소유경영자 지분율과 자본구조 : 외한위기 이후기간 패널자료 분석

김 병 곤 (창원대학교)
김 동 욱 (창원대학교)

소유경영자지분율과 자본구조 : 외환위기 이후기간 패널자료분석

김병곤* ·김동욱**

<요 약>

본 연구에서는 우리나라 외환위기 회복 이후기간인 1999년부터 2005년까지 7개년의 시계열을 갖는 378개 상장기업의 균형패널자료를 이용하여 소유경영자지분율이 자본구조에 미치는 영향을 분석하였다.

실증결과에 의하면 첫째, 소유경영자지분율이 낮을 때는 소유경영자지분율이 증가함에 따라 레버리지비율이 감소하고, 경영자안주현상이 발생할 수 있는 소유경영자지분율 수준에서는 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지비율이 감소하는 逆N字형 비선형관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉 소유경영자의 지분율 수준이 낮을 때는 고용위험이나 경영자보상 축소 가능성을 최소화하기 위하여 레버리지를 적정 수준보다 더 감소시키려는 유인을 갖는 것으로 분석되었다. 소유경영자지분율이 경영자안주현상이 발생할 수 있을 정도로 증가하는 경우에는 레버리지를 증가시킴으로써 향유할 수 있는 이익을 최대화하고자 하는 유인을 갖는 것으로 나타났다. 의사결정시 위험이 높은 투자안을 선택함으로써 채권자의 부를 주주의 부로 이전시키고자 하는 위험선호유인이 나타날 수 있음을 알 수 있었다. 그러나 소유경영자의 지분율이 일정 수준이상으로 높아지는 경우에는 경영자와 외부주주간에 이해가 일치하게 되고, 레버리지 사용의 증가로 나타날 수 있는 위험을 경영자 자신이 부담해야 되기 때문에 레버리지비율을 감소시키고자 하는 유인을 갖는 것으로 분석되었다.

둘째, 분석자료가 가지고 있는 횡단면-시계열적 특성을 반영하지 않은 분석방법을 사용하는 경우에는 분석결과에 큰 차이를 가져올 수 있음을 알 수 있었다. 고정효과모형을 이용한 분석에서는 소유경영자지분율과 자본구조간에 逆N字형 비선형관계가 존재하는 것으로 나타났지만, 확률효과모형이나 OLS모형을 이용한 분석에서는 그러한 관계를 발견할 수 없었다. 따라서 향후 연구에 있어서 횡단면-시계열자료를 이용하여 분석하는 경우 자료의 특성에 맞게 방법론을 신중히 선택할 필요가 있음을 알 수 있었다.

주제어 : 소유경영자지분율, 소유구조, 대리인문제, 자본구조, 패널자료분석

* 창원대학교 경영학과 조교수(bgkim@changwon.ac.kr)
** 창원대학교 대학원 경영학과 박사과정, 부산발전연구원 연구원(kdw@bdi.re.kr)

Ⅰ. 서론

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 1항을 폐지하였고, 1998년 기업구구조정을 위한 5+3원칙에 따라 상호채무보증 해소, 신규 채무보증 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 경영의사결정이 이루어지는 등 전근대적인 소유구조체계를 벗어나지 못하고 있는 상황이다.

자본구조와 관련하여 Modigliani·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·Gordon, 1988; Berger·Ofek·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·Vishny, 1986; Agrawal·Mandelker, 1990).

본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 대리인문제 관점에서 소유경영자지분율이 자본구조에 미치는 영향을 분석한다. 특히 외환위기를 겪으면서 기업들이 강도 높게 행한 구조조정의 결과가 반영되는 1999년 이후기간을 대상으로 분석한다. 현재까지 국내의 기존 연구들은 외환위기 이전기간이나 외환위기 기간을 포함한 직후 기간까지를 분석대상으로 하고 있어, 외환위기 이후에 변화된 기업상황을 제대로 반영하지 못하는 한계를 가지고 있다. 따라서 외환위기 이후기간을 대상으로 소유경영자지분율과 자본구조의 영향관계를 분석해봄으로써 외환위기를 겪으면서 변화된 기업환경이 소유경영자지분율과 자본구조의 영향관계에도 변화를 가져 왔는지를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 기업이나 정부의 정책결정에 시의성 있는 방향을 제시해 줄 수 있을 것으로 생각한다.

분석기간은 1999년부터 2005년까지의 7개년이다. 연구대상 기업은 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 378개 비금융업종 기업이다. 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 378개의 개별기업이 횡단면단위(cross section unit)를 구성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료이다. 패널자료분석을 위한 통계패키지로는 STATA8.0을 이용한다.

Ⅱ. 이론적 배경

소유경영자지분과 자본구조의 관계는 복잡하고, 많은 연구 결과에도 불구하고 아직까지 명확한 결론이 제시되고 있지 않다. Jensen·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 있다. 이러한 유인은 경영자의 소유지분율 수준에 따라

달리 나타날 수 있다.

경영자 유인과 자본구조의 관계를 보면, 먼저 소유경영자의 지분율이 낮은 경우 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·Lev, 1981). 다양화가 어려운 고용위험을 최소화 시킬 수 있는 방법 중의 하나가 기업의 부채를 감소시키는 것이다(Friend · Lang, 1988). 부채는 기업의 파산위험을 증가시키는 요인이 되기 때문이다. 파산이나 재무적 곤경(financial distress)현상이 발생한다면, 고용위험이 증가하고, 경영자보상이 작아질 가능성이 높다. 따라서 소유지분비율이 낮은 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 수준이상으로 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 소유경영자지분율과 자본구조의 이론적 관계를 요약해 보면, 소유경영자지분율수준이 낮을 때는 레버리지수준이 감소하고, 경영자 안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지가 감소하는 逆*N*字형 비선형관계를 예상해 볼 수 있다.

---

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

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.

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.

2. 가설설정

앞의 이론적 배경에서 소유경영자지분율과 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 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 분석하기 위해 다음과 같은

가설을 설정한다.

[가설] 소유경영자지분율이 자본구조에 미치는 영향은 지분율 수준에 따라 다르다.

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 i기업의 t기 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.

[모형 1]

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

단, LEV_{it} : i기업의 t기 레버리지비율(=부채/총자산)

$IOWN_{it}$: i기업의 t기 소유경영자지분율(=대주주1인지분율)

$SIZE_{it}$: i기업의 t기 기업규모(=총자산의 자연대수값)

$RISK_{it}$: i기업의 t기 경영위험(=언레버드 베타)

$GROW_{it}$: i기업의 t기 성장률(=매출액증가율)

FCF_{it} : i기업의 t기 잉여현금흐름(=당기순이익+ 감가상각비-배당)/자기자본의 시장가치)

ROA_{it} : i기업의 t기 총자산영업이익률(=영업이익/총자산)

IND_{it} : i기업의 t기 산업더미(해당업종에 1부여)

η_i : i기업특성효과

λ_t : t기의 시간특성효과

e_{it} : 나머지 오차

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

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

(2)

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

(3)

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_i와 λ_t의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없게 된다. 이러한 가설에 대한 검정은 Breusch-Pagan(1980)이 제시한 라그랑지 승수 검정(Lagrange Multiplier Test)에 의해 이루어질 수 있는데, (4)식의 통계량 g는 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

(4)식의 g통계량을 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_i와 λ_t의 존재가 확인되는 경우 두 번째 단계는 η_i와 λ_t를 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_i와 λ_t가 고정되어 있다고 가정하고 가변수최소자승법(least squares dummy variable : LSDV)을 모수추정방법으로 활용하는 모형이다. 확률효과모형은 η_i와 λ_t를 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, 하우즈만 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) : $\eta_1=\eta_2=\cdots=\eta_{N-1}=0$와 $\lambda_1=\lambda_2=\cdots=\lambda_{T-1}=0$을 설정하고 F-검정을 실시할 수 있다. 이때 귀무가설이 기각되는 경우 고정효과가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

---

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

4. 분석대상변수

1) 자본구조

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

2) 소유경영자지분율

소유경영자지분율(IOWN)의 대용변수로 대주주1인 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 대주주1인 지분율에는 최대주주 및 친인척, 계열사 및 임원 등 특수관계인과 의결권 행사 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 변수들이 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 자본구조에 주요하게 영향을 미칠 것으로 예상되는 기업의 위험과 대리인비용 관련 변수들을 통제하고 분석한다. 위험관련 통제변수로는 기업규모, 경영위험, 산업 등이 사용되고, 대리인비용관련 통제변수로는 성장성, 잉여현금흐름, 수익성 등이 사용되었다.

(1) 위험관련 통제변수

① 기업규모

기업규모가 클수록 기업의 파산위험이 낮아지고, 부채 부담 능력이 증가하므로 레버리지변수와는 정의 관계가 예상된다(Scott·Martin, 1975; Ferri·Jones, 1979; Friend·Lang, 1988; Agrawal·Nagarajan, 1990). 기업규모(SIZE)를 측정

하기 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 영업위험이 증가하면 부채의 공급을 줄이게 된다(Bradley·Jarrell·Kim, 1984; Mehran, 1992).

경영위험은 기업이 타인자본을 사용하지 않았을 때의 보통주 베타(unlevered beta, 언레버드 베타(β_U))를 사용하여 측정한다.[5] 본 연구에서 경영위험의 대용변수인 언레버드 베타(β_U)는 KIS-FAS 수익률자료의 일별 주식수익률을 이용하여 매년 측정한 레버드 베타(levered beta, β_L)를 Hamada·Rubinstein모형에 적용하여 계산하였다.[6]

$$\beta_U = \frac{\beta_L}{1+(1-t)(B/S)} \tag{5}$$

단, β_U : 엔레버드 베타
β_L : 레버드 베타
t : 법인세율
B : 부채
S : 자기자본

③ 산업

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

(2) 대리인비용관련 통제변수

① 성장성

5) 경영위험의 대용변수로 기업이 타인자본을 사용하지 않았을 때의 보통주 베타로 측정할 수 있다는 논리적 근거는 Hamada·Rubinstein모형(1969, 1973)에서 찾을 수 있다.

6) 법인세율은 각 기업 당해연도 '법인세 등'을 '세전이익'으로 나누어 계산하였다. 다만 세전이익이 부(-)인 기업의 경우에는 법인세율 0을 적용하여 계산하였다.

Kim·Sorensen(1986), Titman·Wessels(1988), Jensen·Solberg·Zorn(1992), Mehran(1992)은 기업의 성장기회를 부채의 대리인비용에 대한 유용한 대용치라고 하였다. 그들은 경영자가 채권자의 부를 주주의 부로 이전시키기 위해 최적의 투자 의사결정을 하지 않는 경향은 성장산업에 속하는 기업일수록 크게 나타난다고 하였다.

한편 성장성은 기업의 수익성과 성공의 지표가 될 수 있다. 이 경우 성장성은 가용한 기업 내부자금의 대용치가 될 수 있다. 만약 기업이 성공적으로 사업이 운영되고, 수익성이 있다면 투자를 위한 충분한 내부자금을 조달할 수 있게 된다(Myers·Majluf, 1984). 이 경우 성장성변수와 레버리지변수간에는 부(-)의 영향관계가 나타나게 된다. 성장성의 측정변수로는 매출액증가율(GROW)을 사용하였다.

② 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·Poulsen(1989)이 제시한 것과 같이 당기순이익에 감가상각비를 더하고 배당을 차감하여 구한 현금흐름(=당기순이익+ 감가상각비-배당)을 자기자본의 시장가치(주가×발행주식수)로 나누어 계산하였다.

③ 수익성

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

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 5.76%에서 최대 473.40%이다. 소유경영자지분율은(IOWN)은 최소 0%에서 최대 94.3%이고, 평균 34.25%이다. 기업규모(SIZE)는 평균 19.342이고, 경영위험(RISK)은 평균 0.4411이다. 매출액성장률(GROW)은 평균 11.32%이고, 자기자본의 시장가치 대비 잉여금현금흐름(FCF)은 평균 0.02%로 나타났다. 총자산영업이익률(ROA)은 평균 4.89%이다.

<표 1> 각 변수의 기술적 통계량

구분	관측치수	평균	표준편차	최소	최대
레버리지비율(LEV)	2646	0.5037	0.2530	0.0576	4.7340
소유경영자지분율(IOWN)	2646	0.3425	0.1709	0.0000	0.9430
기업규모(SIZE)	2646	19.342	1.5100	15.330	24.890
경영위험(RISK)	2646	0.4411	0.3630	-5.5052	13.206
매출액성장률(GROW)	2646	0.1132	0.9099	-0.9747	39.370
잉여현금흐름(FCF)	2646	0.0002	0.0036	-0.0703	0.1139
총자산영업이익률(ROA)	2646	0.0489	0.0824	-0.9400	0.5500

주) 표본은 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 비금융업종 기업 378개임. 레버리지비율(LEV)=부채/총자산, 소유경영자지분율=대주주1인 지분율, 기업규모는 총자산의 자연대수 값, 경영위험(RISK)=레버드 베타/(1+(1-법인세율)(부채/자본)), 매출액성장률(GROW)=(당해연도 매출액-전연도 매출액)/전연도 매출액, 총자산영업이익률(ROA)=영업이익/총자산, 잉여현금흐름(FCF)=(당기순이익+감가상각비-배당)/자기자본의 시장가치.

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	0.0845**	-0.0515**	1.0000				
RISK	-0.0776**	-0.0850**	0.2527**	1.0000			
GROW	0.0142	-0.0171	-0.0269	-0.0151	1.0000		
FCF	-0.2120**	0.0410**	0.0175	0.0240	0.0089	1.0000	
ROA	-0.2122**	0.1138**	0.2350**	0.0852**	0.0018	0.1073**	1.0000

주) 1999년 ~ 2005년의 전체표본기간을 대상으로 계산한 변수들간의 상관계수 표임. *, ** 는 각각 5%, 1%의 유의수준에서 유의함을 나타냄. 유의성 검정은 Pearson상관관계 검정임.
레버리지비율(LEV)=부채/총자산, 소유경영자지분율=대주주1인 지분율, 기업규모는 총자산의 자연대수값, 경영위험(RISK)=레버드 베타/(1+(1-법인세율)(부채/자본)), 매출액성장률(GROW)=(당해연도 매출액-전연도 매출액)/전연도 매출액, 총자산영업이익률(ROA)=영업이익/총자산, 잉여현금흐름(FCF)=(당기순이익+감가상각비-배당)/자기자본의 시장가치

2. 모형의 적합성 검정결과

<표 3>은 각 모형에 대해 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 g통계량이 각각 1,621.79 1,619.41, 1620.45로 모두 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 이는 기업특성효과 η_i가 본 연구의 모형에 존재한다는 의미로 하우즈만 검정에 의해 고정효과모형과 확률효과모형의 적합성을 검정할 필요가 있음을 보여주고 있다.[7]

7) 앞에서 살펴본 바와 같이 라그랑지 승수 검정에서 g통계량은 $\chi^2(2)$분포를 갖는데, g통계량의 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 일치 추정량을 얻을 수 있지만, 그 중 하나라도 기각되는 경우에는 하우즈만 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 일치 추정량을 구할 수 없다는 것을 알 수 있다.

<표 3>의 두 번째 란은 $E(\eta_i/X_{it})$=0이라는 귀무가설하에 각 모형에 대해 하우즈만 검정을 실시한 결과이다. 하우즈만 검정결과를 보면, 각 모형의 m값이 각각 94.80, 88.79, 92.01로 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 F값이 각각 7.24, 7.23, 7.24로 귀무가설이 기각되는 결과를 보여 본 연구의 모형으로 고정효과모형이 적합함을 확인할 수 있다.

<표 3> 모형 적합성 검정 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	라그랑지 승수 검정 (H_0 : $\sigma_\eta^2=0$)		하우즈만 검정 (H_0 : $E(\eta_i/X_{it})=0$)		F-검정 (H_0 : $\eta_i=0$)	
	g통계량	p값	m통계량	p값	F값	p값
[모형 1]	1,621.79	0.0000	94.80	0.0000	7.24	0.0000
[모형 2]	1,619.41	0.0000	88.79	0.0000	7.23	0.0000
[모형 3]	1,620.45	0.0000	92.01	0.0000	7.24	0.0000

주) [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_i와 λ_t의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효율적인 추정량을 구할 수 없음을 의미함. 하우즈만 검정은 η_i와 λ_t를 고정효과모형으로 추정할 것인가 혹은 확률효과

모형으로 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.

3. 고정효과모형에 의한 실증분석결과

<표 4>는 고정효과모형에 의해 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석한 결과이다. <표 4>를 보면, 먼저 [모형 1]에 있어 소유경영자지분율(IOWN)로 측정된 소유경영자지분율수준의 회귀계수가 -0.1676(t=-5.19)으로 유의적인 것으로 도출되었다. 이는 소유경영자지분율과 자본구조간에 선형관계 가능성을 보이는 것이다. [모형 2]에 의한 분석결과에서는 소유경영자지분율의 1차항(IOWN), 2차항($IOWN^2$)의 회귀계수가 각각 -0.3915(t=-4.06)와 0.3071(t=2.47)로 유의한 U字형 곡선관계 가능성을 나타내고 있다.

[모형 3]에 의한 분석결과를 보면, 소유경영자지분율(IOWN)의 1차항(IOWN), 2차항($IOWN^2$), 3차항($IOWN^3$)의 회귀계수가 각각 -0.7228(t=-3.49), 1.3519(t=2.28), -0.8794(t=-1.80)로 통계적으로 유의한 逆*N*字형 관계를 나타내고 있다.

[모형 1], [모형 2], [모형 3]의 분석결과에 의하면 소유경영자지분율과 자본구조의 관계를 선형 혹은 2차, 3차형 비선형관계로 설명이 가능한 것으로 해석할 수 있다. 그러나 R^2를 보면, [모형 1], [모형 2], [모형 3]의 R^2가 각각 0.0991, 0.1016, 0.1029로 [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, 소유경영자지분율수준이 낮을 때는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지수준이 감소하고, 경영자안주현상이 발생할 수 있는 지분율 수준에서는 레버리지의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지가 감소하는 逆*N*字형 비선형관계가 존재한다는 것을 나타내는 것으로 이론적 관계와 일치하는 결과라고 할 수 있

다.

다른 통제변수의 경우 자본구조에 유의한 영향을 미치는 변수는 경영위험(RISK), 잉여현금흐름(FCF), 수익성(ROA)변수인 것으로 나타났다. [모형 1], [모형 2], [모형 3]에서 경영위험변수의 회귀계수는 각각 -0.0285(t=-2.62), -0.0263(t=-2.42), -0.0258(t=-2.37)으로 경영위험이 높을수록 레버리지비율이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 채권자가 기업의 채무지급능력을 미래 수익의 창출능력으로 판단하기 때문에 영업위험이 증가하면 부채의 공급을 줄이는 것으로 이해 할 수 있다.

[모형 1], [모형 2], [모형 3]에서 잉여현금흐름변수(FCF)의 회귀계수는 각각 -12.60(t=-12.55), -12.56(t=-12.51), -12.54(t=-12.50)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 -0.3157(t=-5.12), -0.3131(t=-5.08), -0.3105(t=-5.04)로 레버리지비율과 부(-)의 영향관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 수익성이 높은 기업은 내부유보자금에 의한 내부자금조달이 원활하여 부채조달에 대한 수요가 감소하기 때문으로 보인다.

<표 4> 고정효과모형을 이용한 소유경영자지분율과 자본구조간의 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	0.7791 (2.73)	0.7886(2.77)	0.8048(2.82)
IOWN	**-0.1676 (-5.19**)**	**-0.3915(-4.06**)**	**-0.7228(-3.49**)**
$IOWN^2$	-	**0.3071(2.47**)**	**1.3519(2.28**)**
$IOWN^3$	-	-	**-0.8794(-1.80*)**
SIZE	-0.0089 (0.61)	-0.0077(-0.53)	-0.0074(-0.51)
RISK	-0.0285 (-2.62**)	-0.0263(-2.42**)	-0.0258(-2.37**)
GROW	-0.0028 (-0.72)	-0.0027(-0.69)	-0.0026(-0.36)
FCF	-12.60 (-12.55**)	-12.56(-12.51**)	-12.54(-12.50**)
ROA	-0.3157 (-5.12**)	-0.3131(-5.08**)	-0.3105(-5.04**)
IND	포함	포함	포함
F값	7.24**	7.23**	7.24**
R^2	0.0991	0.1016	0.1029

주)레버리지비율(LEV)로 추정된 자본구조를 소유경영자지분율(IOWN)과 통제변수(SIZE, RISK, GROW, FCF, ROA, IND)를 이용하여 고정효과모형으로 패널분석한 결과임. $IOWN^2$과 $IOWN^3$은 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 균형패널 자료임. 회귀계수 옆의 ( )안의 숫자는 t값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

4. 확률효과모형과 OLS모형에 의한 분석결과와의 비교

앞에서 모형의 적합성을 검정한 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 평가되었다. 그런데 만약 고정효과모형으로 분석하지 않고, 확률효과모형이나 OLS모형으로 분석을 하였다면, 연구의 결과는 상당히 다르게 나타날 수 있다.

<표 5>는 확률효과모형에 의해 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석한 결과이다. <표 5>를 보면, [모형 3]의 3차형 비선형관계에서 통계적으로 유의한 관계를 발견할 수 없다. 이러한 결과는 고정효과모형으로 분석했을 때 3차형 비선형관계로 나타난 결과와는 다른 것으로 어떠한 모형을 적용하여 분석하느냐에 따라 결과가 상이할 수 있음을 나타내는 것이다.

통제변수를 보면, 기업규모(SIZE)는 고정효과모형으로 분석했을 때는 자본구조에 비유의적인 변수로 나타났지만, 확률효과모형으로 분석한 결과에서는 5% 유의수준에 유의적인 영향변수로 나타나고 있다. 경영위험, 잉여현금흐름, 수익

성 변수는 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 고정효과모형의 결과와 같은 결과를 보였다.

<표 5> 확률효과모형을 이용한 소유경영자지분율과 자본구조간의 패널분석 결과

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

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

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

구분	[모형 1]	[모형 2]	[모형 3]
상수항	0.3736 (3.34**)	0.4150(3.68**)	0.4257(3.77**)
IOWN	**-0.1906 (-6.58**)**	**-0.4346(-4.79**)**	**-0.6721(-3.40**)**
$IOWN^2$	-	**0.3331(2.84**)**	**1.0773(1.91*)**
$IOWN^3$	-	-	**-0.6287(-1.35)**
SIZE	0.0130 (2.32**)	0.0126(2.26**)	0.0129(2.31**)
RISK	-0.0342 (-3.21**)	-0.0319(-2.98**)	-0.0314(-2.93**)
GROW	-0.0011 (-0.32)	-0.0011(-0.29)	-0.0011(-0.29)
FCF	-12.713 (-12.71**)	-12.648(-12.65**)	-12.640(-12.65**)
ROA	-0.3937 (-6.85**)	-0.3886(-6.77**)	-0.3874(-6.75**)
IND	포함	포함	포함
R^2	0.0920	0.0946	0.0956

주)레버리지비율(LEV)로 추정된 자본구조를 소유경영자지분율(IOWN)과 통제변수(SIZE, RISK, GROW, FCF, ROA, IND)를 이용하여 확률효과모형으로 패널분석한 결과임. $IOWN^2$과 $IOWN^3$은 IOWN의 제곱과 세제곱을 나타내고, SIZE는 총자산의 자연대수 값임. 기타 변수는 <표 1>의 주)를 참조하기 바람. 패널자료는 378개의 개별기업이 횡단면단위를 구성하고, 각 기업이 7개년(1999년 ~ 2005년)의 시계열을 갖는 균형패널 자료임. 회귀계수 옆의 ( )안의 숫자는 z값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

<표 6>은 OLS모형을 이용하여 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석한 결과이다. <표 6>을 보면, [모형 3]에서 소유경영자지분율과 자본구조간에 유의적인 관계를 발견할 수 없다. 이러한 결과는 고정효과모형으로 분석했을 때 3차형 비선형관계로 나타난 결과와 다른 것이다. 통제변수에서는 자본구조에 유

의적으로 영향을 미치는 변수는 기업규모(SIZE), 경영위험(RISK), 잉여현금흐름(FCF), 수익성(ROA) 등으로 나타나 기업규모변수가 고정효과모형의 분석결과와 다르게 나타나고 있다.

<표 6> OLS을 이용한 소유경영자지분율과 자본구조간의 패널분석 결과

[모형 1] $$LEV_i = \alpha + \beta_1 IOWN_i + \beta_2 SIZE_i + \beta_3 RISK_i + \beta_4 GROW_i + \beta_5 FCF_i + \beta_6 ROA_i + \sum_{j=7}^{13} \beta_j IND_{j-6\ i}$$

[모형 2] $$LEV_{i\ t} = \alpha + \beta_1 IOWN_{i\ t} + \beta_2 IOWN_{i\ t}^2 + \beta_3 SIZE_{i\ t} + \beta_4 RISK_{i\ t} + \beta_5 GROW_{i\ t} + \beta_6 FCF_{i\ t} + \beta_7 ROA_{i\ t} + \sum_{j=8}^{14} \beta_j IND_{j-7\ i}$$

[모형 3] $$LEV_i = \alpha + \beta_1 IOWN_i + \beta_2 IOWN_i^2 + \beta_3 IOWN_i^3 + \beta_4 SIZE_i + \beta_5 RISK_i + \beta_6 GROW_i + \beta_7 FCF_i + \beta_8 ROA_i + \sum_{j=8}^{15} \beta_j IND_{j-8\ i}$$

구분	[모형 1]	[모형 2]	[모형 3]
상수항	0.2829 (4.35**)	0.3372(5.01**)	0.3424(5.04**)
IOWN	**-0.3395 (-6.67**)**	**-0.5101(-5.44**)**	**-0.6157(-2.86**)**
$IOWN^2$	-	**0.3763(3.10**)**	**0.7041(1.15)**
$IOWN^3$	-	-	**-0.2796(-0.54)**
SIZE	0.0192 (5.91**)	0.0184(5.67**)	0.0186(5.69**)
RISK	-0.0725 (-5.58**)	-0.0698(-5.36**)	-0.0696(-5.35**)
GROW	0.0045 (0.91)	0.0045(0.91)	0.0045(0.92)
FCF	-13.347 (-10.47**)	-13.170(-10.34**)	-13.174(-10.34**)
ROA	-0.5764 (-9.97**)	-0.5632(-9.73**)	-0.5633(-9.73**)
IND	포함	포함	포함
F값	42.65**	40.42**	37.74**
R^2	0.1740	0.1770	0.1771

주)레버리지비율(LEV)로 추정된 자본구조를 소유경영자지분율(IOWN)과 통제변수(SIZE, RISK, GROW, FCF, ROA, IND)을 이용하여 OLS로 분석한 결과임. $IOWN^2$과 $IOWN^3$은 IOWN의 제곱과 세제곱을 나타내고 SIZE는 총자산의 자연대수 값임. 기타 변수는 <표 1>의 주)를 참조하기 바람. OLS분석결과는 378개 기업의 7개년 자료를 풀링(pooling)하여 실시한 것임. 회귀계수 옆의 ( )안의 숫자는 t값임. *, **는 각각 유의수준 10%, 5%에서 유의적임을 나타냄.

이러한 결과를 종합해보면, 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 분석하는데 있어서는 분석모형의 설정이 매우 중요함을 알 수 있다. 소유경영자지분율

과 자본구조간에는 유의적인 逆*N*字형 비선형관계가 존재함에도 불구하고, 횡단면-시계열자료의 특성을 반영하지 못하는 OLS방법이나 기업특성효과와 시간특성효과를 확률변수로 인식하는 확률효과모형을 이용하여 분석하는 경우에는 이러한 관계를 밝히지 못할 가능성이 있다.

Ⅴ. 결론

본 연구에서는 외환위기 회복 이후기간을 대상으로 소유경영자지분율과 자본구조간의 관계를 패널자료분석법을 이용하여 실증적으로 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 구성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료를 사용하였다.

소유경영자지분율과 자본구조 간에 미치는 영향에 대한 분석결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 소유경영자지분율수준이 낮을 때는 소유경영자지분율의 증가에 따라 레버리지비율이 감소하고, 경영자안주현상이 발생할 수 있는 소유경영자지분율수준에서는 레버리지비율의 증가현상이, 그 이상의 지분율수준에서는 다시 레버리지비율이 감소하는 逆*N*字형 비선형관계를 보였다. 즉, 소유경영자지분율 수준이 낮을 때는 파산이나 재무적 곤경으로 인해 발생할 수 있는 고용위험이나 경영자보상 축소를 최소화하기 위해 부채를 적정수준 보다 더 낮게 감소시키려는 유인을 가진다는 것을 확인할 수 있었다. 한편 소유지분율수준이 경영자안주현상을 발생시킬 수 있을 정도로 증가하는 경우에는 레버리지를 증가시킴으로써 향유할 수 있는 이익을 최대화하고자 하는 유인을 갖는 것으로 나타났다. 의사결정시 위험이 높은 투자안을 선택함으로써 채권자의 부를 주주의 부로 이전시키고자 하는 위험선호유인 등이 나타날 수 있음을 알 수 있었다. 소유경영자의 지분율이 일정수준 이상으로 높아지는 경우에는 경영자와 외부주주간의 이해가 일치하게 되고, 레버리지 사용의 증가로 나타날 수 있는 위험을 경영자 자신이 부담해야 되기 때문에 레버리지비율을 감소시키고자 하는 유인을 갖는다는 것을 알 수 있었다.

둘째, 분석자료가 가지고 있는 횡단면-시계열적 특성을 반영하지 않은 분석방

법을 사용하는 경우에는 분석결과에 큰 차이를 가져올 수 있음을 알 수 있었다. 고정효과모형을 이용한 분석에서는 소유경영자지분율과 자본구조간에 逆*N*字형 비선형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 확률효과모형이나 일반회귀모형을 이용한 분석에서는 소유경영자지분율과 자본구조간에 3차형 비선형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 향후 연구에 있어서 횡단면-시계열자료를 이용하여 분석하는 경우 방법론에 신중한 선택이 필요한 것으로 생각된다.

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 표본선정에 따른 편의가 상존해 있을 가능성이 있다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 외환위기 이후기간의 패널자료를 이용하여 우리나라 기업의 소유경영자지분율과와 자본구조간의 관계를 분석한 연구로서 소유 및 재무구조전략을 수립하고자 하는 기업이나 對기업정책을 수립하고자 하는 정부에 도움이 될 수 있을 것으로 생각한다.

참고문헌

강철규, “재벌의 금리차 지대와 소유구조, 「한국의 대기업」, 포스코경영연구원, (1995), pp.141-158.

구맹회·김병곤, “한국기업의 소유구조가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구,” 「대한경영학회지」, 22, (1999), pp.427-449.

구맹회·김병곤, “대리권문제와 기업다각화가 기업가치에 미치는 영향에 관한 실증연구,” 「재무관리연구」, 26(2), (1999), pp.1-26.

국찬표·정균화, “우리나라 기업의 소유구조 결정요인에 대한 실증적 연구-선형구조모형을 응용하여-,” 「재무연구」, 12, (1996), pp.249-285.

김건우, 「소유구조와 자본구조의 관계」, 한국조세연구원, 1997.

김병곤·박상현, “소유구조와 자본구조의 상호관계가 기업다각화에 미치는 영향,” 「재무관리연구」, (2001), 18(2), pp.57-79.

김병곤·송재호, “소유구조와 자본구조의 상호관계가 기업가치에 미치는 영향,” 「경영학연구」, 32(5), (2003), pp.1375-1394.

김우택·장대홍·김경수, “기업가치와 소유경영구조에 관한 실증적 연구,” 「재무연구」, 6, (1993), pp.55-75.

김주현, “기업의 소유구조와 기업가치의 연관성에 관한 연구,” 「재무연구」, 5, (1992), pp.129-145.

박경서·백재승, “재벌기업의 대주주경영자는 비재벌의 대주주경영자와 얼마나 다른가?: 한국 상장기업의 소유구조, 자본구조 및 기업가치에 관한 실증연구,” 「재무연구」, 14(2), (2001), pp.89-130.

박성태, “자본구조결정요인에 대한 실증적 연구,” 「재무관리연구」, 7(2), (1990), pp.81-105.

선우석호, “한국기업의 재무구조결정요인과 자본비용”, 「재무연구」, 3, (1990), pp.61-80.

윤계섭, “한국기업의 소유와 경영의 분리 및 그 효과에 관한 연구,” 「서울대학교 경영논집」, 14(1), (1990), pp.45-49.

지청, 장하성, “소유구조와 기업가치의 상호관계에 관한 실증적 분석,” 2001년 5개 학회 춘계공동학술연구발표회 발표논문집, (2001), pp.249-279.

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), pp.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), pp.1325-1331.

Amihud, Y. and B. Lev, "Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers," *Bell Journal of Economics*, 12(2), (1981), pp.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), pp.3-16.

Berger, P., E. Ofek, and D. Yermack, "Managerial entrenchment and capital structure decision," *Journal of Finance*, 52, (1997), pp.1411-1437.

Bradley, M., G. Jarrell, and E. Kim, "On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence, *Journal of Finance*, 39(3), (1984), pp.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), pp.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), pp.239-253.

Chamberlain, G. and Z. Griliches, *Panel Data*, in Z. Griliches and M. Intrilligator, eds. Handbook of Econometrics, Vol. 2. (1984).

Demsetz, H., "The structure of ownership and the theory of the firm," *Journal of Law and Economics*, 26(2), (1983), pp.375-393.

Demsetz, H., and G. Lehn, "The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences," *Journal of Political Economy*, 93, (1985), pp.1155-1177.

Fama, E. and M. Jensen, "Separation of ownership and control," *Journal of Law and Economics*, 26(2), (1983), pp.301-325.

Ferri, M. and W. Jones, "Determinants of financial structure: A new methodological approach, *Journal of Finance*, 34(3), (1979), pp.631-644.

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), pp.271-281.

Hamada, R. S., "Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporation Finance," *Journal of Finance*, (1969), pp.13-31.

Hausman, J. A., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, (1978), pp.1251-1272.

Jensen, M., "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Review*, 76(2), (1986), pp.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), pp.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), pp.247-263.

Kims, W. S. and E. H. Sorenson, "Evidence on the Impact of Agency Costs of Debt on Corporate Debt Policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21(2), (1986), pp.131-144.

Lehn, K. and A. Poulsen, "Free cash flow and stockholder gains in going private transaction," *Journal of Finance*, 44(3), (1989), pp.771-789.

Manne, H., "Mergers and the market for corporate control," *Journal of Political Economy*, 73(2), (1965), pp.110-120.

McConnell, J. J., and H. Servaes, "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics*, 27, (1990), pp.595-611.

Mehran, H., "Executive incentive plans, corporate control, and capital structure, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(4), (1992), pp.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), pp.261-297.

Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Management ownership and market valuation: An empirical analysis," *Journal of Financial Economics,* 20, (1988), pp.293-315.

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), pp.187-221.

Rubinstein, M. E., "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial

Theory, *Journal of Finance Research*, 28, (1973), pp.167-182.

Scott, D. and J. Martin, "Industry influence on financial structure, *Financial Management*, 4(1), (1975), pp.67-73.

Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny, "Large shareholders and corporate control," *Journal of Political Economy*, 94(3), (1986), pp.461-488.

Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny, "Managerial entrenchment : The case of manager-specific investments," *Journal of Financial Economics,* 25, (1989), pp.123-139.

Short, Helen, "Ownership, Control, Financial Structure and the Performance of Firms," *Journal of Economic Surveys*, 8(3), (1994), pp.203-249.

Stulz, R. M., "Management Ownership, Capital Structure, and Takeover," *Journal of Financial Economics*, 20, (1988), pp.1-19.

Stulz, R. M,, "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies," *Journal of Financial Economics,* 26, (1990), pp.3-27.

Tirman, S. and R. Wessels, "The determinants of capital structure choice," *Journal of Finance*, 43(1), (1988), pp.1-19.

Weisbach, M., "Corporate governance and hostile takeovers," *Journal of Accounting and Economics*, 16, (1993), pp.199-208.