

자본구조의 평균회귀현상과 장기균형

손판도* · 손승태**

〈요 약〉

본 논문은 우리나라의 재벌집단 및 비재벌집단 그리고 대규모집단 및 소규모집단을 대상으로 자본구조의 최적목표자본구조로의 조정과정과 평균회귀현상 및 장기균형하의 최적자본구조의 결정요인에 대한 실증분석을 실시하였다. 본 실증분석 결과는 아래와 같다. 첫째, 우리나라 상장제조업의 기업들에서 최적목표부채비율이 존재하며 또한 장기자본구조로 부분적으로 조정하였고 최적자본구조로의 평균회귀현상을 보였다. 둘째, 조정속도를 추정한 결과 일반적으로 재벌집단보다 비재벌집단, 대기업집단보다 소기업집단의 조정속도가 빨랐다. 셋째, 우리나라의 경우 자본시장이 부채조정속도에 오히려 제약으로 작용하였다. 넷째, 우리나라 기업들은 과거 목표부채와의 괴리정도에 따라 목표자본구조로의 조정 행태가 나타났다. 다섯째, 우리나라 기업들은 1년에 실제 레버리지와 목표레버리지의 차이를 약 1/4정도 줄이고 있었다. 이러한 결과를 통하여 볼 때, 자본조달순위이론 또는 시장적기이론이 기업의 자본조달 의사결정을 설명하는 중요한 이론이 아니라는 것을 제시하고 있다. 여섯째, 기업고유변수 및 자본시장변수를 사용하여 장기균형상태의 최적자본구조 결정요인을 분석한 결과 기업변수뿐만 아니라 자본시장변수도 유의적인 영향요인으로 작용하였다.

주제어 : 동태적 자본구조, 부분조정모형, 조정속도, 평균회귀, SM모형, 2단계 GMM-SYS

논문접수일 : 2007년 12월 11일 논문수정일 : 2008년 03월 13일 논문게재확정일 : 2008년 04월 24일

* 주저자, 고려대학교 동북아경제경영연구소, E-mail : sonpando@korea.ac.kr

** 교신저자, 부산외국어대학교 상경대학, E-mail : sthand@pufs.ac.kr

*** 본 논문은 고려대학교 교내연구지원사업에 의하여 수행되었음.

유익한 심사평을 해 주신 익명의 두 심사자에게 감사드립니다.

I. 서론

일반적으로 우리나라 기업들은 다른 국가의 기업들보다 높은 레버리지로 인하여 비판을 받아왔다. 특히 재벌집단이나 대규모기업집단의 경우 비재벌집단 또는 소규모기업집단들보다 타인자본에 과도하게 의존하여 경영활동이 이루어졌다. 예를 들면, 본 연구에서 사용된 표본을 이용하여 레버리지를 측정한 결과 전체기간(1990~2006년)과 금융위기 이전(1990~1997년) 및 금융위기 이후(1998~2006년)기간에서 재벌집단은 전체평균보다 그리고 비재벌집단보다 높았으며 대규모기업집단도 전체평균 및 소규모기업집단보다 높았다.¹⁾

이러한 높은 레버리지 현상이 왜 발생하였는가? 과도한 부채의존형 재무구조현상은 기업들이 처한 경제적 환경의 산물이며 또한 자본시장의 구조, 경제발전 단계 등 한 나라의 경제 환경에 따라 기업이 지향하는 자본구조형태도 다를 것이다. 따라서 기업은 주어진 경제적 조건하에서 자금조달비용을 최소화하고 기업가치를 극대화하는 방향으로 재무구조를 선택할 것이다. 우리나라 기업들의 차입의존형 재무구조의 원인에는 고도성장에 따른 내부자금 부족, 금리규제 및 정책금융으로 인한 낮은 차입비용, 금융시스템의 문제, 조세정책의 요인(타인자본 사용에 따른 세제상의 우대) 및 효율적 기업퇴출제도 미비 및 시장규율의 부재에서 찾을 수 있다. 결국 우리나라 기업들의 높은 레버리지 현상은 기업고유특성뿐만 아니라 금융시장에 의해서도 원인을 찾을 수 있을 것이다.

그렇다면 실제 우리나라 기업들이 어느 정도로 과도하게 부채를 사용하고 있는지, 즉 최적부채비율 이하 또는 이상으로 사용하고 있는지 또는 최적목표부채비율이 존재하는지를 검증할 필요가 있다. 만약 최적자본구조가 존재한다면 기업들이 최적목표부채비율로 어느 정도의 속도(조정속도)로 수렴하고 있는지 및 우리나라 기업들의 자본구조가 평균회귀현상을 보이고 있는지 실증적으로 검증이 필요하다. 단기에는 자본시장의 불완전성으로 인하여 최적목표부채수준까지 도달할 수는 없지만 장기적으로는 기업들이 최적목표부채수준에 도달하려고 조정이 이루어질 것이다. 또한 장기균형상태에서 최적자본구조가 어떤 요인에 의해 영향을 받는지를 연구할 필요가 있을 것이다. 이렇게 함으로써 기업가치에 영향을 미치는 요인들을 확인하여 기업의 부채 및 자기자본 선택에 대한 올바른 의사결정의 기초를 제공하고자 한다.

1) Kim et al.(2005)의 연구에서도 1985~2002년 자료를 이용하여 분석한 결과 재벌집단 레버리지는 0.71, 비재벌집단 레버리지는 0.63으로 나타났으며, 금융위기 이전 및 이후(1985~1989년, 1990~1996년, 1997~2002년)에도 동일하게 나타나고 있다는 것을 제시하고 있다.

본 논문의 목적은 기존 실증연구에서 제시된 전통적인 자본구조이론에 유의적인 기업관련 변수와 본 연구에서 추가된 금융시장변수를 설명변수로 하여 자본구조이론에 동태적 개념을 내재시켜 기존 실증분석에서 제시하지 못했던 새로운 실증적 증거를 제시하고자 한다. 본 연구가 기존 국외 연구와의 차별성은 동태적 자본구조에 자본시장인 주식시장과 채권시장을 동시에 고려하여 추정모형을 설정하였고, 국내 연구와의 차별성으로는 부분조정모형을 사용하여 자본구조의 조정속도를 측정하고 평균회귀현상을 제시한 첫 번째 실증논문이다.

본 연구의 실증분석 단계는 다음과 같다. 먼저 동태적 자본구조모형인 부분조정모형을 사용하여 최적자본구조의 존재를 확인하고 시장의 불완전성으로 인한 조정비용의 존재로 기업들이 어느 정도 최적목표부채비율로 조정해가는지에 대한 조정속도를 측정한다. 이후 이것을 이용하여 최적자본구조를 산출하고 최적목표자본구조와 실제자본구조간의 괴리에 따라 기업들이 부채를 어떻게 변동시키는지 알아봄으로써 최적목표자본구조의 평균수렴현상을 파악한다. 또한 장기균형 하에서 어떤 요인들이 유의적으로 최적자본구조에 영향을 주고 있는지를 기존이론에서 사용된 변수들을 이용하여 파악한다.

추가적으로 부분조정모형을 기초로 추정된 조정속도를 Shyam-Sunder, Myers(이하 SM)모형을 사용하여 추정된 조정속도와 비교한다. SM모형의 경우 t 시점 레버리지 변동은 t 시점 목표레버리지로부터 $(t-1)$ 시점 레버리지가 떨어져있는 정도에 의해 설명된다는 것이다. 그러나 SM모형 추정 시 발생하는 문제는 최적자본구조가 관측불가능하다는 것이다. 일반적인 방법은 각 기업의 역사적 부채비율의 평균을 사용한다. 그러나 본 연구에서는 모형 추정 시 최적레버리지가 내재되어 있지 않은 모형인 부분조정모형을 이용하여 우리나라 기업의 최적목표레버리지로의 조정속도를 추정한다.

따라서 본 논문은 다음과 같은 상장기업 자본조달형태의 중요한 특성을 제시한다. 첫째, 시간과 기업규모변수 및 자본시장변수에 따라 변할 수 있는 최적자본구조가 존재하는지에 대한 실증적 결과를 제시한다. 둘째, 만일 최적목표부채비율이 존재한다면 기업들이 어느 정도 조정속도로 최적목표부채비율로 조정해가는지를 제시한다. 셋째, 자본구조의 평균회귀현상을 파악한다. 넷째, 조정속도를 기초로 계산된 장기균형상태하의 최적자본구조에 어떤 요인들이 유의적으로 영향을 미치고 있는지 실증결과를 제시한다.

실증결과 우리나라 기업들은 최적자본구조를 가지고 있으며 조정속도는 재벌집단보다 비재벌집단, 대규모집단보다 소규모집단에서 빠르며, 자본시장이 추가된 경우 조정속도는 오히려 느려져 자본시장이 기업자본조달에 제 기능을 하지 못하고 있다. 또한

우리나라 기업들은 장기목표부채비율로 targeting하고 있고 평균회귀현상이 나타났으며, 목표레버리지와 실제레버리지간 차이가 발생하였을 때 이러한 차이를 해소하기 위해 소요되는 시간은 4년에서 5년 정도 소요되고 있다.

이후 제 II장에서는 최적자본구조가 존재하는지에 대한 기존연구를 제시하고 제 III장에서는 동태적 자본구조모형인 부분조정모형과 SM모형, 장기균형하의 최적자본구조모형을 도출하고 제 VI장에서는 표본자료, 기초통계, 동태적 자본구조의 실증결과를 제시한다. 마지막으로 제 V장은 결론으로 본 논문의 요약과 향후 연구방향을 제시한다.

II. 최적자본구조와 기존연구

1. 최적자본구조의 존재 여부

MM(1958)의 자본구조 무관론명제(irrelevance proposition)이후 많은 연구자들은 기업 경영에 필요한 자본을 어떻게 조달하는지에 대한 의사결정과정을 연구하였다. 초기 MM의 무관론명제가 실제 기업들의 의사결정 행동과 일치하는지에 대한 의문을 던졌으며 자본시장 불완전성으로 인하여 기업가치는 자본구조에 영향을 받고 있는지에 대한 물음을 가지기 시작하였다. 만약 자본구조가 기업가치에 영향을 준다면 기업은 부채사용의 한계비용과 한계이익이 같을 때까지 목표부채-자기자본비율을 선택할 것이다.

그렇다면 최적목표부채-자기자본비율이 실제 존재하는가에 대한 의문을 가질 수 있다. 최근 Graham and Harvey(2001)의 설문(survey) 연구에서 많은 기업들이 자본조달 의사결정을 할 때 목표부채비율을 고려하고 있다는 것을 제시하고 있다. 설문에 응한 미국기업의 37%는 유연한 목표부채비율을 가지고 있으며 34%는 약간 엄격한 목표레버리지비율을 가지고 있다는 것이다. 이러한 결과는 정태적 절충이론(static tradeoff theory)을 뒷받침하고 있으며, 경영자는 최적의 부채-자기자본비율을 추구하고 있다는 것을 제시하고 있다. 단기적으로는 기업에 영향을 미치는 사건으로 인하여 최적부채비율과 괴리가 생기지만 시간이 지남에 따라 최적자본구조로 수렴할 것이다. 따라서 최적자본구조상태가 안정적이라면 자본구조의 평균회귀현상, 즉 최적목표자본구조로 수렴하려는 행태를 기대할 수 있다.²⁾

2) Fama and French(2002)의 연구에서도 기업부채비율은 목표부채비율로 천천히 조정되며 따라서 기업은 장기 평균(즉 최적수준)으로 레버리지를 되돌리려는데 소요되는 시간이 오래 걸린다는 것을 제시하고 있다.

위의 주장과 달리 최적자본구조가 존재하지 않는다는 주장은 다음과 같다. 첫째, Myers (1984)의 자본조달순위이론(Pecking Order Theory)에서는 관측된 레버리지가 기업의 과거 수익성과 투자기회를 반영하고 있으며 따라서 기업은 강하게 선호하는 레버리지 비율이 존재하지 않고 역으로 자본조달의 필요 및 수익 증가로 인해 발생할 수 있는 레버리지변동이 존재하지 않는다는 것이다.

둘째, Baker and Wurgler(2002)의 시장적기이론(market timing theory)³⁾에서 관측된 자본구조는 과대평가된 자기자본을 매각하려는 기업들의 누적적 능력을 반영하고 있다는 것이다. 주가는 진정한 가치 주위에서 변동을 하며 경영자는 기업의 MBR(market-to-book ratio)비율이 높을 때 주식을 발행하는 경향이 있다. 따라서 경영자는 일 상적으로 현재 주주들에게 효익을 주기 위해 정보비대칭을 탐색하며 시장적기가 기업 레버리지에 주된 영향을 미치고 있을 지라도 목표부채-자기자본비율로 회귀현상이 나타나지 않는다는 것이다.

셋째, Welch(2004)는 주가변동이 시장부채비율에 현저하게 영향을 준다는 경영관성 이론(managerial inertia)을 제시하였다. 장기적으로 주식가격은 기존 자본구조이론에서 확인된 요인 즉 “세금, 기대파산비용, 이익, 수익성, MBR, 독특성, 시장적기, 저평가탐색” 등의 원인보다 부채-자기자본비율을 설명하는데 매우 유의하게 고려해야 될 요인 이라고 하였다. 자본변동의 요인을 2가지로 분해하여 먼저 순 부채발행에 따른 요인과 주식수익률에 의한 요인을 나누어 주식수익률이 자본구조 동태성을 40%를 설명하고 있다는 것이다.

따라서 자본조달순위이론, 시장적기이론, 경영관성이론 등에 의하면 기업(또는 경영자)은 기업가치에 레버리지효과가 크지 않다는 것을 인식하고 있으며 따라서 레버리지를 변동시키려는 어떠한 노력도 하지 않는다는 것이다.⁴⁾ 그렇지만 절충이론에서는 시장의 불완전성으로 인하여 레버리지와 기업가치간 연결고리가 발생하며 따라서 기업은

3) Hennessy and Whited(2005)의 부채 동태성에 대한 이론적 연구에서도 동태적 절충이론은 Baker and Wurgler(2002)등이 제시한 시장적기가설을 설명할 수 있다는 것을 이론적으로 증명하고 있다.

4) 그러나 이들 이론에서도 Shyam-Sunder and Myers(1999) 등은 최적자본구조 존재가 자본조달순위이론을 부정하는 것은 아니라고 하였으며 평균회귀부채비율이 존재한다는 것을 제시하고 있다. 이러한 효과를 다음의 2가지 이유로 설명하고 있다. 즉 첫째, 자본투자는 복잡하게 이루어져 있고 정의 시계열 상관관계를 가지고 있으며, 둘째, 내부 발생된 현금흐름은 비즈니스 사이클에 따라 변동한다는 것이다. 즉 기업이 자본조달순위 하에서 자본조달을 한다면 적자기간에는 부채가 상승하고 흑자기간에는 부채가 감소한다는 것이다. 따라서 자본조달순위에 따른 부채비율은 평균회귀를 하며 목표조정모형도 기업의 자본조달전략을 설명할 수 있음을 보여주고 있다. 본 연구에서도 이들이 사용한 모형을 이용하여 부분조정모형에서 추정된 조정속도와 비교분석 하였다.

최적목표부채비율에서 괴리된 부분을 상쇄시키기 위하여 어떤 행동을 취한다는 것이다. 만약 최적목표부채비율과 차이가 발생한 기업이 최적목표부채비율 수준을 얻으려고 취하는 속도는 레버리지 조정에 소요되는 비용에 달려있을 것이다. 만약 조정비용이 전혀 없다면 절충이론하에서 기업은 최적레버리지에서 결코 떨어져 있지 않을 것이다. 다른 한편으로 조정비용 또는 거래비용이 무한대라면 목표레버리지와 괴리된 어떠한 기업들도 목표레버리지로 움직이려고 하지 않을 것이다. Baker and Wurgler(2002) 연구에서 조정비용과 관찰된 자본구조간의 연결고리 존재를 확인하였다. 즉 기본적인 물음은 시장적기가 단기 또는 장기효과를 가지는가에 대한 것이며 적어도 기계적으로 단기효과는 기대할 수 있다는 것이다. 그러나 시장적기 자본조달결정의 영향과 관계없이 기업이 계속적으로 자본구조를 재조정한다면 시장적기는 자본구조에 지속적인 영향을 미치지 않을 것이라고 하였다. 따라서 자본조정비용의 효과를 추정하는 것은 상충되고 있는 많은 자본구조이론들을 검증하는 시발점이 될 것이다.

2. 동태적 자본구조의 기존연구

국내외의 기존연구에서 자본구조에 관한 실증연구들은 상반된 결과를 제시하고 있는데 이러한 이유는 자본구조의 동태성을 모형에 내재시키지 못한 결과일 것이다. 기존연구에서 조정비용이 고려된 동태적 자본구조를 연구한 결과는 다음과 같다. 먼저 Shyam-Sunder and Myers(1999)(이하 SM)은 부채비율이 평균으로 회귀하는 현상을 파악하고서 목표조정모형이 기업 목표자본구조 조정속도를 적절히 설명할 수 있다는 것을 제시하였지만 목표자본구조를 추정하기 위하여 과거 레버리지 정보를 최적부채비율의 대용치로 사용하고 있는 문제점이 존재한다. Gilson(1997)은 목표조정모형을 이용한 재무공정기업을 대상으로 연구한 결과 자본구조변경에는 조정비용이 존재하기 때문에 부채수준을 쉽게 변경시키지 못하며 매우 높은 레버리지를 유지한다는 것이다. Banerjee et al.(2004) 등은 동태적 (부분)조정모형을 사용하여 실증분석 한 결과 목표자본구조 상태에 있지 않은 기업들이 많으며 조정비용이 존재할 경우 목표레버리지로 가는 속도는 매우 느리다는 것을 제시하였다. Miguel and Pindado(2001)은 부분조정모형을 이용하여 자본구조에 영향을 미치는 기업고유변수뿐만 아니라 금융기관특성변수를 추가하여 실증분석 한 결과 부채수준 조정 시에 거래비용이 존재한다는 것을 실증적으로 제시하였으며 기업들은 최적레버리지비율을 가지고 있고 목표레버리지로 조정을 한다는 것이다.

Fama and French(2002)는 기업부채비율은 목표부채비율로 천천히 조정되며 따라서

기업이 장기평균부채비율 즉 최적부채수준으로 레버리지를 되돌아가기 위해 장기간 시간이 소요된다는 것을 제시하였다. Leary and Roberts(2005)는 조정비용이 존재할 경우 기업이 자본구조를 동태적으로 재조정하는지를 실증적으로 조사한 결과 최적자본구조범위 내에서 자본구조를 유지시키기 위해 레버리지를 능동적으로 재조정한다는 것을 제시하였으며 레버리지에 미치는 지속적인 충격효과는 주로 조정비용에 기인하고 있음을 제시하였다. 따라서 자본조달의사결정에 내포되어 있는 동기는 레버리지의 동태적 재조정(dynamic rebalancing)인데 먼저 레버리지가 상대적으로 낮은 수준(높은 수준)이라면 기업은 유의적으로 레버리지를 증가(하락)시키므로 레버리지를 줄이거나 증가시키려는 기업의 반응은 목표(범위)레버리지가 존재한다는 것으로 동태적 자본구조개념과 일치하고 있다.

Flannery and Rangan(2006)는 기존 자본구조를 설명하는 이론들이 관측된 레버리지에 조정비용의 영향을 인지하지 못한 실증모형의 한계점을 제기하면서 부분조정모형을 이용하여 기업이 장기 목표레버리지를 가지고 있는지 그리고 얼마나 빨리 목표로 조정하고 있는지를 실증 분석한 결과 기업들은 장기적으로 목표자본구조를 가지고 있으며 목표자본구조와 실제자본구조간의 차이는 1년에 약 1/3만큼 좁혀진다는 것을 제시하였다. 이러한 targeting 형태는 기존 자본구조이론보다 자본구조의 실질적인 변동을 보다 더 많이 설명하고 있다.

우리나라 기업을 대상으로 한 실증논문은 다음과 같다. 첫째, 이원흠 외(2001)의 대기업집단의 부채비율 조정속도에 관한 연구에서 부채조정속도 측정을 위해 SM모형을 이용하여 부채순조달액과 자금부족액 및 목표비율 괴리도를 검증하였고 Fama-French(2002) 검증방법을 사용하여 부채비율결정요인을 검증하였다. 이들 연구에서 외환위기 전후 도산그룹과 생존그룹을 대상으로 한 연구결과 부채조정속도 측정 시 목표부채비율을 정부가 제시한 목표부채비율 200%(레버리지 비율은 0.67)를 사용하였다. 그러나 이들 논문에서는 부채조정속도를 측정하는 것이 아니고 단지 IMF 전후 기업들이 정부의 부채정책에 어느 정도 반응을 하고 있는지를 측정하고 있다. 즉 IMF 이전에는 60대 기업집단들이 부채조정과정에서 부채가 증가하였으며 IMF 이후에는 부채가 감소하는 경향이 나타났으며 통계적 유의성은 없다는 것을 제시하고 있다. 부채비율 결정의 장기요인 분석에서 매출액과 현금흐름이 부채비율에 부(-)의 영향을 미치고 있으며 추정된 최적부채비율로의 단기조정은 IMF 이후에 더 빨리 이루어졌다.

둘째, Kim et al.(2005)⁵⁾는 1985~2002년 까지 외환위기 전후 및 재벌-비재벌집단간 표본을 기초로 하여 우리나라 주식시장에 상장된 제조기업에 대한 연구에서 동태적 자

본구조모형을 이용하여 최적자본구조와 조정속도의 결정요인을 분석하였다. 이들 연구에서 금융위기와 재벌소속기업 여부에 따라 최적자본구조를 설명하는데 다른 영향을 미친다는 것이다. 재벌기업집단의 평균조정속도는 0.180, 비재벌기업의 평균조정속도는 0.149로 재벌기업집단의 조정속도가 높으며 최적부채수준도 재벌집단이 높았다. 또한 최적자본구조에 미치는 영향요인을 분석한 결과 이익변동성, 독특성, 추세 등은 비유의적이지만 성장성, 유형자산, 외환위기 등은 유의적 변수로 확인이 되었고 조정속도에 미치는 요인은 기업규모가 최적수준으로 가려는데 가장 큰 영향을 미치고 있음을 제시하였다. 그러나 이들의 조정속도를 추정하기 위한 모형에서 최적자본구조가 관측불가능하기 때문에 각 기업의 과거 역사적 부채비율의 평균을 최적자본구조의 대용치로 사용하고 있다.

Ⅲ. 실증모형의 설정과 변수정의

1. 부분조정모형

기업이 최적목표레버리지로 가려는 조정속도 및 조정비용이 존재한다는 가정하에 다음과 같은 과정을 통하여 최적목표레버리지의 조정속도를 추정한다. 즉 개별기업들의 최적목표레버리지 $L_{i,t}^*$ 는 관측불가능하며 다음 식에서 n 개 설명변수들에 의하여 정의된다.

$$L_{i,t}^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{i,j,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

여기서, X 는 설명변수 벡터

거래비용이 존재할 경우 기업은 쉽게 자동적으로 부채수준을 조정하는데 제약을 받을 것이며 따라서 식 (2)와 같은 부분조정모형을 따를 것이다. 즉 기업은 최적목표자본구조 수준에 도달하기 위하여 현재 레버리지수준($L_{i,t}$)을 조정속도 α 로 조정한다고 가정하며 최적상태에서 실제레버리지는 최적목표레버리지와 같게 될 것이지만 현실적으

5) 우리나라 기업을 대상으로 한 이들의 2005년도 논문은 Heshmati(2001)의 스웨덴 소기업(micro-small firms)을 대상으로 한 자본구조의 동태성연구의 연장선상에 있다. 즉 Heshmati(2001) 방법론을 우리나라 기업을 대상으로 한 실증논문이다.

로 시장의 불완전성으로 인한 비용이 존재하기 때문에 실제레버리지가 목표레버리지로 즉시 조정되지 못한다. 이것은 조정비용이 매우 높거나 금융시스템이 기업이 원하는 자본조달 욕구를 충족시켜 줄 수 없기 때문이다. 따라서 실제레버리지는 부분적으로 최적목표레버리지로 조정될 것이다.

$$L_{i,t} - L_{i,t-1} = \alpha(L_{i,t}^* - L_{i,t-1}) \tag{2}$$

여기서, $0 < \alpha < 1$

$\alpha = 1$ 이면 실제레버리지와 최적목표레버리지가 같게 되고 거래비용 없이 완전히 조정된다. 그러나 $\alpha = 0$ 이면 거래비용이 너무 높아서 어떤 기업도 부채수준을 조정하지 않으며 현재의 레버리지는 과거의 레버리지와 동일하게 유지될 것이다. 만약 $0 < \alpha < 1$ 일 경우 기업은 거래비용에 역의 관계로 부채수준을 조정한다. 조정비용보다 불균형상태로 유지되는 비용이 높다면 α 는 1로 접근할 것이며 조정비용이 낮다면 α 는 0으로 수렴할 것이다. 위 식 (2)를 다음과 같이 바꿀 수 있다.

$$L_{i,t} = \alpha L_{i,t}^* + (1 - \alpha)L_{i,t-1} \tag{3}$$

최적목표레버리지 $L_{i,t}^*$ 는 선형함수로 가정하고 식 (1)을 식 (3)에 대입하면 다음과 같은 식 (4)를 얻을 수 있다.

$$L_{i,t} = \alpha \beta_1 + (1 - \alpha)L_{i,t-1} + \alpha \sum_{j=2}^n \beta_j X_{i,j,t} + d_t + \eta_i + \epsilon_{i,t} \tag{4}$$

여기서, d_t : 시간효과 η_i : 개별기업효과

식 (4)는 조정비용이 내재된 AR(1)모형, 즉 종속변수 1기 시차변수가 외생적으로 설명변수로 추가되어 있다. 식 (4) 추정 시 패널자료분석의 OLS 및 고정효과 또는 확률효과모형의 경우 1차 시차레버리지가 독립변수로 사용됨으로써 잔차항이 이 변수와 상관관계를 가지기 때문에(내생성문제) 편의 및 불일치 추정량이 발생한다.⁶⁾ 이러한 문

6) Anderson and Hsiao(1982) 등은 이러한 문제를 해결하기 위해 도구변수사용을 제안하였다. 그러나 이들의 도구변수 방법에서도 모든 적률조건을 이용하지 않기 때문에 효율적인 추정량을 산출할 수 없다.

제를 해결하기 위해 Arellano and Bond(1991)이 제시한 동태적 패널자료 추정방법을 사용한다. 즉 잔차항과 시차독립변수($L_{i,t-1}$)간 독립성 조건을 이용하여 사용된 도구변수들은 모든 적률조건을 이용하는 GMM 방법론을 사용할 경우 이러한 문제를 제거할 수 있다.⁷⁾

먼저 식 (4)을 차분함으로써 개별기업효과가 제거되며 도구변수를 사용하여 추정 가능한 식을 얻을 수 있기 때문에 내생성 문제를 해결할 수 있다(GMM-DIF). 그러나 이 방법도 도구변수의 강건성을 가지지 못하는 약한 도구변수의 문제점을 가지고 있다. Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998)연구에서 레벨변수(독립변수)에 대하여는 차분변수를 차분변수에 대하여는 레벨변수를 각각 도구변수로 사용할 것을 제안 하였다(GMM-SYS).⁸⁾ 따라서 본 논문에서도 이들이 제안한 2단계 GMM-SYS 방법을 사용하여 동태적 자본구조모형을 추정하여 조정속도를 파악할 것이다.

또한 모형설정의 적합도를 검증하기 위하여 먼저 차분방정식의 1차 및 2차 시계열 상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설 검증(AR(1), AR(2)) 및 Wald 검증을 통하여 모형의 적합도를 검증하고 사용된 도구변수의 과도식별에 대한 타당성을 검증하기 위하여 Sargan 검증을 실시한다.

2. SM모형

Shyam-Sunder and Myers(1999, 이하 SM)의 연구에서 자본구조의 조정속도를 추정 하였다. SM의 실증모형은 아래와 같다.

$$\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha(L_{i,t}^* - L_{i,t-1}) + e_{i,t} \quad (5)$$

여기서, $L_{i,t}^*$: t시점에서 i기업의 목표부채수준

식 (5)에서 거래비용이 없다면 즉 $\alpha = 1$, $L_{i,t} = L_{i,t}^*$ 이며 기업은 자동으로 실제부채수준을 최적부채수준으로 조정하지만 거래비용이 매우 크다면 $\alpha = 0$, $L_{i,t} = L_{i,t-1}$ 되기 때문에 기업은 부채수준을 전혀 조정하지 않는다. 절충이론하에서 귀무가설은 $\alpha > 0$ 이고 목표부채수준으로 조정함을 의미한다. 또한 $\alpha < 1$, 즉 조정에 소요되는 비용이 존재한

7) GMM 방법에서 도구변수를 사용하여 내생성 문제를 제거 가능하다. 즉 GMM 방법에서 차분을 통하여 동태적 자본구조를 설정함으로써 기업간효과를 통제하고 시간더미를 추가하여 시간효과도 통제한다.

8) 패널자료의 GMM-SYS 추정방법은 Arellano and Bond(1998)의 논문을 참조.

다. 기업은 거래비용과 역의 관계로 부채수준을 조정한다. 즉 거래비용이 매우 크면 조정을 하지 않을 것이고 거래비용이 낮으면 즉각 조정이 일어날 것이다.

3. 장기균형 최적자본구조의 계산

기업의 레버리지와 결정요인 간 장기관계는 단기효과와 다를 수 있다. 즉 레버리지에 영향을 미치는 변수들이 시간에 따라 영향이 다를 수 있으므로 장기적인 관점에서 레버리지의 장기균형을 분석할 필요가 있다. 장기균형관계식은 다음 식에서 유도된다. 즉 식 (4)에서 $b_0 = \alpha\beta_1$, $b_1 = (1-\alpha)$, $b_j = \alpha\beta_j$ 로 대체하면 식 (6)을 얻을 수 있다.

$$L_{i,t} = b_0 + b_1 L_{i,t-1} + \sum_{j=2,t=1}^n \beta_j X_{i,j,t} + d_t + \eta_i + e_{i,t} \quad (6)$$

위 식을 1차 차분하면 다음과 같다.

$$\Delta L_{i,t} = b_0 + b_1 \Delta L_{i,t-1} + \sum_{j=2}^n \beta_j \Delta X_{i,j,t} + e_{i,t} \quad (7)$$

장기적으로 독립변수 $L_{i,t}$ 는 균형상태로 도달하며 시간 간 동일한 값을 가진다. 즉 $L_{i,t} = L_{i,t-1}$ 관계가 성립된다. 결국 장기 안정적인 균형상태에서는 모든 변수의 계수값이 변하지 않을 것이다. 따라서 독립변수 $b_1 \Delta L_{i,t-1}$ 을 좌변으로 이동시키면 다음과 같은 식을 도출할 수 있다.

$$\Delta L_{i,t} (1 - b_1) = b_0 + \sum_{j=2}^n b_j \Delta X_{i,j,t} + e_{i,t} \quad (8)$$

위의 과정을 이용하여 $L_{i,t} = b_0 + b_1 L_{i,t-1} + \sum_{j=2}^n b_j X_{i,j,t} + e_{i,t}$ 에서 기대장기균형 값을 구하기 위하여 기대치를 취한다. 즉 모든 t에 대하여 $L^* = E[L_{i,t}]$, $X^* = E[X_{i,j,t}]$, $E[e_{i,t}] = 0$ 로 정의된다. 따라서 동태적 자본구조의 장기균형 식은 다음과 같다.

$$L^* = b_0 + b_1 L^* + \sum_{j=2}^n b_j X_{i,j,t}^* \quad (9)$$

또는
$$L^*(1-b_1) = b_0 + \sum_{j=2}^n b_j X_{i,j,t}^* \tag{10}$$

식 (10)에서 다음 식 (11)의 장기균형하의 최적자본구조모형을 도출할 수 있다.

$$L^* = \frac{b_0 + \sum_{j=2}^n b_j X_{i,j,t}^*}{(1-b_1)} = \frac{b_0}{(1-b_1)} + \frac{\sum_{j=2}^n b_j X_{i,j,t}^*}{(1-b_1)} \tag{11}$$

본 논문에서는 식 (11)을 이용하여 최적자본구조를 계산한 후 최적자본구조에 영향을 미치는 유의적인 변수들을 실증적으로 검증한다.

4. 변수정의

Tradeoff leverage 검증을 위한 모형 설정 시 기업의 목표부채비율이 시간에 따라 변하는 현상을 내재시켜야 하고 목표레버리지와의 괴리(deviation)가 급격하게 상쇄될 필요가 없다는 것을 모형 내에 설정해야 한다. 이들 요구조건은 기업고유변수와 시장관련변수에 영향을 받는 목표부채비율로 부분(불완전)조정이 발생하는 모형을 이용할 경우 가능하다. 따라서 본 논문에서는 목표레버리지를 추정하기 위해 우선 레버리지에 대한 변수정의를 하고 부분조정모형에 내재되는 기업고유변수와 추가된 시장(또는 금융시장)관련 변수를 정의한다.

1) 레버리지의 정의

$$\text{장부레버리지} = \frac{D_{i,t}}{D_{i,t} + E_{i,t}}, \text{ 시장레버리지} = \frac{D_{i,t}}{D_{i,t} + S_{i,t} P_{i,t}}$$

여기서, $D_{i,t}$ = t시점 i기업 부채의 장부가치

$E_{i,t}$ = t시점 i기업 자기자본의 장부가치

$S_{i,t}$ = t시점 i기업의 보통주 발행주식수

$P_{i,t}$ = t시점 i기업의 주당가격

2) 기업고유변수와 시장관련변수 정의

최적목표부채비율을 모형화하기 위하여 기존 전통적인 자본구조이론에서 제시된 기

업고유변수와 추가된 시장관련변수를 정의한다.⁹⁾ 또한 최적목표부채비율에 대한 기대 효과는 부호(+ 또는 -)로 나타낸다.

● **기업고유변수**

수익성(+/-) = 총자산에 대한 영업이익(= 이자, 법인세 및 감가상각 차감전이익 (EBITD))의 비율.

유효세율(+/-) = 과세대상이익(법인세 차감전 이익)에 대한 법인세의 비율.

성장기회(+/-) = (총자산의 장부가치-자기자본의 장부가치 + 자기자본의 시장가치)/총자산의 장부가치비율.

자산의 유형성(+/-) = 유형자산/총자산의 비율.

기업규모(+/-) = ln(매출액).

유동성(-) = 유동자산/유동부채의 비율.

이익변동성(-) = 당기순이익을 1차 차분하여 표준편차를 구하고 이를 자산으로 나눈 비율.

재무곤경비용(-) = $\frac{[\sigma(EBIT_{i,t}) - E(EBIT_{i,t})] + \text{무형자산}}{\text{총자산}}$ 비율.

비부채성세금효과(+/-) = (영업이익-이자지급액-(세금/세율))/총자산의 비율.

잉여현금흐름(+/-) = (영업현금흐름-운전자본변화액-자본투자액)/총자산의 비율.

● **시장관련변수**

자기자본 프리미엄(+/-) = 개별기업 주가수익률 - 3년 만기 국채수익률.

이자율기간구조(-) = 6개월 시차를 가진 3년 만기 회사채수익률(AAA).

주가성과(-) = 기업회계기준 연간 주가수익률.

IV. 실증분석

1. 표본자료

본 연구는 증권거래소에 상장된 제조업을 표본으로 하였다. 한국신용정보(주)의 KIS-

9) Ross(1977), Myers(1984), Myers and Majluf(1984), Jensen(1986), Harris and Raviv(1991), Rajan and Zingales(1995), Hovakimian(2003), Hovakimian et al.(2001), Fama and French(2002) 등 참조.

FAS의 자료를 이용하였으며 금융회사, 관리대상종목 및 영업활동이 4년 미만인 기업들은 표본에서 제외시켰다. 표본기간은 1990~2003년이며 총표본에 포함된 기업 수는 407개이고 4,019개의 비균형패널(unbalanced panel) 관측치가 사용되었다. 또한 화폐단위로 나타나는 변수들은 1990년을 기준년도로 하여 소비자물가지수를 사용하여 표준화시켰다. 1990년에 235개 기업이 표본으로 선정되었으며 1996년 까지 증가하다가 외환위기 이후 점차 감소하였다.

표본에 포함된 횡수 별로 구분한 결과 4회에 포함된 기업은 20개이며 1990년부터 2003년의 14년 간 모든 기간에 포함된 기업은 122개로 가장 많으며 또한 7회 및 8회에 포함된 기업이 상대적으로 많았다. 산업집단간 효과가 존재할 수 있기 때문에 본 논문에서는 산업집단을 통제하였다. 증권거래소 산업분류를 기초로 24개 범주로 분류하였다. 가장 많은 범주에 속하는 산업은 화학제품제조업으로서 전체표본에서 15.97%이며 장비제조업으로 10.32%를 차지하고 있다.

재벌집단의 경우 1999년을 기준으로 공정거래위원회가 지정하는 방법을 사용하였다.¹⁰ 재벌집단에 포함된 기업의 수는 93개이며 관측 수는 919개이고 비율은 22.9%을 차지하고 있고 비재벌집단에 포함된 기업의 수는 314개로서 관측 수는 3,100개이고 비율은 77.1%를 차지하고 있다. 기업규모의 분류기준은 표본기간 동안 개별기업의 매출액 중앙값(median)을 기준으로 대규모기업집단에 속한 기업 수는 204개이며 관측 수는 1,979개이고(49.2%), 소규모기업집단에 속한 기업 수는 203개이며 관측 수는 2,040개(50.8%)이다.

2. 기초통계

우리나라 상장 제조기업들의 전체 기간 동안의 장부레버리지는 0.575이며 시장레버리지는 0.626이다. <표 1>에는 변수간의 Pearson 상관관계를 나타내고 있다. 첫째, 성장기회(MBR), 기업규모, 비부채성세금효과 등의 변수들과 정(+)의 관계가 존재하며, 유형자산, 수익성, 유동성, 자기자본프리미엄, 잉여현금흐름 등의 변수들과는 부(-)의 관계를 보이고 있다. 둘째, 유형자산, 기업규모, 이익변동성, 이자율기간구조, 비부채성세금효과 등의 변수들과는 1% 수준에서 유의적인 정(+)의 상관관계를 가지며, 수익성, 성장기회(MBR), 유동성, 자기자본프리미엄, 추가성과, 재무공경비용, 잉여현금흐름 등의 변수들과는 부(-)의 상관관계를 보이고 있다.

10) 공정거래위원회는 자산규모, 금융감독위원회는 금융기관 여신규모로 기업집단을 분류하기 때문에 재벌 및 비재벌집단 선정에서 약간의 차이가 존재한다.

<표 1> 변수간의 피어슨 상관관계

구 분	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
장부레버리지(1)	1.000														
시장레버리지(2)	0.698	1.000													
유형자산(3)	-0.035	0.095	1.000												
수익성(4)	-0.115	-0.230	-0.104	1.000											
유효세율(5)	-0.018	-0.003	-0.082	0.216	1.000										
MBR(6)	0.150	-0.467	-0.132	0.147	-0.022	1.000									
기업규모(7)	0.272	0.304	0.112	0.107	0.108	-0.039	1.000								
유동성(8)	-0.582	-0.533	-0.307	0.128	-0.012	-0.001	-0.291	1.000							
이익변동성(9)	-0.011	0.045	0.029	-0.020	-0.044	-0.047	0.033	-0.047	1.000						
시장프리미엄(10)	-0.100	-0.071	0.021	-0.041	0.026	0.040	0.029	0.020	0.042	1.000					
이자율(11)	-0.196	0.041	0.072	0.031	0.016	-0.212	0.016	0.043	0.010	0.203	1.000				
추가성과(12)	-0.015	-0.109	0.013	0.124	0.094	0.122	0.054	-0.010	-0.014	0.489	0.013	1.000			
재무곤경비용(13)	0.025	-0.033	-0.002	-0.194	-0.140	0.083	-0.109	-0.014	0.002	0.001	-0.005	-0.019	1.000		
현금흐름(14)	-0.310	-0.306	0.265	0.367	0.105	0.062	0.122	0.081	0.011	0.051	0.096	0.104	-0.095	1.000	
비부채성세금효과(15)	0.179	0.149	0.060	0.210	-0.066	0.013	0.058	-0.097	-0.019	-0.074	0.014	-0.086	-0.039	-0.038	1.000

<표 2> 재벌집단과 비재벌집단간의 차이 검증

변 수	t-검증	Wilcoxon검증	Median검증
장부가치레버리지	-15.34**	-15.57**	-13.57**
시장가치레버리지	-12.87**	-13.69*	-11.99**
유형자산	-8.78**	-9.31**	-10.94**
수익성	0.55	0.42	-0.12
유효세율	0.67	0.50	-0.95
MBR	-2.12*	-1.37	-0.05
기업규모	-45.96**	-33.75**	-26.64**
유동성	14.24**	20.41**	18.51**
이익변동성	-2.80*	-1.62	-1.19
재무곤경비용	0.91	0.39	-0.53
비부채성세금효과	-3.47**	-5.89**	-5.74**
잉여현금흐름	-0.45	-0.03	0.10

주) *, ** : 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

<표 2>에서는 하위표본에 따른 기업고유변수의 평균값 및 표본간의 차이검증을 제시하고 있다. 재벌-비재벌집단에서 장부가치 레버리지의 경우 재벌집단은 0.653(부채비율은 261%), 비재벌집단은 0.552(부채비율 221%)로서 재벌집단의 레버리지가 높다. 두 집단간 통계적으로 유의한 차이가 존재하는지를 알아보기 위해 t-검증, 비모수 검증방

법인 Wilcoxon검정 및 Median검증을 한 결과 장부레버리지, 시장레버리지, 기업규모, 유동성, 비부채성세금효과 변수들에는 차이를 보였지만(1% 및 5%의 t검증 및 두 비모수검증), 수익성, 유효세율, 재무곤경비용, 잉여현금흐름 변수들은 차이가 존재하지 않고 있으며 MBR변수는 t-검증에서 5% 수준에서 유의적인 차이가 존재하지만 두 비모수검증에서는 유의적으로 나타나지 않고 있다.¹¹⁾

<표 3>의 기업규모별 비교에서 대규모집단은 0.622(부채비율 249%), 소규모집단은 0.526(부채비율 210%)로서 대규모집단의 장부레버리지가 높으며 두 집단간의 통계적으로 유의한 차이가 존재하는지를 검증한 결과 장부 및 시장레버리지, 유형자산, 유효세율, 기업규모, 유동성 등의 변수에서는 1% 및 5% 유의수준에서 차이를 보이고 있지만 수익성, 이익변동성, 재무곤경비용(Wilcoxon검증의 경우 1% 수준에서 유의적), 비부채성세금효과, 잉여현금흐름(Median 검증의 경우 1% 수준에서 유의적)에서는 두 집단간 차이를 보이지 않고 있다. MBR의 경우 t-검증에서는 1% 수준에서 유의적이지만 두 비모수검증에서는 유의적인 차이를 보이지 않고 있다.

<표 3> 대규모집단과 소규모집단간의 차이 검증

변 수	t-검증	Wilcoxon 검증	Median 검증
장부가치레버리지	-17.47*	-17.84*	-15.85*
시장가치레버리지	-18.70*	-18.98*	-16.29*
유형자산	-6.63*	-6.72*	-7.84*
수익성	0.74	0.19	0.11
유효세율	-6.84*	-8.28*	-9.98*
MBR	2.10**	1.84	0.29
기업규모	-63.89*	-49.76*	-48.41*
유동성	16.58*	19.81*	17.71*
이익변동성	-0.57	-1.69	-0.59
재무곤경비용	1.85	2.18**	1.21
비부채성세금효과	-0.66	-1.63	-1.68
잉여현금흐름	-1.77	-1.62	-2.28**

주) *, **: 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

기간에 따른 레버리지비율을 비교하기 위하여 외환위기 이전(1990~1997), 외환위기 이후(1998~2003)로 나누어 비교한 결과는 <표 4>에서 제시하고 있다.

11) 이러한 결과는 왜도현상이 존재하기 때문에 정규분포에서 벗어난 꼬리부분이 두터운 형태로 인하여 정규분포를 가정한 t-검증결과와 비모수검증결과가 다르다.

<표 4> 기간 및 표본간의 레버리지 비교

기 간	레버리지종류	측정단위	전체	재벌	비재벌	대규모	소규모
1990~1997년	장부	평 균	0.640	0.723	0.616	0.692	0.586
		중앙값	0.661	0.736	0.633	0.712	0.598
	시장	평 균	0.627	0.716	0.601	0.689	0.563
		중앙값	0.652	0.744	0.620	0.710	0.572
1998~2003년	장부	평 균	0.490	0.566	0.467	0.532	0.447
		중앙값	0.491	0.590	0.469	0.556	0.450
	시장	평 균	0.624	0.679	0.608	0.673	0.574
		중앙값	0.657	0.754	0.635	0.739	0.604

장부레버리지의 경우 외환위기 이전에는 전체평균은 0.640(부채비율 256%)인데 재벌 집단(0.723, 부채비율 289%)이 전체평균보다 높을 뿐만 아니라 비재벌집단(0.616, 부채비율 246%)보다도 상대적으로 높으며 이러한 현상은 외환위기 이후에도 계속적으로 발생하고 있다. 또한 대규모집단(0.692, 부채비율 277%)도 전체평균보다 높을 뿐만 아니라 소규모집단(0.586, 부채비율 234%)에 비하여 부채비율이 높으며 이러한 현상은 외환위기 이후에도 높게 나타나고 있다.

그러나 외환위기 전후에 따라 장부레버리지의 변동은 상당히 흥미로운 결과를 제시하고 있다. 즉 장부레버리지의 경우 첫째, 전체표본에서 이전에는 0.640(282%), 이후에는 0.490(196%)으로 23.42%가 부채(장부)비율이 감소하였다. 둘째, 재벌집단에서 이전 0.723(289%), 이후 0.566(226%)로 21.72% 부채(장부)비율이 감소하였고 비재벌집단에서 이전 0.616(246%), 이후 0.467 (187%)로 24.19% 감소하였다. 셋째, 대규모집단에서 이전 0.692(277%), 이후 0.532(213%)로 23.12% 부채(장부)비율이 감소하였으며 소규모 집단에서는 이전 0.586(234%), 이후 0.447(179%)로 23.72% 부채(장부)비율이 감소하였다. 이러한 결과는 외환위기 이후 정부의 강제적인 부채조정에 따라 재벌집단보다는 비재벌집단, 대규모집단보다는 소규모집단에 보다 더 많은 영향을 주었음을 알 수 있는데 정부의 재벌 및 대규모집단의 자본구조를 개선시키려는 재무정책에 문제가 있었음을 알 수 있다.¹²⁾ 그러나 전반적으로 외환위기 후에는 우리나라 기업들이 부채를 덜 사용하려는 경향을 강하게 보이고 있다.

12) 이것은 재벌들의 순환출자가 내재되어 있는 결과이므로 순환출자 효과를 통제할 경우 실질적인 레버리지 변동은 이보다 더 적을 것이다.

3. 실증결과 해석¹³⁾

1) 조정속도 추정

조정속도를 추정하기 위하여 부분조정모형을 사용하였다. 조정속도의 결과는 <표 5>에 제시되어 있으며 추정결과는 모형간 및 표본간에 비교하여 설명한다.¹⁴⁾

<표 5> 부분조정모형을 이용한 부채조정속도 추정 결과(전체표본)

구 분	장부레버리지		시장레버리지	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
전기 레버리지	0.819**	0.691**	0.582**	0.478**
유형자산	-0.060**	-0.058	-0.063	-0.038
수익성	-0.296**	-0.451**	-0.432**	-0.419**
유효세율	-0.007	-0.025	-0.026	-0.021
MBR	-0.009	-0.015	-0.134**	-0.177**
기업규모	0.003*	0.018**	0.018**	0.026**
유동성	-0.018*	-0.027**	-0.039**	-0.044**
이익변동성	-0.002	-0.003	-0.005	-0.003
채무근경비용	0.003	0.032	0.010	0.015
비부채성세금효과	0.579**	0.575**	0.476**	0.226**
잉여현금흐름	0.002	0.042	-0.122*	-0.024
자기자본프리미엄	-0.037**		-0.059**	
이자율기간구조	0.013**		0.022**	
주가성과	-0.033**		0.020	
상수	0.123**	-0.116	0.113	0.007
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
Wald (joint) 검증	1117.00**	1687.00**	2712.00**	1338.00**
Wald (dummy) 검증	195.20**	363.80**	784.30**	776.40**
AR(1)-N(0, 1) 검증	-9.68**	-9.67**	-9.65**	-9.69**
AR(2)-N(0, 1) 검증	0.61	0.76	1.93	1.83
Sargan 검증	384.10	388.40	390.30	342.70
R ²	0.11	0.13	0.16	0.18

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

13) 본 실증분석에서는 외환위기 전후를 나누지 않고 집단간 분석에 초점을 맞춘다. 그러나 외환위기는 시계열의 큰 변동을 가져왔기 때문에 본 연구에서는 연도더미를 사용하여 통계를 하였다. 그리고 실증결과는 지면관계상 하부 표본에 대한 결과는 제시하지 않지만 결과에 대한 해석은 모두 제시된다.

14) 본 실증연구결과 시차레버리지가 추가된 AR(1)모형에서 모든 모형간 및 집단간 회귀계수가 매우 높은 유의적($p < 0.0001$)인 계수로 나타나고 있기 때문에 기존 실증연구의 관측된 부채비율이 최적(목표)부채비율이라는 가설을 기각하고 있으므로 시차종속변수가 매우 중요한 변수라는 것을 알 수 있다.

(1) 전체표본의 결과

<표 5>에서 전체표본의 부채조정속도 결과 레버리지 변동에 영향을 미치는 전기레버리지(장부 및 시장) 계수는 기업고유변수와 시장관련변수가 고려된 모형에서 1% 수준의 매우 유의적인 정(+)의 값을 가지며 이들 계수 값들이 0과 1사이 존재하기 때문에 우리나라 기업들은 최적자본구조를 가지고 있다.

조정속도 추정¹⁵⁾의 경우 모형간 비교에서 모형 I은 0.181(= 1-0.819), 모형 II는 0.309(= 1-0.691)로 시장관련변수를 고려한 경우에 조정속도가 12.8% 느리게 나타나고 있다.¹⁶⁾ 이러한 결과는 우리나라 기업자본조달 시장이 은행중심 금융시스템이기 때문에 상대적으로 자본시장(주식 및 채권시장)이 우리나라 기업들의 자본조달 의사결정에 제 기능을 하지 못하고 있다고 해석할 수 있다.

또한 우리나라 기업들은 1년 이내에 현재와 최적목표레버리지간의 차이에 대하여 18.1%(모형 I), 30.9%(모형 II)정도 줄이고 있으며 이러한 차이를 상쇄시키는데 소요되는 시간은 대략 5년(모형 I) 및 3~4년(모형 II)정도 소요된다는 것을 알 수 있다. 따라서 이러한 조정속도가 느린 것은 기타 고려사항 즉 조달순서 및 시장적기 등이 최적목표레버리지에서 벗어나 있는 비용보다 높다는 가설과 일치하고 있다(Flannery and Rangan, 2006).

(2) 재벌-비재벌집단간 비교

부분조정모형을 이용하여 재벌-비재벌집단의 부채조정속도 추정결과는 <표 6>과 <표 7>에 나와 있다. 재벌-비재벌집단간의 부채조정속도 비교의 경우 두 모형에서 전기레버리지의 계수는 1% 수준에서 매우 유의적으로 정(+)의 값을 가지며 0과 1사이 존재하기 때문에 추정된 계수도 안정적이며 최적자본구조가 존재한다는 것을 알 수 있다.

첫째, 조정속도 추정에서 재벌집단의 경우 모형 I은 0.248(= 1-0.752), 모형 II는 0.236(=1-0.764)로 시장관련변수가 고려된 조정속도가 기업고유변수만 고려된 조정속도보다 약간(1.2%) 빠르는데 이는 전체표본결과와 상반된 결과를 제시하고 있다.¹⁷⁾ 비재벌집단의 경우 모형 I은 0.277(= 1-0.723), 모형 II는 0.331로 시장관련변수가 고려된 조정속도

15) 시장레버리지의 경우 모형 1은 0.418(=1-0.582), 모형 2는 0.522(= 1-0.478)로 모형 2의 조정속도가 빠르다.

16) Kim et al.(2005) 연구에서 우리나라 기업들을 대상으로 1985부터 2002년간의 자료를 이용하여 조정속도를 추정한 결과는 0.171(전체평균)이며 외환위기 전에는 0.18, 이후에는 0.149로 1997년 이후 부채발행을 통한 자본조달이 매우 어려웠고 비용이 많이 소요되었다는 것을 제시하고 있다. 이들 연구에서 시장레버리지의 조정속도는 추정되지 않았다.

17) 시장레버리지에서도 모형 I은 0.390(= 1-0.610), 모형 II는 0.339 (= 1-0.661)로 시장변수가 고려된 모형이 5.1% 정도 부채조정속도가 빠르다.

가 5.4% 정도 낮다.¹⁸⁾ 따라서 재벌집단보다 비재벌집단에서 자본시장이 자본구조조정에 제 역할을 하지 못하고 있다.

<표 6> 부분조정모형의 부채조정속도 추정 결과(재벌-비재벌집단 : 장부)

구 분	재벌집단		비재벌집단	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
전기 레버리지	0.752**	0.764**	0.723**	0.669**
유형자산	-0.044	-0.096	-0.098**	-0.120**
수익성	-0.487**	-0.548*	-0.493**	-0.480**
유효세율	0.005	-0.010	0.002	-0.010
MBR	-0.017	0.008	0.002	-0.013
기업규모	0.013	0.019	0.017**	0.019**
유동성	-0.02**	-0.019	-0.031**	-0.033**
이익변동성	0.005	0.000	-0.002	-0.004
재무근경비용	0.203	0.295	0.034	0.023
비부채성세금효과	0.693**	0.709**	0.566**	0.511**
잉여현금흐름	0.017	0.038	-0.027	0.051
자기자본프리미엄	-0.048**		-0.035**	
이자율기간구조	0.005		0.008	
주가성과	0.001		-0.011	
상수	-0.078	-0.235	-0.121	-0.092
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
Wald(joint) 검증	386.80**	193.50**	2758.00**	1210.00**
Wald(dummy) 검증	54.85**	138.30**	132.40**	229.70**
AR(1)-N(0, 1) 검증	-4.68**	-4.40**	-8.20**	-8.51**
AR(2)-N(0, 1) 검증	-0.28	-0.96	-0.33	1.08
Sargan 검증	79.25	76.25	285.50	293.70
R ²	0.12	0.14	0.12	0.13

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

둘째, 재벌-비재벌집단간 비교 시 시장변수가 고려된 모형 I의 경우 비재벌집단이 재벌집단의 조정속도 보다 2.9% 빠르다.¹⁹⁾ 기업 고유변수만 고려된 모형 II의 경우도 비

18) 시장레버리지에서도 모형 I은 0.443(= 1-0.557), 모형 II는 0.501(= 1-0.499)로 시장관련변수가 추가되었을 때 11.4% 정도 부채조정속도가 낮게 나타나고 있다.

19) 모형 I의 시장레버리지에서도 비재벌집단이 재벌집단 보다 조정속도가 16.7% 빠르다.

슷한 결과를 제시하고 있는데 비재벌집단이 재벌집단의 조정속도 보다 9.5% 빠르다.²⁰⁾ 이러한 원인은 우리나라의 비재벌집단이 재벌집단보다 재무구조변경의 의사결정이 신속하게 이루어지기 때문으로 해석될 수 있다.²¹⁾

<표 7> 부분조정모형의 부채조정속도 추정 결과(재벌-비재벌집단 : 시장)

구 분	재벌집단		비재벌집단	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
전기 레버리지	0.610**	0.661**	0.557**	0.499**
유형자산	0.006	-0.019	-0.061	-0.037
수익성	-0.563*	-0.174	-0.458**	-0.513**
유효세율	0.033	-0.045	0.004	0.006
MBR	-0.113**	-0.143**	-0.123**	-0.119**
기업규모	0.002	0.019	0.025**	0.037**
유동성	-0.032*	-0.031**	-0.042**	-0.044**
이익변동성	-0.003	-0.009	-0.002	0.000
재무곤경비용	0.074	0.061	0.038	0.009
비부채성세금효과	0.458	-0.015	0.507**	0.389**
잉여현금흐름	-0.061	-0.113	-0.096	-0.074
자기자본프리미엄	-0.065**		-0.056**	
이자율기간구조	0.026*		0.019**	
추가성과	-0.026		0.027	
상수	0.431	-0.007	-0.063	-0.305
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
Wald(joint) 검증	513.50**	208.20**	1620.00**	989.40**
Wald(dummy) 검증	177.00**	220.10**	491.50**	426.80**
AR(1)-N(0, 1) 검증	-5.16**	-5.12**	-8.36**	-8.64**
AR(2)-N(0, 1) 검증	0.46	1.07	1.91	1.73
Sargan 검증	74.16	79.11	296.70	294.70
R ²	0.14	0.15	0.17	0.19

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

20) 모형 II의 시장레버리지에서도 비재벌집단이 재벌집단 보다 조정속도가 16.2% 빠르다.

21) Kim et al.(2005)은 기업고유변수 및 시간더미 변수를 고려한 경우 재벌집단(0.202)이 비재벌집단(0.163) 보다 조정속도가 높다는 것을 제시하여 본 연구와 상반된 결과를 보여주고 있다. 재벌집단의 조정속도가 빠른 이유는 재벌집단 기업간 회사대출보증 및 상호투자의 결과로 해석하고 있다. 이러한 상반된 결과의 원인은 아마도 추정모형 및 추정 방법론의 차이로 해석되며 조정속도에 대한 설명변수의 차이에서도 기인된다.

이러한 결과는 또한 <표 5>에서 나타난 것과 일치하고 있으며 외환위기 전후 재벌 및 비재벌집단의 레버리지 변동을 보면 알 수 있다.

따라서 우리나라 재벌집단은 1년 이내에 현재와 최적목표레버리간 차이에 대하여 24.8%(모형 I), 23.6%(모형 II)정도 간격을 줄이고 있으며 최적목표레버리지를 달성하는데 소요되는 시간은 대략 4년 정도 소요된다는 것을 알 수 있고 비재벌집단은 1년 이내에 현재와 최적목표레버리자간 차이에 대하여 27.7%(모형 I), 33.1%(모형 II)정도 간격을 줄이고 있으며 최적목표레버리지로 도달하는데 소요되는 시간은 평균적으로 3~4년 정도 소요된다는 것을 알 수 있으므로 비재벌집단의 자본구조조정이 보다 더 신속하게 이루어지고 있음을 알 수 있다.

<표 8> 부분조정모형의 부채조정속도 추정 결과(대기업-소기업집단 : 장부)

구 분	대기업집단		소기업집단	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
전기 레버리지	0.763**	0.755**	0.637**	0.601**
유형자산	-0.064	-0.065*	-0.077	-0.046
수익성	-0.360**	-0.588**	-0.495**	-0.388**
유효세율	-0.016	-0.008	0.003	-0.016
MBR	-0.022	-0.009	0.001	-0.008
기업규모	0.005	0.010*	0.017	0.022
유동성	-0.028**	-0.027**	-0.036**	-0.036**
이익변동성	-0.007	-0.008*	0.002	-0.001
재무건경비용	0.051	0.108	-0.005	-0.034
비부채성세금효과	0.499**	0.699**	0.493**	0.370**
잉여현금흐름	-0.048	0.031	0.012	0.050
자기자본프리미엄	-0.044**		-0.045**	
이자율기간구조	0.014**		0.012	
추가성과	-0.011		0.006	
상수	0.141	0.053	-0.064	-0.143
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
Wald(joint) 검증	1924.00**	898.10**	954.60**	630.10**
Wald(dummy) 검증	112.50**	223.60**	81.11**	131.70**
AR(1)-N(0, 1) 검증	-6.57**	-6.81**	-6.52**	-6.95**
AR(2)-N(0, 1) 검증	0.13	0.31	-0.83	0.89
Sargan 검증	186.70	180.50	185.50	182.80
R ²	0.10	0.11	0.14	0.16

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

(3) 대기업-소기업집단간 비교

부분조정모형을 이용하여 대기업-소기업집단의 부채조정속도 추정결과는 <표 8>과 <표 9>에 나와 있다. <표 8>에는 장부레버리지의 실증결과가, 그리고 <표 9>에는 시장레버리지의 결과가 나와 있다. 대기업-소기업집단의 부채조정속도 추정결과의 경우 두 모형에서 전기레버리지의 계수는 1% 수준에서 매우 유의적이며 정(+)의 값을 가지며 0과 1사이에 존재하기 때문에 최적자본구조가 존재하며 안정적인 형태를 가진다.

<표 9> 부분조정모형의 부채조정속도 추정 결과(대기업-소기업집단 : 시장)

구 분	대기업집단		소기업집단	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
전기 레버리지	0.588**	0.591**	0.508**	0.445**
유형자산	-0.127*	-0.098**	-0.028	0.044
수익성	-0.458*	-0.440**	-0.382**	-0.354**
유효세율	-0.019	-0.053	-0.020	-0.047
MBR	-0.182**	-0.170**	-0.113**	-0.122**
기업규모	0.010	0.015*	0.029*	0.034*
유동성	-0.041**	-0.039**	-0.045**	-0.051**
이익변동성	-0.012	-0.012*	0.009	0.004
재무곤경비용	0.066	0.111	0.000	0.035
비부채성세금효과	0.528**	0.407*	0.411**	0.160
잉여현금흐름	-0.114*	-0.111**	-0.026	0.012
자기자본프리미엄	-0.059**		-0.056*	
이자율기간구조	0.029**		0.018	
추가성과	-0.003		0.013	
상수	0.372*	0.241	-0.129	-0.216
산업더미	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함
Wald(joint) 검증	1131.00**	671.10**	870.60**	532.30**
Wald(dummy) 검증	430.10**	439.20**	243.80**	189.10**
AR(1)-N(0, 1) 검증	-5.89**	-6.95**	-7.36**	-6.81**
AR(2)-N(0, 1) 검증	0.99	1.89	0.88	1.06
Sargan 검증	179.30	184.00	181.60	181.80
R ²	0.15	0.15	0.19	0.22

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

첫째, 모형간 비교 시 조정속도 추정에서 대규모집단의 모형 I은 $0.237(= 1-0.763)$, 모형 II는 $0.245(= 1-0.755)$ 로 시장관련변수가 추가된 모형보다 기업고유변수만 고려된 모형의 조정속도가 0.8%만큼 약간 빠르지만 거의 비슷하다.²²⁾ 따라서 이러한 결과는 자본시장이 우리나라 대기업을 자본구조 조정에 많은 영향을 주고 있지 않음을 알 수 있다. 소규모집단의 모형 I은 $0.363(= 1-0.637)$, 모형 II는 $0.399(= 1-0.601)$ 로 시장이 고려된 모형에서 보다 더 부채조정속도가 3.6% 낮았는데²³⁾ 따라서 소규모기업에도 자본시장이 충분한 자본조정 역할을 하지 못하고 있음을 알 수 있다.

둘째, 대규모-소규모집단 비교 시 시장변수가 고려된 모형 I의 경우 소규모집단이 대규모집단의 조정속도 보다 12.6% 빠르다.²⁴⁾ 기업고유변수만 고려된 모형 II의 경우에도 소규모집단이 대규모집단의 조정속도 보다 15.4% 빠르게 나타나고 있다.²⁵⁾ 이러한 결과는 소규모기업들의 자본조달의사결정의 신속성과 대외환경변화에 보다 더 대기업보다 능동적으로 대처할 수 있는 유연성을 가지고 있으므로 재무구조변경의 의사결정이 신속하게 이루어지기 때문으로 해석될 수 있고 <표 4>에서 제시한 결과와 일치하고 있다.

따라서 우리나라 대기업집단은 1년 이내에 현재와 최적목표레버리간 차이에 대하여 23.7%(모형 I), 24.5%(모형 II)정도 간격을 줄이고 있으며 최적목표레버리지를 달성하는데 소요되는 시간은 대략 4년 정도 소요된다. 소규모집단은 1년 이내에 현재와 최적목표레버리기간 차이에 대하여 36.3%(모형 I), 39.9%(모형 II)정도 간격을 줄이고 있으며 최적목표레버리지로 도달하는데 소요되는 시간은 대략 2년 6개월 정도 소요된다. 우리나라의 경우 대규모집단보다 소규모집단이 자본조정을 빨리한다는 것을 알 수 있다.²⁶⁾

(4) SM의 실증결과

<표 10>은 SM의 결과를 제시하고 있는데 조정속도를 나타내는 회귀계수 b_{TA} 는 표본간 및 모형 간 모두 1% 수준에서 매우 유의적이다. 첫째, 장부레버리지의 경우 전체

22) 시장레버리지에서도 모형 I은 $0.412(= 1-0.588)$, 모형 2는 $0.409(= 1-0.591)$ 로 조정속도가 거의 같다.

23) 시장레버리지에서도 모형 I에서 $0.492(= 1-0.508)$, 모형 2에서 $0.555(= 1-0.445)$ 로 여기서도 시장이 고려된 모형의 부채조정속도가 6.3% 정도 낮게 나타나고 있다.

24) 시장레버리지에서도 소규모집단이 대규모집단의 조정속도 보다 8% 빠르다.

25) 시장레버리지에서도 소규모집단이 대규모집단의 조정속도 보다 4.6% 빠르다.

26) Rajbehandary(1997)는 소규모 인도기업들을 대상으로 조정속도를 추정한 결과 소규모기업들의 부채조정속도가 매우 빠르다는 것을 제시하였으며 이러한 결과는 소규모기업에서는 조정비용이 무시할 만한 정도로 작기 때문으로 분석하고 있다. Banerjee et al.(1999) 등의 미국 및 영국 기업들의 조정속도 연구에서 조정속도는 기업규모와 부의 관계가 존재함을 실증적으로 제시하였다.

표본기업에서 부분조정모형의 조정속도는 0.1808(모형 I), 0.3089(모형 II)이고 SM모형의 조정속도는 0.195(모형 I), 0.223(모형 II)로서 모형 I에서는 SM모형의 조정속도가 약간 높지만 모형 II에서는 부분조정모형의 조정속도가 약 8% 정도 높게 나타나고 있다. 재벌-비재벌집단 및 대규모-소규모집단에서도 대체적으로 부분조정모형의 조정속도가 SM모형의 조정속도보다 높게 나타나고 있는데 아마도 이러한 결과는 SM모형에서 최적레버리지 추정 시 과거 레버리지 평균을 사용함으로써 발생된 차이로 해석될 수 있다. SM모형의 결과에서 재벌집단의 경우 시장변수가 고려된 조정속도가 약간 빠르지만 비재벌집단의 경우는 시장변수가 고려된 조정속도가 상대적으로 느리게 나타나고 있고 이러한 결과는 대규모기업집단과 소규모기업집단 간의 조정속도 비교에서도 같은 결과를 제시하고 있으며 부분조정모형을 이용하여 추정된 재벌-비재벌 및 소규모기업집단의 조정속도와 일치하는 결과를 제시하지만 대기업집단과는 다른 결과를 제시하고 있다.

<표 10> SM모형을 이용한 부채조정속도 추정결과

구 분	전체표본	재벌-비재벌집단		대기업-소기업집단		
		재벌	비재벌	대기업	소기업	
장부	모형 I 상수(a)	-0.010*	-0.038	-0.061	-0.080**	-0.029
	계수(b_{TA})	0.195*	0.204*	0.239*	0.229*	0.232*
	R^2	0.256	0.394	0.231	0.320	0.220
	모형 II 상수(a)	-0.070	-0.041	-0.061	-0.077*	-0.028
	계수(b_{TA})	0.223*	0.203*	0.250*	0.226*	0.238*
	R^2	0.255	0.401	0.231	0.319	0.224
시장	모형 I 상수(a)	-0.125*	-0.123*	-0.118**	-0.135*	0.025
	계수(b_{TA})	0.399*	0.304*	0.403*	0.341*	0.460*
	R^2	0.456	0.526	0.454	0.501	0.444
	모형 II 상수(a)	-0.125**	-0.121*	-0.117**	-0.137*	0.029
	계수(b_{TA})	0.511*	0.293*	0.393*	0.321*	0.460*
	R^2	0.452	0.521	0.450	0.491	0.444

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

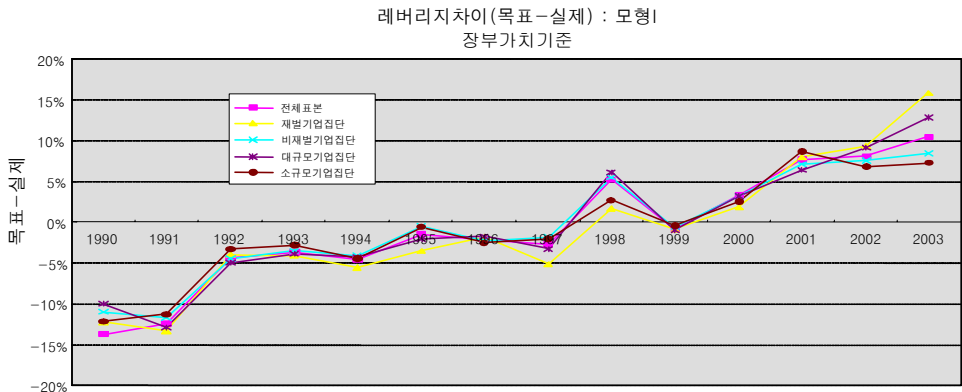
둘째, 시장레버리지의 경우 전체표본기업에서 부분조정모형의 조정속도는 0.408(모형 I), 0.522(모형 II)이고 SM모형의 조정속도는 0.399(모형 I), 0.511(모형 II)로서 부분조정모형에서 추정된 조정속도가 약간 높게 나타나고 있지만 거의 비슷한 결과를 제시하

고 있다. 특히 SM모형에서 장부레버리지와 달리 시장변수가 고려된 모형 I에서 시장변수가 고려되지 않은 모형 II보다 재벌, 비재벌, 대규모, 소규모 기업집단 표본에서 조속도가 상대적으로 빠르다는 것을 알 수 있다

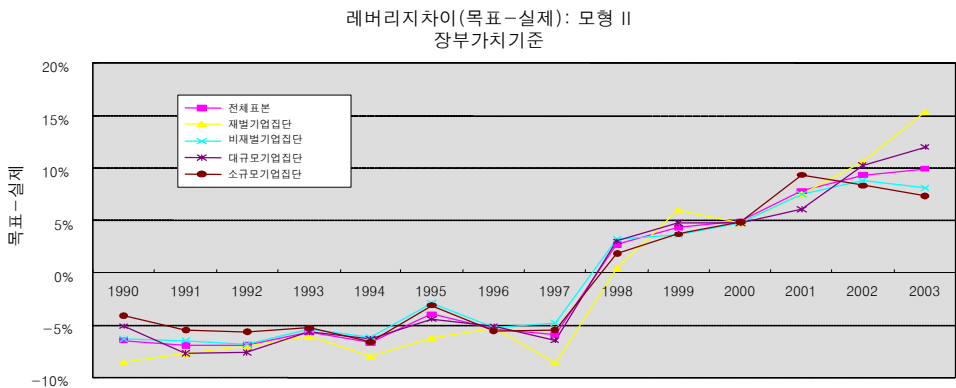
2) 시간에 따른 최적자본구조 추세

우리나라 기업들의 시간에 따른 최적자본구조의 형태를 파악함으로써 시간에 따라 어느 정도 최적부채비율 이상 또는 이하로 사용하고 있는지 추세에 따라 비교 분석한다. 식 (11)을 이용하여 최적자본구조를 계산하고 우리나라 기업들이 시간에 따라 목표부채비율에서 어느 정도 불균형(이상 및 이하) 상태에 있는지를 파악한다.

[그림 1] 장부가치레버리지의 차이(모형 I)



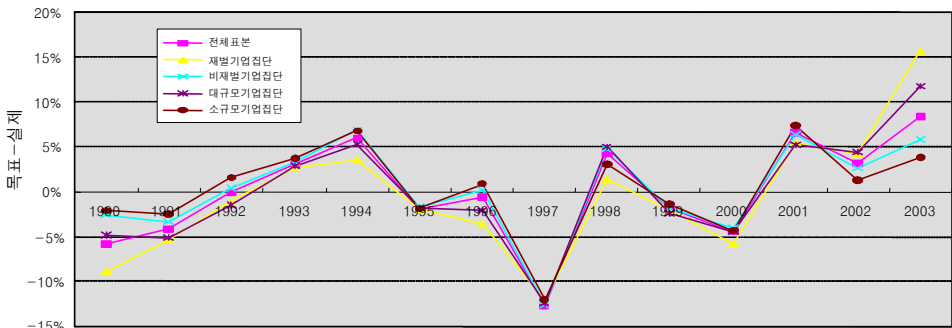
[그림 2] 장부가치레버리지의 차이(모형 II)



첫째, 장부레버리지의 경우 [그림 1] 및 [그림 2]에서 목표와 실제레버리지간의 차이를 표본 별로 나타내고 있는데 0을 기준으로 부의 값은 over-leverage를 의미하고 정의 값은 under-leverage를 의미한다. 모형과 관계없이 1997년 이전에는 우리나라 기업들이 모든 표본에서 over-leverage 상태에 있으며 표본 중에서 채별집단이 가장 높은 over-leverage 형태를 보이고 있고 비채별 및 소규모집단이 over-leverage 정도가 낮게 나타나고 있는데 외환위기 1년 전(1996~1997년) 채별집단의 over-leverage 정도가 매우 높음을 알 수 있다.

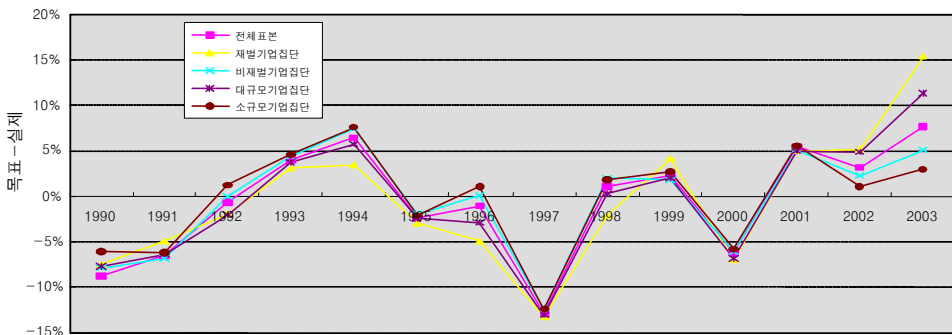
[그림 3] 시장가치레버리지의 차이(모형 I)

레버리지차이(목표-실제) : 모형 I
시장가치기준



[그림 4] 시장가치레버리지의 차이(모형 II)

레버리지차이(목표-실제) : 모형 II
시장가치기준



둘째, 시장레버리지의 경우 [그림 3], [그림 4]에서도 모형과 관계없이 장부레버리지

와는 달리 목표와 실제레버리지 차이가 일정한 형태를 보이고 있지는 않지만 외환위기 1년 전(1996~1997년)을 보면 전체적으로 우리나라 기업들이 높은 over-leverage 상태(최적부채비율보다 과도하게 부채를 사용)며 최근까지 대체적으로 특히 재벌집단 및 대규모집단들이 높은 under-leverage 상태에 있다.

하부기간에 따른 표본을 보면 <표 11>의 최적/실제비율에서 모형 및 레버리지 종류와 관계없이 전체기간에는 1과 비슷한 값을 가지고 있지만 외환위기 이전에는 비율이 1보다 작기 때문에 상대적으로 수용 가능한 부채수준 이상으로 우리나라 기업들이 부채를 사용하고 있으며 외환위기 이후에는 1보다 크므로 최적 부채수준 이하로 부채를 적게 사용하고 있다. 재벌-비재벌집단간 및 대규모-소규모집단 간 비교 시에도 외환위기 이전에는 over-leverage되어 있지만 외환위기 이후 under-leverage상태의 결과를 제시하고 있는데 여기서 재벌집단이 비재벌집단보다 외환위기 이전에는 over-leverage되어 있지만 외환위기 이후에는 역전되어 재벌집단이 오히려 비재벌집단보다 보다 더 많이 under-leverage되어 있고 대규모-소규모집단의 경우도 동일한 결과를 제시하고 있다.

<표 11> L^*/L 비율

기 간	레버리지	모형	전체 표본	재벌 여부		기업규모	
				재벌	비재벌	대기업	소기업
1990~2003년	장부	I	1.0123	1.0116	1.0052	1.0052	0.9999
		II	1.0168	1.0149	1.0068	1.0085	1.0100
	시장	I	1.0157	1.0154	1.0108	1.0067	1.0113
		II	0.9978	1.0079	0.9992	0.9994	1.0030
1990~1997년	장부	I	0.9121	0.9045	0.9210	0.9068	0.9168
		II	0.9066	0.9009	0.9108	0.9039	0.9127
	시장	I	0.9757	0.9586	0.9888	0.9711	0.9974
		II	0.9661	0.9551	0.9753	0.9624	0.9851
1998~2003년	장부	I	1.1226	1.1352	1.1176	1.1202	1.1106
		II	1.1404	1.1436	1.1347	1.1398	1.1358
	시장	I	1.0456	1.0562	1.0402	1.0542	1.0298
		II	1.0401	1.0619	1.0312	1.0488	1.0269

<표 11>의 under-leverage 및 over-leverage에 대한 변동(L^*/L 의 변화율)의 결과는 다음과 같다. 첫째, 전체적(평균적)으로 장부레버리지에서 23.08%(모형 I), 25.79%(모형

II)의 변동을 보이고 있으며 시장레버리지에서는 7.16%(모형 I), 7.66%(모형 II)만큼 under-leverage에서 over-leverage로의 변동 정도를 알 수 있다.

둘째, 재벌-비재벌집단간 비교 시 장부레버리지에서 재벌집단의 경우 20.87%(모형 I), 26.94%(모형 II)의 변동을 보이고 있으며 비재벌집단의 경우 21.35%(모형 I), 24.58%(모형 II)로 모형 I에서 비재벌집단이 0.48% 만큼 보다 더 약간 많은 변동을 보이고 있지만, 모형 II에서는 재벌집단이 비재벌집단보다 2.36% 만큼 매우 많은 변동이 나타났다. 시장레버리지에서는 재벌집단의 경우 10.18%(모형 I), 11.18%(모형 II)의 변동을 보이고 있으며 비재벌집단의 경우 5.20%(모형 I), 5.82%(모형 II)의 변동을 보이고 있는데 모형 I에서 4.98%, 모형 II에서 5.36% 만큼 재벌집단이 비재벌집단보다 더 많이 over-leverage에서 under-leverage로의 변동이 발생하였다. 이러한 결과에서 일반적으로 외환위기 전후 재벌집단의 변동(over-leverage에서 under-leverage로의 변화율)이 비재벌집단의 변동보다 보다 많이 발생하였음을 알 수 있다.

셋째, 대규모-소규모집단간 비교 시 장부레버리지 기준에서 대규모집단의 경우 23.53%(모형 I), 26.10%(모형 II)의 변동을 보이고 있으며 소규모집단의 경우 21.14%(모형 I), 24.44%(모형 II)의 변동을 보여 대규모집단이(소규모기업집단보다) 모형 I에서 2.39%, 모형 II에서 1.66% 만큼 보다 더 많이 over-leverage에서 under-leverage로의 변동이 나타났다. 시장레버리지 기준에서는 대규모집단의 경우 8.56%(모형 I), 8.98%(모형 II)의 변동을 보이고 있고, 소규모집단의 경우 3.25%(모형 I), 4.23%(모형 II)의 변동을 보이고 있는데 대규모집단이 소규모집단보다 모형 I에서는 5.31%, 모형 II에서는 4.75% 만큼 보다 더 많은 over-leverage에서 under-leverage로의 변동이 발생하였다.

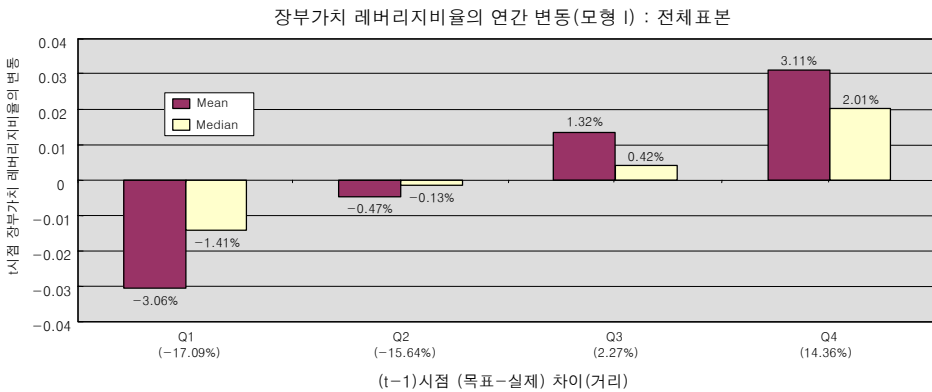
1998년 이후 전체적으로 모든 기업들이 under-leverage 상태를 보이고 있는데 아마도 이것은 우리나라 정부의 강제적인 재무구조 개선에 따른 부채비율 축소 및 외환위기 충격으로 인한 것으로 해석될 수 있다. 추가적으로 외환위기 이후 목표와 실제레버리지간의 괴리 추세를 보면 우리나라 기업들은 under-leverage 형태를 보이고 있는데 특히 재벌집단 및 대규모집단들의 under-leverage 정도가 심하게 높게 나타나고 있으며 이러한 사실에 기초로 비재벌, 소규모집단보다 재벌 및 대규모집단이 외환위기 이후 부채를 상대적으로 덜 사용하고 있다.

결론적으로 외환위기를 거치면서 우리나라 기업들이 부채를 과소하게 사용함으로써 최적으로 부채를 사용할 수 있는 수준까지 부채를 사용하지 않고 있기 때문에 성장 잠재력이 떨어질 위험이 존재할 수 있으므로 성장을 위하여 정부의 과감한 투자유인전략이 필요할 것이다.

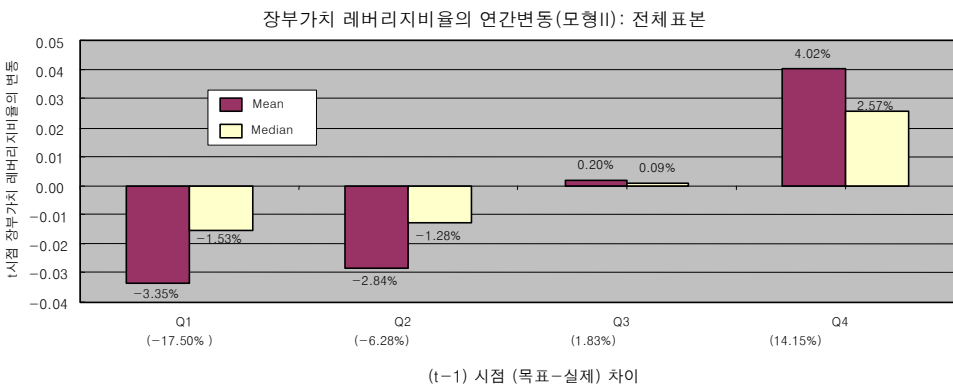
3) 자본구조의 평균회귀 현상²⁷⁾

앞에서 최적목표레버리지를 추정하였다면 목표와 실제간의 괴리로 인하여 실제 기업들이 조정을 하고 있는지를 연구할 필요가 있다. 여기서는 전체표본만을 대상으로 평균회귀현상이 존재하는지 파악한다. [그림 5], [그림 6]의 장부가치 레버리지비율의 연간변동(모형 I, 모형 II)을 보면 경영자의 재무의사결정은 기업이 계산된(추정된) 최적목표레버리지비율에서 얼마 정도 떨어져 있는가에 따른 조건부에 달려 있다는 것을 알 수 있다. 즉 전기 최적목표레버리지(시장)와 실제레버리지(시장)간에 차이가 발생할 경

[그림 5] 장부가치 레버리지의 연간 변동(모형 I)



[그림 6] 장부가치 레버리지의 연간 변동(모형 II)



27) Flannery and Rangan(2006)의 분석방법을 따른다.

우 기업은 부채비율을 조정하여 최적목표레버리지(장부)로 수렴하려는 것을 보일 것이다. 1990부터 2003년 까지(목표(시장) - 실제(시장))차이를 기초로 기업을 낮은 순서대로 4분위수(Quartile)로 나열하였다. X축에서 Q1에 속하는 기업은 평균 17.09%(모형 I), 17.50%(모형 II)까지 over-leverage(시장)되어 있으며 Q1에 속하는 기업들은 평균적으로 14.36%(모형 I), 14.15%(모형 II)만큼 under-leverage(시장)되어 있다.

Y축은 장부부채비율의 연속적인 연간 변동을 나타내는데 이것은 최적목표레버리지로 이동하려는 기업들의 명시적인 노력을 반영하고 있다.²⁸⁾ Q1에 속하는 over-leverage기업들은 전년도에 비하여 모형 I에서는 평균 3.06%(중앙값 1.41%), 모형 II에서는 3.35%(중앙값 1.53%) 만큼 장부레버리지를 감소시키고 있으며 Q4에 속하는 under-leverage기업들은 전년도에 비하여 모형 I에서는 평균 3.11%(중앙값 2.01%), 모형 II에서는 4.02%(중앙값 2.57%) 만큼 장부레버리지를 증가시키고 있다.²⁹⁾ Q2와 Q3에 속하는 기업들은 목표부채비율로 수렴하는 현상이 있지만 Q1과 Q4에 속하는 기업들보다 조정정도가 매우 작게 나타나고 있다. 따라서 [그림 5], [그림 6]의 결과를 고려하면 우리나라 기업들의 레버리지는 최적목표레버리지로 수렴하려는 특성을 보여주고 있다.

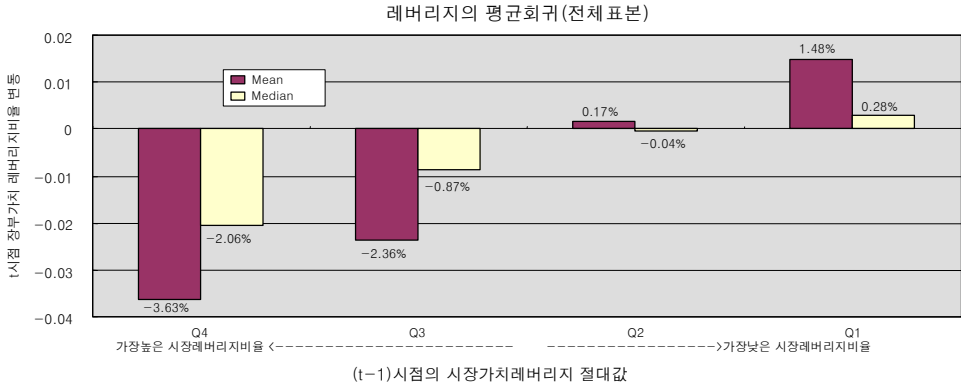
결론적으로 [그림 5], [그림 6]의 결과는 우리나라 기업들의 targeting 형태를 보여주고 있는데 부채비율이 상대적으로 높거나 또는 낮은 기업들은 평균으로 돌아가려는 강한 움직임을 반영하고 있다. 이러한 현상은 [그림 7]에서 나타나고 있다.

[그림 7]은 t-1시점의 시장가치레버리지에 따라서 기업들이 t시점에서 장부부채비율을 어떻게 변동시키는지 나타내고 있다. X축은 t-1시점에서 시장부채비율을 기초로 4분위수(Quartile)로 순서대로 나열하였고 Y축은 장부부채비율의 연간 평균변동을 나타내고 있다. 여기서 최적목표레버리지와 상대적으로 멀리 떨어져 있는 시장레버리지가 가장 높은 기업들(Q4)은 다음연도에 장부레버리지를 평균적으로 3.63%(중위값 2.06% 감소) 만큼 줄이는 경향을 보이고 있으며 반면에 가장 낮은 시장레버리지에 속하는 기업들(Q1)은 다음연도에 장부부채비율을 1.48%(중위값 0.28% 증가) 증가시키려는 경향을 보이고 있다. Q2와 Q3에 속하는 기업들은 Q4 및 Q1보다 조정 정도가 작게 나타나고 있다. 따라서 우리나라 기업의 자본구조 평균회귀 현상을 파악할 수 있다.

28) 시장레버리지의 경우 기업주가의 변동 및 경영자의 행동 노력이 동시에 내포되어 있기 때문에 부채변동을 분석하는데 보다 복잡하므로 수직축에 장부레버리지 변동만을 사용하였다.

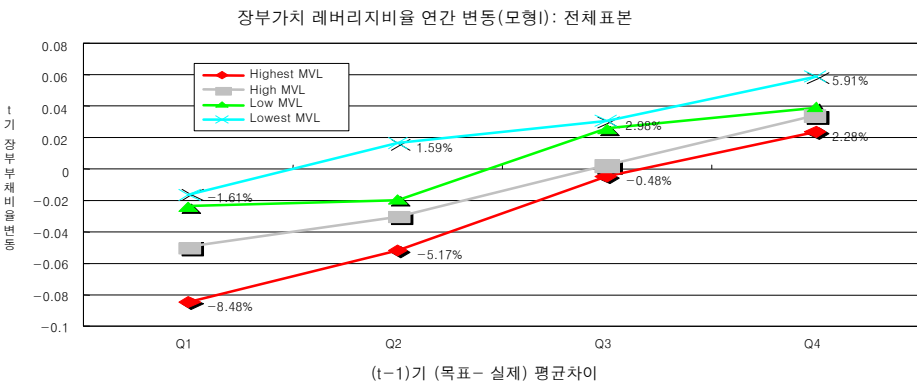
29) 실질적으로 장부레버리지 평균변동은 중앙값 변동보다 크며 이러한 현상은 Frank and Goyal(2003), Leary and Roberts(2005), Halov and Heider(2004) 등의 연구에서도 동일한 결과를 제시하고 있다.

[그림 7] 레버리지의 평균회귀



다음으로 시장레버리지가 매우 높은 기업이 평균으로 회귀하려는 targeting behavior 가 어느 정도인지를 실증분석한다. 본 연구에서는 이러한 현상을 파악하기 위하여 2가지 방법으로 4분위수(Quartile)를 순서대로 나열한다. 먼저 (t-1)기 시점의 장부레버리지 절대값을 기초로 4분위수로 순서대로 나누고 각 시장레버리지의 4분위수 내에서 (목표-실제)차이를 구하여 4분위수로 다시 순서대로 나눈다.

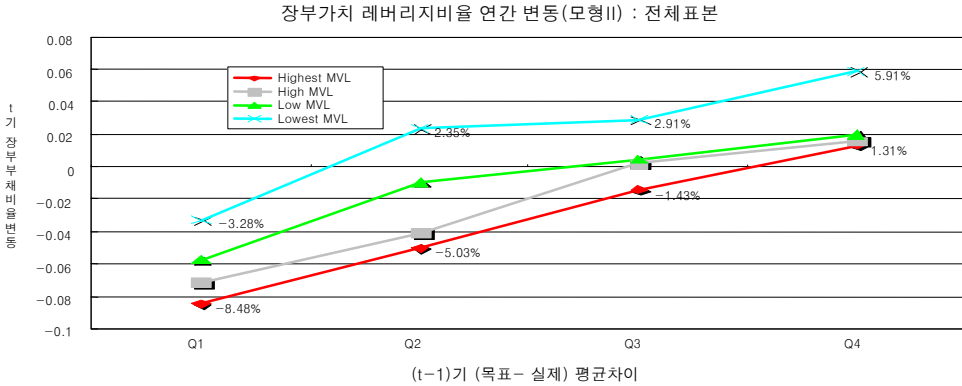
[그림 8] 장부가치 부채비율의 연간변동(모형 1)



[그림 8]과 [그림 9]는 시장레버리지 수준의 (t-1)시점 (시장목표-시장실제)의 평균차이에 따라 t시점에서 기업들이 장부부채비율을 어떻게 변화시키고 있는지를 나타내고 있다. 즉 시장레버리지 수준이 높은 기업과 낮은 기업들은 전년도(시장목표-실제) 차이에 따라 현재 장부기준 부채를 어느 정도 변경시키는지 알아보는 것이다. 따라서 시장

레버리지 수준에 따라 평균으로 회귀하려는 targeting behavior 정도를 파악할 수 있다.

[그림 9] 장부가치 부채비율의 연간변동(모형 II)



절충이론하에서 왼쪽(Q1)에 속하는 기업들은 over-leverage되어 있으므로 다음연도에 레버리지를 줄이려는 행동을 취할 것이며 오른쪽(Q4)에 속하는 기업들은 under-leverage되어 있으므로 다음 연도에 레버리지를 증가시키려는 행동을 취할 것이다. 이러한 현상은 [그림 8], [그림 9]와 일치하고 있다. 시장레버리지 수준과 관계없이 over-leverage 기업들(Q1에 속하는 기업들)은 전기 시장목표레버리지와 실제레버리지간 괴리가 생길 경우 당해 연도 부채비율을 변화시킨다. 즉 가장 높은 시장레버리지를 가진 기업(highest MVL)은 가장 낮은 시장레버리지를 가진 기업(lowest MVL)보다 최적목표레버리지로 보다 더 빨리 수렴하고 있다. 여기서 시장레버리지가 가장 높은 기업은 8.48%(모형 I), 가장 낮은 기업은 1.61%(모형 I)만큼 장부가치 레버리지를 감소시키고 있다. 이러한 현상은 높은 레버리지를 가진 기업의 경우 최적목표레버리지로부터 괴리가 보다 많은 비용을 동반하고 있음을 의미한다.

또한 시장레버리지 수준과 관계없이 under-leverage 기업들(Q4에 속하는 기업들)은 전기 시장목표레버리지와 실제레버리지간 괴리가 생길 경우 당해 연도 부채비율을 변화시킨다. 가장 낮은 시장레버리지를 가진 under-leverage 기업들이 가장 공격적으로 장부부채비율을 변화시키고 있다. 즉 under-leverage 상태에 있는 lowest MVL 기업은 5.91%(모형 I)만큼 부채를 증가시키고 있으며 highest MVL기업들은 2.28%(모형 I)만큼 부채를 증가시키고 있다는 것을 알 수 있다. Q2 및 Q4에 속하는 기업들의 장부부채 변동은 Q1 및 Q4에 속하는 기업에 비하여 상대적으로 낮다. 따라서 이러한 사실에서

우리나라 기업들은 시장레버리지 수준에 관계없이 전년도 목표와 실제레버리지간 괴리가 발생하면 당해 연도에 이러한 괴리를 줄이려는 노력을 하게 되고 결국 최적목표부채비율로 수렴 또는 평균회귀현상이 나타났다.³⁰⁾

4) 장기균형 최적자본구조결정요인

식 (10)에서 계산된 장기균형하의 최적레버리지를 종속변수로 하여 기존 자본구조의 결정요인에 이용된 설명변수들을 기초로 패널OLS 및 고정효과모형을 사용하여 각 상위표본 별로 추정하였다. 결과에 대한 해석은 장부레버리지기준³¹⁾으로 고정효과모형의 결과를 사용한다. 이러한 결과는 <표 12> 및 <표 13>에 제시하고 있다.

(1) 기업고유변수

자산의 유형성 : 전체표본에서 모형에 관계없이 최적레버리지와 1% 수준에서 유의적인 부(-)의 관계가 존재하며(모형 I 과 모형 II) 재벌집단에서도 1% 수준에서 유의적인 부(-)의 관계가 나타나고 있다(모형 I 과 모형 II). 그러나 비재벌집단에서는 두 모형에서 전혀 유의적인 관계가 나타나고 있지 않으며 따라서 최적자본구조결정에 중요한 역할을 하지 않고 있다. 대규모집단의 경우에도 최적자본구조 결정에 1% 수준에서 유의적인 부(-)의 관계가 나타나고 있지만(모형 I 과 모형 II) 소규모집단에서는 상대적으로 유의수준(모형 II)에서는 5% 수준에서 유의적이 떨어지고 있다. 따라서 우리나라 재벌집단 및 대규모기업집단에서는 정보비대칭이 최적자본구조결정의 매우 중요한 요소이며 담보부 부채가 적으면 상대적으로 재벌집단의 CEO를 감시하기가 어렵다는 것을 알 수 있다(Grossman and Hart, 1982). 그러므로 레버리지를 증가시킴으로써 유형자산이 적은 기업은 CEO를 감시하는데 채권자로부터 도움을 받을 수 있기 때문에 정보비대칭으로 발생하는 비용을 줄일 수 있다.³²⁾

- 수익성 : 전체표본, 재벌집단 및 대규모집단의 경우 1% 수준에서 부(-)의 유의적인 관계를 보이고 있지만 비재벌집단과 소규모기업집단에서는 유의적인 관계를 보이고 있지 않다. 따라서 기업의 수익성은 재벌집단 및 대규모기업집단에서 최적자본구조

30) 이원홍 외(2001) 연구에서도 동일한 결과를 제시하고 있다.

31) 시장레버리지는 기업의 실질가치를 반영하므로 단기 시장변동에 따라 기업가치가 변동한다. 그러나 장부레버리지는 차입비용 및 채권자의 의무를 보다 정확하게 나타내고 있다.

32) 이러한 결과는 Lee et al.(2000)의 연구결과와 일치하며 Kim et al.(2005)연구에서 1985~1989년까지는 본 연구결과와 일치하고 있지만 1997~2002년까지는 정의 관계를 보이고 있다. 이러한 부(-)의 결과는 자본조달순위 이론과 일치한다.

결정에 매우 중요한 역할을 하지만 비재별집단과 소규모기업집단에서는 최적자본구조결정에 유의적인 영향을 미치지 않고 있다.³³⁾

- 유효세율 : 전체표본에서는 1% 수준에서 부(-)의 유의적인 관계가 존재하지만 재별 집단과 대규모집단에서는 통계적으로 비유의적인 관계³⁴⁾를 가지며(대규모집단의 모형Ⅱ에서는 5% 수준에서 유의적), 비재별 및 소규모집단에서는 1% 및 5% 수준에서 유의적인 부(-)의 관계가 나타나고 있다.³⁵⁾ 따라서 재별집단과 대규모집단에서는 최적자본구조결정에 유의적으로 영향을 주지는 않지만 비재별 및 소규모집단에서는 중요한 역할을 하고 있다.
- 성장기회(MBR) : 전체표본, 비재별집단, 대규모집단 및 소규모집단에서는 1% 수준에서 정(+)의 유의적인 관계³⁶⁾가 존재함으로 이들 집단에서 최적자본구조 의사결정에 매우 중요한 역할을 하고 있다. 그러나 재별집단에서는 부(-)의 비유의적인 관계를 보이고 있는데 결국 성장기회는 최적자본구조결정에 유의적인 영향을 주지 못하고 있다.³⁷⁾ 이러한 결과는 성장성이 있는 기업이 부채발행을 적게 하고 높은 대리인비용이 발생하며 기업과산 시 담보성격을 가지고 있지 않으므로 기업이 영업활동을 하는 한 무형의 형태로 유지되기 때문에 성장기회와 레버리지간에는 부(-)의 관계가 존재한다는 것과는 반대되는 결과를 제시하고 있다.³⁸⁾ 따라서 우리나라 기업들은 성장기회가 많을수록 최적부채비율이 증가하여 부채수준이 상승하고 있다.
- 기업규모 : 소규모집단을 제외한 모든 표본에서 1% 수준의 정(+)의 유의적인 관계가 나타나고 있다. 따라서 소규모집단에서만 기업의 매출액 크기는 최적자본구조결정시 중요한 역할을 하지 않으며 재별, 대규모집단에서는 매우 유의적으로 중요하게 영향을 주고 있다.³⁹⁾ 결과적으로 우리나라 재별 및 대규모집단에서는 직접과산비용이 낮고 다각화하고 있기 때문에 최적부채수용능력을 증가시키고 있고, 상대적으로 소기

33) 선우석호(1990), 광세영(2004), 윤봉한(2005), Kim et al.(2005), 손승태, 손판도(2006), 손승태, 이윤구(2007) 등의 연구와 동일한 결과를 제시하고 있다.

34) Titman and Wessels(1988)의 연구와 일치한다.

35) Kremp et al.(1999) 연구에서도 같은 결과를 제시하고 있다.

36) Stultz(1990), Rajan and Zingales(1995), Myers(1997) 및 선우석호(1990) 등의 연구와 상이한 결과를 제시한다. 그러나 자본조달우선순위 이론을 지지하는 결과를 제시하고 있으며 Kremp et al.(1999) 등의 연구와는 일치하고 있다.

37) 시장레버리지에서는 부(-)의 유의적인 값을 가지므로 시장적기이론에서 제시하는 “기업은 시장가치가 높을 때 낮은 레버리지를 갖는다.”라는 것과 일치하고 있다(Baker and Wurgler, 2002).

38) Myers(1977), Titman and Wessels(1988) 참조.

39) 비재별집단의 경우 유의적이지만 재별 및 대규모집단의 유의수준과 비교하면 상대적으로 낮게 나타나고 있다.

업집단보다 감시비용이 적으며 도덕적 해이 및 역선택문제가 적게 나타나고 있다.⁴⁰⁾

- 유동성 : 전체적(전체표본, 하위표본)으로 1% 수준에서 부(-)의 유의적인 관계를 나타내고 있다. 따라서 유동성 변수는 우리나라 기업들의 최적자본구조결정 시 매우 중요하게 고려되고 있는 결정요인이다.⁴¹⁾ 이러한 결과 우리나라의 경우 유동자산을 많이 가지는 기업일수록 투자에 소요되는 자금을 조달하기 위하여 이들 자산을 사용하는 경향이 있음을 알 수 있다.
- 이익변동성 : 전체 및 모든 하위집단에서 부(-)의 관계⁴²⁾를 보이고 있으나 유의성 정도는 하위표본집단에 따라 차이가 발생하고 있다. 재벌집단과 전체표본의 모형 I, 대규모집단의 모형 I에서만 1% 및 5% 수준에서 유의적으로 나타나고 있다. 재벌집단과 금융시장이 고려된 전체표본 및 대규모집단에서는 부채차입 시 이익변동이 매우 중요한 자본조달 결정 요인으로 작용하고 있다. 그러나 다른 집단에서는 최적부채수준을 결정하는데 중요한 역할을 하지 못하고 있는데 아마도 이것은 우리나라 기업들의 차입형태가 은행으로부터 담보차입에 따른 자본조달로 인한 것으로 해석될 수 있다.
- 재무곤경비용 : 전체표본과 재벌집단에서만 1% 및 5% 수준에서 부(-)의 유의적인 관계가 나타나고 있으며 비재벌, 대규모, 소규모집단에서는 부(-)의 비유의적인 관계가 존재하고 있다.⁴³⁾ 따라서 우리나라 재벌집단에서만 재무곤경비용이 최적부채수준 결정에 매우 중요한 요인으로 작용하고 있는데 재무곤경비용이 높을수록 파산확률이 상승하여 차입에 따른 높은 프리미엄의 발생으로 재벌집단의 최적부채수준은 떨어진다(Miguel and Pindado, 2001).
- 비부채성세금효과 : 전체적으로 부(-)의 비유의적인 관계가 존재하기 때문에 우리나라 기업들의 최적부채수준 결정 시 중요한 결정요인으로 작용하고 있지 않다.
- 잉여현금흐름 : 전체표본 및 모든 하위표본에서 부(-)의 비유의적인 관계를 나타내고 있기 때문에 자본조달이론과 일치하고 있지만 최적자본구조를 결정하는 요인으로 작용하고 있지 않다. 따라서 우리나라 기업들은 내부 유보이익에 관계없이 부채조달 수준을 결정하고 있다. 이러한 결과는 Jensen(1986)에 제시한 결과와는 반대이며 우리나라 기업들의 경우 최적자본구조 결정에 대리인비용이 상대적으로 영향을 주고 있지 않다는 것을 알 수 있다.

40) Titman and Wessels(1988)와 Chittenden(1996)의 연구결과와 일치하고 있다.

41) Ozkan(2001), Antoniou et al.(2002)의 연구결과와 일치하고 있다.

42) DeAngelo and Masulis(1980), Kim et al.(2005)의 연구결과와 일치하고 있다.

43) Prowse(1990), Homaifar et al.(1994) 및 Bathala et al.(1994)의 연구결과와 일치하고 있다.

<표 12> 최적자본구조 결정요인(전체표본)

구 분	장부레버리지				시장레버리지			
	모형 I		모형 II		모형 I		모형 II	
	OLS	고정효과	OLS	고정효과	OLS	고정효과	OLS	고정효과
유형자산	-0.171**	-0.051**	-0.081**	-0.040**	0.053*	0.077**	0.052**	0.091**
수익성	-0.280**	-0.091**	-0.141**	-0.082**	-0.384**	-0.454**	-0.382**	-0.410**
유효세율	-0.029**	-0.026**	0.006	-0.040**	-0.005	-0.008	-0.007	-0.020
MBR	0.041**	0.022**	0.016	0.030**	-0.022	-0.034**	-0.034*	-0.046**
기업규모	0.035**	0.018**	0.038**	0.018**	0.022**	0.035**	0.022**	0.030**
유동성	-0.040**	-0.040**	-0.035**	-0.040**	-0.033**	-0.030**	-0.034**	-0.031**
이익변동성	-0.003**	-0.002*	-0.002	-0.001	-0.002	-0.001	-0.001	-0.000
채무곤경비용	0.061**	-0.093*	-0.039	-0.095*	0.017	0.070	0.018	0.072
비부채성 세금효과	0.137**	-0.023	-0.053	-0.053	0.078	0.120**	0.076	0.089**
잉여현금흐름	-0.022	-0.004	-0.030*	-0.001	0.070**	0.099**	0.079**	0.107**
자기자본 프리미엄	-0.027**	-0.026**			-0.012**	-0.021**		
이자율 기간구조	-1.736**	-1.931**			0.454**	0.454**		
추가성과	0.091**	-0.013*			-0.049**	-0.032**		
상수	-0.149	0.225*	-0.321	0.198	0.183	-0.121	0.179	0.007
산업더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
R ²	0.680	0.754	0.705	0.709	0.740	0.742	0.725	0.729
Wald 검증 F값	6,538**	128.51**	104.5**	48.71**	202.8**	68.97**	165.9**	84.52**
고정효과 F통계량		2.15**		2.11**		2.34**		2.25**

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

(2) 시장관련변수

시장관련변수가 추가된 모형 I을 중심으로 결과, 자본시장(주식 및 채권시장)이 최적 자본구조 결정 시에 매우 유의적인 영향을 미치고 있으며 자본시장의 상태에 따라 우리나라 기업들의 최적자본구조도 영향을 받고 있다.

- 자기자본 프리미엄 : 우리나라 기업들은 최적자본구조 결정 시 자기자본 프리미엄이 어떤 상태인지에 따라서 부채를 발행하므로 매우 중요한 결정요인이 된다. 자기자본 프리미엄이 높을수록 최적레버리지가 감소한다.

- 이자율기간구조 : 부(-)의 유의적인 관계를 나타내고 있다. 채권시장의 이자율은 최적자본구조에 매우 유의적인 결정요인이 되며 이자율이 상승함에 따라 부채사용을 덜 하게 된다. 결국 경영자는 최적자본구조 의사결정 시 시장이자율 수준을 고려하여 부채발행 수준을 결정하게 된다.
- 추가성과 : 전체표본, 재벌 및 비재벌집단, 소규모집단에서 추가성과의 대응치인 주식수익률은 부(-)의 값을 가지지만 대규모집단에서는 통계적으로 유의적이지 않다. 주식수익률이 최적자본구조결정에 중요한 변수이며 재벌, 비재벌, 소규모집단 등에서는 매우 중요한 최적자본구조결정 요인이 된다.⁴⁴⁾

<표 13> 최적자본구조 결정요인의 요약

설명변수	전체표본		재벌		비재벌		대기업		소기업	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
유형자산	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-	-	-(**)	-(**)	+	+(*)
수익성	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-	-	-(**)	-(**)	+	+
유효세율	-(**)	-(**)	-	-	-(**)	-(**)	-	-(*)	-(*)	-(**)
MBR	+(**)	+(**)	-	-	+(**)	+(**)	+(*)	+(**)	+(**)	+(**)
기업규모	+(**)	+(**)	+(**)	+(**)	+(**)	+(**)	+(**)	+(**)	+	+
유동성	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)	-(**)
이익변동성	-(**)	-	-(*)	-(**)	-	-	-(*)	-	-	+
재무곤경비용	-(**)	-(*)	-(**)	-(**)	-	-	-	-	-	-
비부채성세금효과	-	-	+	-	-	-	+	-	-	-
잉여현금흐름	-	-	-	-	-	-	+(*)	+	-	-
자기자본프리미엄	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-
이자율기간구조	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-
추가성과	-(**)	-	-(**)	-	-(**)	-	-	-	-(**)	-

주) *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의적임.

V. 결 론

우리나라 기업들은 타인자본의존도가 높아 금융위기를 초래하는 원인을 제공하였으며 타인자본에 과도하게 의존하여 경영활동이 이루어졌다. 본 논문은 우리나라 상장기업을 대상으로 동태적 자본구조모형을 이용하여 부채조정속도 및 조정과정과 자본구조

44) Marsh(1982), Welch(2004) 참조.

의 평균회귀현상을 파악하였다. 또한 조정속도를 이용하여 추정된 최적자본구조에 기존 자본구조이론을 설명하기 위해 사용된 변수들이 유의적인 역할을 하고 있는지 아니면 어떤 영향을 미치는 지를 검증하였다. 1990년부터 2003년까지 우리나라 주식시장에 상장된 제조기업의 전체표본, 재벌 및 비재벌집단 그리고 대규모 및 소규모집단으로 표본을 나누어 자본구조의사결정의 동태성 및 조정과정의 특성 및 장기균형하의 최적자본구조 결정요인을 파악하였다.

우리나라 기업의 자본구조 평균회귀현상과 조정속도를 측정하기 위하여 동태적 자본구조모형인 부분조정모형을 이용하여 최적자본구조의 존재여부를 실증분석하였으며 자본시장의 불완전성으로 인해 조정비용의 존재로 기업들이 최적자본구조로 자본구조를 조정해가는 속도를 측정하였다. 부분조정모형을 기초로 추정된 조정속도를 SM모형을 사용하여 추정된 조정속도와 비교하였다. 다음으로 최적자본구조를 산출하여 최적 목표자본구조와 실제 자본구조와의 괴리에 따라 기업들이 어떻게 부채를 변동하는지를 알아봄으로써 자본구조의 평균회귀현상을 연구하였다. 또 장기균형하에서 어떤 요인들이 유의적으로 장기적으로 최적자본구조에 영향을 주는지를 기업재무변수와 자본시장 변수를 설명변수로 하여 검증하였다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 우리나라 상장 제조기업들의 최적목표부채비율이 존재하며 자본구조가 장기최적자본구조로 조정하였다. 시간에 따른 최적자본구조의 추세를 검증한 결과 1997년 이전에는 over-leverage상태에 있었으며, 재벌집단의 기업들이 가장 과도한 부채차입을 하였다. 하지만 최근에는 자본구조의 변경으로 인하여 재벌집단과 대규모기업들이 목표레버리지보다 낮은 레버리지를 유지하였다. 둘째, 부분조정모형과 SM모형을 이용하여 조정속도를 추정한 결과 일반적으로 재벌집단보다 비재벌집단, 대규모집단보다 소규모집단의 조정속도가 높았으며 이러한 결과는 외국의 기존연구와 일치하고 있다. 전기레버리지의 계수값이 0과 1사이에 존재하였으며, 전체표본에서 조정속도추정에서 0.181과 0.309의 조정속도를 보였으며, 시장관련변수를 고려하면 0.128로 느려지는 특징이 있었다. 또 비재벌 기업에서 자본시장은 재벌기업에서보다 적절한 자본구조조정역할을 못하고 있었다. 자본시장이 내재된 모형(모형 1)에서 일반적으로 조정속도가 상대적으로 낮았다. 따라서 우리나라 기업들의 자본조정속도에 자본시장이 제 기능을 발휘하지 못하고 있는 것이다.

셋째, 우리나라 기업들은 목표부채로 평균회귀(수렴)하려는 속성을 보여주고 있다. 장부가치레버리지를 고려하여 경영자의 재무의사결정과정을 보면, 기업의 레버리지가 최적목표레버리지로부터 얼마정도 이탈하였는지에 대한 조건에 의존한다. 시장가치레버

리지와 연간 레버리지의 변동에서 최적목표레버리지와 실제레버리지가 가장 많이 차이가 있는 기업은 다음연도에 장부가치레버리지를 3.63% 감소시켰으며, 레버리지의 차이가 적은 기업은 다음연도에 1.48%를 증가시키는 경향이 있었다. 이는 우리나라 기업의 자본구조 평균회귀현상이 있음을 보여주고 있다. 넷째, 우리나라 기업들은 실제레버리지와 목표레버리지간에 차이가 발생하였을 때 이러한 괴리를 줄이는데 소요되는 시간은 일반적으로 1년에 약 20~25% 정도를 줄이려는 노력을 하고 있다. 따라서 완전히 목표레버리지로 가는데 소요되는 전체 기간은 4년에서 5년 정도 소요된다. 또, 기업고유 변수 및 시장변수를 사용하여 장기균형하의 최적자본구조의 결정요인을 분석한 결과 기업변수뿐만 아니라 시장변수도 매우 유의적으로 영향을 미치고 있다.

본 연구는 국내 상장제조업을 대상으로 자본구조의 평균회귀현상과 장기균형상태에서 자본구조의 결정요인을 실증분석하였다. 본 연구의 한계점과 향후의 연구방향을 살펴보면, 연구 기간에서 기간을 더욱 확장하여 최근까지 포함시키는 과제가 있으며 계량 모형에 의한 실증적인 연구와 더불어 기업 재무담당자들에게 설문지 등을 통한 자료수집을 하여 심도있는 연구가 필요하겠다.

참 고 문 헌

- 곽세영, “자본조달우선순위이론에 관한 연구”, 재무관리논총, 제10권 제1호, 2004, 215-230.
- 선우석호, “한국기업의 재무구조 결정요인과 자본비용”, 재무연구, 제3호, 1990, 61-80.
- 손승태, 손판도, “우리나라 상장기업의 자본구조 다이나믹스”, 대한경영학회지, 제19권 제6호, 2006, 2459-2484.
- 손승태, 이윤구, “코스닥 기업의 자본구조 결정요인 : 동태적 자본구조 모형을 중심으로”, 재무관리연구, 제24권 제1호, 2007, 109-147.
- 윤봉한, “한국 상장기업의 자본구조 결정요인에 대한 장기분석 : 정태적 절충모델과 자본조달순위모델간의 비교”, 경영학연구, 제34권 제4호, 2005, 973-1000.
- 이원흠, 이한득, 박상수, “대기업집단의 부채비율 조정속도에 관한 연구”, 증권학회지, 제28권, 2001, 87-114.
- Anderson, T. W. and C. Hsiao, “Formulation and estimation of dynamic models using panel data,” *Journal of Econometrics*, 18, (1982), 47-82.
- Arellano, M. and O. Bover, “Another look at instrumental variable estimation of error component model,” *Journal of Econometrics*, 68, (1995), 29-51.
- Arellano, M. and S. Bond, “Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations,” *Review of Economic Studies*, 58, (1991), 277-297.
- Antoniou, A., Guney, Y., and K. Paudyal, “Determinants of corporate capital structure ; Evidence from European countries,” Working Paper, 2002.
- Baker, M. and J. Wurgler, “Market timing and capital structure,” *Journal of Finance*, 57, (2002), 1-32.
- Banerjee, S., A. Heshmati, and C. Wihlborg, “The dynamics of capital structure,” *Research in Banking and Finance*, 4, (2004), 275-297.
- Bathala, C. T., K. P. Moonand, and R. P. Rao, “Managerial ownership, debt, policy and the impact of institutional holdings : An agency perspective,” *Financial Management*, 23, (1994), 38-50.
- Blundell, R. and S. Bond, “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics*, 87, (1998), 115-143.

- Booth, L., Aivazian, V., A. Demirgüç-Kunt, and V. Maksimovic, "Capital structure in developing countries," *Journal of Finance*, 56, (2001), 87-130.
- Chittenden, F., G. Hall, and P. Hutchinson, "Small firm growth, access to capital markets and financial structure : Review of issues and an empirical investigation," *Small Business Economics*, 8, (1996), 59-67.
- DeAngelo, H. and R. W. Masulis, "Optimal capital structure under corporate and personal taxation," *Journal of Financial Economics*, 8, (1980), 3-29.
- Drobetz, W. and R. Fix, "What are the determinants of the capital structure? Some evidence for Switzerland," Working Paper, 2003.
- Fama, E. and K. French, "Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt," *Review of Financial Studies*, 15, (2002), 1-33.
- Fischer, E., R. Heinkel, and J. Zechner, "Dynamic capital structure choice : Theory and tests," *Journal of Finance*, 44, (1989), 19-40.
- Flannery, M. J. and K. P. Rangan, "Partial adjustment toward target capital structure," *Journal of Financial Economics*, 79, (2006), 469-506.
- Frank, M. and V. K. Goyal, "Testing the pecking order theory of capital structure," *Journal of Financial Economics*, 67, (2003), 217-248.
- Gaud, P., E. Jani, M. Hoesli, and A. Bender, "The capital structure of Swiss companies : An empirical analysis using dynamic panel data," *European Financial Management*, 11, (2005), 51-69.
- Gilson, C. S., "Transactions costs and capital structure choice : Evidence from financially distressed firms," *Journal of Finance*, 51, (1997), 161-196.
- Graham, J., and C. Harvey, "The theory and practice of corporate finance : Evidence from the field," *Journal of Financial Economics*, 60, (2001), 187-243.
- Grossman, S. and O. Hart, "Corporate financial structure and managerial incentives, in the economics of information and uncertainty," ed. J. McCall, 107-140. Chicago (IL) : University of Chicago Press, Working Paper, 1982.
- Halov, N. and F. Heider, "Capital structure, risk and asymmetric information," NYU, Working paper, 2004.
- Harris, M. and A. Raviv, "The theory of capital structure," *Journal of Finance*, 46, (1991), 297-355.

- Hennessy, C. A. and T. M. Whited, "Debt dynamics," *Journal of Finance*, 60, (2005), 1129-1165.
- Heshmati, A., "The dynamics of capital structure : Evidence from Swedish micro and small firms," *Research in Banking and Finance*, 2, (2002), 199-241.
- Homaifar, G., J. Zietz, and O. Benkato, "An empirical model of capital structure : Some new evidence," *Journal of Business Finance and Accounting*, 21, (1994), 1-14.
- Hovakimian, A., "The role of target leverage in security issues and repurchases," *Journal of Business*, 77, (2004), 1041-1072.
- Hovakimian, A., T. Opler, and S. Titman, "Debt-equity choice," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, (2001), 1-24.
- Jalilvand, A. and R. S. Harris, "Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets : An econometric study," *Journal of Finance*, 39, (1984), 127-145.
- Jensen, M. C., "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Review*, 76, (1986), 323-329.
- Jensen, M. and W. Meckling, "Theory of the firm ; Managerial behavior, agency costs and capital structure," *Journal of Financial Economics*, 3, (1976), 305-360.
- Kim, H., A. Heshmati, and D. Aoun, "Dynamics of capital structure : The case of Korean listed manufacturing companies," Working Paper, 2005.
- Kim, W. S. and E. H. Sorensen, "Evidence on the impact of the agency costs of debt on corporate debt policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21, (1986), 131-144.
- Kremp, E., E. Stöss, and D. Gerdesmeier, "Estimation of a debt function : Evidence from French and German firm panel data," in A. Sauvè and M. Scheuer (eds), *Corporate Finance in Germany and France (Frankfurt-am-Main and Paris : Deutsche Bundesbank and Banque de France*, 1999.
- Leary, M. T. and M. R. Roberts, "Do firms rebalance their capital structures?," *Journal of Finance*, 60, (2005), 2575-2619.
- Lee, J., Y. S., Lee, and B. Lee, "The determination of corporate debt in Korea," *Asian Economic Journal*, 14, (2000), 333-356.

- Marsh, R., "The choice between equity and debt : An empirical study," *Journal of Finance*, 37, (1982), 121-144.
- Michaelas, N., F. Chittenden, and P. Poutziouris, "Financial policy and capital structure choice in U.K. SMEs : Empirical evidence from company panel data," *Small Business Economics*, 12, (1999), 113-130.
- Miguel, A. and J. Pindado, "Determinants of the capital structure : New evidence from Spanish data," *Journal of Corporate Finance*, 7, (2001), 77-99.
- Miller, M. H., "Debt and taxes," *Journal of Finance*, 32, (1977), 261-275.
- Modigliani, F. and M. H. Miller, "The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment," *American Economic Review*, 48, (1958), 261-297.
- Modigliani, F. and M. H. Miller, "Corporate income taxes and the cost of capital : A correction," *American Economic Review*, 53, (1963), 433-492.
- Moore, W., "Asset composition, bankruptcy costs and the firm's choice of capital structure," *Quarterly Review of Economics and Business*, 26, (1986), 51-61.
- Myers, S. C., "Determinants of corporate borrowing," *Journal of Financial Economics*, 5, (1977), 147-175.
- Myers, S. C., "The capital structure puzzle," *Journal of Finance*, 34, (1984), 575-592.
- Myers, S. C. and M. Majluf, "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have," *Journal of Financial Economics*, 13, (1984), 187-221.
- Nishioka, S. and N. Baba, "Dynamic capital structure of Japanese firm," Working paper, 2004.
- Ozkan, A., "Determinants of capital structure and adjustment to long run target : Evidence from UK company panel data," *Journal of Business Finance and Accounting*, 28, (2001), 175-199.
- Prowse, S. D., "Institutional investment patterns and corporate financial behavior in the US and Japan," *Journal of Financial Economics*, 27, (1990), 43-66.
- Rajan, R. G. and L. Zingales, "What do we know about capital structure? Some evidence from international data," *Journal of Finance*, 50, (1995), 1421-1460.
- Rajbhandary, A., "Capital structure of firms in developing countries : Results for india," Unpublished Manuscript, 1997.

- Ross, S., "The Determination of Financial Structure : The Incentive-Signaling Approach," *Bell Journal of Economics*, 8, (1977), 23-40.
- Scott, J., "Bankruptcy, secured debt and optimal capital structure," *Journal of Finance*, 32, (1977), 1-19.
- Shyam-Sunder, L. and S. C. Myers, "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure," *Journal of Financial Economics*, 51, (1999), 219-244.
- Stiglitz, J. E., "Some aspects of the pure theory of corporate finance : Bankruptcies and takeovers," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 3, (1972), 458-482.
- Stulz, R., "Managerial discretion and optimal financing policies," *Journal of Financial Economics*, 13, (1990), 137-151.
- Titman, S., "The effect of capital structure on the firm's liquidation decision," *Journal of Financial Economics*, 13, (1984), 137-152.
- Titman, S. and R. Wessels, "The determinants of capital structure choice," *Journal of Finance*, 43, (1988), 1-19.
- Welch, I., "Capital Structure and Stock Returns," *Journal of Political Economy*, 112, (2004), 106-131.

Capital Structure's Mean-Reversion and Long-Term Equilibrium

Pan-do Son* · Seung-Tae Son**

〈abstract〉

This paper empirically examines whether firms engage in a dynamic adjustment process toward target capital structure and, whether there is a target capital structure or mean reverting using the partial adjustment model while allowing for costly adjustment. Also we investigate the empirical determinants of optimal target capital structure in long term equilibrium. As a result, our empirical model captures at least several important features of capital structure behavior for Korean listed firms. First, Korean firms pursue target capital structure and also there is mean reverting phenomenon. Second, Non-Chaebol and small firm in adjustment speed is faster than Chaebol and large firm. Third, even capital market restricts the adjustment speed interestingly. Fourth, Korean firms have target behavior according to a degree of observed gap. Fifth, Korean firms close about one-fourth of the gap between their actual and target debt ratios within one year and thence targeting behavior explains far more of the observed changes in capital structure than market timing or pecking order considerations. Sixth, capital market is significant in determining optimal capital structure.

Keywords : Dynamic Capital Structure, Partial Adjustment Model, Adjustment Speed, Mean Reversion, SM Model, Two-Step GMM-SYS

* Main Author, Institute of Northeast Asian Business and Economics, Korea University

** Corresponding Author, College of Commerce and Business, Pusan University of Foreign Studies