

한국 상장기업의 자본구조 결정요인에 대한 장기분석: 정태적 절충모델과 자본조달순위모델간의 비교*

윤봉한
중앙대 경영대학 교수
(bhyoon@cau.ac.kr)

재무학에서 자본구조의 결정요인을 설명하는 대표적인 이론으로는 정태적 절충모델과 자본조달순위모델이 있다. 두 가지 모델은 상이한 요인들이 자본구조에 미치는 영향에 대해 공통의 예측을 갖고 있으며, 일부 요인들의 영향에 대해서는 상반된 예측을 갖고 있다. 본 연구에서는 우리나라의 상장기업을 대상으로 경영자들이 과연 재무이론에서 논의된 기업의 특성을 고려하여 자본구조를 결정하는지 여부를 실증적으로 분석하였다. 그 연구방법은 Fama와 French(2002)의 자본구조 모델에 의거 1986-2001년 동안 매년 횡단면 회귀분석을 행하고, 그 회귀결과를 Fama와 MacBeth(1973)의 방식에 의해 분석하는 것이다.

본 연구의 결과는 레버리지와 수익성 간 음의 관계가 성립하고 시장 레버리지와 투자기회 간 음의 관계가 성립한다는 점에서 자본조달순위모델을 지지한다. 반면에 장부 레버리지와 투자기회 간 양의 관계가 성립하고 차입금비율과 감가상각비 간 음의 관계가 성립한다는 점에서 정태적 절충모델을 지지한다. 본 연구의 결과는 절충모델의 예측과 마찬가지로 레버리지가 평균 회귀적이라는 증거를 보여주고 있으나 그 회귀속도가 느리다는 점에서 어떤 모델이 맞는지 단정하기 어렵다. 본 연구는 또한 이익과 투자의 변화가 대부분 부채에 의해 흡수된다는 사실을 확인하며, 이는 배당금이 하방 경직적이라는 가정 하에서 자본조달순위모델의 예측을 지지한다.

1. 서론

우리나라 경제가 고도성장을 지속하여 오는 동안 금융시장은 기업부문의 투자자금을 지원하기 위한 목적으로 규제를 받고 보호 육성되어 왔다. 원래 금융시장의 기능은 저축을 투자로 이전시키고, 그 과정에서 자원배분이 효율적으로 이루어지도록 차입자를 감시하는 것이다. 그러나 우리나라의 금융시장은 이러한 기능을 수행하기보다는 정부의 경제성장목표를 금융면에서 지원하기 위한 도구로서의 역할을 수행하여 왔을 뿐이다. 우리나라 경제는 정부의 계획과 지도하에 상당한 경제성장을 이룩하였

으나 경제규모의 확대와 더불어 이러한 성장방식은 한계에 도달하였다. 예컨대, 거시경제적으로는 금리와 환율의 왜곡으로 말미암아 자원배분이 비효율적으로 이루어지고, 인플레이션이 만연하고, 만성적인 국제수지 적자를 외자도입으로 충당하여 왔다. 미시경제적으로는 기업외형의 확대만을 추구한 나머지 기업의 수익성이 낮아지고 재무구조가 취약해진 결과 술한 부실기업이 생겨나고, 기업지배구조의 미비로 말미암아 오너와 경영자의 도덕적 해이가 만연하였다.

금융시장과 금융기관에 대한 정부의 간섭과 지도는 자원배분의 비효율성을 초래하였을 뿐만 아니라 금융산업 전체의 발전을 저해하게 되었다. 1980년

논문접수일: 2003. 9 게재확정일: 2005. 4

* 본 연구는 2005년도 중앙대학교 교내연구비 지원을 받아 수행되었음. 저자는 본 논문에 대한 상세한 논평을 해 주신 두 분의 심사자에게 감사드리며, 남아있는 에러는 전적으로 저자의 책임임을 밝혀둔다.

대에 와서는 지속적인 경제성장을 위해서는 실물시장보다도 상대적으로 낙후되어 있는 금융산업을 발전시키고 시장기능을 활성화하는 것이 시급한 과제로 등장하였다. 정부는 자금의 수급조절을 시장기능에 맡기는 금리자유화를 실시하고, 금융기관으로 하여금 차입자에 대한 감시기능을 수행하도록 하기 위한 금융자율화를 추진하여 왔다. 특히 1997년 말에 발생한 외환 및 금융위기를 계기로 정부는 금융산업의 건전성을 확보하기 위한 금융구조조정과 기업경영의 효율성을 제고하기 위한 기업구조조정을 광범위하게 실시하였다.

고도성장과정에서 우리나라 기업들에게 초미의 관심사는 유리한 투자기회를 확보하기 위한 투자자금의 조달이었다. 높은 인플레이션 하에서도 기업 투자를 촉진하기 위하여 정부는 저금리와 저환율을 유지하여 왔고, 또한 고도성장과 더불어 투자 수익성은 어느 정도 보장되었으므로 자금조달은 기업의 성패를 좌우하는 관건이었다. 이러한 기업환경 하에서 기업은 이용가능한 모든 외부자금을 동원하고자 하므로 금융시장에서는 항상 자금에 대한 초과수요가 존재하여 왔다. 우리나라 기업들의 자본조달행태는 1998년 이후 정부에 의해 주도되어 온 기업구조조정에 힘입어 크게 변모하였다. 기업들의 부채비율 및 차입금 의존도가 급격히 낮아졌을 뿐만 아니라 종전과는 달리 자본구조의 결정요인에도 변화가 있었을 것으로 추정된다.

재무이론에서는 고도로 발달된 금융시장을 배경으로 기업의 자본조달결정에 관한 여러 가지 이론이 제시되었고, 주로 미국의 기업들을 대상으로 이에 대한 실증적 연구가 무수히 행해져 왔다. 기업의 자본조달결정 가운데 가장 중요한 이슈는 부채와 자기자본간 자본구조의 결정요인이다. 미국기업을 대상으로 한 자본구조의 결정요인이 과연 금융

환경이 다른 우리나라 기업의 자본구조 결정에 대해서도 설명력을 지니고 있는가? 과연 우리나라 기업의 경영자는 기업의 특성을 고려하여 자본구조를 선택할 여지가 있는가? 더욱이 외환위기와 같은 외생적 충격은 자본구조의 결정요인에 질적인 변화를 야기하는가? 자본구조 결정요인이 단기적으로만 유의한 것이 아니라 장기적으로 지속적인 유의성을 지니고 있는가? 레버리지의 변화는 목표비율로 회귀하기보다는 정보비대칭의 차이로 인한 자본조달순위에 따라 일어나는가? 본 연구에서는 이러한 질문에 대답하기 위하여 우리나라 제조기업을 대상으로 자본구조에 대한 두 가지 대립적인 모델인 정태적 절충모델과 자본조달순위모델을 비교검정하고자 한다.

정태적 절충모델(static trade-off model)에서는 기업들이 부채의 추가발행에 따른 비용과 편익을 고려하여 최적레버리지를 결정한다고 본다. 가령 부채의 편익으로는 이자의 감세효과와 잉여현금흐름문제의 감소가 있다. 부채의 비용으로는 파산비용의 부담 가능성과 주주와 채권자 간의 대리문제로 인한 대리비용이 있다. 최적 자본구조는 부채의 추가발행에 따른 편익과 비용이 바로 상쇄되는 점에서 달성된다.

자본조달순위모델(pecking order model)에서는 증권발행에 따른 비용이 절충모델에서의 부채의 비용과 편익을 압도하기 때문에 이러한 비용의 크기에 따라 자본조달방법이 순차적으로 이루어진다고 본다. 기업들은 증권발행에 따른 거래비용과 비대칭정보의 비용을 고려하여 비용이 적게 드는 자본조달방법부터 순차적으로 자본조달을 행할 것이다. 여기서 비대칭정보의 비용이란 경영자가 그 기업의 전망과 위험증권의 가치에 대해 우월한 정보를 갖고 있기 때문에 생기는 비용이다. 순위모델에 의하

면, 기업들은 먼저 유보이익으로 투자자금을 조달하고, 이어 무위험부채, 위험부채, 그리고 마지막에 부채이 한 경우 주식발행의 순서로 자금을 조달한다. 이 경우 레버리지의 변화는 부채의 비용과 편익보다는 그 기업의 순현금흐름(현금수익에서 투자지출을 뺀 차액)에 의해 야기될 것이다.

정태적 절충모델과 자본조달순위모델을 비교하려면 우리는 이 두 모델에 의해 제시된 주요 변수들이 기업에 따라 레버리지의 변화를 얼마나 잘 예측하는지 여부를 점검해야 할 것이다. Fama와 French(2002: 이후 FF)는 이 두 가지 모델에서도 출된 예상과 함께 이 가설을 검증하기 위한 새로운 방법론을 제시하였다. 본 논문은 FF의 방법론에 의거 우리나라 상장기업들을 대상으로 정태적 절충모델과 자본조달순위모델의 예측을 검증하는데 목적을 두고 있다.

II. 기존연구의 고찰

지금까지 자본구조에 관한 대부분의 실증적 연구는 정태적 절충이론에 입각하여 최적자본구조의 결정요인을 찾아내는 데 초점을 두어 왔다. 이러한 연구들은 대개 횡단면자료나 패널자료를 사용하여 단 하나의 회귀식을 추정한다. 예를 들어 Schwartz와 Aronson(1967)은 부채비율에서 산업효과가 크다는 증거를 제시하고 이를 최적부채비율의 증거라고 해석한다. Long과 Malitz(1985)는 레버리지 비율이 무형자산을 측정하는 연구개발비 지출과

음의 관계에 있다는 것을 보여준다. Smith와 Watts(1992)는 성장기회와 부채비율 사이에 역시 음의 관계를 발견한다. Mackie-Mason(1990)은 이월결손금을 보유하고 있는 기업들이 부채를 적게 발행하는 경향이 있다는 사실을 보고한다. 우리나라에서도 이러한 유형에 속하는 연구로는 윤봉환(1989), 선우석호(1990) 등이 있다.

다른 유형의 연구들은 기업들이 목표부채비율의 방향으로 움직인다는 보다 더 직접적인 증거를 제시한다. 예를 들어 Marsh(1982)는 로짓모델을 사용하여 부채 및 주식발행의 확률이 현재 부채비율과 목표비율간의 편차에 따라 변화한다는 사실을 발견한다. 여기서 목표비율은 표본기간에 걸친 관찰치의 평균으로 추정된다. Taggart(1977) 그리고 Jalilvand와 Harris(1984)는 목표조정모델을 추정하여 조정계수가 유의하다는 사실을 발견한다. 그들은 이를 기업들이 부채비율을 최적화 한다는 증거로 해석한다. Auerbach(1985) 역시 목표조정모델을 추정하지만 시간적으로 변화하는 개별기업의 목표를 고려한다. 그는 조정계수가 유의하므로 목표조정모델을 지지한다고 해석한다.

그러나 일부의 증거는 최적부채비율과 부합하지 않거나 다르게 해석될 수 있는 여지가 있다. 예를 들어 Kester(1986), Titman과 Wessels(1988) 그리고 Rajan과 Zingales(1995)는 과거의 수익성과 부채비율 사이에 강한 음의 관계를 발견한다. 윤봉환과 오규택(1999), 박경서와 백재승(2001), 최도성 외(2002)도 우리나라의 기업들에 대해 수익성을 나타내는 내부자금과 부채비율 사이에 유의한 음의 관계를 발견한다.¹⁾ 정태적 절충이론은 부

1) 예외적으로 박경서(1999)는 부채비율이 수익성의 지표인 ROE와 유의한 음의 관계에 있지만 현금흐름과는 유의한 양의 관계에 있다고 보고한다.

채비율과 과거의 수익성 사이에 양의 관계를 예측한다. 왜냐하면 수익성의 증가는 기대파산비용을 감소시키므로 수익성이 높은 기업일수록 목표부채비율이 높기 때문이다. 다른 하나의 예로서 Masulis(1980)는 주식발행이나 레버리지 감소를 가져오는 주식교환이 기업가치에 음의 효과를 미친다고 보고한다. Myers(1984)가 지적한 바와 같이 이 증거는 정태적 절충이론을 지지하지 않는다. 왜냐하면 부채비율의 변화가 기업가치를 극대화하려는 목적으로 일어난다면 레버리지의 증가나 감소가 둘 다 가치증가를 가져와야 하기 때문이다.

대부분의 실증적 연구들은 최적부채비율을 가정하지만 Myers(1984) 그리고 Myers와 Majluf(1984)의 자본조달순위모델에서는 최적부채비율이 존재하지 않는다. 순위모델에 의하면, 외부금융과 관련된 비대칭정보와 신호문제 때문에 기업들의 자본조달정책은 외부금융보다는 내부금융 그리고 주식보다는 부채를 선호하는 순서를 따른다. 이 모델을 엄격히 해석하자면, 기업들은 어떤 목표부채비율을 추구하는 것이 아니고 부채비율은 시간에 따른 순차적 자본조달의 누적적 결과일 뿐이다. 투자 기회가 일정하다면, 재무적 적자가 큰 기업일수록 부채비율이 높아질 것이다. 이 경우 과거의 수익성과 부채비율 사이에는 음의 관계가 성립한다.

Rajan과 Zingales(1995)는 미국 이외의 다른 G7선진국에서도 기업의 자본구조에 영향을 미치는 요인들이 서로 유사한지 여부를 조사한다. 그들은 미국기업의 횡단면 분석에서 레버리지와 관련된 요인들이 다른 선진국에서도 레버리지와 비슷한 관련성을 갖고 있다는 것을 발견한다. Booth 외(2001)는 10개 개발도상국가에서 기업의 자본구조를 분석한 결과 자본구조의 결정요인이 선진국과 비슷하다는 증거를 제시한다. 그러나 국별로 각 독립변수

의 중요도에 차이가 있으므로 자본구조 선택에 영향을 미치는 각국의 고유한 제도적 특징을 이해할 필요가 있다고 지적한다.

Shyam-Sunder와 Myers(1999)는 시간에 따른 부채자금의 조달패턴을 분석함으로써 정태적 절충모델과 자본조달순위모델을 직접 평가하고자 시도한다. 그들은 자금조달순위모델에 의하면 그 기업의 재무적 적자를 설명변수로 하는 부채자금조달의 회귀식에서 회귀계수가 1과 가까운 값을 가져야 한다고 주장한다. 157개 미국기업을 대상으로 1971-1989년의 기간 동안 그들은 이 가설이 지지된다는 것을 발견한다. 그들은 또한 두 가지 대립적인 자본구조모델을 비교한 후 자본조달순위모델이 자료에 더 부합한다는 결론에 도달한다. 그러나 Chirinko와 Singha(2000)는 Shyam-Sunder와 Myers의 회귀식이 자본조달순위와 외부금융 중 주식발행비율이 낮다는 두 가지 가설의 공동검정이라고 논증한다. 그들은 이러한 검정방법으로는 두 가지 대립적인 가설을 구별할 수 없다고 단정한다.

FF는 정태적 절충모델과 자본조달순위모델의 예측에 의거 배당성향과 레버리지 사이의 상호작용을 함께 모델화 하여 검정한다. 그들의 표본은 1965-1999년에 걸쳐 3,000여개 기업을 포함한다. 그들은 과거의 연구에서 가장 심각한 문제점으로 횡단면 회귀식이나 패널 회귀식을 사용한 결과 표본오차의 과소평가로 말미암아 추론이 애매해지는 점을 지적한다. 이러한 문제점을 극복하기 위하여 그들은 Fama와 MacBeth(1973: 이후 FM)의 방식에 따라 레버리지와 배당금의 횡단면 회귀식으로부터 평균 기울기를 계산한 후 평균기울기의 시계열 표준오차를 사용하여 추론을 도출한다. 그들은 이러한 통계적 신뢰성의 기초 위에 목표 레버리지, 레버리지의 평균회귀성, 이익 및 투자의 변동에 따

른 배당금과 부채의 단기적 반응 등을 동시에 검증한다. 그들의 검증결과는 두 가지 모델의 공통적인 예측을 지지하는 경향이 있고, 두 가지 모델이 상반되는 예측을 보이는 변수들에서는 순위모델을 지지하기도 하고 절충모델을 지지하기도 한다.

III. 정태적 절충모델과 자본조달순위모델의 예측

3.1 레버리지의 결정요인

레버리지 회귀식을 추정하기 위한 설명변수로는 정태적 절충모델과 자본조달순위모델에 의거 다음과 같은 변수들을 들 수 있다.

3.1.1 수익성

정태적 절충모델에서 레버리지의 가장 큰 이점은 감쇄효과에서 온다. 수익성이 높은 기업일수록 기대세율은 더 높아진다. 따라서 수익성이 높은 기업일수록 감쇄효과의 이점 때문에 레버리지를 더 높이는 경향이 있다. 즉, 수익성과 레버리지 사이에는 양의 관계가 성립한다. 또한 수익성이 높은 기업일수록 더 많은 잉여현금흐름(수익성 있는 투자액을 초과하는 현금이익부분)을 발생시킨다. 기업은 잉여현금흐름에 의해 야기되는 대리비용을 통제하기 위하여 이자전 이익 가운데 부채이자 및 배당금으로 의무적으로 지불되는 비율을 증가시킬 수 있다. 투자기회를 통제하면 기존자산의 수익성이 높은 기업일수록 레버리지는 높아진다. 따라서 대리비용을 고려하면 정태적 절충모델에서 수익성과

레버리지 간 양의 관계는 강화된다.

Myers와 Majluf(1984)는 비대칭정보가 투자 및 자본조달결정에 어떻게 영향을 미치는가를 분석한다. 경영자는 비공개정보를 갖고 있으므로 투자자에 비해 정보상의 우위를 지니고 있다. 위험증권의 가격이 과대 평가되어 있을 때 경영자는 비공개정보를 이용하여 위험증권을 발행하고자 한다. 투자자는 이러한 비대칭정보 문제를 알고 있으므로 신규 증권발행이 공시될 때 그 기업의 신규 및 기존 위험증권을 할인한다. 경영자는 이러한 가격할인을 예상하여 신규 위험증권으로 자본조달을 행해야만 한다면 수익성 있는 투자안을 포기할 가능성이 있다. 이러한 투자결정의 왜곡을 회피하기 위하여 경영자는 비대칭정보 문제가 없는 유보이익이나 비대칭정보 문제가 거의 없는 저위험부채로 투자자금을 조달하고자 한다.

Myers(1984)가 지적한 바와 같이 위험부채나 주식을 발행할 경우의 비용은 상관관계모델에서 최적 레버리지를 결정하는 요인들을 압도한다. 재무적 곤경비용을 무시하면 기업은 주식을 발행하기보다는 유보이익과 저위험부채로 실물투자자금을 조달할 것이다. 재무적 곤경비용이 커지면 기업은 실물투자자금을 조달하거나 부채를 상환하기 위하여 주식발행을 고려할 것이다. 경영자의 정보가 충분히 유리하고 발행가격이 너무 낮다면 경영자는 증권발행을 포기할 것이다. 이 경우 부채비율은 여전히 높은 상태에 있거나 실물투자가 감축될 것이다. 유리한 정보가 없는 경영자만이 마지막으로 주식을 발행할 것이다. 그 결과 비대칭정보비용을 최소화하기 위하여 기업은 투자자금을 우선 유보이익으로 조달하고 이어 저위험부채, 위험부채, 마지막으로 부득이 한 경우 주식으로 투자자금을 조달한다. 자본조달순위모델에서는 투자가 유보이익보다 더 많을 때 부채는

증가하고, 투자가 유보이익보다 더 적을 때 부채는 감소한다. 따라서 투자가 일정할 때 수익성이 높은 기업일수록 레버리지는 더 낮아 질 것으로 예측된다.

3.1.2 투자기회

정태적 절충모델에서 투자기회가 많은 기업일수록 레버리지를 적게 사용한다고 예측한다. Jensen과 Meckling(1976), Myers(1977), Easterbrook(1984) 그리고 Jensen(1986)의 대리비용모델에 의하면, 부채는 주주와 채권자 간 대리문제로서 과소투자 및 자산대체와 같은 비효율성을 발생시킨다. 투자기회가 많은 기업일수록 부채사용에 따른 비효율성을 회피하기 위하여 레버리지를 적게 사용한다. 또한 경영자와 주주간 대리문제로서 경영자는 잉여현금흐름을 사적소비와 나쁜 투자안에 낭비하는 경향이 있다. 풍부한 투자기회를 가진 기업일수록 배당금과 부채를 통해 경영자의 대리문제를 통제하려는 필요성이 작아진다. 따라서 수익성을 통제하면 투자기회는 배당성향 및 레버리지와 음의 관계에 있다.

Myers(1984)의 단순형 자본조달순위모델에 의하면, 투자기회가 많은 기업일수록 부채는 투자와 더불어 증가하는 게 일반적이다. 이익에 비해 투자액이 지속적으로 큰 기업들은 주식발행에 따른 높은 자본조달비용을 회피하기 위하여 주로 부채로 자금을 조달하며, 따라서 투자기회와 레버리지 간에는 양의 관계가 성립한다. 그의 복잡형 순위모델에 의하면, 기업은 현재는 물론 미래의 자본조달비용에도 관심을 갖고 있다. 투자기회가 많은 기업일수록 현재 및 미래의 비용을 견주어 미래 투자액을 포기하거나 그 투자자금을 위험증권으로 조달하지 않도록 저위험부채의 부담능력을 유지할 필요가 있

다. 그러므로 다른 효과를 통제하면 투자기회가 많은 기업일수록 현재의 부채비율을 낮은 수준에서 유지하려 할 것이다.

단순형 모델에서 예측되는 투자기회와 레버리지 간 양의 관계는 배당금 지급기업에게는 성립할 가능성이 적다. 왜냐하면 이러한 기업들은 배당성향을 낮추어 확보된 유보이익의 자금으로 낮은 레버리지를 유지할 수 있기 때문이다. Fama와 French(2001)는 자본조달순위모델의 예측과 마찬가지로 배당금 지급기업의 경우 투자에 비해 이익이 높다는 사실을 발견한다. 따라서 배당금 지급기업의 경우 배당성향을 낮추어 투자자금을 조달함으로써 레버리지를 낮게 유지할 것이므로 레버리지와 투자 간 음의 관계가 나타날 수 있다. FF는 또한 배당금을 지급하지 않는 기업의 경우 이익에 비해 투자액이 크다는 사실을 발견한다. 따라서 배당금 미지급기업의 경우 복잡형 자본조달순위모델에서 예측되는 레버리지와 투자 간 음의 관계는 미약하고, 단순형 모델에서처럼 투자기회와 레버리지 간 양의 관계가 지배적으로 나타날 수 있다.

Myers(1984)가 논증하는 바와 같이 자본조달순위모델에서 기업들은 목표 레버리지를 갖고 있지 않다. 기업들이 현재 및 미래의 자본조달비용을 고려한다면 목표비율이 존재하는 것처럼 보이지만 기업들은 이러한 목표만을 추구하지 않는다. 투자기회가 많은 기업일수록 현재 및 미래의 자본조달비용을 고려하여 레버리지를 낮추려는 경향이 있지만, 순현금흐름의 단기적 변동은 여전히 대부분 부채자금으로 조달된다. 이 경우 부채부담능력을 유지하려면 가급적 목표 레버리지를 일방적으로 낮은 수준에 유지해야 할 것이다. 양의 순현금흐름이 있는 한 기업들은 기대되는 투자안에 대한 소요자금을 유보이익과 저위험부채로 조달하면서 레버리지

를 증가시키려는 특별한 인센티브가 없다. 반면에 정태적 절충모델에서는 부채의 편익과 비용을 고려하여 레버리지가 낮은 기업들은 레버리지를 목표비율로 끌어올리고 레버리지가 높은 기업들은 레버리지를 목표비율로 끌어내린다.

3.1.3 목표 배당성향

정태적 절충모델과 자본조달순위모델은 배당성향에 영향을 미치는 요인에 대해서는 견해가 일치되어 있다. 정태적 절충모델에 의하면, 대리비용을 고려할 때 배당금과 부채는 잉여현금흐름 문제를 통제하기 위한 대체적 수단이다. 목표 배당성향이 높은 기업일수록 목표 레버리지를 낮은 수준에 정할 것이므로 목표 레버리지와 목표 배당성향 사이에 음의 관계가 있을 것으로 예측된다. 자본조달순위모델에 의하면, 이익에 비해 투자기회가 많은 기업일수록 기업은 투자자금을 유보이익에서 우선 조달하고자 하므로 예상되는 투자수요를 반영하여 배당정책을 조정한다. 자본조달순위모델은 기업이 왜 배당금을 지급하는지 설명하지 않는다. 그러나 기업이 어떤 이유로든 배당금을 지급하기로 정할 때 이 모델은 배당결정에 영향을 미친다. 새로운 위험증권으로 투자자금을 조달하는 데 비용이 크므로 자산의 수익성이 낮고, 투자기회가 많고, 레버리지가 높은 기업일수록 배당금 지급은 더 불리해진다. 다른 효과를 통제하면 레버리지가 높은 기업일수록 배당금을 더 적게 지급한다. 정태적 절충모델에서는 목표 배당성향과 목표 레버리지 사이에 항상 음의 관계가 있지만, 자본조달순위모델에서는 배당금이 레버리지에 영향을 미치는 역의 인과관계가 성립하는지는 불분명하다.

3.1.4 변동성

정태적 절충모델에 의하면, 이익의 변동성이 작은 기업일수록 레버리지가 더 높다. 정부는 이익에 과세하는 만큼 손실에 대한 보조금을 지급하지 않는다. 이익과 손실의 비대칭적 과세로 인해 이익의 변동성이 작은 기업일수록 감세효과로 인한 기대수익은 더 커진다. 복잡형자본조달순위모델에 의하면, 현재 및 미래의 자본조달비용을 고려하여 순현금흐름이 낮을 때 신규 위험증권을 발행하거나 수익성 있는 투자안을 포기할 확률이 증가한다. 이에 따른 비용을 줄이기 위하여 순현금흐름의 변동성이 큰 기업일수록 배당성향을 낮게 유지하고 레버리지를 낮추려는 경향이 있다. 두 모델은 모두 이익의 변동성과 레버리지 사이에 음의 관계가 있다고 예측한다.

3.1.5 비부채 감세효과

DeAngelo와 Masulis(1980)의 모델에 의하면, 최적 레버리지는 연구개발비 및 감가상각비와 같은 비부채 감세효과에 달려있다. 비부채 감세효과가 클수록 과세소득이 적어지며, 기대되는 법인세율이 낮아지며, 이자 감세효과로 인한 기대수익이 적어진다. 따라서 그들은 레버리지가 비부채 감세효과와 역의 관계에 있다고 예측한다.

Graham(1996)은 비부채 감세효과(NDTS)를 감가상각비와 투자세액공제의 합계로서 정의한 후 파산의 가능성이 커서 이자공제의 편익을 이용할 가능성이 적은 회사에 대해서만 NDTS가 부채사용과 음의 관계에 있다고 논증한다. 그의 실증적 결과에서도 NDTS와 부채는 양의 관계를 나타내며, $NDTS * ZPROB$ (파산확률)의 교차항 변수만이 부

채와 음의 관계를 나타낸다. 그의 모델에서 NDTs의 세금효과는 대부분 시뮬레이트된 한계세율에 의해 포착된다는 것이다.

3.1.6 기업규모

기업규모가 클수록 다각화 되어 있기 때문에 대기업은 소기업에 비해 이익과 순현금흐름의 변동성이 더 작다. 대기업은 또한 증권을 발행할 때 규모의 경제를 이용할 수 있다. 소기업은 비대칭정보 때문에 외부자금을 조달하는 데 더 높은 비용을 부담할 가능성이 있다. 이러한 이유로 대기업은 소기업에 비해 부채로 자금을 조달할 가능성이 더 크고, 따라서 기업규모와 레버리지는 양의 관계에 있다.

3.1.7 파산비용

정태적 절충모델에 의하면, 수익성이 낮고 이익의 변동성이 큰 기업일수록 파산확률의 증가로 말미암아 기대파산비용이 증가한다. 영업위험이 높은 기업일수록 레버리지에 따른 파산비용을 우려하여 목표 레버리지는 낮아진다. 또한 무형자산에 비해 고정자산의 비율이 높은 기업일수록 기대파산비용이 더 작으므로 목표 레버리지는 높아진다. 즉, 영업위험과 레버리지 사이에 음의 관계가 성립하고, 고정자산과 레버리지 사이에 양의 관계가 성립한다.²⁾

3.2 두 가지 모델의 예측능력

자본조달순위모델은 비대칭정보문제와 이에 따른 자본조달비용이 정태적 절충모델에서 최적레버리지를 결정하는 요인들을 압도한다는 가정에 입각하고 있다. 위험증권을 발행하거나 수익성 있는 투자를 포기해야 하는 가능성을 줄이기 위하여 기업들은 레버리지와 배당성향을 조정비용이 없을 경우의 최적치 아래로 정한다. 그러나 이러한 조정비용이 다른 요인들을 압도하지 않는다면 정태적 절충모델은 여전히 성립하며, 기업들은 레버리지 목표를 정할 때 모든 비용과 편익을 고려한다. 여기서 자본조달순위모델의 조정비용을 고려하면, 기대수익성이 낮고 투자기회가 많고 현금흐름의 변동성이 큰 기업일수록 정태적 절충모델에 비해 부채를 더 적게 쓰고 배당성향을 낮추려는 경향이 있다.

정태적 절충모델에 의하면, 비대칭정보로 인한 조정비용은 목표비율을 결정하는 다른 요인들을 압도하지 않는다. 자본조달순위모델의 조정비용은 목표 레버리지와 배당성향에 대한 정태적 절충모델의 예측과 일치한다. 다른 효과를 통제하면, 투자기회가 적고 이익과 순현금흐름의 변동성이 작은 기업일수록 더 높은 레버리지와 배당성향을 지니고 있다. 그러나 자본조달순위모델과 정태적 절충모델은 수익성과 투자기회 변수에 대해 상반된 예측을 나타낸다. 따라서 두 가지 모델의 예측능력을 검증하려면 수익성과 투자기회의 효과가 어느 모델과 부합하는지 여부를 살펴봐야 할 것이다.

레버리지의 회귀식에서 목표배당성향은 내생변수이므로 배당금 회귀식으로부터의 추정치를 사용하

2) 유형고정자산은 담보를 잡기 용이하므로 부채의 대리비용을 감소시킨다. 대리비용을 고려할 경우 고정자산과 레버리지 간 양의 관계는 강화된다.

〈표 1〉 정태적 절충모델과 자본조달순위모델을 검정하기 위한 변수들과 두 모델의 예측

설명변수	측정치	자본조달순위모델 레버리지		정태적 절충모델 레버리지	
		장부	시장	장부	시장
수익성	OIt/TAt, Et/TAt FVt/TAt	-	-	+	
투자기회	ΔTAt/TAt, FVt/TAt	+	-	-	-
		(단순형)	(복잡형)		
변동성	BRt/TAt	-		-	
기업규모	LSt	-		-	
비부채세금효과	DPt/TAt			-	
목표 레버리지	TLt				
목표 배당성향	TPt	-	-	-	-
		(복잡형)	(복잡형)		

고, 나머지 설명변수들은 내생성문제(endogeneity problem)를 완화하기 위하여 외생적으로 이미 주어진 것으로 본다. 정태적 절충모델과 자본조달순위모델을 검정하기 위하여 레버리지에 영향을 미치는 변수들과 두 가지 모델의 예측을 요약하면 〈표 1〉과 같다.

종속변수인 레버리지비율은 총부채비율 L_{t+1}/T_{At+1} (=총부채/총자산)과 차입금비율 B_{t+1}/T_{At+1} (=(차입금+회사채)/총자산)로 구분하고, 다시 총자산 가운데 주식가치를 장부가치와 시장가치의 두 가지 방법으로 각 비율을 계산한다. 본 연구에서 총부채 비율과 더불어 차입금 비율에 관심을 갖는 이유는 자본구조가 경영자의 재량에 의해 결정되는 내생변수라면 자본구조의 결정요인들이 주로 통제 가능한 차입금에 영향을 미칠 것으로 판단되기 때문이다.

설명변수는 정태적 절충모델과 자본조달순위모델에 의한 여러 요인들을 포함한다. 〈표 1〉에서 OIt는 영업이익, Et/TAt는 세후 영업이익, TAt는 총자산, FVt는 자산의 시장가치, DPt는 감가상각비를 나타낸다. 수익성은 원래 OIt/TAt나 Et/TAt에 의해 측정되지만 FVt/TAt 역시 수익성을 나타내기도 한다. 투자기회는 원래 FVt/TAt에 의해 측정되지만 OIt/TAt 역시 투자기회를 나타내기도 한다. 때로 투자기회의 대응변수로서 연구개발비가 사용되나 이 변수는 감가상각비와 마찬가지로 비부채 감세효과도 포함한다. 더욱이 우리나라 기업들에게는 연구개발비가 투자기회를 반영하지 못하는 것으로 보이므로 본 연구에서는 연구개발비를 설명변수에서 제외하였다.³⁾

변동성은 과거 5년간 총자산 영업이익률의 표준편차 BRt에 의해 측정된다. FF는 변동성의 대응

3) 예를 들어 윤봉환·오규택(1999)과 최도성 외(2003)의 논문에서 무형자산(연구개발비와 광고비)이 기업가치와 음의 관계에 있거나 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으며 본 연구의 예비분석에서도 연구개발비의 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

변수로서 기업규모(총자산의 자연대수)를 사용하고 있으나, 본 연구에서는 변동성을 측정하여 설명변수로 포함시키는 동시에 기업규모의 변수로서 매출총액의 자연대수 LSt를 사용한다. 변동성이 클수록 파산비용이 증가하는 반면 담보가치가 큰 고정자산의 비율이 높을수록 파산비용은 감소한다. 그러나 우리나라의 상장기업들의 경우 이론적 예측과는 달리 고정자산의 비율과 레버리지 사이에 음의 관계가 관찰되므로 본 연구에서는 이 변수를 설명변수에서 제외하였다.⁴⁾

본 연구에서는 투자세액공제에 대한 자료를 수집하기가 어려우므로 비부채 감세효과로서 감가상각비(DPt)만을 고려한다. 감가상각비는 총부채의 수준보다는 통제 가능한 부채인 차입금의 수준에 영

향을 미칠 것으로 예상된다.

목표 레버리지와 목표 배당성향은 다음에 설명하는 것처럼 각각 유도형(reduced form) 레버리지 회귀식과 배당성향 회귀식의 결과를 이용하여 추정된 값이다. 이들 변수의 추정치가 1보다 큰 경우에는 1의 값을 부여하고, 추정치가 음으로 나오는 경우에는 0의 값을 부여한다.

과거의 연구는 다른 설명변수들을 통제한 후에도 산업별로 자본구조에 차이가 있다는 것을 보여준다. 본 연구에서도 회귀식에서 이러한 산업효과를 통제하기 위하여 두 자리 SIC 코드에 의거 7개의 산업별 더미를 포함한다.⁵⁾

〈표 2〉 제조업의 부채비율과 차입금 의존도의 추이

(단위: %)

	부채비율 ¹⁾	차입금 의존도 ²⁾
1980-89	361.2	44.3
1990-96	301.4	45.5
1997	396.3	54.2
1998	303.0	50.8
1999	214.7	42.8
2000	210.6	41.2
2001	182.2	9.8
2002	135.4	31.7
미국(2002)	167.3	26.5
일본(2001)	162.5	31.3

1) (부채/자기자본)×100 2) (차입금+회사채)/총자본×100

자료: 한국은행, 기업경영분석

4) 역시 윤봉한·오규택(1999)과 최도성 외(2003)의 논문에서 유형고정자산과 총부채 비율 사이에 유의한 음의 관계가 있는 것으로 나타난다. 이러한 음의 관계가 존재하는 이유는 투자자금이 주로 부채에 의해 조달되거나 유형고정자산과 관련된 감가상각비의 비부채 감세효과가 고정자산 보유로 인한 파산비용의 절감효과를 능가하기 때문이라고 설명할 수 있다.

5) 예를 들어 Bradley 외(1984)는 다른 설명변수들을 통제한 후에도 산업별 레버리지 비율의 차이가 여전히 남아 있다고 보고한다. Ang과 Peterson(1984)은 자본리스의 이용도가 산업에 따라 다르다는 것을 밝히며, Sharpe와 Nguyen(1995)은 운영리스의 이용도에서 산업간 차이가 있다고 보고한다.

IV. 자료 및 연구방법

4.1 자료

우리나라 제조업의 부채비율과 차입금 의존도의 추이를 보면 <표 2>와 같다. 부채비율은 외환위기가 발생한 1997년 말에 396%로서 절정에 이르렀다가 1998년에 급격히 낮아진 후 금융 및 기업 구조조정을 거치면서 지속적으로 하락하여 왔다. 2002년 말 현재 부채비율은 135%로서 미국 및 일본의 부채비율보다도 낮은 수준에 있다. 우리나라의 차입금 의존도 역시 1997년 말 54%를 정점으로 1998년 이후 지속적으로 하락하여 온 결과 2002년에는 32%로서 미국 및 일본과 근접한 수준에 도달하였다.

본 연구는 한국신용평가가 제공하는 KIS 상장기업 재무제표 자료를 사용하였다. 이 자료에 의거 표본은 자료가 충분히 이용 가능한 시기인 1984년부터 2001년까지의 기간에 걸쳐 한국증권거래소에

상장된 12월 말 결산기업으로서 제조업만을 대상으로 한다. 매년 횡단면 회귀식을 추정하려면 당해 연도는 물론 최소 과거 2년간의 자료를 필요로 하므로 표본기업은 이러한 자료를 갖춘 기업에 한정된다. 또한 자본 잠식된 기업은 총부채 비율이 1을 크게 초과하여 국외자(outliers)로서 자본구조의 결정요인을 왜곡시킬 우려가 있으므로 표본기업에서 제외된다.⁶⁾ 그 결과 표본의 크기는 평균 265개 사로서 최소 152개사(1986년)에서 최대 359개사(1995년)의 사이에 있다. 해당기업은 2년 전에 배당금을 지급한 기업만을 대상으로 하므로 표본의 크기는 평균 216개사로서 최소 135개사(1986년)에서 최대 304개사(1993년)의 사이에 있다.

본 연구에서는 각종 레버리지 비율이 0과 1 사이에 있는 기업만을 표본에 포함시킨 결과 <표 3>에서 보는 것처럼 표본기업의 부채비율과 차입금 의존도는 <표 2>에서 본 제조업 전체에 비해 현저히 낮은 것을 볼 수 있다. 표본기업들에 대한 레버리지 비율의 변화를 시계열적으로 보면 장부가치에 의한 레버리지 비율은 외환위기 후 구조조정을 통

<표 3> 표본상장기업의 부채비율 및 차입금 의존도 추이

(단위: %)

	부채비율		차입금 의존도	
	장부가치	시장가치	장부가치	시장가치
1986-89	203.3	147.5	41.3	34.6
1990-96	187.2	188.4	40.8	4.04
1997	209.6	395.0	44.5	52.6
1998	145.7	247.2	38.0	45.6
1999	96.9	159.7	27.7	34.3
2000	89.4	130.9	27.1	32.4
2001	75.7	150.6	24.4	33.7

6) Graham 외(1998)와 Berger 외(1997)의 예에서 보는 것처럼 자본구조의 실증연구에서는 종속변수의 값을 0과 1 사이에 제한하는 경우가 흔히 있다.

하여 외환위기 이전보다 크게 낮아진 것을 확인할 수 있다. 반면에 시장가치에 의한 레버리지 비율은 1996년 이전의 시기와 1999년 이후의 시기 사이에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 4〉는 종속변수와 주요 설명변수의 통계량을 보여준다. 총부채비율 L_{t+1}/T_{At+1} 의 평균은 장부가치 0.63(시장가치 0.65)이고, 차입금 의존도 B_{t+1}/T_{At+1} 의 평균은 0.40(시장가치 0.41)이다. 각 비율의 평균은 장부가치와 시장가치 사이에 별 차이가 없으며, 전체기간에 걸쳐 총부채 가운데 차입금이 약 63%를 차지한다. 종속변수의 값이 0과 1 사이에 있는 기업만을 표본기업으로 선정할 결과 주요 설명변수들의 최대값과 최소값도 적정 범위에 있는 것으로 보인다. 이처럼 표본기업을 한정하는 것은 선정편의(selection bias)의 우려도 있으나 국외자에 의해 회귀결과가 왜곡되는 것을 회피함으로써 모델의 설명력을 높일 수 있을 것으

로 기대된다.

설명변수의 기호는 〈표 1〉에 표시된 것과 동일하며, Y_t 는 배당성향에 대한 회귀식의 주요 설명변수인 순이익을 나타낸다. D_{Pt} 는 제조원가명세서 상의 감가상각비와 손익계산서 상의 감가상각비를 합한 수치이다.⁷⁾

4.2 분석방법

레버리지에 관한 종전의 실증적 연구에서는 횡단면 회귀식이나 패널 회귀식을 사용한다. 이러한 연구의 가장 큰 문제점은 표준오차의 과소평가로 인해 추론이 어려워진다는 점이다. 횡단면 회귀식을 사용하면 기업간 잔차의 상관관계로 인한 추론문제를 거의 무시하게 된다. 패널 회귀식을 사용하는 경우 횡단면 상관관계 문제를 무시할 뿐만 아니라 잔차의 시간적 상관관계로 인해 생기는 회귀계수의

〈표 4〉 변수의 통계량(1986-2001년)

변수	평균	최대값	최소값
L_{t+1}/T_{At+1} 장부가치	0.630	0.999	0.000
T_{At+1} 시장가치	0.648	1.000	0.000
B_{t+1}/T_{At+1} 장부가치	0.399	0.984	0.000
T_{At+1} 시장가치	0.409	0.977	0.000
D_t/T_{At}	0.007	0.082	0.000
Y_t/T_{At}	-0.001	0.343	-0.666
O_{It}/T_{At}	0.060	0.696	-0.576
E_t/T_{At}	0.011	0.539	-0.666
FV_t/T_{At}	1.085	14.110	0.209
L_{St}	18.681	24.258	12.713
BR_t	0.032	0.914	0.000
DPT_t/T_{At}	0.038	0.246	0.000

7) 저자는 초고에서 감가상각비의 측정 상 오류를 지적해 주신 심사자에게 깊은 감사의 뜻을 표한다.

표준오차상의 편익(bias)을 발생시킬 수 있다. 본고에서는 FF와 마찬가지로 FM의 방식에 의거 레버리지의 결정요인을 조사하기 위하여 연도별 횡단면 회귀식으로부터 평균기울기를 사용하고, 평균기울기의 시계열 표준오차를 사용하여 추론을 행한다. FF에 의하면, 횡단면 상관관계와 자기상관관계를 고려하지 못하는 과거의 연구에선 표준오차가 크게 과소평가 되어있고 이러한 실증분석에서 나온 추론 역시 신뢰성이 없다는 것이다. FM 방식의 이점은 레버리지 회귀식에서 연도별 기울기의 표준오차가 기업간 잔차의 상관관계로 인한 추정오차를 포함하고 이분산성의 영향을 받지 않는다(robust with respect to heteroscedasticity)는 점이다. FM방식의 다른 이점은 자기상관관계가 평균기울기의 표준오차를 추가적으로 증가시킬 때 평균기울기의 시계열 성질을 이용하여 자기상관관계를 조정할 수 있다는 점이다. 마지막으로 FM방식은 패널 자료와는 달리 존속기업 편익(survivor bias)을 제거하여 매년 방대한 표본자료를 사용할 수 있으므로 강력한 검정을 할 수 있다는 이점이 있다.

본 연구에서 FM방식의 제 1단계는 1986년부터 2001년까지의 기간 동안 매년 횡단면 회귀분석을 실시하는 것이다. 제 2단계는 16년에 걸쳐 절편과 기울기의 시계열 평균을 구한 후 그 평균의 표준오차를 계산하는 것이다. 여기서 표준오차는 기울기의 표준편차를 $\sqrt{16}$ 로 나눈 값이고, 평균 기울기를 표준오차로 나누어 t값을 측정한다. 이 경우 t

값의 유의수준은 연도별 기울기의 1차 자기상관관계를 고려하여 결정된다.⁸⁾

4.3 자본구조 모델

4.3.1 레버리지 수준에 대한 회귀식

$$\begin{aligned}
 L_{t+1}/T_{At+1} = & b_0 + b_1 FVt/TAt \\
 & + b_2 OIt/TAt + b_3 DPt/TAt \\
 & + b_4 LSt + b_5 BRt \\
 & + b_6 TP_{t+1} + e_{t+1} \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기서

$L_t = T_{At} - BE_t$, BE_t 는 장부가치 자기자본

$FV_t = L_t + ME_t$, ME_t 는 시장가치 자기자본

TP_{t+1} 는 유도형 배당금모델로부터 추정된 목표 배당성향⁹⁾

정태적 질충모델에서 회귀식으로부터 구한 값은 목표비율의 추정치이다. 반면에 순위모델에서는 새로운 위험증권의 발행비용이 모든 다른 요인들을 압도하므로 기업들은 목표비율을 갖고 있지 않다. 위의 회귀식은 단지 기업들의 레버리지가 수익성, 투자기회, 기업규모 및 목표 배당성향의 함수라는 것을 보여준다. 순위모델의 설명에 의하면, 배당금은 경직적이고 부채의 조정비용은 주식의 조정비용보다 적기 때문에 레버리지는 단기적으로 이익과 투자의 단기적 변동에 따라 크게 변화한다. 순위모

8) Fama와 French(2002)는 연도별 기울기의 추정치에서 1차 자기상관관계가 존재하면 평균 기울기의 표준오차를 확대시켜야 한다는 것을 보여준다. 그러므로 그들은 유의수준을 통상의 $t = 2.0$ 이 아니라 배당금 수준의 회귀식(1차 자기상관계수를 약 0.75로 가정)의 경우 그 2.5배인 $t = 5.0$ 로 그리고 레버리지 수준의 회귀식(1차 자기상관계수를 약 0.6으로 가정)의 경우 $t = 4.0$ 으로 조정한다. 반면 배당금의 변화와 레버리지의 변화에 대한 회귀식에서는 기울기의 자기상관계수가 0에 가까우므로 이러한 조정이 필요 없다고 본다. 본 연구에서는 연도별 기울기의 자기상관관계가 낮으므로 통상의 유의수준 5%하에서 $t=2.1$ 을 기준으로 유의성을 판단하고자 한다.

9) 목표 배당성향은 다음과 같은 FF의 배당성향에 대한 회귀식에 의거 추정된다.

$$TP_{t+1} = a_0/(Y_t+1/T_{At}) + a_1 + a_{1v}FVt/TAt + a_{1E} Et/TAt + a_{1\Delta} \Delta TAt/TAt + a_{1S} LSt + a_{1B} BRt$$

위의 회귀식에 대한 추정결과는 윤봉한 (2004)을 참조할 것.

델은 레버리지와 투자 사이에 양의 관계가 있지만 레버리지와 투자기회 사이에는 음의 관계가 있다고 예측한다. 본 논문은 장기 레버리지의 결정요인을 분석하고자 하므로 식 (1)에서 투자를 설명변수로서 포함시키지 않는다. 식 (1)에 투자를 추가하면 그 기울기는 대개 유의한 양의 값을 갖게 된다.

4.3.2 레버리지의 변화에 대한 회귀식

레버리지의 변화를 설명하기 위한 분석모델로서 목표 레버리지 TL_{t+1} 과 전기 레버리지 L_t/TAt 간 차이의 일부만이 장부 레버리지의 변화로 나타난다는 부분조정모델을 사용한다.

$$\begin{aligned} L_{t+1}/TAt+1 - L_t/TAt \\ = a_0 + a_1[TL_{t+1} - L_t/TAt] \\ + a_2 Z + e_{t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

Z 는 현재 및 과거의 투자와 이익의 벡터로서 이러한 변수들이 목표 레버리지로부터 레버리지의 일시적 변화를 야기하는지 여부를 검정하기 위해 포함된다. 이러한 변수들을 포함한 모델의 방정식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} L_{t+1}/TAt+1 - L_t/TAt \\ = b_0 + b_1 TL_{t+1} + b_2 L_t/TAt \\ + b_3 \Delta Et+1/TAt+1 \\ + b_4 \Delta TAt+1/TAt+1 \\ + b_5 \Delta Et/TAt+1 \\ + b_6 \Delta TAt/TAt+1 \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 Et 는 영업이익에서 세금을 공제한 값이고, TL_{t+1} 은 목표 레버리지로서 식 (1)의 회귀식 결과로부터 추정된 값이고, ΔE 와 ΔTA 는 각 변수의 변화분을 나타낸다. 식 (3)에서 식 (1)의 세전 이익 OIt 대신에 세후 이익 Et 를 사용한 이유는 장기 레버리지가 세전 이익의 영향을 받는 반면에 레버리지의 단기 변동을 야기하는 요인으로서 세후 이익이 합당하기 때문이다.¹⁰⁾

정태적 절충모델에서 기업들은 레버리지 목표를 가지고 매기마다 이 목표를 향해 움직인다. 식 (2)에서 a_1 은 조정계수로서 조정비용 때문에 레버리지가 목표비율로 얼마큼 이동하는가를 측정한다. 반면에 자본조달순위모델에서는 위험증권의 발행비용이 다른 모든 요인들을 압도하고, 그 결과 기업들은 목표 레버리지를 갖고 있지 않다. 정태적 절충 모델에서는 회귀식의 조정계수 a_1 이 유의한 양의 값이라고 보는 반면에 단순형 순위모델에서는 그 값이 0에 가깝다고 예측한다. 그리고 순위모델에 의하면, 배당금이 하방 경직적이고 부채의 조정비용이 주식의 조정비용보다 더 작기 때문에 이익과 투자의 단기변동은 레버리지의 단기변동에 의해 흡수된다.

V. 실증분석

5.1 레버리지 수준에 대한 회귀결과

정태적 절충모델에서 수익성이 높은 기업일수록 부채의 대리비용과 파산비용이 감소하고 감세효과

10) FF의 논문 p. 25 참조.

〈표 5〉 레버리지 수준에 대한 회귀식(전체기업)

	절편	FVt/TAt	OIt/TAt	LSt	BRt	DPt/TAt	조정 R ²
종속변수는 장부가치 총부채 비율(Lt+1/TAt+1)							
Mean	-0.086	0.070	-0.337	0.038	-0.481	-0.106	0.217
t(Mn)	-1.570	2.793	-4.865	19.466	-2.953	-0.779	8.171
종속변수는 시장가치 총부채 비율(Lt+1/FVt+1)							
Mean	0.368	-0.260	-0.415	0.030	-0.290	0.074	0.433
t(Mn)	7.009	-7.695	-5.314	8.926	-2.081	0.539	9.997
종속변수는 장부가치 차입금 비율(Bt+1/TAt+1)							
Mean	-0.198	0.188	-0.480	0.036	-0.968	-1.238	0.200
t(Mn)	-2.281	3.808	-6.254	8.835	-4.956	-10.052	6.513
종속변수는 시장가치 차입금 비율(Bt+1/FVt+1)							
Mean	0.076	-0.060	-0.595	0.033	-0.924	-0.975	0.202
t(Mn)	0.920	-3.425	-7.657	6.234	-4.838	-5.775	6.054

가 커지므로 장부 레버리지가 높아지는 경향이 있다. 반면에 자본조달순위모델에서는 수익성이 높은 기업일수록 장부 및 시장 레버리지가 더 낮아진다. 〈표 5〉에서 회귀결과는 순위모델의 예측을 지지한다. 어떤 레버리지 비율을 사용하더라도 수익성을 나타내는 OIt/TAt의 평균 기울기는 통계적으로 유의한 음의 값을 보여준다. 그러나 FF가 지적인 바와 같이 이 값은 수익성과 레버리지 간 장기적 관계를 과대 평가할 가능성이 있다. 나중에 식 (3)의 추정결과에서 보는 것처럼 레버리지의 변화는 이익의 변화에 대해 강한 음의 반응을 나타낸다. 따라서 식 (1)에서 OIt/TAt에 대한 음의 기울기는 목표 레버리지의 변화라기보다는 레버리지의 일시적 변화를 포착할 가능성이 크다. 이 경우 목표 레버리지에 대한 정태적 절충모델의 예측을 검증하기 위하여 OIt/TAt의 기울기를 해석하는 데 문제가 있다.

위에서 논의한 바와 같이 각 모델은 레버리지와 투자기회 간 관계에 대해 상이한 예측을 지니고 있다. 이유는 다르지만 정태적 절충모델과 복잡형 자

본조달순위모델은 두 변수 간 음의 관계가 있다는 점에서 일치하고, 단순형 자본조달순위모델에서는 두 변수 간 양의 관계가 성립한다. 〈표 5〉에서 장부가치 레버리지의 경우 FVt/TAt의 기울기는 통계적으로 유의한 양의 값을 갖고 있으므로 단순형 자본조달순위모델의 예측을 지지하는 것으로 보인다. 반면에 시장가치 레버리지의 경우 FVt/TAt의 기울기는 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있다. 이 증거는 정태적 절충모델과 복잡형 자본조달순위모델의 예측을 지지하는 것으로 해석할 수 있지만 단지 더 좋은 투자기회가 시장가치를 높이기 때문에 나온 기계적 결과일 수도 있다.

정태적 절충모델에서는 비부채 감세액이 많은 기업일수록 기대세율이 더 낮기 때문에 장부 레버리지가 더 낮다고 예측한다. 〈표 5〉에서 회귀결과를 보면, DPt/TAt의 기울기는 총부채비율의 경우 통계적 유의성이 없지만 차입금 비율의 경우 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있다. 이 결과는 감가상각비가 총부채 수준에 미치는 효과는 미미하지만

통제 가능한 차입금 수준에는 뚜렷한 효과를 미친다는 증거이다.¹¹⁾

정태적 절충모델과 복잡형 자본조달순위모델은 이익의 변동성과 레버리지 사이에 음의 관계를 예측한다. <표 5>에서 변동성을 측정하는 BRt의 기울기는 차입금 비율의 경우 상당히 유의한 음의 값을 갖고 있다. 규모가 큰 기업일수록 이익의 변동성이 더 작다면 규모와 레버리지 사이에 양의 관계가 성립한다. 규모를 측정하는 LSt의 기울기 역시 유

의한 양의 값을 갖고 있으므로 이러한 예측과 부합한다. 그러나 이 변수는 FF가 지적인 바와 같이 변동성 이외의 다른 요인들을 반영할 가능성이 있다. 예를 들어 대기업은 소기업보다 더 낮은 비용으로 부채시장에서 자금조달을 행할 수 있을 것이다.

<표 6>에서는 레버리지와 목표 배당성향 간의 관계를 조사하기 위하여 배당기업만을 대상으로 목표 배당성향을 설명변수로 추가하여 회귀식을 추정한 결과를 보여준다. TPt+1을 포함하는 경우 이 변

<표 6> 레버리지 수준에 대한 회귀식(배당기업)

	절편	FVt/TAt	OIt/TAt	LSt	BRt	DPt	TPt+1	조정 R ²
중속변수는 장부가치 총부채 비율(Lt+1/TAt+1)								
Mean	-0.125	0.094	0.073	0.024	-0.385	0.290	0.384	0.498
t(Mn)	-2.191	3.378	0.908	7.919	-1.900	2.015	8.945	16.937
Mean	-0.128	0.095	0.024	0.024	-0.385	0.282	0.382	0.492
t(Mn)	-2.478	3.459	8.575	8.575	-1.889	1.992	8.932	16.849
중속변수는 시장가치 총부채 비율(Lt+1/FVt+1)								
Mean	-0.012	-0.014	-0.114	0.012	-0.396	-0.328	0.625	0.596
t(Mn)	-0.184	-0.823	-1.185	2.724	-1.475	-2.361	8.858	11.145
Mean	0.320	-0.253	0.020	0.020	0.035	0.320	0.308	0.546
t(Mn)	6.054	-7.117	7.197	7.197	0.162	2.235	7.811	10.743
중속변수는 장부가치 차입금 비율(Bt+1/TAt+1)								
Mean	-0.309	0.242	0.172	0.013	-0.665	-0.513	0.712	0.591
t(Mn)	-4.907	4.573	1.608	2.931	-2.596	-3.673	8.520	15.213
Mean	-0.293	0.241	0.013	0.013	-0.597	-0.528	0.707	0.584
t(Mn)	-4.423	4.676	2.920	2.920	-2.364	-3.412	8.532	14.797
중속변수는 시장가치 차입금 비율(Bt+1/FVt+1)								
Mean	-0.012	-0.014	-0.114	0.012	-0.396	-0.328	0.625	0.596
t(Mn)	-0.184	-0.823	-1.185	2.724	-1.475	-2.361	8.858	11.145
Mean	-0.012	-0.018	0.012	0.012	-0.423	-0.354	0.624	0.591
t(Mn)	-0.194	-1.163	2.713	2.713	-1.573	-2.206	8.886	10.705

11) Fama와 French(2001)는 배당기업과 무배당기업을 비교하여 배당기업에게만 총부채 비율과 감가상각비 사이에 음의 관계가 유의하게 성립한다는 결과를 보여준다. 본 연구에서는 무배당기업의 표본수가 너무 작아 무배당기업에 대한 별도의 회귀식을 추정하지 못하였다.

수의 기울기는 유의한 양의 값으로서 정태적 절충 모델과 자본조달순위모델의 이론적 예측과 정반대의 결과를 보여준다. 우리나라의 상장기업들은 목표 배당성향이 높은 기업일수록 부채부담능력이 크기 때문에 높은 부채비율을 유지한다고 볼 수 있다. TP_{t+1} 변수의 높은 설명력 때문에 회귀식의 설명력 R^2 가 크게 높아졌으나 FVt/TAt , OIt/TAt 및 BRt 는 유의성이 없는 것으로 나타난다. LSt 는 총부채비율과 유의한 양의 관계를 유지하며, DPt 는 차입금비율과 한계적으로 유의한 음의 관계를 유지하고 있다.

5.2 레버리지의 변화에 대한 회귀결과

〈표 7〉은 식 (3)의 부분조정모델의 회귀결과를 요약한 것이다. 목표 레버리지에 대한 평균 기울기는 양의 값이나 차입금 비율의 경우에만 통계적으로 유의하다. 이는 정태적 절충모델의 예측과 마찬가지로 레버리지가 평균으로 회귀한다는 것을 시사한다. 특히 차입금 비율의 변화에 대한 기울기의 t값이 크다는 것은 식 (1)의 회귀식에 의한 예측치가 목표 레버리지의 추정치로서 적합하다는 것을 시사한다. 부분조정모델의 예측과 마찬가지로 식 (3)의 추정치에서 전기의 레버리지에 대한 평균 기

〈표 7〉 레버리지 비율과 장부 부채액의 변화에 대한 회귀식

	C	TL_{t+1}	Lt/TAt	$\frac{\Delta Et+1}{TAt+1}$	$\frac{\Delta TAt+1}{TAt+1}$	$\frac{\Delta Et}{TAt+1}$	$\frac{\Delta TAt}{TAt+1}$	조정 R^2
종속변수는 장부가치 총부채 비율의 변화($L_{t+1}/TAt+1 - Lt/TAt$)								
Mean	0.098	0.004	-0.197	-0.342	0.100	-0.311	-0.016	0.237
t(Mn)	3.369	0.189	-3.255	-3.639	2.900	-5.104	-0.927	5.244
종속변수는 시장가치 총부채 비율의 변화($L_{t+1}/FVt+1 - Lt/FVt$)								
Mean	0.089	0.104	-0.251	-0.521	0.133	-0.466	-0.036	0.307
t(Mn)	1.357	0.857	-5.444	-6.118	4.583	-4.382	-1.190	8.454
종속변수는 장부가치 차입금 비율의 변화($B_{t+1}/TAt+1 - Bt/TAt$)								
Mean	0.001	0.076	-0.113	-0.575	0.124	-0.190	0.031	0.215
t(Mn)	0.130	3.961	-5.783	-15.880	5.486	-4.401	2.329	11.529
종속변수는 시장가치 차입금 비율의 변화($B_{t+1}/FVt+1 - Bt/FVt$)								
Mean	-0.008	0.172	-0.132	-0.602	0.138	-0.248	0.035	0.211
t(Mn)	-0.484	2.877	-6.389	-10.027	8.500	-4.948	2.614	9.624
종속변수는 장부가치 총부채의 변화($L_{t+1} - Lt)/TAt+1$								
Mean	-0.038	0.074	-0.017	-0.413	0.744	-0.278	-0.007	0.668
t(Mn)	-4.081	2.853	-0.582	-5.624	18.047	-4.799	-0.361	16.303
종속변수는 장부가치 차입금의 변화($B_{t+1} - Bt)/TAt+1$								
Mean	-0.055	0.110	-0.011	-0.599	0.534	-0.200	0.044	0.549
t(Mn)	-5.083	4.045	-0.527	-19.366	16.873	-4.838	2.691	14.314

울기는 유의한 음의 값을 갖고 있다. 이 두 가지 결과는 당기의 레버리지 비율이 전기 레버리지 수준과 반대방향으로 목표 레버리지를 향해 조정된다는 것을 의미한다. 차입금 비율의 변화에 대한 회귀식에서 목표 레버리지 TL_{t+1} 의 기울기는 7~17%로서 FF의 추정치(배당기업 7~10%, 미배당기업 15~18%)와 비슷하다. 이 기울기는 차입금 비율의 연간 회귀속도를 나타내므로 우리나라 기업이나 미국기업이나 목표 레버리지로의 조정은 매우 느리게 진행되는 것으로 보인다.

정태적 절충모델에서 기업들은 목표 레버리지를 갖고 있으며 레버리지는 무조건 목표를 향해 움직인다. 단순형 자본조달모델에서 기업들은 레버리지 목표를 갖고 있지 않으며 레버리지는 평균에 회귀하지 않는다. <표 7>의 회귀결과는 적어도 차입금 비율이 평균 회귀적이라는 통계적으로 신뢰성 있는 증거를 제시한다. 그러나 Shyam-Sunder와 Myers (1999)가 논증한 바와 같이 자본조달순위모델에서 기업들은 목표 레버리지를 갖고 있지 않지만 단시순현금흐름의 변화가 자기상관관계를 지니고 있기 때문에 레버리지가 평균으로 복귀하는 것처럼 착각을 일으킬 수 있다. Graham과 Harvey(2000)는 대부분의 기업들이 목표 레버리지를 갖고 있지만 이러한 목표의 달성이 최우선이 아니라는 사실을 발견한다. 그러므로 레버리지의 평균 회귀속도가 느린 것은 정태적 절충모델 및 복잡형 자본조달순위모델과 모두 양립하는 것으로 해석될 수 있다.

자본조달순위모델은 이익과 투자의 단기변동이 거의 대부분 부채에 의해 흡수된다고 예측한다. 식 (3)의 회귀식에서는 당기 및 전기의 투자 그리고 세후 영업이익의 변화를 설명변수로서 사용한다. <표 7>에서 $\Delta E_{t+1}/TA_{t+1}$ 의 평균 기울기는 음의 값이고 그 t값도 매우 높다. $\Delta E_t/TA_{t+1}$ 의 기울기 역시 유의한 음의 값을 나타낸다. <부표 3>과 <부표 4>에서 연도별 횡단면 회귀결과를 보면, 거의 전기간 동안 유의한 음의 회귀계수를 얻을 수 있었을 뿐만 아니라 외환위기의 전후에 회귀계수의 변화를 발견하지 못하였다.¹²⁾ 레버리지는 당기의 이익에 반응하여 조정될 뿐만 아니라 시차를 두고 전기의 이익에 반응하여 추가적으로 조정된다. 아마도 그 이유는 단기간 내에 낮은 비용으로 부채가 변화할 수 없기 때문인 것으로 보인다.

투자는 동시적으로 레버리지의 변화를 야기한다는 강력한 증거가 있다. <표 7>에서 $\Delta TA_{t+1}/TA_{t+1}$ 에 대한 평균 기울기는 양의 값이고 t값도 높다. 이는 당기의 투자자금이 주로 부채에 의해 조달된다는 것을 의미한다.¹³⁾ 시차변수인 $\Delta TA_t/TA_{t+1}$ 의 평균 기울기 역시 차입금 비율의 경우 유의한 양의 값으로서 전기의 투자도 레버리지를 추가적으로 증가시키는 요인으로 작용한다. 그러나 <부표 3>에서 연도별 회귀결과를 보면 투자변수는 위의 영업이익 변수와는 달리 외환위기 직후인 1998-2000년 사이에 유의한 음의 값으로서 다른 연도와는 질적인 차이를 나타내고 있다. 그 당시 정부가 기업의 부

12) 이제민(2003)은 레버리지 비율의 변동요인을 분석하면서 당기의 영업이익률(=영업이익/(총자산-투자자산))을 설명변수로 사용한다. 그는 영업이익률의 회귀계수가 외환위기 전인 1995-97년 동안 유의성이 없으나 위기 후인 1998-2001년 동안에는 유의한 음의 값을 갖고 있다고 보고한다.
 13) 이제민(2003)은 레버리지 비율의 변동에 대한 회귀식에서 투자의 측정치로서 유형고정자산/매출액 비율(영업 레버리지)의 변동치를 설명변수로 포함시킨 후 그 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않다고 보고한다. 그의 연구에서 영업레버리지의 변화를 투자와 동일시 한 점에 문제가 있으며, 본 연구에서는 투자의 측정치로서 유형고정자산의 변화/총자산 비율을 직접 사용하였으므로 그의 연구결과와 차이를 가져온 것으로 보인다.

채비율을 200% 이하로 낮추도록 의무화하였기 때문에 상장기업들은 투자재원을 부채보다는 유보이익이나 증자에 의존한 것으로 보인다. 우리나라의 상장기업들도 장기적으로는 투자자금을 부채로 조달하려는 경향이 있으나 단기적 교란요인의 영향을 크게 받고 있다는 사실을 확인할 수 있다. 이는 경영여건이 비교적 안정되어 있는 선진국을 대상으로 한 장기분석을 우리나라에 그대로 적용하는 데 한계가 있다는 점을 시사한다.¹⁴⁾

이익 및 투자의 변화에 따른 부채액의 변화를 측정하기 위하여 <표 7>의 하단은 레버리지의 변화가 아니라 총자산에 대한 부채액의 변화를 설명하기 위한 회귀식의 추정치를 보여준다. 목표 레버리지에 대한 평균 기울기는 유의한 양의 값으로서 총부채의 변화와 차입금의 변화가 모두 목표 레버리지의 추정치와 같은 방향으로 움직이는 것을 확인할 수 있다. 전기 레버리지 비율에 대한 평균 기울기는 음의 값이지만 통계적 유의성이 없다. 위에서 본 바와 같이 전기 레버리지가 높은 기업은 레버리지 비율을 낮추려는 경향이 있으나 레버리지 비율의 감소가 반드시 부채액의 감소를 가져오는 것은 아니다.

부채액의 변화에 대한 회귀식은 부채가 투자자금을 조달하는 데 큰 역할을 한다는 것을 보여준다. 이익을 통제하면 당기 투자액의 74% 및 53%가 각각 총부채액 및 차입금의 증가에 의해 조달된다. 또한 전기 투자액은 더 이상 총부채에 유의한 영향을 미치지 못하지만 차입금의 변화와는 유의한 양의 관계에 있다. 이는 전기 투자액이 당기에 추가적으로 차입금을 증가시키는 요인으로 작용한다는 것을 의미한다.

당기 및 전기 이익의 변화에 대한 평균 기울기는

모두 부채액의 변화와 통계적으로 유의한 음의 관계를 나타낸다. <표 7>의 하단에서 장부차치 총부채의 경우 그 값은 -0.41 및 -0.28이고, 차입금 비율의 경우 -0.60 및 -0.20이다. 따라서 투자를 통제하면 100원의 이익 증가는 당기와 차기의 총부채(차입금) 합계를 69원(80원)만큼 감소시킨다. 이 결과는 \$100의 이익 증가가 미국의 배당기업(무배당기업)에 대해 당기와 차기의 총부채 합계를 \$76(\$85)만큼 감소시킨다는 FF의 결과와 별 차이가 없다. 본 연구에서 총부채보다 차입금에 대한 기울기의 합계가 더 크게 나타나는 것으로 보아 우리나라의 기업들도 이익의 증가를 우선 차입금 상환에 충당한다는 사실을 확인할 수 있다. 이러한 실증적 증거는 이익의 단기적 변화가 대부분 부채에 의해 흡수된다는 자본조달순위모델의 예측을 지지한다.

VI. 결론

재무학에서 자본구조의 결정요인을 설명하는 대표적인 이론으로는 정태적 절충모델과 자본조달순위모델이 있다. 두 가지 모델은 상이한 요인들이 자본구조에 미치는 영향에 대해 공통의 예측을 갖고 있으며, 일부 요인들의 영향에 대해서는 상반된 예측을 갖고 있다. 미국의 실증적 연구들은 공통의 예측을 지지하는 경향이 있으며, 최근 Fama와 French(2002)의 연구는 정태적 절충모델과 자본조달순위모델 간 상반된 예측을 비교 검정하였다. 본 연구에서는 우리나라의 상장기업들을 대상으로 경영자들이 과연 재무이론에서 논의된 기업의 특성을

14) 저자는 이 점을 정확히 지적해 주신 심사자에게 감사의 뜻을 표한다.

고려하여 자본구조를 결정하는지 여부를 실증적으로 분석하였다. 그 연구방법은 FF의 자본구조 모델에 의거 1986-2001년 동안 매년 횡단면 회귀분석을 행하고, 그 회귀결과를 Fama와 MacBeth (1973)의 방식에 의해 분석하는 것이다.

정태적 절충모델과 자본조달순위모델은 레버리지의 결정요인에 대해 대부분 공통의 예측을 갖고 있지만 일부 요인에 대해서는 상반된 예측을 갖고 있다. 정태적 절충모델은 수익성이 높은 기업일수록 장부 레버리지가 더 높다고 예측한다. 자본조달순위모델은 수익성이 높은 기업일수록 장부 및 시장 레버리지가 더 낮다고 예측한다. 본 연구의 회귀결과는 레버리지가 수익성과 음의 관계에 있다는 순위모델의 예측을 강력히 지지한다. 그러나 투자기회의 기울기를 보면 장부가치 레버리지가 투자기회와 양의 관계에 있다는 단순형 자본조달순위모델의 예측과 부합하고, 동시에 시장가치 레버리지가 투자기회와 음의 관계에 있다는 복잡형 자본조달순위모델과 정태적 절충모델의 예측을 지지한다. 투자기회 변수에 대한 상반된 결과는 어떤 특정모델을 유리하게 만들지 못한다.

본 연구의 회귀결과는 대체로 두 모델의 공통된 예측을 유의성을 갖고 지지한다. 기업규모가 클수록 레버리지가 높아지고, 영업위험이 높을수록 레버리지가 낮아지는 경향이 있다. 정태적 절충모델의 주요 변수인 감가상각비는 총부채비율에 미치는 효과는 미약하지만 차입금비율에는 뚜렷한 음의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 다만 배당기업만을 대상으로 한 회귀식에서 목표 레버리지와 목표 배당성향 간 음의 관계는 매우 미약한 것으로 나타났다.

본 연구의 레버리지의 변화에 대한 회귀결과는 레버리지가 평균 회귀적이라는 통계적으로 유의한 증거를 보여준다. 그러나 평균 회귀속도가 느린 것

으로 보아 기업들이 목표 레버리지를 갖고 있다고 단정하기는 어렵다. 이러한 평균 회귀성은 복잡형 자본조달순위모델의 예측과 마찬가지로 순현금흐름의 변화가 자기상관관계를 지니고 있기 때문에 생긴 허구적 결과일수도 있다. 본 연구는 또한 이익과 투자의 변화에 대응하여 단기자금의 조달결정이 이루어진다는 자본조달순위모델의 예측을 지지한다. <표 7>은 배당금이 하방 경직적이라는 가정 하에서 이익과 투자의 변화가 대부분 부채에 의해 흡수된다는 사실을 확인한다.

요약하자면, 본 연구의 결과는 레버리지와 수익성 간 음의 관계가 성립하고 시장 레버리지와 투자 기회 간 음의 관계가 성립한다는 점에서 자본조달순위모델을 지지한다. 반면에 장부 레버리지와 투자기회 간 양의 관계가 성립하고 차입금비율과 감가상각비 간 음의 관계가 성립한다는 점에서 정태적 절충모델을 지지한다. 레버리지의 평균 회귀성에 대해서는 그 회귀속도가 느리기 때문에 어떤 모델이 맞는지 단정하기 어렵다. 그리고 두 모델이 공통의 예측을 갖는 경우에도 그 인과관계를 알아내기 어렵다. 회귀결과가 정태적 절충모델의 요인, 자본조달순위모델의 요인, 또는 제3의 다른 요인에 의한 것인지 분간하기 위해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다. 더욱이 우리나라와 같이 제도의 변화가 심하고(예를 들어 시가발행제도나 재벌정책 등) 제도적 요인의 영향이 큰 기업환경에서 기업의 자본조달결정이 내생적 요인보다는 이러한 외생적 요인의 영향을 더 받고, 따라서 외생적 요인의 영향을 별도로 분석할 필요가 있을 것이다. 우리나라 기업들이 외생적 요인의 영향을 많이 받는 한 본 논문에서 분석한 장기간에 걸친 자본구조의 결정요인이 왜곡될 가능성이 있다는 점은 본 연구의 한계라고 볼 수 있다.

참고문헌

- 강준구·박경서 (2000), "아시아 금융위기 하에서 한국기업의 경영적 특성이 자본구조 변화에 미친 영향," *경영저널*, 제1권 제1호, 한국경영학회, 1-30.
- 박경서 (1999), "국내기업의 타인자본조달과 금융시장의 역할에 관한 연구," *재무연구*, 제12권 2호, 한국재무학회, 39-68.
- 선우석호 (1990), "한국기업의 재무구조 결정요인과 자본비용," *재무연구*, 제3호, 한국재무학회, 150-170.
- 윤봉한 (1989), "우리나라 제조업의 자본구조 결정요인에 대한 실증적 연구," *신평저널*, 제2권 제1호, 한국신평평가, 38-57.
- 윤봉한 (2004), "배당성향과 기업특성 간의 관계에 대한 장기분석," *대한경영학회지*, 제17권 제4호, 대한경영학회, 1409-1426.
- 윤봉한·오규택 (1999), "투자결정과 자본조달결정의 통합적 수행 여부에 관한 실증연구," *재무연구*, 제12권 제2호, 한국재무학회, 95-124.
- 이제민 (2003), "경제위기 전후의 기업이윤과 부채," *국제경제연구*, 제9권 제1호, 한국국제경제학회, 21-54.
- 최도성·박영석·고봉찬 (2003), "자본시장을 통한 대기업의 재무활동," *증권금융저널*, 제2권 1호, 서울대학교 증권금융연구소, 1-56.
- Anderson, C. and A. Makhija (1999), Deregulation, disintermediation, and agency costs of debt: evidence from Japan, *Journal of Financial Economics* 51, 309-339.
- Ang, J. and P. Peterson (1984), The leasing puzzle, *Journal of Finance* 39, 1055-1065.
- Auerbach, A. (1985), Real determinants of corporate leverage, in B. Friedman(ed.), *Corporate Capital Structures in the United States*, University of Chicago Press, Chicago.
- Berger, P., E. Offek, and D. Yermack (1997), Managerial entrenchment and capital structure decisions, *Journal of Finance* 52, 1411-1438.
- Booth, L., V. Aivazian, A. Demircuc-Kunt, and V. Maksimovic (2001), Capital structures in developing countries, *Journal of Finance* 54, 87-130.
- Bradley, M., A. Jarrell, and E. H. Kim (1984), On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence, *Journal of Finance* 39, 857-880.
- Chringko, R. and A. Singha (2000), Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment, *Journal of Financial Economics* 58, 417-426.
- DeAngelo, H. and R. Masulis (1980), Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics* 8, 3-29.
- Easterbrook, F. (1984), Two agency-cost explanations of dividends, *American Economic Review* 74, 650-659.
- Fama, E. and K. French (2002), Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt, *Review of Financial Studies* 15, 1-33.
- Fama, E. and D. MacBeth (1973), Risk, return, and equilibrium: empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Graham, J., M. Lemmon, and J. Schallheim (1998), Debt, leases, taxes, and the endogeneity of corporate tax status, *Journal of Finance* 53, 131-162.
- Graham, J. and C. Harvey (2000), The theory and practice of corporate finance: evidence from the field, *Journal of Financial Economics* 60, 187-243.
- Houston, J. and C. James (1996), Bank information monopolies and the mix of public

- and private claims, *Journal of Finance* 51, 1863-1889.
- Jalilvand, A. and R. Harris (1984), Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets: an econometric study, *Journal of Finance* 39, 127-145.
- Jensen, M. (1986), Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers, *American Economic Review* 76, 323-329.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Kester, C. (1986), Capital and ownership structure: a comparison of United States and Japanese Manufacturing companies, *Financial Management* 15, 5-16.
- Lintner, J. (1956), The distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes, *American Economic Review* 46, 97-113.
- Long M. and I. Malitz (1985), Investment patterns and financial leverage, in B. Friedman(ed.), *Corporate Capital Structures in the United States*, University of Chicago Press, Chicago.
- MacKie-Mason, J. K. (1990), Do firms care who provides their financing? in *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, ed. R. G. Hubbard, National Bureau of Economic Research, Chicago, 63-103.
- Marsh, P. (1982), The choice between equity and debt: an empirical study, *Journal of Finance* 37, 121-144.
- Masulis, R. (1980), The effects of capital structure change on security prices: a study of exchange offers, *Journal of Financial Economics* 8, 139-177.
- Myers, S. (1977), Determinants of corporate borrowing, *Journal of Financial Economics* 51, 219-244.
- Myers, S. (1984), The capital structure puzzle, *Journal of Finance* 39, 575-592.
- Myers, S. and N. Majluf (1984), Corporate financing and investment decisions when firms have information the investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Rajan R. and L. Zingales (1995), What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance* 50, 1421-1460.
- Schwartz A. and R. Aronson (1967), Some surrogate evidence in support of the concept of optimal financial structure, *Journal of Finance* 22, 10-18.
- Sharpe, S. (1990), Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: a stylized model of customer relations, *Journal of Finance* 45, 1069-1087.
- Sharpe S. and H. Nguyen (1995), Capital market imperfections and the incentive to lease, *Journal of Finance* 50, 1421-1460.
- Shyam-Sunder L. and S. Meyers (1999), Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure, *Journal of Financial Economics* 51, 219-244.
- Smith C. and R. Watts (1992), The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, *Journal of Financial Economics* 5, 263-292.
- Taggart, R. (1977), A model of corporate financing decisions, *Journal of Finance* 32, 1647-1484.
- Titman S. and R. Wessels (1988), The determinants of capital structure choice, *Journal of Finance* 43, 1-19.

〈부표 1〉 장부가치 총부채비율(종속변수 L_{t+1}/TA_{t+1})에 대한 회귀식 - 전체기업

		절편	FVt/TA _t	OIt/TA _t	LSt	BRt	DPt	조정 R ²
1986	Coefficient	0.0079	-0.0407	-0.0386	0.0446	-0.7250	-0.1571	0.2820
	t-Statistic	0.0475	-3.7970	-0.1756	5.0627	-1.3724	-0.4458	
1987	Coefficient	0.0252	-0.0193	-0.5790	0.0438	-0.5980	-0.0022	0.2475
	t-Statistic	0.1648	-2.6668	-2.4979	5.4055	-1.2134	-0.0064	
1988	Coefficient	0.0678	-0.0043	-0.4739	0.0381	-1.0564	-0.2553	0.2232
	t-Statistic	0.4142	-0.2231	-2.2602	4.4925	-2.1828	-0.6944	
1989	Coefficient	0.0795	0.0675	-0.3665	0.0297	-1.0038	0.3227	0.2134
	t-Statistic	0.5801	2.1157	-1.9048	4.4953	-2.2930	1.0335	
1990	Coefficient	0.0502	0.0167	-0.1925	0.0326	-1.0064	0.3628	0.2057
	t-Statistic	0.3998	0.5762	-1.0555	5.3478	-2.4124	1.3529	
1991	Coefficient	-0.8008	0.3326	0.3121	0.0592	-1.1888	1.5068	0.5457
	t-Statistic	-4.6269	7.7410	1.1118	6.4349	-1.7813	3.5032	
1992	Coefficient	0.0677	0.0339	-0.6754	0.0359	-1.4097	-0.4552	0.2163
	t-Statistic	0.4967	1.5496	-3.1828	5.1800	-2.4941	-1.1924	
1993	Coefficient	0.0772	0.0000	-0.4944	0.0358	-1.2539	-0.6071	0.2017
	t-Statistic	0.6268	0.2361	-2.9591	5.5403	-3.3649	-1.6365	
1994	Coefficient	-0.1252	0.0768	-0.7342	0.0397	-0.4955	0.1015	0.1571
	t-Statistic	-1.0353	2.1502	-4.3984	6.7924	-1.3114	0.2931	
1995	Coefficient	-0.1302	0.0291	-0.2920	0.0405	0.2585	0.0056	0.1184
	t-Statistic	-1.1244	1.2846	-1.7826	7.0593	0.6823	0.0170	
1996	Coefficient	-0.1445	0.1444	-0.2872	0.0357	-0.0918	-0.3348	0.1419
	t-Statistic	-1.3191	4.7285	-1.8240	6.3041	-0.2342	-1.1208	
1997	Coefficient	-0.1266	0.0587	-0.1592	0.0381	0.5611	-0.0941	0.1068
	t-Statistic	-1.0736	2.4668	-0.9670	6.3418	1.4072	-0.3231	
1998	Coefficient	-0.0535	0.0241	0.0397	0.0370	-0.3412	-0.2512	0.1693
	t-Statistic	-0.4554	1.1285	0.2493	6.0298	-1.0547	-0.7444	
1999	Coefficient	-0.2143	0.1612	-0.4892	0.0373	0.1320	-0.6805	0.2184
	t-Statistic	-1.9170	5.1070	-3.8537	6.6199	0.4252	-2.7020	
2000	Coefficient	0.0637	0.0106	-0.4460	0.0235	0.5399	-0.3567	0.1087
	t-Statistic	0.6050	0.7108	-4.0617	4.2468	2.7243	-1.0452	
2001	Coefficient	-0.2187	0.2365	-0.5168	0.0314	-0.0107	-0.7943	0.3226
	t-Statistic	-2.0336	7.8754	-4.5294	5.5996	-0.0626	-2.5839	

〈부표 2〉 장부가치 차입금비율(종속변수 $Bt+1/TAt+1$)에 대한 회귀식 - 전체기업

		절편	FVt/TA _t	OIt/TA _t	LSt	BRt	DPt	조정 R ²
1986	Coefficient	0.1348	-0.0420	0.2080	0.0291	-1.3534	-0.3488	0.0916
	t-Statistic	0.5031	-2.4320	0.5877	2.0528	-1.5910	-0.6148	
1987	Coefficient	0.0972	-0.0346	-0.4149	0.0342	-0.5742	-0.8254	0.0919
	t-Statistic	0.3610	-2.7055	-1.0153	2.3960	-0.6609	-1.3836	
1988	Coefficient	0.1775	0.0109	-0.5235	0.0311	-2.3384	-1.6141	0.1595
	t-Statistic	0.6429	0.3343	-1.4809	2.1709	-2.8659	-2.6034	
1989	Coefficient	0.2152	0.2791	-0.2402	0.0052	-1.9844	-0.5031	0.1957
	t-Statistic	0.8978	4.9975	-0.7131	0.4464	-2.5897	-0.9205	
1990	Coefficient	-0.0591	0.2255	-0.1257	0.0218	-1.1823	-0.6853	0.1474
	t-Statistic	-0.2657	4.3850	-0.3894	2.0217	-1.6016	-1.4443	
1991	Coefficient	-0.1776	0.5883	-0.2480	0.0155	-1.0035	-0.9878	0.5296
	t-Statistic	-0.8200	10.9444	-0.7061	1.3457	-1.2018	-1.8357	
1992	Coefficient	-0.0028	0.0316	-0.7621	0.0405	-2.0694	-1.8696	0.1522
	t-Statistic	-0.0125	0.8684	-2.1546	3.5064	-2.1963	-2.9380	
1993	Coefficient	0.2305	0.0000	-0.4029	0.0247	-1.3606	-1.5289	0.0762
	t-Statistic	1.1741	0.8250	-1.5136	2.3998	-2.2915	-2.5867	
1994	Coefficient	-0.6807	0.4291	-1.0392	0.0496	-1.2899	-0.9899	0.2484
	t-Statistic	-3.9121	8.3437	-4.3254	5.9013	-2.3717	-1.9863	
1995	Coefficient	-0.5301	0.2109	-0.4806	0.0491	-0.7163	-0.9472	0.1478
	t-Statistic	-3.0983	6.3072	-1.9860	5.7999	-1.2795	-1.9501	
1996	Coefficient	-0.6808	0.4052	-0.6514	0.0506	-0.1219	-1.6058	0.2677
	t-Statistic	-4.3315	9.2453	-2.8831	6.2394	-0.2168	-3.7463	
1997	Coefficient	-0.7357	0.1677	-0.5174	0.0658	0.4808	-1.8170	0.1915
	t-Statistic	-4.2070	4.7512	-2.1185	7.3895	0.8127	-4.2070	
1998	Coefficient	-0.4169	0.0445	-0.2799	0.0580	-0.8268	-1.5481	0.1918
	t-Statistic	-2.3366	1.3715	-1.1584	6.2256	-1.6817	-3.0190	
1999	Coefficient	-0.4256	0.2476	-0.7553	0.0473	-0.9405	-1.5086	0.2265
	t-Statistic	-2.5243	5.1997	-3.9451	5.5638	-2.0083	-3.9715	
2000	Coefficient	0.0536	0.0123	-0.5946	0.0232	0.0448	-1.1956	0.0711
	t-Statistic	0.3294	0.5380	-3.5055	2.7056	0.1464	-2.2683	
2001	Coefficient	-0.3670	0.4394	-0.8552	0.0337	-0.2574	-1.8389	0.4131
	t-Statistic	-2.4455	10.4845	-5.3708	4.3035	-1.0761	-4.2869	

〈부표 3〉 장부가치 총부채비율의 변화(종속변수 $L_{t+1}/TA_{t+1} - L_t/TA_t$)에 대한 회귀식

		C	TL_{t+1}	L_t/TA_t	$\Delta Et_{t+1}/TA_{t+1}$	$\Delta TA_{t+1}/TA_{t+1}$	$\Delta Et/TA_{t+1}$	$\Delta TA_t/TA_{t+1}$	조정 R^2
1986	Coefficient	0.0321	0.0184	-0.0668	-0.2113	0.0691	-0.0349	0.0482	0.0630
	t-Statistic	1.4026	0.8004	-2.0533	-1.7218	1.7358	-0.3292	1.1636	
1987	Coefficient	0.0956	-0.0225	-0.1310	-0.3923	0.0473	-0.0316	0.0153	0.1548
	t-Statistic	3.0758	-0.5486	-4.1904	-3.6895	1.1976	-0.2835	0.4142	
1988	Coefficient	0.1813	-0.0492	-0.4102	0.1524	0.2630	0.0546	0.0753	0.0857
	t-Statistic	1.6759	-0.4609	-3.2397	0.2915	1.7545	0.1368	0.5247	
1989	Coefficient	0.3769	0.2150	-0.8260	0.6709	0.4095	-0.2003	0.0162	0.7156
	t-Statistic	8.2588	3.8203	-18.4323	2.8188	4.3368	-0.6709	0.2065	
1990	Coefficient	0.0302	-0.0520	-0.0327	-0.3399	0.2883	-0.2609	-0.0007	0.4602
	t-Statistic	1.2721	-1.9067	-1.2685	-2.9287	7.1367	-3.1620	-0.0214	
1991	Coefficient	0.1498	-0.1405	-0.0663	-0.4931	0.0317	-0.3803	0.0050	0.0575
	t-Statistic	3.3074	-2.1343	-1.8998	-2.9603	0.8220	-2.3128	0.1125	
1992	Coefficient	0.0277	-0.0228	-0.0400	-0.2295	0.0451	-0.5052	0.0367	0.0783
	t-Statistic	1.1939	-0.7446	-1.5475	-2.5773	1.1532	-4.3855	1.0974	
1993	Coefficient	0.0416	-0.0529	-0.0220	-0.5884	0.0191	-0.4020	-0.0720	0.1033
	t-Statistic	2.1480	-1.9811	-0.8808	-5.1544	0.5093	-4.2382	-2.0432	
1994	Coefficient	0.0644	0.0065	-0.0978	-0.2959	0.1343	-0.2771	-0.1156	0.1622
	t-Statistic	3.5964	0.2906	-4.6452	-2.7184	3.8896	-2.6495	-4.1201	
1995	Coefficient	0.0299	0.0540	-0.0944	-0.2552	0.0670	-0.2550	-0.0553	0.0696
	t-Statistic	1.2065	1.7414	-3.7321	-1.9901	1.9122	-1.9719	-1.6936	
1996	Coefficient	0.0175	0.0871	-0.1228	-0.5332	0.1830	-0.5839	-0.0469	0.2031
	t-Statistic	0.6965	2.5061	-4.5148	-4.2166	5.8424	-4.4427	-1.4774	
1997	Coefficient	0.0156	0.0630	-0.0738	-0.6290	0.1580	-0.3537	-0.0265	0.1818
	t-Statistic	0.4592	1.5667	-2.3159	-6.6307	5.1032	-2.3812	-0.6571	
1998	Coefficient	0.1258	-0.1100	-0.1913	-0.6360	-0.0768	-0.8682	0.0814	0.2969
	t-Statistic	2.4369	-1.7408	-3.9404	-6.1635	-2.2618	-4.6038	1.6908	
1999	Coefficient	0.1866	-0.0542	-0.4180	-1.0647	-0.0140	-0.5953	-0.1906	0.2928
	t-Statistic	2.9602	-0.7588	-5.8123	-5.8695	-0.5701	-2.9879	-3.4409	
2000	Coefficient	0.2804	0.0581	-0.6064	-0.3410	-0.1327	-0.1774	-0.0319	0.4356
	t-Statistic	5.1869	0.7440	-11.0113	-2.2548	-2.3946	-1.0296	-0.6211	
2001	Coefficient	-0.0927	0.0677	0.0472	-0.2936	0.1119	-0.0981	0.0009	0.0674
	t-Statistic	-3.1435	1.6136	1.7542	-3.6679	3.3920	-0.9149	0.0398	

〈부표 4〉 장부가치 차입금비율의 변화(종속변수 $B_{t+1}/TA_{t+1} - B_t/TA_t$)에 대한 회귀식

		C	TL_{t+1}	L_t/TA_t	$\Delta Et_{+1}/TA_{t+1}$	$\Delta TA_{t+1}/TA_{t+1}$	$\Delta Et/TA_{t+1}$	$\Delta TA_t/TA_{t+1}$	조정 R^2
1986	Coefficient	-0.007	-0.047	-0.059	-0.574	0.122	-0.208	0.015	0.231
	t-Statistic	-0.191	-0.620	-1.720	-4.045	2.769	-1.715	0.327	
1987	Coefficient	0.071	0.543	-0.357	-0.488	0.118	-0.101	-0.069	0.363
	t-Statistic	1.110	3.322	-7.353	-1.865	1.483	-0.439	-0.932	
1988	Coefficient	0.036	-0.073	-0.223	-0.738	0.157	-0.039	0.064	0.238
	t-Statistic	0.947	-0.584	-5.146	-3.196	2.691	-0.202	1.004	
1989	Coefficient	-0.062	0.202	-0.071	-0.432	0.130	-0.019	0.021	0.079
	t-Statistic	-2.480	1.966	-1.642	-2.753	2.084	-0.096	0.413	
1990	Coefficient	-0.044	0.173	-0.020	-0.237	0.324	-0.093	0.027	0.374
	t-Statistic	-2.073	2.614	-0.672	-1.356	6.880	-0.785	0.543	
1991	Coefficient	0.045	0.003	-0.112	-0.982	0.177	-0.579	0.115	0.225
	t-Statistic	1.522	0.029	-3.151	-4.217	3.348	-2.744	2.104	
1992	Coefficient	-0.041	0.126	-0.128	-0.257	0.129	-0.163	0.109	0.150
	t-Statistic	-1.518	1.654	-4.423	-2.118	2.438	-1.010	2.381	
1993	Coefficient	-0.060	0.120	-0.077	-0.752	0.150	-0.427	0.041	0.236
	t-Statistic	-2.686	1.777	-3.358	-6.052	4.555	-4.255	1.121	
1994	Coefficient	-0.040	0.178	-0.162	-0.822	0.137	-0.240	-0.043	0.303
	t-Statistic	-1.881	2.663	-7.525	-7.033	4.154	-2.077	-1.395	
1995	Coefficient	0.075	-0.072	-0.065	-0.560	0.180	-0.421	0.080	0.183
	t-Statistic	2.867	-0.833	-2.478	-4.174	5.632	-3.080	2.342	
1996	Coefficient	-0.156	0.643	-0.147	-0.920	0.118	-0.273	-0.013	0.266
	t-Statistic	-5.977	7.874	-5.082	-6.323	3.446	-1.817	-0.371	
1997	Coefficient	0.092	0.105	-0.128	-0.661	0.156	-0.144	0.101	0.140
	t-Statistic	2.701	1.025	-2.946	-4.808	3.581	-0.681	1.746	
1998	Coefficient	0.049	-0.046	-0.179	-0.531	0.139	-0.484	0.055	0.095
	t-Statistic	0.946	-0.307	-3.647	-4.001	3.451	-2.053	0.865	
1999	Coefficient	0.032	-0.055	-0.202	-0.469	0.003	-0.206	0.026	0.145
	t-Statistic	0.753	-0.386	-4.484	-3.532	0.182	-1.239	0.637	
2000	Coefficient	-0.091	0.542	-0.063	-0.284	0.086	0.037	-0.018	0.128
	t-Statistic	-3.787	4.747	-1.719	-2.969	2.469	0.335	-0.540	
2001	Coefficient	-0.034	0.418	-0.114	-0.929	0.087	-0.611	0.045	0.214
	t-Statistic	-1.135	3.337	-2.918	-6.100	1.486	-3.147	1.039	

A Long-run Analysis of the Determinants of Capital Structure

Bonghan Yoon*

Abstract

The finance literature offers two competing models of financing decisions - the trade-off model and the pecking order model. The two models share many predictions about leverage but have different predictions about the effects of some other forces. For the listed companies in the Korea Stock Exchange this paper analyses empirically whether managers make their decisions on capital structure considering the characteristics of firms discussed in the finance theory. The methodology of this study is to conduct cross-sectional regressions each year for the period 1986-2001 and to make time-series analysis of the results following the Fama and French(2002) methods.

The regression results in general support shared predictions of the trade-off and pecking order models with statistical significance. There are positive relations between leverage and firm size. The greater business risk tends to have the negative effect on the leverage predicted by the two models. In case of regressions for dividend payers only, however, the negative relation between target leverage and target payout appears to be very tenuous.

The regression results support the pecking order model in showing a negative relation between leverage and profitability and a negative relation between market leverage and investment opportunities. On the other hand, the results support the trade-off model in showing a positive relation between book leverage and investment opportunities and a negative relation between borrowed money and depreciation. The conflicting results on the coefficients of investment opportunities do not favor either one of the opposing models.

The results of this study also produce reliable evidence that leverage is mean-reverting as

* Professor, College of Business Administration, Chung-Ang University.

predicted by the trade-off model. But the rate of mean reversion is very slow, which may be the spurious result of autocorrelated variation in net cash flows. This is also consistent with the soft leverage targets of the complex pecking order model. Attributing causation to tell which model's forces are dominant is elusive.

The final tests of this study support the prediction of the pecking order model that short-term financing is made in response to earnings and investment. Positing that dividends are sticky, the evidence confirms that variation in earnings and investment is absorbed largely by debt.

Key words: capital structure, leverage, trade-off model, pecking order model of financing.