1988	10,000
3700	한국카프로락탐	1989	13,000
3704	금 양	1987	2,000
3902	송 원 산 업	1987	4,000
4056	일 동 제 약	1987	3,000
4057	삼 성 제 약	1989	4,000
4202	한 국 화 장 품	1987	3,000
5400	부 산 파 이 프	1988	5,000
5406	고 려 제 강	1987	5,000
5601	대 림 통 상	1988	8,000
5701	대 한 중 석	1987	3,000
6452	삼 성 전 관	1988	5,500
6453	삼 성 전 기	1988	25,000
6454	한 국 전 자	1989	12,000
6455	오 리 온 전 기	1988	4,324
6700	금 호 전 기	1989	3,000
6751	현 대 자 동 차	1987	60,000
7509	삼 부 토 건	1989	9,430
7802	삼 성 물 산	1989	20,000
7804	럭키금성상사	1989	30,000
7807	삼 도 물 산	1988	6,000
8000	미 도 파	1988	10,000