

소유경영자지분율과 자본구조 : 외환위기 이후기간 패널자료분석

김병곤* · 김동욱**

〈요 약〉

본 연구는 외환위기 회복 이후기간을 대상으로 경영자 유인이 자본구조에 미치는 영향을 분석하기 위하여 소유경영자지분율과 레버리지비율간의 관계를 패널자료분석법을 이용하여 검증하였다.

연구결과는 첫째, 전체기간분석에서 소유경영자지분율수준이 58.48%까지는 지분율의 증가에 따라 레버리지비율이 감소하고, 그 이상의 지분율 수준에서는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율이 증가하는 U자형 곡선관계가 존재한다는 것을 확인하였다. 둘째, 하위기간으로 구분하여 분석한 결과에서 [하위기간 1]에서는 소유경영자지분율과 자본구조간에는 逆N형 비선형 관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 소유경영자지분율이 낮을 때는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지수준이 감소하고, 경영자 안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지비율이 감소하여 본 연구의 가설을 지지하는 결과를 얻을 수 있었다. [하위기간 2]에서는 소유경영자지분율 수준이 증가할수록 레버리지 수준이 높아지는 결과를 보였다. 이는 정부의 레버리지 축소정책이 어느 정도 완화되면서 경영자는 부채를 증가시키므로써 향유할 수 있는 이익을 최대화하고자 하는 유인이 강하게 나타난 것으로 이해할 수 있었다.

이러한 연구결과로부터 기업들은 레버리지로 인하여 파산위험, 재무적 곤경 현상, 경영자 자신의 고용위험 등과 같이 위험 부담이 많이 증가하는 경우에는 상당한 수준의 지분율 범위까지 레버리지를 감소시키고자 하는 유인을 갖는다는 것을 알 수 있었다. 그러나 재무위험에 대한 부담이 어느 정도 완화되는 경우에는 레버리지효과를 향유하고자 하는 유인이 강해진다는 것을 확인할 수 있었다.

주제어 : 경영자 유인, 소유경영자지분율, 대리인문제, 자본구조, 패널자료분석

논문접수일 : 2006년 08월 11일 논문게재확정일 : 2007년 02월 02일

* 창원대학교 경영학과 조교수

** 창원대학교 대학원 경영학과 박사과정, 부산발전연구원 연구원

*** 이 논문은 2006년도 창원대학교 연구비에 의하여 연구되었음. 2006년도 재무관련 5개 학회 춘계 공동학술연구발표회에서 유익한 조언을 해 주신 동의대학교의 이장우 교수님과 심사를 맡아주신 두 분의 익명의 심사자께 감사드립니다.

I. 서 론

1997년 우리나라는 극심한 외환유동성 부족으로 인하여 외환위기를 겪었고 이러한 위기상황은 일단 극복되었으나 세계경제의 글로벌화·디지털화의 진전과 경제의 개방화 등의 영향으로 국내외적으로 경영환경이 급격하게 변화하고 있다. 기업간 경쟁이 심화되고 이에 따라 전문적인 기업경영의 중요성이 부각되고 있으며 소수의 내부자에 의한 경영통제나 지배는 점점 그 입지를 잃어 가고 있다.

이러한 환경변화에 대응하여 정부는 기업경영에 있어 글로벌 스탠더드를 강조하고, 소유구조와 지배구조, 자본구조의 개선을 위해 1997년 4월 증권거래법 제200조 제1항을 폐지하였고, 1998년 기업구조조정을 위한 5+3원칙에 따라 상호채무보증 해소, 신규채무보증 금지, 부채비율 200% 제한, 상호출자금지, 출자총액제한제도 폐지(2001년 부활), 사외이사제도 도입 등의 조치를 취하였다. 최근에는 출자총액제한 기업집단제도, 상호출자제한 기업집단제도, 채무보증제한 기업집단제도 등을 통해 소유구조와 재무구조개선정책을 추진하고 있다.

기업들도 적극적인 구조조정을 통해 기업의 투명성·건전성을 확보하고 경쟁력을 강화하기 위해 노력을 기울이고 있다. 자본구조 측면에서는 2005년 말 현재 상장기업의 평균 부채비율이 100% 이하로 하락하는 등 재무구조의 건전성이 급속히 개선되고 있다. 소유구조 측면에서는 지주회사제의 도입 등으로 소유·지배구조시스템의 개선작업이 추진되고 있다. 그렇지만 일부 기업에서는 여전히 소유경영자에 의한 독단적인 경영 의사결정이 이루어지는 등 전근대적인 소유구조체계를 벗어나지 못하고 있는 상황이다.

IMF 외환위기 이후 기업경영에서 가장 두드러진 변화중의 하나는 기업들의 부채비율이 획기적으로 낮아진 것을 들 수 있다. 정부의 부채비율 200% 제한 정책에 따라 1997년말 400%까지 증가하였던 제조업의 부채비율은 1999년 215%, 2000년 211%, 2001년 182%, 2005년 101% 등으로 급속히 하락하였다. 그러나 부채비율 하락의 상당 부분은 부채의 절대규모 감소에 따른 것이라기보다는 유상증자를 통한 자기자본의 증가에 따른 것이라고 할 수 있다. 1997년 3조 4천억원에 불과했던 유상증자 및 기업공개 규모가 1999년에는 41조원으로 급증하였고, 2000년에는 주식시장 침체의 주요 원인이 되었다. 이러한 유상증자마저도 인수 주체의 부채로 주로 당해 기업의 대주주나 계열회사가 인수를 함으로써 내부지분율이 급속히 증가하는 현상을 가져 왔다. 이와 같이 기업의 재무구조를 개선하고자 하는 정부의 정책과 IMF 외환위기 상황을 극복하는 과정에서 기업이 취한 일련의 경영정책들로 인해 소유구조와 자본구조간에는 유의한 관

련성을 가질 수밖에 없게 되었다.

자본구조와 관련하여 Modigliani and Miller(1958)가 자본구조의 선택이 기업가치와 무관하다는 무관련성 이론을 제시한 이후 재무분야에서는 자본구조의 횡단면 시계열적 변동(cross-sectional and time-series variations)에 많은 관심을 가져왔다. 더욱이 최근 연구에서는 내부경영자의 관점에서 자본구조의 변동 원인을 살펴보고자 하는 움직임이 증가하고 있다(Barton and Gordon, 1988 ; Berger, Ofek and Yermack, 1997). 경영자적 관점에서 볼 때, 자본구조는 기업의 위험이나 경영권 등에 영향을 미칠 수 있는 기업 내외의 영향요소에 의해 결정될 뿐만 아니라 재무의사결정과 관련된 경영자의 가치관, 목표, 선호경향 등에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 즉, 기업 재무의사결정은 소유구조와 연관된 경영자의 유인(incentive)에 의해서 영향을 받는 것으로 이해되고 있다(Demsetz, 1983 ; Shliefer and Vishny, 1986 ; Agrawal and Mandelker, 1990).

경영자 유인과 직접적으로 연관되어 있는 소유구조와 자본구조의 관계에 대해서는 많은 연구 결과에도 불구하고 아직까지 일치된 결론을 내리지 못하고 있다. Jensen and Meckling(1976)은 경영자가 자신의 지분을 높이거나 부채를 증가시킴으로서 자기 자본의 대리인비용을 줄일 수 있다고 하였다. 따라서 경영자지분율과 부채비율간에는 정(+)의 관계를 갖는다고 주장하였다. Freind and Hasbrouck(1987)은 대주주는 소유지분비율이 낮아질수록 재무위험을 심각하게 인식하지 않기 때문에 부채사용을 증가시킨다고 주장하였다. 한편 Amihud and Lev(1981)는 경영자의 지분율이 낮은 경우 경영자는 자신의 고용위험을 최소화시키기 위해 기업이 지속적으로 생존할 수 있는 전략을 채택하며, 이러한 유인으로 인해 부채를 적정수준보다 낮게 감소시키고자 한다고 주장하였다. Leland and Pyle(1977)은 신호이론(signaling theory)에서 내부 경영자는 수익성 있는 사업이나 높은 가치를 전달하는 신호도구로서 자신의 소유지분을 이용하며, 높은 부채비율은 기업이 재무위험을 충분히 극복할 수 있는 능력을 갖고 있다는 신호가 되므로 소유구조와 자본구조는 정(+)의 관계를 갖는다고 하였다. Bathala, Moon and Rao(1994)는 경영자소유지분율과 부채비율간에는 동시적 결합관계로 결정된다고 하였다. Brailsford, Oliver and Pua(2002)는 경영자지분율과 레버리지비율간에는 비선형관계가 존재하고, 경영자지분율이 49%일 때 전환점을 갖는 逆U字形 곡선관계를 갖는다고 하였다.

국내연구를 보면, 윤계섭(1990)은 대주주지분율이 증가하면 콜옵션으로서 주식의 가치를 증가시키고자 부채비율을 높인다고 하였다. 강철규(1995)는 재벌기업들이 은행차입을 많이 할수록 대주주는 金利差 地代를 향유하기 위해 소유지분율을 높인다고 하였

다. 김건우(1997)는 소유구조와 자본구조간에 정(+)의 영향관계가 존재하지만 소유구조와 자본구조가 상호의존적으로 결정되지는 않는다고 하였다. 김병곤, 박상현(2001)은 소유구조와 자본구조간에는 부(-)의 영향관계가 존재하고, IMF외환위기 이전기간에는 소유구조와 자본구조정책이 서로 연계되어 결정되는 것을 확인할 수 있었지만, 외환위기 이후기간에는 상호의존적인 영향관계를 발견할 수 없었다고 하였다. 김병곤, 송재호(2003)는 소유구조와 자본구조간에는 부(-)의 영향관계가 존재하고, 전체기간(1997년~2000년)과 외환위기기간(1997년~1998년)에서는 소유구조와 자본구조간에 상호영향관계가 존재하였지만, 회복기간(1999년~2000년)에서는 상호영향관계를 발견할 수 없었다고 하였다. 조지호, 김천호(2005)는 내부자지분과 자본구조 사이에 상호관계가 존재한다는 증거는 찾을 수 없었지만, 내부자지분과 자본구조 사이에 간접적인 영향으로 재무정책과 내부자지분은 서로 영향을 미친다고 하였다.

본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 대리인문제 관점에서 소유경영자의 지분을 수준에 따른 경영자 유인이 자본구조에 미치는 영향을 분석한다. 특히 외환위기를 겪으면서 기업들이 강도 높게 행한 구조조정의 결과가 반영되는 1999년 이후기간을 대상으로 분석한다. 분석기간은 1999년부터 2005년까지의 7개년이다. 현재까지 국내의 기존 연구들은 외환위기 이전기간이나 외환위기 기간을 포함한 직후 기간까지를 분석대상으로 하고 있어, 외환위기 이후에 변화된 기업 상황을 제대로 반영하지 못하는 한계를 가지고 있다.¹⁾ 그리고 분석결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위하여 정부의 기업재무구조정책에 주요한 변화를 보였던 2002년을 기준²⁾으로 하위기간을 설정([하위기간 1] : 1999년~2001년, [하위기간 2] : 2002년~2005년 기간)하여 분석결과를 비교한다.

이와 같이 외환위기 이후기간을 대상으로 소유경영자지분을 수준에 따른 경영자 유인이 자본구조에 미치는 영향을 분석해봄으로써 외환위기를 겪으면서 변화된 기업환경

1) 2005년 12월에 발표된 조지호, 김천호(2005)의 연구에서도 1997년부터 2002년의 자료를 이용하고 있다.

2) 정부는 2001년 2월 국민의 정부 출범 3주년을 맞이하여 기업구조조정을 시장시스템에 의한 상시 개혁체제로 전환을 선언하였고, 2001년 4월 1일 출자총액제한제도가 재시행 되었으며, 2001년 9월에는 5년간 한시적으로 기업구조조정 촉진법(금융권 부채 500억원 이상인 기업이 부실화할 경우 채권자중 금액기준으로 75% 이상 동의하면 워크아웃에 돌입하도록 규정)이 시행되었다. 2002년 3월에는 주채무계열제도를 완화하는 조치를 취하여 주채무계열로 지정되는 기업집단 수를 대폭 축소하였다. 주채무계열제도는 부채가 많은 기업집단을 주채권은행으로 하여금 통합관리하게 하는 제도로 1999년 4월 도입되었는데, 주채무계열로 선정되면 주채권은행과 재무구조개선약정 체결, 부채비율 200% 이하 감축, 기존 여신회수 등의 규제를 받게 된다.

이러한 조치들 중에서 특히 주채무계열제도의 완화조치는 참여연대 등 시민단체 등으로부터 재벌개혁 후퇴 논란과 함께 기업의 무분별한 차입경영 부활에 대한 우려를 지적받았을 만큼 정부의 기업 재무구조 정책에 의미 있는 전환을 가져온 것으로 볼 수 있다.

이 소유경영자지분율과 자본구조의 영향관계에도 변화를 가져 왔는지를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 정부의 정책결정에 시의성 있는 방향을 제시해 줄 수 있을 것으로 생각한다.

그리고 본 연구에서는 소유구조와 자본구조의 관계를 선형관계 뿐만 아니라 Brailsford, Oliver and Pua(2002)가 지적한 것처럼 비선형관계가 존재할 가능성을 염두에 두고 분석을 실시한다. 소유구조와 자본구조의 관계에 관한 국내연구가 주로 선형관계에 입각하여 분석해 왔던 점을 감안하면, 비선형관계 가능성을 분석한 연구결과는 의미 있는 시사점을 제공해 줄 것으로 생각한다.

한편 본 연구에 사용되는 자료는 횡단면 자료(cross-section data)를 시간적으로 연결한 자료이기 때문에 횡단면 자료에서 나타날 수 있는 이분산(heteroscedasticity)의 문제와 시계열 자료의 계열상관의 문제가 동시에 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 시계열·횡단면자료를 통합한 균형패널자료(balanced panel data)를 형성하여 분석하는 방법을 사용한다. 본 연구에서 사용하는 패널자료는 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 378개 비금융업종 기업이 횡단면단위(cross section unit)를 구성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료이다. 패널자료분석을 위한 통계패키지로는 STATA8.0을 이용한다. 분석에 필요한 자료는 한국상장회사협의회 TS-2000과 각 회사의 사업보고서를 이용하였다.

II. 이론적 배경

경영자 유인과 자본구조의 관계는 복잡하고, 많은 연구 결과에도 불구하고 아직까지 명확한 결론이 제시되고 있지 못한 상황이다. Jensen and Meckling(1976)은 기업내부에서 경영을 책임지고 있는 주주는 배당뿐만 아니라 부가적인 특권적 소비(perquisite consumption)에 의해 외부주주(external shareholders)보다 더 많은 현금흐름을 향유할 가능성이 있다는 것을 지적하였다. 즉 경영자는 자신에게 유리한 투자나 재무정책을 채택하고, 외부주주나 채권자의 몫을 줄이고자 하는 유인(incentive)을 가질 수 있다고 하였다. 그런데 이러한 유인은 경영자의 소유지분율 수준에 따라 달리 나타날 수 있다.

경영자 유인과 자본구조의 관계를 보면, 먼저 소유경영자의 지분율이 낮은 경우에는 부채를 적정수준보다 낮게 감소시키고자 하는 유인을 가질 수 있다. 경영자는 기업에 투자한 인적자본(human capital)의 위험을 분산시키기 어렵기 때문에 자신의 고용위험이 최소화될 수 있도록 기업이 지속적으로 생존할 수 있는 전략을 채택하고자 한다

(Amihud and Lev, 1981). 다양화가 어려운 고용위험을 최소화 시킬 수 있는 방법 중의 하나가 기업의 부채를 감소시키는 것이다(Friend and Lang, 1988). 부채는 기업의 파산 위험을 증가시키는 요인이 되기 때문이다. 파산이나 재무적 곤경(financial distress)현상이 발생한다면, 고용위험이 증가하고, 경영자보상이 작아질 가능성이 높다. 따라서 일정수준 이하로 소유지분비율을 낮게 보유하고 있는 경영자는 자기 이해를 추구하기 위해 부채를 적정 수준보다 더 낮게 감소시키려는 유인을 가지게 된다. 그러나 이러한 경영자의 행위를 통제하고 규제하는 메커니즘이 존재하기 때문에 부채수준이 0이 되지는 않는다.³⁾

한편, 소유경영자의 지분수준이 경영자안주(entrenchment)현상이 발생할 수 있을 정도로 증가하는 경우에 경영자는 부채를 증가시킴으로써 향유할 수 있는 이익(agency-related benefit)을 최대화하고자 하는 유인을 가질 수 있다. 의사결정시 위험이 높은 투자안을 선택함으로써 채권자의 부를 주주의 부로 이전시키고자 하는 위험선호유인(risk incentive) 등이 나타날 수 있다.

그러나 경영자의 소유지분율이 일정 수준 이상으로 높아지는 경우에는 경영자와 외부주주간에 이해가 일치(convergence-of-interest effect)하게 되고, 부채사용의 증가로 나타날 수 있는 위험을 경영자 자신이 부담해야 되기 때문에 부채를 감소시키고자 하는 유인을 가지게 된다.

이상에서 살펴본 소유경영자지분율 수준에 따른 경영자 유인과 자본구조의 이론적 관계를 요약해 보면, 소유경영자지분율수준이 낮을 때는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지 수준이 감소하고, 경영자안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율 수준에서는 다시 레버리지가 감소하는 逆N字形 비선형관계가 나타날 수 있다.

Ⅲ. 실증분석설계

1. 표본기업의 선정 및 분석대상 기간

본 연구에서는 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장된 702개 기업 중에서 다음과 같은 기준에 의해 378개 기업을 선정하였다.

3) 이와 같은 메커니즘으로는 경영자의 노동시장, 자본시장, 기업통제권 시장 등이 있다(Manne, 1965 ; Fama and Jensen, 1983 ; Weisbach, 1993).

- ① 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 비금융업종 기업
- ② 1999년 이후 계속하여 결산자료를 공표하여 회계자료를 입수할 수 있는 12월 결산법인으로 표본기간동안 결산기를 변경하지 않은 기업

표본대상 기업에서 은행·보험·증권업종의 기업을 제외시킨 것은 우리나라에 있어 은행·보험·증권산업은 규제산업으로 소유구조나 자본구조, 경영형태 등에서 비금융업종의 기업과 매우 다르기 때문이다.

본 연구에서 분석대상 기간은 1999년에서 2005년까지의 7개년이고, 378개의 개별기업이 횡단면단위를 구성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열을 갖는 균형패널자료를 사용하였다. 전체기간을 대상으로 분석한 연구결과의 강건성을 확인하기 위해 정부가 주채무계열제도의 완화라는 기업채무구조정책에 주요한 변화를 보였던 2002년을 기준으로 하위기간을 설정(1999년~2001년 기간, 2002년~2005년 기간)하여 분석결과를 비교한다.

2. 가설설정

앞의 이론적 배경에서 경영자 유인과 자본구조간의 관계는 소유경영자지분율 수준에 따라 그 영향관계가 달리 나타난다는 것을 알 수 있었다. 즉, 소유경영자지분율 수준이 낮을 때에는 레버리지비율을 적정수준보다 낮게 감소시키고자 하는 유인을 갖게 되고, 소유경영자지분율 수준이 경영자안주현상이 발생할 수 있을 정도로 증가하는 경우에는 레버리지에 의한 이익을 최대한 향유하고자 하는 유인을 가질 수 있다고 하였다. 그러나 소유경영자의 지분율이 일정 수준이상으로 높아지면 레버리지 사용 증가에 따른 위험을 회피하고자 레버리지비율을 감소시키고자 하는 유인을 갖는다고 하였다.

따라서 경영자 유인과 자본구조의 관계는 소유경영자지분율 수준에 따라 다르게 나타나고, 소유경영자지분율과 자본구조의 관계는 逆N字形 비선형관계로 나타날 수 있다고 하였다. 이러한 관계 가능성을 테스트하기 위해 다음과 같은 가설을 설정하고 분석한다.

[가설] 소유경영자지분율 수준은 경영자 유인에 영향을 미치고, 그 결과 자본구조와는 逆N字形 비선형관계를 갖는다.

3. 분석모형

1) 분석모형의 설정

앞에서 제시된 가설을 검증하기 위하여 다음과 같은 세 가지 분석모형을 설정한다.

[모형 1]은 패널자료를 이용하여 기업규모, 경영위험, 성장성, 잉여현금흐름, 수익성, 산업 등을 통제한 상황에서 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 선형관계로 분석하기 위한 모형이다. 이때 i 기업의 t 기 오차항은 시간에 따른 기업특성효과(individual specific effect)와 기업에 따른 시간특성효과(time specific effect)를 복합적으로 반영할 수 있도록 기업효과(η_i), 시간효과(λ_t), 나머지 오차(e_{it})로 나누어 모형에 포함시켰다.

$$\begin{aligned} \text{[모형 1]} \quad LEV_{it} = & \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 RISK_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 FCF_{it} \quad (1) \\ & + \beta_6 ROA_{it} + \sum_{j=7}^{13} \beta_j (IND_{j-6})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it} \end{aligned}$$

- 단, LEV_{it} : i 기업의 t 기 레버리지비율(= 부채 / 총자산)
 $IOWN_{it}$: i 기업의 t 기 소유경영자지분율(= 대주주1인 지분율)
 $SIZE_{it}$: i 기업의 t 기 기업규모(= 총자산의 자연대수값)
 $RISK_{it}$: i 기업의 t 기 경영위험(= 총자산영업이익률의 10년간 표준편차)
 $GROW_{it}$: i 기업의 t 기 성장률(= 매출액증가율)
 FCF_{it} : i 기업의 t 기 잉여현금흐름(= (당기순이익 + 감가상각비-배당) / 자기자본의 시장가치)
 ROA_{it} : i 기업의 t 기 총자산영업이익률(= 영업이익 / 총자산)
 IND_{it} : i 기업의 t 기 산업더미(해당업종에 1부여)
 η_i : i 기업특성효과
 λ_t : t 기의 시간특성효과
 e_{it} : 나머지 오차

[모형 2], [모형 3]은 [모형 1]에 소유경영자지분율의 2차항, 3차항을 추가하여 소유경영자지분율과 자본구조간의 비선형관계를 분석하기 위한 모형이다.

$$\begin{aligned} \text{[모형 2]} \quad LEV_{it} = & \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 RISK_{it} + \beta_5 GROW_{it} \quad (2) \\ & + \beta_6 FCF_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{[모형 3]} \quad LEV_{it} = & \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 IOWN_{it}^3 + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 RISK_{it} \quad (3) \\
 & + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 FCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}
 \end{aligned}$$

2) 분석모형의 적합성 검증방법

패널자료분석법은 추정모형의 상수항이 횡단면 또는 시계열에 따라 동일한지에 대한 여부와 오차항의 구조에 대한 가정에 따라 다양하다. 모형의 적합성을 추정하는 첫 번째 단계는 모형내에 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)가 존재하는가의 여부를 검정하는 것이다. 즉, 귀무가설(H_0) $\sigma_\eta^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$ 을 설정하고, 귀무가설을 채택하는 경우에는 기업특성효과와 시간특성효과가 존재하지 않으므로 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 있다. 그러나 귀무가설이 기각되는 경우에는 오차항은 $\eta_i + \lambda_t + e_{it}$ 와 같이 되고, η_i 와 λ_t 의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없게 된다. 이러한 가설에 대한 검정은 Breusch and Pagan(1980)이 제시한 라그랑지 승수 검정(Lagrange Multiplier Test)에 의해 이루어질 수 있는데, 식 (4)의 통계량 g 는 점근적으로 $\chi^2(2)$ 분포를 한다.

$$g = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \mu_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mu_{it}^2} - 1 \right]^2 + \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{t=1}^T (\sum_{i=1}^N \mu_{it})^2}{\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \mu_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2(2) \quad (4)$$

단, N : 기업수
 T : 분석연도수
 μ_{it} : 최소자승잔차

식 (4)의 g 통계량을 두 항으로 분리하여 사용하면 $\sigma_\eta^2 = 0$ 과 $\sigma_\lambda^2 = 0$ 의 귀무가설을 각각 $\chi^2(1)$ 으로 검정할 수도 있다.

모형에서 η_i 와 λ_t 의 존재가 확인되는 경우 두 번째 단계는 η_i 와 λ_t 를 고정효과모형(fixed effect model 또는 dummy variable model)으로 추정할 것인가 혹은 확률효과모형(random effect model 또는 variance components model)으로 추정할 것인가를 검정하여야 한다. 고정효과모형은 η_i 와 λ_t 가 고정되어 있다고 가정하고 가변수최소자승법(least squares dummy variable : LSDV)을 모수추정방법으로 활용하는 모형이다. 확률효과모형은 η_i 와 λ_t 를 확률변수로 가정하고 일반화최소자승법(generalized least squares : GLS)을 모수추정방법으로 활용하는 모형이다.

두 모형의 적합성을 비교하기 위해서는 개별효과를 나타내는 기업특성변수(η_i)와 독립변수(X_{it})간에 상관관계가 없다는 귀무가설($H_0: E(\eta_i / X_{it}) = 0$)을 설정하고, 하우스만 검정(Hausman Test)을 실시하는 것이다. 만약 $E(\eta_i / X_{it}) = 0$ 이라는 귀무가설이 채택될 경우에는 확률효과모형에 의한 GLS추정량이 일치성과 효율성을 가지게 되어 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직하다. 만약 귀무가설이 기각된다면 GLS추정량은 불일치성을 가지게 되므로 고정효과모형에 의한 추정이 바람직하게 된다(Hausman(1978)).⁴⁾

고정효과모형의 적합성을 확인하기 위해서는 귀무가설(H_0): $\eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_{N-1} = 0$ 와 $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$ 을 설정하고 F-검정을 실시할 수 있다. 이때 귀무가설이 기각되는 경우 고정효과가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

4. 분석대상변수

1) 자본구조

자본구조의 대용치로는 레버리지비율(LEV)을 사용하였다. 레버리지비율은 총자산에서 부채가 차지하는 비중(부채/총자산)으로 측정하였다.

2) 소유경영자지분을

소유경영자지분율(IOWN)의 대용변수로 대주주 1인 지분율을 사용한다. 대주주1인이란 주주1인과 증권거래법 시행령 제10조의 3에 해당하는 특별관계자가 소유한 주식의 총수가 가장 많은 주주를 말한다. 대주주1인은 1인 이상의 다수로 구성되어 있는 것이 일반적이다. 증권거래법 시행령에서 정의하고 있는 대주주 1인 지분율에는 최대주주 및 친인척, 계열사 및 임원 등 특수관계인과 의결권행사 등에 뜻을 같이한 공동보유자의 지분이 포함된다. 이때 공동보유자란 ‘본인과 합의 또는 계약 등에 의해 주식 등을 공동 또는 단독으로 취득한 후 그 취득한 주식을 상호 양도 또는 양수하는 행위를 할 것을 합의한 자’를 말한다(시행령 제10조의 3 제4항).

3) 통제변수

자본구조에 영향을 미치는 변수로는 소유경영자지분율 뿐만 아니라 다른 여러 변수

4) 고정효과모형은 누락변수와 독립변수 사이에 상관성이 존재하여도 추정결과에 편의가 발생하지 않는 장점을 가진다(Chamberlain and Griliches(1984)).

들이 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 자본구조에 주요하게 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수로는 기업규모, 경영위험, 성장성, 잉여현금흐름, 수익성, 산업 등을 사용하였다.

(1) 기업규모

기업규모가 클수록 기업의 파산위험이 낮아지고, 부채 부담 능력이 증가하므로 레버리지변수와는 정(+)의 관계가 예상된다(Scott and Martin, 1975 ; Ferri and Jones, 1979 ; Friend and Lang, 1988 ; Agrawal and Nagarajan, 1990). 기업규모(SIZE)를 측정하기 위해서는 총자산규모에 자연로그를 취한 값을 사용하였다.

(2) 경영위험

기업의 미래 수익의 변동은 이자부담을 충족시킬 수 있는 능력을 결정하는 주요한 요소이다. 채권자는 기업의 채무지급능력을 미래 수익으로 판단하기 때문에 경영위험이 증가하면 부채의 공급을 줄이게 된다(Bradley, Jarrell and Kim, 1984 ; Mehran, 1992).

경영위험은 이익의 변동성을 나타내는 총자산영업이익률의 표준편차를 사용하여 측정한다.⁵⁾ 각 연도별로 총자산영업이익률의 10년간 표준편차를 계산하여 당해 연도 경영위험으로 사용하였다.

(3) 성장성

Kim and Sorensen(1986), Titman and Wessels(1988), Jensen, Solberg and Zorn (1992), Mehran(1992) 등은 기업의 성장기회는 부채의 대리인비용(agency cost of debt)의 대용치가 될 수 있다고 하였다. 이들은 성장산업에 속해 있는 기업일수록 채권자의 부를 탈취하기 위해 최적이 아닌 투자안에 투자할 가능성이 높다고 하였다.

또한 성장성은 Myers and Majluf(1984)가 지적한 것처럼 기업 성공의 지표가 될 수 있다. 이 경우 성장성은 가용한 내부자금의 대용치가 될 수 있다. 만약 기업이 성공적으로 사업이 운영된다면, 투자를 위한 충분한 내부자금을 조달할 수 있게 된다. 이 경우 성장성변수와 레버리지변수간에는 부(-)의 영향관계가 나타나게 된다. 한편 기업의 높은 성장성을 달성하기 위해 투자를 확대한다면 투자자금 확보를 위해 레버리지를 높

5) 기업의 총위험은 경영위험과 재무위험의 합이라고 할 수 있는데, 재무위험은 자본구조(레버리지비율)에서 반영되므로 본 연구 모형에서는 경영위험을 분리시켜 통제변수에 포함시켰다.

일 수도 있다. 이러한 경우에는 성장성변수와 레버리지변수간에는 정(+)의 영향관계가 나타날 수 있다. 성장성의 측정변수(GROW)로는 매출액증가율을 사용하였다.

(4) 잉여현금흐름

Jensen(1986)은 잉여현금흐름가설(free cash flow hypothesis)에서 부채를 조달하는 경우 부채조항에 의해 경영자의 임의적인 현금흐름의 처분을 통제할 수 있어 잉여현금흐름문제가 완화될 수 있다고 하였다. 그러나 잉여현금흐름이 발생하는 기업은 부채를 조달할 필요성이 낮아지기 때문에 잉여현금흐름변수와 레버리지변수간에는 부(-)의 관계가 나타나게 된다. 잉여현금흐름변수(FCF)는 Lehn and Poulsen(1989)과 Chen and Steiner(2000)가 제시한 것과 같이 당기순이익에 감가상각비를 더하고 배당을 차감하여 구한 현금흐름(= 당기순이익 + 감가상각비 - 배당)을 자기자본의 시장가치(= 주가 × 발행주식수)로 나누어 계산하였다.

(5) 수익성

Myers and Majluf(1984)는 자본조달우선순위가설(pecking order hypothesis)을 이용하여 수익성이 높은 기업은 내부유보자금에 의한 내부자금조달이 원활해지기 때문에 부채조달에 대한 수요가 감소한다고 하였다. Friend and Lang(1988), Jensen, Solberg and Zorn(1992) 등의 연구결과에 의하면 수익성과 레버리지간에는 부(-)의 관계가 제시되고 있다. 수익성의 측정변수(ROA)로는 총자산영업이익률(= 영업이익 / 총자산)을 사용하였다.

(6) 산업

산업에 따라 레버리지비율이 달리 나타날 수 있다. 산업효과를 통제하기 위해서는 각년도 통계청에서 발표한 표준산업분류표 중분류(SIC 2 digit)기준에 따라 표본기업을 8개 업종으로 분류하고, 당해기업이 속하는 경우 산업더미 변수(IND)에 1을 부여하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 각 변수의 기술통계량

본 연구에서 전체표본에 대한 각 변수의 기술적 통계량을 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1>에서 자본구조를 나타내는 레버리지비율(LEV)은 평균 50.37%이고 최소 5.8%에서 최대 473.4%이다. 소유경영자지분율은(IOWN)은 최소 0%에서 최대 94.3%이고, 평균 34.24%이다. 기업규모(SIZE)는 평균 19.342이고, 경영위험(RISK)은 평균 0.0510이다. 매출액성장률(GROW)은 평균 11.32%이고, 자기자본의 시장가치 대비 잉여금현금흐름비율(FCF)은 평균 -10.06%로 나타났다. 총자산영업이익률(ROA)은 평균 4.89%이다.

<표 1> 각 변수의 기술적 통계량

구분		관측치수(개)	평균	표준편차	최소	최대
레버리지비율	전체기간	2,646	0.5037	0.2530	0.058	4.734
	하위기간 1	1,134	0.5589	0.3002	0.078	4.734
	하위기간 2	1,512	0.4622	0.2012	0.058	1.407
소유경영자지분율	전체기간	2,646	0.3424	0.1709	0.000	0.943
	하위기간 1	1,134	0.3416	0.1602	0.000	0.930
	하위기간 2	1,512	0.3431	0.1785	0.000	0.943
기업규모	전체기간	2,646	19.342	1.5100	15.33	24.89
	하위기간 1	1,134	19.327	1.5010	16.062	24.89
	하위기간 2	1,512	19.354	1.5170	15.33	24.84
위험	전체기간	2,646	0.0510	0.0787	0.005	1.753
	하위기간 1	1,134	0.0517	0.0962	0.005	1.753
	하위기간 2	1,512	0.0505	0.0625	0.005	1.753
매출액성장률	전체기간	2,646	0.1132	0.9099	-0.975	39.37
	하위기간 1	1,134	0.1162	0.5221	-0.860	13.07
	하위기간 2	1,512	0.1110	1.1158	-0.975	39.37
잉여금흐름	전체기간	2,646	-0.1006	3.3498	-77.25	21.41
	하위기간 1	1,134	-0.3919	4.9571	-77.25	21.41
	하위기간 2	1,512	0.1178	1.0517	-28.40	13.32
총자산영업이익률	전체기간	2,646	0.0489	0.0824	-0.940	0.550
	하위기간 1	1,134	0.0482	0.0852	-0.940	0.550
	하위기간 2	1,512	0.0493	0.0803	-0.532	0.370

주) 표본은 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 비금융업종 기업 378개임. 전체기간 관측치수는 연간 378개 기업의 7개년 자료인 2,646개임. [하위기간 1](1999년~2001년)의 관측치수는 연간 378개 기업의 3개년 자료인 1,134개임. [하위기간 2](2002년~2005년)의 관측치수는 연간 378개 기업의 4개년 자료인 1,512개임. 레버리지비율(LEV) = 부채 / 총자산, 소유경영자지분율 = 대주주1인 지분율, 기업규모는 총자산의 자연대수 값, 위험(RISK) = 총자산영업이익률의 과거 10년간 표준편차, 매출액성장률(GROW) = (당해연도 매출액-전연도 매출액) / 전연도 매출액, 잉여금흐름(FCF) = (당기순이익 + 감가상각비 - 배당) / 자기자본의 시장가치, 총자산영업이익률(ROA) = 영업이익 / 총자산

본 연구에 포함된 각 변수의 전체표본기간(1999년~2005년)의 자료를 이용하여 계산한 변수들간의 상관관계는 <표 2>와 같다.

<표 2> 전체표본기간(1999년~2005년)을 이용한 변수간의 상관계수

	LEV	IOWN	SIZE	RISK	GROW	FCF	ROA
LEV	1.0000						
IOWN	-0.2016**	1.0000					
SIZE	0.0844**	-0.0515**	1.0000				
RISK	-0.0423*	-0.0511**	-0.1429**	1.0000			
GROW	0.0142	-0.0171	-0.0269	0.0144	1.0000		
FCF	-0.2769**	0.0507**	0.0066	-0.0241	0.0078	1.0000	
ROA	-0.2122**	0.1138**	0.2349**	-0.1905**	0.0018	0.1410**	1.0000

주) 1999년~2005년의 전체표본기간을 대상으로 계산한 변수들간의 상관계수 표임. SIZE는 총자산의 자연대수값을 사용하였음. *, **는 각각 5%, 1%의 유의수준에서 유의함을 나타냄. 유의성 검정은 Pearson상관관계 검정임.

2. 모형의 적합성 검정결과

1) 전체기간에 대한 모형적합성 검정결과

<표 3>은 전체기간(1999년~2005년)에 대해 각 모형의 적합성을 검정한 결과이다. 먼저, 기업특성효과(η_i)의 존재여부를 검정($H_0 : \sigma_{\eta}^2 = 0$)한 라그랑지 승수 검정결과를 보면, [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 g 통계량이 각각 1,693.03, 1688.59, 1,688.66으로 모두 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 이는 기업특성효과 η_i 가 본 연구의 모형에 존재한다는 의미로 하우스만 검정에 의해 고정효과모형과 확률효과모형의 적합성을 검정할 필요가 있음을 보여주고 있다.⁶⁾

<표 3>의 두 번째 란은 $E(\eta_i/X_{it}) = 0$ 이라는 귀무가설하에 각 모형에 대해 하우스

6) 앞에서 살펴본 바와 같이 라그랑지 승수 검정에서 g 통계량은 $\chi^2(2)$ 분포를 갖는데, g 통계량의 두 항을 분리하여 $\sigma_{\eta}^2 = 0$ 과 $\sigma_{\lambda}^2 = 0$ 의 귀무가설을 각각 $\chi^2(1)$ 으로 검정할 수 있다고 하였다. 각각의 귀무가설($\sigma_{\eta}^2 = 0$ 과 $\sigma_{\lambda}^2 = 0$)이 모두 채택되는 경우에는 기업특성효과나 시간특성효과가 존재하지 않기 때문에 OLS를 이용하여 일차 추정량을 얻을 수 있지만, 그 중 하나라도 기각되는 경우에는 하우스만 검정(Hausman Test)에 의해 고정효과모형이나 확률효과모형의 적합도를 검정해 보아야한다. <표 3>의 라그랑지 승수 검정결과는 [모형 1], [모형 2], [모형 3]에 대한 귀무가설 $\sigma_{\eta}^2 = 0$ 을 검정한 결과를 제시한 것으로 모든 모형에서 귀무가설 $\sigma_{\eta}^2 = 0$ 이 기각되는 결과를 보이고 있다. 따라서 $\sigma_{\lambda}^2 = 0$ 에 대한 추가적인 검정 없이도 각 모형을 OLS로 추정하는 경우 일차 추정량을 구할 수 없다는 것을 알 수 있다.

만 검정을 실시한 결과이다. 하우스만 검정결과를 보면, 각 모형의 m 값이 각각 129.15, 122.00, 131.34로 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 따라서 기업특성효과와 독립변수간에는 유의한 상관관계를 가진다고 할 수 있으므로 고정효과모형에 의한 계수 추정이 적합함을 알 수 있다.

<표 3>의 세 번째란 즉, 고정효과모형의 적합성을 확인하기 위해 귀무가설 $\eta_i = 0$ 를 설정하고 F -검정을 실시한 결과를 보면, 각 모형의 F 값이 각각 7.57, 7.56, 7.57로 귀무가설이 기각되는 결과를 보여 본 연구의 모형으로 고정효과모형이 적합함을 확인할 수 있다.

<표 3> 전체기간에 대한 모형적합성 검정결과

[모형 1]	$LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 RISK_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 FCF_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \sum_{j=7}^{13} \beta_j (IND_{j-6})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$
[모형 2]	$LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 RISK_{it} + \beta_5 GROW_{it} + \beta_6 FCF_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$
[모형 3]	$LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 IOWN_{it}^3 + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 RISK_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 FCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$

구분	라그랑지 승수 검정 ($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$)		하우스만 검정 ($H_0 : E(\eta_i/X_{it}) = 0$)		F -검정 ($H_0 : \eta_i = 0$)	
	g 통계량	p값	m 통계량	p값	F값	p값
[모형 1]	1,693.03	0.0000	129.15	0.0000	7.57	0.0000
[모형 2]	1,688.59	0.0000	122.00	0.0000	7.56	0.0000
[모형 3]	1,688.66	0.0000	131.34	0.0000	7.57	0.0000

주) 전체기간(1999년~2005년)을 대상으로 [모형 1], [모형 2], [모형 3]에 대한 적합성을 검정하기 위해 라그랑지 승수 검정($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$), 하우스만 검정($H_0 : E(\eta_i/X_{it}) = 0$), F -검정($H_0 : \eta_i = 0$)을 실시한 결과임. 라그랑지 승수 검정은 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)의 존재 여부를 검정하는 것임. 귀무가설이 기각되는 경우 오차항은 $\eta_i + \lambda_t + e_{it}$ 와 같이 되고, η_i 와 λ_t 의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없음을 의미함. 하우스만 검정은 η_i 와 λ_t 를 고정효과모형으로 추정할 것인가 혹은 확률효과모형으로 추정할 것인가를 검정하는 것임. 만약 $E(\eta_i/X_{it}) = 0$ 이라는 귀무가설이 채택될 경우에는 확률효과모형에 의한 GLS추정량이 일치성과 효율성을 가지게 되어 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직함. 만약 귀무가설이 기각된다면 GLS추정량은 불일치성을 가지게 되므로 고정효과모형에 의한 추정이 바람직하게 됨. F -검정은 고정효과모형의 적합성을 확인하기 위한 검정. 귀무가설이 기각되는 경우 고정효과가 존재하는 것으로 해석함.

2) 하위기간에 대한 모형적합성 검정결과

<표 4>는 전체기간을 두 개의 하위기간([하위기간 1] : 1999년~2001년, [하위기간 2] : 2002년~2005년)으로 구분하여 모형의 적합성을 검정한 결과이다. 먼저, 라그랑지 승수 검정결과를 보면, 두 기간 모두에서 [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 g 통계량이 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 이는 기업특성효과 η_i 가 두 기간 모두에서 존재

<표 4> 하위기간에 대한 모형적합성 검정결과

<p>[모형 1] $LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 RISK_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 FCF_{it}$ $+ \beta_6 ROA_{it} + \sum_{j=7}^{13} \beta_j (IND_{j-6})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$</p> <p>[모형 2] $LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 RISK_{it} + \beta_5 GROW_{it}$ $+ \beta_6 FCF_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$</p> <p>[모형 3] $LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 IOWN_{it}^3 + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 RISK_{it}$ $+ \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 FCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$</p>

구분	라그랑지 승수 검정 ($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$)		하우즈만 검정 ($H_0 : E(\eta_i / X_{it}) = 0$)		F -검정 ($H_0 : \eta_i = 0$)	
	g 통계량		m 통계량		F값	
	[하위기간 1]	[하위기간 2]	[하위기간 1]	[하위기간 2]	[하위기간 1]	[하위기간 2]
[모형 1]	291.88**	1,689.19**	63.04**	65.23**	4.57**	31.93**
[모형 2]	286.54**	1,686.73**	60.09**	75.55**	4.48**	31.89**
[모형 3]	283.63**	1,682.90**	61.32**	73.52**	4.45**	31.75**

주) 전체기간을 두 개의 하위기간([하위기간 1] : 1999년~2001년, [하위기간 2] : 2002년~2005년)으로 구분하여 [모형 1], [모형 2], [모형 3]에 대한 적합성을 검정하기 위해 라그랑지 승수 검정($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$), 하우즈만 검정($H_0 : E(\eta_i / X_{it}) = 0$), F -검정($H_0 : \eta_i = 0$)을 실시한 결과임. 라그랑지 승수 검정은 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)의 존재 여부를 검정하는 것임. 귀무가설이 기각되는 경우 오차항은 $\eta_i + \lambda_t + e_{it}$ 와 같이 되고, η_i 와 λ_t 의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없음을 의미함. 하우즈만 검정은 η_i 와 λ_t 를 고정효과모형으로 추정할 것인가 혹은 확률효과모형으로 추정할 것인가를 검정하는 것임. 만약 $E(\eta_i / X_{it}) = 0$ 이라는 귀무가설이 채택될 경우에는 확률효과모형에 의한 GLS추정량이 일치성과 효율성을 가지게 되어 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직함. 만약 귀무가설이 기각된다면 GLS추정량은 불일치성을 가지게 되므로 고정효과모형에 의한 추정이 바람직하게 됨. F -검정은 고정효과모형의 적합성을 확인하기 위한 검정. 귀무가설이 기각되는 경우 고정효과가 존재하는 것으로 해석함. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

한다는 의미로 하우스만 검정에 의해 고정효과모형과 확률효과모형의 적합성을 검정할 필요가 있음을 알 수 있다.

<표 4>의 두 번째 란의 하우스만 검정결과를 보면, 두 기간 모든 모형의 m 값이 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 따라서 기업특성효과와 독립변수간에는 유의한 상관관계를 가진다고 할 수 있으므로 고정효과모형에 의한 계수 추정이 적합함을 알 수 있다.

<표 4>의 세 번째란의 F -검정을 실시한 결과를 보면, 두 기간의 모형 모두에서 F 값이 귀무가설을 기각하는 결과를 보여 하위기간의 모든 모형에 고정효과모형을 적용하여 분석하는 것이 적합함을 확인할 수 있다.

3. 고정효과모형에 의한 전체기간 실증분석결과

<표 5>는 전체기간(1999년~2005년)을 대상으로 고정효과모형에 의해 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석한 결과이다. <표 5>를 보면, 먼저 [모형 1]에 있어 소유경영자지분율(IOWN)로 측정된 소유경영자지분율수준의 회귀계수가 $-0.1506(t = -4.78)$ 로 5% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 소유경영자지분율과 자본구조간에 선형관계 가능성을 보이는 것이다. [모형 2]에 의한 분석결과에서는 소유경영자지분율의 1차항(IOWN), 2차항(IOWN²)의 회귀계수가 각각 $-0.3987(t = -4.23)$ 과 $0.3409(t = 2.79)$ 로 유의한 U자형 곡선관계 가능성을 보여주고 있다. [모형 3]에 의한 분석결과를 보면, 소유경영자지분율(IOWN)의 1차항(IOWN), 2차항(IOWN²), 3차항(IOWN³)의 회귀계수가 각각 $-0.6865(t = -3.38)$, $1.2481(t = 2.15)$, $-0.7641(t = -1.60)$ 로 3차식에서는 통계적으로 유의한 관계를 발견할 수 없었다.

[모형 1], [모형 2]의 분석결과에 의하면 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 선형 혹은 2차형 비선형관계로 설명이 가능한 것으로 해석할 수 있다. 그러나 R^2 를 보면, [모형 1]과 [모형 2]의 설명력이 각각 12.92%와 13.22%로 [모형 2]가 높게 나타나고 있다. 따라서 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 2차형 비선형관계로 이해하는 것이 가장 유의한 것으로 평가할 수 있다.

[모형 2]의 분석결과에 나타난 회귀계수의 의미를 살펴보면, 소유경영자지분율 수준이 58.48%⁷⁾까지는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지 수준이 감소하고, 그 이

7) [모형 2]의 분석결과에 나타난 회귀식을 이용하여 소유경영자지분율에 관해 편미분($\partial LEV / \partial IOWN = 0$)한 결과 변곡점이 58.48%로 나타났다.

상의 지분율 수준에서는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율이 증가하는 U
 字形 곡선관계가 존재한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 일정수준 이하의 소유경영
 자지분율 수준에는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지수준이 감소하고, 경영자
 안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 레버리지의 증가현상이, 그 이상의 지

<표 5> 고정효과모형을 이용한 소유경영자지분율과 자본구조간의 전체기간 패널분석 결과

[모형 1]	$LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 RISK_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 FCF_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \sum_{j=7}^{13} \beta_j (IND_{j-6})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$
[모형 2]	$LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 RISK_{it} + \beta_5 GROW_{it} + \beta_6 FCF_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$
[모형 3]	$LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 IOWN_{it}^3 + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 RISK_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 FCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$

구분	[모형 1]	[모형 2]	[모형 3]
상수항	0.8393(2.97**)	0.8580(3.04**)	0.8755(3.10)
IOWN	-0.1506(-4.78**)	-0.3987(-4.23**)	-0.6865(-3.38**)
IOWN ²	-	0.3409(2.79**)	1.2481(2.15**)
IOWN ³	-	-	-0.7641(-1.60)
SIZE	-0.0138(-0.96)	-0.0129(-0.90)	-0.0128(-0.90)
RISK	-0.0241(-0.35)	-0.0294(-0.42)	-0.0296(-0.43)
GROW	-0.0017(-0.45)	-0.0016(-0.41)	-0.0016(-0.40)
FCF	-0.0158(-14.97**)	-0.0158(-14.92**)	-0.0157(-14.86**)
ROA	-0.2827(-4.61**)	-0.2806(-4.58**)	-0.2786(-4.55**)
IND	포함	포함	포함
F값	7.57**	7.56**	7.57**
R ²	0.1292	0.1322	0.1332

주) 레버리지비율(LEV)로 추정된 자본구조를 소유경영자지분율(IOWN)과 통제변수(SIZE, RISK, GROW, FCF, ROA, IND)를 이용하여 고정효과모형으로 패널분석한 결과임. IOWN²과 IOWN³은 IOWN의 제곱과 세제곱을 나타내고, SIZE는 총자산의 자연대수 값임. 기타 변수는 <표 1>의 주)를 참조하기 바람. 패널자료는 378개의 개별기업이 횡단면 단위를 구성하고, 각 기업이 7개년(1999년~2005년)의 시계열을 갖는 균형패널자료임. 회귀계수 옆의 ()안의 숫자는 t값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

분율수준에서는 다시 레버리지비율이 감소하는 逆N字形 비선형관계가 존재할 것이라는 가설과는 다른 결과이다. 또한 Brailsford, Oliver and Pua(2002)의 연구결과에 제시된 경영자지분율 49%에서 변곡점을 갖는 逆U字形 곡선관계와는 정반대의 패턴을 보이는 것이다. Brailsford, Oliver and Pua(2002)의 연구에서는 경영자지분율 49% 이하 구간에서는 경영자와 주주간에 이해가 일치하여 레버리지 증가에 따른 이익을 향유하고자 하는 유인이 강하게 나타나고, 경영자지분율 49% 이상의 구간에서는 부채 증가에 따른 위험을 경영자 자신이 많이 부담해야 하기 때문에 부채를 감소시키고자 하는 유인이 강하게 나타난다고 하였다.

그런데 본 연구의 결과에 나타난 U자형 비선형관계는 첫째, 외환위기 이후 우리나라 기업들이 레버리지에 의한 재무위험 부담을 많이 느꼈고, 정부의 정책방향도 레버리지비율을 감소시키는 정책을 강하게 추진하였기 때문에 재무레버리지에 의한 파산위험과 재무적 곤경 현상, 그리고 경영자 자신의 고용위험 등을 최소화하기 위해 지분율 58.48%의 범위까지는 재무레버리지를 감소시키려는 유인을 가진 결과로 해석할 수 있다. 그러나 지분율 58.48% 이상의 수준에서는 이러한 환경변화에도 불구하고, 부채조달에 의한 레버리지효과를 향유하고자 하는 유인이 강하게 나타난 결과로 이해할 수 있다.

다른 통제변수의 경우 자본구조에 유의하게 영향을 미치는 변수는 잉여현금흐름(FCF), 수익성(ROA)변수인 것으로 나타났다. [모형 1], [모형 2], [모형 3]에서 잉여현금흐름변수(FCF)의 회귀계수는 각각 $-0.0158(t = -14.97)$, $-0.0158(t = -14.92)$, $-0.0157(t = -14.86)$ 로 레버리지비율과 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 잉여현금흐름이 발생하는 기업은 부채를 조달할 필요성이 낮은 것과 관계가 있는 것으로 분석된다.

수익성변수(ROA)의 회귀계수는 각각 $-0.2827(t = -4.61)$, $-0.2806(t = -4.58)$, $-0.2786(t = -4.55)$ 으로 레버리지비율과 부(-)의 영향관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 수익성이 높은 기업은 내부유보자금에 의한 내부자금조달이 원활하여 부채조달에 대한 수요가 감소하기 때문에 부(-)의 영향관계를 보인다는 Myers and Majluf(1984)와 Jensen, Solberg and Zorn(1992) 등의 연구와 일치하는 결과이다.

<표 6>은 고정효과모형에 의한 전체기간 패널분석결과에서 나타난 레버리지비율과 각 변수의 관계를 다시 한번 확인하기 위하여 stepwise 패널분석을 실시한 결과이다. stepwise 패널분석 결과에서도 소유경영자지분율과 레버리지비율간에는 U자형 비선형관계가 존재하고, 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 변수는 잉여현금흐름(FCF)과 수익성(ROA)변수인 것을 확인할 수 있다.

<표 6> 고정효과모형을 이용한 전체기간 stepwise 패널분석결과

구분	Step1	Step2	Step3	Step4	Step5
상수항	0.5020 (154.51**)	0.5545 (49.04**)	0.5676 (48.76**)	0.5998 (35.05**)	0.6055 (11.30**)
FCF	-0.0168 (-15.84**)	-0.0167 (-15.83**)	-0.0160 (-15.03**)	-0.0160 (-14.99**)	-0.0158 (-14.92**)
IOWN	-	-0.1533 (-4.85**)	-0.1526 (-4.85**)	-0.3804 (-4.03**)	-0.3986 (-4.23**)
ROA	-	-	-0.2723 (-4.46**)	-0.2696 (-4.42**)	-0.2820 (-4.63**)
IOWN ²	-	-	-	0.3125 (2.56**)	0.3426 (2.81**)
IND	-	-	-	-	포함
F값	250.76**	138.36**	99.64**	76.55**	31.14**
R ²	0.0996	0.1088	0.1166	0.1191	0.1318

주) 전체기간(1999년~2005년)을 대상으로 고정효과모형을 이용하여 stepwise 방법으로 패널분석을 실시한 결과임. 표에 제시된 변수의 순서는 회귀식에 투입되는 변수의 순서임. 회귀계수 아래 ()안의 숫자는 t 값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

4. 고정효과모형에 의한 하위기간 실증분석결과

<표 7>은 전체기간을 두 개의 하위기간([기간 1] : 1999년~2001년, [기간 2] : 2002년~2005년)으로 구분하여 고정효과모형에 의해 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석한 결과이다. <표 7>에서 먼저 [하위기간 1]의 분석결과를 보면, [모형 1]에 있어 소유경영자지분율(IOWN)로 측정된 소유경영자지분율 수준의 회귀계수가 -0.2308 (t = -2.78)로 통계적으로 유의한 부(-)의 관계로 나타나고 있다. 이는 소유경영자지분율과 자본구조간에 선형관계의 가능성을 보이는 것이다. [모형 2]에 의한 분석결과에서는 소유경영자지분율의 1차항(IOWN), 2차항(IOWN²)의 회귀계수가 각각 -0.6277(t = -2.51)과 0.4997(t = 1.68)로 유의수준 10%에서 유의한 U자형 곡선관계 가능성을 보여주고 있다. [모형 3]에 의한 분석결과를 보면, 소유경영자지분율(IOWN)의 1차항(IOWN), 2차항(IOWN²), 3차항(IOWN³)의 회귀계수가 각각 -1.4887(t = -2.62), 2.9772(t = 1.99), -1.9543 (t = -1.69)로 유의수준 10%에서 역N자의 비선형관계 가능성을 보여주고 있다. 따라서 [하위기간1]의 분석결과를 종합해 보면, 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 선형, 2차형, 혹은 3차형 비선형관계로 설명이 가능한 것으로 해석할 수 있다. 그러나 R²를 보면, [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 설명력이 각각 16.59%, 16.90%, 17.22%로 [모형 3]

이 가장 높게 나타나고 있다. 따라서 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 3차형 비선형관계로 이해하는 것이 가장 유의한 것으로 평가할 수 있다.

[모형 3]의 분석결과에 나타난 회귀계수의 의미를 살펴보면, 소유경영자지분율이 낮을 때는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지수준이 감소하고, 경영자안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지비율이 감소하는 逆N字形 비선형관계를 갖는다는 것으로 이는 본 연구의 가설을 지지하는 결과로 볼 수 있다.

[하위기간 1]에서 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 통제변수는 기업규모(SIZE), 잉여현금흐름(FCF), 수익성(ROA)변수인 것으로 나타났다. 전체기간분석결과와 비교해보면, 잉여현금흐름과 수익성변수의 회귀계수는 전체기간 분석결과와 동일하게 부(-)의 영향관계를 보였다. 기업규모변수는 전체기간 분석에서 비유의적으로 나타났었는데, [하위기간 1]의 분석에서는 유의적인 변수로 나타났다. 특히 기업규모(SIZE)변수의 회귀계수가 [모형 1], [모형 2], [모형 3]에서 각각 $-0.1510(t = -3.83)$, $-0.1505(t = -3.82)$, $-0.1545(t = -3.92)$ 로 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난 것은 주채무계열제도 등 레버리지 축소를 위한 정부의 정책이 소위 재벌로 불리는 대규모기업집단을 대상으로 보다 강력하게 시행된 때문으로 보인다.

<표 7>에서 [하위기간 2]의 분석결과를 보면, [모형 1]에 있어 소유경영자지분율(IOWN)로 측정된 소유경영자지분율수준의 회귀계수가 $0.0341(t = 1.94)$ 로 유의수준 10%에서 유의한 정(+)의 관계로 나타나고 있다. 이는 소유경영자지분율과 자본구조간에 선형관계의 가능성을 보이는 것이다. [모형 2]에 의한 분석결과에서는 소유경영자지분율의 1차항(IOWN), 2차항(IOWN²)의 회귀계수가 각각 $-0.0286(t = -0.56)$ 과 $0.0864(t = 1.31)$ 로 모두 비유의적으로 나타나고 있다. [모형 3]에 의한 분석결과에서도, 소유경영자지분율(IOWN)의 1차항(IOWN), 2차항(IOWN²), 3차항(IOWN³)의 회귀계수가 각각 $-0.0097(t = -0.09)$, $0.0267(t = 0.09)$, $0.0504(t = 0.20)$ 로 모두 비유의적으로 나타나고 있다. 따라서 [하위기간 2]의 경우 소유경영자지분율과 자본구조의 관계는 우상향하는 선형관계로 이해할 수 있다. 즉, 소유경영자지분율이 증가할수록 레버리지수준이 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이와 같이 [하위기간 2]에서 소유경영자지분율 수준의 증가에 따라 레버리지 수준이 높아지는 결과를 보인 것은 정부의 레버리지 축소정책이 어느 정도 완화되면서 경영자는 부채를 증가시킴으로써 향유할 수 있는 이익을 최대화하고자 하는 유인을 강하게 갖게 된 때문으로 이해된다.

<표 7> 고정효과모형을 이용한 소유경영자지분율과 자본구조간의 하위기간 패널분석 결과

[모형 1]: $LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 RISK_{it} + \beta_4 GROW_{it} + \beta_5 FCF_{it}$
 $+ \beta_6 ROA_{it} + \sum_{j=7}^{13} \beta_j (IND_{j-6})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$

[모형 2]: $LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 RISK_{it} + \beta_5 GROW_{it}$
 $+ \beta_6 FCF_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j (IND_{j-7})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$

[모형 3]: $LEV_{it} = \alpha + \beta_1 IOWN_{it} + \beta_2 IOWN_{it}^2 + \beta_3 IOWN_{it}^3 + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 RISK_{it}$
 $+ \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 FCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \sum_{j=9}^{15} \beta_j (IND_{j-8})_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it}$

구분	[하위기간 1]			[하위기간 2]		
	[모형 1]	[모형 2]	[모형 3]	[모형 1]	[모형 2]	[모형 3]
상수항	3.5670 (4.60**)	3.6190 (-0.08)	3.7720 (4.67**)	-0.0166 (-0.04)	-0.0089 (3.72**)	-0.0095 (-0.05)
IOWN	-0.2308 (-2.78**)	-0.6277 (-2.51**)	-1.4887 (-2.62**)	0.0341 (1.94*)	-0.0286 (-0.56)	-0.0097 (-0.09)
IOWN ²	-	0.4997 (1.68*)	2.9772 (1.99**)	-	0.0864 (1.31)	0.0267 (0.09)
IOWN ³	-	-	-1.9543 (-1.69*)	-	-	0.0504 (0.20)
SIZE	-0.1510 (-3.83**)	-0.1505 (-3.82**)	-0.1545 (-3.92**)	0.0265 (2.63**)	0.0265 (2.63**)	0.0265 (2.63**)
RISK	-0.3663 (-0.93)	-0.4019 (-1.02)	-0.4588 (-1.16)	-0.0880 (-2.10**)	-0.0874 (-2.08**)	-0.0874 (-2.08**)
GROW	-0.0041 (-0.32)	-0.0027 (-0.21)	-0.0019 (-0.15)	0.0037 (2.24**)	0.0038 (2.23**)	0.0038 (2.23**)
FCF	-0.0122 (-8.70**)	-0.0121 (-8.67**)	-0.0120 (-8.52**)	-0.0041 (-2.15**)	-0.0041 (-2.15**)	-0.0041 (-2.15**)
ROA	-0.5027 (-3.64**)	-0.5169 (-3.74**)	-0.5222 (-3.78**)	-0.3865 (-9.04**)	-0.3836 (-8.96**)	-0.3839 (-8.96**)
IND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F값	4.57**	4.48**	4.45**	31.93*	31.89**	31.75**
R ²	0.1659	0.1690	0.1722	0.0978	0.0992	0.0992

주) 레버리지비율(LEV)로 추정된 자본구조를 소유경영자지분율(IOWN)과 통제변수(SIZE, RISK, GROW, FCF, ROA, IND)를 이용하여 고정효과모형으로 패널분석한 결과임. IOWN²과 IOWN³은 IOWN의 제곱과 세제곱을 나타내고, SIZE는 총자산의 자연대수 값임. 기타 변수는 <표 1>의 주)를 참조하기 바람. 패널자료는 378개의 개별기업이 횡단면 단위를 구성하고, [하위기간 1]은 3개년(1999년~2001년), [하위기간 2]는 4개년(2002년~2005년)의 시계열을 갖는 균형패널자료임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

[하위기간 2]에서 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 통제변수는 기업규모(SIZE), 경영위험(RISK), 성장성(GROW), 잉여현금흐름(FCF), 수익성(ROA)변수인 것으로 나타났다. 전체기간분석결과와 비교해 보면, 잉여현금흐름과 수익성변수의 회귀계수는 전체기간 분석결과와 동일하게 부(-)의 영향관계를 보였다. 반면에 기업규모, 경영위험, 성장성변수는 전체기간 분석에서 비유의적으로 나타났었는데, [하위기간 2]의 분석에서는 유의적인 변수로 나타났다.

특히 기업규모(SIZE)변수는 회귀계수가 0.0265($t = 2.63$)로 [하위기간 1]의 결과와는 반대로 레버리지비율에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. [하위기간 2]에서는 [하위기간 1]에 비해 정부의 레버리지 관련 정책이 완화되면서 기업규모가 큰 기업들이 레버리지로부터 얻을 수 있는 효과를 향유하기 위하여 레버리지비율을 증가시킨 것으로 이해할 수 있다. 경영위험(RISK)변수는 [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 회귀계수가 각각 $-0.0880(t = -2.10)$, $-0.0874(t = -2.08)$, $-0.0874(t = -2.08)$ 로 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기업의 경영위험이 증가하면 채권자들은 부채의 공급을 줄이고, 기업은 총위험을 관리하기 위해 레버리지비율을 줄이는 것으로 이해할 수 있다. 성장성(GROW)변수는 [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 회귀계수가 각각 0.0037($t = 2.24$), 0.0038($t = 2.23$), 0.0038($t = 2.23$)로 레버리지비율에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성장성이 높은 기업들이 레버리지를 더 많이 조달한다는 의미로 기업들이 외환위기를 겪으면서 충분한 내부자금을 축적하기 어려운 가운데 성장성을 확보하기 위해 레버리지 조달을 확대한 때문으로 보인다.

이상에서 살펴본 하위기간 분석결과는 전체기간 분석결과와 다소간 차이를 보였다. 따라서 이러한 분석결과의 차이가 전체기간에 적용한 모형을 하위기간에 그대로 적용하여 발생된 문제인지를 점검하기 위해 stepwise 패널분석을 실시하여 그 결과를 확인해 보았다. <표 8>은 [하위기간 1]을 대상으로 stepwise 패널분석을 실시한 결과이다. <표 8>의 결과를 보면, 회귀식에 소유경영자지분율변수(IOWN)의 1차항과 잉여현금흐름(FCF), 기업규모(SIZE), 수익성(ROA)변수가 포함되어 [하위기간1]에서 소유경영자지분율과 레버리지비율간에는 1차형 선형관계를 나타나고 있다. 이러한 결과는 <표 7>의 [하위기간 1] 분석에서 유의수준 10%에서 3차형 관계로 분석한 결과와 차이가 있다.⁸⁾ 다른 통제변수들은 <표 7>에서 분석한 결과와 동일한 결과를 보였다.

8) <표 7>에서 유의수준을 5%로 적용하는 경우 [하위기간1]의 분석결과는 stepwise 패널분석결과와 같이 선형관계로 이해할 수 있다.

<표 8> 고정효과모형을 이용한 [하위기간 1] stepwise 패널분석결과

구분	Step 1	Step 2	Step 3	Step 4	Step 5
상수항	0.5538 (100.70**)	3.4674 (4.63**)	3.3233 (4.45**)	3.3900 (4.56**)	3.4002 (4.53**)
FCF	-0.0132 (-9.26**)	-0.0130 (-9.19**)	-0.0123 (-8.70**)	-0.0125 (-8.82**)	-0.0123 (-8.76**)
SIZE	-	-0.1508 (-3.89**)	-0.1424 (-3.69**)	-0.1416 (-3.68**)	-0.1434 (-3.74**)
ROA	-	-	-0.3549 (-2.98**)	-0.3790 (-3.19**)	-0.4475 (-3.71**)
IOWN	-	-	-	-0.2344 (-2.81**)	-0.2267 (-2.74**)
IND	-	-	-	-	포함
F값	85.77**	51.27**	37.49**	30.35**	13.36**
R ²	0.1020	0.1197	0.1300	0.1390	0.1647

주) [하위기간 1](1999년~2001년)을 대상으로 고정효과모형을 이용하여 stepwise 방법으로 패널분석을 실시한 결과임. 표에 제시된 변수의 순서는 회귀식에 투입되는 변수의 순서임. 각 변수의 설명은 <표 1>의 주)를 참조하기 바람. 회귀계수 아래 ()안의 숫자는 t값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

<표 9> 고정효과모형을 이용한 [하위기간 2] stepwise 패널분석결과

구분	Step 1	Step 2	Step 3	Step 4	Step 5	Step 6	Step 7
상수항	0.4812 (181.27**)	0.0846 (0.45)	0.0022 (0.01)	-0.0145 (-0.08)	0.0133 (0.07)	0.0008 (0.00)	-0.0106 (-0.05)
ROA	-0.3857 (-9.11**)	-0.3940 (-9.27**)	-0.3966 (-9.35**)	-0.3999 (-9.44**)	-0.4005 (-9.46**)	-0.3889 (-9.13**)	-0.3841 (-9.00**)
SIZE	-	0.0205 (2.09**)	0.0245 (2.47**)	0.0254 (2.56**)	0.0241 (2.43**)	0.0248 (2.50**)	0.0265 (2.65**)
IOWN ³	-	-	0.0725 (2.41**)	0.0728 (2.43**)	0.0719 (2.40**)	0.0667 (2.22**)	0.0708 (2.35**)
GROW	-	-	-	0.0035 (2.06**)	0.0035 (2.05**)	0.0034 (2.03**)	0.0038 (2.23**)
RISK	-	-	-	-	-0.0806 (-1.92*)	-0.0886 (-2.11**)	-0.0875 (-2.09**)
FCF	-	-	-	-	-	-0.0041 (-2.15**)	-0.0041 (-2.15**)
IND	-	-	-	-	-	-	포함
F값	82.91**	43.77**	31.25**	24.56**	34.49**	17.85**	9.50**
R ²	0.0682	0.0718	0.0765	0.0800	0.0830	0.0867	0.0992

주) [하위기간 2](2002년~2005년)을 대상으로 고정효과모형을 이용하여 stepwise 방법으로 패널분석을 실시한 결과임. 표에 제시된 변수의 순서는 회귀식에 투입되는 변수의 순서임. 각 변수의 설명은 <표 1>의 주)를 참조하기 바람. 회귀계수 아래 ()안의 숫자는 t값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

<표 9>는 [하위기간 2]을 대상으로 stepwise 패널분석을 실시한 결과이다. <표 9>의 결과를 보면, 소유경영자지분율변수(IOWN)의 3차항과 수익성(ROA), 기업규모(SIZE), 성장성(GROW), 경영위험(RISK), 잉여현금흐름(FCF)변수가 회귀식에 포함되어 [하위기간2]에서 소유경영자지분율과 레버리지비율간에는 3차형 비선형관계를 나타내고 있다. 이러한 결과는 <표 7>의 [하위기간 2] 분석에서 선형관계로 분석한 결과와 차이가 있다.⁹⁾ 다른 통제변수들은 <표 7>에서 분석한 결과와 동일한 결과를 보였다.

이상에서 분석된 실증결과를 바탕으로 레버리지비율에 영향을 미치는 변수들의 영향 방향을 요약하여 비교해 보면 <표 10>과 같다.

<표 10> 레버리지비율에 영향을 미치는 변수들의 영향방향 비교표

구분	전체기간				하위기간 1				하위기간 2			
	모형 1	모형 2	모형 3	stepwise	모형 1	모형 2	모형 3	stepwise	모형 1	모형 2	모형 3	stepwise
IOWN	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	+			
IOWN ²		++	++	++		+	+					
IOWN ³							—*					++
SIZE					—**	—**	—**	—**	++	++	++	++
RISK									—**	—**	—**	—**
GROW									++	++	++	++
FCF	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**
ROA	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**	—**

주) +는 정(+)의 영향을, -는 부(-)의 영향관계를 갖는다는 것을 나타냄. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

V. 결 론

본 연구는 외환위기 회복 이후기간을 대상으로 경영자 유인이 자본구조에 미치는 영향을 분석하기 위하여 소유경영자지분율과 레버리지비율간의 관계를 패널자료분석법을 이용하여 검증하였다. 표본기업은 2005년 12월 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 378개 기업을 대상으로 하였으며, 분석기간은 1999년부터 2005년까지 7개년이었다. 패널자료는 378개의 개별기업이 횡단면단위(cross section unit)를 구

9) <표 9>에 제시된 3차형 모형은 원점을 기준으로 우상향하는 곡선의 형태로 선형모형과 유사한 형태를 갖는다.

성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료를 사용하였다. 그리고 분석결과의 강건성을 확인하기 위해 전체기간을 두 개의 하위기간(1999년~2001년, 2002년~2005년)으로 나누어 분석을 실시하였다.

소유경영자지분율과 자본구조 간에 미치는 영향에 대한 분석결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 전체기간분석에서 소유경영자지분율수준이 58.48%까지는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지 수준이 감소하고, 그 이상의 지분율 수준에서는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율이 증가하는 U자형 곡선관계가 존재한다는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 외환위기 이후 우리나라 기업들이 레버리지에 의한 재무위험 부담을 많이 느꼈고, 정부의 정책방향도 레버리지비율을 감소시키는 정책을 강력하게 추진하였기 때문에 재무레버리지에 의한 파산위험과 재무적 곤경 현상, 그리고 경영자 자신의 고용위험 등을 최소화하기 위해 상당한 수준의 지분율 범위까지는 재무레버리지를 감소시키려는 전략을 추진한 결과로 이해할 수 있었다. 그러나 지분율 58.48% 이상의 수준에서는 이러한 환경변화에도 불구하고, 부채조달에 의한 레버리지효과를 향유하고자 하는 유인을 나타낸 것으로 이해할 수 있었다.

둘째, 전체기간을 두 개의 하위기간으로 구분하여 분석한 결과에 의하면 [하위기간 1]에서는 소유경영자지분율과 자본구조간에는 逆N자형 비선형관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 소유경영자지분율이 낮을 때는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지수준이 감소하고, 경영자안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지비율이 감소하여 본 연구의 가설을 지지하는 결과를 얻을 수 있었다. [하위기간 2]에서는 소유경영자지분율수준이 증가할수록 레버리지 수준이 높아지는 결과를 보였다. 이는 정부의 레버리지 축소정책이 어느 정도 완화되면서 경영자는 부채를 증가시키므로써 향유할 수 있는 이익을 최대화하고자 하는 유인이 강하게 나타난 것으로 이해할 수 있었다.

이러한 연구결과로부터 기업들이 레버리지가 증가하여 파산위험, 재무적 곤경 현상, 그리고 경영자 자신의 고용위험 등과 같은 위험 부담을 많이 느끼는 경우에는 상당한 수준의 지분율 범위까지 레버리지를 감소시키고자 하는 유인을 갖는다는 것을 알 수 있었다. 그러나 재무위험에 대한 부담이 어느 정도 완화되는 경우에는 레버리지효과를 향유하고자 하는 유인이 강해진다는 것을 알 수 있었다. 따라서 정부가 기업에 대한 재무구조정책을 수립할 때에는 기업의 소유지분구조와 함께 목표 레버리지비율, 레버리

지에 의한 기업가치 증대효과 등을 감안하여 재무구조 개선정책의 강도를 적절히 조절하는 것이 바람직하다고 할 수 있다.

본 연구에서는 이러한 분석결과에도 불구하고 다음과 같은 한계점을 가지고 있다.

첫째, 본 연구에서 분석대상 기간으로 선정한 1999년~2005년 기간은 외환위기를 회복한 이후 기간이지만 외환위기의 여파에 따른 기업 외부환경의 영향이 매우 컸던 기간이다. 따라서 이러한 외부적인 영향관계를 모두 통제하고 분석했어야 하지만 본 연구에서 설정한 모형이 이러한 요인을 반영하지 못한 부분(예 : 구조조정 효과 등)이 있을 수 있다.

둘째, 표본의 선정에 있어 가능한 한 많은 기업을 표본에 포함시켜 표본선정과정에서 발생할 수 있는 편의(selection bias)를 최소화하고자 하였지만 여전히 생존기업 편 의 등 표본선정에 따른 편의가 상존해 있을 가능성이 있다.

셋째, 본 연구에서는 패널자료의 특성을 반영한 분석방법에 초점을 맞추어 실증분석을 실시하였지만, 소유경영자지분율과 자본구조변수간에는 상호의존성이 존재하여 단순한 일방의 관계로만 분석할 수 없는 부분이 있다. 따라서 패널자료를 이용한 연립방정식모형으로 분석하는 연구방법론이 보다 바람직할 수 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 그러한 방법론을 적용한 분석결과를 제시하지 못한 연구상의 한계가 있다. 이 부분에 대한 연구는 향후의 연구과제로 남겨 두었다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 외환위기 이후기간의 패널자료를 이용하여 우리나라 기업의 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석한 연구로서 소유구조 및 재무구조정책을 수립하고자 하는 정부의 정책방향에 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각한다.

참 고 문 헌

- 강철규, “재벌의 금리차 지대와 소유구조”, 한국의 대기업, 포스코경영연구원, 1995, 141-158.
- 김건우, 소유구조와 자본구조의 관계, 한국조세연구원, 1997.
- 김병곤, 박상현, “소유구조와 자본구조의 상호관계가 기업다각화에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제18권 제2호, 2001, 57-79.
- 김병곤, 송재호, “소유구조와 자본구조의 상호관계가 기업가치에 미치는 영향”, 경영학연구, 제32권 제5호, 2003, 1375-1394.
- 윤계섭, “한국기업의 소유와 경영의 분리 및 그 효과에 관한 연구”, 서울대학교 경영논집, 제14권 제1호, 1990, 45-49.
- 조지호, 김천호, “기업소유구조와 재무정책의 상호관련성에 관한 연구-자본구조, 투자 및 배당을 중심으로-”, 재무관리연구, 제22권 제2호, 2005, 1-41.
- Agrawal, A. and G. N. Mandelker, “Large Shareholders and Monitoring of Managers : The Case of Antitakeover Charter Amendments,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), (1990), 143-161.
- Agrawal, A. and N. Nagarajan, “Corporate capital structure, agency costs, and ownership control : The case of all-equity firms,” *Journal of Finance*, 45(4), (1990), 1325-1331.
- Amihud, Y. and B. Lev, “Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers,” *Bell Journal of Economics*, 12(2), (1981), 605-617.
- Baltagi, Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, England, 1995.
- Barton, S. and P. Gordon, “Corporate strategy and capital structure,” *Strategic Management Journal*, 14, (1988), 3-16.
- Bathala, C. T., K. P. Moon and R. P. Rao, “Managerial Ownership, Debt Policy, and the Impact of Institutional Holdings : An Agency Perspective,” *Financial Management*, 23, (1994), 38-50.
- Berger, P., E. Ofek and D. Yermack, “Managerial entrenchment and capital structure decision,” *Journal of Finance*, 52, (1997), 1411-1437.
- Bradley, M., G. Jarrell, and E. Kim, “On the existence of an optimal capital struc-

- ture : Theory and evidence,” *Journal of Finance*, 39(3), (1984), 857-880.
- Brailsford, Timothy J., Barry R. Oliver and Sandra L. H. Pua, “On the relation between ownership structure and capital structure,” *Accounting and Finance*, 42, (2002), 1-26.
- Breusch, T. and A. R. Pagan, “The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics,” *Review of Economic Studies*, 47, (1980), 239-253.
- Chamberlain, G. and Z. Griliches, *Panel Data*, in Z. Griliches and M. Intrilligator, eds. Handbook of Econometrics, 2, 1984.
- Chen, Carl R. and Thomas L. Steiner, “An Agency Analysis of Firm Diversification : The Consequences of Discretionary Cash and Managerial Risk Considerations,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 14, (2000), 247-260.
- Demsetz, H., “The structure of ownership and the theory of the firm,” *Journal of Law and Economics*, 26(2), (1983), 375-393.
- Demsetz, H. and G. Lehn, “The Structure of Corporate Ownership : Causes and Consequences,” *Journal of Political Economy*, 93, (1985), 1155-1177.
- Fama, E. and M. Jensen, “Separation of ownership and control,” *Journal of Law and Economics*, 26(2), (1983), 301-325.
- Ferri, M. and W. Jones, “Determinants of financial structure : A new methodological approach,” *Journal of Finance*, 34(3), (1979), 631-644.
- Friend, I., and J. Hasbrouck, “Determinants of Capital Structure,” in Andy Chen(ed), *Research in Finance*, 7, JAI Press, (1987), 1-19.
- Friend, I. and L. Lang, “An Empirical Test of the Impact of Managerial Self-Interest on Corporate Capital Structure,” *Journal of Finance*, 43(2), (1988), 271-281.
- Hamada, R. S., “Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance,” *Journal of Finance*, (1969), 13-31.
- Hausman, J. A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, (1978), 1251-1272.
- Jensen, M., “Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers,” *American Economic Review*, 76(2), (1986), 323-329.

- Jensen, M. C. and W. H. Meckling, "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3(4), (1976), 305-360.
- Jensen, G., D. Solberg, and T. Zorn, "Simultaneous determination of insider ownership, debt and dividend policies," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(2), (1992), 247-263.
- Lehn, K. and A. Poulsen, "Free cash flow and stockholder gains in going private transaction," *Journal of Finance*, 44(3), (1989), 771-789.
- Leland, H. E. and D. H. Pyle, "Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation," *Journal of Finance*, 32(2), (1977), 371-387.
- Manne, H., "Mergers and the market for corporate control," *Journal of Political Economy*, 73(2), (1965), 110-120.
- Mehran, H., "Executive incentive plans, corporate control, and capital structure," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(4), (1992), 539-560.
- Modigliani, F. and M. H. Miller, "The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment," *American Economic Review*, 48(3), (1958), 261-297.
- Myers, S. C. and N. C. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firm Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, (1984), 187-221.
- Rubinstein, M. E., "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory," *Journal of Finance Research*, 28, (1973), 167-182.
- Scott, D. and J. Martin, "Industry influence on financial structure," *Financial Management*, 4(1), (1975), 67-73.
- Shleifer, Andrei and Robert W. Vishny, "Large shareholders and corporate control," *Journal of Political Economy*, 94(3), (1986), 461-488.
- Weisbach, M., "Corporate governance and hostile takeovers," *Journal of Accounting and Economics*, 16, (1993), 199-208.

Managerial Share Ownership and Capital Structure : Evidence from Panel Data

Byoung Gon Kim* · Dong Wook Kim**

〈abstract〉

The agency relationship between managers and shareholders has the potential to influence decision-making in the firm which in turn potentially impacts on firm characteristics such as value and leverage. Using an agency framework, we examine the relation between ownership structure and capital structure during post-IMF period. We used the balanced panel data for 378 Korean listed companies during the 1999-2005. The panel data sets consist of time-series observation on each of 378 cross-sectional units.

The results indicate a non-linear U-shaped relation between the level of managerial share ownership and leverage with the relation reaching a minimum at 58.48 per cent of management share ownership. As managerial share ownership increase from a low level, managers have incentive to reduce the debt level for decreasing the financial risk, resulting in a lower lever of debt. However, when corporate managers hold a significant proportion of a firm's shares, managers have incentive to increase the debt level for leverage effects, resulting in a higher lever of debt.

Keywords : Managerial Incentives, Capital Structure, Ownership Structure, Panel Data

* Assistant Professor, Dept. of Business Administration, Changwon National University

** Ph.D. Candidate, Changwon National University