

## 社債借換이 普通株의 收益率과 企業의 危險에 미치는 影響에 관한 實證的 研究

具 滋 均\*

### 〈요 약〉

전통적으로 기업이 社債借換(bond refunding)을 행하는 이유는 시장이자율이 발행이 자율보다 낮은 경우 단순히 이자비용을 절감하려는 데에 그 동기가 있었다. 이러한 전통적인 이자 비용절감이라는 동기외에 타동기에 대해서 사채차환이 주가수익율과 회사의 위험에 미치는 영향에 관한 실증적인 분석은 거의 없었다고 할 수 있다.

본 연구에서는 사채차환에 대해서 ① 滿期延長假說, ② 利子費用節減假說, ③ 税金節減假說, ④ 株當純利益假說, ⑤ 制限條項緩和假說 및 ⑥ 레버리지假說 등 6가지의 假說을 제시하고 私債借換의 공표가 보통주수익율과 위험에 미치는 일반적인 영향을 위의 여섯가지 가설하에서 검증을 하였다. 본 연구의 결과 전통적인 이자비용절감 가설은 주식 가격에 음의 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 오히려 세금절감가설이 강하게 지지되었다. 또한 세금절감을 위한 사채차환이 공표되는 경우 주식베타 및 총수익율분산은 Hamada (1969, 1972)의 견해와 같이 유의적인 양의 변화가 나타났다. 부수적으로 외생변수로서의 기업규모는 초과수익과 역의 관계가 나타났으며, 사채차환의 규모효과가 존재한다는 것을 확인하였다. 본 연구의 다양한 사채차환가설의 초과수익예측이 상호배타적이지는 않으나 시장모형의 베타로 측정되는 주식위험의 변화를 도입하는 경우 이러한 가설들의 효과를 명백히 분리시킬 수 있게 된다. 따라서 횡단면 분석시 전통적인 잔차분석방법에 추가적으로 주가베타 및 총수익율분산을 종속변수로 사용했다는 것이 본 연구의 중요한 공헌이라 하겠다.

### I. 서 론

社債借換(bond refunding)에 대한 전통적인 이론적 근거는 시장이자율이 사채발행시의 표면이자율보다 하락하는 경우 이자비용을 절감시켜 준다는 것이었다. 기업은 차환으로 인한 순현재가가 양으로 나타날때 할증채권으로 차환함으로써 주주의 부를 증가시킬 수 있게 된다. 차환은 현행 시장이자율이 발행시의 이자율보다 높은 경우,

\* 國民大學教 經商大學 專任講師

즉 할인채나 저이자부채권을 새로운 고이자부채권으로 차환함으로써도 이익을 얻을 수 있다. 또한 할인채를 차환하는 경우는 이자비용의 증가를 가져오는 경우에도 이자비용에 대하여 세금절감효과와 같은 중요한 이득이 있을 수 있다. 현재까지 사채 차환이 보통주의 수익율에 미치는 영향에 관한 연구결과는 대개 다음과 같이 요약된다. Bowlin(1966)은 1962~1963년까지 고이자부채권을 이용한 차환을 통해 이익을 얻은 공기업의 예를 보이고 있다. Johnson(1983)은 1970년부터 1981년까지 48개 교환오퍼(exchange offer) 공표를 전후한 보통주가격의 반응을 조사하였으나 사채차환일에 유의한 초과수익율을 발견하지 못하였으며 초과수익과 사채차환 특성 사이의 횡단면분석에서도 유의한 관련성을 찾아내지 못하였다. Johnson과는 달리 Dietrich(1984)는 사채차환일이 아닌 분기별 수익공표일에 차환기업의 포트폴리오에서 유의한 양의 예측오차(초과수익)를 발견하였다. 그는 분기별 수익공표를 둘러싼 예측오차는 투자자 차환에 따른 영향을 차환의 과정에서 이 시기까지 평가할 수 없다면 분기별 수익공표일에 발생하는 보통주의 유의한 반응은 효율적 시장가설과도 일치하는 것이라고 설명하고 있다. 이 초과수익과 기대 주당수익율(사채차환에 대한 가설을 검증한 것이 아니고)과의 횡단면분석을 실시하여 차환의 이익만이 분기별 수익공표일을 전후하여 보통주의 가격에 반영된 것을 발견하였다. 그는 고이자부채권을 이용한 경우와 할인채를 사용한 차환을 구별하지 않았으며 수익상환사채와 수익상환금지사채도 구별하지 않았다. Dhaliwal(1985)은 할인채를 사용한 차환에 대한 동기 중의 하나로 기업이 그들의 채권에 부가된 제한조항을 완화하고 싶어한다는 가설을 내세웠다. 대리인비용 접근법을 사용한 실증분석에서 상대적으로 높은 부채 대 자본비율이나 상대적으로 낮은 이자보상율을 가진 기업은 제한조항을 완화하기 위해 할인채의 차환과 같은 비용이 드는 거래를 하는 경향이 있다는 것을 밝혔다. 그러나 그는 차환과 관련된 사건일을 전후한 차환공표일의 보통주 수익율의 영향을 조사하지는 않았다. 이 연구에서는 사채차환 공표를 전후한 보통주 수익율과 위험의 변화로 측정되는 사채차환의 시장가격효과와 사채차환의 여러 동기들을 조사한다.

II장에서는 할증채와 할인채의 경우에 대해 순현가구조를 이용한 사채차환의 일반이론을 살펴본다. 여기에서는 할증채와 할인채의 차환에 관한 이론적, 실증적 기존연구를 조사하고, 또한 6개의 사채차환에 대한 가설들을 설명한다. 각 가설하에서 보통주 수익율과 주식베타의 변화에 대한 예측을 설명한다. 다음 III장에서는 자료의 선정과정과 사채차환 가설검증 방법론을 설명한다. 이 사건연구방법에는 보유기간의 누적초과수익율에 대해 Dodd와 Warner(1983)의 Z 통계량과 더미변수를 사용한 횡단면 회귀분석모형을 사용한다. IV장에서는 방법론과 시장모형모수를 통해 측정된 개별보통주위험, 두개의 다른 구조하에서의 회귀식에 대한 잔여위험으로 측정된 특

異危險 또는 非體系的 危險을 설명한다. 유의한 베타변화의 검증을 위해 OLS의 계수모형과 GLS의 switching 회귀모형을 사용하고, 두개의 다른 구조하에서 잔차분산의 유의한 차이인 비체계적 위험 또는 특이위험을 검증하기 위해 Goldfeld-Quandt의 F검증을 사용한다. 構造變化(structural change)를 확인하기 위해서 殘差分散이 같다는 假定 즉 同分散性하에서 Chow's F 검증을, 그리고 잔차분산이 같지 않다는 가정인 異分散性하에서 수정된 Chow's F 검증을 사용한다. 이 검증은 사채차환 후 레버리지에 변화가 생긴 경우에 초점을 맞추고 있으며, 시장모형의 모수와 총수익을 분산을 사용한다. V 장에서는 사건연구방법과 second-pass 횡단면 회귀분석을 사용한 사채차환의 결과를 설명한다. 여기에는 더미변수를 이용하여 각 반대되는 가설들을 분리한다. 시장모형으로부터의 주식베타, 총수익을 분산의 변화, 그리고 사채차환 공표를 전후한 초과수익율을 종속변수로 사용하고 차환기업의 고유한 특징을 나타내는 독립변수들에 대해 회귀분석을 실시한다. 마지막 장인 VI 장에서는 논문의 요약과 결론, 그리고 이와 관련된 추가적인 검증의 가능성에 대해 논한다.

## II. 社債借換에 대한 理論 및 假說

본 장에서는 사채차환의 본질과 고이자부채권과 저이자부채권 또는 할인채의 경우에 실제로 어떻게 적용되는지를 살펴본다. 또한 순현재가법을 이용하여 고이자부채권과 할인채의 차환을 통해 얻는 이익에 관한 다기간의 분석과 각 차환의 경우에 이익이 발생할 조건을 살펴보고 사채차환에 대한 6가지의 가설을 살펴본다.

### 1. 두 종류의 社債借換에 대한 分析

社債借換은 기발행채권이 상환조항을 가지고 있는 경우 기업이 發行社債를 상환 가격으로 상환하거나, 또는 기발행채권이 중도상환이 불가능한 경우 시장가격으로 사채를 再買入하는 과정을 의미한다. 차환의 결정에는 일반적으로 두가지 경우가 있다. 하나는 고이자부채권으로 차환하는 방법이고, 다른 하나는 할인채로 차환하는 방법이다.

#### (1) 高利子府債券으로 차환하는 경우

社債借換의 첫번째 경우는 현행 시장이자율이 발행이자율보다 하락하는 경우에 차환이 수행된다. Van Horne(1974)과 Weston과 Brigham(1975)은 현행 시장이자율이 발행이자율보다 하락하는 경우에 차환은 高利子府債券을 이용한 차환의 순현재가가 양이 되는 경우 주주의 부를 증가시킬 수 있다는 것을 보였다.

$${}_p\text{NPV}_{\text{refund}} = \sum_{i=1}^N \frac{(1-\tau)(r_0D_0 - r_nD_n)}{[1+(1-\tau)r_n]^i} \quad (1)$$

${}_p\text{NPV}_{\text{refund}}$  = 고이자부채권 차환에 대한 순현재가

$\tau$  = 법인세율

$r_0$  = 기존사채의 표면이자율

$D_0$  = 기존사채의 액면가

$r_n$  = 신사채의 표면이자율

$D_n$  = 신사채의 액면가

$N$  = 기존사채의 만기일까지의 기간

따라서 고이자부채권을 이용한 차환은 새로운 부채가 기존부채와 세후기준으로 동일한 이자비용을 지불하고, 차환에 관련된 모든 비용을 지불할 수 있으며 그 이후에 주주에게 배분할 수 있는 이익이 있는 경우에 주주의 부를 증가시키게 된다. 이러한 이익은 미래의 세후 이자비용절감액이 차환을 수행하는데 소요되는 비용을 초과한다는 것을 의미한다.

위의 개념을 사용하여 Lauer(1978)는 만일 기발행채권이 수의상환사채이고 이 채권이 이론적 가격인  $r_0D_0/r_n(1-\tau)$ 보다 낮은 가격으로 거래되는 경우 차환은 陽의 純現價를 갖게 된다는 것을 보였다. 만일 사채가 수의상환이 가능하지 않다면 차환은 다음의 경우에만 이익이 된다.

$$RC < P \quad (2)$$

RC = 사채차환에 따르는 비용 (refunding costs)

P = 영구채를 가정하는 경우 기발행채권의 액면가를 초과하는 시장가의 프리미엄

$$\text{즉 } P = \frac{(r_0 - r_n)D}{r_n(1-\tau)}$$

전통적으로 기업은 식 (1)에서  ${}_p\text{NPV}_{\text{refund}} > 0$ 인 경우에 고이자부채권으로 차환한다.

이 경우에 세후 부채이자절감액의 현가와 상환프리미엄의 세금공제에 따른 절세액의 합계는 차환과 관련된 세후 거래비용을 초과한다.

(2) 低利子府債券이나 割引債로 차환하는 경우

社債借換에 대해 가장 쟁점이 되는 것 중의 하나가 바로 할인채 즉 시장이자율보다 낮은 표면이자율을 가지고 있으며 따라서 시장가가 액면가보다 낮은 채권으로 차환함으로써 기업이 이익을 얻을 수 있는가 하는 것이다. 이 경우에 세금과 관련된 요소의 정확한 평가, 적절한 할인율의 선정, 차환이 기업의 부채조달능력에 미치는 영향 등이 借換의 經濟性分析에 결정적인 요소가 된다.

Ang(1975)은 현행 시장이자율이 발행시의 이자율보다 상승하는 경우의 차환, 즉 할인채를 이용한 차환의 경우에도 이익의 가능성이 여전히 존재함을 보였다. Mayor와 McCoin(1978)과 같이 할인채를 이용한 차환에 따른 이익가능성에 대해 반대의 의견을 보이는 경우도 있다. 그러나 Laber(1978)와 Kalotay(1978)도 할인채를 이용한 차환은 상환이익(액면가와 현금흐름을 할인한 재매입가격과의 차이)에 대한 유리한 세제처리로 인해 이익이 될 수 있다고 주장하였다. Kalotay는 이로 인한 이익이 장기로 이연될 수 있다면 할인채를 이용한 차환은 더 큰 이익이 될 것이라고 결론을 내리고 있다. Harris(1980)는 할인채를 사용한 차환이 기업의 부채이자지급에 대한 税金控除(tax-deductible)부분을 증가시키고 만기에 세금이 공제되지 않는 원금 지급액을 감소시킴으로 인해 양의 순현가를 가져올 수 있음을 보였다.

割引債를 이용한 借換의 분석도구는 고이자부채권의 그것과 유사하다. 위의 논의에서처럼 할인채를 사용한 차환의 순현가  $pNPV_{refund}$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 pNPV_{refund} = & \sum_{t=1}^N \frac{(1-\tau)(r_0D_0 - r_nD_n)}{[1+(1-\tau)r_n]^t} \\
 & + \frac{D_0 - D_n}{[1+(1-\tau)r_n]^N} - \tau'(D_n - D_0) - RC(1-\tau)
 \end{aligned} \tag{3}$$

$\tau'$  = 세금절감 목적으로 할인채를 차환한 경우 수익( $D_n - D_0$ )에 대한 세율

식 (3)에서 첫번째 항은 부채의 이자지불액을 나타내며, 두번째 항은 기존사채의 액면가에 대한 만기가액과 신사채의 액면가와와의 차이를 나타낸다. 마지막 세번째 항은

세금효과를 나타내고 있다.

Finnerty(1986)는 기업의 할인채를 이용한 차환이 이익이 될 수 있는 조건을 연구하여 사채발행자와 사채투자자의 稅率構造가 다를때, 기업의 사채이자흐름의 비율(portion)이 증가하는 것이 할인채를 사용한 차환의 이익가능성에 결정적인 요소가 됨을 보였다. 다시 말해서 이러한 차환은 기업의 소득에 대한 세율이 사채투자자의 한계세율보다 높은 경우 기업과 사채소유자의 총체적인 과세액은 줄고 기업은 세금재정거래로 이익을 얻을 수 있다는 것이다. 이처럼 이익에 대한 과세조치는 저이자부 또는 할인채를 이용한 차환에 대한 경제성에 결정적인 역할을 한다. 일반적으로 기업이 일반 법인세율이나 移延基準(deferred basis)으로 세금을 납부해야 한다면 할인채로 하는 차환은 이익을 가져오지 않는다. Finnerty는 할인채로 하는 차환은, 차환의 과정을 통해 기업의 이자비용을 최대한 활용하여 얻어진 추가적인 절세효과와 현가가 ① 세전 이자비용의 전체적인 증가액의 현가, ② 거래비용, ③ 발생하는 이익에 대한 세금 등을 초과하는 경우에만 주주의 부를 증가시키게 될 것이라고 결론을 내리고 있다.

## 2. 社債借換에 대한 假說

### (1) 滿期延長假說

社債借換의 滿期延長假說(the maturity extention hypothesis)은 사채차환으로 발행하는 사채의 만기는 일반적으로 기존사채의 만기를 초과하게 되므로 차환하는 사채는 단순히 기존사채를 새로운 표면이자율로 대체하는 것이 아니라 기존사채가 약정대로 만기가 되었을 때 조달되어야 하는 자금에 대한 새로운 자금조달의 형태가 된다는 가설이다. 이러한 가설하에서 차환은 부채의 만기를 연장하는 자금조달 결정으로 간주될 수 있으며, 이는 차환을 투자결정(비용절감을 위한)으로 간주하는 것과 대조된다. 따라서 이 가설하에서 채권의 만기를 연장하는 차환의 공표는 미래의 알려지지 않은 투자를 위해 기업의 미래 레버리지를 암묵적으로 변경하는 공표로 간주할 수 있다. 차환의 이유가 새로운 양의 순현가를 갖는 미래의 투자안을 위한 것이라면 만기를 연장하는 차환의 공표는 보통주 수익율에 양의 움직임을 가져올 것이며 반대로 차환의 주요 원인이 단순히 기존사채의 만기를 연장하기 위한 것이라면 레버리지의 증가는 파산위험을 증가시키는 것이므로 보통주 가격은 하락하게 된다. 주식베타 변화는 레버리지 변화에 달려있다. 따라서 만기를 연장하는 차환이 보통주 수익율에 양의 효과를 미치는가 음의 효과를 미치는가는 실증적인 문제라 할 수 있다.

## (2) 利子費用節減假說

利子費用節減假說(the interest savings hypothesis)에 따르면 차환의 주요목적은 이자비용을 줄이기 위한 것이다. 시장이자율이 사채발행 후에 충분히 하락한다면 기업은 기존사채를 재매입(수의상환)하고 보다 낮은 표면이자율로 새로운 사채를 발행함으로써 이자비용을 절감할 수 있다. 차환은 나중에 이자비용절감이 뒤따르는 현금유출이 필요한 투자의 결정으로 간주된다. 이자비용절감액의 현가가 현금유출액을 초과하는 경우 차환은 양의 순현가를 가진 투자결정이 된다. 차환이 양의 순현가를 가진 것으로 가정할 때, 차환의 공표는 양의 주가반응을 유발한다. 이자비용절감에 따른 이익은 기존사채와 신사채의 액면가가 같은 경우 레버리지의 감소를 의미한다. Hamada(1969, 1972)의 전통적인 견해에 따르면 주식의 베타는 감소하게 된다.

## (3) 稅金節減假說

현재의 이자율이 기존사채의 표면이자율보다 높은 경우 기존사채는 할인되어 거래된다. Lewellen과 Emery(1980)는 저이자부채권을 이용한 차환은 다음과 같은 두가지 경우에 주주의 부를 증가시킨다고 설명하였다. 즉 기존사채를 상환하는 비용과 신사채를 발행하는 비용을 지불하고도 남는 금액이 있을 경우(차환의 순이익), 이 잉여액은 주주에게 배분될 수 있다는 것이다. 따라서 저이자부채권이 고이자부채권으로 전환되는 경우 증가되는 비용에 따른 불리한 효과는 이자비용의 증가에 의한 세금절감액에 의해 완화된다. Finnerty(1986)는 세전 이자지급액의 현가가 할인채를 이용한 차환의 결과로 증가하며 연간 이자지급액의 증가는 원금지급액의 감소를 상쇄시킨다는 것을 보였다. 주주의 부가 증가하는 주요한 원천은 기업이 새로운 부채를 발행함으로써 세금절감을 실현시킬 수 있다는 사실에 기인한다는 것이다. 그는 또한 할인채를 사용한 차환을 다루는 분석을 제시하였으며 할인채를 이용한 차환을 통해 부채지급금 균형이 유지되는 경우 주주의 부의 극대화에도 일치됨을 보였다. 할인채를 사용한 차환은 세금절감액의 가치가 세전 부채지급금 증가액의 현가, 거래비용 지급액, 발생한 이익에 대한 세금의 합보다 큰 경우 주주의 부는 증가된다. 따라서 稅金節減假說(the tax shields hypothesis)은 할인채를 사용한 차환공표가 양의 주가반응을 야기한다는 것을 의미한다. 주식베타에 관한 Hamada (1969, 1972)의 전통적인 견해를 가정하는 경우 세금절감액의 증가는 할인채의 증가로 기대레버리지가 증가하게 되므로 이로 인해 주식베타는 양의 방향으로 변화할 것이라고 기대된다.

#### (4) 會計 또는 株當純利益假說

레버리지를 감소시키는 차환의 경우 경영자의 주요 관심사는 현금이자 지급액을 감소시키고 비반복적인 자본이득으로부터의 일시적인 현금유입을 가져오는 것이다. 만일 레버리지를 변경시키는 교환오퍼가 영구적인 현금흐름을 가져오지 않는 것으로 인식될 때 주식시장은 이러한 교환오퍼에 대해 반응하지 않아야 한다. 그러나 會計假說 또는 株當純利益假說(the accounting or EPS hypothesis)은 주당순이익의 개선은 양의 보통주 수익율을 가져올 것으로 예측하고 있다. 또한 주당순이익은 레버리지를 증가시키는 경우나 감소시키는 경우 모두 증가하며 주식시장은 이 증가한 주당순이익에 대해 양의 반응을 보일 것이라고 주장한다. 주식베타에 대해서는 특정한 언급이 없지만 주당순이익이 상승하면 기업의 가치는 높아질 것이고 따라서 레버리지를 증가시키는 차환에 대해 베타도 높아지리라고 추측할 수 있다.

#### (5) 制限條項緩和假說

制限條項緩和假說(the reduction of restrictive covenants hypothesis)은 할인채의 차환에는 또 다른 동기 즉 代理人費用의 존재와 이를 줄이기 위한 制限條項이 있다는 것이다. Fama와 Miller(1972), Black와 Scholes(1973), Jensen과 Meckling(1976) 등이 지적한 바와 같이 기업의 채권자와 주주 사이의 이해상충은 대리인비용을 발생시킨다. 대부분의 공모나 사모를 통한 부채의 발행은 부채의 대리인비용을 최소화하기 위한 제한조항을 포함하고 있다. 부채와 부채를 교환하는 할인채를 사용한 차환은 배당 지급에 대한 제한, 추가적인 부채발행의 제한, 부채 대 자본비율제한 등 기존사채에 대한 제한조항을 완화시킨다. 따라서 부채의 제한조항에 대해 技術的 破産(technical default)에 근접하는 기업은 할인채를 사용하여 차환함으로써 파산의 확률을 낮출 수 있다.

할인채를 사용한 차환의 주요한 동기가 제한조항의 완화라면 이 가설은 표면이 자율이 더 높은 채권을 발행하여 할인채를 차환하는 기업은 Dhaliwal(1985)이 실증적으로 보인 것처럼 상대적으로 높은 부채 대 자본비율이나 상대적으로 낮은 이자보상율을 갖기가 쉽다. 이 가설은 할인채를 사용한 차환이 채권의 제한조항을 완화함으로써 대리인비용을 감소시키므로 주식시장은 이것을 좋은 신호로 받아들여 할인채를 사용한 차환공표는 보통주 가격의 증가를 의미하게 된다고 주장한다.

이러한 논의와는 반대로 제한조항을 완화하기 위해 차환이 일어나는 경우 이 공표는 보통주에 부의 영향을 미칠 수도 있다. 이는 기존사채의 시장가치가 수의상환가격 이하로 하락할 때 차환이 됨으로써 기업이 사실상 부채소유자들에게 프리미엄을



지급하는 경우에 일어난다. 이러한 프리미엄은 수의상환가격과 그 이하로 하락한 시장가치의 비율로 계산되며" 이만큼의 부가 주주로부터 채권소유자에게로 이전된다.

위의 논의에 기초하여 제한조항의 완화는 보통주의 양의 수익율을 가져오며 수의상환프리미엄의 형태로 채권소유자에게 이전되는 부의 시장의 기대치는 음의 반응을 가져올 것이라는 것을 추측할 수 있다. 따라서 어느 효과가 더 큰가는 실증적인 문제라 할 수 있다.

#### (6) 레버리지假說

기업의 내부자가 외부자보다 기업의 미래수익력에 대하여 더 유용한 정보를 가지고 있는 정보 불균형을 가정하는 경우 내부자가 좋은 정보를 가지고 있는 경우 신주를 발행할 유인을 가지지 않는다. 이들은 주식발행을 통한 외부자금의 도입을 통해 그들의 소유권을 희석화하고자 하지는 않는다. 이러한 내부자가 차환을 이용하여 기업의 미래수익력에 대하여 외부자에게 신호하고자 하는 경우에는 비용이 발생한다. 레버리지를 증가시키는 借換의 信號費用은 부채의 액면가 증가로 인한 期待破産費用의 증가이다. 레버리지假說(the leverage hypothesis)에 따르면 레버리지의 증가에 의해 더욱 커지는 재정적 압박에 의해 기대파산비용이 증가한다는 것이다. 신호비용은 시장에서 높이 평가되는 유리한 정보를 나타내는 신호와 불리한 정보를 나타내는 두개의 신호를 구분할 수 있게 해 준다.

또한 시장은 낮은 파산위험을 가진 좋은 기업의 경우 덜 위험하다고 인식하게 되며 낮은 베타를 가지게 된다. 주식의 체계적 위험인 베타는 Hamada(1969, 1972)가 보인 것처럼 부채의 액면가 D에 대한 정의 함수( $\partial\beta/\partial D > 0$ )일 뿐만 아니라 Galai와 Masulis (1976)가 보인 것처럼 기업의 가치 V의 부의 함수( $\partial\beta/\partial V < 0$ )이다. 따라서 레버리지를 증가시키는 차환이 체계적 위험의 측정치인  $\beta$ 에 미치는 신호효과가 우세하게 음인가 또는 부채의 증가로 인한 레버리지에 의해 압도되는가는 실증의 문제가 되겠다.

기업의 수익에 대한 신호가설은 주식베타에 직접적인 영향을 미치는 반면 레버리지 변화에 의한 주식베타의 영향은 간접적인 영향이다. 이러한 관점에서 파산위험이 낮거나 낮은 베타를 가진 기업의 경우 레버리지를 증가시키는 차환은 신호효과가 레버리지효과를 압도하게 되고 레버리지와 주식베타 사이에 음의 관계가 성립한다고 말할 수 있다(즉  $\partial\beta/\partial D < 0$ ). 이것은 Hamada(1969, 1972)의 이론과는 반대되는 것이다. 높은 파산위험이나 높은 베타를 가진 기업의 경우 레버리지를 감소시키는 경우 레

1) 프리미엄 = (사채의 시장가격 - 수의상환가격) ÷ 수의상환가격

버리지효과가 신호효과를 압도하여 레버리지와 주식베타 사이에 양의 관계 ( $\partial\beta/\partial D > 0$ )가 있을 것이라는 것을 예측할 수 있다. 이것은 Hamada와 일치한다.

내부자가 외부의 투자자보다 기업의 미래 수익전망에 대해 더 많은 정보를 가지고 있다고 가정할 경우 이 가설은 차환에 참여하는 기업의 행동을 설명해 줄 수 있다. 차환이 기업의 미래수익 전망에 대한 새로운 정보를 암시한다면 이것은 기업의 자본구조와 보통주의 가치를 변경시킬 수 있다. 따라서 차환과 관련한 레버리지의 변화는 기업의 미래성과에 대해 투자자에게 정보를 제공할 수 있다. Ross(1977), Leland와 Pyle(1977), Heinkel(1982) 등의 이론과 마찬가지로 예기치 않은 레버리지의 증가는 기업의 미래수익전망에 대해 양의 기대를 신호하고 따라서 기업의 주가에 유의한 양의 영향을 미치게 된다. 이것이 Eckbo(1986)가 陽의 影響假說이라 부른 것이다. 이러한 陽의 影響假說과는 반대로 레버리지를 증가시키는 차환에 의해 부채의 액면가가 증가하여 기대파산비용이 증가하는 경우 차환의 공표는 투자자에게 나쁜 정보가 되어 보통주 수익율에 陰의 影響을 미친다. Miller와 Rock(1985)은 기대이상의 외부자금조달이 시장의 투자자들에게 나쁜 정보가 되어 기대이하의 현금흐름을 가져오는 모형을 제시하였다. 마찬가지로 기대 이하의 외부자금조달은 투자자들에게 좋은 신호가 되어 기대 이상의 현금흐름을 가져 온다. 이러한 의미에서 레버리지를 증가시키는 차환의 공표는 보통주에 음의 효과를 야기할 수 있으며, 레버리지를 감소시키는 차환은 보통주에 양의 효과를 발생시킬 것이다. 이 모형은 예기치 않게 레버리지를 변화시키는 차환의 공표가 보통주 수익율에 음의 효과를 미칠 것이라고 예측하고 있다. 이것은 Eckbo(1986)의 음의 영향가설과 일치한다.

따라서 양의 영향가설을 따르면 차환으로 인한 레버리지를 증가시키는 부채의 교체는 보통주 가격에 양의 영향을 미칠 것이고 음의 영향가설에 의하면 그 반대의 효과가 나타날 것이다.

### III. 資料의 選定과 超過收益率의 測定 및 橫斷面分析

#### 1. 資料의 選定과 基準

1962년 1월부터 1985년 12월까지 24년 동안 발생한 104개의 차환 중에서 최종적으로 82개의 사채차환자료가 선정되었다. 자료는 다음으로부터 얻어졌다.

- ① 우선 부채교환오퍼에 대한 모든 차환의 공표는 Investment Dealers'의 Corporate

Financing Directory와 Moody's Bond Survey와 The Wall Street Journal Index와 Barron's에 의해 확인하였다.

- ② 차환의 액수, 차환으로 제공된 것, 기존채권과 차환으로 발행하는 신채권의 표면이자율 등은 Investment Dealers' Digest로부터 얻어졌으며 Moody's Bond Survey에 의해 다시 확인하였다.
- ③ 대차대조표, 손익계산서와 같은 기업과 관련된 자료는 Standard and Poor's Compustat Tape와 Moody's Industrial Manual, Moody's Transportation Manual, Moody's Public Utility Manual과 Moody's Financial Manual 등에 의해 조사되었다.
- ④ 수익상환가격, 기존사채의 시장가격과 같은 채권과 관련된 정보는 Moody's Bond Survey, Moody's Bond Record, Standard and Poor's Called Bond Record 등으로부터 수집되었다. 또한 기존사채와 신사채의 제한조항은 Moody's Industrial Manual, Moody's Transportation Manual, Moody's Public Utility Manual과 Moody's Financial Manual 에서 조사되었다.

다음의 선정기준에 의해 자료는 신뢰할 만한 출처, 그리고 관찰된 보통주 수익율의 반응은 부채교환오퍼에 의한 것만으로 한정되었다.

- ① The Wall Street Journal과 Investment Dealer's Digest로부터 다른 기업특유의 정보가 포함되지 않은 부채교환오퍼 공표를 사용하였으며, 기업의 일별수익율을 Center for Research in Security Prices(CRSP)에서 구할 수 있으며, 차환공표일에 기업의 주식이 NYSE나 ASE에 상장되어 있는 것을 사용하였다. Wall Street Journal의 공표전 거래일을 차환공표일로 사용하였다.
- ② 수익공표나 배당, 대손, 파산임박이나 주요한 자산, 자본구조의 변화 등 다른 유의한 사건이 차환공표의 일주일 전이나 후에 발표된 차환은 포함하지 않았다. 이러한 과정을 통해 76개 기업의 82개의 부채교환오퍼가 선정되었다.

## 2. 市場模型을 이용한 超過收益의 測定

單一要因 市場模型(single-factor market model)을 이용하여 차환의 공표를 전후한 보통주의 일별초과수익율을 측정한다. 단일요인 시장모형은 다음과 같이 표시된다.

$$\gamma_{it} = \alpha_i + \beta_i \gamma_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad E(\varepsilon_{it}) = 0$$

여기서,  $\gamma_{it}$  = 기간 t에서의 배당을 포함한 증권 i의 수익률.

$\gamma_{mt}$  = 기간 t에서의 단순평균시장지수의 수익률.

t = 186일(사전 측정기간으로 -134일부터 -41일까지 사후 측정기간으로 +11일부터 +104일까지)

이 모형의 모수인  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ 와  $\hat{\alpha}_i$ ,  $\hat{\beta}_i$ 를 이용하여 超過收益率(AR)은 다음과 같이 계산된다.

$$AR_{it} = \gamma_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \gamma_{mt}) \quad (4)$$

이 식에서  $\hat{\alpha}_i$ 와  $\hat{\beta}_i$ 는 시장모형의 모수인  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$ 의 OLS추정치이다. 보통주의 수익율이 차환에 대한 최초의 공표나 2차공표에 의해 영향을 받지 않는다는 귀무가설 하에서 평균초과수익율은 0이 되어야 한다. 초과수익율은 공표전 거래일인  $t_0$ 부터 공표일 후의 거래일  $t_1$ 까지 각각 계산된다. 자료의 크기가 N(기업의 수)인 경우의 平均超過收益率(AAR)은 다음과 같이 계산된다.

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it}$$

포트폴리오의 평균초과수익율은 공표전의  $t_0$ 부터 공표후의  $t_1$ 까지 계산된다. 따라서  $t_0$ 와  $t_1$ 의 累積平均超過收益率(CAAR <sub>$t_0, t_1$</sub> )은 다음과 같다.

$$CAAR_{t_0, t_1} = \sum_{t=t_0}^{t_1} AAR_t \quad (5)$$

공표일을 전후한 초과수익율의 유의성 검증을 위해 주식의 일별 초과수익율은 사건기간에 따라 독립적으로 분포하고 있다고 가정한다. 따라서 표본이 큰 경우의 中心極限定理(Central Limit Theorem)에 의해 포트폴리오의 日別超過收益率(AAR<sub>t</sub>)은 점근적으로 정규분포를 따르게 된다. 사건일인 t일의 평균초과수익율 AAR<sub>t</sub>이 통계적으로 '0'과 같다는 귀무가설을 검증하기 위해 다음과 같은 T 통계량을 사용한다.

$$T = \frac{AAR_t}{\sigma(AAR)}$$

여기에서  $\hat{\sigma}(AAR)$ 은 차환공표 기간전 30일부터 -1, 0, 1일을 제외하고 차환공표후 11일까지로 정의된 사건기간동안 포트폴리오의 평균초과수익율의 표본표준편차로

다음에서 계산된다.

$$\hat{\sigma}^2(\text{AAR}) = \frac{1}{37} \sum_{i=-30}^{+10} (\text{AAR}_i - \overline{\text{AAR}})^2$$

여기서  $\overline{\text{AAR}} = 1, 0, 1$ 을 제외한 41 사건기간 동안 평균초과수익율의 평균  
 $\text{AAR} =$  특정 사건일  $t$ 의 평균초과수익율

만일  $\overline{\text{AAR}}$ 이 독립적으로 동일한 정규분포(i.i.d)라면 검정통계량은 귀무가설하에서 Student-t 분포를 따르게 된다. 이러한 접근법은 일별초과수익율의 분산이 일정하다는 것을 가정하고 있다. 평균초과수익율의 시계열자료, 즉 포트폴리오의 수익율을 이용하는 경우 검정통계량은 특정 주식의 초과수익율에 대한 횡단면적 의존성을 고려해야 한다. 그러나 이러한 과정은 초과수익율이 증가한 變動性(volatility)에 대한 보상에 의한 것이라는 점을 확실히 하고 있다.

$t_0$ 부터  $t_1$ 사이의 거래기간 동안 누적평균초과수익율(CAAR)은 식 (5)에 의해 구해진다.  $(t_1 - t_0 + 1)$ 의 누적평균초과수익율의 유의성을 검증하기 위해 Dodd와 Warner (1983)의 방법과 유사한 다음의 Z 통계량을 사용한다.

$$Z = \overline{\text{SCPE}}_i \sqrt{N}$$

단,

$$\overline{\text{SCPE}}_i = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{SCPE}_i$$

또한

$$\text{SCPE}_i = \sum_{t=t_0}^{t=t_1} \text{SPE}_{it} \frac{1}{(t_1 - t_0 + 1)^{1/2}}$$

여기에서

$\overline{\text{SCPE}}_i =$  표준화된 누적예측오차 평균

$\text{SCPE}_i =$  표준화된 누적예측오차

$\text{SPE}_{it} =$  사건기간 동안의 표준화된 예측오차

$(t_1 - t_0 + 1) =$  대상이 되는 예측기간의 일 수

$\text{SPE}_{it}$ 는 식 (4)에서 정의된  $\text{AR}_{it}$ 를, 그것의 측정된 예측분산의 제곱근으로 나누어 계산할 수 있다. 즉

$$SCPE_{it} = \frac{AR_{it}}{\sigma(AR_{it})}$$

標準化된 累積豫測誤差(SCPE)가 주식들 사이에 독립적이라고 가정하면 표준화된 예측오차의 기대값(SPE)은 0이 되고, 통계량 Z, SCPE는 unit normal하게 분포한다.

### 3. 超過收益率의 橫斷面分析

차환의 최초공표에 대한 주가반응의 횡단면분산을 설명하는 한가지 가능한 접근법은 앞 절에서 설명한 가설과 공표일의 초과수익율에 영향을 미칠 수 있는 가능한 변수들에 기초하여 포트폴리오를 구성하는 것이다. 그리고 나서 보통주의 평균 공표기간수익율의 유의한 차이를 검증한다.

기업 i의 누적초과수익율은 다음으로 정의된다.

$$CAR_i = \sum_{t=t_0}^{t_1} AR_{it}$$

여기에서  $t_0$ 는 사건전 거래일 수,  $t_1$ 는 사건후 거래일 수를 나타낸다.

가설로부터 증권 i의 누적평균초과수익율이 차환 특성에 대한 선형함수라면 차환 가설과 다른 유의한 변수에 대한 검증은 다음의 횡단면 회귀모형을 통하여 이용할 수 있다.

$$CAR_i(\text{또는 } AR0_i, AR1_i, AR01_i) = \Phi H_i + \eta_i, \text{ 이고 } E(\eta_i) = 0$$

단,  $H_i$  = 차환과 관련된 가설의 벡터

$\Phi_i$  =  $H_i$ 와 관련된 계수의 벡터

$\eta_i$  = 단일요인시장모형의 교란항에서 비롯된 결합오차항(combined error term)

이것은 다음과 같은 one-way 분산분석이다.

$$CAR_i = \phi_1 H_{i1} + \phi_2 H_{i2} + \phi_3 H_{i3} + \phi_4 H_{i4} + \phi_5 H_{i5} + \phi_6 H_{i6} + \eta_i$$

$$E(\eta_i) = 0.$$

벡터  $\Phi$ 의 원소인  $\phi_j$ 가 특정가설  $j$ 에 대해 0인가 아닌가를 검증하는 한가지 방법은 차환가설에 기초하여 차환기업을 두개의 포트폴리오로 분리하는 것이다. 만기연장 가설의 경우 차환의 결정에 의해 만기가 연장되고 이것이 보통주 수익율에 영향을 주었다면 차환후에 만기가 연장되는 기업의 포트폴리오는 차환후에도 동일한 만기를 갖는 기업의 포트폴리오보다 누적평균초과수익율이 높게 나타날 것이다. 여기서는 두 포트폴리오가 동일한 누적평균초과수익율을 갖는다는 귀무가설을 검증하기 위해 two-sample t검증(이것은 one-way ANOVA F검증과 같다)을 사용한다. 분산을 알지 못하는 평균간의 동일성을 검증하기 위한 Beherens-Fisher t검증은 다음과 같다.

$$t = \frac{(\overline{CAR}_1 - \overline{CAR}_2)}{(\sigma_1^2/N_1 + \sigma_2^2/N_2)^{1/2}}$$

여기에서

- $\overline{CAR}_1, \overline{CAR}_2$  = 포트폴리오 1, 2 각각의  $CAR_i$ 에 대한 표본평균
- $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  = 포트폴리오 1, 2 각각의  $CAR_i$ 의 표본분산
- $N_1, N_2$  = 포트폴리오 1, 2 각각의 기업 수

마지막으로 공표기간 초과수익율의 횡단면 회귀모형은  $CAR_i$ 를 종속변수로 사용하고 각 가설의 차환특성(몇개는 더미변수)을 독립변수로 사용하게 된다. 즉 각 가설의 더미변수( $D_i$ ), 기업  $i$ 에 대한 EPS의 비율변화( $\% \Delta EPS_i$ ), 차환전 부채 대 자본비율( $D/E_i$ ), 레버리지 측정치로서 차환비율(Ratio of Refunding $_i$ ), 측정된 세금절감액의 음의 값을 제거한 후의 자연대수(Tax Shields), 이자비용절감액의 자연대수(Interest Savings), 차환전 기업크기의 자연대수등이 독립변수이다.

$$\begin{aligned} CAR_i \text{ (or } AR01_i, AR0_i, AR1_i, \Delta\beta_i \text{ and } \Delta\sigma_i^2) \\ = \gamma_0 + \gamma_1(D_i) + \gamma_2(\% \Delta EPS_i) + \gamma_3(D/E_i) + \gamma_4(\text{Ratio of Refunding}_i) \\ + \gamma_5(\text{Tax Shields}_i) + \gamma_6(\text{Interest Savings}_i) + \gamma_7(\text{Size}_i) + \varepsilon_i, \\ E(\varepsilon_i) = 0 \end{aligned}$$

- 단,  $CAR_i$  = 공표기간 2일간 주식  $i$ 의 누적초과수익율
- $AR0_i$  = 차환공표일 주식  $i$ 의 초과수익율
- $AR1_i$  = 차환공표일 다음날 주식  $i$ 의 초과수익율

차환가설을 검증하는데  $CAR_i$ 를 종속변수로 사용하는 이외에 두개의 다른 변수들이 사용된다. 첫째는 측정된 주식베타의 변화  $\Delta\beta_i$ 이고, 둘째는 사건기간 전후 사이의 측정된 총위험의 변화  $\Delta\sigma_i^2$ 이다. 따라서 다음의 횡단면 회귀모형이 측정된다.

$$\begin{aligned}\Delta\beta_i &= \gamma_0 + \gamma_1(D_i) + \gamma_2(\% \Delta EPS_i) + \gamma_3(D/E_i) \\ &\quad + \gamma_4(\text{Ratio of Refunding}_i) + \gamma_5(\text{Tax Shields}_i) \\ &\quad + \gamma_6(\text{Interest Savings}_i) + \gamma_7(\text{Size}_i) + \varepsilon_i, \\ E(\varepsilon_i) &= 0\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta\sigma_i^2 &= \gamma_0 + \gamma_1(D_i) + \gamma_2(\% \Delta EPS_i) + \gamma_3(D/E_i) \\ &\quad + \gamma_4(\text{Ratio of Refunding}_i) + \gamma_5(\text{Tax Shields}_i) \\ &\quad + \gamma_6(\text{Interest Savings}_i) + \gamma_7(\text{Size}_i) + \varepsilon_i, \\ E(\varepsilon_i) &= 0\end{aligned}$$

이 횡단면 회귀분석모형은 각 차환가설과 초과수익을 행태 사이의 관계 뿐만 아니라 차환이라는 사건과 주식베타, 총위험과의 관계도 설명해 주고 있다. 또한 더욱 중요한 것은 횡단면 회귀분석모형은 차환을 전후한 주식수익율, 주식베타, 총위험에 대해 6개의 가설 중 어느 것이 가장 설명력이 높은지를 보여준다.

#### IV. 市場模型의 母數와 總分散의 變化檢證

##### 1. 株式베타의 不安定性(non-stationarity) 測定

여기에서는 차환으로 인해 주식위험이 변화하는지를 보기 위하여 주식베타의 불안정성(nonstationarity)를 측정하고, 주식위험의 변화가 통계적으로 유의한지를 조사한다. 잔차분석은 일반적으로 회귀모수에 유의한 변화가 없는 것으로 가정한다. 그러나 회귀모형에서 모수의 불안정성은 실증상으로 중요한 주제이다. Hamada의 CAPM(1969)과 Galai와 Masulis(1976)의 OPM은 자본구조의 변화에 의한 주식베타의 변화방향을 예측하고 있다. 앞에서 설명한 것처럼 두 모형은 레버리지의 변화와 주



식베타의 변화 사이에 양의 관계를 예상하고 있다.

대부분의 사건연구는 사건이 기업들의 보통주 가격에 미치는 영향을 단일요인 시장모형을 사용하고 있으며 다음의 시장모형 잔차분석을 사용한다.

$$\gamma_{it} = \alpha_i + \beta_i \gamma_{mt} + \varepsilon_{it}, \tag{6}$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0$$

이 시장모형은 OLS모수인  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 에 유의한 변화가 없는 것으로 가정하고 있다. OLS의 모수는 검증기간의 초과수익율을 구하는데 사용되므로 측정기간과 검증기간 사이 모수의 불안정성을 조사하는 것은 대단히 중요하다. 본 연구에서는 주식베타의 변화를 조사하기 위해 두가지 방법을 사용한다. 하나는 더미변수를 이용한 係數模型이고 다른 하나는 交替回歸模型(switching regression model)이다.

## 2. 係數模型

우선 두기간의 회귀모수의 측정치의 차이를 살펴보기 위해 시장모형에서 독립변수로 더미변수를 이용한 계수모형이 사용된다. 여기서는 사건전 기간에 측정된 OLS모수와 사건후 기간의 OLS모수의 변화에 초점을 맞춘다. 더미변수를 이용한 계수 회귀모형은 다음과 같다.

$$\gamma_{it} = (\alpha_{1i} + \alpha_{2i}D_i) + (\beta_{1i} + \beta_{2i}D_i)\gamma_{mt} + \varepsilon_{it},$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0$$

- 단,  $\alpha_{1i}, \beta_{1i}$  = 시장모형모수  
 $\alpha_{2i}, \beta_{2i}$  = 차환공표후 시장모형 모수인  $\alpha_{1i}, \beta_{1i}$ 의 변화  
 $D_i$  = 더미변수

여기에서 관찰기간은 전기간인 T에 대해 세개의 하부기간  $T_1, T_2, T_3$ 로 나누어진다.  $T_1$ 은 사건 이전기간의 일수를 나타내며(여기서는 93거래일),  $T_2$ 는 사건기간의 일수(여기서는 공표일을 포함한 41거래일),  $T_3$ 는 사건의후의 기간을 나타낸다(93거래일).

더미변수인  $D_t$ 는 시점  $t$ 가 사건 이후 기간( $T_3$ )에 속하면 1의 값을 갖고 그렇지 않으면 0의 값을 갖게 된다. 따라서  $\alpha_{2t}$ ,  $\beta_{2t}$ 는 사건연구와 관계된 모수인  $\alpha_{1t}$ ,  $\beta_{1t}$ 의 변화를 측정하게 된다. 더미변수를 이용한 계수모형을 사용하기 위해 시장모형의 사건후 기간의 오차항인  $\varepsilon_{it}$ 는 사건이전 기간의 분산과 같은 것으로 가정된다. 따라서 계수모형분석은 사건에 뒤따르는 잔차분산의 변화가능성을 고려하지 않게 된다. 다음 번에 다루게 될 switching 회귀모형은 이러한 문제를 고려한다.

### 3. 交替回歸模型

더미변수회귀모형 또는 계수모형으로부터 회귀계수의 변화를 측정하는 것에 더하여 두번째 접근법은 주식베타의 구조적변화를 측정함으로써 회귀계수의 변화와 잔차분산의 변화를 측정할 수 있게 된다. 이 방법은 GLS를 사용하게 된다.  $N$ 개의 하위기간을 가진 交替回歸模型(switching regression model)은 각 하위기간에 개별적인 자료를 가진  $N$ 개의 회귀식을 돌리는 것과 같다. 여기서는 특정한 사건에 대한 시장위험 측정치의 불안정성에 초점을 맞추기 위해 두개의 하위기간 즉  $N=2$ 인 경우로만 분석을 한정한다.

switching 회귀모형을 이용하여 구조변화를 검증하는 경우의 귀무가설은 식 (6)의 시장모형에서 주식  $i$ 의 일별수익을  $\gamma_{it}$ 가  $T \times 1$ 인 벡터, 독립변수인 시장지수 수익을  $\gamma_{mt}$ 가  $T \times 1$ 인 벡터, 그리고 독립적이고 동일한 정규분포(i.i.d.)를 이루고 일정한 분산인  $\sigma^2$ 를 갖는 것으로 가정되는 관찰불가능한 오차항  $\varepsilon_{it}$ 가  $T \times 1$ 인 경우로 표시된다. 대체가설은 두개의 다른 하위기간 즉 공표전과 공표후에 대해 두개의 회귀모형을 가정하고 있다. 이것은 (-)와 (+) 부호를 사용하여 각각 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} \gamma_{it}^- &= \alpha_i^- + \beta_i^- \gamma_{mt} + \varepsilon_{it}^-, & t &= -134, \dots, -41 \\ \gamma_{it}^+ &= \alpha_i^+ + \beta_i^+ \gamma_{mt} + \varepsilon_{it}^+, & t &= +11, \dots, +104 \end{aligned}$$

$$\text{단, } E(\varepsilon_{it}^-) = E(\varepsilon_{it}^+) = 0$$

따라서 이 논문에서  $T_1$ 은 93일(-134일부터 -41일),  $T_2$ 는 41일(-41부터 +10일),  $T_3$ 는 93일(+11부터 +104일)이 된다. 그리고  $\varepsilon_{it}^-$ 와  $\varepsilon_{it}^+$ 는 각각  $N(0, \sigma^2 - I_{T_1})$ 과  $N(0, \sigma^2 + I_{T_3})$ 의 분포를 가진다.

마지막으로 同一殘差分散, 즉 同分散性(homoscedasticity)의 가정하에서 회귀계수의 구조적 변화 즉 귀무가설인 모든  $i$ 에 대해 OLS를 이용한 경우와 교체회귀모형을

이용한 경우의  $\sigma^{-2} = \sigma^{+2}$ 라는 가정하에서  $(\alpha_i^-, \beta_i^-) = (\alpha_i^+, \beta_i^+)$ 를 검증하기 위해 Chow's F 통계량을 계산한다. 그러나 異分散性(heteroscedasticity)의 존재는 원래의 Chow's F 검증의 검증력을 심각하게 약화시킬 수 있다. 귀무가설을 검증하기 위해 두개의 다른 회귀구조하에서 수정된 Chow's F 검증 또는 Goldfeld 와 Quandt(1978)에 의해 개발된 점근적 F 검증을 사용한다. 회귀계수에 관해 다른 가정을 하고 있는 이 두 선형회귀모형은 특정공표에 의해 계수에 구조적인 변화가 있는지를 검증하기 위해 사용한다. 이러한 공표는 모든 기업에 동일하고 사건이 연간 고루 발생하고 있으며 대상기업도 산업별로 넓게 분포하고 있어 군집에 의한 문제(clustering problem)는 생기지 않는다.

위의 두가지 방법에 의해 추정된 계수의 변화  $\beta_i$ 는 뒤에 여러 차환가설을 검증하는 횡단면분석에서 종속변수로 사용되게 된다.

#### 4. 株式베타와 總分散 變化의 檢證結果

##### (1) 株式베타變化의 더미변수를 이용한 回歸模型의 測定結果

레버리지를 증가시키는 부채교환오퍼와 레버리지를 감소시키는 부채교환오퍼에 대해 OLS를 사용하여 더미변수 회귀모형을 측정하였다. 레버리지의 측정치로는 차환시 새로운 조달자금에 대한 상환된 자금, 연초와 연말의 부채 대 자본비율을 사용하였다. 따라서 전자가 차환공표시 즉각적인 레버리지의 변화를 측정하는데 비해 후자는 차환을 하는 기업의 추가적인 부채조달 활동을 나타낸다. <표 1>은 더미변수회귀모형을 사용하여 추정된 부호를 보여주고 있다.

주식베타 변화의 통계적 유의성을 결정하기 위해 二項符號檢證(binomial sign test)을 사용하였다. 이것은 사건기간 전과 후의 주식베타 또는  $\alpha$ 가 사전적인 기대치인 50 대 50의 비율로 양의 또는 음의 방향으로 변화하는가를 검증하는 것이다. 여기서는 주식베타나 절편인  $\alpha$ 의 이항형태 즉 양의 방향과 음의 방향만에 대한 검증으로 한정하였으므로 그 크기는 무시되며 통계량도 異常點(outlier)나 각 기업의 분산변화에도 영향을 받지 않는다. 이항부호검증을 위한 Z통계량은 다음과 같이 계산된다.

$$Z = \frac{(\Delta - Np)}{[N(1-p)p]^{1/2}}$$

여기서  $\Delta$ 는 차환을 전후해 양으로 (혹은 음으로) 변화한 계수의 수이고 N은 전체기업수, p는 사전기대치를 나타낸다. 통계적 유의성 검증을 위해 양측 Z검정이

〈표 1〉 주식베타의 변화

대용변수		$\beta$ 의 변화	유의적 변화	$\alpha$ 의 변화	유의적 변화	
차 환	차환금액의 증 가	정 : 10	정 : 3	정 : 15	정 : 0	
		부 : 19	부 : 7	부 : 14	부 : 0	
		합계 : 29	합계 : 10	합계 : 29	합계 : 0	
	Z통계량	1.6723		-0.1857		
	$\chi^2$	69.2606		32.0136		
금 액	차환금액의 감 소	정 : 21	정 : 6	정 : 19	정 : 1	
		부 : 32	부 : 8	부 : 34	부 : 3	
		합계 : 53	합계 : 14	합계 : 53	합계 : 4	
	Z통계량	1.5110		2.0604		
	$\chi^2$	128.5006		39.4678		
부 채 대 자 본 비 율 (D/E)	D/E의 증가	정 : 14	정 : 6	정 : 16	정 : 1	
		부 : 22	부 : 9	부 : 20	부 : 0	
		합계 : 36	합계 : 15	합계 : 36	합계 : 1	
	Z통계량	1.3333		0.6667		
		$\chi^2$	102.8026		32.0386	
	D/E의 감소	정 : 17	정 : 3	정 : 17	정 : 0	
부 : 29		부 : 6	부 : 29	부 : 2		
합계 : 46		합계 : 9	합계 : 46	합계 : 2		
Z통계량	1.7693		1.7693			
	$\chi^2$	94.9586		39.4428		

사용되었다. 레버리지의 代用變數(proxy)로 차환규모를 사용한다. 레버리지를 증가시키는 차환의 경우 29개 중 19개의  $\beta$ 가 음으로 변화하였다.(10%수준에서 통계적으로 유의함) 부채 대 자본비율을 사용한 경우는 36개 중 22개가 유의한 결과를 보였다. 그러나  $\alpha$ 에 대한 Z통계량은 0.1857과 0.6667로 유의하지 않았다. 레버리지를 감소시키는 차환의 경우 차환규모를 사용한 경우 53개 중 32개가 Z값이 1.5110로 5% 수준에서 유의하게 나타났고, 부채 대 자본비율을 사용한 경우는 46개 중 22개가 1.7693으로 유의한 결과를 보였다. 또한  $\alpha$ 의 변화는 각각 2.0604와 1.7693으로 5% 수준에서 유의한 값을 보였다.

그러나 차환공표 후에 주식의  $\beta$ 가 변화하지 않는다는 귀무가설은 82개의 개별

검증을 행한 결과 각각의 검증은 특정 유의수준에서 기각되기도 하고 그렇지 않기도 하였다. 다른 검증들(여기서는 82가지)을 결합하는 한가지 방법은 각 방법에 대해 귀무가설이 사실이라고 가정을 하고 얻어진 것과 같은 가장 큰 계수를 주는  $p_i$ (또는  $p$  value)의 확률을 계산하는 것이다. 그리고 나서  $k$ 개의 검증(여기서는  $k=82$ )이 있다면  $k$ 개의 독립적인 검증에 다음과 같은 Pearson's  $\lambda$ 검증을 적용한다.

$$\lambda = \sum_{i=1}^k (-2 \cdot \log P_i)$$

여기에서  $P_i$  각 검증  $i$ 에서 차환의 공표 후에 주식베타에 변화가 없다는 귀무가설을 채택할 확률을 나타낸다. 이 Pearson's  $\lambda$ 는  $2k$ 의 자유도를 가진  $\chi^2$  분포를 따르게 된다. 이 통계량은  $k$ 개의 독립적인 검증에 근거하여 귀무가설을 전체적으로 채택할 것인가 기각할 것인가를 결정하는데 사용된다. 82개의 독립적 검증에서 Pearson's  $\lambda$ 는 197.76124를 나타내는데 이것은 자유도 164( $82 \times 2$ )와 5%수준에서 통계적으로 유의한 값이다. 이것은 차환의 공표 후에도 주식의 베타는 변화하지 않았다는 귀무가설을 기각할 수 있음을 보여주고 있다. 그리고 레버리지가 감소하는 53개의 경우 차환금액을 대응변수로 사용한 경우 Pearson's  $\lambda$ 는 128.5006이고 이것은 10%수준에서 통계적으로 유의한 값이므로 주식베타가 차환 후에 변화하지 않았다는 귀무가설은 기각된다. 절편  $\alpha$ 의 변화에 대해 레버리지가 증가하는 경우와 감소하는 경우에 Pearson's  $\lambda$ 는 32.0136에서 39.4678까지 분포하고 있으며 이것은 통계적으로 유의하지 않아 전체적으로 공표 후에 절편은 변화하지 않는 것으로 나타나고 있다.

## (2) 構造變化에 대해 交替回歸模型을 사용한 結果

구조변화에 대해 동분산성을 가정한 Chow's F 검증을, 이분산성이 존재하는 경우 Goldfeld와 Quandt가 개발한 수정된 Chow's F 검증을 두개의 다른 회귀구조 하에서 사용한 결과 레버리지가 증가하는 차환의 경우, 레버리지의 대응변수로 차환의 규모를 사용하는 경우 10%수준의 F값의 임계치는 자유도를 고려할 때 2.32가 되며 부채 대 자본비율을 사용하는 경우는 2.182가 된다. 이분산성과 동분산성을 모두 가정하는 경우 10%의 기업만이 사건 이후 유의하게 계수의 변화를 보였다. 위험측정치  $\beta_i$ 에 유의한 변화를 보였던 기업의 수가 앞의 t검증에서는 10개였는데 이것은 여기서의 F검증 결과보다 많은 것이었다. 이것은 F검증은 회귀모형의 모든 변화를 즉 귀무가설인  $(\alpha_i^-, \beta_i^-) = (\alpha_i^+, \beta_i^+) = (\alpha_i^+, \beta_i^+)$ 를 검증하기 때문이다. 53개의 레버리지를 감소시키는 차환 중 레버리지 대응변수로 차환규모를 사용한 경우 7개의 기업이, 부채

대 자본비율을 사용한 경우는 46개 중 3개의 기업만이 이러한 결과를 나타낸다. 따라서 레버리지의 즉각적인 변화로 차환규모를 사용하는 경우가 차환후 기업의 행동을 포함하는 측정치인 부채 대 자본비율을 사용하는 경우보다 더 주식베타의 변화에 대해 유의한 결과를 나타낸다.

레버리지의 변화에 관계없이 이분산성이 존재하는 경우 Goldfeld 와 Quandt의 F 검증은 사건전의 잔차분산이 사건후의 분산과 유의하게 다르다는 결과를 보여준다. 82개의 기업 중 54개(59%)가 잔차분산에 유의한 차이를 나타내었는데 이것은 54개의 기업이 차환공표 후에 비체계적위험, 고유위험에 유의한 변화를 보였다는 것을 의미한다. Chow's F 검증에 이분산성을 고려하여 수정된 Chow's F 검증 또는 점근적 F 검증을 사용한 결과는 이전과 동일한 결과를 나타낸다.

### (3) 總分散의 變化에 대한 檢證

총분산(총위험)은 시장수익율분산(체계적위험)과 잔차분산(비체계적위험)의 합으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\sigma^2 = \beta^2 \cdot \sigma_m^2 + \sigma_e^2$$

〈표 2〉 總分散의 變化

대용변수		$\sigma^2$ (총분산)의 변화	유의적 변화
차 환	차환금액의 증가	정 : 10(34%) 부 : 19(66%)	정 : 4(18%) 부 : 18(82%)
	Z통계량	1.6713	
금 액	차환금액의 감소	정 : 12 부 : 24	정 : 8(33%) 부 : 16(67%)
	Z통계량	2.0000	
부 채 대 자 본 비 율	D/E의 증가	정 : 12(33%) 부 : 24(67%)	정 : 6(27%) 부 : 16(73%)
	Z통계량	2.0000	
	D/E의 감소	정 : 15(33%) 부 : 31(67%)	정 : 9(27%) 부 : 24(73%)
	Z통계량	2.3591	

총분산( $\Delta\sigma^2$ )의 변화방향에 대한 결과는 <표 2>에서 보여주고 있다.

레버리지가 증가 또는 감소하는 두가지 경우 모두 차환규모(부채 대 자본비율)를 레버리지의 대응변수로 사용한 경우 二項符號檢證(binomial sign test)은 총분산의 유의한 변화를 나타낸다. 또한 레버리지가 감소하는 경우의 총분산 변화가 레버리지가 증가하는 경우보다 더욱 유의적이라는 것을 알 수 있다.

#### (4) 각 借換假說하에서 株式베타와 總分散變化的 요약

이상의 결과를 통해 차환공표를 전후하여 주식베타와 총분산은 평균적으로 변화한다는 것을 알 수 있다. 레버리지를 증가시키는 차환은 레버리지를 감소시키는 차환과 마찬가지로 주식베타의 감소를 겪게 된다. 더욱 중요한 것은 주식베타의 음의 변화와 총분산의 변화는 레버리지를 감소시키는 차환의 경우에 더욱 크다는 것이다. 그러나 시장모형의 다른 모수인 절편  $\alpha$ 는 유의하게 변화하지 않았다. 레버리지를 감소시키는 차환에 대해 주식베타가 감소한다는 결과는 Hamada(1969, 1972)와 일치하는 것이다. 레버리지를 증가시키는 차환의 경우 주식베타는 감소한다. 이것은 Hamada(1969, 1972)와 일치하지 않는다.

요약하면 실증결과를 통해 볼 때 레버리지를 증가시키는 차환의 경우는 신호효과가 레버리지효과를 압도하게 되고 레버리지를 감소시키는 차환의 경우는 레버리지효과가 신호효과를 능가하게 된다.

82개의 차환에 대해 주식베타는  $-0.154$ ,  $t$ 값은  $-1.89$ 였으며 이것은 5% 수준에서 유의하게 '0'과 다른 값이었다. 부채 대 자본비율의 평균변화는  $-0.068$ 이었는데 레버리지를 감소시키는 차환의 경우 주식베타의 전체적인 변화는 부채 대 자본비율의 변화와 양의 관계를 가지고 있으므로 이 값을 통해 왜 레버리지효과가 신호효과보다 큰가를 알 수 있다. 株式베타(總收益率 分散)의 평균변화는 각각  $-0.279(-0.184)$ ,  $t$ 값은  $-2.02(-2.19)$ 와  $-0.00029(-0.00033)$ ,  $t$ 값은  $-2.05(-2.21)$ 로 나타났으며 이것은 借換規模(부채 대 자본비율)를 사용한 레버리지 감소의 경우 1% 수준에서 유의한 값이다. 레버리지 증가의 경우 차환규모(부채 대 자본비율)를 대응변수로 사용하면 주식베타의 평균변화는  $0.078(-0.115)$ 이고  $t$ 값은  $-0.58(-0.76)$ 이나 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 주식베타의 평균변화와 레버리지 변화 사이의 관계를 측정하는 경우 Hamada의 견해는 이러한 결과와 일치하게 된다.

## V. 實證結果

## 1. 社債借換이 普通株 收益率에 미치는 一般的인 影響

〈표 3〉은 차환공표시의 보통주 수익율, 평균 초과수익율 그리고 누적평균초과수익율에 대한 기술적인 통계량을 나타낸다. 배당을 제외한 평균 일별주식수익율은 1.84%로 시장지수의 수익율인 0.19% 보다 1.65%가 더 높다. 또한 차환공표일의 누적평균초과수익율(CAAR)도 3.51%로 유의한 값을 보이고 있다. 초과수익율의 분포를 보면 공표일에 54개 기업이 양의 초과수익을 28개 기업이 음의 초과수익을 보이고 있으며 이 중 57%인 16개 기업이 -1.0% 이하의 초과수익을, 39%인 11개 기업이 2.0%에서 -3.0%까지의 초과수익을 보이고 있다. 반대로 차환공표일 다음날은 82개 중 59개(72%)의 기업이 음의 초과수익을 나타내게 되고 28%인 23개 기업이 양의 초과수익을 나타내었다. 음의 초과수익을 나타낸 기업 중 81%(59개 중의 48개)의 기업이 0.0%에서 -8.0%까지에 분포하고 있다.

〈표 3〉 借換公表時의 株式收益率, AR, CAAR

구 분	평 균	표준편차	극 대 값	극 소 값
공표시 일별주식수익율	1.84%( 3.71)	4.48%	18.37%	-18.18%
공표시 초과수익율	1.62%( 3.36)	4.36%	16.88%	-19.37%
공표시 누적평균초과수익율	3.51%( 2.39)	13.33%	59.49%	-28.70%
공표시 종합주가지수	0.19%( 2.70)	0.65%	2.12%	-1.58%
공표 다음날 일별주식수익율	-1.05%(-2.58)	3.69%	8.57%	-21.05%
공표 다음날 초과수익율	-1.09%(-2.81)	3.52%	8.25%	-20.92%
공표 다음날 누적평균초과수익율	2.42%( 1.75)	12.57%	59.20%	-31.33%
공표 다음날 종합주가지수	0.04%( 0.54)	0.75%	1.39%	-3.93%

( )의 숫자는 T 통계량

〈표 4〉는 82개의 차환기업에 대한 평균초과수익율(AAR)과 누적평균초과수익율(CAAR)과 41일간의 t값을 나타내고 있다. 공표일을 전후한 t값은 단측 t검증을 사용하는 경우 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 공표일(시점 0)에는 통계적으로 유의한 양의 t값을 나타내고 있으나( $t=4.7725$ ) 다음날에는 유의한 음의 값이 나타나고



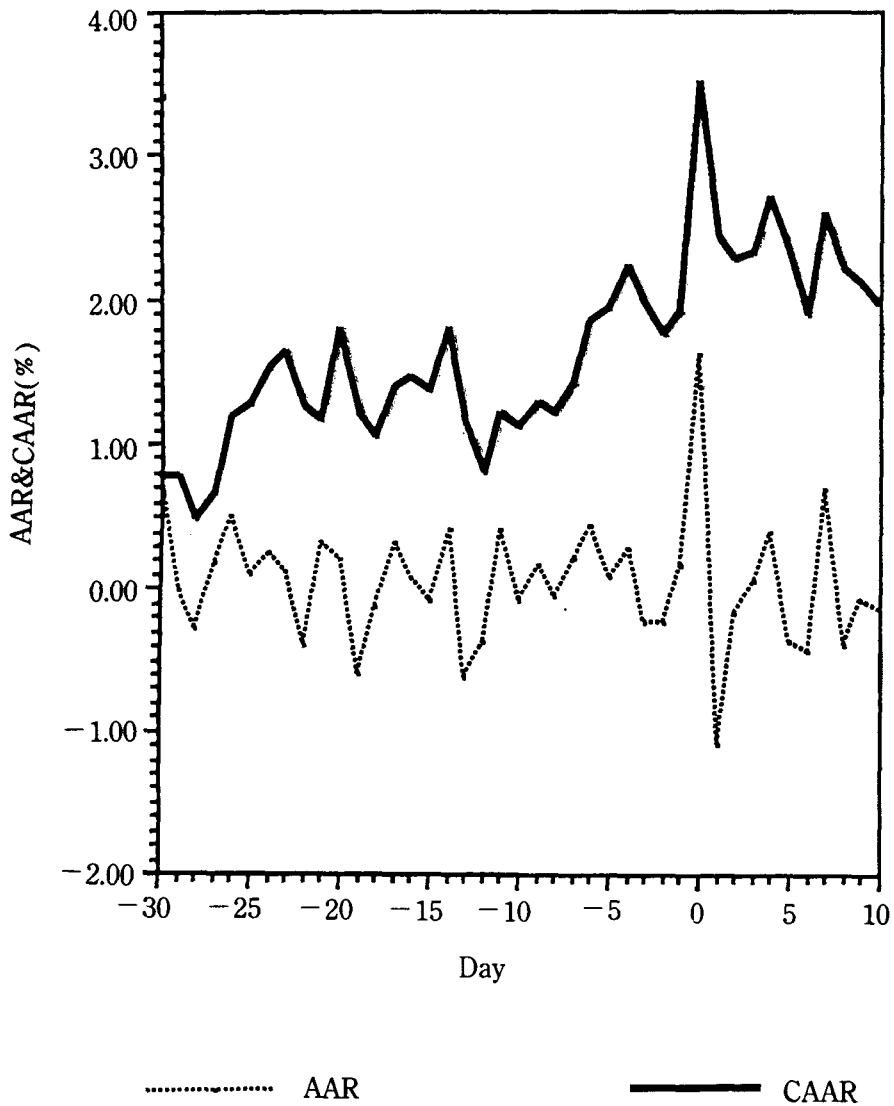
있다 ( $t = -3.2145$ ). 공표일인 시점 0에 투자자들은 차환에 대해 긍정적인 레버리지 효과나 제한조항의 변경과 같은 지식을 많이 갖지 않은 상태에서 차환의 공표를 좋은 정보로 인식하나 시장이 효율적이라는 가정하에 다음날 더 많은 정보를 획득한 상태에서 보통주의 가격은 올바르게 조정된다고 볼 수 있다. <표 3>에서 82개의 기업들은 다른 이유로 차환을 하고 있으며 공표일 다음날의 전체적인 결과도 혼합되어 있다. 다음 절에서 보통주 수익율과 주식베타, 총위험에 대한 효과분석에서 이러한 혼합 요인들을 구분할 것이다.

[그림 1]은 <표 4>의 내용을 나타낸 그래프이다. 누적 초과수익율을 나타내는 CAAR이 차환공표일인 시점 0에서 크게 상승하는 것을 볼 수 있다. [그림 1] 과 <표 4>의 내용을 통해 보통주의 가격은 좋은 정보에 대해 빠르게 반응하고 있으며 올바르게 조정되고 있으므로 시장은 준강형의 의미에서 효율적이라고 결론을 내릴 수 있다.

-30일부터 +10일까지의 초과수익율 유의성검증에서 전체기간(CAAR<sub>-30,10</sub>)의 누적 초과수익율은 1.9553%, Z 통계량은 1.3096을 나타내고 있으며 10% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 차환공표전 30일부터 공표일 전까지의 수익율(-30에서 -1까지를  $t_0$ 라고 하면)에서 공표일까지의 대부분의 누적 초과수익율(CAAR<sub>0,0</sub>)은 Z통계량이 1.6659에서 2.8868까지로 5%에서 유의한 양의 값을 나타내고 있다. 또한 공표기간 2일간(CAAR<sub>0,1</sub>)의 Z통계량은 1.3978로 10% 수준에서 유의한 양의 값을 나타내고 있다. 그러나 차환공표 후에 유의한 누적 초과수익율은 나타나지 않고 있으며 1일에서 5일까지와 1일에서 10일까지의 Z 통계량은 각각 1.6867과 -1.2479로 나타나고 있다. 이러한 결과를 통해 투자자들은 차환의 공표 전에 유의한 초과수익을 얻으며 좋은 정보 또는 정보의 누출을 기대하고 있다고 추론할 수 있다. 차환시에 차환이 양의 순현가를 가진 투자안에 대한 투자액의 증가에 의한 것일 경우 보통주 가격에는 양의 반응을 가져올 것이고, 차환이 단순히 부채의 재조달만을 위한 것이라면 보통주에 양이나 음의 효과를 가져올 것이라고 기대할 수 있다. 이러한 논의에 기초해 볼 때 차환의 결정은 공표시에는 투자자에게 투자의 결정으로 인식되나 그 후에는 자금 조달의 결정으로 인식되어 이전에 생긴 부의 증가효과를 압도하는 음의 보통주 수익율을 가져온다고 할 수 있다.

요약하면 차환의 공표를 전후한 41일의 보유기간(공표시점을 포함한 -30부터 10일까지) 동안 상당한 누적평균초과수익율이 발생하며 특히 공표직전과 공표일에 유의한 초과수익이 발생한다. 음의 초과수익은 공표후에 특히 공표일 다음날에 우세한 경향을 나타내고 있다.

[그림 1] 社債借換 公表前 30일부터 公表後  
40일후까지의 平均超過收益率(AAR)과  
累積平均超過收益率(CAAR)의 變動추이



〈표 4〉 公表前 30일과 公表後 10일까지의 平均超過收益率과 累積平均超過收益率

날짜	평균초과 수익률(AAR) - %	누적평균초과 수익률(CAAR) - %	T 통계량
-30	0.7744	0.7744	2.2818**
-29	-0.0054	0.7690	-0.0159
-28	-0.2953	0.4736	-0.8703
-27	0.1923	0.6659	0.5842
-26	0.5077	1.1736	1.5422*
-25	0.0901	1.2637	0.2737
-24	0.2515	1.5151	0.7639
-23	0.1258	1.6410	0.3823
-22	-0.3966	1.2444	-1.1686
-21	0.3323	1.1577	0.9792
-20	0.2082	1.7849	0.6136
-19	-0.5927	1.1922	-1.7465**
-18	-0.1375	1.0547	-0.4053
-17	0.3202	1.3748	0.9434
-16	0.0706	1.4454	0.2079
-15	-0.0770	1.3684	-0.2270
-14	0.4173	1.7857	1.2297
-13	-0.6201	1.1656	-1.8272**
-12	-0.3762	0.7893	-1.1087
-11	0.4040	1.1933	1.1903
-10	-0.0759	1.1174	-0.2236
-9	0.1609	1.2783	0.4741
-8	-0.0703	1.2080	-0.2071
-7	0.2012	1.4092	0.5927
-6	0.4339	1.8431	1.2786
-5	0.0830	1.9216	0.2445
-4	0.2826	2.2087	0.8328
-3	-0.2383	1.9704	-0.7022
-2	-0.2363	1.7340	-0.6965
-1	0.1603	1.8943	0.4722
0	1.6196	3.5139	4.7725***
+1	-1.0909	2.4230	-3.2145***
+2	-0.1638	2.2592	-0.4828
+3	0.0602	2.3195	0.1775
+4	0.3798	2.6993	1.1193
+5	-0.3681	2.3312	-1.0847
+6	-0.4418	1.8894	-1.3018
+7	0.6945	2.5839	2.0463**
+8	-0.3940	2.1898	-1.1611
+9	-0.0878	2.1020	-0.2588
+10	-0.1467	1.9553	-0.4322

\* : 10%에서 유의성, \*\* : 5%에서 유의성, \*\*\* : 1%에서 유의성

## 2. 橫斷面回歸模型에 사용된 變數와 假說檢證 結果

각 가설의 검증에 외생적인 독립변수와 더미변수를 사용함으로써 다른 가설의 효과를 제어하고 하나의 가설에 대해서만 검증을 할 수 있다. 종속변수는 앞에서 설명되었다. second-pass 횡단면분석의 더미변수회귀식에서 변수의 선정은 다음과 같다.

- ① first-pass 시계열 시장모형으로부터 2일간의 누적초과수익율(AR01), 공표일의 초과수익율(AR0), 1일의 초과수익율(AR1); 차환 공표전의 보통주수익율 행태와 공표전 30일부터 공표일까지의 누적초과수익율(CAR)의 추세를 측정하여 독립변수로 사용한다.
- ② first-pass로부터의 주식베타나 총분산의 변화가 종속변수로 사용된다.
- ③ 각 가설의 독립변수를 구별하기 위해, 그리고 더미변수 횡단면회귀모형의 절편의 차이를 조사하기 위해 더미변수가 사용된다.
- ④ EPS의 변화율(% $\Delta$ EPS)이 기업가치의 변화에 대한 기대치로 사용된다. 그리고 변수 % $\Delta$ EPS는 회계가설 또는 EPS가설의 효과를 통제한다.
- ⑤ 보통주 수익율과 위험에 대한 공표전 레버리지 수준의 효과를 측정하기 위해 공표전 부채 대 자본비율이 사용된다.
- ⑥ 공표일에 차환되는 자금에 대한 차환하는 금액정도의 비율(차환율)은 레버리지의 변화가 보통주의 수익율과 위험에 미치는 second-pass 횡단면 회귀모형에서 레버리지가설에 의한 효과를 제어하기 위해, 사건일에 기업의 레버리지에 대한 즉각적인 측정치로 사용된다.
- ⑦ 이자비용 절감액과 세금절감액의 현가는 이자비용절감가설과 세금절감가설을 검증하기 위해 실증에 포함된다.
- ⑧ 기업규모에 의한 효과를 통제하기 위해 차환전의 기업의 가치(기업규모)가 사용된다.

<표 5>는 각 가설을 검증하기 전에 더미변수를 사용한 6개의 가설에 대한 예비적인 결과이다. 각 가설의 계수인  $\Phi_i$ 는 만기가 1년 이상 연장된 경우, 이자비용이나 세금이 절감된 경우, 차환후 EPS가 증가한 경우, 제한조항이 완화된 경우, 차환으로 레버리지가 증가한 경우에 1의 값을 갖는다. 이러한 예비결과에 의해 차환에 의한 보통주수익율과 위험에 대해 결정적인 효과에 대해서는 말할 수 없지만 만기연장가설과 이자비용절감가설에 근거한 초과수익의 예측된 효과는 발견할 수 없었다. 세금절감가설은 예상과 일치하는 결과를 보였으나 유의적이지 않았고, 할인채를 이용한 차환과 주식베타와의 강한 양의 상관관계( $t=2.472$ )가 발견되었다. 레버리지의 즉각적인 측

〈표 5〉 6개 假說에 대한 ANOVA 檢證 結果

$CAR_t(\text{or } AR0, AR1, AR01) = \Phi_1 H_1 + \Phi_2 H_2 + \Phi_3 H_3 + \Phi_4 H_4 + \Phi_5 H_5 + \Phi_6 H_6 + \eta_t$						
독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>t</sub> (Day 0)	AR0 <sub>t</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>t</sub>	AR1 <sub>t</sub>	$\Delta\beta_t$	$\Delta\sigma_t^2$
절 편	0.0542 (0.889)	0.0150 (1.093)	0.0388 (1.942)	-0.0087 (-0.536)	-0.5506 (-1.600)	-0.0012534 (-3.198)
만기연장( $\Phi_1$ )	0.0124 (0.283)	-0.0205 (-2.085)	-0.0245 (-1.717)	-0.0164 (-1.409)	0.1199 (0.487)	0.0004057 (1.448)
이자비용절감( $\Phi_2$ )	-0.0760 (-1.918)	-0.0136 (-1.527)	-0.0308 (-2.378)	0.0036 (0.338)	-0.1799 (-0.805)	0.0003340 (1.313)
세금절감( $\Phi_3$ )	0.0442 (1.138)	0.0063 (0.717)	0.0000 (0.005)	0.0125 (1.199)	0.5412 (2.472)	0.0003938 (1.579)
EPS( $\Phi_4$ )	0.0442 (0.669)	0.0076 (1.029)	0.0108 (1.001)	0.0045 (0.507)	0.0494 (0.266)	0.0001161 (0.549)
제한조항( $\Phi_5$ )						
배당금	0.0029 (0.094)	0.0021 (0.295)	0.0025 (0.250)	0.0016 (0.190)	-0.0245 (-0.140)	0.0001397 (0.698)
부채	-0.0165 (-0.413)	0.0057 (0.632)	0.0078 (0.595)	0.0036 (0.336)	-0.0355 (-0.158)	0.0001918 (0.749)
감채기금	-0.0370 (-1.012)	-0.0054 (-0.658)	0.0012 (0.096)	-0.0120 (-1.225)	-0.0495 (-0.240)	0.0000217 (0.093)
레버리지( $\Phi_6$ )						
차환금액	-0.0228 (-0.647)	-0.0114 (-1.430)	-0.0083 (-0.723)	-0.0144 (-1.522)	0.2506 (1.260)	0.0000509 (0.225)
D/E비율	-0.0834 (-2.447)	0.0056 (0.726)	-0.0044 (-0.395)	0.0156 (1.704)	-0.2821 (-1.468)	0.0002169 (0.990)
R <sup>2</sup>	0.1510	0.0695	0.1521	0.1267	0.1362	0.1407
F	1.422	1.278	1.435	1.161	1.261	1.310

a) ( )속의 값은 T 통계량

정치로 차환율을 사용한 결과는 음의 영향가설과 일치하였다. 그러나 부채 대 자본 비율을 사용한 경우에는 공표일에 양의 영향가설 또는 신호효과도 지지되었다. 이러한 ANOVA를 사용한 단순 일반회귀모형은 차환에 대한 유의한 시장의 반응을 확인하는 엄격한 방법은 아니다. 다음 절에서는 각 가설에 대해 다른 외생변수를 포함하는 더미변수를 사용한 횡단면 회귀모형과 二標本 t檢證을 사용한 결과를 제시한다.

### (1) 滿期延長假說에 대한 結果

만기연장가설에 대한 실증결과는 <표 6>에 나타나 있다. 이것은 사건을 전후한 보통주 수익율과 변동성효과를 측정하기 위해 다른 외생적인 독립변수를 사용한 더미변수회귀모형의 결과이다.

평균적으로 7년의 만기가 연장되었으며 85% 이상의 기업(82개중 70개)이 차환에 의해 만기가 연장되었다. 이러한 결과는 만기연장가설을 지지하는 것이다. 만기가 연장되거나 감소된 경우 투자자의 차환에 대한 인식은, 만기가 길어지면 길어질수록 기업의 실패확률은 낮아지므로 만기의 연장과 보통주수익율은 양의 관계가 있다고 믿고 있을 것이라고 추측할 수 있다.

70개의 만기가 연장된 자료에 대해 AR01을 종속변수로 사용한 더미변수의 계수는 음의 값이며( $\gamma_1 = -0.0188$ ) 5% 수준에서 유의하게 나타난다. AR0와 AR1을 종속변수로 사용한 경우에도  $\gamma_1 = -0.0241$ 과  $-0.0234$ (t값은 각각  $-1.756$ ,  $-1.316$ )로 역시 음의 값이 나타난다. 그러나 공표전 30일간의 CAR을 종속변수로 사용하는 경우 계수는  $\gamma_1 = 0.0404$ , t값은 1.017로 양의 값을 나타내나 통계적으로는 유의하지 않다. 사건연구접근법을 사용하여, 만기를 연장하는 차환의 경우 CAAR은 상향하는 추세를, 만기가 단축되는 경우에는 CAAR의 변동성이 커지는 경향을 발견할 수 있다. 차환을 전후한 초과수익율은 만기연장가설과 일치하지는 않으며 만기연장은 보통주 가격에 음의 영향을 미치게 된다.

차환의 공표 전, 부채 대 자본비율이 증가하는 경우의 공표일 수익율은 0.0034, t값은 1.752로 5%에서 유의한 값을 나타내고 있다. 공표일에는 이 반응이 음으로 나타나며 1% 수준에서 유의한 값이다. ( $-0.0052$ , t값은 3.564) 레버리지의 즉각적인 변화(차환율로 사용한)와 초과수익율은 공표일에  $\gamma_4 = -0.0042$ , 공표일 다음날에  $\gamma_4 = -0.0031$ , t값은 각각  $-0.569$ 와  $-0.563$ 이고 모두 유의하게 나타나 음의 관계를 보여주고 있다. Wall Street Journal의 공표일에 레버리지의 변화와 초과수익율의 음의 관계는 음의 영향가설에 의해 설명될 수 있다. 만기의 연장과 주식의 베타 사이에는  $\gamma_1 = 0.0493$ , t값은 0.200으로 유의한 관계는 존재하지 않는 것으로 보인다. 그러나 만기를 연장하는

차환과 총수익을분산 간에는  $\gamma_1=0.0003716$ ,  $t=1.448$ 로 10% 수준에서 유의한 관계를 갖는다.

〈표 6〉 滿期延長假說에 대한 橫斷面回歸模型의 結果

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	$\Delta\sigma_i^2$
절 편	0.8257 (2.732)	0.0457 (0.629)	0.1852 (1.776)	-0.0938 (-1.209)	0.3576 (0.190)	-0.0025175 (-1.292)
더미변수	0.0404 (1.017)	-0.0188 (-1.965)	-0.0241 (-1.756)	-0.0134 (-1.316)	0.0493 (0.200)	0.0003716 (1.448)
EPS의 변화	-0.0131 (-1.160)	-0.0012 (-0.447)	-0.0033 (-0.840)	0.0009 (0.293)	-0.0433 (-0.615)	0.0000166 (0.227)
D/E	0.0182 (3.232)	-0.0009 (-0.646)	0.0034 (1.752)	-0.0052 (-3.564)	-0.0280 (-0.799)	-0.0000829 (-2.281)
차환비율	-0.0347 (-1.618)	-0.0037 (-0.710)	-0.0042 (-0.569)	-0.0031 (-0.563)	0.1493 (1.121)	0.0001088 (0.787)
세금절감	0.0019 (0.217)	0.0008 (0.365)	0.0029 (0.952)	-0.0013 (-0.596)	-0.0280 (-0.518)	-0.000510 (-0.908)
이자비용절감	-0.0090 (-1.897)	-0.0023 (2.008)	0.0005 (0.290)	0.0041 (3.368)	0.0062 (0.211)	0.0000939 (3.068)
회사크기	-0.0357 (-2.815)	-0.0033 (-1.089)	-0.0099 (-2.268)	0.0033 (1.009)	-0.0147 (-0.187)	0.0000682 (0.833)
R <sub>2</sub>	0.2397	0.1638	0.1547	0.2799	0.0600	0.2242
F	3.332	1.518	1.935	4.108	0.674	3.054

a) ( )속의 값은 T 통계량

## (2) 稅金節減假說과 利子費用節減假說의 結果

다음으로 더미변수회귀식을 이용한 세금절감가설과 이자비용절감가설의 검증에 대해 살펴본다. 더미변수회귀모형에 대한 내용은 만기연장가설의 검증시에 사용한 것과 다음과 같은 점에서 차이가 난다. 세금절감가설을 검증하는 경우 더미변수 Di는 차환이 절세를 통해 이익을 가져오면 1의 값을 그리고 이자비용절감을 통해 이익을 가져오면 0의 값을 갖게 되며, 이자비용절감가설을 검증하는 경우는 이자비용의 절

감을 통해 이익을 가져오면 1을 절세효과를 통해 이익을 가져오면 0의 값을 갖게 된다.

<표 7>과 <표 8>은 이 두가지 가설하에서 할인채와 할증채를 사용한 경우의 더미회귀모형의 계수를 나타내고 있다. 차환 후 이자비용의 변화에 대한 측정은, 세금절감가설을 이자비용절감가설과 구분할 수 있는 또 하나의 방법을 제공해 준다. 만일 차환 후에 이자비용이 증가하면 차환은 절세효과를 증가시키기 위한 의도라고 가정할 수 있으며, 이자비용이 감소하면 그것이 할인채를 사용하든 할증채를 사용하든 이자절감을 위해 차환이 행해진 것이라고 가정할 수 있다. 이러한 방법을 사용한 결과가 <표 9>와 <표 10>이다. 절세효과를 얻기 위해 할인채를 사용한 49개 기업에 대해 공표일 2일간(공표일과 다음날)의 누적초과수익율을 종속변수로 사용한 결과와,

<표 7> 税金節減假說에 대한 橫斷面 回歸模型의 結果

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	Δβ <sub>i</sub>	Δσ <sub>i</sub> <sup>2</sup>
절 편	0.8040 (2.618)	0.0336 (0.458)	0.1634 (1.569)	-0.0963 (-1.221)	0.2862 (0.151)	-0.0029076 (-1.462)
더미변수	0.0004	0.0145	0.0226	0.0063	0.0302	0.0001297
EPS의 변화	-0.0146 (-1.273)	-0.0015 (-0.543)	-0.0039 (-1.002)	0.0009 (0.313)	-0.0471 (-0.664)	-0.0000053 (-0.072)
D/E	0.0186 (3.288)	-0.0010 (-0.753)	0.0032 (1.686)	-0.0053 (-3.625)	-0.274 (-0.784)	-0.0000788 (-2.150)
차환비율	-0.0308 (-1.361)	-0.0017 (-0.312)	-0.0006 (-0.084)	-0.0027 (-0.468)	0.1614 (1.155)	0.0001759 (1.199)
세금절감	0.0016 (0.186)	0.0010 (0.489)	0.0032 (1.087)	-0.0012 (-0.526)	-0.0281 (-0.518)	-0.0000522 (-0.919)
이자비용절감	-0.0085 (-1.788)	-0.0022 (1.929)	0.0004 (0.239)	0.0040 (3.268)	0.0071 (0.241)	0.0000995 (3.226)
회사크기	-0.0332 (-2.647)	-0.0042 (-1.390)	-0.0109 (-2.567)	0.0026 (0.806)	-0.0111 (-0.143)	0.0000935 (1.149)
R <sup>2</sup>	0.2290	0.1616	0.1724	0.2693	0.0598	0.2067
F	3.140	1.525	2.203	3.896	0.672	2.755

a) ( )속의 값은 T 통계량



〈표 8〉 利子費用節減假說에 대한 橫斷面 回歸模型의 結果

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					$\Delta\sigma_i^2$
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	
절 변	0.7070 (2.319)	0.0890 (1.282)	0.1843 (1.699)	-0.0064 (-0.108)	1.4439 (0.789)	-0.0011160 (-0.749)
더미변수	-0.0132 (0.418)	-0.0097 (-1.343)	-0.0225 (-1.993)	0.0031 (0.503)	0.1253 (0.659)	0.0001199 (0.775)
EPS의 변화	-0.0149 (-1.309)	-0.0017 (-0.673)	-0.0041 (-1.017)	0.006 (0.285)	-0.0590 (-0.862)	-0.0000133 (-0.238)
D/E	0.0186 (3.336)	-0.0008 (-0.640)	0.0033 (1.655)	-0.0049 (-4.537)	-0.0218 (-0.650)	-0.0000758 (-2.777)
차환비율	-0.0242 (-1.035)	-0.0008 (-0.155)	-0.0003 (-0.031)	-0.0014 (-0.306)	0.1559 (1.108)	0.0000832 (0.727)
세금절감	0.0024 (0.278)	0.0007 (0.381)	0.0033 (1.072)	-0.0018 (-1.072)	-0.0338 (-0.652)	-0.0000637 (-1.510)
이자비용절감	-0.0006 (-0.103)	-0.0000 (0.012)	0.0008 (0.400)	-0.0008 (-0.705)	-0.0532 (-1.535)	-0.0000222 (0.786)
회사크기	-0.0350 (-2.798)	-0.0045 (-1.576)	-0.012 (-2.522)	0.0023 (0.929)	-0.0194 (-0.258)	0.0001114 (1.824)
R <sup>2</sup>	0.2268	0.0407	0.1721	0.2886	0.1152	0.2128
F	2.891	0.884	2.049	3.999	1.284	2.664

a) ( )속의 값은 T 통계량

공표일만의 초과수익을 종속변수로 사용한 결과는  $\gamma_1$ 이 각각 0.0145와 0.0226으로 5% 수준에서 유의한 값을 보이고 있다. 이것은 명확히 세금절감가설과 일치하는 것으로 절세를 위한 할인채로의 차환은 보통주 수익율에 양의 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 할인채를 사용한 차환이 주식베타와 총수익율분산에 미치는 영향은 각각 0.0302와 0.0001297로 유의하지는 않다.

〈표 8〉에서 보면 이자비용절감을 위해 할인채로 차환한 29개 기업의 경우, 공표일에 0.0097, 차환공표 다음날에 -0.0225로 음의 초과수익을 보이고 있으며 t통계량은 각각 1.343과 -1.993으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 이자비용절감을 위한 차환은 보

〈표 9〉 稅金節減假說에 대한 橫斷面 回歸模型의 結果  
(利子費用의 增減에 따른 分類)

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	$\Delta\sigma_i^2$
절 변	0.7573 (2.485)	0.0403 (0.547)	0.1883 (1.758)	-0.1077 (-1.389)	0.3247 (-0.178)	-0.0032611 (-1.676)
더미변수	0.0338 (1.051)	0.0108 (1.392)	0.0068 (0.599)	0.0149 (1.820)	0.4691 (2.435)	0.0003929 (1.911)
EPS의 변화	-0.0152 (-1.352)	-0.0007 (-0.269)	-0.0025 (-0.641)	0.0011 (0.375)	-0.0535 (-0.795)	-0.0000038 (-0.054)
D/E	0.0189 (3.362)	-0.0010 (-0.711)	0.0032 (1.632)	-0.0052 (-3.608)	-0.0234 (-0.695)	-0.0000758 (-2.109)
차환비율	-0.0329 (-1.555)	-0.0060 (-1.173)	-0.0068 (-0.915)	-0.0052 (-0.966)	0.1263 (0.966)	0.0001198 (0.885)
세금절감	0.0022 (0.255)	0.0011 (0.510)	0.0031 (1.023)	-0.0010 (-0.445)	-0.0202 (-0.386)	-0.0000466 (-0.836)
이자비용절감	-0.0087 (-1.833)	-0.0020 (1.770)	0.0002 (0.096)	0.0039 (3.234)	0.0049 (0.174)	0.0000968 (3.208)
회사크기	-0.0324 (-2.596)	-0.0042 (-1.389)	-0.0122 (-2.560)	0.0028 (0.898)	-0.0001 (0.002)	0.0001007 (1.264)
R <sup>2</sup>	0.2404	0.0524	0.1237	0.2946	0.1292	0.2397
F	3.345	1.232	1.493	4.415	1.568	3.332

a) ( )속의 값은 T 통계량

통주에 양의 효과를 주지 못하는 것을 의미하며 따라서 이자비용절감가설은 차환을 행하는 유일한 동기가 되지 못함을 나타낸다. 주식베타와 총수익을분산에 대한 영향은 할증채를 사용하는 경우 유의적이지 않다.

〈표 9〉는 차환 후에 이자비용이 증가함으로써 절세를 위해 차환을 행한 것으로 간주되는 63개 기업의 계수를 보이고 있다. 2일간의 초과수익(AR01)과 공표일 다음 날의 초과수익(AR1)을 종속변수로 사용한 경우 유의한 양의 계수값이 나타난다. 한 가지 중요한 결과는 주식베타의 변화는 절세를 위한 차환과 양의 관계를 가지고 있다는 것이며, 이것은 절세를 위한 차환의 경우 주식베타의 변화방향, 총수익을분산 간에는

〈표 10〉 利子費用節減假說에 대한 橫斷面 回歸模型結果  
(利子費用의 增減에 따른 分類)

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	$\Delta\sigma_i^2$
절 편	0.7815 (2.582)	0.0457 (0.626)	0.1810 (1.746)	-0.0897 (-1.144)	0.1336 (0.072)	-0.0026263 (-1.330)
더미변수	-0.0330 (-0.963)	-0.0140 (-1.699)	-0.0239 (-2.034)	-0.0042 (-0.470)	-0.2835 (-1.346)	0.0001212 (0.542)
EPS의 변화	-0.0139 (-1.236)	-0.0003 (-0.093)	-0.0019 (-0.499)	0.0014 (0.488)	-0.0393 (-0.568)	0.0000007 (0.010)
D/E	0.0183 (3.247)	-0.0012 (-0.882)	0.0029 (1.522)	-0.0053 (-3.650)	-0.0302 (-0.874)	-0.0000781 (-2.123)
차환비용	-0.0325 (-1.532)	-0.0060 (-1.179)	-0.0075 (-1.035)	-0.0045 (-0.824)	0.1409 (1.083)	0.0001484 (1.074)
세금절감	-0.0002 (-0.021)	0.0001 (0.053)	0.0017 (0.558)	-0.0015 (-0.639)	-0.0440 (-0.803)	-0.0000468 (-0.804)
이자비용절감	-0.0079 (-1.660)	-0.0023 (2.023)	0.0006 (0.383)	0.0040 (3.253)	0.0120 (0.411)	0.0000961 (3.092)
회사크기	-0.0307 (-2.410)	-0.0034 (-1.103)	-0.0096 (-2.191)	0.0028 (0.845)	0.0101 (0.129)	0.0000815 (0.980)
R <sup>2</sup>	0.2386	0.0581	0.1661	0.2652	0.0819	0.205
F	3.312	1.374	2.106	3.815	0.943	2.731

a) ( )속의 값은 T 통계량

유의한 양의 관계가 있다는 사실을 나타낸다.( $\gamma_1$ 은 각각 0.4691과 0.0003929이며 t값은 2.435, 1.911로 나타나고 있다)

이자비용절감을 위해 차환을 행한 19개 기업의 더미변수 계수는 〈표 10〉에 나타나 있으며 공표일과 다음날의 초과수익을 종속변수로 사용한 경우(AR01)나 공표일만의 초과수익(AR0)을 종속변수로 사용한 경우 모두 각각 -0.0140과 -0.0239로 유의한 음의 값을 나타내고 있다. 주식배타의 변화는 계수값이 -0.2835, t값이 -1.346으로 10% 수준에서 유의하게 나타나고 있으며 총수익을분산은 유의하지 않다.

〈표 9〉와 〈표 10〉에서 한가지 흥미로운 사실은 차환을 전후한 초과수익, 특히

공표일의 경우 세금절감가설을 가정하는 경우나 이자비용절감가설을 가정하는 경우 모두 이자비용절감액과 양의 관계를 가지고 있다는 것이다.(세금절감가설의 경우  $\gamma_6$ 는 0.0039, t값은 3.234이며 이자비용절감가설의 경우  $\gamma_6$ 는 0.0040, t값은 3.253으로 나타나고 있다) 2일간(AR01)의 초과수익율의 경우에도 초과수익율과 이자비용절감액 사이에는 양의 관계가 존재한다.(세금절감가설의 경우  $\gamma_6$ 는 0.0020, 이자비용절감가설의 경우는 0.0023이며 t값은 각각 1.770, 2.023으로 나타나고 있다)

표에서 볼 수 있는 바와 같이 세금절감가설은 차환의 타당한 동기가 되는 것으로 보이는 반면 이자비용절감가설은 그 자체로는 차환의 적절한 동기가 아니라는 것을 알 수 있다.

(3) 會計假說의 結果

〈표 11〉은 會計假說을 검증하기 위한 더미변수의 계수와 다른 변수들을 나타내고 있다. AR01, AR0, AR1에 의해 측정된 초과수익율을 사용하는 경우 EPS가설을 지지해 주는 명백한 증거는 없다. 차환전 30일의 CAR을 사용하는 경우 EPS가 증가하는 차환의 경우 공표일에 0.0805(t값은 2.540)으로 유의한 양의 CAR을 보이고 있다. 이 결과는 차환의 공표 전후에 유의한 초과수익의 발생은 없지만 투자자들의 기업의 미래전망에 대한 기대가 공표이전에 개선된다면 기간을 길게 할수록 유의한 초과수익이 생길 수 있다는 것이다. 따라서 공표일의 유의한 CAR은 전적으로 차환공표에 의한 것이 아니고 투자자들의 기업전망에 대한 유리한 평가에 따른 것일 수도 있다.

〈표 11〉 株當純利益(EPS) 假說에 대한 橫斷面 回歸模型 結果

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					$\Delta\sigma^2$
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR01 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	
절 편	0.7550 (2.587)	0.0499 (0.681)	0.1898 (1.798)	-0.0900 (-1.150)	0.1802 (0.097)	-0.0027910 (-0.146)
더미변수	0.0805 (2.540)	0.0091 (10144)	0.0129 (0.619)	0.0053 (0.619)	0.2463 (1.219)	0.0001298 (0.606)
EPS의 변화	-0.0291 (-2.372)	-0.0022 (-0.707)	-0.0047 (-1.069)	0.0004 (0.119)	-0.0893 (-1.144)	-0.0000201 (-0.243)
D/E	0.0217 (3.902)	-0.0007 (-0.511)	0.0037 (1.821)	-0.0051 (-3.409)	-0.0180 (-0.509)	-0.0000742 (-1.975)
차환비율	-0.0396 (-1.916)	-0.0064 (-1.226)	-0.0078 (-1.045)	-0.0049 (-0.883)	0.1273 (0.966)	0.0001289 (0.923)
세금절감	0.0044 (0.514)	0.0012 (0.562)	0.0035 (1.128)	-0.0011 (-0.469)	-0.0200 (-0.370)	-0.0000490 (-0.856)
이자비용절감	-0.0102 (-2.206)	-0.0019 (1.627)	-0.0001 (-0.046)	0.0038 (3.104)	0.0018 (0.0061)	0.0000957 (3.076)
회사크기	-0.0336 (-2.7911)	-0.0045 (-1.492)	-0.0114 (-2.632)	0.0024 (0.759)	-0.0127 (-0.166)	0.0000903 (1.111)
R <sup>2</sup>	0.2908	0.0486	0.1344	0.2668	0.0780	0.2061
F	4.336	1.139	1.641	3.847	0.894	2.745

a) ( )속의 값은 T통계량

## (4) 制限條項緩和假說의 結果

〈표 12〉와 〈표 13〉은 배당지급, 추가적인 부채의 발행에 대한 제한을 포함한 횡단면회귀식의 결과이다. 〈표 12〉의 계수를 보면 배당제한이 증가한 39개의 경우 공표일에 양의 값, 다음날에 음의 값을 나타내고 있으나 모두 유의하지는 않다. 또한 〈표 13〉에서 보면 추가적인 부채조달제한이 완화된 15개의 차환의 경우, 더미변수의 계수가 공표일에 0.0014, 다음날에 -0.0037로 나타나 보통주수익율과 추가적인 부채조달을 제한하는 조항이 완화되는 것 사이에는 유의한 관계가 없는 것으로 결론을 내릴 수 있다. 제한조항완화를 위한 차환과 기업위험의 변화와는 관계가 유의적이지

〈표 12〉 株式配當金에 관한 制限條項緩和假說의 橫斷面 回歸模型 結果

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	$\Delta\sigma_i^2$
절 편	0.8356 (2.728)	0.0577 (0.778)	0.2060 (1.920)	-0.0905 (=1.143)	0.3883 (0.205)	-0.0025483 (-1.280)
더미변수	0.0188 (0.663)	0.0014 (0.201)	0.0050 (0.504)	-0.0022 (-0.306)	0.0343 (0.195)	0.0000990 (0.537)
EPS의 변화	-0.0136 (-1.194)	-0.0005 (-0.168)	-0.0021 (-0.538)	0.0012 (0.414)	-0.0432 (-0.614)	0.0000085 (0.115)
D/E	0.0178 (3.096)	-0.0011 (-0.801)	0.0030 (1.468)	-0.0052 (-3.489)	-0.0289 (-0.810)	-0.0000833 (-2.223)
차환비율	-0.0315 (-1.484)	-0.0054 (-1.054)	-0.0066 (-0.883)	-0.0043 (-0.779)	0.1528 (1.164)	0.0001401 (1.016)
세금절감	0.0006 (0.064)	0.0008 (0.376)	0.0027 (0.879)	-0.0011 (-0.489)	-0.0303 (-0.550)	-0.0000590 (-1.021)
이자비용절감	-0.0091 (-1.886)	0.0020 (1.734)	0.0000 (0.021)	0.0040 (3.220)	0.0058 (0.194)	0.0000954 (3.045)
회사크기	-0.0340 (-2.708)	-0.0045 (-1.486)	-0.0116 (-2.638)	0.0026 (0.789)	-0.0131 (-0.169)	0.0000868 (1.063)
R <sup>2</sup>	0.2336	0.0409	0.1225	0.2639	0.0599	0.2053
F	3.222	0.950	1.476	3.791	0.674	2.730

a) ( )속의 값은 T통계량

않은 것으로 보인다. 따라서 이러한 결과는 제한조항완화가설을 지지하지 못한다. 또한 보통주 수익율은 예측과는 반대로 제한조항완화가설 하에서 공표일 다음날 음의 반응을 보이고 있다.

〈표 13〉 負債調達에 관한 制限條項緩和假說의 橫斷面 回歸模型 結果

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	Δβ <sub>i</sub>	Δσ <sub>i</sub> <sup>2</sup>
절 편	0.7971 (2.611)	0.0544 (0.737)	0.1990 (1.863)	-0.0903 (-1.147)	0.2451 (0.130)	-0.0025406 (-1.286)
더미변수	-0.0081 (-0.226)	-0.0012 (-0.135)	0.0014 (0.108)	-0.0037 (-0.400)	-0.0932 (-0.420)	0.0001829 (0.787)
EPS의 변화	-0.0148 (-1.302)	-0.0006 (-0.205)	-0.0024 (-0.602)	0.0013 (0.433)	-0.0469 (-0.671)	0.0000068 (0.093)
D/E	0.0187	-0.0011	0.0032	-0.0053	-0.0271	-0.0000801
차환비율	-0.0301 (-1.396)	-0.053 (-1.008)	-0.0066 (-0.869)	-0.0039 (-0.710)	0.1635 (1.228)	0.0001239 (0.887)
세금절감	0.0017 (0.198)	0.0009 (0.426)	0.0030 (0.977)	-0.0012 (-0.528)	-0.0271 (-0.500)	0.0000962 (-0.984)
이자비용절감	-0.0084 (-1.765)	0.0021 (1.803)	0.0002 (0.1020)	0.0040 (3.241)	0.0079 (0.269)	0.0000962 (3.116)
회사크기	-0.0330 (-2.620)	-0.0040 (-1.455)	-0.0114 (-2.597)	0.0026 (0.798)	-0.0087 (-0.112)	0.0000849 (1.042)
R <sup>2</sup>	0.2296	0.0407	0.1196	0.2646	0.0617	0.2088
F	3.150	0.946	1.437	3.804	0.695	2.790

a) ( )속의 값은 T통계량

(5) 레버리지假說의 結果

부채의 교환오퍼는 일반적으로 레버리지에 변화를 주지 않게 되나 차환의 금액이 상환되는 금액보다 큰 경우 기업의 부채에 대한 장부가치는 증가하게 된다. 전통적인 레버리지의 측정방법인 부채 대 자본비율(D/E 비율)을 사용한다. 여기에서는 레버리지의 즉각적인 측정치로 차환시에 차환금액 대 상환금액(차환율)과 레버리지의 또

다른 측정치로 공표전후의 부채 대 자본비율을 사용한다. 차환율에 따른 레버리지의 변화는 ① 레버리지를 증가시키는 차환, ② 레버리지를 감소시키는 차환, ③ 레버리지를 변화시키지 않는 차환의 세가지 형태로 구분한다. 앞에서 설명한 것처럼 29개의 레버리지 증가, 레버리지 감소의 36개 기업, 레버리지에 변화가 없는 17개 기업의 차환의 경우가 있다. 부채 대 자본비율을 사용할 경우 레버리지가 증가한 36개 기업, 감소한 46개 기업이 있다.

<표 14>와 <표 15>는 다른 외생변수를 사용한 더미변수회귀모형의 결과이다. <표

<표 14> 레버리지假說에 대한 橫斷面 回歸模型 結果  
(借換金額에 따른 分類)

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>	$\Delta\beta_i$	$\Delta\sigma_i^2$
절 편	0.9704 (2.684)	0.1143 (1.337)	0.3086 (2.552)	-0.800 (-0.917)	0.5326 (0.232)	-0.0026399 (-1.106)
더미변수	-0.0779 (-1.661)	0.0034 (0.304)	-0.0036 (-0.231)	0.0104 (0.915)	0.2831 (0.951)	0.0002007 (0.648)
EPS의 변화	-0.0192 (-1.398)	0.0013 (0.414)	-0.0008 (-0.179)	0.00035 (1.059)	-0.0471 (-0.540)	0.0000362 (0.398)
D/E	0.0188 (2.990)	-0.0015 (-1.204)	0.0028 (1.319)	-0.0058 (-3.831)	-0.0188 (-0.471)	-0.0000853 (-2.053)
차환비율	-0.0034 (-0.115)	-0.0083 (-1.169)	-0.0075 (-0.750)	-0.0090 (-1.251)	0.0421 (0.222)	0.0000536 (0.271)
세금절감	0.0025 (0.265)	0.0004 (0.203)	0.0025 (0.804)	-0.0016 (-0.717)	-0.0332 (-0.559)	-0.0000584 (-0.942)
이자비용절감	-0.0160 (-2.436)	0.0048 (3.132)	0.0020 (0.919)	0.0076 (4.858)	0.0189 (0.460)	0.0001548 (3.616)
회사크기	-0.0361 (-2.295)	-0.0092 (-2.465)	-0.0179 (-3.407)	-0.0004 (-0.107)	-0.314 (-0.314)	0.0000475 (0.457)
R <sup>2</sup>	0.3004	0.1138	0.2110	0.4128	0.0831	0.2627
F	3.496	2.238	2.178	5.725	0.738	2.901

a) ( )속의 값은 T 통계량



14)는 차환규모를 사용한 경우이고, <표 15>는 부채 대 자본비율을 사용한 결과이다. 레버리지의 대응변수로 차환규모를 사용한 <표 14>에서 보면 공표일에 더미변수의 계수는 -0.0036, 다음날에는 0.0104로 모두 유의하게 나타나고 있다. 2일간의 초과 수익율을 보면 레버리지가 증가하는 차환의 경우  $\gamma_1=0.0034$ 로 양의 값을 나타내고 있어 예측과는 일치하나 양의 영향가설을 강하게 지지하지는 못한다. 그러나 차환 공표전 30일간의 누적초과수익율을 사용하는 경우 더미변수의 계수는 -0.0779, t값은 -1.661로 나타나 음의 영향가설을 강하게 지지하고 있다. <표 15>는 레버리지의 대응변수로 부채 대 자본비율을 사용하고 2일간의 초과수익율을 종속변수로 사용한

〈표 15〉 레버리지 假說에 대한 橫斷面 回歸模型 結果  
(負債 對 資本比率에 따른 分類)

독립변수	종 속 변 수 <sup>a)</sup>					
	CAR <sub>t</sub> (Day 0)	AR0 <sub>1t</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>t</sub>	AR1 <sub>t</sub>	$\Delta\beta_t$	$\Delta\sigma_t^2$
절 편	0.8070 (2.711)	0.0552 (0.754)	0.1979 (1.864)	-0.0875 (-1.148)	0.3368 (0.180)	-0.0027213 (-1.392)
더미변수	-0.0487 (-1.730)	0.0063 (0.906)	-0.0022 (-0.218)	0.0147 (2.042)	-0.0998 (-0.5647)	0.0002109 (1.140)
EPS의 변화	-0.0124 (-1.115)	-0.0008 (-0.297)	-0.023 (-0.218)	0.0007 (2.042)	-0.0407 (-0.580)	-0.0000061 (-0.084)
D/E	0.0169 (2.992)	-0.0008 (-0.604)	0.0031 (1.536)	-0.0048 (-3.299)	-0.0311 (-0.877)	-0.0000717 (-1.935)
차환비율	-0.0230 (-1.078)	-0.0064 (-1.220)	-0.0061 (-0.797)	-0.0067 (-1.232)	0.1700 (1.268)	0.0001085 (0.774)
세금절감	0.0023 (0.264)	0.0008 (0.380)	0.0030 (0.993)	-0.0014 (-0.654)	-0.0270 (-0.500)	-0.0000562 (-0.995)
이자비용절감	-0.0094 (-1.997)	0.0022 (1.887)	0.0001 (0.089)	0.0042 (3.498)	0.0051 (0.173)	0.0001020 (3.313)
회사크기	-0.0325 (-2.642)	-0.0046 (-1.508)	-0.0114 (-2.590)	0.0022 (0.713)	-0.0102 (-0.132)	0.0000876 (1.084)
R <sup>2</sup>	0.2590	0.0456	0.1201	0.3023	0.0635	0.2159
F	3.695	1.066	1.442	4.581	0.716	2.912

a) ( )속의 값은 T 통계량

경우 계수의 부호를 나타낸 것으로 양의 영향가설과 일치하나 통계적으로 유의하지는 않다. 공표일 다음날의 계수는 0.0147, t값이 2.042로 유의한 양의 값을 보여 양의 영향가설을 지지한다. 공표일의 더미변수의 계수는 음이나 유의하지 않다. 차환규모를 사용한 결과와 유사하게 30일간의 누적초과수익율을 종속변수로 사용한 회귀분석 결과  $\gamma_1 = -0.0487$ , t값은  $-1.730$ 으로 나타나 음의 영향가설과 일치하게 된다.

요약하면 양의 영향가설은 부채 대 자본비율을 레버리지의 대용변수로 사용하는 경우 공표일 다음날에 특히 지지된다. 2일간의 초과수익율을 사용하는 경우 초과수익율의 방향은 양의 영향가설과 일치하나 유의하지 못하다. 30일간의 누적초과수익율을 사용하는 경우 결과는 음의 영향가설과 일치한다.

## VI. 要約과 結論

사채차환에 대한 시장의 반응을 모든 자료에 대해 명백하게 설명해 주는 개별가설은 존재하지 않았지만 이들 중 몇개는 명백히 다른 것보다 우월한 설명력을 나타내었다. <표 16>은 6개의 가설에 대한 second-pass 횡단면회귀분석을 요약한 것이다. 여기에서 Y는 예측과 일치하는 결과를 의미하며, N은 일치하지 않는 것을 나타낸다. 양의 부호 (+)와 음의 부호 (-)는 차환공표후 주식베타와 총수익율 분산의 변화( $\Delta\beta_i$ ,  $\Delta\sigma_i^2$ ) 방향을 나타낸다.

자료의 예측과 일치하게 税金節減假說은 가장 강하게 지지되었으며 전통적으로 차환의 주요한 동기로 간주되었던 利子費用節減假說은 주시가격에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 이자비용절감은 그 자체로는 차환의 주요한 동기가 되지 않는다는 것을 의미한다. 다른 가설과의 결합을 통해서 기업의 차환동기를 설명해 줄 수 있을 것이다. 세금절감을 위한 차환이 공표되는 경우 주식베타와 총수익율 분산에는 Hamada(1969, 1972)의 견해와 마찬가지로 유의한 양의 변화가 나타났다. 그러나 이자비용절감을 위한 차환은 주식베타나 총수익율 분산에 유의한 변화를 가져오지 못하였다.

EPS 또는 會計假說도 기업의 차환행위를 설명해 줄 수 있다. 현금흐름에 기초한 예측에서처럼 레버리지의 변화와 관계없이 EPS를 증가시키기 위한 차환은 공표일에 양의 초과수익을 가져오나 유의적이지는 않다. 그러나 만기가 연장되는 경우 30일 보유기간 동안 양의 CAR을 확인할 수 있었다. 또한 예측한 대로 주식베타나 총수익율분산에는 유의한 변화가 발생하지 않았다.

〈표 16〉 각 假說의 橫斷面回歸模型分析 結果 (요약)

가 설	종 속 변 수					$\Delta\beta_i$	$\Delta\sigma_i^2$
	CAR <sub>i</sub> (Day 0)	AR0 <sub>i</sub> (Day 0 & 1)	AR0 <sub>i</sub>	AR1 <sub>i</sub>			
만기연장가설	Y	N	N	N	+	+	*
이자비용절감가설	N	N*	N*	N	-*	+	
(코이자부채권차환)	N	N*	N*	Y	+	+	
세금절감가설	Y	Y*	Y	Y*	+	+	*
(할인채차환)	Y	Y*	Y*	Y	+	+	
회계가설(EPS)	Y*	Y	Y	Y	+	+	
제한조항가설							
배당금조항	Y	Y	Y	N	+	+	
부채조항	N	N	Y	N	-	+	
감채기금조항	N	Y	Y	N	+	-	
레버리지가설							
차환금액	N*	Y	N	Y	+	+	
D/E비율	N*	Y	N	Y*	-	+	

制限條項緩和假說에 대해서는 공표일에 양의 초과수익이 발생하였으나 다음날에는 음의 초과수익이 관찰되었으나 이 초과수익은 유의하지 않았다. 공표일 다음날 발생하는 음의 초과수익은 채권의 시장가격이 수익상환가격보다 낮은 경우 프리미엄의 형태로 주주의 부가 채권자에게로 이전되는 것으로 설명이 가능하다.

레버리지에 관해서는 부채 대 자본비율을 레버리지의 대응변수로 사용한 경우 공표일 다음날에는 양의 영향가설이 타당한 것으로 나타나나 전체적으로 레버리지의 변화와 보통주 수익율 간에는 陰의 影響假說이 우세한 새로운 결과가 나타난다. 이전의 대부분의 논문에서는 레버리지를 증가시키는 교환오퍼의 경우 양의 주식수익율이 나타나며 이것을 信號效果로 설명하였다. 그러나 이 논문의 자료에서는 레버리지를 감소시키는 경우에는 유의한 결과가 나타나지 않고 있다. 더미변수를 사용한 경우

주식베타와 총수익율의 변화는 유의하지 않다. 차환비율을 레버리지의 대응변수로 사용하는 경우 레버리지가 증가하는 차환의 경우는 주식베타의 총수익율분산의 양의 변화를 보이고 있다. 그러나 부채 대 자본비율을 사용하는 경우 레버리지가 증가하는 차환에 대해서는 주식베타와 총수익율분산이 음으로 변화한다. 그러나 이러한 주식 베타의 총수익율분산의 계수는 유의하지 않다.

滿期延長假說에 대해서는 41일 기간동안 CAAR의 상승추세를 발견하였으며 만기가 연장되는 포트폴리오의 경우에는 공표일엔 현저한 초과수익율의 상승을 보이고 있다. 따라서 차환은 부채의 만기를 연장시키는 또 하나의 자금조달결정으로 간주할 수 있으며 이것은 투자자에게 좋은 신호인 것처럼 보인다. 만기가 줄어드는 차환의 경우 사건 기간동안 CAAR의 형태에 변동성을 나타내며 공표일에는 만기가 연장되는 경우보다 더 높은 초과수익율을 나타내어 해석상에 문제가 있다. 또한 만기가 연장되는 경우에는 총수익율에는 양의 변화가 생기는 것을 확인할 수 있었으나 주식베타에는 그러한 움직임이 나타나지 않았다.

外生變數로서 企業規模는 超過收益과 역의 관계에 있으며 借換에 規模效果가 존재한다는 것을 확인하였다. 모든 가설검증에서 차환공표전의 부채 대 자본비율과 레버리지의 즉각적인 변화의 대응변수로서 사용된 차환율은 회귀식에서 유의한 독립변수였다. 부채 대 자본비율이 높을수록 초과수익도 크게 나타났다. 그러나 공표일 다음날은 부채 대 자본비율이 높을수록 초과수익은 작아졌다. 차환율의 경우에는 모든 가설검증에서 초과수익과 역의 관계를 가진 것으로 나타났으며 음의 영향가설을 지지하였다. 그리고 차환율과 주식베타와는 모든 가설에서 유의한 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으며 이것은 Hamada(1972)의 이론과 일치하는 것이다. 이자비용절감가설이 차환의 주요 동기로 지지되지는 못하였지만 이자비용절감은 차환공표를 전후한 초과수익과 특히 공표일 다음날에 양의 관계를 가지고 있다.

마지막으로 借換公表는 새로운 투자결정에 기초한 양의 정보를 신호하므로 이론적으로는 유의한 양의 초과수익이 발생하여야 한다. 이것은 실증적으로 설명되었다. 흥미있는 것은 공표일 다음날에 유의한 음의 초과수익이 존재한다는 것이다. 이것은 과잉반응에 의해 설명될 수도 있을 것이며 차환에 대한 앞으로의 연구주제가 될 것이다. 레버리지의 변화에 관계없이 차환규모가 기업의 부채규모에 비해 작은 경우에도 주식베타는 차환후에 음의 값을 나타내고 있다. 이것은 왜 전반적인 주식베타의 변화가 음이 되는가는 또다른 중요한 주제가 될 것이다. 차환을 투자결정이 아닌 자금조달 결정으로 다루는 경우 레버리지의 증가는 보통주가격에 대한 이러한 음의 가치효과를 설명할 수 있을 것이다.(음의 영향가설) 또한 세금절감효과는 차환에 의한 시장의 성과를 설명하는데 대단히 중요한 요인임을 확인하였다. 투자자들은 이러한

사실을 기업의 가치평가에 중요한 기준으로 인식하고 있다.

또한 본 연구는 기존사채를 다른 이자율로 차환하는 기업의 차환공표일을 전후한 보통주수익율 형태를 살펴보는 것이다. 사채차환의 공표가 보통주수익율과 위험에 미치는 일반적인 영향을 여러가지 가설하에서 검증되었다. 또한 다양한 차환가설의 초과수익 예측이 상호배타적이지는 않으나 시장모형의 베타로 측정되는 주식위험의 변화를 도입하는 경우 이러한 가설들의 효과를 명백하게 분리시킬 수 있게 된다. 따라서 횡단면분석시 전통적인 잔차분석 방법에 추가적으로 주식베타의 변화분을 종속변수를 사용한다는 것이 이 논문의 중요한 공헌이라 하겠다.

## 참 고 문 헌

- Ang, James, "The Two Faces of Bond Refunding," *The Journal of Finance*, vol 30, no. 3 (June 1975), 869-874.
- Ang, James, "The Two Faces of Bond Refunding : Reply," *The Journal of Finance*, vol 33, no. 1 (March 1978), 354-356.
- Barney, Amir, Robert A. Haugen, and Lemma W. Senbet, "A Rationale for Debt Maturity Structure and Call Provisions in the Agency Theoretic Framework," *Journal of Finance* (Dec. 1980), 1223-1234.
- Bierman, Harold, "The Bond Refunding Decision," *Financial Management* (Summer 1972), 27-29.
- Bowlin, Oswald D., "The Refunding Decision : Another Special Case in Capital Budgeting," *The Journal of Finance* (March 1966), 55-69.
- Boyce, W. M. and A. J. Kalotay, "Tax Differentials and Callable Bonds," *The Journal of Finance*, vol. 34, no. 4 (Sept. 1979), 825-838.
- Brenner, Menachem and Seymour, Smidt, "A Simple Model of Non-Stationarity of Systematic Risk," *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 4 (Sept. 1977), 1081-1092.
- Brenner, Menachem and Smidt, Seymour, "The Sensitivity of the Efficient Market Hypothesis to Alternative Specifications of the Market Model," *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 4 (Sept. 1977), 1081-1092.
- Brown, S. and J. Warner, "Measuring Security Price Performance," *Journal of Financial Economics* 8 (Sept. 1980), 205-258.
- Brown, S. and J. Warner, "Using Daily Stock Returns in the Case of Event Studies," *Journal of Financial Economics* 14 (March 1985), 3-31.
- Chow, G. C., "Tests for Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica* 28 (1960), 591-605.
- Dhaliwal, Dan S., "The Agency Cost Rationale for Refunding Discounted Bonds," *The Journal of Financial Research*, vol. 8, no. 1 (Spring 1985), 43-50.
- Dietrich, Richard J., "Effects of Early Bond Refundings : An Empirical Investigation of Security Returns," *Journal of Accounting and Economics* 6 (1984), 67-96.
- Dodd, P. and J. Warner, "On Corporate Governance : A Study of Proxy Contests,"

- Journal of Financial Economics* 11 (April 1983), 401-438.
- Dyl, Edward A. and Ronald W. Spahr, "Taxes and the Refunding of Discounted Bonds," *The Journal of Financial Research*, vol. 6, no. 4 (Winter 1983), 265-273.
- Eckbo, B. Espen, "Valuation Effects of Corporate Debt Offerings," *Journal of Financial Economics* 15 (Jan. 1986), 119-151.
- Emery, Douglas R. and Wilbur G., Lewellen, "Refunding Noncallable Debt," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 19, no.1 (March 1984), 73-82.
- Fabozzi, Frank J. and Jack C. Francis, "Stability Tests for Alphas and Betas Over Bull and Bear Market Conditions," *The Journal of Finance*, vol. 32 (Sept. 1977), 1093-1099.
- Fabozzi, Frank J. and Jack C. Francis, "Mutual Fund Systematic Risk for Bull and Bear Markets : An Empirical Examination," *The Journal of Finance*, vol. 34, no. 54 (Dec. 1979), 1243-1250.
- Finnerty, John D., "Refunding Discounted Debt : A Clarifying Analysis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 21, no. 1 (March 1986), 95-106.
- Goldfeld, S. and R. Quandt, "Some Tests for Homoscedasticity," *Journal of American Statistical Association*, vol. 60 (1965), 539-547.
- Goldfeld, S. and R. Quandt, "The Estimation of Structural Shifts by Switching Regressions," *Annals of Economic and Social Measurement* 2 (1973), 475-485.
- Hamada, Robert S., "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *The Journal of Finance*, vol. 27 (May 1972), 435-452.
- Jensen, M. and W. Meckling, "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics* (Oct. 1976), 305-360.
- Kraus, Alan, "The Bond Refunding Decision in an Efficient Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (Dec. 1973), 793-806.
- Leland, H. and D. Pyle, "Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediaries," *Journal of Finance*, vol. 32 (1977), 371-388.
- Lewellen, Wilbur G. and Ahron Rosenfeld, "Optimal Bond Refunding Strategies," *Managerial and Decision Economics*, vol. 8 (1987), 243-250.
- Masulis, Ronald W., "The Effects of Capital Structure Change on Security Prices : A

- Study of Exchange Offer," *Journal of Financial Economics* 8 (Feb. 1980), 139-178.
- Masulis, Ronald W., "The Impact of Capital Structure Change on Firm Value : Some Estimates," *The Journal of Finance*, vol. 38, no. 1 (March 1983), 107-126.
- Ofer, Aharon R. and Robert A. Taggart, Jr., "Bond Refunding : A Clarifying Analysis," *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 1 (March 1977), 21-30.
- Sibley, A. M., "Some Evidence on the Cash Flow Effects of Bond Refunding," *Financial Management* (Autumn 1974), 50-53.
- Smith, Clifford W. Jr. and J. B. Warner, "On Financial Contracting : An Analysis of Bond Covenants," *Journal of Financial Economics* 7 (1979), 117-161.
- Yawitz, Jess B. and James A. Anderson, "The Effect of Bond Refunding on Shareholder Wealth," *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 5 (Dec 1977), 1738-1746.