

정태적 절충이론과 자본조달순위이론의 비교

박정주*

〈요 약〉

본 논문은 2001년부터 2010년의 표본기간 동안 상장된 제조업을 대상으로 Shyam-Sunder and Myers(1999) 그리고 Frank and Goyal(2003)의 목표조정모델과 자본조달순위모델에 기초하여 Chirinko and Singha(2000)의 비판적인 관점이 반영된 실증분석 논문이다.

Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형을 통해 분석한 결과, 목표 조정계수는 0과 1 사이에 값을 가지며 설명력이 높고 유의한 변수인 반면에 자금 부족분 계수는 0에 가까워 자본조달이론을 지지 하기에는 작은 값을 가졌다. 또한 Frank and Goyal(2003)의 방법론을 사용하여 실증분석한 결과 자본조달순위이론은 지지되지 않았다.

핵심주제어 : 목표조정모델, 자본조달순위모델, 자금부족분

I. 서 론

논문을 살펴보면 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모델에 기초하여 부채 차입능력을 통제한 후 자본조달순위 이론의 결과가 차별화 되는 연구 결과들 최근에도 자본구조 결정요인에 관한 논문들이 학계에서 주목을 받고 있다는 점으로 미루어 볼 때, 기업의 투자결정이 주어졌다고 가정한 경우 자본구조가 기업가치에 어떤 영향을 주는지에 대한 뚜렷한 해결점을 찾지 못하고 있음을 알 수 있다. 최근의 국외 이 제시되고 있다. 위 논문에 대한 설명을 하기에 앞서 우선 기존의 전통적인 자본구조 이론의 논의를 시작 할 것이다. 그 다음 본 연

논문접수일: 2012년 01월 19일 수정일: 2012년 03월 12일 게재확정일: 2012년 03월 14일

* 중앙대학교 경영학과 박사과정, pjj1121@naver.com

구에서는 어떤 이론과 연구 모델에 기초하여 주제와 범위를 설정 하며, 어떻게 실증분석을 할 것인지에 대해서 서술할 것이다. 기업재무는 기업의 자금운용과 조달에 관한 사항을 중점적으로 다루는데, 그중에 기업의 자본조달 결정에 관한 연구에 있어서는 부채와 자기자본의 결정요인이 가장 중요하다. 이에 대한 이론은 크게 정태적 절충이론(Static Tradeoff Theory)과 자본조달순위이론(Pecking Order Theory) 그리고 시장적기이론(Market Timing Theory)으로 나뉜다.

먼저 절충이론(Trade-off Theory)은 Modigliani and Miller(1958)가 제시한 “기업가치는 자본구조와 무관하다”는 아이디어를 기초로 시작되었다. 그 후 Modigliani and Miller(1963)는 자본구조 무 관련 이론의 수정명제를 제시하여 기업이 부채로 자금을 조달하여도 법인세 절감효과를 얻을 수 있다는 점을 설명한다. Kraus와 Litzenberg(1973)는 정태적 절충이론에서 이자비용 감세효과의 현가와 재무적 곤경비용의 현가를 고려하여 최적 자본구조를 설정한다고 주장한다.

한편 Myers(1984)는 정보비대칭의 문제로 회사가 자금을 조달할 때 내부유보를 먼저 사용한 다음 무위험 부채를 사용하고 마지막으로 주식을 발행한다는 자본조달순위이론을 제시한다. 이 이론에 따르면 최적자본구조는 존재하지 않으므로 절충이론과 양립할 수 없는 특징이 있다.

최근에는 Baker and Wurgler(2002)의 시장적기이론이 제시되었다. 이들은 주식시장이 유리하게 인식되거나 혹은 시가 대 장부가 비율이 상대적으로 높을 때 주식을 발행하고 그 반대의 경우 주식을 매입하는 자본구조의 지속성을 발견한다. 즉 자본구조는 자본 시장의 적기에 맞춰 누적된 결과임을 주장한다.

본 연구는 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 논문에서 제시된 단순한 자본조달모델과 목표조정모델에 기초하여 한국의 자본구조 결정요인에 관한 논의를 할 것이다. Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모델을 통하여 목표조정모델의 계수가 0과 1 사이에 존재하는지 또는 자본조달계수가 1에 근접한지 살펴볼 것이다.

한편 위의 모델은 Chirinko and Singha(2000)가 지적한 3가지 추론의 문제에 직면할 수 있는데 그 중 한국적 상황에 필요한 비판을 고려하여 분석하고자 한다. 특히 부채차입능력을 통제한 전·후의 결과가 어떻게 다른지 주목할 것이다.

Frank and Goyal(2003)은 Rajan and Zingles(1995)가 제시한 기존의 전통적인 레버리지 회귀식의 설명변수를 통제한 후 자금부족분을 추가하여 분석하기 위해 레버리지 변화에 대한 회귀를 설정하여 검증한 모델을 제시한다. 만약에 자금부족분 변수가 레버리지를 설명하는 중요한 설명변수라면 전통적인 변수가

레버리지에 미치는 효과를 흡수해야 한다고 주장하였다.

이 논문은 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 기본 모형에 기초하여 Chirinko and Singha(2000)의 비판적인 관점을 적용 할 것이며, Frank and Goyal(2003)의 레버리지 변화의 회귀 결과를 토대로 한국의 제조업은 정태적 절충이론과 자본조달순위이론 중 어떤 이론에 좀 더 부합하는지 검증할 것이다. 부채차입능력을 구별하여 분석함으로써 기존연구의 결과를 신뢰성 있게 받아들일 수 있는지에 대한 평가를 할 수 있으며, 동시에 이러한 부채차입능력을 구별하여 분석했다는 점에서 기존의 선행 연구와 차별화 될 것이다.

II. 선행연구

Shyam-Sunder and Myers(1999)은 자본조달 순서에 따라 자금을 조달하는 기업은 자금이 필요한 경우 내부유보를 먼저 사용하고, 다음으로 위험이 적은 부채를 사용하며, 마지막으로 주식을 발행한다면 그들이 정의한 자금부족분(Deficit-In-Funds) 변수가 순부채의 변화를 설명할 수 있다고 주장한다. 또한 이 변수의 계수가 1에 가까울 것임을 논증하면서 단순한 자본조달순위모형을 설정한다. 한편 경영자가 목표 자본구조를 설정하면 목표부채에서 전기부채를 차감한 값이 장기부채의 변화를 설명할 수 있는데 이를 목표조정모형으로 검증한다. 1971년부터 1989년의 기간 동안 157개의 기업을 대상으로 분석한 결과 자본조달순위이론이 더 적합함을 보였다.

Chirinko and Singha(2000)은 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형을 재검증을 한 결과 주식발행으로 음의 편익이 생기는데, 일정한 조건 하에서 자본조달계수가 1이 아니라 0.74임을 논증한다. 그리고 자본조달순위모형에 대한 추론의 문제점을 크게 2가지 경우로 나눠서 비판한다. 먼저 실제 자본조달계수가 1에 가깝지만 정태적 절충이론이 지지되는 경우와 자본조달계수가 0에 가깝지만 자본조달순위이론이 지지되는 경우이다. 전자의 경우 주식의 자금조달 계층이 내부유보와 부채 사이에 존재하거나 혹은 부채와 지분의 비율을 고정적으로 설정하면 높은 자본조달계수와 설명력을 가질 수 있음을 지적한다. 후자의 경우 경영의 변화, 정보비대칭, 세금의 문제로 부채로 자금을 조달하는데 있어 제약이 존재한다면 주식으로 자금을 조달하게 된다는 점을 강조한다.

Graham and Harvey(2003)은 392명의 CFO를 대상으로 기업의 재무적 의사

결정과 관련 있는 자본비용, 자본예산, 자본구조 그리고 자본자산가격결정모형에 대한 설문조사를 실시한다. 특히 자본구조 설문조사 결과 정태적 절충이론과 자본조달순위이론이 대체적으로 지지되지만, 자산대체문제, 정보비대칭, 잉여현금흐름, 개인 소득세 등은 근소하게 고려되고 있음을 보고한다.

Frank and Goyal(2003)은 Rajan and Zingles(1995)이 제시한 주요 설명변수를 통제한 후 자금부족분 변수와 전기부채를 각각 추가하여 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모델을 재검증 한다. 1971년부터 1998년까지 미국의 제조업을 대상으로 실증 분석한 결과 자금부족분 변수는 1% 수준에서 유의한 변수이지만 전통적인 통제변수의 계수 값을 흡수하지 못하여 자본조달순위이론이 지지되기 어렵다고 보고한다. 한편 대기업의 경우 예외적으로 자본조달순위에 따라 자금을 조달하는 현상을 발견한다.

Sakai(2010)은 일본 기업을 대상으로 1964년부터 2005년까지 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형을 사용하여 자본자달순위이론이 자본구조 결정 요인의 대부분을 설명할 수 있음을 발견하였다. 또한 분위회귀분석을 통해 대부분의 일본 기업은 명확하게 자본조달 예측과 부합함을 보고한다.

Lemmon and Zender(2010)는 부채 차입능력을 고려하여 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형을 검증한다. 부채차입능력을 상, 중, 하로 분류하여 분석한 결과 차입능력의 증가와 자금부족분 계수가 정비례함을 보고한다. 또한 부채차입능력 뿐만 아니라 대기업과 소기업으로 분류하여 검증한 결과 대기업의 경우 소기업 보다 전반적으로 자금부족분 계수가 높아 소기업과 대기업의 뚜렷한 차이가 있음을 발견하였다.

황동섭(2001)은 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형을 통하여 1996년부터 1999년의 기간 동안 상장된 제조업 136개 기업을 대상으로 자본조달순위이론을 검증하였다. 그 결과 표본기업 전체에 있어 뚜렷한 자본조달 행태를 관찰할 수는 없었지만, 외환위기 이후의 표본과 투자적격채권을 보유한 기업의 경우 자본조달순위이론을 지지하는 결과를 얻었다. 또한 부채비율이 현금흐름과 유의적인 음의 관계를, 투자기회가 유의한 정의 관계를 가져 자본조달순위이론이 지지됨을 보여주었다.

이원흠·이한득·박상수(2001)는 외환위기 시점을 전·후로 나눠서 60대 대기업집단의 자본조달 행태를 분석하였다. 외환위기 동안 정부가 설정한 기업의 부채비율 200%를 목표부채비율로 설정하여 목표부채비율의 조정속도에 대한 가설을 검증하였다. 그 결과 목표조정계수의 유의성은 없었고 자금부족분의 유의한 양의 값이 제시되었다. 또한 Fama and French(2002)의 회귀 모형을 사용하

여 매출액과 현금흐름의 음의 유의성을 관찰하였으며 이를 근거로 자본조달순위이론을 지지하는 것으로 판단하였다.

윤순석(2003)은 자금수요원천에 따라 자금조달정책의 차이가 존재할 것이라는 가설을 토대로 1995년부터 2000까지의 상장된 제조업을 대상으로 분석한 결과 자금수요는 투자현금유입, 영업현금흐름, 재무현금유입의 순으로 충당된다고 주장한다. 한편 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형으로 정태적 절충이론을 지지하는 결과를 얻었지만 이 논문에서는 목표부채비율을 3개년 이동 평균으로 사용하였는데 이 값에는 전년도 값이 포함되어 있기 때문에 구조적으로 R2값이 높을 수 있으므로 해석에 신중을 기할 필요가 있다고 보고한다.

김석진·박민규(2005)는 Frank and Goyal(2003)의 모형을 사용하여 자본조달순위이론을 검증하였다. 1995년부터 2001년까지 299개의 기업을 대상으로 자금부족분 변수가 레버리지에 어떤 영향을 미치는지 분석한 결과 자금부족분 변수가 다른 통제 변수에 영향을 미칠 만큼 크지 않아 자본조달순위이론이 지지되지 않음을 주장하였다. 외환위기 전과 후로 나누어 분류한 하위표본 분석에서도 결과에 대한 큰 차이는 존재하지 않았다.

곽세영(2006) 또한 Frank and Goyal(2003)의 모형을 토대로 1981년부터 2003년까지 상장된 제조업을 대상으로 전통적인 레버리지 회귀를 통하여 분석한다. 그 결과 자금부족분 변수의 계수가 너무 낮아 자본조달순위이론을 지지하기 어렵다고 언급했다. 한편 유형자산, 수익성, 기업규모가 부채비율과 유의한 음의 관계를 가지므로 자본조달순위이론을 지지하는 결과를 얻었다.

반면에 평균회귀 현상도 동시에 존재한다고 보고한다.

안병주·채준·정진영(2011)은 한국의 재무적 결정요인을 알아보기 위해 107개의 상장기업 재무적 이해관계자(CEO, CFO, vice presidents 등)를 대상으로 설문조사를 하였다. 이를 통해서 절충이론, 자본조달순위이론, 시장적기이론 등이 실무에 적용될 수 있음을 보여주었다. 특히 5점 척도를 사용한 설문 조사에서 회사가 목표 자본구조를 가지고 있는지에 대한 응답으로 80.2%¹⁾가 응답하였다. 그리고 49.5%가 기업가치극대화를 위해 최적자본구조를 설정하고 있었으며, 38.6%의 기업이 낮은 부채비율을 선호하였다. 특히 주식 가격이 시장에서 과대평가 되었을 때 주식을 발행할 것이라는 설문조사 결과 65.3%의 설문 응답자가 동의하였으며 저평가 되었을 때 주식재매입을 고려한다는 응답이 94.5%이었다.

1) 응답에 대한 퍼센트는 5점 척도 중 동의(agree)와 전적으로 동의(strongly agree)가 포함된 값이다.

Ⅲ. 연구방법 및 설계

1. 목표조정모델

Shyam-Sunder and Myers(1999)의 정태적 절충이론에 따르면 경영자는 이자비용 감세효과의 현가와 파산비용의 현가를 고려하여 최적 자본구조를 설정하며, 이에 대한 자금을 조달한다. 최적 자본구조의 부채비율이 안정적이려면 평균회귀행태(Mean-Reverting Behavior)를 관찰할 수 있어야 하며, 간단한 목표조정모델의 경우 부채의 변화는 목표 부채비율에서 전기 부채비율의 차분을 설명할 수 있어야 한다고 주장하였으며 다음과 같은 회귀식 (1)을 설정하였다.

$$\Delta D_{it} = a + b_{TA}(D^*_{it} - D_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서 D^*_{it} 는 시점 t 의 목표 부채 수준인데 이것을 관찰하는 것은 불가능하다. Sham-sunder and Myers(1999)는 이에 대한 대안으로 각 회사의 표본기간 평균 부채를 목표부채 비율로 사용한다. 또한 Jalivand and Harris(1984)는 3개년 이동평균을 목표부채 비율로 사용한다. 본 논문은 이러한 선행 연구의 대안에 따라 목표 부채 비율을 설정하여 분석할 것이다. 그리고 회귀식의 b_{TA} 를 목표조정계수라 하는데 만약 $b_{TA} = 0$ 이면 목표 조정은 없으며, $0 < b_{TA} < 1$ 이면 조정 비용이 발생하며 목표로 조정된다. 만약 $b_{TA} = 1$ 이면 조정비용이 없이 목표로 조정된다. 즉 정태적 절충 이론의 가설은 $b_{TA} > 0$ 를 검증한다. 한편 조정 비용이 존재하기 때문에 $b_{TA} < 0$ 의 여부를 검증하는 것이다.

가설 1 : 정태적 절충이론이 맞다면, 목표조정계수 값은 0과 1 사이에 있을 것이다.

2. 자본조달순위모델

자본조달순위 이론은 Myers(1984) 그리고 Myers and Majluf(1984)에 의해 처음으로 소개되었다. 이 이론은 회사의 내부자와 외부자 사이의 정보비대칭 문제에 그 기초를 두고 있다. 경영자는 회사의 자산과 미래 성장 기회와 실제 가치에 대해서 외부 투자자보다 더 많은 정보를 가지고 있다. 따라서 경영자는 회

사의 주가가 저평가 되었다고 여겨질 때 주식 발행을 꺼리게 된다. 만약에 주식이 저평가 된 상태에서 발행되게 된다면, 기존 주주의 주식과 신규 주주의 주식이 희석되는 과정에서 기존의 주주의 부가 신규 주주에게 이전되는 현상이 발생한다. 한편 경영자들이 주가가 과대평가 되었다고 생각되면 주식을 발행하고자 하는 유인이 생길 것이다. 만약에 경영자들이 주식을 발행하면 시장의 참여자들은 이것을 회사 주식이 과대평가되었다는 신호로서 인식을 하게 된다. 그 결과 주식 가격이 떨어지게 된다. 따라서 회사의 최적의사결정은 신규투자 자금이 필요할 경우 정보비대칭 비용이 적은 유보이익을 먼저 사용하고 다음으로 무위험 부채를 그리고 마지막으로 주식을 발행하게 된다는 이론이다²⁾.

Shyam-sunder and Myers(1999)는 기업이 IPO 후 주식 발행은 예외적인 상황에서만 발행되며, 자본조달에 순서가 있음을 검증하는 모델로 자금부족분 정의하였으며, 자금부족분이 장기부채 변화를 대부분 설명할 수 있어야 한다고 논증한다. 그리고 Frank and Goyal(2003)은 Shyam-sunder and Myers(1999)³⁾의 모델을 보완하여 자금부족분 변수를 제시하는데 이는 배당, 순투자, 운전자본의 변동의 합에서 세후현금흐름을 차감한 값이다.

$$DEF_{it} = DIV_t + I_t + \Delta W_t - C_t \quad (2)$$

DIV_t = 배당

I_t = 순투자

ΔW_t = 운전자본의 변동

C_t = 세후현금흐름

본 논문은 식(2)의 변수를 현금흐름표와 재무상태표에서 추출하여 분석한다. 배당은 “현금흐름표 하위 계정인 재무활동으로 인한 현금 유출 계정에 배당금 지급”을 사용한다. 그리고 투자는 “현금흐름표의 투자활동으로 인한 현금 유출에서 투자활동으로 인한 현금 유입을 차감한 값”을 사용한다. 운전자본의 변동은 “재무상태표의 유동자산에서 유동부채를 차감한 값의 기말 값에서 기초 값을 차감”하여 사용하며, 세후현금흐름은 “현금흐름표의 영업활동으로 인한 현금 유출계정의 당기순이익에 무형·유형 감가상각비를 더한 값”을 사용한다. 당기

2) 『Capital structure and corporate financing decisions』, 2011, WILEY.

3) Shyam-sunder와 Myers(1999)는 자금부족분 변수를 배당, 자본지출, 운전자본의 순증가, 유동성장기부채를 더한 값에서 세후현금흐름을 차감 값으로 설정한다.

순이익에 감가상각비를 더한 간편법을 사용한 대표적인 국내의 선행 연구로는 황동섭(2001), 광세영(2006) 등이 있다.

Shyam-sunder and Myers(1999)의 주장에 따라 만약에 자본조달순위이론의 가설이 타당하다면 회귀식 (3)의 $a=0$, $b_{PO}=1$ 이 되어야 한다. 여기서 장기부채 (ΔD_{it})는 현금흐름표의 “재무활동으로 인한 현금 유입 하위계정의 비유동부채의 증가에서 재무활동으로 인한 현금 유출의 하위 계정인 비유동부채의 감소를 차감한 값”을 사용한다. 장기부채를 사용하여 정태적 절충이론을 분석한 선행 논문으로는 Shyam-sunder and Myers(1999), 황동섭(2001), Frank and Goyal(2003), 윤순석(2003), SAKAI(2009) 등의 논문이 있다.

$$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

가설 2 : 자본조달순위이론이 맞다면, 자금부족분 계수는 1에 가까울 것이다.

한편 Shyam-sunder and Myers(1999)는 식 (1)의 목표조정모델의 설명변수와 식 (3)의 자본조달순위모델의 설명변수를 동시에 회귀하여 비교분석을 한다. 그 결과 목표조정계수의 값은 3분의 1만큼 감소하지만 자본조달계수는 근소하게 감소하는 것을 관찰한다. 하지만 목표조정계수의 통계적 양의 유의성이 존재하여 목표조정모델의 가설을 기각할 수 없다고 판단한다. 이러한 관점을 반영하여 어떤 모델의 설명변수가 장기부채에 더 큰 영향을 주는지 분석할 것이다.

Chirinko and Singha(2000)는 위 모델을 추론함에 있어 3가지 문제점을 지적한다. 먼저 경영조건의 변화와 정보비대칭문제 혹은 세금의 문제로 부채 발행의 비용이 큰 경우에 회사는 실제로 자본조달순위이론을 따르지만, 자본조달계수가 0에 가까울 수 있음을 설명한다. 다음으로 주식발행의 자금조달 계층이 내부유보와 부채 사이에 존재하는 경우 부채의 숨겨진 비용 또는 지분의 숨겨진 편익이 연구되지 않았으며, 일정한 조건하에 이 경우 자본조달계수는 1에 가까울 수 있다. 또한 부채와 지분의 고정된 비율을 설정하는 회사가 부채로 자금을 조달하는 경우에 자본조달계수가 1에 가깝고, R2가 1일 수 있지만 실제로는 절충이론을 지지하는 경우를 설명한다.

현재 자금부족분을 사용하여 자금부족분 계수를 검증한 최근의 국내 연구로 윤순석(2003), 김석진·박민규(2005), 광세영(2006) 등이 있다. 이들의 논문에서 자금 부족분 계수가 유의성을 갖지만 그 계수가 상당히 낮음을 확인할 수 있다. 이에 저자는 Chirinko and Singha(2000)의 비판적 관점에 착안하여 부채 차입

능력 때문에 실제 자본조달계수가 0에 가깝지만 자본조달순위이론을 지지하는 경우를 검증해 보고자 한다. 이러한 관점을 바탕으로 Lemon and Zender(2010), Jong · Verbeek · Verwijmeren(2010)는 기업의 부채 수용력 따른 분류를 통해 자금부족분 변수를 검증한 최근의 국외 논문이다. Lemon and Zender(2010)는 부채수용력을 상, 중, 하로 분류하여 자금부족분 계수를 검토한다. 또한 Jong · Verbeek · Verwijmeren(2010)은 부채 수용력을 회사채 신용등급의 유무로 분석하는데 그 결과 신용등급을 보유한 회사채의 표본이 그렇지 않은 표본에 비해 자본조달계수의 값이 상당히 높았음을 보고하였다. 이러한 선행 연구를 토대로 본 연구는 표본기간 중 투자등급채권⁴⁾이 존재하는 기업과 그렇지 않은 기업을 분류하여 검증을 하고자 한다. 여기서 투자등급채권을 보유한 기업이란 BBB이상의 채권등급을 표본기간 동안 1회 이상 보유한 기업을 말한다.

가설 3 : 투자등급채권을 보유한 기업은 자본조달순위이론에 따라 자금을 조달 할 것이다.

3. 전통적인 레버리지 결정요인

Rajan and Zingles(1995)은 G-7 국가를 대상으로 유형자산, 수익성, 기업규모, 성장기회가 레버리지를 설명하는 중요한 설명변수임을 발견하였다. 이를 토대로 Frank and Goyal(2003)은 위의 4가지 설명변수를 기초로 Shyam-sunder and Myers(1999)가 제시한 자본조달순위모델의 한계점을 보완하기 위하여 레버리지 변화에 관한 회귀식을 설정한다.

하지만 Rajan and Zingles(1995)의 분석은 레버리지 수준에 관한 분석이기 때문에 Frank and Goyal(2003)은 자금부족분 변수를 추가하여 설명하기 위해 레버리지 변화에 관한 회귀식을 설정하여 분석한다(식(4)). 그리고 자금부족분이 전통적인 레버리지의 설명변수와 더불어 어떠한 영향을 미치는지 확인하기 위하여 식(4)에 자금부족분을 추가하여 회귀분석을 한다(식(5)). 즉 자본조달순위이론이 지지되는지 확인하기 위하여 유형자산, 수익성, 기업규모, 성장기회를 통제변수로 설정한 후 자금부족분 변수를 추가하여 비교 할 것이다.

만약에 자금부족분 변수가 레버리지를 설명하는 중요한 설명변수라면 전통적

4) 투자등급채권이란 투자등급 평정기관에 의해 BBB이상으로 평정된 채권이다.

인 설명변수가 레버리지에 미치는 효과를 흡수한다. 물론 이러한 변화에 관한 회귀를 설정할 때에는 편의의 문제를 가질 수 있으며, 설명력이 다소 떨어질 수 있다. 하지만 이러한 편의의 문제는 모델의 설정과 결과에 관한 문제를 바꿀 만큼은 아니며, 이러한 레버리지 변화에 관한 회귀는 자금부족분 변수를 추가하여 설명하기 타당한 모델이다(Frank and Goyal(2003)). 한편 기존의 식(5)의 모델에 전기부채를 추가하여 평균회귀행태가 미치는 영향을 관찰 할 것이다(식(6)).

$$\Delta D_i = \alpha + \beta_T \Delta T_i + \beta_P \Delta P_i + \beta_{LS} \Delta LS_i + \beta_{TQ} \Delta TQ_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$\Delta D_i = \alpha + \beta_T \Delta T_i + \beta_P \Delta P_i + \beta_{LS} \Delta LS_i + \beta_{TQ} \Delta TQ_i + \beta_{DEF} DEF_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\Delta D_i = \alpha + \beta_T \Delta T_i + \beta_P \Delta P_i + \beta_{LS} \Delta LS_i + \beta_{TQ} \Delta TQ_i + \beta_{DEF} DEF_i + \beta_D D_{t-1} + \varepsilon_i \quad (6)$$

ΔD_i =(총부채/총자산)의 변화량

ΔT_i =(유형자산/총자산)의 변화량

ΔP_i =(수익성/총자산)의 변화량

ΔLS_i =(log매출액)의 변화량

ΔTQ_i =(부채의 장부가치+주식의 시장가치)/총자산)의 변화량

DEF_i =(배당+순투자+순운전자본+유동성장기부채-세후현금흐름)/총자산

D_{t-1} =전기부채수준

3.1 유형자산

유형자산은 쉽게 담보할 수 있으며 회사가 파산할 때 가치의 손실이 적다. 그러므로 절충이론의 관점에서 유형자산은 재무적 곤경의 비용에 대한 효과를 가진다. 따라서 유형자산과 부채비율의 정의 관계를 유추할 수 있다(Frank and Goyal 2007). 한편 비교적 적은 유형자산은 정보비대칭에 민감하기 때문에 이런 기업은 정보 비대칭이 덜 심각한 기업보다 과소 투자 문제가 더욱 잘 발생한다. 그러므로 시간이 지남에 따라 더 많은 부채가 쌓이게 된다. 따라서 자본조달순위이론에 따르면 음의 관계가 예측된다(Harris and Raviv 1991). 본 연구에서 유형자산은 재무상태표의 유형자산 계정의 값을 사용한다. 그리고 유형자산의 비율의 변화는 “ ΔT =(유형자산/총자산)의 변화량”로 표현한다.

3.2 수익성

수익성이 높은 기업은 기대 파산비용이 줄고 이자비용의 감세효과가 증가한

다. 또한 잉여현금흐름(free cash flow) 문제를 줄이기 위해 정태적 절충이론 하에서 부채비율과 수익성의 정의 관계를 예측할 수 있다. 반면에 자본조달순위이론에 따르면 회사는 비대칭 정보의 문제로 자금 조달은 내부유보, 부채, 주식의 순서를 따른다. 만약 수익성이 높으면 회사의 자금이 필요할 때 내부유보로 대부분의 자금을 충당할 것이다. 그러므로 부채와 수익성의 강한 음의 관계를 예측할 수 있다. 본 연구에서 수익성은 손익계산서의 영업이익 계정의 값을 사용한다. 그리고 수익성의 비율의 변화는 “ $\Delta P=(\text{영업이익}/\text{총자산})$ 의 변화량”으로 표현한다.

3.3 기업규모

일반적으로 소기업이 대기업 보다 더 높은 파산 위험을 지닌다. 이는 기업 규모가 증가함에 따라 기대파산 비용이 떨어져 부채비율과 정의 관계를 가진다는 논리로 귀결된다. 또한 Frank and Goyal(2007)에 따르면 대기업이 전형적으로 성숙한 회사임을 비추어 볼 때 부채 시장에 상당한 명성이 존재하며, 그 결과로서 낮은 부채의 대리비용에 직면한다고 언급한다. 그러므로 절충이론 하에서 부채와 기업규모는 정의 관계를 가진다. 한편 대기업의 경우 애널리스트 등의 보고에 의해 회사 내부자와 외부 이해관계자 사이의 비대칭 정보가 줄어든다. 이런 이유로 중소기업의 경우보다 대기업이 더 많은 주식을 발행할 것으로 추정할 수 있다. 따라서 자본조달순위이론에 따르면 부채와 기업규모는 음의 관계를 가진다. 본 연구에서 기업규모는 손익계산서 매출액 계정의 로그 값을 사용한다. 그리고 기업규모 비율의 변화는 “ $\Delta LS=(\log\text{매출액})$ 의 변화량”으로 표현한다.

3.4 성장기회

Jensen and Meckling(1976) 그리고 Myers(1977)에 따르면 과도한 부채를 차입한 기업의 경영자는 과소투자문제와 자산대체 문제에 참여할 유인을 가지고 있다. 투자기회가 많은 기업일수록 이러한 문제들을 피하기 위해 부채를 적게 사용한다. 따라서 정태적 절충이론 하에서 부채와 투자기회 사이에 음의 관계가 존재한다. 한편 단순한 자본조달순위이론의 경우 수익성이 일정하다면 성장기회가 높은 기업은 많은 자금을 필요로 하게 된다. 이때 내부 자금을 다 소진하고 부족한 부분을 부채로 충당하기 때문에 투자기회와 성장기회는 정에 관계를 가진다. 본 연구에서 성장기회의 대용치로 토빈Q를 사용한다. 그리고 이것은 “ Δ

TQ=((부채의 장부가치+주식의 시장가치)/총자산)의 변화량”와 같이 표현한다. 성장기회의 대응치를 토빈Q로 사용한 선행연구를 살펴보면 김석진·박민규(2005), Seifert and Gonenc(2008) 등이 있다.

4. 표본설정

표본기업은 2001년부터 2010년까지 증권거래소에 상장되어 있는 KOSPI 기업 중 제조업에 한정하여 선정한다. 기존에 외환위기(1997)를 중심으로 비교 연구한 자금부족분에 관한 연구들이 상당히 존재하므로 저자는 외환위기 이후의 표본기간을 중심으로 분석한다. KISVALUE를 이용하여 제조업 중 12월 결산법인에 해당하는 기업을 선정하였으며, 지주회사와 관리대상종목을 제외한다. 그리고 각 변수의 극단치를 제거한다. 또한 미싱벨류가 개별 관측치의 변수 중에 한 개 이상 존재하는 경우 해당 관측치의 값을 전부 제거한다. 이러한 과정을 통해 얻게 되는 표본의 수는 412개 이며 2641개의 불균형패널(Unbalanced panel)의 관측치를 가진다.

IV. 실증분석

1. 기초통계와 상관계수

<표 1>은 2001년부터 2010년까지 KOSPI 상장기업의 각 변수에 대한 기초통계량을 보여준다. 델타 총부채의 경우 평균 -0.8%에서 최솟값과 최댓값이 널리 분포되어 있다. 또한 근소하게 레버리지가 감소함을 알 수 있다. 델타 비유동부채는 평균 -0.3%로서 근소하게 감소하였던 반면에 델타 장기부채⁵⁾는 4% 정도가 지속적으로 증가했음을 알 수 있다.

5) 장기부채는 현금흐름표에서 추출한 재무활동으로 인한 현금흐름의 비유동부채를 사용한다. 그 이유는 비유동부채와 장기부채는 같은 변수이지만 다른 값을 가지기 때문이다.

<표 1> 표본기업의 기초통계량

구 분	평 균	표준편차	최솟값	최댓값
Δ TD(총부채/총자산)	-0.008	0.074	-0.679	0.927
Δ Ld(비유동부채/총자산)	-0.003	0.072	-0.535	0.452
Δ LD(장기부채/총자산)	0.040	0.071	-0.471	0.561
DEF(자금부족분)	0.002	0.134	-1.009	1.385
Δ T(유형자산/총자산)	-0.007	0.064	-0.801	0.406
Δ P(영업이익/총자산)	-0.001	0.049	-0.369	0.456
Δ LS(로그매출)	0.030	0.128	-1.478	1.067
Δ TQ(토빈Q/총자산)	0.017	0.301	-4.251	2.971
TD(총부채/총자산)	0.484	0.173	0.044	1.826
T(유형자산/총자산)	0.365	0.176	0.001	0.981
P(영업이익/총자산)	0.051	0.059	-0.527	0.407
LS(로그매출)	11.54	0.716	9.060	13.64
TQ(토빈Q/총자산)	0.936	0.446	0.216	7.327
전기부채비율(부채 _{t-1} /총자산 _{t-1})	0.493	0.171	0.063	1.181

델타 비유동부채와 델타 장기부채는 같은 변수이지만 다른 값을 가지는데 그 이유는 변수의 값을 추출하는 주요 재무제표가 다르기 때문이다. 그리고 각 통제변수들의 분포는 평균에서 고르게 퍼져있어 좌우 대칭임을 확인할 수 있다. 자금부족분⁶⁾은 음(-)일 경우 자금의 잉여(surplus)가 존재하며 양(+)일 경우 자금적자(deficit)로 외부자금의 수요가 증가하게 되는데 이 변수는 평균 0.2% 정도 지속적으로 증가하였다.

<표 2> 표본상관계수

변 수		Δ D	Δ Ld	Δ LD	DEF	Δ T	Δ P	Δ S	Δ TQ	D _{t-1}
Δ 총부채	Δ D	1								
Δ 비유동부채	Δ Ld	0.341 (0.000)	1							
Δ 장기부채	Δ LD	0.236 (0.000)	0.507 (0.000)	1						
자금부족분	DEF	0.043	0.421	0.423	1					

6) 단순한 자본조달 하에서 자금부족분 부호는 중요하지 않다.

		(0.024)	(0.000)	(0.000)						
△ 유형자산	△ T	0.067 (0.000)	0.086 (0.000)	0.030 (0.119)	-0.085 (0.000)	1				
△ 영업이익	△ P	-0.173 (0.000)	-0.186 (0.000)	-0.094 (0.000)	-0.024 (0.210)	-0.148 (0.000)	1			
△ log(매출)	△ S	0.067 (0.000)	-0.048 (0.012)	0.001 (0.928)	0.014 (0.473)	-0.020 (0.304)	0.287 (0.000)	1		
△ 토빈Q	△ TQ	0.041 (0.031)	0.021 (0.232)	-0.014 (0.466)	-0.037 (0.056)	-0.058 (0.002)	0.102 (0.000)	-0.034 (0.078)	1	
전기부채비율	D ₋₁	-0.186 (0.000)	-0.112 (0.000)	0.209 (0.000)	0.046 (0.016)	0.012 (0.516)	0.088 (0.000)	0.002 (0.902)	0.012 (0.537)	1

주) *()는 P값을 나타냄.

<표 2>는 표본 기간의 모든 변수들에 대한 표본상관계수를 보여준다. △총부채와 △유형자산, △log(매출), △토빈Q는 유의한 정의 관계를, △영업이익은 유의한 음의 관계를 가진다. 또한 전기부채비율과 음의 유의한 상관관계를 가진다. 한편 변수들의 다중공선성을 확인하기 위해서 VIF의 값을 확인한 결과 1.01에서 1.16사이에 값이 나왔으며, 표준화(scaling)가 필요 없는 변수를 제외하고 이분산의 문제를 줄이기 위하여 각 변수를 총자산으로 나눠주었다. 또한 회귀식에 따라서 자기상관의 통계적 문제가 심한 경우 Prais-Winstone 방법으로 보정하여 결과를 제시 할 것이다.

2. 목표조정계수와 자본조달계수의 결과

<표 3>과 <표 4>는 표본기간의 목표조정계수와 자본조달계수 값을 확인하기 위하여 종속변수를 각각 장기부채⁷⁾와 비유동부채⁸⁾로 설정하며, 합동 OLS(pooled ordinary least squares)를 통해서 분석한다. 기존의 국내 연구들은 재무상태표의 비유동부채를 사용하여 분석하였지만 이 논문에서는 Frank and Goyal(2003)이 사용했던 현금흐름표의 장기부채를 사용한다. 그 이유는 자금의 유입과 유출에 대한 분석을 위해서는 발생주의에 의해 추정과 판단이 개입되는 재무상태표 보다는 현금주의에 기초하여 작성된 현금흐름표를 사용하여 분석하는 것이 더욱 타당하다고 판단하였기 때문이다. 따라서 Frank and Goyal (2003)의 방법에 기초하여 현금흐름표의 재무활동으로 인한 현금 유입과 유출의

7) 현금흐름표의 재무활동으로 인한 현금 유입 하위 계정의 비유동부채에서 현금 유출 하위 계정의 비유동부채를 차감한 값.

8) 당해 연도 재무상태표 비유동부채를 전기 재무상태표 비유동부채로 차감한 값.

계정을 사용하여 장기부채를 정의한다.

한편 Shyam-Sunder and Myers(1999)와 Sakia(2010)은 <표 3>의 식(3)과 같이 목표조정모델과 자본조달순위모델의 설명변수를 동시에 회귀하여 장기부채 미치는 영향을 비교 검토한다. 분석결과 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 경우 목표조정계수가 $b_{TA}=0.34$ 에서 $b_{TA}=0.11$ 로 감소하며, 자본조달계수는 $b_{PO}=0.75$ 에서 $b_{PO}=0.69$ 로 근소하게 감소한다. 비록 목표조정계수의 값은 3분의 1로 떨어졌지만 통계적 유의성이 존재하여 목표조정모델의 가설을 기각하지 못한다고 논증한다. 이를 확인하기 위한 내용이 <표 3>과 <표 4>에 제시되어 있다.

Shyam-Sunder and Myers(1999)의 회귀모델을 사용하여 분석한 결과 표본 전체기간에 장기부채와 비유동부채의 변화를 종속변수로 설정한 b_{TA} 의 계수는 각각 (1) $b_{TA}=0.509$ $R^2=0.26$, (4) $b_{TA}=0.524$ $R^2=0.327$ 으로 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가지며, 계수 값이 0과 1 사이에 존재하여 목표조정모델을 지지한다고 볼 수 있다. 반면에 b_{PO} 의 계수는 각각 (2) $b_{PO}=0.226$ $R^2=0.179$ (5) $b_{PO}=0.228$ $R^2=0.177$ 로써 자본조달계수가 0에 가까워 자본조달순위모델을 지지하기 어렵다고 볼 수 있다.

윤순석(2003)의 연구에서는 1995년부터 2000년을 표본기간으로 설정하여 과거 3개년 이동평균을 목표부채비율로 설정하였으며, 비유동부채의 변화와 목표부채 비율에서 전기부채 비율을 차감한 값을 분석한 결과 $b_{TA}=0.675$, $R^2=0.644$ 의 값을 보고하였다. 하지만 과거 3개년 이동평균값에 전년도 값이 포함 되어 있기 때문에 구조적으로 설명력이 높은 것이라 판단하였으며, 위의 결과를 액면 그대로 해석하는 것은 위험할 수 있다고 언급한다.

<표 3> 장기부채 변화의 목표조정계수와 자본조달계수

변수	2001~2010 D_{it} =3개년 이동평균			2001~2005 D_{it} =3개년 이동평균			2006~2010 D_{it} =3개년 이동평균		
	$\Delta(LD/A)$ (1)	$\Delta(LD/A)$ (2)	$\Delta(LD/A)$ (3)	$\Delta(LD/A)$ (1)	$\Delta(LD/A)$ (2)	$\Delta(LD/A)$ (3)	$\Delta(LD/A)$ (1)	$\Delta(LD/A)$ (2)	$\Delta(LD/A)$ (3)
α	0.040 (22.0)	0.040 (32.2)	0.039 (22.7)	0.037 (15.0)	0.037 (20.3)	0.037 (15.9)	0.044 (18.1)	0.042 (24.9)	0.042 (18.4)
b_{TA}	0.509 (14.3)		0.429 (13.5)	0.468 (14.1)		0.388 (10.8)	0.509 (8.16)		0.526 (9.75)
b_{PO}		0.226 (8.35)	0.209 (12.4)		0.226 (5.35)	0.215 (7.79)		0.225 (7.57)	0.204 (9.53)
R^2	0.260	0.179	0.437	0.254	0.189	0.437	0.278	0.166	0.454

주) b_{TA}, b_{PO} 의 값이 모두 1% 수준에서 유의함. ()는 t 값. A=총자산.

<표 4> 비유동부채 변화의 목표조정계수와 자본조달계수

변수	2001~2010 $D_{it}^*=10$ 개년 평균			2001~2005 $D_{it}^*=10$ 개년 평균			2006~2010 $D_{it}^*=10$ 개년 평균		
	$\Delta(Ld/A)$ (4)	$\Delta(Ld/A)$ (5)	$\Delta(Ld/A)$ (6)	$\Delta(Ld/A)$ (4)	$\Delta(Ld/A)$ (5)	$\Delta(Ld/A)$ (6)	$\Delta(Ld/A)$ (4)	$\Delta(Ld/A)$ (5)	$\Delta(Ld/A)$ (6)
α	0.000 (0.42)	-0.004 (-3.62)	-0.000 (-0.35)	0.003 (1.79)	-0.005 (-2.96)	0.002 (1.32)	-0.001 (-0.91)	-0.003 (-2.03)	-0.002 (-1.74)
b_{TA}	0.524 (8.26)		0.447 (6.87)	0.583 (11.5)		0.510 (9.09)	0.446 (3.65)		0.367 (3.08)
b_{PO}		0.228 (7.19)	0.146 (5.06)		0.234 (4.86)	0.133 (3.35)		0.220 (5.72)	0.161 (4.16)
R^2	0.327	0.177	0.394	0.402	0.179	0.455	0.235	0.174	0.321

주) b_{TA}, b_{PO} 의 값이 모두 1% 수준에서 유의함. ()는 t 값. A=총자산.

한편 본 논문에서는 부채의 목표부채비율을 3년간의 이동평균과 표본기간(10개년)의 평균 중 높은 R2값 지닌 목표부채비율을 선정하여 보고하였다. 그리고 장기부채와 비유동부채는 3개년 이동평균값과 표본평균을 목표부채비율로 설정한 값이 모두 유의하였다.

정태적 절충이론이 자본조달순위이론에 비해서 장기부채 비율의 변화를 더 잘 설명할 수 있는지를 검증하기 위해 설명변수에 자금부족분 변수와 목표조정 모델의 변수를 추가하여 동시에 회귀한다. <표 3>의 (3)과 <표 4>의 (6)을 살펴보면 전체 표본기간에서 목표조정계수와 자본조달계수가 유의한 값을 가진다. <표 3>의 (1),(2)와 <표 3>의 (3)와 비교하면 목표조정계수와 자본조달계수가 근소하게 감소하였지만 두 변수 모두 유의한 값을 가지며, 장기부채가 1단위 변화할 때 목표조정계수가 자본조달계수보다 좀 더 크게 변화한다고 볼 수 있다. 그리고 표본기간을 전반기(2001~2005)와 후반기(2006~2010)로 나눠서 계수 값을 살펴본 결과도 특별한 차이가 존재하지 않았다.

Shyam-Sunder and Myers(1999)는 장기부채 변화를 종속변수로 설정한 회귀식을 대안적인 3가지 통계적 설정을 사용하여 재검증 한다. 자기 상관의 문제를 고려하기 위하여 1차 자기회귀 모델을 고려하였다. 또한 확률효과 모형, 고정효과 모형 그리고 기존의 합동 OLS에 연도 더미 고려한 통계적인 모형을 사용하여 추가 검정을 실시한다. 그리고 Sakai(2010)는 확률효과 모형, 고정효과 모형, 파마-맥베스 방법을 사용하여 분석한다. 저자는 연도더미를 고려한 합동 OLS, 확률효과 모형, 고정효과 모형을 사용하여 분석하는데 이에 대한 내용이 <표

5>에 나와 있다.

<표 5> 장기부채 비율 변화의 목표조정계수와 자본조달계수
-전체기간의 대안적 통계적 설정을 통한 검증-

변 수	2001년~2010년 D _{it} =3개년 이동평균			2001년~2010년 D _{it} =3개년 이동평균			2001년~2010년 D _{it} =3개년 이동평균		
	OLS(연도더미 포함)			고정효과 모형			확률효과 모형		
	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)	Δ (LD /A)
a	0.042 (9.22)	0.045 (10.2)	0.042 (10.5)	-0.083 (-4.82)	0.047 (13.5)	-0.000 (-4.42)	0.041 (0.003)	0.043 (0.003)	0.042 (0.003)
b _{TA}	0.507 (14.3)		0.429 (13.5)	0.494 (27.0)		0.400 (24.6)	0.502 (0.017)		0.425 (0.015)
b _{PO}		0.224 (8.24)	0.209 (12.3)		0.247 (25.5)	0.217 (23.9)		0.235 (0.008)	0.210 (0.007)
R ²	0.236	0.184	0.442						
within				0.236	0.235	0.471	0.194	0.235	0.368
between				0.054	0.174	0.155	0.070	0.176	0.218
overall				0.115	0.184	0.260	0.145	0.184	0.290

주) b_{TA}, b_{PO}의 값이 모두 1% 수준에서 유의함. ()는 t 값. 단 확률효과 모형의 ()는 표준오차. A=총자산.

분석결과 합동 OLS에 연도더미를 추가하여 분석하였지만 기존의 합동 OLS와 큰 차이를 찾아볼 수 없었으며 고정효과를 고려한 모형의 결과도 기존의 결과와 현저한 차이를 주는 계수와 유의성은 존재하지 않았다. 이를 통하여 자본조달계수는 비록 높은 값을 가지지 않지만 유의한 변수임이 확인되었다. 이 논문에는 제시하지 않았지만 전반기(2001년~2005년)와 후반기(2006년~2010년)를 분류하여 추가 분석한 결과 또한 전체기간과 비교하여 특별한 차이가 존재하지 않았다.

3. 부채수용력과 자산규모 차이에 따라 정보비대칭을 고려한 목표조정계수와 자본조달계수

Frank and Goyal(2003)은 Shyam-Sunder and Myers(1999)가 제시한 자본조달순위모형을 사용하여 1971년부터 1998년까지의 표본기간을 설정하여 분석한 결과 미국 제조업 자본조달 행태의 넓고 뚜렷한 패턴을 찾아내지 못한다. 그래

서 그들은 정보비대칭에 따른 역선택의 문제를 고려하여 높은 성장성, 배당, 중간 레버리지 그리고 총자산을 기준으로 4분위 수를 분류⁹⁾하여 추가 분석을 실시한다. 그 결과 소기업의 경우 정보비대칭 문제가 심하기 때문에 자본조달계수가 더 높을 것이라는 기대와는 달리 대기업의 경우 자본조달순위이론이 지지되는 대기업 효과를 발견하였다. 또한 높은 성장성을 지닌 기업과 중간레버리지 기업의 자금부족분 계수는 각각 $bPO=0.127$, $bPO=0.244$ 로서 자본조달순위이론을 지지하지 않는 결과를 보고하였다. 이들의 관점을 반영하여 분석한 결과가 <표 6>에 제시되어 있다.

자본조달순위이론은 회사의 내부자와 외부 이해관계자 사이의 정보비대칭이 중요한 이슈인데, 성장성이 높은 기업이거나 소기업의 경우 대기업보다 정보비대칭 문제가 심하기 때문에 대기업의 자본조달계수 값이 소기업 보다 더 낮을 것이라 예상할 수 있다.

전체표본기간의 자산을 각 기업의 평균의 값을 기준으로 4분위수로 분류하여 회귀한 결과인 <표 6>을 살펴보면 기대했던 예상과는 반대로 한국의 제조업의 대기업 효과를 관찰할 수 있었다. 높은 성장성, 소기업의 자본조달계수 값을 살펴보면 각각 $bPO=0.119$, $bPO=0.171$ 의 값을 가지는데 이는 대기업의 자본조달계수 값인 $bPO=0.383$ 보다 상대적으로 작은 값이다.

<표 6> 중간부채, 투자등급채권, 대기업의 자본조달계수

변수	2001~2010 장기부채/총자산							
	중간 부채	높은 성장성	투자등급 채권 보유	투자등급이 A-이상 ¹⁰⁾	소기업	중·하 위 기업	중·상위 기업	대기업
a	0.034 (24.0)	0.046 (15.2)	0.051 (30.6)	0.039 (17.5)	0.026 (8.60)	0.027 (12.3)	0.037 (17.1)	0.059 (27.5)
b _{po}	0.239 (6.03)	0.119 (2.72)	0.280 (8.65)	0.247 (4.22)	0.171 (3.88)	0.213 (5.48)	0.248 (5.51)	0.378 (13.4)
N	1599	528	1376	503	474	596	708	863
R ²	0.208	0.307	0.076	0.236	0.183	0.176	0.184	0.265

주) 모든 변수가 1% 수준에서 유의적임. ()는 t 값.

9) Jong · Verbeek · Verwijmeren은 대기업 효과를 분석함에 있어서 각 매년을 기준으로 총자산을 4분위 수를 분류하여 정리한 전체표본의 샘플을 회귀한다.

10) 투자등급채권 중 A- 이상의 등급을 표본기간 동안 1회 이상 보유하며 동시에 표본기간 중에 BBB+이하의 채권등급을 받지 않은 기업에 한하였다.

<표 7> 중간부채, 투자등급채권, 대기업의 자본조달계수 - 전반기, 후반기-

변수	2001~2005 장기부채/총자산					2006~2010 장기부채/총자산				
	투자등급채권보유	소기업	중·하위 기업	중·상위 기업	대기업	투자등급채권보유	소기업	중·하위 기업	중·상위 기업	대기업
a	0.048 (19.7)	0.027 (6.48)	0.025 (7.86)	0.036 (10.6)	0.053 (17.4)	0.054 (24.3)	0.025 (5.55)	0.030 (9.78)	0.037 (13.8)	0.065 (21.7)
b _{PO}	0.268 (6.01)	0.181 (2.47)	0.227 (3.80)	0.216 (3.49)	0.355 (10.3)	0.294 (6.08)	0.160 (3.71)	0.196 (3.86)	0.306 (6.49)	0.406 (8.54)
N	697	243	306	348	438	679	231	290	360	425
R ²	0.196	0.204	0.187	0.164	0.260	0.198	0.160	0.163	0.221	0.275

주) 모든 변수가 1% 수준에서 유의적임. ()는 t 값.

한편 자금부족분 계수가 전체적으로 낮기 때문에 Chirinko and Singha(2000)가 지적한 부채수용력 또는 높은 레버리지로 자본조달계수가 0에 가깝지만 실제 자본조달순위이론을 지지하는 경우의 예를 추가적으로 검토해 볼 필요가 있다. 부채수용 능력을 분류하기 위해 투자등급채권을 보유한 기업이거나 혹은 표본 기간의 부채 평균을 10분위수로 분류하여 상위 20%와 하위 20%를 제외한 중간부채를 지닌 기업으로 나눠서 분석한다. 그 결과 <표 6>을 살펴보면 중간부채의 경우 유의성을 지니지만 계수 값(bPO=0.239)이 자본조달순위이론을 지지하기에는 작은 값이다. 투자등급채권이 존재하는 기업의 경우도 유의성을 지니지만 그 계수 값(bPO=0.28)이 이론을 지지하기에는 작은 값을 알 수 있다. 또한 투자등급채권 중에 신용 등급이 A- 이상인 기업을 분류하여 분석한 결과 (bPO=0.247)도 마찬가지이다. 따라서 Chirinko and Singha(2000)의 비판적인 관점을 수용하여 추가 분석한 결과도 역시 자본조달순위이론이 지지되지 않음을 알 수 있다.

황동섭(2001)은 한국증권거래소에 상장된 제조업을 대상으로 1996년부터 1999년까지 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형으로 실증분석을 한 결과 전체 기간에 bTA와 bPO는 계수 값이 작고 유의하지 않았지만, 투자등급채권으로 분류한 후 bPO=0.538, R2=0.34의 값이 나와 자본조달순위모델이 지지됨을 예측하였다. 이는 본 연구의 결과와 반대되는 결과이지만 황동섭(2001)의 연구는 외환위기 기간이 포함된 기간에 기초하여 분석한 결과이고 저자는 이 연구의 표본 기간 이외의 기간을 대상으로 분석한 결과이기 때문에 본 연구의 결과와 비교하기는 한계가 있다고 판단된다.

<표 7>의 내용은 <표 6>의 내용을 전반기(2001년~2005년)와 후반기(2006년~2010년)로 분류하여 추가분석한 결과이다. 이 결과 역시 전체 표본기간의 결과와 비교하였을 때 큰 차이가 존재하지 않음을 알 수 있다.

4. 업종별 자본조달 행태의 분석

<표 8>은 전체 표본을 업종별로 분석하여 자본조달의 행태에 차이가 있는지를 여부를 검증하기 위하여 분류한 표이다. 이 표는 지면 분량의 한계로 목표조정 모델과 자본조달순위모델의 설명변수를 동시에 회귀하여 분석한 값을 제시했다. 분석결과 대체적으로 목표조정계수가 자본조달계수보다 더 높은 값을 가지지만 몇몇의 업종에는 예외적인 행태가 존재한다. 예를 들어 운수장비, 비금속광물의 경우 자본조달계수의 통계적 유의성이 존재하지 않는다.

황동섭(2001)는 1994년부터 2000년까지의 제조업을 음식료, 섬유, 화합물 및 화학제품, 제1차금속, 전자부품으로 분류하여 분석한다. 이 논문에 따르면 음식료의 경우 자본조달순위모델을 따르는 높은 계수 값($b_{PO}=0.658$)을 가지지만 본 분석에서는 상대적으로 작은 계수 값($b_{PO}=0.244$)을 가진다. 또한 섬유제품의 경우 목표조정계수와 자본조달계수의 유의성이 존재하지 않는다. 하지만 본 연구의 결과 $b_{TA}=0.407$, $b_{PO}=0.291$ 이며 1% 수준에서 유의한 값을 가진다.

<표 8> 업종별 자본조달계수와 목표조정계수

업종 \ 변수	α	b_{TA}	b_{PO}	R^2	N
건설	0.039 (5.19)	0.334 (2.92)	0.300 (4.41)	0.404	155
기계	0.032 (6.82)	0.841 (3.92)	0.250 (5.72)	0.596	117
섬유의복	0.029 (7.29)	0.407 (4.64)	0.291 (4.66)	0.573	109
운수장비	0.028 (5.56)	0.496 (5.17)	0.088 (1.93)	0.314	187
유통	0.039 (8.10)	0.232 (2.04)	0.214 (3.20)	0.317	191
음식료	0.040 (5.69)	0.320 (3.34)	0.244 (3.39)	0.415	151
의약품	0.036 (5.96)	0.472 (5.29)	0.173 (2.23)	0.466	149

전기전자	0.034 (6.57)	0.398 (7.09)	0.261 (6.76)	0.538	279
철강 및 금속	0.045 (9.10)	0.398 (4.59)	0.279 (6.01)	0.512	209
화학	0.036 (8.48)	0.462 (11.0)	0.194 (5.67)	0.415	412
종이, 목재	0.054 (6.15)	0.390 (4.74)	0.233 (4.94)	0.536	125
비금속광물	0.055 (3.21)	0.763 (3.75)	0.187 (1.41)	0.636	72
기타	0.045 (11.1)	0.384 (6.41)	0.178 (5.37)	0.375	485

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임. ()는 t 값.

이를 통해서 1990년대 후반과 2000년 전반에 걸쳐 몇몇의 업종은 자본조달 행태의 변화가 있었음을 알 수 있다. 이러한 결과를 바탕으로 업종별로 어떠한 차이가 존재하는지에 대한 자세한 분석은 추후에 좋은 연구 대상이 될 것이라 기대된다.

5. 레버리지 변화에 대한 회귀결과

Frank and Goyal(2003)은 Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모형을 보완하여 자본조달순위이론의 검증을 하기 위해 기존의 전통적인 레버리지 수준에 대한 회귀식을 레버리지 변화에 대한 회귀식으로 설정하여 분석한다. 만약에 자금부족분 변수가 레버리지를 설명하는 중요한 설명변수라면 전통적인 변수가 레버리지에 미치는 효과를 흡수해야 하며 총부채비율의 변화에 대부분을 설명해야 한다고 주장하였다. 이러한 관점으로 분석한 결과가 <표 9>에 제시되어 있다.

전체기업의 경우 기업규모가 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가지는데 이는 기업규모가 클수록 파산비용이 감소하기 때문에 더 많은 부채를 사용한다는 정태적 절충이론을 지지한다. 한편 수익성에 강한 음의 유의적 관계는 수익성이 높을수록 내부유보자금이 많아져 외부자금조달의 필요성이 떨어지기 때문에 부채비율과 음의 유의성은 자본조달순위이론을 지지한다. 성장기회의 경우 또한 5% 수준에서 정의 유의성을 가지는데 수익성이 일정하다면 성장기회가 높을수록 내부자금이 부족하고 추가자금을 부채로 조달하기 때문에 총부채비율의 변

화와 유의한 정의 관계는 단순한 자본조달순위이론을 지지하는 결과이다.

<표 9>의 (2)과 (3)는 각각 자금부족분(DEF)와 전기부채비율(Dt-1)을 추가한 회귀식이다. 그 결과를 살펴보면 자금부족분 변수를 추가하였지만 통계적 유의성이 존재하지 않아 자금부족분 변수가 총부채비율의 변화를 설명하지 못하는 설명변수임을 알 수 있다. 한편 전기부채비율을 추가한 경우 1% 수준에서 유의한 음의 값을 가지며 설명력이 상당히 증가한다. 최적자본구조를 설정하는 경우 전기부채비율이 높을수록 당해 연도 부채비율 조정에 음의 영향을 미치기 때문에 정태적 절충이론 하에서 음의 부호를 예측할 수 있다.

투자등급채권이 존재하는 기업을 전체기업을 기준으로 비교하면 성장기회의 경우 통계적 유의성이 없으며, 자금부족분 변수를 추가하는 경우 1% 수준에서 양의 유의성을 가진다(표 9의 식(5)). 하지만 자금부족분 변수가 총부채비율의 변화에 대부분을 설명하지 못하기 때문에 자본조달순위이론은 지지되지 않는다.

<표 9> 전체표본기간(2001년~2010년)의 전통적인 레버리지 회귀식
- 전체기업, 투자등급채권 -

설명변수	전체기업			투자등급채권이 존재하는 기업		
	$\Delta(TD/A)$ (1)	$\Delta(TD/A)$ (2)	$\Delta(TD/A)$ (3)	$\Delta(TD/A)$ (4)	$\Delta(TD/A)$ (5)	$\Delta(TD/A)$ (6)
α	-0.011 (-6.74)***	-0.011 (-6.75)***	0.026 (4.71)***	-0.013 (-6.30)***	-0.012 (-5.90)***	0.015 (2.25)**
ΔT	0.050 (1.26)	0.054 (1.38)	0.061 (1.59)	0.079 (1.45)	0.112 (1.94)*	0.119 (2.12)**
ΔP	-0.323 (-5.27)***	-0.320 (-5.17)***	-0.293 (-4.91)***	-0.372 (-6.64)***	-0.354 (-5.97)***	-0.337 (-5.83)***
ΔLS	0.076 (3.51)***	0.075 (3.47)***	0.073 (3.48)***	0.109 (3.80)***	0.105 (3.64)***	0.103 (3.75)***
ΔTQ	0.017 (2.05)**	0.017 (2.10)**	0.018 (2.19)**	0.017 (1.50)	0.016 (1.49)	0.016 (1.49)
DEF		0.024 (0.90)	0.029 (1.15)		0.084 (3.42)***	0.086 (3.63)***
D_{t-1}			-0.075 (-6.33)***			-0.055 (-3.80)***
N	2641	2641	2641	1376	1376	1376
R^2	0.051	0.053	0.083	0.074	0.092	0.110

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임. ()는 t 값. TD=총부채, A=총자산

<표 10>은 전체표본을 소기업과 대기업으로 분류하여 회귀한 결과이다. <표 10> (3)을 살펴보면 소기업의 경우 전기부채비율을 추가하는 경우에 한해서 설명력이 증가하며 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가진다. 반면에 대기업의 경우 유형자산과 기업규모가 정의 유의한 관계를 가진다는 점에서 정태적 절충이론을, 수익성의 강한 음의 유의적인 값은 자본조달순위이론을 지지한다. 자금부족 분 변수를 추가한 경우 유의성이 존재하지 않으며, 전기부채비율을 추가한 경우 1% 수준에서 유의한 음의 값을 가진다.

본 분석은 글로벌 금융위기에 따른 기간을 구별하지 않고 2001년부터 2010년까지 전체기간을 분석한 논문이지만 추후에는 금융위기 기간 전·후를 업종별로 구별하여 분석한다면 좋은 연구가 될 것이라 기대된다.11)

<표 10> 전체표본기간(2001년~2010년)의 전통적인 레버리지 회귀식
- 소기업, 대기업 -

설명변수	소기업			대기업		
	$\Delta(TD/A)$ (1)	$\Delta(TD/A)$ (2)	$\Delta(TD/A)$ (3)	$\Delta(TD/A)$ (4)	$\Delta(TD/A)$ (5)	$\Delta(TD/A)$ (6)
α	-0.011 (-2.35)**	-0.010 (-2.17)**	0.050 (3.20)***	-0.011 (-4.14)***	-0.010 (-3.90)***	0.014 (1.56)**
ΔT	0.081 (1.17)	0.072 (1.02)	0.079 (1.19)	0.154 (1.85)*	0.171 (2.02)**	0.180 (2.16)***
ΔP	-0.217 (-1.50)	-0.216 (-1.52)	-0.171 (-1.27)	-0.325 (-4.75)***	-0.322 (-4.59)***	-0.310 (-4.49)***
ΔLS	0.009 (0.17)	0.003 (0.07)	0.007 (0.14)	0.080 (2.55)**	0.078 (2.46)**	0.076 (2.52)**
ΔTQ	0.011 (0.65)	0.007 (0.46)	0.008 (0.59)	0.011 (0.81)	0.011 (0.84)	0.011 (0.78)
DEF		-0.049 (-0.99)	-0.035 (-0.77)		0.045 (1.39)	0.048 (1.52)
D_{t-1}			-0.123 (-3.74)***			-0.045 (-2.59)***
N	474	474	474	863	863	863
R^2	0.028	0.039	0.092	0.069	0.073	

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임. ()는 t 값. TD=총부채, A=총자산

11) 김규형·장경천·사안기(2010)은 아시아 외환위기(1997)와 글로벌 금융위기(2008) 기간을 분류하여 미국, 중국, 한국을 대상으로 주식시장의 동조화 현상에 대한 연구를 실시한다. 그 결과 한국과 미국은 수익률과 변동성의 영향을 서로 주고받는 관계가 있음을 보고한다.

V. 결 론

정태적 절충이론과 자본조달순위이론을 검증하기 위하여 한국의 상장된 제조 기업을 중심으로 2001년부터 2010년의 기간을 표본기간으로 선정하여 분석하였다. Shyam-Sunder and Myers(1999)의 모델을 이용하여 분석한 결과 목표조정 계수가 $0 < bTA < 1$ 사이에 존재하여 정태적 절충이론이 지지되었다. 한편 자본조달계수는 작은 값을 가져 자본조달순위이론이 지지되지 않았다. 그리고 투자등급채권, 성장기회, 소기업 등으로 분류하여 검증한 분석결과 대기업의 경우 상대적으로 높은 자본조달계수($bPO=0.378$)가 관찰되었지만 자본조달순서이론을 지지하기에는 비교적 작은 값이었다.

업종별 자본조달 행태를 분석한 결과 섬유·의복, 운수장비, 음식료, 비금속광물의 업종에 예외적인 자본조달 행태가 관찰하였다. 또한 표본기간이 다른 기존의 황동섭(2001)의 연구와 비교 분석을 통해서 시간의 흐름에 따라 동일 업종의 자본조달 행태가 변했다는 사실을 확인할 수 있었다.

Frank and Gayal(2003)이 제시했던 전통적인 레버리지 회귀식을 사용하여 분석한 결과 전체표본, 투자등급채권, 대기업으로 분류한 분석에서 부채와 수익성의 유의적인 음의 관계가 관찰되어 자본조달순위이론이 지지된 반면에 기업규모와 정의 유의적인 관계가 관찰되어 정태적 절충이론이 지지되었다.

전체기업, 대기업, 소기업으로 분류한 분석에서는 전통적인 레버리지 회귀식에 자금부족분 변수를 추가하여도 통계적 유의성이 존재하지 않았지만 투자등급채권을 보유한 기업의 경우 통계적 유의성이 존재하였다. 하지만 자금부족분이 델타 총부채비율의 대부분을 설명하지 못하여 Frank and Gayal(2003)이 설정한 자본조달순위모델은 지지되지 않았다. 한편 소기업의 경우 전기부채비율을 추가하는 경우에만 설명력이 증가하였고 음의 유의성을 지녔다는 점으로 평균 회귀 현상을 관찰할 수 있었다.

본 연구는 목표자본구조의 목표부채비율을 기존의 선행연구를 통하여 3개년 이동평균과 표본기간의 평균으로 설정하여 분석하였다. 하지만 실제 목표부채비율은 관찰되지 않는데, 향후 이러한 단점을 보완한 정태적 절충이론의 모델을 선정하여 기존의 모델과 비교해 보는 연구도 큰 의의가 있을 것 같다. 또한 투자등급채권의 보유 유무를 분류하여 분석한 후에도 자본조달순위이론이 지지되지 않음을 살펴보았다. 이를 통해 한국의 제조업의 증자의 규모는 어느 정도인

지 혹은 직접금융과 간접금융 중 어느 곳에 의존하는지 추가적인 분석이 필요할 것이다. 그리고 부채비율은 업종과 경기순환에 따라 다를 수 있기 때문에 이러한 상황을 고려한 연구도 생각해 볼 수 있다. 또한 본 연구에 자금부족분 변수와 성장기회의 대리변수인 토빈Q의 가중평균과 주가수익률을 설명변수에 추가하여 마켓타이밍에 대한 연구도 가능할 것이라 기대된다.

참고문헌

1. 광세영(2006), “자본조달순위이론에 관한 실증연구,” 재무관리논총, 제12권, 제1호, pp.89-104.
2. 김석진 · 박민규(2005), “자금부족분을 이용한 자본조달순서이론 검증,” 경영학연구, 제34권, 제6호, pp.1829-1852.
3. 김규형 · 장경천 · 사안기(2010), “아시아 외환위기와 글로벌 금융위기에서의 중국, 한국, 미국주식시장 사이의 spillover효과에 관한 연구” 경영정보연구, 제29권, 제2호, pp.97-118.
4. 이원흠 · 이한득 · 박상수(2001), “대기업집단의 부채비율 조정속도에 관한 연구,” 한국증권학회지 제28권 1호, pp.87-114.
5. 안병주 · 채준 · 정진영(2011), “무엇이 기업의 자본구조를 결정하는가?,” 한국증권학회지 제40권, 1호. pp.219-260.
6. 윤순석, “영업현금 및 자금수요원천과 자금조달정책(2003),” 경영학연구, 제32권 제1호, pp.203~231.
7. 황동섭(2001), “자금조달순위모형과 목표조정모형,” 대한경영학회지, 제29권, pp.3~19.
8. Baker, M. and Wurgler, J(2002), “Market timing and capital structure,” *Journal of finance*, 57(1), pp.1-32.
9. Baker, H. M. and Martin, G. S(2011), 『Capital structure and corporate financing decisions』, WILEY.
10. Chirinko, R. S. and Singha, A(2000), “Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment,” *Journal of Financial Economics* 58(3), pp.417-425.
11. Frank, M. Z. and Goyal, V. K(2003), “Testing the pecking order theory of capital structure,” *Journal of Financial Economics* 67(2), pp.217-248.
12. Frank, M. Z. and Goyal, V. K., “Trade-off and pecking order theories of debt,” 『Handbook of corporate finance: empirical corporate finance vol 2』 North-Holland.
13. Graham, J., Harvey, C. R(2001), “The theory and practice of corporate finance: evidence from the field,” *Journal of Financial Economics* 60, pp.187-243.
14. Jalilvand, A., and Harris, R. S(1984), “Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets: an econometric study,” *Journal of*

- Finance 39(1), pp.127-145.
15. Jong, A. D. and Verbeek, M. and Verwijmeren, P(2010), "The impact of financing surpluses and large financing deficits on tests of the pecking order theory," *Financial Management*, 39(2), pp.733-756.
 16. Jensen, M. and Meckling, W(1976), "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure," *Journal of Financial Economics* 3(4), pp.305-360.
 17. Kraus, A. and Litzenberger, R. H(1973), "A state preference model of optimal financial leverage." *Journal of Finance* 28(8), pp.911-922.
 18. Lemmon, M. and Zender, F(2010), "Debt capacity and tests of capital Structure theories," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), pp.1161-1187.
 19. Modigliani, F and Miller, M. H(1958), "The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment," *American Economic Review* 48(3), pp.655-669.
 20. Modigliani, F and Miller, M. H(1963), "Corporate income taxes and the cost of capital : A correction," *American Economic Review* 53(3), pp.433-443.
 21. Myers, S(1977), "Determinants of corporate borrowing," *Journal of Financial Economics* 5(2), pp.219-244.
 22. Rajan R. G. and Zingles, L(1995), "What do we know about capital structure? some evidence from international data," *Journal of Finance*, 50(5), pp.1421-1460.
 23. Sakai, K(2010), "Financing behavior of japanese firms.," *The Japanese Economy*, 36(4), pp.3-30.
 24. Shyam-Sunder, L. and Myers, S(1999), "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure," *Journal of Financial Economics* 51(2), pp.219-244.
 25. Seifert, B. and Gonenc, H(2008), "The international evidence on the pecking order hypothesis," *Journal of Multinational Financial Management* 18(3), pp.244-260.
 26. Taggart, R. A(1977), "A model of corporate financing decision," *Journal of Finance* 32(5), pp.1467-1484.

Abstract

Comparison between static tradeoff theory and pecking order theory

Park, Jung-Ju*

This paper is an empirical study for the listed manufacturing companies in the Korea Stock Exchange during the sample period(2001-2010). The research is based on the target adjustment model(Shyam-Sunder and Myers(1999)) and the pecking order model(Frank and Goyal(2003)), and is aimed at reflecting the critical viewpoint of Chirinko and Singha(2000).

An analysis in the model of Shyam-Sunder and Myers(1999) shows the value is too low to support the pecking order model in view of the following results. A target adjustment coefficient value is between 0 and 1, and is significant variable and explanatory power is very high, while deficit-in-funds coefficients close to 0. In addition, the result of an empirical test following the methodology used by Frank and Goyal(2003) does not support the pecking order theory.

Key Words: Target Adjustment Model, Pecking Order Model, Deficit-In-Funds

* PH. D. Candidate, School of Business Administration, Chung-Ang University, Seoul Korea, pjj1121@naver.com