

長短期 負債構造와 普通株 收益率의 聯關性에 관한 研究*

崔 容 植**

〈요 약〉

기업의 자본구조관리는 재무레버리지와 부채의 만기구조에 관한 결정에 달려있다. Modigliani-Miller(MM)이후 기존의 연구는 대부분 재무레버리지효과에 대해서만 분석을 시도하였을 뿐 부채의 만기구조효과에 대한 분석은 미진하였다. 따라서 이 논문은 부채의 만기구조가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향을 이론적으로 분석하여 검증가능한 가설을 도출하고, 실증적으로 검증하고자 한다.

이 연구는 MM의 가정과 장단기부채에 관한 가정을 기초로 부채의 만기구조가 짧아지면 보통주의 기대수익률이 상승한다는 가설을 유도한다. 미국기업을 표본으로 한 회귀분석 결과는 주어진 총부채비율하에서 단기부채의 의존도가 보통주의 기대수익률과 양(+)^{의 상관관계에 있다는 것을 밝혔다. 이러한 부채의 만기구조효과는 기존의 기업규모효과(size effect)를 통제하여도 그 결과가 변하지 않는 독립된 현상으로 파악되었다.}

I. 序 論

Modigliani-Miller(1958)의 자본구조이론(MM이론) 이후에 재무정책과 보통주 위험/수익률의 연관성에 관한 이론분석 및 실증분석은 계속적으로 시도되고 있다. 그 대표적인 예로 Hamada(1969)와 Rubinstein(1973)은 MM이론의 가정인 동일 경영위험하에서 보통주의 체계적 위험(systematic risk)은 그 기업의 재무레버리지와 양(+)^{의 관계에 있다는 것을 이론적으로 제시하였다. 실증연구로는 Beaver-Kettler-Scholes (1970), Hamada(1972), Hill-Stone(1980), Mandelker-Rhee(1984) 등이 미국기업의 자료를 분석하여 보통주의 시장위험 (market risk)은 부채비율이 증가함에 따라 커진다는 결과를 발표하였다. 또한, Bhandari(1988)는 Fama-MacBeth(1973) 방법을 사용하여}

* 본 논문에 유용한 논평을 해주신 익명의 재무관리연구 심사위원들께 깊은 감사를 드린다.

** 산업과학기술연구소 책임연구원 및 포항공과대학 겸직교수

보통주의 기대수익률이 체계적 위험과 기업규모 (firm size)를 통제한 후에도 부채비율과 양의 관계에 있다는 것을 발견하였다.

부채의 만기구조와 보통주 위험/수익률관계에 관한 연구로는 Morris(1976)의 영업이익과 단기이자율간의 교차헤지(cross-hedge), Myers(1977)와 Barnea-Haugen-Senbet(1980)의 대리인비용, Brick-Ravid(1985)의 재무레버리지이득(tax benefit), Flannery(1986)와 Diamond(1990)의 정보비대칭성에 기초한 단편적 이론만이 존재할 뿐이며 실증적 연구는 전혀 수반되지 않고 있다. 즉, 기업의 최적자본구조는 부채비율뿐만 아니라 부채의 만기구조와도 관계가 있으나, 기존의 연구는 부채의 만기구조가 보통주 실질가치에 미치는 영향에 대해 큰 관심을 두지 않았다.

따라서 이 연구는 주어진 경영위험과 부채비율하에서 장기부채를 단기부채로 교환(부채의 만기구조 변화)하는 것이 보통주의 기대수익률을 상승시킨다는 가정을 도출하고 실증적으로 검증하고자 한다. 이 연구의 모형은 장기채권자와 단기채권자가 부담하는 위험정도가 다르다는 가정 아래 부채의 만기구조와 보통주의 기대수익률간의 관계를 분석한다. Weinstein(1983)이 주장하는 바와 같이 장기부채의 가치는 보통주의 가치와 유사하게 움직이므로, 부채만기의 특성상 장기채권자는 단기채권자에 비해 상대적으로 더 많은 위험을 부담하게 된다. 다른 조건이 다 같은 상태에서 기업이 장기부채를 단기부채로 교환할 경우, 신규 단기채권자는 기존의 장기채권자가 부담하였던 위험의 일부만을 부담하므로 나머지 위험은 보통주 주주에게 귀속된다. 즉, 부채의 만기구조변화가 보통주의 실질가치에 영향을 준다는 설명이 가능하다. 이 연구는 미국기업의 자료를 갖고 Fama-MacBeth 연구방법과 Bhandari 연구방법에 의거 부채의 만기구조효과를 분석하고자 한다.

이 논문의 II장에서는 MM의 가정에 장단기부채에 관한 가정을 도입하여 “부채의 만기구조 효과” 가설을 유도하고, III장에서는 실증분석을 위한 기업표본과 기초자료 그리고 연구방법론에 대해 설명하기로 한다. IV장은 가설에 대한 실증분석의 연구결과를 제시하고, 마지막 V장에서는 이 연구를 종합, 정리한 요약과 결론을 기술한다.

II. 負債의 滿期構造效果에 관한 模型

이 연구에서 의미하는 부채의 만기구조효과란 다른 조건이 일정한 경우 기업의

장단기부채간의 교환 (즉 부채의 만기구조변화)에 따라 보통주의 기대수익률이 어떻게 변하는가에 대한 설명이다. 이러한 만기구조의 효과에 대한 모델을 설정하기 위해 다음과 같은 가정이 필요하다.

1. 가정

(1) 자본시장이 완전시장 (perfect market)이다. 즉, 법인세, 개인소득세, 거래비용, 각종규 제, 파산비용 등의 시장불완전요소는 존재하지 않는다.

(2) 기업의 현재와 미래 자산운용에 관한 투자결정은 주어졌다. MM이론에 의해 자산의 체계적 위험(β_A)이 재무구조의 변화와 무관하므로 자산의 기대수익률 ($E(\tilde{R}_A)$) 또한 일정하다.

(3) 자본조달은 자기자본(S), 단기부채(B), 장기부채(L)의 세가지 형태에만 의존한다. 기업의 가치를 V라 하면, V는 자기자본, 단기부채, 그리고 장기부채의 합으로 나타낼 수 있다. 즉, $V=S+B+L$.

(4) 장단기 부채를 합한 총부채의 사용비율은 일정하다. 다시 말해 장단기 부채간의 교환만을 분석하기 위해 총부채비율 즉, $(B+L)/S$ 이 상수 K라고 가정한다는 것이다.

2. 만기구조효과에 관한 가설유도

기업의 총자산에 대한 수익률 \tilde{R}_A 는 가정 (3)에 의해 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\tilde{R}_A = \tilde{R}_B(B/V) + \tilde{R}_L(L/V) + \tilde{R}_S(S/V) \tag{1}$$

- 여기서 R_A : 총자산의 수익률
- R_B : 단기부채의 수익률
- R_L : 장기부채의 수익률
- R_S : 보통주의 수익률
- C : 기업의 총자산가치
- B : 기업의 단기부채가치
- L : 기업의 장기부채가치
- S : 기업의 자기자본가치

(1) 식을 보통주수익률 \tilde{R}_S 에 대해 정리하면

$$\tilde{R}_S = \tilde{R}_A + (\tilde{R}_A - \tilde{R}_B) \cdot (B/A) + (\tilde{R}_A - \tilde{R}_L) \cdot (L/S) \quad (2)$$

이다. 양변에 모두 기대값(expectations)을 취한 뒤 정리하면 다음과 같다.

$$E(\tilde{R}_S) = E(\tilde{R}_A) + [E(\tilde{R}_A) - E(\tilde{R}_B)] \cdot (B/S) + [E(\tilde{R}_A) - E(\tilde{R}_L)] \cdot (L/S) \quad (3)$$

만약에 단기부채와 장기부채가 완전대체재(perfect substitutes)라면, (3)식은 기업의 부채비율이 증가함에 따라 보통주의 기대수익률은 상승한다는 MM의 제2명제와 같게 된다.

주어진 재무구조하에서 부채의 만기구조변화가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향을 분석하기 위해 가정 (4)에서 총부채비율은 일정하다 $[(B+L)/S = \bar{K}]$ 고 가정하였고, 또 단기부채가 총부채중 차지하는 비율 $B/(B+L)$ 을 b 라 하면 (3)식은 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} E(\tilde{R}_S) &= E(\tilde{R}_A) + [E(\tilde{R}_A) - E(\tilde{R}_B)] \cdot \left(\frac{B}{B+L} \cdot \frac{B+L}{S} \right) + [E(\tilde{R}_A) - E(\tilde{R}_L)] \cdot \\ &\quad \left[\left(1 - \frac{B}{B+L} \right) \cdot \frac{B+L}{L} \right] \\ &= E(\tilde{R}_A) + [E(\tilde{R}_A) - E(\tilde{R}_B)] \cdot b \cdot \bar{K} + [E(\tilde{R}_A) - E(\tilde{R}_L)] \cdot (1-b) \cdot \bar{K}. \quad (4) \end{aligned}$$

다음, 가정 (2)에서 자산의 기대수익률 $E(\tilde{R}_A)$ 이 일정하다고 하였으므로 (4)식을 b 에 대해 편미분(partial derivative)하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial E(R_S)}{\partial b} = \bar{K} \cdot [E(\tilde{R}_L) - E(\tilde{R}_B)]. \quad (5)$$

(5)식은 다른 조건이 다같은 경우, 장기부채를 단기부채로 교환할 때 보통주의 기대수익률에 미치는 영향을 의미한다. 일반적으로 단기부채는 담보에 의한 차입이며 또 그 만기의 특성상 거시경제변수에 상대적으로 덜 민감하다. 역으로, 장기부채는 단기부채보다 가격변동에 따른 위험이 크기 때문에 채권자들은 만기가 긴 부채일수록 높은 수익률을 요구하게 되며, 따라서 수익률곡선(yield curve)은 上向하게 된다. 즉,

장기부채의 기대수익률 $E(\tilde{R}_L)$ 이 단기부채의 기대수익률 $E(\tilde{R}_S)$ 보다 크므로 (5)식은 양의 값을 가지며, 부채의 만기구조가 짧아질수록 보통주의 기대수익률은 상승한다 (“부채의 만기구조효과”)는 의미이다.

이러한 부채의 만기구조효과는 옵션가격결정이론(option pricing theory)을 이용하여 증명할 수도 있다. 옵션평가모형에 의하면 기업의 가치에 대한 자기자본 가치의 탄력성은 옵션의 만기(이 경우 부채의 만기임)가 길어짐에 따라 작아진다는 것을 알 수 있다. 주어진 기업의 가치에서 자기자본가치와 부채의 가치는 완전 負(-)의 상관관계에 있으므로, 부채의 탄력성은 그 만기와 양(+)의 상관관계에 있게 된다. 즉, 장기부채의 위험이 단기부채의 위험보다 크기 때문에, 장기부채의 기대수익률이 단기부채의 기대수익률보다 높아 수익률곡선은 역시 上向하게 된다.” 그러므로, 다음과 같은 부채의 만기구조효과가설이 성립된다.

(가설) 다른 조건이 다 같고, 또 주어진 총부채비율하에서 장기부채를 단기부채로 교환하면(부채의 만기구조가 짧아지면) 보통주의 기대수익률은 상승한다.

이 가설은 세금이 존재하는 자본시장에서 Miller(1977)의 레버리지이득(gain from leverage)을 이용하여 도출한 Brick-Ravid(1985)의 가설과 일치한다.

III. 資料 및 方法論

1. 표본과 변수의 정의

이 연구의 표본기업은 1964년 1월부터 1988년 12월까지 25년간 뉴욕증권거래소(NYSE)와 아메리칸증권거래소(AMEX)에 상장된 주식의 일별수익률이 美 시카고대학의 CRSP file 에 기록된 기업을 1차로 선정하였다. 그리고 1차 표본대상기업 중에서 연간 재무제표가 1968년부터 1987년까지 20년 동안 Standard & Poor의 Annual Industrial Compustat Tapes에 기록되어 있는 기업을 2차로 선정하였다. 2차 표본대상 기업 중에서 부채비율의 특이성 때문에 금융 및 보험산업에 속한 기업을 제외하여 최종적으로 502개의 미국기업을 이 연구의 표본으로 정하였다.

우선, 주식의 일별수익률이 갖고 있는 비동시거래(non-synchronous trading) 문제,

매매호가편차(bid-ask biases)문제, 비정규분포문제 등을 완화하기 위해 연속적 복리 방식을 이용한 월별수익률을 구한다. CRSP의 월별수익률 file을 직접 사용하지 않고 일별수익률에서 월별수익률을 구한 이유는, 월별수익률 file이 NYSE 상장기업만 포함하고 있기 때문에 표본기업선정시 AMEX에 상장된 기업까지 포함시키기 위해서이다. 다음, 시장포트폴리오수익률 역시 NYSE와 AMEX에 상장된 개별주식의 월별수익률을 구한 뒤 단순평균포트폴리오(equally weighted portfolio)의 월별수익률을 산정한다.

기업규모(firm size)변수는 기존의 연구와 같이 매년말 주식의 시장가격에 발행된 주식수를 곱한 값(SIZE)으로 정한다. 월별이자율자료는 1964년 1월부터 1988년 12월까지 25년간 미국의 Federal Reserve Bulletin에서 단기이자율의 대응변수로 상업어음(Commercial Paper)수익률을, 무위험이자율의 대응변수로 美 재정증권(Treasury Bill)수익률을 구한다. 특히, 무위험이자율은 표본기업의 보통주 초과수익률, 시장포트폴리오의 초과수익률, 단기이자율의 초과수익률을 구하는데 사용된다.

이 논문에서 사용되고 있는 재무구조변수에 대한 정의는 다음과 같다.

STTD=단기구조비율=단기부채의 장부가치/부채의 장부가치

TDER=총부채비율=총부채의 장부가치/보통주의 시장가치

STDE=단기부채비율=단기부채의 장부가치/보통주의 시장가치

LTDE=장기부채비율=장기부채의 장부가치/보통주의 시장가치

여기서 단기부채란 1년 이내에 만기가 도래하는 대차대조표상의 유동부채를 의미하며, 장기부채는 고정부채와 우선주를 합한 금액으로 사용한다. 이와 같은 재무구조변수는 각 표본기업의 사업년도말 기준으로 구하였다.

2. 연구방법론

앞에서 설정한 가설을 검증하기 위해서 기업규모와 보통주의 체계적 위험을 통제한 후 부채의 만기구조가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향을 횡단면 회귀모형에 의해 분석하고자 한다. 이 연구에서는 보통주의 체계적 위험을 추정하기 위해 1요인시장모형(one-factor market model)과 2요인시장모형(two-factor market model)의 두 가지 연구방법론을 선택하였다.

(1) 방법론 1

Fama-MacBeth(1973)의 방법론을 따라 지난 5년간의 월별수익률에 의해 시장모델 베타(market model β)를 다음과 같이 구한다.

$$(R_{jt} - R_{ft}) = \alpha_j + \beta_j(R_{mt} - R_{ft}) - \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

여기서 $(R_{jt} - R_{ft})$: t월 동안 j보통주의 초과수익률

$(R_{mt} - R_{ft})$: t월 동안 시장포트폴리오의 초과수익률.

두 종류의 부채만기구조변수를 사용하여 매월 다음과 같은 횡단면 회귀분석을 하고, 20년 표본기간 동안 회귀계수의 평균값과 t-통계량에 의해 가설을 검증한다.

$$\text{(모델 1)} \quad E(XR_{jt}) = a_0 + a_1(STTD)_{jt} + a_2(TDER)_{jt} + a_3\beta_{jt} + a_4(LSIZE)_{jt} \quad (7)$$

$$\text{(모델 2)} \quad E(XR_{jt}) = b_0 + b_1(STTD)_{jt} + b_2(LTDE)_{jt} + b_3\beta_{jt} + b_4(LSIZE)_{jt} \quad (8)$$

여기서 XR_{jt} : t월 동안 j주식의 초과수익률($R_{jt} - R_{ft}$)

β_{jt} : t월 이전 60개월의 수익률에 의해 추정된 j주식의 β

$(LSIZE)_{jt}$: t월 이전 연말에 j주식 시장가치의 자연대수(natural logarithm).

그리고 $(STTD)_{jt}$, $(TDER)_{jt}$, $(LTDE)_{jt}$ 는 t월 이전 j주식의 회계년도말 기준 만기구조, 총부채비율, 단기부채비율, 장기부채비율을 의미한다.

모델 1은 Bhandari(1988)의 회귀분석모델에 부채의 만기구조변수 (STTD)를 추가한 형태이다. 즉, 주어진 총부채비율하에서 단기부채의 의존도가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향이 a_1 계수에 반영된다. 그러므로, 이 연구의 가설에 의하면 a_1 계수는 양(+)의 값으로 기대되고, a_2 역시 MM 이론에 의거 양(+)의 값으로 기대된다.

모델 2에서 b_1 계수와 b_2 계수는 각각 단기부채와 장기부채가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향을 나타내고 있다. 장단기부채간의 교환발행이 보통주의 기대수익률에 미치는 영향에 관한 이 연구의 가설에 의하면 b_1 계수가 b_2 계수보다 클 것으로 기대된다. 표본기간 20년동안 월별 횡단회귀분석에 의해 추정된 계수 b_1 의 평균이 b_2 의 평균보다 크다는 것을 검증하기 위해 다음과 같은 t-통계량을 사용한다.

$$t(\bar{b}_1 - \bar{b}_2) = \frac{\sqrt{T * (\bar{b}_1 - \bar{b}_2)}}{\sqrt{\text{Var}(b_1) + \text{Var}(b_2) - 2\text{Cov}(b_1, b_2)}} \quad (9)$$

기존의 연구가 밝힌 바와 같이, (6)식에서 개별주식에 대해 추정된 OLS β 를 (7)식과 (8)식의 횡단면 회귀분석에 사용할 때 변수의 오차(errors-in-variables)문제가 발생하게 된다. 이 문제를 해결하는 방법으로 개별주식의 그룹화에 의한 포트폴리오 접근방법을 들 수 있으나, 이는 포트폴리오내에서 개별주식이 갖고 있는 유용한 정보의 상실이라는 효율성저하를 초래한다. 대안으로 이 연구는 Litzenberger-Ramaswamy(1979)의 異分散오차(heteroscedastic errors)를 수정한 다음과 같은 β 를 사용한다.

$$\beta^* = \hat{\beta} \cdot \frac{\sqrt{\sum_{t=1}^T (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e})^2 / (T-2)}} \quad (10)$$

여기서 β^* : Litzenberger-Ramaswamy (L-R)의 β

$\hat{\beta}$: Ordinary Least Square의 β

\bar{R}_m : 지난 5년간 월별 시장 포트폴리오수익률의 평균

\bar{e} : 지난 5년간 월별수익률을 사용한 시장모형잔차의 평균

T : 지난 5년간의 개월수, 즉 60.

이 논문에서 OLS's β 는 물론 L-R's β 도 사용한 실증분석결과를 함께 보고하고자 한다.

(2) 방법론 2

Stone(1974)이 제안한 2요인시장모델을 이용하여 주식시장 위험 β 와 이자율위험 η 를 지난 5년간의 월별수익률에 의해 다음과 같이 구한다.

$$(R_{jt} - R_{ft}) = \alpha_j + \beta_j(R_{mt} - R_{ft}) + \eta_j[-(R_{ft} - R_{ft})] + e_{jt} \quad (11)$$

여기서 $(R_{jt} - R_{ft})$ 는 t월 동안 CP의 초과수익률이다. 기존의 연구가 보통주수익률이 이자율과 역의 관계에 있다는 것을 실증분석으로 보였기 때문에, 이 연구에서는 두번째 요인(second factor)의 단기이자율프리미엄에 음의 값 즉, $-(R_{ft} - R_{ft})$ 를 사용하기로

한다.

방법론 1과 마찬가지로 두 종류의 만기구조변수를 사용하여 매월 다음과 같은 횡단면 회귀모델을 분석한다.

$$(모델 3) \quad E(XR_{jt}) = a_{0t} + a_{1t}(STTD)_{jt} + a_{2t}(TDER)_{jt} + a_{3t}\beta_{jt} + a_{4t}\eta_{jt} + a_{5t}(LSIZE)_{jt} \quad (12)$$

$$(모델 4) \quad E(XR_{jt}) = b_{0t} + b_{1t}(STTD)_{jt} + b_{2t}(LTDE)_{jt} + b_{3t}\beta_{jt} + b_{4t}\eta_{jt} + b_{5t}(LSIZE)_{jt} \quad (13)$$

표본기간 20년 동안 추정된 회귀계수의 평균값과 t-통계량에 의해 $a_1 > 0$, 그리고 $b_1 > b_2$ 의 통계적 귀무가설을 검정하고자 한다.

IV. 實證分析結果 및 解釋

1. 표본의 서술적 분석

<표 1>은 502개 표본기업의 1968년부터 1987년까지 20년동안 부채의 만기구조 변수와 통제변수에 대한 요약통계량(summary statistics)이다.

단기부채가 총부채 중에서 차지하는 비율(STTD)의 평균 (중앙값)은 0.50 (0.51)으로써, 단기부채와 장기부채가 거의 같은 비중으로 사용되고 있다는 것을 나타낸다. 총부채의 보통주 시장가치에 대한 비율(TDER)의 평균값은 1.35이며, 이 값은 Bhandari (1988)의 평균총부채비율 1.38과 큰 차이가 없는 것으로 확인되었다.

개별표본기업의 20년간 평균단기부채비율(STDE)의 502개 표본기업에 대한 평균 값은 0.58이며, 그 분포는 최소값 0.01부터 최대값 4.93까지 비교적 잘 분포되어 있다. 장기부채의 보통주 시장가치에 대한 비율(LTDE)의 평균값은 0.76이며, 최소값 0.0부터 최대값 3.38까지 분포되어 있다.

보통주 시장가치의 중앙값 \$ 382백만은 Reinganum(1981), Keim(1983), Handa-Kothari-Wasley(1989) 등의 연구에 의한 10개의 포트폴리오중 7번째로 큰 포트폴리오의 중앙값에 해당한다. 다시 말해, 이 연구의 표본기업은 NYSE와 AMEX에 상장된 기업에 비해 상대적으로 대형회사에 편중되어 있다는 결과이다.

〈표 1〉 변수들의 요약통계량

變數名	N	평균값	중앙값	표준편차	최소값	최대값
STTD	502	0.50	0.51	0.22	0.09	1.00
TDER	502	1.35	1.09	1.00	0.01	7.70
STDE	502	0.58	0.42	0.51	0.01	4.93
LTDE	502	0.76	0.50	0.69	0.00	3.38
SIZE	502	\$ 1147mil	382	3,245	2	46,982
β	502	0.80	0.79	0.30	0.19	1.80
η	502	-1.39	-1.61	9.47	-37.06	39.36

1요인 시장모델에 의해 추정된 보통주의 체계적 위험 β 는 0.80의 평균값과 0.79의 중앙값을 갖고 있는데, 이는 주식시장의 평균값인 1에 비해 상당히 낮은 수준이다. 그 이유는 표본기업선정시 표본기간 동안 계속적인 자료를 갖고 있는 기업에 한정되어, Titman-Wessels(1988)이 설명한 바와 같이 상대적으로 안정된 그리고 규모가 큰 기업이 주로 포함되어 있기 때문이다. 2요인시장모델의 두번째 위험요소인 이자율 위험 η 의 평균값(중앙값)은 -1.39 (-1.61)이며, 최소값 -37.06부터 최대값 39.36까지 분

〈표 2〉 소속산업과 회계년도분포

소 속 산 업	N	회계년도	N
Consumer Durables	111	1월	17
Basic Industries	101	2월	6
Utilities	98	3월	6
Capital Goods	56	4월	3
Food & Tobacco	31	5월	4
Textiles & Trades	31	6월	28
Petroleum	30	7월	9
Construction	13	8월	7
Transportation	12	9월	23
Services	10	10월	14
Leisure	8	11월	6
		12월	379
합 계	502		502

포되어 있다.

502개 표본기업의 소속산업과 회계년도별 분포를 <표 2>에 요약하였다. 소속산업은 美 표준산업분류코드(SIC code)의 첫 두자리를 기준으로 총 11개 산업이 구분되었다. 회계년도의 분포도에서 보는 바와 같이 12월 결산 법인이 379개로 502개 표본기업중 약 75%에 해당된다.

2. 부채의 만기구조효과에 관한 실증분석결과

이 절은 부채의 만기구조가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향에 대해 앞에서 제시한 4개 회귀모델의 실증분석결과를 보고한다. 만약에 자본자산가격결정모형(CAPM)이 맞고 그 체계적 위험이 정확하게 측정되었다면, 재무구조효과나 만기구조 효과는 추정된 위험값에 반영됨으로써 부채비율변수와 만기구조변수는 이론적으로 보통주의 기대수익률과 무관하게 될 것이다. 그러나, 실증적으로는 Bhandari(1988)의 연구와 같이 보통주의 기대수익률이 시장모델 β 와 기업규모변수를 통제한 후에도 총부채비율과 양의 관계에 있다는 결과를 보고하고 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 장단기부채가 그 특성상 보통주의 위험에 각각 다른 영향을 미치고 있으므로, 보통주의 기대수익률에도 역시 차별효과를 나타내리라 기대한다.

<표 3> 회귀분석모델 1의 20년간 평균추정계수(%/월) 및 t-통계량

$$\text{모델 1 : } E(XR_i) = a_0 + a_1(\text{STTD})_i + a_2(\text{TDER})_i + a_3\beta_i + a_4(\text{LSIZE})_i$$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4
A : LSIZE변수를 제외한 경우					
	0.00	0.67	0.11	-0.01	
OLS's β :	(0.00)	(2.71)**	(1.89)*	(-0.03)	
L-R's β :	(0.10)	(2.47)**	(2.05)*	(0.13)	
B : LSIZE변수를 포함한 경우					
	0.93	0.58	0.07	-0.30	-0.11
OLS's β :	(2.33)*	(2.41)**	(1.31)	(-1.01)	(-2.15)*
L-R's β :	(2.47)*	(2.15)*	(1.31)	(-1.19)	(-2.55)**

주) 1. 괄호안의 숫자는 ordinary least square's (OLS's) β 와 litzenberger-Ramaswamy's (L-R's) β 를 사용한 경우의 t-통계량임.

2. ** : 1% 유의수준, * : 5% 유의수준임.

(1) 1요인시장모델의 분석결과

〈표 3〉은 모델 1의 회귀분석결과를 요약하였다. 모델 1은 Bhandari의 회귀모형에 부채의 만기구조변수(STTD)를 더한 형태로써, 이 연구의 통계적 귀무가설은 $a_1 > 0$ 이다. 표본기간 20년동안 월별 추정계수 a_1 의 평균값은 0.67%이며 t-통계량은 2.71로써 1% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 갖고 있다. 기업규모효과(size effect)를 통제하기 위해 LSIZE변수를 포함한 분석결과에서도 계수 a_1 의 값과 t-통계량이 각각 0.58%, 2.41로 통계적 유의성에는 변화가 없다. 즉, 주어진 조건하에서 단기부채의존도의 증가는 보통주의 기대수익률을 높인다는 본 연구의 가설을 지지하고 있으며, 이 결과는 기업규모효과와 관계없이 존재하는 현상으로 파악된다.

총부채비율변수의 계수인 a_2 는 0.11%로 Bhandari의 연구결과 0.18%보다 다소 낮으나 통계적으로는 5%의 유의수준을 보이고 있다. 이 결과는 기업의 타인자본 의존도가 증가함에 따라 보통주의 기대수익률이 상승한다는 MM의 재무위험효과와 일치한다. 그러나 LSIZE변수가 포함된 회귀모형에서는 a_2 가 0.07%로 통계적 의미가 사라진 반면, 기업규모효과가 5%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

〈표 4〉 회귀분석모델 2의 20년간 평균추정계수(%/월) 및 t-통계량

$$\text{모델 2 : } E(XR_i) = b_0 + b_1(STDE)_i + b_2(LTDE)_i + b_3\beta_i + b_4(LSIZE)_i$$

	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	$(b_1 - b_2)$
A : LSIZE변수를 제외한 경우						
	0.42	0.28	-0.11	-0.02	-	0.39
OLS's β :	(1.63)	(2.56)**	(-1.16)	(-0.07)		(2.38)**
L-R's β :	(1.46)	(2.25)*	(-0.74)	(0.08)		(1.87)*
B : LSIZE변수를 포함한 경우						
	1.31	0.22	-0.14	0.33	-0.12	0.36
OLS's β :	(3.43)**	(2.25)*	(-1.48)	(-1.09)	(-2.19)*	(2.24)*
L-R's β :	(3.40)**	(1.79)*	(-1.08)	(-1.33)	(-2.62)**	(1.69)*

주) 1. 괄호안의 숫자는 ordinary least square's(OLS's) β 와 litzemberger-Ramaswamy's (L-R's) β 를 사용한 경우의 t-통계량임.

2. $t(b_1 - b_2) = \sqrt{T \cdot (b_1 - b_2)} / \sqrt{\text{Var}(b_1) + \text{Var}(b_2) - 2 \text{Cov}(b_1, b_2)}$.

3. ** : 1% 유의수준, * : 5%의 유의수준임.

시장위험 β 에 대한 프리미엄인 a_3 계수는 예상과 달리 -0.01% (LSIZE 제외시)와 -0.30% (LSIZE 포함시)로 음의 값을 갖는데, 이는 Bhandari의 -0.24% 와 같이 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 개별기업차원에서 사용되는 위험변수 β 의 측정상 오류(measurement errors)를 수정하기 위하여 Litzenberger-Ramaswamy의 β 를 보완적으로 사용하였으나, 그 결과는 a_3 계수의 통계적 유의성에 영향을 주지 못했다. 기업규모효과에 관한 LSIZE 변수의 계수 a_4 는 기존의 연구와 마찬가지로 통계적 유의성이 있는 음의 값을 갖고 있다.

〈표 4〉는 단기부채와 장기부채가 보통주의 기대수익률에 미치는 차별효과에 대한 분석결과이다. 이 연구의 가설에 의하면 $b_1 - b_2 > 0$ 의 통계적 귀무가설이 성립된다. 단기부채비율변수의 추정계수 b_1 은 양의 값을 갖고 있으며, 기업규모변수의 포함여부와 상관없이 5% 수준에서 통계적 유의성을 보이고 있다. 반면에 장기부채비율의 경우 그 평균추정계수 b_2 는 통계적 유의성은 없으나 음의 값을 갖고 있다. 다시 말해, 단기부채와 장기부채가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향이 현격하게 달라 대체재가 될 수 없다는 것을 쉽게 알 수 있다. 다음, 장기부채 대신에 단기부채를 발행할 경우(부채의 만기구조변화) 보통주의 기대수익률에 미치는 영향을 분석하기 위한 평균추정계수의 차이, $b_1 - b_2$ 는 5% 수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 기업규모 변수나 β 의 추정방법에 상관없이 일정하므로 부채의 만기구조효과 가설을 강하게 지지하는 결과로 해석된다.

〈표 5〉 회귀분석모델 3의 20년간 평균추정계수(%/월) 및 t-통계량

모델 3 : $E(XR_t) = a_0 + a_1(STTD)_t + a_2(TDER)_t + a_3\beta_t + a_4\beta_t + a_5(LSIZE)_t$

	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5
A : LSIZE변수를 제외한 경우						
	0.06	0.63	0.10	-0.03	0.00	-
	(0.20)	(2.56)**	(1.80)*	(-0.08)	(0.34)	
B : LSIZE변수를 포함한 경우						
	0.95	0.55	0.06	-0.30	0.00	-0.11
	(2.34)*	(2.31)*	(1.24)	(-1.01)	(0.43)	(-2.13)*

주) **: 1%의 유의수준, * : 5% 유의수준임.

(2) 2요인시장모델의 분석결과

여기서는 앞의 방법론 2에서 설명한 2요인시장모델의 위험 β 와 η 를 고려할 경우 부채의 만기구조효과가 어떻게 변하는지 살펴보기로 한다. <표 5>의 기업규모 변수가 제외된 회귀분석 결과에서 만기구조변수(STTD)와 재무구조변수(TDER)의 추정계수 a_1 과 a_2 는 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 부채의 만기구조 변수가 2요인시장위험 β 와 η 및 재무구조를 통제한 후에도 회귀모델 3에 추가적인 설명력을 갖고 있다는 결과로서, 본 연구의 가설을 지지하고 있다. 기업규모 변수를 포함할 경우 재무구조효과는 기업규모효과(size effect)에 의해 통계적 유의성을 상실한 반면 부채의 만기구조효과는 5% 수준에서 여전히 통계적 유의성을 보이고 있다. 결국, 부채의 만기구조효과는 1요인 시장모델 분석결과와 마찬가지로 기업규모 효과에 영향을 받지 않는 독립된 현상으로 파악되고 있다.

<표 6> 회귀분석모델 4의 20년간 평균추정계수(%/월) 및 t-통계량

모델 4 : $E(XR_i) = b_0 + b_1(STDE)_i + b_2(LTDE)_i + b_3\beta_i + b_4\eta_i + b_5(LSIZE)_i$

	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	$(b_1 - b_2)$
A : LSIZE 변수를 제외한 경우							
	0.45	0.27	-0.11	-0.04	0.00	-	0.37
	(1.78)	(2.47)**	(-1.13)	(-0.13)	(0.36)		(2.28)*
B : LSIZE 변수를 포함한 경우							
	1.30	0.22	-0.14	-0.32	0.00	-0.11	0.35
	(3.40)**	(2.22)*	(-1.48)	(-1.09)	(0.35)	(-2.15)*	(2.27)*

주) 1. $t(b_1 - b_2) = \sqrt{T} \cdot (b_1 - b_2) / \sqrt{\text{Var}(b_1) + \text{Var}(b_2) - 2 \text{Cov}(b_1, b_2)}$.

2. ** : 1% 유의수준, * : 5% 유의수준임

<표 6>은 총부채비율을 단기부채비율과 장기부채비율로 나누어 각각의 보통주 기대수익률에 미치는 영향을 비교하고 있다. 단기부채의 영향인 b_1 의 20년간 평균 추정계수는 0.27%이며 t-통계량은 2.47로써 1% 수준에서 통계적 유의성을 나타내고 있다. 장기부채의 영향인 b_2 계수는 -0.11%로 통상적인 수준에서 통계적 유의성을 보이지는 않고 있으나, <표 4>에서와 같이 음의 값을 갖고 있다. 이 의미는 Weinstein (1983)이 주장한 바와 같이, 장기부채는 그 만기의 특성상 자기자본과 거의 같은 기능을

수행함에 따라 보통주의 위험 일부를 부담하므로써 적어도 기대수익률을 상승시키지는 않는다는 것이다. 부채의 만기구조효과를 검증하기 위한 통계적 가설 $b_1 > b_2$ 의 t-통계량은 2.28로써 5% 수준에서 유의적 차이를 보이므로 이 연구의 가설을 지지하고 있다. 이 결과는 기업규모효과를 통제하기 위해 LSIZE 변수를 포함한 회귀분석 결과에서도 거의 같은 수준으로 나타나고 있다.

이상의 <표 3>부터 <표 6>까지의 결과를 요약하면, 실증분석결과가 부채의 만기구조효과가설을 지지하고 있으며, 이 결과는 1요인 또는 2요인 시장모델의 위험이나 기업규모변수의 통제후에도 변하지 않았다. 특히 Bhandari(1988)의 총부채비율이 보통주 기대수익률에 미치는 영향력은 이 연구가 밝힌 부채의 만기구조효과에 의해 설명이 가능한 것으로 나타났다.

V. 要約 및 結論

기업의 최적자본구조는 부채비율은 물론 그 만기구조에 의해 결정되나, MM이후 부채의 만기구조에 관한 연구는 재무레버리지의 이론분석 및 실증분석의 그늘에 가려 활발하지 못했었다. 몇몇 기존의 연구는 자본시장의 불완전요소(대리인 비용, 법인세, 정보의 비대칭성 등)를 하나씩 도입하여 단편적인 이론만을 제시할 뿐, 검증가능한 가설과 실증분석결과에는 이르지 못한 약점이 있다.

이 연구는 단기부채와 장기부채를 구별하여 보통주의 기대수익률에 미치는 차별효과를 분석하므로써, 부채의 만기구조효과에 대해 이론적 가설과 실증적 분석을 시도하였다. MM의 가정과 장단기 부채에 관한 가정을 기초로, 주어진 조건하에 단기부채의 의존도는 보통주 기대수익률과 양의 관계에 있다는 가설을 도출하였다. 실증분석을 위한 표본은 1964년부터 1988년까지 자료이용이 가능한 미국의 502개 기업이 선정되었다. 부채의 만기구조효과에 대한 분석방법으로 Fama-MacBeth(1973) 방법론을 이용하였으며, 위험변수와 만기구조변수의 선택에 따른 4개의 횡단면 회귀분석모델을 설정하였다. 회귀분석결과는 단기부채의 상대적 증가가 보통주의 기대수익률을 상승시킨다는 이 연구의 가설과 일치하고 있다. 이 결과는 보통주의 체계적 위험, 총부채비율, 기업규모효과(size effect) 등을 통제한 회귀분석에서도 민감한 반응을 보이지 않은 독립된 현상으로 파악되었다.

이 연구의 결과가 시사하는 바로는 첫째, 주식투자자가 부채의 만기구조효과를

고려하여 투자하면 과거자료를 이용하여 측정된 위험에 기초한 투자보다 더 정확한 예측이 가능하다는 것이다. 본 연구에서 밝힌 바와 같이 단기부채의 상대적 의존도가 높은 기업의 주식을 선택하면 체계적 위험이나 기업규모 등을 통제한 후에도 초과 수익률을 얻을 수 있기 때문이다. 다음, 기업 재무관리자에게는 자기자본비용에 미치는 부채의 만기구조효과를 감안하므로써 전략적 재무의사결정에 유용하리라 기대된다. 단기부채의 비중을 높여 부채의 만기구조가 짧아질수록 그 기업의 자기자본비용이 상승하게 되므로 기업의 가치를 극대화 시키기 위한 가중평균자본비용의 최소화에 전략적 의미를 제공한다.

참 고 문 헌

- 정한규, 재무관리, 경문사, 1991.
- 최용식, “부채의 만기구조가 보통주 위험에 미치는 영향,” 재무연구, 제5호, 1992, 305-320.
- Banz, R.W., “The Relationships between return and market value of common stocks,” *Journal of Financial Economics* 9 (1981), 3-18.
- Barnea, A., R.A. Haugen, and L.W.Senbet, “A rationale for debt maturity structure and call provisions in the agency theoretic framework,” *Journal of Finance* 35 (1980), 1223-1234.
- Barry, C.B. and S.J. Brown, “Differential information and the small firm effect,” *Journal of Financial Economics* 13 (1984), 282-294.
- Beaver, W.H., P. Kettler and M. Scholes, “The association between market determined and accounting determined risk measures,” *The Accounting Review* 45 (1970), 654-682.
- Bhandari, L.C., “Debt/equity ratio and expected common stock returns : Empirical evidence,” *Journal of Finance* 43. (1988), 507-528.
- Blume, M.E. and R.F. Stambaugh, “Biases in computed returns : An application to the size effect,” *Journal of Financial Economics* 12 (1983), 387-404.
- Brick, I.E. and S.A. Ravid, “On the relevance of debt maturity structure,” *Journal of Finance* 40 (1985), 1423-1437.
- Choe, Yong S., “The differential effects of short- and long-term debt financing on the common stock risk and expected returns, Ph.D.Dissertation, 1990, SUNY at Buffalo, NY.
- Choi, D. and F.C. Jen, “The relation between stock returns and short-term interest rates,” *Review of Quantitative Finance and Accounting* 1 (1990), 75-89.
- Diamond, D.W., “Debt maturity structure and liquidity risk,” Working Paper, 1990, University of Chicago.
- Fama, E.F., Foundations of Finance, Basic Books, 1976.
- Fama, E.F. and J.D. MacBeth, “Risk, return and equilibrium : Empirical tests,” *Journal of Political Economics* 81 (1973), 607-636.

- Fama, E.F. and W.G. Schwert, "Asset return and inflation," *Journal of Financial Economics* 5 (1977), 115–146.
- Flannery, M.J., "Asymmetric information and risky debt maturity choices," *Journal of Finance* 41 (1986), 19–37.
- Flannery, M.J. and C.H. James, "The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions," *Journal of Finance* 39 (1984), 1141–1153.
- Fogler, R.H., K. John and J. Tipton, "Three factors, interest rate differentials and stock groups," *Journal of Finance* 36 (1981), 323–335.
- Hamada, R.S., "Portfolio analysis, market equilibrium and corporate finance," *Journal of Finance* 24 (1969), 13–31.
- Hamada, R.S., "The effect of the firm's capital structure on the systematic risk of common stocks," *Journal of Finance* 27 (1972), 435–452.
- Handa, P., S.P. Kothari, and C. Wasley, "The relation between return interval and betas : Implication for the size effect," *Journal of Financial Economics* 23 (1989), 79–100.
- Hill, N.C. and B.K. Stone, "Accounting betas, systematic operating risk, and financial leverage : A risk-composition approach to the determinants of systematic risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13 (1980), 627–650.
- Keim, D.B., "Size-related anomalies and stock returns seasonality : Further empirical evidence," *Journal of Financial Economics* 12 (1983), 12–32.
- Keim, D.B. and R.F. Stambaugh, "Predicting returns in the stock and bond markets," *Journal of Financial Economics* 17 (1986), 357–390.
- Litzenberger, R.H. and K. Ramaswamy, "The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence," *Journal of Financial Economics* 7 (1979), 163–195.
- Mandelker, G.N. and S.G. Rhee, "The impact of the degrees of operating and financial leverage on systematic risk of common stock," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19 (1984), 45–57.
- Miller, M.H., "Debt and taxes," *Journal of Finance* 32 (1977), 261–275.
- Modigliani, F. and M.H. Miller, "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment," *American Economic Review* 48 (1958), 262–297.

- Morris, J.R., "On corporate debt maturity strategies," *Journal of Finance* 31 (1976), 29–37.
- Myers, S.C., "Determinants of corporate borrowing," *Journal of Financial Economics* 9 (1977), 147–176.
- Reinganum, M.R., "Misspecification of capital asset pricing : Empirical anomalies based on earnings' yields and market values," *Journal of Financial Economics* 9 (1981), 19–46.
- Roll, R., "On computing mean returns and the small firm premium," *Journal of Financial Economics* 12 (1983), 371–386.
- Rubinstein, M.E., "A mean-variance synthesis of corporate financial theory," *Journal of Finance* 28 (1973), 167–182.
- Scholes, M. and J.T. Williams, "Estimating betas from nonsynchronous data," *Journal of Financial Economics* 5 (1977), 309–327.
- Stone, B.K., "Systematic interest-rate risk in a two-index model of returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9 (1974), 709–721.
- Sweeney, R.J. and A.D. Warga, "The pricing of interest-rate risk : Evidence from the stock market," *Journal of Finance* 41 (1986), 393–327.
- Titman, S. and R. Wessels, "The determinants of capital structure choices," *Journal of Finance* 43 (1988), 1–19.
- Weinstein, M.I., "Bond systematic risk and the option pricing model," *Journal of Finance* 38 (1983), 1415–1430.