

# 레버리지와 부채만기 결정의 상호관계

김지수\* · 권경택\*\*

## 〈요 약〉

본 연구에서는 자본구조 결정시 레버리지비율과 부채만기가 동시에 고려될 것이라는 가정에 우리나라 기업에 대하여 이들의 결정요인을 연립방정식 체계하에서 2단계최소자승법에 의해 분석하였다. 이러한 분석 결과, 우리나라 기업에서 레버리지비율과 부채만기는 서로 양(+)의 상관관계에 있는 것으로 나타났다. 이것은 레버리지가 높은 기업은 채무불이행위험에 직면할 가능성이 높으므로 이를 회피하기 위해 장기부채를 선호할 것이라는 Leland와 Toft(1996)의 주장과 일관성이 있다. 그러나 또 한편 이것은 주로 단기부채 위주로 자금이 공급되고 기업의 신용위험의 양극화 현상이 심한 우리나라 현실에서 대외적 신인도가 높고 신용위험이 낮은 기업일수록 부채사용이 많고 또 동시에 안정적인 장기차입이 용이한 현상을 반영한 것으로도 풀이된다. 그리고 부채만기의 결정요인으로는 앞의 선행 연구에서와 마찬가지로 대리인비용가설과 자산만기대응가설, 신용전달 및 유동성위험가설 등이 모두 대체적으로 지지되었으며, 레버리지 면에서는 주로 기업규모가 크고 채무불이행위험이 낮을수록 부채사용이 많은 것으로 분석되었다. 그러나 은행차입금 수준과 재벌의 소속 여부에 따라 표본을 구분해 본 결과, 재벌소속 기업보다는 비재벌기업에서 정보비대칭과 자금조달의 제약이 높을 것이라는 가설은 지지되었으나, OLS에 의해 동일한 분석을 시행한 기존의 연구와는 달리 은행차입이 낮은 기업에서 정보비대칭이나 대리인문제가 더 심각할 것이라는 가설을 지지하는 증거는 미약하였다.

주제어 : 레버리지비율, 부채만기, 대리인비용, 정보비대칭, 은행차입금, 재벌

## I. 서 론

잘 알려진 바와 같이 기업의 자본구조에 있어 최적부채비율이 존재하는가 하는 점과

논문접수일 : 2004년 3월 24일      논문게재확정일 : 2005년 3월 28일

\* 영남대학교 상경대학 경영학부 교수

\*\* 경주대학교 경영학부 전임강사

\*\*\* 본 연구에 대하여 세심한 심사평을 해주신 두 분의 익명의 심사자에게 깊이 감사를 드린다. 심사자의 세심한 심사평에 따라 본 논문의 오류가 크게 개선되었다. 본 논문에 남아있는 오류는 오직 저자의 잘못으로 인한 것이다.

또 그의 결정요인이 무엇인가 하는 점은 기업재무론에 있어 과거 40여년 이상 뜨거운 논쟁을 불러온 주요 이슈 중의 하나이다. 특히 1958년 Modigliani와 Miller의 자본구조 무관론(capital structure irrelevance theorem)이 등장한 이래, 이 분야의 연구는 이론 및 실증분석에 있어서 비약적인 발전을 보여 왔다. 이러한 연구 결과, 기업 레버리지 비율의 결정에는 부채의 법인세절감과 파산비용의 상반적 효과(tradeoff effect) 외에도 개인소득세와 비부채성 감세효과(non-debt tax shield)와 같은 세금효과가 반영된다는 점이 밝혀졌다. (Miller(1977), DeAngelo와 Masulis(1980)) 또 Jensen & Meckling (1976)이 기업의 각종 이해관계자간의 이해상충 문제에서 발생하는 대리인비용(agency cost)이 자본구조 결정에 영향을 미친다는 주장을 제기한 이래, 소유경영자의 과도한 낭비적 소비(perquisite consumption)나 부채사용에 따른 주주의 위험투자선호유인(risk investment incentive), 그리고 과소투자문제(under-investment problem)나 혹은 기업의 잉여현금흐름(free cashflow) 보유에 따른 대리인문제 등이 자본구조에 영향을 미치는 주요 요인으로 인식되었다.(Myers(1977), Jensen(1986) 등) 그리고 이외에도 기업 경영자와 투자가간의 정보비대칭적 상황에서 부채는 기업의 가치에 대한 신호역할을 수행하거나(Ross(1977)) 경영자의 비가치극대화 행위를 억제하는 규율적 역할(disciplinary role)을 수행할 뿐 아니라(Stulz(1990)), 자금조달시 경영자는 자금조달 수단 중 정보비대칭으로 인해 발생하는 저평가 정도가 적은 안정적인 자금조달원을 우선적으로 선호한다는 자본조달의 순위이론(pecking order theory)이 성립한다는 주장이 제기되었다.(Myers와 Majluf(1984))

그러나 기업의 자본구조는 다면적인 특성을 갖고 있다. 기업은 자본조달시 부채비용 뿐만 아니라 부채의 종류나 만기, 부채사용에 따른 부대조항(covenant), 우선상환 순위 및 전환가능성 등 다면적인 요소를 고려하게 된다. 부채자금조달과 관련한 이러한 여러 가지 요소 중 특히 최근에는 부채만기의 결정요인이 관심을 끌고 있다. 기업이 유동성부족으로 인한 채무불이행위험을 감소하고 자금관리의 효율성을 높이기 위해서는 적절한 부채만기의 선택이 중요하다.

부채만기의 결정에 관한 이론을 간단하게 살펴보면 크게 대리인비용가설, 자산만기 대응가설, 신호전달과 유동성위험가설, 세금가설 등이 제안되고 있다.<sup>1)</sup> 우선 대리인비용가설에서는 미래 투자기회에 대해 부채로 자금조달을 하는 경우에는 무부채 사용 기업에 비해 순현재가치가 0 이상인 프로젝트를 기각할 수 있는 과소투자문제가 발생할

1) 부채만기 결정에 관한 좀 더 자세한 이론은 정경수(1998), 박순식(2000), 혹은 김지수, 권경택, 정기웅(2004)을 참조할 것.

수 있는데 이러한 문제는 단기부채의 사용을 통하여 통제할 수 있다고 보고 있다. 즉, Myers(1977), Barnea, Haugen & Senbet(1980), Titman & Wessels(1988) 등은 기업은 성장옵션을 실행하기 이전에 만기가 도래하는 단기부채를 사용함으로써 과소투자로 인한 대리인문제를 해소할 수 있다고 보았다.

또 대리인비용의 관점에서 보면 기업규모도 부채만기와 관련이 있는 것으로 여겨진다. 대체적으로 기업규모가 크면 분산투자가 가능하므로 파산위험이 작고, 또 기업에 관한 정보가 많이 알려져 있으므로 대리인문제가 상대적으로 적을 것으로 예상된다. 따라서 대기업일수록 부채수용능력이 증대하며 부채만기도 장기일 것으로 예상된다(Blackwell & Kidwell(1988) Smith & Watt(1992) Whited(1992)).

자산만기대응가설은 기업의 부채만기가 주로 자산의 만기에 따라 결정되는 것으로 보고 있다. 기업은 부채와 자산만기를 대응시킴으로써 재무적 곤경에 대한 기대비용과 지급불능위험을 감소시켜 이로 인한 대리인비용을 절감할 수 있고(Myers(1977)) 자금 운용의 효율화를 기할 수 있다.

한편 Flannery(1986)나 Diamond(1991)는 정보비대칭적 상황에서 부채만기의 신호효과(signalling effect)와 유동성위험효과(liquidity risk effect)에 주목하였다. Flannery(1986)는 기업의 내부자가 외부투자자보다 기업가치에 대해 우월한 정보를 가지고 있을 때 부채만기는 기업의 우량도를 나타내는 신호의 수단이 될 수 있다고 주장하였다. 즉, 단기부채보다는 장기부채의 가격이 기업가치의 변화에 더욱 민감하므로 우량한 기업일수록 과소평가가 적은 단기부채를 발행하려 할 것이다. 따라서 부채만기는 기업의 우량도를 나타내는 신호효과를 가질 것이라고 주장하였다. 그리고 Diamond(1991)는 일반적으로 신용등급이 높고 우량한 기업은 자금재조달에 대한 유동성위험이 적으므로 단기부채를 선호하지만 신용등급이 낮은 기업은 유동성위험이 상대적으로 크므로 단기부채를 기피할 것이라고 보았다. 그러나 신용등급이 매우 낮은 기업은 장기부채를 유지하기에 현금흐름이 충분치 못하므로 단기부채를 이용할 수밖에 없고, 그에 따라 신용등급이 상대적으로 높은 기업과 매우 낮은 기업은 단기부채를 사용하지만 그 사이 신용등급에 있는 기업은 장기부채를 사용하므로 부채만기와 채권등급 사이에는 비단조적인(non-monotonic) 관계가 성립될 것으로 보았다.

이에 비하여 Brick과 Ravid(1985)와 Keane, Marcus와 McDonald(1985) 등은 세금효과가 부채의 최적만기를 결정하는 요소라고 보았다. Brick과 Ravid(1985)는 기간구조가 상승하거나 한계법인세율이 높을수록 장기부채를 선호할 것이라고 보았으며, Keane, Marcus와 McDonald(1985)는 세금효과가 존재할 때 부채의 발행비용이 증가하고 감

세이득이 적어지며, 기업가치의 변동성이 적을수록 부채만기가 증가할 것이라고 보았다.

그러므로 이와 같은 이론 하에서 국내·외의 많은 실증적 연구들이 기업의 부채비율과 만기의 결정요인을 분석하는데 집중하였다.<sup>2)</sup> 이들 연구에서는 대부분 부채비율이나 부채만기를 종속변수로 하고 이에 영향을 줄 수 있는 다양한 외생변수(exogenous variable)를 독립변수로 단순회귀분석을 시행하였다. 이 때 레버리지비율이나 부채만기 방정식에서 상대 변수는 외생변수로 취급되고 있다. 이것은 부채비율과 부채만기 결정에 관한 이론이 통합적인 틀보다는 서로 독립적으로 발전해 온 데 기인한다. 그러나 현실적으로 부채에 의한 자금조달시 레버리지비율과 부채만기는 동시에 고려되는 것이 일반적인 상황일 것이다. 말하자면 부채비율의 결정에 있어서 부채만기는 중요한 고려요소의 하나이며, 또 부채만기의 결정에 있어서도 부채비율은 중요한 고려요소가 될 것이다. 따라서 이들 변수는 상호관련을 가지는 내생적 변수(endogenous variables)의 성격을 띠게 된다. 그러므로 부채비율과 만기가 상호 어떠한 영향을 주는지 정확히 파악하려면 이들 변수간의 내생적 관계를 모형에 반영할 필요가 있다.

부채비율과 만기 결정의 동시적 특성을 고려한 연구로써 Barclay, Marx & Smith (2003)의 연구를 들 수 있다. 이들은 1980년부터 1999년 사이 미국기업의 데이터를 사용하여 부채비율과 만기의 결정요인을 연립방정식체계(simultaneous equation system)를 통하여 분석하였다. 본 연구에서는 이들 연구와 마찬가지로 부채비율과 만기를 연립방정식체계로 파악하고 우리나라 기업의 데이터를 활용하여 2단계최소자승법(two stage least square method)에 의해 이들 관계를 분석하고자 한다. 이러한 분석을 통하여 우리나라 기업에서 부채비율과 부채만기 사이의 상호관계가 어떠한지 파악하고, 또 이들의 결정요인이 무엇인가를 분석하고자 한다.

이를 위해서 우선 제 II장에서는 기업의 부채비율과 부채만기가 상호 동시적으로 결정될 때 이들 관계를 축약형방정식(reduced form equation)에 의한 OLS(ordinary least square)로 추정하였을 때 발생하는 추정상 문제를 살펴보고, 이에 근거하여 연립방정식 체계에 의한 모형을 설정한다. 그리고 제 III장에서는 이러한 모형에 따라 우리나라 기업의 데이터를 분석하고 그 결과를 제시한 후, 제 IV장에서는 이들 결과를 요약하고 결론을 제시한다.

2) 최적 레버리지비율 결정에 관한 국외 및 국내연구에 관해서는 Harris & Raviv(1991)와 정근화(2004)를 참조할 것. 그리고 부채만기에 관한 국내외 연구의 결과에 대해서는 김지수, 권경택, 정기웅(2004)을 참조할 것.

## II. 레버리지와 부채만기의 상호관련성과 모형의 설정

### 1. 레버리지와 부채만기의 상호관련성과 추정상 문제

#### 1) 레버리지와 부채만기방정식의 추정상 문제

레버리지와 부채만기가 상호의존적으로 결정된다면 부채만기를 단순히 외생변수만으로 구성된 축약형방정식(reduced form equation)에 의해 추정하는 것은 문제가 따른다. 왜냐하면 변수가 연립방정식체계(simultaneous equation system)에 있을 때 이를 축약형방정식에 의해 추정하면 추정계수와 변수 수에 따라 식별가능성(identification problem)의 문제가 발생하기 때문이다. 그러나 이러한 전형적인 계량경제학(econometrics)적인 문제 이외에도 레버리지와 부채만기의 결정이 상호독립적이지 아니라면 축약형방정식에 의해 추정된 외생변수는 부호가 모호하므로 분명한 계수의 추정이 불가능한 경우가 발생한다. 그것은 축약형방정식에서 부채만기에 대한 외생변수의 효과는 그 변수가 부채만기에 미치는 직접적인 효과 외에도 이것이 레버리지를 통해 부채만기에 미치는 간접적인 효과가 혼재되어 나타나기 때문이다. 또 마찬가지로 축약형방정식에서 레버리지에 대한 외생변수의 효과도 그 변수가 레버리지에 미치는 직접적인 효과 외에 부채만기를 통해 미치는 간접적인 효과가 반영된다. 따라서 이 때 축약형방정식에서 외생변수의 계수는 그것이 레버리지나 부채만기에 미치는 직접적인 효과 외에도 간접적인 효과의 방향과 상대적 크기에 따라 부호가 다르게 나타날 것이다.

이에 관해 Barclay, Marx & Smith(2003)는 Milgrom & Shannon(1994)의 전략적 보완성(strategic complementary)에 관한 이론을 토대로 레버리지와 부채만기의 상호관련성이 존재할 때 이에 관한 축약형 회귀방정식에서 외생변수의 계수가 모호하지 않게 예측될 조건을 검토하였다. 즉, 상호관련성이 있는 두 정책변수에 대해 단조적인 정태 분석(monotone comparative statics)이 가능하려면 두 변수는 전략적 보완관계에 있어야 한다. Milgrom & Shannon(1994)은 이에 대한 충분조건으로써 단일교차성질(single-crossing property)과 준-슈퍼모듈(quasi-supermodularity)의 조건이 충족되어야 함을 나타내고 있다. Barclay, Marx & Smith(2003)는 기업의 투자기회집합(investment opportunity set)과 규제(regulation)를 외생변수로 놓았을 때 레버리지와 부채만기가 이 두 조건을 만족하는지를 분석하였다. 즉, 기업의 레버리지와 부채만기가 동시적으로 결정된다면 기업의 목적함수는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \text{Max } V(lev, mat; i, r) \\ & lev \in [0,1], mat \in [0,1] \end{aligned} \quad (1)$$

식 (1)에서  $lev$ 와  $mat$ 는 각각 레버리지비율과 부채만기를 의미한다. 그리고  $i$ 는 실수로서  $i$ 가 높을수록 성장옵션보다는 기존에 투자된 자산이 많다는 것을 의미하고 이것이 낮을수록 기존 투자자산보다는 성장옵션을 더 많이 가지고 있다는 것을 의미한다. 또  $r$ 은 규제변수로 기업이 규제상태에 있으면 1 그렇지 않으면 0으로 정의된 변수이다.

이러한 상태에서 Barclay, Marx & Smith(2003)는 Myers(1977)의 부채 사용으로 인한 과소투자문제와 Jensen(1986)의 여유현금흐름 이론이 성립하기 때문에 부채만기( $mat$ )와 규제( $r$ )를 고정하고 오직 레버리지비율( $lev$ )과 투자기회( $i$ )만을 고려할 때  $lev$ 와  $i$ 간에는 단일교차성질이 충족되는 것으로 보았다.<sup>3)</sup> 따라서  $lev$ 는  $i$ 의 단조증가함수가 된다. 또 그들은 Myers(1977)의 부채의 과소투자문제가 성립하고 또 Stulz(1990) 및 Hart & Moore(1998)가 주장하듯이 장기부채가 단기부채보다 경영자의 재량(discretion)을 더욱 효율적으로 제약하는 상황에서는  $i$ 와  $mat$ 간에도 단일교차성질이 충족되는 것으로 보았다. 따라서 규제가 고정되어 있는 한, 최적 부채비율과 최적 부채만기는 모두 투자기회집합  $i$ 의 단조증가함수이다. 또한 규제변수가 변화하더라도 비규제기업보다는 규제기업에서 최적 부채비율이 높고 최적 부채만기도 길므로 결국 이들 변수 간에는 단조적 정태분석을 위한 충분조건인 하나인 단일교차성질이 성립된다고 보았다.<sup>4)</sup>

그러나 Barclay, Marx & Smith(2003)는 레버리지와 부채만기 사이에 단조적 정태분석을 위한 또 하나의 충분조건인 준-슈퍼모듈(quasi-supermodularity) 조건은 성립하지 않는 것으로 분석하였다. 준-슈퍼모듈조건이 충족되려면 투자기회집합과 규제환경이 고정되었을 때 주어진 부채만기에서 레버리지에 관한 단일교차성질이 성립하고, 또 주어진 레버리지에서는 부채만기에 관한 단일교차성질이 성립되어야 한다.<sup>5)</sup> 이 조건이 성립하면 두 변수간에 보완관계(complement relation)가 성립하므로 두 변수의 변화는 같은 방향으로 상승작용을 일으킨다. 반면 두 변수가 상호 대체적인 관계(substitute

3) 단일교차성질을 수학적으로 정의하면 모든  $(lev'', mat'') > (lev', mat')$ 와  $(i'', r'') > (i', r')$ 에 대하여  $V(lev'', mat''; i'', r'') > [\geq] V(lev', mat'; i', r')$ 일 때  $V(lev'', mat''; i'', r'') > [\geq] V(lev', mat'; i'', r')$ 가 성립하면 단일교차성질이 성립한다.

4) 이에 관한 좀 더 자세한 논의에 관해서는 Barclay et al.(2003) pp. 153-155를 참조할 것.

5) 이것을 수학적으로 나타내면 다음과 같다. 즉, 어떤  $lev_{hi} > lev_{lo}$ 와  $mat_{ig} > mat_{sh}$ 에 대하여  $V(lev_{hi}, mat_{sh}; i, r) > [\geq] V(lev_{lo}, mat_{sh}; i, r)$ 이면  $V(lev_{hi}, mat_{ig}; i, r) > [\geq] V(lev_{lo}, mat_{ig}; i, r)$ 를 의미하고  $V(lev_{lo}, mat_{ig}; i, r) > [\geq] V(lev_{lo}, mat_{sh}; i, r)$ 이면  $V(lev_{hi}, mat_{ig}; i, r) > [\geq] V(lev_{hi}, mat_{sh}; i, r)$ 를 동시에 의미할 때 준-슈퍼모듈의 조건이 충족된다.

relation)에 있다면 준-슈퍼모듈조건은 충족되지 않는다.<sup>6)</sup> Barclay, Marx & Smith (2003)는 기업의 레버리지와 부채만기는 부채사용으로 인한 과소투자문제를 통제하는데 대체적인 관계에 있으므로 준-슈퍼모듈조건이 충족되지 않는다고 보았다. 말하자면 부채사용으로 인한 과소투자문제는 레버리지 감소를 통하여 회피할 수 있는 한편, 부채만기의 단기화를 통해서도 달성할 수 있다. 왜냐하면 부채사용으로 인한 과소투자문제는 기업이 투자옵션을 행사하기 이전에 만기가 도래하는 부채를 발행한다면 이러한 문제를 회피할 수 있기 때문이다. 또한 기대한계세율과 같은 다른 외생변수의 작용을 고려하더라도 이들 변수는 대체관계에 있다는 것을 확인할 수 있다. 가령 기업의 세금 조건으로 인해 최적 부채비율이 상승한다면 부채사용으로 인한 과소투자문제는 더욱 심각하게 된다. 따라서 이 때 이러한 문제를 통제하기 위해서 기업은 단기부채를 사용하게 되므로 레버리지와 부채만기는 대체관계에 있다고 할 수 있다.<sup>7)</sup>

그러므로 결과적으로 레버리지와 부채만기 간에는 단일교차성질은 충족되나 준-슈퍼모듈조건은 충족되지 않는다. 따라서 레버리지와 부채만기를 축약형방정식으로 추정할 때 전통적인 식별가능성의 문제와는 별도로 외생변수의 효과에 대해서 단조성을 보장할 수 없으므로 레버리지와 부채만기는 연립방정식체계에 의하여 추정하는 것이 타당하다.

## 2) 선행연구

현재까지 기업의 자본구조나 부채만기구조에 관해서 수많은 연구가 있어왔다. 그 중 부채만기구조에 관한 연구를 중심으로 선행연구를 간단히 살펴보면 다음과 같다. 부채만기구조에 관한 대표적 국외 연구로써 Barclay & Smith(1995)나 Guedes & Opler (1996), Stohs & Mauer(1996) 등의 연구를 들 수 있고 국내 연구로는 정경수(1998)와 박순식(2000)의 연구가 있다. 이들 연구 중 국외연구는 연구마다 결과가 상당한 차이를 나타내고 있다. 그러나 대체적으로 부채만기는 기업규모나 자산만기와 밀접한 관련이 있으며 기업의 성장성이나 우량도 및 신용등급과도 어느 정도 관련이 있는 것으로 나타나고 있다. 그리고 국내 연구로써 정경수(1998)의 연구에서는 부채만기결정에 관한 기존의 가설이 대부분 지지되지 않았으나 박순식(2000)의 연구에서는 전체적으로 기업규

6) 왜냐하면 두 변수가 상호 대체적이라면 목적함수가 극대화하는 점에서 한 변수가 증가(감소)함으로써 목적함수가 감소할 때 이를 상쇄하기 위해서 다른 변수는 감소(증가)해야 할 것이다. 따라서 두 변수 간에는 상반작용이 나타난다.

7) 이에 대한 자세한 논의에 관해서는 Barclay et al.(2003) pp.155-156을 참조할 것.

모가 크고 레버리지가 높으며 자산만기가 장기일수록 부채만기도 긴 것으로 나타났다.

한편 최근 김지수, 권경택, 정기웅(2004)은 부채만기의 대응변수로 단순히 총부채 대 고정부채비율을 사용한 기존 국내연구의 한계를 개선하기 위해서 순수차입항목을 고려한 고정부채비율과 주요 차입수단을 바탕으로 계산한 가중평균만기를 활용하여 부채만기의 결정요인을 분석하였다. 그들에 의하면 부채만기는 기업규모, 자산만기, 부채비율 및 세금과는 유의적인 양(+)의 관계를 가지며, 기업의 우량도와 채권등급과는 유의적인 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라에서도 기업규모와 자산만기 대응가설 외에 신호 및 유동성위험가설도 지지되는 결과를 얻었다. 또한 은행차입금 수준과 재벌의 소속 여부에 따라 부채만기구조의 차이가 있는가 하는 점을 분석해 본 결과, 전반적으로 은행차입이 많은 기업일수록 정보비대칭이 적고 비재벌보다는 재벌기업에서 자금조달의 제약과 정보비대칭의 정도가 적다는 가설을 지지하는 결과를 발견하였다.

그러나 이상의 연구는 모두 부채만기에 관해 단순회귀분석을 시행하였을 때 결과이다. 이에 반해 Barclay, Marx & Smith(2003)는 레버리지와 부채만기가 상호 관련성이 있다는 가정하에 이에 관한 연립방정식을 2단계최소자승법(two stage least square estimation)에 의해 분석하였다. 그들의 분석에 의하면 전반적으로 성장옵션이 많은 기업은 부채비율이 낮고 부채만기가 단기이며, 규제가 심한 기업일수록 부채비율은 높고 부채만기가 장기인 것으로 분석되었다. 그러나 기타 외생변수에 대한 결과는 상당히 혼재되어 나타났다. 우선 부채만기방정식에서 기업규모나 자산만기 등 부채만기를 설명하는 대부분 변수는 모두 유의적일 뿐만 아니라 축약형방정식과 동일한 부호를 나타내었다. 그러나 자본구조방정식에서는 이들 변수의 부호가 일정하지 않았을 뿐만 아니라, 부채만기방정식에서 레버리지 변수의 계수는 음(-)수인데 비하여 자본구조방정식에서는 부채만기의 계수는 양(+)수로 동일하지 않았다. 따라서 부채만기와 레버리지의 상호작용의 효과는 모호하게 나타났다. 그들은 이러한 결과가 모형의 부적절한 설정(misspecification) 때문이거나 외생변수 혹은 이에 관한 대응변수의 설정상 문제 때문인 것으로 보았다.

한편 Esho, Lam & Sharpe(2002)는 레버리지와 부채만기보다는 오히려 부채만기와 부채유형의 선택이 상호관련이 있다는 가정 하에서 이들의 결정 요인을 2단계최소자승법에 의해 분석하였다. 그들은 사적부채(private debt)와 단기부채는 대리인문제를 해결하는 대체적 수단인데 비하여 공적부채(public debt)와 장기부채는 대량의 고정적 거래비용의 부담을 줄이는 대체적 수단이 된다고 보았다. 그들은 오스트레일리아 기업의 국제채



발행과 신디케이트론(syndicated loan)의 자료를 이용하여 부채만기와 부채유형에 관한 연립방정식을 분석한 결과, 부채만기는 부채유형의 선택에 강한 직접적인 영향을 미치지 만 부채유형의 선택이 부채만기에 미치는 영향은 상대적으로 약한 것으로 나타났다.

## 2. 모형의 설정

본 연구에서는 Barclay, Marx & Smith(2003)와 마찬가지로 레버리지와 부채만기가 상호관련성이 있다는 가정 하에서 다음의 식 (2)와 같은 연립방정식을 추정하고자 한다.

(1) 부채만기방정식

$$Dmat\ i = \gamma_{10} + \gamma_{11}Lev + \gamma_{12}Gw + \gamma_{13}Size + \gamma_{14}Amat + \gamma_{15}\Delta EPS + \gamma_{16}Brate + \gamma_{17}Bdebt + \epsilon \quad (2)$$

(2) 자본구조방정식

$$Lev = \gamma_{20} + \gamma_{21}Dmat + \gamma_{22}Gw + \gamma_{23}Size + \gamma_{24}Tax + \gamma_{25}ROA + \gamma_{26}Liquir + \gamma_{27}Tan + \epsilon$$

$$Dmat\ 1 = \frac{\text{고정부채}}{\text{총부채}}$$

$$Dmat\ 2 = \frac{\text{자본조달과 관련된 고정부채}}{\text{자본조달과 관련된 총부채}}$$

$$Dmat\ 3 = \left[ \frac{(CL - oneYrDebt)}{(CL + TLTD)} \times MCL \right] + \left[ \left( \frac{TLTD + oneYrDebt}{CL + TLTD} \right) \times MDT \right]$$

(CL : 유동부채 TLTD : 장기부채 MCL : 유동부채의 만기

oneYrDebt : 1년 이내 만기가 도래하는 유동성장기부채

MDT : 장기부채의 가중평균만기)

Lev : 총부채/ 총자산

Gw : 자기자본의 시장가치/장부가치(MV/BV)

Size : ln(자기자본의 시장가치)

$$Amat : \frac{\text{유동자산}}{(\text{유동자산} + \text{설비자산})} \times 0.5 + \frac{\text{설비자산}}{(\text{유동자산} + \text{설비자산})} (\text{설비자산/감가상각비})$$

$\Delta EPS$  :  $(EPS_{t+1} - EPS_t) / P_t$

*Brate* : 신용등급에 관한 더미변수

*Tax* : 법인세 / 총자산

*Ddebt* : (유동성장기차입금 + 장기차입금) / 자기자본

*ROA* : 영업이익 / 총자산

*Liquir* : 유동자산/유동부채

*Tan* : 유형자산 / 총자산

식 (2)에서 *Dmat*는 부채만기를 나타낸다. 지금까지 우리나라에서 행해진 부채만기의 결정요인에 관한 연구로써 정경수(1998)와 박순식(2001)의 연구에서는 모두 부채만기의 대용변수로 총부채 대 고정부채 비율을 사용하였다. 그러나 이는 부채만기의 측정을 지나치게 단순화한 것으로 실제 기업의 부채만기를 정확히 측정하지 못한다. 여기서는 김지수, 권경택, 정기웅(2004)에서와 마찬가지로 이러한 지표 이외에도 이를 개선한 두 가지 지표를 추가적으로 더 사용하였다. 그 중 첫 번째 지표는 재무제표상 부채항목 중 차입과 관련이 없는 항목을 제외한 순수 차입금을 활용하여 부채 대 고정부채 비율을 구한 것이다. 이러한 지표를 사용한 이유는 재무제표상 부채에는 매입채무나 미지급금, 각종 충당금 등 기업이 실제 차입을 통해 조달한 자본과 관련이 없는 항목이 다수 포함되어 있기 때문이다. 이러한 상황에서 부채만기를 단순히 고정부채비율로 파악하면 실제 자본조달과 관련이 없는 항목을 부채만기 계산에 반영하게 된다. 그리고 또 두 번째 지표로써 기업의 주요한 차입 수단을 바탕으로 가중평균만기를 구하였다. 부채만기를 정확하게 측정하려면 기업의 모든 부채에 대하여 차입 종류별로 만기를 파악하고 이를 전체 차입액에서 차지하는 비중으로 가중평균만기를 구하는 것이 바람직한 것이다. 그러나 자료의 제약으로 인하여 여기서는 기업의 주요한 차입 수단만을 바탕으로 이를 구하였다.

위의 식에서 *Dmat* 1은 단순한 총부채 대 고정부채 비율을 의미하고, *Dmat* 2는 순수 차입액만을 활용한 부채 대 고정부채 비율을 의미한다. 그리고 *Dmat* 3은 Stohs & Mauer(1996)와 유사한 방법으로 부채의 가중평균만기를 측정하는 것이다. 다만 *Dmat* 3의 측정 시 자료의 제약으로 인해 *TLTD*은 대차대조표상 장기차입금총계를 이용하였으며, *MDT*는 각 기업이 보유하고 있는 회사채와 은행차입금, 기업어음(CP) 및 리스의 각 항목에 대한 만기를 이용하여 가중평균만기를 구한 것이다.<sup>10)</sup> *Dmat* 3에서 *MCL*은

10) 일반적으로 대차대조표상 기업어음이나 리스는 장기부채에 해당하지 않는다. 그러나 *MDT*의 계산에 이를 포함한 것은 실제로 이것이 상당부분 차환에 의해 리볼빙(revolving)되거나 성격상 실제로 장기부

단기부채의 평균만기를 대략 0.5년 정도로 가정하고 이를 0.5년으로 설정하였다.

식 (2)에서 *lev*는 레버리지비율로써 부채만기를 결정하는 내생변수(endogenous variable)이다. 그리고 부채만기를 결정하는 외생변수(exogenous variable)로 *Gw*, *Size*, *Amat*,  $\Delta EPS$ , *Brate*, *Tax* 및 *Bdebt*가 사용되었다. 우선 *Gw*는 자기자본의 장부가치에 대한 시장가치의 비율로 이것은 성장옵션의 대응변수이다 이 비율이 높으면 성장옵션이 높은 것으로 간주하였다. 여기서 자기자본의 시장가치는 연도말 주가에 발행주식수를 곱하여 계산하였다. 레버리지를 비롯하여 기업의 다른 모든 조건이 동일하다면 이 비율은 부채만기와 음(-)의 관계에 있을 것으로 예상된다.<sup>11)</sup> Myers (1977), Barnea, Haugen & Senbet (1980), Titman & Wessels(1988) 등이 주장하듯 대리인비용의 가설에 의하면 높은 성장기회를 갖고 있는 기업은 부채사용을 적게 하거나, 단기부채를 사용함으로써 대리인비용을 완화시키려 할 것이기 때문이다.

*Size*는 기업규모의 대응치로서는 총자본의 시장가치에 자연대수(logarithm)를 취한 수치를 사용하였다. 만일 Blackwell & Kidwell(1988) Smith & Watt(1992) Whited (1992) 등이 주장하듯 기업 규모가 클수록 파산위험이 작고 기업정보의 노출이 많아져 대리인비용이 감소하므로 부채수용능력과 장기부채의 이용이 늘어난다면 다른 조건이 고정적인 한 부채만기와 *Size*는 양(+)의 관계를 나타낼 것이다.

*Amat*는 자산만기대응가설을 검증하기 위한 것이다. 기업이 부채와 자산의 만기를 대응시킴으로써 현금흐름의 불균형을 해소하고 지급불능위험을 감소시키므로 그로 인한 대리인 비용을 절감하려 한다면 부채만기와 자산만기 사이에는 양(+)의 관계가 예상된다. 여기서 자산만기는 유동자산의 평균만기를 0.5년으로 가정하고 이러한 만기와 설비자산의 장부가치를 감가상각비로 나눈 설비자산만기를 유동자산과 설비자산이 각각 차지하는 비중으로 가중평균 하여 구한 가중평균만기를 사용하였다.<sup>12)</sup>

---

채로 간주할 수 있기 때문이다. 여기서 *MDT*를 구하기 위해서 은행차입금, 기업어음(CP)의 만기는 차환 시 리볼빙(revolving)된 실제 만기를 사용하였다. 임의 표본을 대상으로 조사해본 결과 회사채, 은행차입, 기업어음 및 리스는 표본기업의 전체 차입 중 대략 70%정도를 차지하므로 이들 항목만으로 부채의 가중평균만기를 구하여도 큰 무리가 없는 것으로 판단되었다. 그리고 리스금액은 미미하므로 가중평균만기에 큰 영향을 미치지 않았다.

- 11) 성장옵션이 부채만기에 미치는 직접적인 효과를 파악하기 위해서는 이것이 레버리지를 통해 부채만기에 간접적으로 미치는 효과를 통제해야 할 것이다. 성장옵션이 레버리지와 부채만기에 동시에 영향을 미칠 때 성장옵션과 부채만기 사이에 음(-)의 관계를 예상할 수 있는 것은 이들 변수 간에 앞에서 설명한 단일교차성질(single-crossing property)이 성립하기 때문이다.
- 12) 종전의 연구에서는 자산의 만기로 주로 설비자산을 감가상각으로 나눈 설비자산만기를 사용하였으나 본 연구에서는 유동자산의 구성을 고려하여 가중자산만기를 사용하였다. 이러한 만기를 사용함으로써 단순한 자산의 만기뿐 만 아니라 자산의 구성이 부채만기에 미치는 영향을 동시에 고려할 수 있다.

$\Delta EPS$ 는 기업 우량성의 대용치로 다음 연도의 주당순이익( $EPS_{t+1}$ )과 당해 연도의 주당순이익( $EPS_t$ )의 차이를 당해연도말의 주가( $P_t$ )로 나눈 것이다. 만일 Flannery (1986), Goswani, Noe & Rebello(1995) 등이 주장하듯 단기부채의 사용이 기업의 우량성을 나타내는 신호의 수단이 된다면 부채만기와  $\Delta EPS$ 는 음(-)의 관계가 예상된다. 그리고 *Brate*는 회사채의 신용등급이 AA이상 또는 CCC이하이면 1이고, 그 외의 기업은 0을 부여한 가변수(dummy variable)이다.<sup>13)</sup> 이것은 Diamond(1991)가 주장하듯 부채만기와 기업의 신용등급 사이에 비단조적(nonmonotonic)인 관계가 형성되는지를 검정하기 위한 것이다. 그는 높은 신용등급의 기업은 유동성위험이 낮기 때문에 단기부채를 사용하지만 신용등급이 매우 낮은 기업도 역선택의 비용 때문에 단기부채를 이용하게 된다고 주장하였다. 만일 이러한 가설이 성립하면 부채만기와 *Brate* 간에는 음(-)의 관계가 예상된다.

그리고 *Bdebt*는 은행의 차입수준을 나타내는 대용변수이다. 그러나 재무제표 상 은행차입을 정확히 파악하기 어려우므로 본 연구에서는 박경서(1999)와 마찬가지로 은행차입의 대용변수로 유동성장기차입금과 장기차입금의 합계를 자기자본으로 나눈 비율을 사용하였다.<sup>14)</sup> 은행의 정보생산기능(information production function)이론은 은행이 다른 대출자보다 차입자를 감시할 유인과 능력이 더 강하므로(Diamond(1984, 1991), Fama(1985) 등) 이러한 은행의 정보생산 및 감시능력에 따라 은행차입이 많은 기업은 그렇지 않은 기업보다 도덕적위험이나 대리인문제가 감소될 수 있다고 보고 있다. 따라서 이러한 상황에서는 은행차입과 부채만기는 양(+)의 관계를 형성할 것이 예상된다. 왜냐하면 부채의 대리인비용이 높으면 이를 해소하기 위해서 단기부채를 많이 사용하지만 은행차입이 높은 기업은 도덕적위험이나 부채의 대리인비용이 낮기 때문에 단기부채를 사용할 유인이 적어지기 때문이다.<sup>15)</sup>

한편 식 (2)의 두 번째 식은 레버리지 결정에 관한 식이다. 레버리지 식에서  $Dmat$ 는 내생변수이고 그밖에  $Gw$ ,  $Size$ ,  $Tax$ ,  $ROA$ ,  $Liquir$  및  $Tan$ 가 기업의 레버리지를 결정하는 주요한 외생변수로 간주되었다. 위의 식에서  $Gw$ 와  $Size$ 는 레버리지와 부채만기

13) 회사채 신용등급 변수의 설정에 있어 분석기간 동안 2회 이상 신용평가를 받은 기업은 신용등급의 평균치를 사용하였다

14) 이 비율의 계산에서 단기차입금을 제외한 이유는 단기차입금에는 관계회사단기차입금이나 어음차입금, 주주 및 종업원차입금 등 금융기관으로부터의 자금조달과 관련이 없는 항목이 다수 포함되어 있기 때문이다.

15) 이러한 의미에서 Cai, Cheung & Goyal(1999)은 일본기업의 공적부채 발행자료를 이용하여 은행부채의 비율의 높을수록 부채만기가 길다는 것을 발견하였다.

에 공통적으로 영향을 미친다. 따라서 이들 변수가 레버리지에 미치는 영향은 직접적인 효과이외에도 부채만기를 통한 간접적인 효과가 반영된다. 그러나 간접적인 효과를 통제하면  $Gw$ 와 레버리지 간에는 음(-)의 관계가 예상된다. 왜냐하면 앞에서 설명하였듯이 Myers(1977)의 과소투자문제와 Jensen(1986)의 여유현금흐름 이론을 고려하였을 때 다른 조건이 같다면 기업의 투자기회집합과 부채비율 간에는 단일교차성질이 성립하기 때문이다. 여기서 성장옵션이 많은(식 (1)에서  $i$ 가 작은) 기업일수록 부채사용의 과소투자문제가 심각하고 잉여현금흐름은 적으므로 부채사용은 적을 것으로 예상된다. 왜냐하면 이러한 기업에서는 부채사용을 줄임으로써 부채사용의 과소투자문제를 회피하는 한편, 잉여현금흐름에 의한 대리인비용이 적으므로 부채사용으로 이를 통제할 유인은 적을 것이기 때문이다.<sup>16)</sup> 따라서 성장옵션,  $Gw$ 와 부채비율 간에는 음(-)의 관계가 예상된다.

그리고 다른 조건이 동일하다면 레버리지와  $Size$ 는 양(+)의 관계가 예상된다. 왜냐하면 일반적으로 기업규모가 클수록 파산위험과 정보의 비대칭성이 적고 대리인비용이 감소한다면 부채수용능력이 증대할 것이기 때문이다. 특히 우리나라에서는 대기업일수록 대외적 신인도가 높아 부채수용능력이 크고 차입시장에의 접근도 용이한 것으로 여겨진다.<sup>17)</sup>

레버리지 식에서  $Tax$ <sup>18)</sup>는 기업의 한계세율을 나타내는 대용변수이다. 기업의 유효한계법인세율은 실제로 측정하기가 대단히 어렵다. 따라서 여기서는 단순히 이에 대한 대용치로 법인세를 총자산으로 나눈 수치를 사용하였다. 일반적으로 기업은 세 부담이 높을수록 부채의 감세효과를 더욱 이용하려는 유인을 가지게 되므로  $Tax$ 와 레버리지는 양(+)의 관계가 예상된다.

$ROA$ 는 영업이익을 총자산으로 나눈 수치로 기업의 수익력을 나타낸다. 대부분의 대리인비용모형은 기업의 수익력과 레버리지 사이에 양(+)의 관계를 예측하고 있다. 가령

16) 잉여현금흐름에 의한 대리인비용 모형에 의하면 잉여현금흐름이 많을수록 경영자가 이를 자의적으로 사용할 대리인비용이 높아지나 부채사용이 많으면 원리금 상환에 구속을 받으므로 이러한 대리인비용이 감소하는 것으로 보고 있다.

17) 김지수(1996)는 우리나라 부채시장에서 대기업과 중소기업 간에는 신인도와 신용위험의 차이로 인해 신용접근의 용이성(credit accessibility)이 다르며 그에 따라 차입조건도 상당히 다른 것으로 분석하였다.

18) 기업의 유효한계법인세율에 대한 대용변수로 법인세를 자산으로 나눈 비율 이외에도 이것을 세전이익으로 나눈 비율을 사용하기도 한다. 그러나 법인세 납부의 실무적 요인으로 인하여 세전이익으로 나눈 비율이 음(-)인 데이터가 종종 발생하였다. 따라서 여기서는 자산으로 나눈 변수를 사용하기로 한다. 국외의 연구에서는 Brick & Ravid(1985), Guedes & Opler(1996), Esho et al(2002) 등이 자산으로 나눈 변수를 사용하였으며 우리나라의 연구에서도 정경수(1998)는 박순식(2000)은 모두 자산으로 나눈 변수를 사용하였다.

Jensen(1986)과 Stulz(1990) 등은 잉여현금흐름이 많은 기업에서 높은 부채사용은 대리인비용을 절감하는 규율적 역할을 수행하는 수단이 될 수 있다고 보았으며, Ross(1977)는 부채의 사용이 기업의 수익력에 대한 신호의 수단이 될 수 있다고 보았다.

*Liquir*은 유동비율로서 기업의 유동성위험 혹은 채무불이행위험에 대한 대응변수로 간주하였다. 유동비율은 기업의 단기적인 지급능력을 나타내므로 유동비율이 낮으면 기업의 채무불이행위험이 높아지는 것으로 간주할 수 있다. 그리고 일반적으로 채무불이행위험이 높을수록 부채사용은 억제되므로 *Liquir*와 레버리지는 양(+)의 관계가 예상된다.

그리고 마지막으로 *Tan*은 유형자산을 총자산으로 나눈 비율로 이것은 기업의 담보력을 나타내는 변수이다. 우리나라와 같이 금융기관이 담보위주의 대출관행을 가지고 있는 상황에서는 기업의 담보력이 높을수록 부채비율이 높을 것으로 예상된다. 또한 대리인비용의 관점에서도 무형자산의 비중이 높은 기업은 기업가치를 파악하기 어려우므로 과소투자문제나 위험투자선호유인(risk investment incentive)으로 인한 대리인문제가 심각하고 파산 시 기업가치의 손실이 더욱 크므로 유형자산의 비중이 높은 기업일수록 부채비율이 더욱 높을 것으로 예상된다.

본 연구에서는 위의 식 (2)를 추정하기 위하여 2단계최소자승법을 사용하였다. 앞에서 언급한 바와 같이 기업의 레버리지와 부채만기의 방정식은 단일교차성질은 만족하나 준-슈퍼모듈 조건을 만족하지 못하므로 축약형방정식에서 외생변수의 부호가 모호하다. 또한 계량경제학적으로 위의 방정식은 과도식별되어 있다.<sup>19)</sup> 그러므로 축약방정식을 통해 간접최소자승법으로 모수를 추정하는 것은 적절한 방법이 되지 못한다.<sup>20)</sup> 그러나 위와 같은 방정식체계하에서 2단계최소자승법은 일치성(consistency) 있는 추정을 가능케 하므로<sup>21)</sup> 표본수가 충분히 많은 경우 타당한 추정치를 기대할 수 있다.

19) 연립방정식체계에서  $k$ 를 외생변수 수라 하고  $n_j$ 를  $j$ 번째 방정식에서 추정되어야 할 모수라 할 때  $k+1=n_j$ 이면 정확히 식별가능하고  $k+1 > (<) n_j$ 이면 과도식별(과소식별)되었다고 한다. 위의 방정식에 대한 식별조건을 검토하면 위의 방정식에서 외생변수의 수는 10개이고 첫 번째 방정식에서 추정해야 할 모수는 8개이다. 따라서  $k+1=11 > n_1=8$ 이므로 첫 번째 방정식은 과도식별되어 있으며 두 번째 방정식도 추정해야 할 모수의 숫자가 8개이므로 과도식별 되어 있다.

20) 연립방정식체계가 과소식별되는 경우에는 축약형방정식에 의한 간접최소자승법으로 연립방정식의 모든 추정계수를 얻을 수 없다. 그리고 과도식별되는 경우에는 간접최소자승법과 2SLS의 추정치는 동일하지 않으나 간접최소자승법에 의하면 여러 개의 추정치가 나타나므로 문제가 있다. 연립방정식체계가 정확히 식별된다면 축약형방정식에 의해 추정된 모수를 활용하여 간접최소자승법으로 연립방정식의 모수를 추정할 수 있다. 이 때 축약형방정식에 대한 OLS 추정치는 BLUE지만 축약형방정식을 변형하여 얻은 연립방정식의 모수는 편기될 가능성이 있다. 그러나 이 때에도 연립방정식의 모수추정치는 일치추정치이다.

21) 이에 대한 증명은 Theil(1971) pp.497-500 등을 참조할 것.

### Ⅲ. 실증분석의 결과

#### 1. 표본의 선정과 표본의 특성

본 연구에서는 김지수, 권경택, 정기웅(2004)에서 사용한 표본과 동일한 표본을 사용하였다. 본 연구에서 분석기간은 회사채에 대한 신용평가가 의무화되었던 1992년부터 2001년까지 10년을 대상으로 이 기간 중 신용평가 전문기관으로부터 회사채 등급평가를 받은 기업 중 금융업을 제외하고 자본잠식이 없으며 독립변수를 측정할 수 있는 총 698개의 표본을 대상으로 하였다.<sup>22)</sup>

이들 표본에 대한 기술통계량 및 변수의 상관관계는 다음의 <표 3-1> 및 <3-2>와 같다.

<표 3-1> 전체기업의 기술통계량

변수명	N	최소값	최대값	평균	표준편차
부채만기 1(Dmat 1)	698	0.0648	0.8365	0.4071	0.1328
부채만기 2(Dmat 2)	698	0.0672	0.9008	0.5036	0.1722
부채만기 3(Dmat 3)	698	0.0236	7.3652	1.8362	1.3110
성장옵션(Gw)	698	0.0138	18.2000	3.3934	2.8324
기업규모(SIZE) <sup>23)</sup>	698	16.2148	23.8616	20.0899	1.4619
자산만기(Amat)	698	0.2705	97.4124	19.9147	21.9045
우량성(ΔEPS)	698	-5.7750	2.6421	-0.0314	0.5921
세금(Tax)	698	0.0000	0.0662	0.0093	0.0098
은행차입금(Bdebt)	698	0.0003	4.8792	0.3089	0.5672
부채비율(Lev)	698	0.1255	0.8925	0.6513	0.1386
총자산이익률(ROA)	698	-0.3107	0.1443	0.0147	0.0412
유동비율(Liquir)	698	0.1808	8.6616	1.2626	0.7125
유형자산(Tan)	698	0.0090	0.8453	0.3412	0.1733

표를 통해 볼 때 *Dmat* 1로 측정한 총부채에 대한 고정부채비율은 평균 0.40 정도로 나타났으며 *Dmat* 2의 평균은 0.50, 그리고 *Dmat* 3는 미국 기업을 대상으로 분석한 Stohs & Mauer(1996)의 가중평균부채만기 보다 1.5년 정도 짧은 1.83년 정도로 나타났

22) 종속변수와 독립변수가 비정상적인 outlier도 표본에서 제거되었다.

23) 기업규모는 1,000원 단위금액에 자연 log를 취한 수치임.

다. <표 3-2>를 통해 변수간의 상관관계를 살펴보면 *Dmat* 1과 2는 0.686 정도의 비교적 높은 상관관계를 나타낸 반면, *Dmat* 1과 3은 0.172, *Dmat* 2와 3은 0.241의 비교적 낮은 상관관계를 보였다. 또한 표를 통해 독립변수 상호간의 상관관계를 파악하면 *Amat*와 *Dmat*, 그리고 *Lev*와 *Tax*, *Lev*와 *Bdebt*가 다소 높은 상관관계를 보였으나 다른 변수들은 비교적 상관관계가 높지 않아 전체적으로 다중공선성(multicollinearity)의 문제는 그리 크지 않은 것으로 판단되었다.

<표 3-2> 변수의 상관관계

	Dmat1	Dmat2	Dmat3	Gw	SIZE	Amat	ΔEPS	Brate	Tax	Bdebt	Lev	ROA	Liquir	Tan
Dmat1	1													
Dmat2	0.686	1												
Dmat3	0.172	0.241	1											
Gw	0.077	-0.014	-0.012	1										
SIZE	0.126	0.137	0.268	0.158	1									
Amat	0.258	0.243	0.265	0.014	0.170	1								
ΔEPS	-0.085	-0.097	-0.134	0.071	0.016	0.056	1							
Brate	-0.121	-0.152	-0.015	0.046	0.023	-0.024	0.061	1						
Tax	-0.028	0.101	0.104	0.175	-0.112	-0.211	0.148	-0.058	1					
Bdebt	0.172	0.151	0.136	0.007	0.165	0.140	-0.123	0.017	-0.156	1				
Lev	0.189	0.174	0.194	-0.051	0.282	0.106	-0.114	0.083	-0.320	0.472	1			
ROA	-0.081	0.023	0.031	0.137	0.076	-0.005	0.276	-0.003	0.388	-0.200	-0.262	1		
Liquir	-0.009	-0.010	-0.008	-0.028	-0.116	0.021	0.001	0.002	0.028	-0.008	-0.067	-0.027	1	
Tan	0.231	0.112	0.175	0.157	0.271	0.410	0.082	0.058	-0.061	0.051	-0.112	-0.002	0.028	1

한편 본 연구에서는 부채만기와 자본구조방정식을 연립방정식 체계에 의해 분석하고자 한다. 앞에 언급하였듯이 부채만기와 레버리지의 관계는 계량경제학적(econometrics)인 식별가능성(identification problem)과는 별도의 문제로 연립방정식의 체계에 의해서 분석되어야 한다. 그러나 두 방정식을 연립방정식 체계에 의해 분석하려면 계량경제학적으로 이들 방정식 사이에 연립성(simultaneity)이 존재하여야 한다. 만일 연립성이 존재하지 않는다면 OLS에 의한 추정이 타당하다.

여기서는 이들 방정식을 연립방정식 체계에 의해 분석하기에 앞서 모형의 내생성 검증을 위하여 다음과 같은 Hausman검정 (Hausman specification test)을 시행하였다. 이것은 다음의 두 단계에 의해서 시행된다. 우선 1단계에서는 *Dmat*에 관한 축약형방정식에 대하여 OLS를 시행하고 각 계수와 잔차를 추정한다. 그리고 다음의 2단계에서는 추정된 계수 이용하여 *Dmat*를 추정치를 구하고 이의 추정치와 잔차의 추정치를 활



용하여 식 (4)에 의한 2단계 회귀식을 추정한다. 이러한 추정의 결과  $\beta_2$ 의 계수가 통계적으로 0이면 두 방정식은 연립성이 없는 것으로 간주된다. 그러나 다음 식 (4)의 결과에서 보듯이  $\hat{v}$ 의 계수인  $\beta_2$ 는  $Dmat$  1, 2, 3의 방정식에서 모두 유의적으로 나타나고 있다. 따라서  $Dmat$ 와  $Lev$ 의 방정식 사이에는 연립성이 존재하고 이에 따라 이 두 방정식은 연립방정식 체계에 의한 추정이 필요하다.

단계 1 :

$$Dmat_i = \gamma_0 + \gamma_1 GW + \gamma_2 SIZE + \gamma_3 \Delta EPS + \gamma_4 Amat + \gamma_5 Brate + \gamma_6 Tax + \gamma_7 Bdebt + v$$

$$Dmat_i : i = 1, 2, 3 \tag{3}$$

단계 2 :

$$Lev = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Dmat}_i + \beta_2 \hat{v} + u \tag{4}$$

$Dmat_1$	0.553	0.132	-0.274
	(10.231)	(1.315)	(-2.534)
$Dmat_2$	0.297	0.829	-1.004
	(4.236)	(6.327)	(-7.523)
$Dmat_3$	0.586	0.097	-0.214
	(11.521)	(1.925)	(-2.182)

\* 변수 위의 ^는 추정치임을 나타냄.

\*\* 괄호안의 값은 t값을 나타냄.

## 2. 전체기업에 대한 분석결과

다음의 <표 3-3>은 전체 표본에 대해 2SLS(two stage least square)를 분석한 결과이다. 표를 통해 볼 때 우선 기업의 레버리지와 부채만기는 서로 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 부채만기방정식에서 부채비율( $Lev$ )의 계수와 자본구조방정식에서 부채만기( $Dmat$ )의 계수는 양(+)수일 뿐만 아니라 모두 유의적으로 나타났다. 이것은 미국 기업을 대상으로 자본구조방정식에서 부채만기의 계수는 양(+)수로 나타났으나 부채만기방정식에서 레버리지의 계수는 음(-)으로 나타난 Barclay, Marx &

Smith(2003)의 결과와는 대조를 이루는 것이다. 부채만기방정식에서 관찰된 레버리지의 음(-)의 계수는 레버리지와 부채만기가 과소투자문제와 같은 대리인문제를 해결하는데 서로 대체적인 관계에 있다는 것을 의미한다. 그러나 Barclay, Marx & Smith(2003)가 분석하였듯이 레버리지방정식에서 부채만기의 계수와 부채만기방정식에서 레버리지 계수는 동일한 부호를 나타내어야 한다. 그러나 이들 연구에서는 이러한 결과를 얻지 못하였으므로 부채만기와 레버리지의 관계에 관해서 뚜렷한 결론을 내리지 못하였다.

그러나 우리나라에서는 이 두 변수가 서로 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 각 방정식에서 부채비율과 부채만기의 계수는 모두 5% 이상의 유의수준에서 유의하였다. 따라서 이들 두 변수 간에 대체적인 관계가 성립되지 않고 있다. 오히려 이 두 변수 간의 양(+)의 관계는 레버리지와 부채만기의 관계가 유동성위험 및 채무불이행위험과 더 깊은 관련이 있거나 혹은 우리나라 부채시장의 전형적인 특성을 반영하는 것으로 여겨진다.

Leland와 Toft(1996)는 기업이 유동성부족과 채무불이행위험에 직면하는 상황에서 레버리지와 부채만기는 양(+)의 관계를 형성할 수 있다고 보았다. 왜냐하면 부채를 많이 사용하는 기업은 유동성부족과 채무불이행위험이 높으므로 이를 회피하기 위해 안정적인 장기부채를 선호하는 경향이 있기 때문이다. 따라서 우리나라 기업에서 관찰되는 부채비율과 부채만기 간의 양(+)의 상관관계는 이러한 Leland와 Toft(1996)의 주장과 일관성이 있다.

그러나 이외에도 레버리지비율과 부채만기 간의 양(+)의 상관관계는 우리나라 부채시장의 독특한 현실을 반영하고 있는 것으로 볼 수 있다. 우리나라 부채시장에서 공급되는 자금은 주로 단기부채이다. 그리고 장기부채에 의한 차입은 상당히 제한적인 형편이다. 또 기업은 공신력과 신용위험에 있어서 양극화 현상이 심하다. 특히 대외적 신인도와 신용위험 면에서 대기업과 중소기업 간에는 상당히 큰 격차가 존재하고 있다.<sup>24)</sup> 따라서 이러한 상황에서 대외적 신인도가 높고 신용위험이 낮은 기업은 부채수용능력이 높으므로 부채사용이 많은 한편, 또 안정적인 장기차입 시장에서의 접근이 용이하므로 부채만기가 장기화 되는 경향이 있는 것으로 믿어진다. 그러나 그렇지 않은 기업은 신용위험의 제약으로 부채사용이 적고 또 부채를 사용하더라도 단기부채의 의존이 강한 것으로 여겨진다. 특히 중소기업은 대기업에 비해 공신력과 신용도가 떨어

24) 대기업과 중소기업의 차입여건과 부채사용의 차이에 관해서는 김지수(1996)를 참조할 것.

지므로 일반적으로 금융기관 차입보다 비교적 만기가 장기인 회사채 시장에서의 자금 조달이 용이하지 않은 형편이다.

<표 3-3> 전체기업의 2SLS 분석결과

변수명	부채만기방정식			자본구조방정식		
	Dmat1	Dmat2	Dmat3	Dmat1	Dmat2	Dmat3
상수항	0.405 (5.931) <sup>a</sup>	0.462 (5.155) <sup>a</sup>	0.528 (9.119) <sup>a</sup>	0.152 (2.208) <sup>b</sup>	0.160 (2.373) <sup>b</sup>	0.387 (3.907) <sup>b</sup>
부채만기 1(Dmat 1)				0.068 (1.735) <sup>c</sup>		
부채만기 2(Dmat 2)					0.094 (2.735) <sup>b</sup>	
부채만기 3(Dmat 3)						0.103 (2.622) <sup>b</sup>
부채비율(Lev)	0.110 (2.736) <sup>b</sup>	0.126 (3.410) <sup>a</sup>	0.131 (3.788) <sup>a</sup>			
성장옵션(GW)	-0.061 (-1.651) <sup>c</sup>	-0.072 (-1.921) <sup>c</sup>	-0.074 (-1.995) <sup>c</sup>	-0.008 (-0.236)	-0.068 (-1.925) <sup>c</sup>	-0.072 (-2.139) <sup>b</sup>
기업규모(SIZE)	0.062 (1.665) <sup>c</sup>	0.105 (2.703) <sup>b</sup>	0.119 (3.426) <sup>a</sup>	0.112 (2.923) <sup>a</sup>	0.139 (3.928) <sup>a</sup>	0.094 (2.437) <sup>b</sup>
자산만기(Amat)	0.124 (3.483) <sup>a</sup>	0.099 (2.621) <sup>b</sup>	0.079 (2.316) <sup>b</sup>			
우량성(ΔEPS)	-0.099 (-2.704) <sup>b</sup>	-0.082 (-2.205) <sup>c</sup>	-0.080 (-2.379) <sup>b</sup>			
채권등급(Brate)	-0.059 (-1.648) <sup>c</sup>	-0.085 (-2.291) <sup>b</sup>	-0.078 (-2.307) <sup>b</sup>			
세금(Tax)				-0.041 (-0.781)	-0.107 (-2.690) <sup>b</sup>	0.132 (3.874) <sup>a</sup>
은행차입금(Bdebt)	0.136 (3.938) <sup>a</sup>	0.073 (2.170) <sup>b</sup>	0.058 (1.642) <sup>c</sup>			
총자산이익률(ROA)				-0.123 (-3.354) <sup>a</sup>	-0.134 (-3.614) <sup>a</sup>	-0.121 (-3.347) <sup>a</sup>
유동비율(Liquir)				-0.023 (0.693)	-0.021 (0.629)	-0.068 (2.130) <sup>b</sup>
유형자산(Tan)				-0.093 (-2.412) <sup>b</sup>	-0.135 (-3.639) <sup>a</sup>	-0.082 (-2.291) <sup>b</sup>
R <sup>2</sup>	0.371	0.340	0.273	0.283	0.295	0.329
F값	8.541 <sup>a</sup>	7.107 <sup>a</sup>	7.202 <sup>a</sup>	5.332 <sup>a</sup>	5.594 <sup>a</sup>	6.306 <sup>a</sup>

주) a·b·c : 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타냄, ( ) : t-value 값

이와 같은 해석은 부채만기방정식과 자본구조방정식에서 기업규모의 계수가 모두 양(+ )수로 나타난 것과도 일관성이 있다. 부채만기방정식과 자본구조방정식에서 기업규모의 계수는 모두 유의적인 양(+ )수로 나타나고 있다. 이것은 기업규모가 클수록 레버리지비율이 높고 부채만기도 장기라는 의미이다. 따라서 이러한 사실은 우리나라에서 대기업일수록 신용위험이 낮고 대외적 신인도가 높으므로 중소기업에 비해 부채수용능력이 크고 또한 부채만기도 장기라는 해석을 뒷받침하고 있다.<sup>25)</sup>

한편 부채만기방정식에서 그 외의 계수를 살펴보면 성장옵션(*Gw*)을 비롯한 모든 변수의 계수가 이론의 예상과 동일한 부호를 나타내었을 뿐 만 아니라 대부분 유의적으로 나타나고 있다. 이것은 부채만기에 관한 과소투자의 대리인문제가설과 만기대응가설, 신호가설 및 유동성위험가설 등 대부분의 가설을 지지하는 결과이다.

우선 성장옵션과 부채만기가 음(-)의 상관관계에 있다는 것은 성장옵션이 많은 기업일수록 과소투자문제 등 부채의 대리인비용을 회피하기 위하여 단기부채를 사용하는 경향이 많다는 가설과 일관성이 있다. 자산만기와 부채만기 간의 양(+ )의 상관관계는 기업이 부채와 자산만기를 대응시킴으로써 현금흐름의 불균형과 지급불능위험을 감소시키려 하고 있다는 증거로 받아들여진다. 그리고 우량성 및 채권등급과 부채만기 간에 나타나는 음(-)의 상관관계는 우량도가 높은 기업일수록 다른 기업과 차별화하기 위하여 단기부채를 사용하지만 신용도가 극단적으로 낮은 기업도 단기부채에 의존하게 되므로 부채만기와 채권등급 간에는 비단조적인 관계가 성립한다는 신호가설 및 유동성위험가설과 일관성 있는 결과이다.

이러한 결과를 단순히 OLS에 의해 부채만기의 결정요인을 분석한 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과 비교하면 대부분 결과가 종전과 유사하게 나타나고 있다. 다만 본 연구에서는 종전의 OLS의 의한 결과에 비해 전반적으로 *Dmat* 2와 3의 방정식에서 유의성이 다소 떨어지고 있다. 그러나 계수의 부호나 유의도에 큰 차이가 없으므로 부채방정식에서 레버리지를 통한 간접적인 효과는 예상만큼 그리 크지 않은 것으로 여겨진다. 다만 부채만기방정식에서 은행차입금의 계수는 OLS 추정 시에는 비유적으로 나타났으나 2SLS에서는 *Dmat* 1, 2, 3에서 모두 유의적으로 나타났다.<sup>26)</sup>

25) 이것은 기존의 김지수(1996)의 연구와 일관성 있는 결과이다. 김지수(1996)는 기업 규모별 재무적 특성을 비교한 결과, 대기업일수록 부채비율이 유의적으로 높다는 것을 발견하였다. 본 연구에서는 부채만기에 대한 레버리지 효과를 감안하더라도 여전히 기업규모와 부채비율은 양(+ )의 관계가 성립한다는 것을 보여준다.

26) 이러한 결과만 가지고 해석하면 은행차입이 높은 기업은 은행의 감시능력에 따라 대리인비용이 낮기 때문에 단기부채의 사용이 더 적을 것이라는 가설이 2SLS 분석에서는 지지되는 것으로 보인다. 그러나 뒤에 언급하듯이 전체 표본을 은행부채 수준에 따라 분리하였을 때에는 은행부채가 많은 기업에서 대리인

한편 자본구조방정식에서는 성장옵션과 기업규모에 대한 계수를 제외하고 나머지 계수의 부호는 이론의 예상과 일치하지 않았다. 자본구조방정식에서 성장옵션의 계수는 레버리지비율과 음(-)의 상관관계를 나타내었다. 이러한 결과는 성장옵션이 많은 기업일수록 부채사용으로 인한 과소투자문제가 심각하고 잉여현금흐름에 의한 대리인문제가 적으므로 부채사용이 적을 것으로 예상한 대리인문제 가설과 일치한다. 그러나 세금의 계수는 부호가 일관성이 없었으며,<sup>27)</sup> 총자산이익률, 유동비율, 유형자산의 계수는 모두 예상과는 달리 음(-)수로 나타났다. 그리고 특히 이 중 총자산이익률과 유형자산의 계수는 유의성이 5% 이상의 높은 유의수준을 나타내었다. 따라서 우리나라 기업에서는 Jensen(1986)과 Stulz(1990)가 주장하듯 부채의 규율적 역할이나 Ross(1977)의 부채 신호효과가 레버리지 결정에 반영되지 않는 것으로 여겨진다. 오히려 이러한 결과는 Myers & Majluf(1984)가 제안한 자본조달순위이론(pecking order theory)과 일관성 있는 결과이다. 이들에 의하면 기업과 투자자 사이에 정보비대칭이 존재할 때 외부자금보다는 내부자금 조달을 더 선호하고 또 외부자금 중에서는 가치의 변동이 적은 조달수단을 더 선호한다. 따라서 기업의 수익성이 높아서 내부자금 조달이 용이하면 부채사용이 적을 것으로 예상된다. 그리고 유형자산의 계수가 음(-)으로 나타난 것은 유형자산의 비중이 높을수록 부채비율이 낮다는 것을 의미하므로 이것은 유형자산 비중이 큰 기업일수록 담보력이 크거나 파산 시 기업가치의 손실이 작으므로 부채사용이 많을 것이라는 가설과 오히려 상반된 결과이다.<sup>28)</sup>

한편 본 연구에서는 1992년부터 2001년까지 10년간의 패널자료를 이용하여 분석하고 있다. 그러나 이와 같이 분석기간이 장기적으로 설정되어 있으므로 기간 중 경제에 구조적 변화가 있게 되면 분석결과가 왜곡될 가능성이 존재한다. 본 연구에서는 이러한 가능성을 살펴보기 위하여 분석기간을 IMF 구제금융이 시행된 1997년을 기점으로 크

---

문제가 적을 것이라는 가설은 반드시 지지되지 않았다. 따라서 부채만기방정식에서 나타나는 은행차입의 양(+)의 계수를 단순히 대리인문제와 관련이 있는 것으로 해석하기는 어렵다.

27) 세금의 대한 계수가 일관성이 없게 나타난 것은 세율에 대한 대응변수가 부적절하기 때문인 것으로 볼 수도 있다. 그러나 각주 18)에서 지적한 바와 같이 기업의 유효한세율은 측정하기가 어려우므로 여기서는 대응변수 설정의 한계에도 불구하고 법인세를 자산으로 나눈 변수를 사용하였다.

28) 총자산이익률과 유동비율 그리고 유형자산의 계수가 예상과는 달리 레버리지비율과 음(-)의 관계를 나타낸 것에 대하여 현재로서는 뚜렷한 설명을 하기 어렵다. 다만 유동비율에 대한 음의 계수의 유의성이 크게 높지 않게 나타난 것은 유동비율이 채무불이행위험의 완전한 대응변수가 아니기 때문인 것으로 여겨진다. 그리고 총자산이익률 및 유형자산과 레버리지비율과의 음의 관계는 우리나라와 같이 기업이 차입위주의 무리한 고도성장을 추구해 온 상황에서 유형자산 비중과 수익성이 높은 건실한 기업일수록 오히려 부채사용이 적기 때문에 발생한 것으로 풀이해 볼 수도 있으나 현재로서는 그러한 해석에 대해 타당성을 입증하기 어렵다.

계 두 개의 하위기간으로 나누어 살펴보았다. 이 때 1997년은 환율의 급등과 같이 외부적인 충격이 큰 해이므로 이를 제외하고 전체 기간을 1992-1996년과 1998-2001년의 두 기간으로 나누어 2SLS에 의한 연립방정식을 추정하였다.<sup>29)</sup>

다음의 <표 3-4>과 <표 3-5>는 각각 IMF 구제금융 이전과 이후의 분석결과를 나타낸다. 두 표를 비교할 때 가장 두드러진 특징은 자본구조방정식에서 IMF 구제금융 이전에는 세금의 계수는 양(+)<sup>수</sup>였으나 IMF 구제금융 이후에는 이것이 모두 유의적인 음(-)<sup>수</sup>로 전환되었다.<sup>30)</sup> 또한 IMF 구제금융 이후에 부채만기방정식에서 우량성에 대한 음(-)의 계수는 그 크기와 유의성이 종전보다 다소 커진 반면, 자본구조방정식에서 부채만기의 계수는 그 크기와 유의성이 종전보다 다소 작아지는 경향을 보였다. 부채만기방정식에서 우량성에 대한 음(-)의 계수가 커졌다는 것은 IMF 구제금융 이후 부채만기의 신호효과가 더욱 커졌다는 것을 의미한다. 그리고 자본구조방정식에서 부채만기 계수의 크기와 유의성이 종전보다 작아졌다는 사실은 부채가 장기인 기업일수록 부채비율이 높은 현상이 IMF 구제금융 이후에는 다소 완화되었다는 사실을 의미한다. 이것은 종전 차입조건이 불리해서 단기자금 위주로 자금을 사용하던 기업도 IMF 구제금융 이후에는 부채에 의한 자금조달이 다소 용이해지면서 부채사용을 증가시킬 수 있었기 때문인 것으로 풀이된다.

그리고 성장옵션의 계수는 IMF 구제금융 이후 종전보다 음(-)의 성향이 더욱 두드러지게 나타났다. IMF 구제금융 이전에는 성장옵션의 계수가  $Dmat$  1과 2의 부채만기방정식에서 양(+)<sup>수</sup>이던 것이 IMF 구제금융 이후에는  $Dmat$  1을 제외하고는 유의적인 음(-)<sup>수</sup>로 나타났으며, 자본구조방정식에서는 성장옵션의 계수가 IMF 구제금융 이전에도 모두 음(-)<sup>수</sup>이었으나 IMF 구제금융 이후에는 이에 대한 음(-)의 계수가 크기와 유의성에 있어서 모두 커지는 경향을 보였다. 이것은 부채 자금조달로 인한 과소투자문제나 잉여현금흐름의 대리인문제를 해소하기 위한 부채의 역할이 IMF 구제금융 이후 더욱 커졌다는 것을 의미한다. 즉, IMF 구제금융 이후 과소투자문제나 잉여현금흐름의 대리인문제를 해소하기 위해서 부채만기나 부채사용을 조정하는 경향이 종전보다 더욱 강해진 것으로 여겨진다. 말하자면 Myers(1977), Barnea, Haugen & Senbet(1980),

29) 분석기간이 장기이므로 구조적인 경제 변화를 감안하여 하위표본 기간을 IMF 전후보다 더욱 세분화하는 방안을 생각해 볼 수도 있으나 하위기간의 세분화는 각 분석 기간의 표본수를 줄이므로 추정의 신뢰성이 떨어진다.

30) 이에 대한 해석으로 IMF 구제금융 이후 기업의 부채사용이 부채의 절세효과보다는 오히려 다른 요인에 더욱 의존하기 때문에 나타난 것으로 풀이해 볼 수 있으나 이에 대해서도 현재로서는 해석이 불분명하다.

Titman & Wessels(1988) 등이 주장하듯 높은 성장기회를 갖고 있는 기업은 부채사용의 대리인 비용이 높으므로 부채사용을 적게 하거나, 단기부채를 사용하는 경향이 IMF 구제금융 이후 더욱 두드러지게 나타나고 있다.

<표 3-4> 1997년 구제금융 이전(1992-1996년)의 2SLS 분석결과

변수명	부채만기방정식			자본구조방정식		
	Dmat1	Dmat2	Dmat3			
상수항	0.349 (3.908) <sup>a</sup>	0.367 (3.255) <sup>a</sup>	0.384 (4.460) <sup>a</sup>	0.063 (0.689)	0.051 (0.554)	0.143 (3.913)
부채만기 1(Dmat 1)				0.167 (3.486) <sup>a</sup>		
부채만기 2(Dmat 2)					0.164 (3.501) <sup>a</sup>	
부채만기 3(Dmat 3)						0.183 (3.798) <sup>a</sup>
부채비율(Lev)	0.179 (2.794) <sup>b</sup>	0.134 (2.255) <sup>b</sup>	0.184 (2.948) <sup>b</sup>			
성장옵션(GW)	0.106 (1.964) <sup>c</sup>	0.005 (0.081)	-0.006 (-0.105)	-0.039 (-0.762)	-0.054 (-1.067)	-0.047 (-0.889)
기업규모(SIZE)	0.049 (0.671)	0.082 (1.125)	0.102 (1.788) <sup>c</sup>	0.154 (2.516) <sup>b</sup>	0.157 (2.529) <sup>b</sup>	0.147 (2.414) <sup>b</sup>
자산만기(Amat)	0.129 (2.246) <sup>b</sup>	0.098 (1.684) <sup>c</sup>	0.103 (1.923) <sup>c</sup>			
우량성( $\Delta$ EPS)	-0.050 (0.969)	-0.049 (-0.894)	-0.043 (-0.823)			
채권등급(Brate)	-0.143 (-2.359) <sup>b</sup>	-0.110 (-1.725) <sup>a</sup>	-0.089 (-1.607) <sup>c</sup>			
세금(Tax)				0.145 (2.300) <sup>b</sup>	0.153 (2.424) <sup>b</sup>	0.099 (1.533)
은행차입금(Bdebt)	0.155 (2.726) <sup>b</sup>	0.150 (2.663) <sup>b</sup>	0.143 (2.523) <sup>b</sup>			
총자산이익률(ROA)				-0.172 (-3.624) <sup>a</sup>	-0.161 (-3.420) <sup>a</sup>	-0.168 (-3.503) <sup>a</sup>
유동비율(Liquir)				-0.026 (0.562)	-0.022 (-0.470)	-0.080 (1.674) <sup>c</sup>
유형자산(Tan)				-0.132 (-2.235) <sup>b</sup>	-0.138 (-2.299) <sup>b</sup>	-0.075 (-1.521)
$R^2$	0.295	0.307	0.348	0.343	0.346	0.241
F값	3.093 <sup>a</sup>	3.028 <sup>a</sup>	3.460 <sup>a</sup>	5.502 <sup>a</sup>	5.528 <sup>a</sup>	3.478 <sup>a</sup>

주) a·b·c : 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타냄, ( ) : t-value 값

그러나 전반적으로 IMF 구제금융 전·후의 분석을 비교해 볼 때 전체 분석기간의 해석을 뒤집을 만한 특별한 점은 관찰되지 않았다. 부채만기방정식과 자본구조방정식에서 일부 계수를 제외하고는 IMF 구제금융 시기를 전후로 대부분 계수의 부호가 일치하였으며 그 크기나 유의성도 크게 다르지 않았다.

<표 3-5> 1997년 구제금융 이후(1998-2001년)의 2SLS 분석결과

변수명	부채만기방정식			자본구조방정식		
	Dmat1	Dmat2	Dmat3			
상수항	0.253 (2.711) <sup>b</sup>	0.418 (3.303) <sup>a</sup>	0.409 (3.289) <sup>a</sup>	0.011 (0.132)	0.013 (0.147)	0.119 (3.945) <sup>a</sup>
부채만기 1(Dmat 1)				0.071 (1.632) <sup>c</sup>		
부채만기 2(Dmat 2)					0.078 (1.817) <sup>c</sup>	
부채만기 3(Dmat 3)						0.091 (2.253) <sup>b</sup>
부채비율(Lev)	0.126 (2.370) <sup>b</sup>	0.134 (2.572) <sup>b</sup>	0.112 (2.309) <sup>b</sup>			
성장옵션(GW)	0.052 (1.360)	-0.083 (-1.622) <sup>c</sup>	-0.120 (-2.537) <sup>b</sup>	-0.097 (-1.964) <sup>c</sup>	-0.103 (-2.047) <sup>b</sup>	-0.115 (-2.585) <sup>b</sup>
기업규모(SIZE)	0.103 (1.724) <sup>c</sup>	0.109 (2.037) <sup>b</sup>	0.133 (2.569) <sup>b</sup>	0.134 (2.649) <sup>b</sup>	0.146 (3.255) <sup>a</sup>	0.129 (2.227) <sup>b</sup>
자산만기(Amat)	0.132 (2.372) <sup>b</sup>	0.051 (1.036)	0.071 (1.525)			
우량성(ΔEPS)	-0.086 (-1.743) <sup>c</sup>	-0.072 (-1.628) <sup>c</sup>	-0.129 (-2.426) <sup>b</sup>			
채권등급(Brate)	-0.014 (-0.047)	-0.083 (-1.758) <sup>c</sup>	-0.131 (-2.532) <sup>b</sup>			
세금(Tax)				-0.103 (-2.057) <sup>b</sup>	-0.113 (-2.524) <sup>b</sup>	-0.127 (-3.009) <sup>a</sup>
은행차입금(Bdebt)	0.121 (2.229) <sup>b</sup>	0.104 (2.081) <sup>b</sup>	0.119 (2.328) <sup>b</sup>			
총자산이익률(ROA)				-0.139 (-2.125) <sup>b</sup>	-0.147 (-2.530) <sup>b</sup>	-0.143 (-2.460) <sup>b</sup>
유동비율(Liquir)				-0.0274 (-0.634)	-0.028 (-0.565)	-0.060 (-1.650) <sup>c</sup>
유형자산(Tan)				-0.104 (-2.041) <sup>b</sup>	-0.101 (-1.986) <sup>c</sup>	-0.067 (-1.633) <sup>c</sup>
R <sup>2</sup>	0.364	0.325	0.148	0.361	0.372	0.389
F값	3.485 <sup>a</sup>	3.284 <sup>a</sup>	3.982 <sup>a</sup>	4.460 <sup>a</sup>	5.987 <sup>a</sup>	4.538 <sup>a</sup>

주) a·b·c: 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타냄, ( ): t-value 값



### 3. 은행부채수준에 따른 분석결과

본 연구에서는 김지수, 권경택, 정기웅(2004)에서와 마찬가지로 기업의 은행부채 수준에 따라 표본을 분리하여 회귀분석을 시행하여 보았다. 은행의 부채수준에 따라 표본을 분리한 이유는 은행으로부터의 차입수준에 따라 기업은 정보비대칭성이나 대리인 문제의 심각성이 다른 것으로 인식되기 때문이다. 일반적으로 은행은 우월한 정보력과 감시능력을 바탕으로 대출자의 대리감시자(delegated monitor)의 역할을 수행하므로 은행차입이 많은 기업은 그렇지 않은 기업보다 정보비대칭의 정도나 대리인문제가 적은 것으로 인식되고 있다(Diamond(1984, 1991), Fama(1985) 등). 따라서 이러한 상황에서 대리인비용이나 정보비대칭과 관련된 변수는 은행차입이 많은 기업보다는 적은 기업에서 더욱 유의적으로 나타날 것이 기대된다. 왜냐하면 은행차입이 많은 기업에서는 은행의 감시역할에 따라 정보비대칭이나 대리인문제가 적으므로 부채만기나 레버리지를 이러한 문제를 해결하는 수단으로 사용하지 않을 것이기 때문이다. 기존의 김지수, 권경택, 정기웅(2004)의 연구에서는 부채만기에 대한 OLS 분석을 시행한 결과, 대체적으로 이러한 가설을 지지하는 결과를 얻었다.

다음의 <표 3-6>는 전체 표본을 은행부채(Bdebt)의 수준에 따라 동일한 표본수로 3 등분하였을 때 각 그룹에 대하여 2SLS에 의한 회귀분석을 시행한 결과를 보여고 있다.<sup>31)</sup> 우선 표에서 부채만기방정식의 결과를 살펴보면 기업규모와 자산만기, 우량성 및 은행차입금의 계수가 그 크기나 유의성에 있어서 두 그룹 간 차이를 나타내고 있다. 기업규모와 은행차입금의 계수는 High-Bdebt 그룹이 Low-Bdebt 그룹보다 계수의 크기나 유의성이 다소 높았으며, 우량성의 계수는 High-Bdebt 그룹은 비유의적인 반면 Low-Bdebt 그룹에서는 비교적 높은 유의적 음(-)수가 나타났다. 그리고 자산만기의 계수는 Low-Bdebt 그룹에서는 음(-)수였으나 High-Bdebt 그룹에서는 양(+)수로 전환되었다. 그러나 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과는 달리 채권등급의 계수는 그룹 간 큰 차이가 나타나지 않았으며, 또 김지수, 권경택, 정기웅(2004)의 연구에서는 은행차입이 많은 그룹일수록 부채비율의 계수가 크고 더 유의적인 경향이 있었으나 본 연구에서는 그러한 결과가 나타나지 않았다.

여기서 우량성에 대한 음(-)의 계수가 Low-Bdebt 그룹에서 더 강하게 나타난 것으

31) 본 연구에서는 부채만기의 척도로써 *Dmat* 1과 2를 사용하여 동일한 분석을 시행해 본 결과, 개선된 부채만기의 척도인 *Dmat* 2와 3에서는 거의 동일한 결과를 얻었다. 따라서 여기서는 *Dmat* 3의 결과만 제시한다.

로 미루어 은행부채가 많은 기업보다는 적은 기업에서 정보의 비대칭 정도가 크므로 이러한 기업에서 부채만기가 더욱 기업의 우량도를 나타내는 신호의 수단이 되고 있다는 해석이 가능하다. 그러나 부채만기방정식에서 기업규모와 자산만기, 은행차입금의 계수는 오히려 이러한 해석과 상반된 결과를 나타내고 있다. 만일 Low-Bdebt 그룹에서 정보의 비대칭성과 대리인문제가 크다면 기업규모와 부채만기 간의 양(+)<sup>1)</sup>의 관계는 Low-Bdebt 그룹에서 더욱 강하게 관찰되어야 한다. 왜냐하면 Low-Bdebt 그룹에서 규모가 작은 기업일수록 정보의 비대칭과 대리인문제를 해소하기 위하여 단기부채를 사용할 유인이 더 크기 때문이다. 그러나 기업규모에 대한 양(+)<sup>1)</sup>의 계수는 오히려 High-Bdebt 그룹에서 더욱 크게 나타나고 있다. 그리고 마찬가지로 자산만기나 은행차입금의 계수도 High-Bdebt 그룹에서 더욱 크게 나타나고 있다. 만일 자산과 부채만기의 대응이 채무불이행위험과 관련된 대리인문제를 해소하고 또 은행차입도 대리인문제의 해소에 기여한다면 이러한 변수와 부채만기 간의 양(+)<sup>1)</sup>의 관계는 대리인문제가 심각한 Low-Bdebt 그룹에서 더욱 강하게 관찰되어야 할 것이다.

한편 자본구조방정식에서는 성장옵션에 대한 음(-)<sup>2)</sup>의 계수가 Low-Bdebt 그룹보다는 High-Bdebt 그룹에서 약간 크고 세금의 계수는 Low-Bdebt 그룹에서 음(-)<sup>2)</sup>수이나 High-Bdebt 그룹에서 양(+)<sup>2)</sup>수로 전환되었다. 그리고 유동비율의 계수는 Low-Bdebt 그룹에서만 양(+)<sup>2)</sup>수로 나타났다. 이 중 유동비율의 계수가 Low-Bdebt 그룹에서만 양(+)<sup>2)</sup>수로 나타난 것은 채무불이행위험의 증가에 따른 부채사용의 억제효과가 이 그룹에서만 발생한다는 것을 의미한다. 그러나 그 외에 자본구조방정식에서 High-Bdebt 그룹과 Low-Bdebt 그룹 간 정보의 비대칭성이나 대리인문제의 차이를 시사하는 증거는 거의 나타나지 않았다.

그러므로 이러한 내용을 종합해 볼 때 기존의 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과는 달리 본 연구의 2SLS의 분석으로는 전체적으로 은행차입의 수준에 따라 기업의 정보비대칭이나 대리인비용에 차이가 있을 것이라는 가설을 지지하기 어려웠다. 부채만기방정식에서 우량성의 계수는 이러한 가설과 일관성이 있었으나 기업규모와 자산만기, 은행차입금의 계수는 오히려 이와 상반되는 결과를 나타내었으며, 자본구조방정식에서도 이러한 가설을 지지하는 뚜렷한 증거가 관찰되지 않았다.

이와 같이 은행부채 수준에 따른 결과가 이론과 일치하지 않게 나타난 이유는 우리나라 은행의 담보대출 관행 때문인 것으로 풀이해 볼 수도 있다. 담보대출 관행이 지배하는 상황에서는 은행의 기업에 대한 적극적인 대리감시자로서의 역할을 기대하기 어려울 것으로 생각된다.<sup>32)</sup>

<표 3-6> 은행부채 수준에 따른 2SLS 분석결과

변수명	부채만기방정식			자본구조방정식		
	Low-Bdebt	Mid-Bdebt	High-Bdebt	Low-Bdebt	Mid-Bdebt	High-Bdebt
상수항	0.477 (2.927) <sup>b</sup>	0.510 (3.587) <sup>a</sup>	0.462 (2.829) <sup>b</sup>	0.141 (1.273)	0.277 (3.105) <sup>a</sup>	0.185 (2.625) <sup>b</sup>
부채만기 3(Dmat 3)				0.148 (2.172) <sup>b</sup>	0.169 (2.639) <sup>b</sup>	0.166 (2.541) <sup>b</sup>
부채비율(Lev )	0.126 (2.415) <sup>b</sup>	0.237 (3.398) <sup>a</sup>	0.185 (2.937) <sup>b</sup>			
성장옵션(Gw)	-0.082 (-1.364)	0.003 (0.045)	-0.048 (-0.760)	-0.086 (-1.371)	0.052 (0.953)	-0.113 (-2.118) <sup>b</sup>
기업규모(Size)	0.086 (1.421)	0.047 (0.779)	0.159 (2.493) <sup>b</sup>	0.166 (2.942) <sup>b</sup>	0.125 (2.206) <sup>b</sup>	0.132 (2.356) <sup>b</sup>
자산만기(Amat)	-0.042 (-0.620)	0.075 (1.242)	0.041 (0.681)			
우량성(ΔEPS)	-0.152 (-2.342) <sup>b</sup>	-0.080 (-1.340)	-0.015 (-0.242)			
채권등급(Brate)	-0.133 (-2.012) <sup>b</sup>	-0.105 (-1.747) <sup>c</sup>	-0.162 (-2.621) <sup>b</sup>			
세금(Tax)				-0.111 (-1.716)	-0.031 (-0.456)	0.021 (0.347)
은행차입금(Bdebt)	0.044 (0.626)	0.146 (2.393) <sup>b</sup>	0.254 (3.531) <sup>a</sup>			
총자산이익률(ROA)				-0.161 (-2.847) <sup>b</sup>	-0.187 (-2.887) <sup>b</sup>	-0.141 (-2.482) <sup>b</sup>
유동비율(Liquir)				0.073 (1.203)	-0.034 (-0.636)	-0.046 (-0.930)
유형자산(Tan)				-0.109 (-1.658) <sup>c</sup>	-0.190 (-2.954) <sup>b</sup>	-0.110 (-2.089) <sup>b</sup>
R <sup>2</sup>	0.304	0.375	0.194	0.445	0.424	0.391
F값	3.218 <sup>a</sup>	3.221 <sup>a</sup>	3.932 <sup>a</sup>	3.801 <sup>a</sup>	5.084 <sup>a</sup>	6.692 <sup>a</sup>

주) a·b·c : 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타냄, ( ) : t-value 값

#### 4. 재벌소속 여부에 따른 분석결과

본 연구에서는 은행부채의 수준 뿐 아니라 재벌 소속 여부에 따라 표본을 분리하여

32) 이와 더불어 본 연구에서는 은행부채에 대한 대리변수로 유동성장기차입금과 장기차입금을 자기자본으로 나눈 비율을 사용하고 있는데 이것은 은행부채를 나타내는 정확한 변수라 할 수 없다. 따라서 이러한 요인도 은행부채 수준에 관한 결과가 이론과 일치하지 않게 나타난 이유의 하나로 생각해 볼 수 있다.

회귀분석을 시행해 보았다. 이것은 일본기업의 공적부채(public debt) 발행표본을 이용하여 은행부채비율에 대한 부채만기의 민감도를 비교하여 보았을 때 계열소속(Keiretsu)기업보다는 독립기업에서 이것의 민감도가 더 민감하게 나타난 Cai, Cheung & Goyal(1999)과 유사한 결과가 우리나라 재벌및 비재벌기업 표본에서도 관찰되는지를 확인하기 위한 것이다. 일반적으로 재벌기업은 비재벌기업에 비해 더 잘 알려진 기업이기 때문에 정보비대칭이 적고 외부자금조달의 제약을 우회할 수 있는 내부적 자금조달 수단을 더 많이 보유하고 있는 것으로 인식되고 있다. 따라서 부채만기의 결정요인에 있어 정보비대칭이나 자금조달의 제약과 관련된 변수의 계수는 재벌기업보다는 비재벌기업에서 더 민감하게 나타날 것으로 예상된다.<sup>33)</sup> 김지수, 권경택, 정기웅(2004)은 OLS를 통하여 유사한 분석을 하였을 때 은행차입에 대한 민감도는 두 그룹 간 큰 차이를 나타내지 않았으나 자산만기와 수익률증가를 혹은 채권등급의 계수는 비재벌기업에서 더 민감하게 나타나 재벌기업보다는 비재벌기업에서 정보비대칭과 자금제약이 차이가 크다는 증거로 받아들여졌다.

다음의 <표 3-7>는 30대 재벌의 소속여부를 기준으로 재벌과 비재벌그룹을 나눴을 때 2SLS에 의한 결과를 보여주고 있다.<sup>34)</sup> <표 3-7>의 결과를 살펴볼 때 부채만기방정식에서 은행차입금의 계수는 두 그룹에서 모두 양(+)의 유의적인 수치로 나타났지만 비재벌그룹의 계수가 오히려 낮았으므로 Cai, Cheung & Goyal(1999)과 유사한 결과가 우리나라 기업에서는 관찰되지 않았다. 또한 자본구조방정식에서도 재벌그룹에 비해 비재벌그룹에서 정보비대칭과 자금제약이 심하다는 뚜렷한 증거를 발견하기 어려웠다.

그러나 부채만기방정식의 다른 계수를 살펴볼 때에는 전반적으로는 이러한 가설이 지지되는 것으로 여겨진다. 즉, <표 3-7>을 통해 볼 때 부채만기방정식에서 재벌그룹과 비재벌그룹에 대한 부채비율과 은행차입의 계수는 큰 차이가 없었으나 자산만기의 계수는 비재벌그룹이 상대적으로 크고 성장옵션과 기업규모, 우량성의 계수는 재벌그룹의 계수가 양(+)수인 반면, 비재벌그룹의 계수는 음(-)수로 나타났다. 그리고 채권등급의 계수는 재벌그룹보다는 비재벌그룹에서 크거나 유의성이 모두 더 큰 음(-)수가 관찰 되었다.

33) 재벌과 비재벌기업의 대리인문제에 관해서는 Dewenter et. al.(2001)이 주장하듯 오히려 재벌기업에서 복잡한 내부거래 등에 의해 기업내부자와 외부자간 정보비대칭이 더욱 크므로 대리인문제가 더욱 심각할 것이라는 견해도 있다. 이러한 경우에는 재벌기업에서 오히려 대리인문제의 변수에 대한 민감도가 더 크게 나타날 것이다.

34) 부채만기 척도를  $Dmat$  2와 3을 사용하였을 때 그 결과가 유사하므로 여기서는  $Dmat$  3의 결과만 제시하였다.

&lt;표 3-7&gt; 재벌소속여부에 따른 2SLS 분석결과

변수명	부채만기방정식		자본구조방정식	
	비재벌	재벌	비재벌	재벌
상수항	0.391 (3.266) <sup>a</sup>	0.220 (0.934)	-0.046 (-0.463)	0.3621 (2.532) <sup>b</sup>
부채만기 3(Dmat 3)			0.147 (3.776) <sup>a</sup>	0.112 (1.663) <sup>c</sup>
부채비율(Lev)	0.182 (3.763) <sup>a</sup>	0.180 (2.601) <sup>b</sup>		
성장옵션(Gw)	-0.074 (-1.757) <sup>c</sup>	0.155 (2.066) <sup>b</sup>	0.004 (0.098)	0.003 (0.046)
기업규모(Size)	-0.023 (-0.517)	0.195 (2.682) <sup>b</sup>	0.136 (3.475) <sup>a</sup>	0.211 (3.158) <sup>a</sup>
자산만기(Amat)	0.097 (2.255) <sup>b</sup>	0.003 (0.037)		
우량성(ΔEPS)	-0.078 (-1.857) <sup>c</sup>	0.051 (0.688)		
채권등급(Brate)	-0.157 (-3.345) <sup>a</sup>	-0.079 (-1.028)		
세금(Tax)			-0.116 (-2.869) <sup>b</sup>	-0.143 (-1.738) <sup>c</sup>
은행차입금(Bdebt)	0.167 (3.593) <sup>a</sup>	0.224 (3.126) <sup>a</sup>		
총자산이익률(ROA)			-0.113 (-2.793) <sup>b</sup>	-0.252 (-3.628) <sup>a</sup>
유동비율(Liquir)			-0.018 (-0.458)	-0.050 (-0.774)
유형자산(Tan)			-0.104 (-2.483) <sup>b</sup>	-0.234 (-3.543) <sup>a</sup>
R <sup>2</sup>	0.339	0.401	0.499	0.416
F값	4.469 <sup>a</sup>	3.747 <sup>a</sup>	5.207 <sup>a</sup>	3.121 <sup>a</sup>

주) a·b·c : 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타냄, ( ) : t-value 값

이 중 기업규모의 계수가 비재벌그룹에서만 음(-)으로 나타난 것은 재벌기업보다 비재벌기업의 정보비대칭성이 더 클 것이라는 가설과는 상치된다. 왜냐하면 이러한 가정 하에서는 재벌그룹보다 주로 비재벌그룹에서 규모가 작은 기업들이 정보비대칭과 관련한 대리인문제를 회피하기 위해서 단기부채를 선호하는 현상이 더욱 강하게 나타날 것이기 때문이다.

그러나 이것을 제외한 나머지 계수는 비재벌기업이 재벌기업보다 상대적으로 더 큰

정보비대칭성과 자금제약이 직면할 것이라는 가설과 일관성이 있다. 우선 성장옵션의 계수가 재벌그룹에서는 유의적 양(+)<sup>수</sup>지만 비재벌그룹에서는 음(-)<sup>수</sup>로 나타난 것은 재벌기업보다는 비재벌기업에서 정보비대칭으로 인한 대리인문제가 크므로 이러한 기업에서 성장옵션이 많은 기업이 단기부채를 더욱 사용하는 경향이 있기 때문인 것으로 풀이된다. 그리고 자산만기의 계수가 비재벌그룹에서 더 큰 유의적인 양(+)<sup>수</sup>로 나타난 것은 재벌기업보다 비재벌기업이 외부자금조달에 더 큰 제약을 받으므로 이러한 기업에서 자산만기를 부채만기와 대응시킴으로써 유동성위험을 더욱 회피하려 하기 때문인 것으로 풀이된다. 그리고 우량도에 대한 계수가 비재벌그룹에서만 음(-)으로 나타난 것은 재벌기업보다는 비재벌기업의 정보비대칭이 크므로 이들 기업에서 단기부채를 기업의 우량도를 나타내는 신호로 사용하고 있다는 가설과 일관성 있다. 그리고 또 비재벌 그룹에서 채권등급의 음(-)의 계수가 더욱 크게 나타난 것도 비재벌기업에서 재벌기업보다 유동성위험이 더욱 크기 때문인 것으로 여겨진다.

그러므로 이러한 내용을 종합해 볼 때 모든 변수가 이러한 내용을 지지하는 것은 아니지만 본 연구의 분석은 종전의 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과 마찬가지로 전반적으로는 비재벌기업이 재벌기업에 비해 정보비대칭과 자금조달의 제약이 강할 것이라는 가설을 지지하는 것으로 여겨진다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 자금조달시 레버리지와 부채만기가 동시에 결정된다는 가정하에 우리나라 기업에 대한 레버리지와 부채만기의 결정요인을 연립방정식 체계에 의하여 분석하였다. 두 의사결정 변수가 연립방정식 체계에 의하여 서로 관련이 있을 때 이들 두 방정식을 축약형방정식에 의하여 추정할 계수가 분명한 부호를 갖으려면 두 방정식 간에 단일교차성질(single-crossing property)과 준-슈퍼모듈(quasi-supermodularity)의 조건이 충족되어야 한다. 그러나 Barclay, Marx & Smith(2003)가 주장 하듯, 레버리지와 부채만기방정식은 단일교차성질은 만족하나 준-슈퍼모듈의 조건을 만족하지 못한다. 따라서 레버리지와 부채만기간의 상호작용이나 이에 대한 외생변수의 효과를 정확히 파악하기 위해서는 축약형방정식에 대한 OLS 분석보다는 이들을 연립방정식체계에 의해 분석할 필요가 있다. 그러므로 본 연구에서는 이러한 필요성에 따라 레버리지와 부채만기에 관한 연립방정식을 2SLS에 의해 분석하였다.

이러한 분석의 결과, 우선 우리나라 기업에서 레버리지와 부채만기는 서로 같은 방

향으로 변화하는 양(+의 관계)에 있는 것으로 나타났다. 이것은 레버리지와 부채만기가 서로 대체적인 역할을 수행한다기 보다 오히려 레버리지가 높은 기업은 유동성부족과 채무불이행위험에 직면할 가능성이 높으므로 이를 회피하기 위해 안정적인 장기부채를 선호하는 경향이 더 강하다는 Leland와 Toft(1996)의 주장과 일관성이 있다. 그러나 이것은 우리나라에서 부채시장의 현실을 반영하는 것으로도 여겨진다. 즉, 부채시장에서의 자금공급이 주로 단기부채 위주로 이루어지고 기업은 공신력과 신용위험에 있어서 양극화 현상이 심한 우리나라 현실에서 대외적 신인도가 높고 신용위험이 낮은 기업은 부채사용이 많고, 또 동시에 안정적인 장기차입에의 접근이 용이하지만 그렇지 않은 기업은 신용위험의 제약으로 부채사용이 적고 단기부채 위주로 자금을 조달할 수밖에 없는 현실을 반영하고 있는 것으로도 풀이된다.

한편 부채만기방정식에서 다른 외생변수는 부채만기의 결정요인을 OLS에 의해 분석한 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과 전반적으로 유사한 결과를 나타내었다. 즉, 부채만기는 성장옵션과 우량성, 채권등급과는 유의적인 음(-)의 관계를 나타냈으며, 기업규모, 자산만기와는 유의적인 양(+의 관계를 나타내어 부채만기에 관한 대리인비용가설과 자산만기대응가설, 신호효과 및 유동성위험가설이 대부분 지지되었다. 그러나 대부분의 변수는 OLS 분석에 비하여 유의성이 다소 떨어졌으나 은행차입금의 계수는 OLS 분석과 달리 유의적으로 나타나 은행차입이 많을수록 부채만기가 장기인 경향이 있는 것으로 분석되었다.

한편 자본구조방정식에서 부채비율과 기업규모는 유의적인 양(+의 관계를 나타내었으나 그 밖에 성장옵션을 비롯한 총자산이익률, 유동비율, 유형자산과는 대부분 유의적인 음(-)의 관계를 나타내었다. 이 중 기업규모에 대한 양(+의 계수는 우리나라에서 대기업일수록 부채수용능력이 크고 차입이 용이한 현실을 반영하는 것으로 여겨진다. 그리고 성장옵션에 대한 음(-)의 계수는 성장옵션이 많은 기업일수록 부채사용으로 인한 과소투자문제가 심각하고 잉여현금흐름에 의한 대리인문제가 적으므로 부채사용이 적을 것이라는 가설과 일관성이 있다. 그러나 총자산이익률, 유동비율, 유형자산의 계수는 이론의 예상과는 달리 음(-)수로 나타나 우리나라에서는 부채의 규율적 역할이나 신호효과에 대한 가설이 성립한다고 보기 어려웠으며, 또 유형자산의 비중이 높을수록 담보력이 크거나 파산 시 기업가치의 손실이 작으므로 부채사용이 많을 것이라는 가설과도 상반된 결과가 나타났다.

그리고 한편 본 연구에서는 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과 마찬가지로 표본을 은행차입금 수준과 재벌의 소속여부에 따라 분리하여 분석하여 보았다. 이들에 의하면 전반

적으로 은행차입이 적은 기업에서 정보비대칭에 관한 변수가 더 유의적으로 나타나는 경향이 있었으며, 또한 재벌기업보다는 비재벌기업에서 정보비대칭 관련 변수와 자산만기와의 관련성이 더 높게 나타나 은행차입이 많은 기업일수록 정보비대칭이 적고 비재벌기업보다는 재벌에 속한 기업일수록 자금조달의 제약과 정보비대칭이 적다는 가설을 지지하였다. 그러나 2SLS 의하여 동일한 분석을 시행하였을 때에는 전반적으로 비재벌기업이 재벌기업에 비해 상대적으로 더 큰 정보비대칭성과 자금제약이 직면할 것이라는 가설은 앞의 선행연구와 마찬가지로 지지되었으나, 은행차입의 수준에 따라 기업의 정보비대칭이나 대리인비용에 차이가 있을 것이라는 가설을 지지하기는 어려웠다.

표본을 재벌기업과 비재벌기업으로 나누어 계수를 비교하여 보았을 때 부채만기방정식에서 일부 기업규모 등에 관한 계수를 제외하고는 성장옵션과 자산만기, 우량성과 채권등급의 계수가 모두 재벌기업보다 비재벌기업에서 정보비대칭과 자금제약이 크다는 가설을 지지하였다. 그러나 표본을 은행차입의 과다에 따라 분류하였을 때에는 부채만기방정식에서 일부 우량성의 계수를 제외하고 기업규모와 자산만기, 은행차입금의 계수는 은행차입이 적은 기업에서 정보비대칭과 대리인문제가 적을 것이라는 가설과는 오히려 상반되는 결과를 나타내었고 자본구조방정식에서도 이러한 가설을 지지하는 증거가 관찰되지 않았다. 따라서 기존의 김지수, 권경택, 정기웅(2004)과는 달리 본 연구의 분석으로는 은행차입의 수준에 따라 기업의 정보비대칭이나 대리인비용에 차이가 있을 것이라는 가설을 지지하기 어려웠다.

이와 같이 OLS와 2SLS의 결과가 차이를 나타내는 것은 두 방법이 이론과 데이터에 관한 요구가 다르기 때문이다. Barcaly, Marx & Smith(2002)가 지적하였듯이 연립방정식에 의한 추정은 OLS에 의한 축약형방정식보다 이론에 근거하고 있지만 추정 시 도구변수(instrument variable)를 이용해야 하므로 축약형방정식보다 데이터에 대한 의존도가 더 높다고 볼 수 있다. 따라서 추후 레버리지와 부채만기의 결정에 관해 좀 더 신뢰성 있는 결과를 얻기 위해서는 우리나라 현실에 부합하는 이론의 정립과 더불어 모형의 설정이나 변수의 정의 및 측정에 개선이 요구된다고 하겠다. 특히 본 연구에서 사용한 성장성과 우량성, 채무불이행위험이나 은행차입금에 대한 대응변수는 추후 좀 더 객관적인 지표가 개발될 필요가 있다. 또한 본 연구에서는 기존의 다른 연구와 마찬가지로 기업의 부채만기와 신용도의 관계를 분석하기 위하여 표본을 채권발행 업체로 한정하였다. 그러나 이러한 표본의 선택은 표본을 특정기업에 한정함으로써 결과에 편의를 야기할 우려가 있다. 그러므로 본 연구의 결과의 해석 시 이러한 점에 유의할 필요가 있다고 본다.



## 참 고 문 헌

- 김지수, “중소기업의 재무적 특성과 자본비용에 관한 연구 : 기업규모별 금융비용의 차이분석을 중심으로”, 『재무연구』, 제12호, (1996), 135-165.
- 김지수, 권경택, 정기웅, “기업의 부채만기 결정요인에 관한 연구”, 『재무연구』, 제17권 제1호, (2004), 253-288.
- 박경서, “국내기업의 타인자본조달과 기업금융시장의 역할에 관한 연구”, 『재무연구』, 제12권 제1호, 1999, 39-68.
- 박순식, “상장제조기업의 기업규모별 부채만기구조 결정요인에 관한 연구”, 『재무관리연구』, 제18권 제3호, 2001. pp.27-73.
- 정경수, “부채만기구조의 결정요인에 관한 연구”, 『한국산업경영학회』, 제13권 제1호, (1998), 301-326.
- 정균화, “과다차입과 과잉투자가 우리나라 경제위기의 주범인가?”, 『재무관리논총』, 제10권 제1호, (2004), 73-105.
- Barclay, M. and C. Smith., “The Maturity Structure of Corporate Debt,” *Journal of Finance*, L(2), (1995), 609-631.
- Barclay, M. J., L. M. Marx. and C. W. Smith Jr., “The Joint Determination of Leverage and Maturity,” *Journal of Corporate Finance*, 9(2), (2003), 149-167.
- Barnea, A., A. R. Haugen. and W. L. Senbet., “A Rationale for Debt Maturity Structure and Call Provisions in the Agency Theoretic Framework,” *Journal of Finance*, 35, (1980), 1223-1234.
- Blackwell, D. W. and D. S. Kidwell, “An Investment of Cost Differences Between Public Sales and Private Placement of Debt,” *Journal of Financial Economics*, 22, (1988), 253-278.
- Brick, I. E., and S. A. Ravid, “On the Relevance of Debt Maturity Structure,” *Journal of Finance*, 40, (Dec. 1985), 1423-1437.
- Cai, J., Y-L Cheung & V. K. Goyal, “Bank Monitoring and Maturity Structure of Japanese Corporate Debt Issues,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, (1999), 229-250.
- DeAngelo, H. & R. Masulis, “Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation,” *Journal of Financial Economics*, 8, (Mar. 1980), 3-29.

- Dewenter, K., W. Novaes & R. Pettway, "Visibility versus Complexity in Business Groups : Evidence from Japanese Keiretsu," *Journal of Business*, 74(1), (2001), 79-100.
- Diamond, D. W., "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, 51, 393-414
- Diamond, D. W., "Debt Maturity Structure and Liquidity Risk," *Quarterly Journal of Economics*, 106, (Aug. 1991), 707-737.
- Esho, N., Y. L. Lam. and G. Sharpe., "Are Maturity and Debt Type Decisions Interrelated? Evidence from Australian Firms in International Capital Markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 253, (2002), 1-21.
- Fama, E., "What's Different about Banks?," *Journal of Monetary Economics*, 15, (1985), 29-39.
- Flannery, M. J., "Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice," *Journal of Finance*, 41, (March 1986), 19-37.
- Goswani G, T. Noe. and M. Rebello, "Debt Financing Under Asymmetric Information," *Journal of Finance*, 50, (1995), 633-659.
- Guedes, J. and T. Opler., "The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues," *Journal of Finance*, 51, (Dec. 1996), 1809-1833.
- Jensen, M. C., "Agency Costs of Free Cashflows, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Reviews*, 76, (1986), 323-329.
- Jensen. M. C. & W. Meckling, "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, (Oct. 1976), 11-25.
- Keane, A., A. J. Marcus & R. L. McDonalds, "Debt Policy and Rate of Return Premium to Leverage," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 20, (Dec. 1985), 479-499.
- Leland, H. E. & K. B. Toft, "Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spread," *Journal of Finance*, 51, (Dec. 1996), 987-1019.
- Milgrom, P. & Shannon, C., Monotone Comparative Statics, *Econometrica*, 62, (Jan. 1994), 157-180.
- Myers, S. C., "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Econo-*

- mics*, 5, (1977), 147-175.
- Myers, S. C. & N. S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, (1984), 187-221.
- Ross, S., "The Determinants of Financial Structure : The Incentive Signalling Approach," *Bell Journal of Economics*, (Spring 1977), 23-40.
- Scherr & H. M. Hulburt, "The Debt Maturity Structure of Small Firms," *Financial Management*, (2001), 85-111.
- Smith, C. W. & R. L. Watts, "The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies," *Journal of Financial Economics*, 32, (Dec. 1992), 263-292.
- Stohs. M. H. and D. C. Mauer., "The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure," *Journal of Business*, 69, (1996), 279-312.
- Stulz, R. M., "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies," *Journal of Financial Economics*, 26, (1990), 3-27.
- Titman, S. and R. Wessels., "The Determinants of Capital Structure Choice," *Journal of Finance*, 43, (Mar. 1988), 1-19.
- Theil, H., *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1971.
- Whited, T. M. "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment : Evidence from Panel Data," *Journal of Finance*, 47, (Sept. 1992), 1425-1460.

# The Joint Determination of Leverage and Debt Maturity

Chi Soo Kim\* · Kyeong Taek Kwon\*\*

<abstract>

In this study, we analyzed determinant factors of leverage ratio and debt maturity for Korean firms in the simultaneous equation system using 2SLS (two stage least square) method under assumption that two variables are jointly determined in the capital structure decision. As a result of the analysis, we found that leverage ratio and debt maturity are positively related. Also, as for determinant factors of debt maturity, agency cost hypothesis, asset maturity matching hypothesis, signalling and liquidity risk hypothesis are all generally supported, and further leverage ratio are significantly positively related with firm size, but negatively related with default risk. However, when we divided samples into groups according to bank debt level and Chaebul affiliation, with contrast to existing study which worked on similar issues with OLS, we found no evidence supporting the argument that the information asymmetry problem is less severe in firms with more bank debt, whereas information asymmetry and financial constraint problems are more severe in non-Chaebul affiliated firms.

Keywords : Leverage Ratio, Debt Maturity, Agency Cost, Information Asymmetry, Bank Debt, Chaebul

---

\* Professor, School of Management, Yeungnam University

\*\* Full Time Instructor, School of Management, Gyeongju University