

한국기업의 지배구조가 자본구조와 기업가치에 미치는 영향 : 패널자료로 이용한 2SLS방법을 응용하여

김 병 곤*
김 동 욱**

<요 약>

본 연구에서는 우리나라 외환위기 회복 이후기간인 1999년부터 2005년 7개년의 시계열을 갖는 377개 상장기업의 균형패널자료를 이용하여 기업지배구조가 자본구조와 기업가치에 미치는 영향을 실증적으로 검증하였다.

자본구조방정식을 분석한 실증결과는 첫째, 경영진지분율이 높을수록 위험에 대한 부담이 증가하기 때문에 레버리지비율을 감소시켜 재무위험을 축소시키고자 하는 유인이 높아지는 것을 알 수 있었다. 둘째, 사외이사비율과 외국인지분율이 높을수록 경영진에 대한 견제와 감시기능이 강화되어 재무위험이 축소되도록 레버리지비율을 줄이고자하는 유인이 높아진다는 것을 확인할 수 있었다.

기업가치방정식을 분석한 실증결과는 첫째, 부채비율이 높을수록 부채 사용에 따른 세금절감효과와 재무레버리지효과 등이 기업가치에 긍정적으로 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 둘째, 외국인지분율과 국내기관투자자의 지분율이 높아질수록 경영진의 경영활동을 효율적으로 감시함으로써 경영진의 대리인문제를 감소시켜 기업가치가 증가된다는 것을 알 수 있었다.

재벌기업과 비재벌기업의 실증결과를 살펴보면 첫째, 자본구조 방정식에서는 재벌기업은 외국인지분율, 기업규모, 성장성, 유동성이 자본구조에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 비재벌기업은 경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율, 기업규모, 수익성, 유동성이 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 기업가치 방정식에서는 재벌기업은 외국인지분율과 국내기관투자자지분율, 기업규모가 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 비재벌기업은 레버리지비율과 경영진지분율, 외국인지분율, 국내기관투자자지분율, 기업규모, 성장성이 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주제어 : 기업지배구조, 자본구조, 기업가치, 패널자료분석, 2SLS

* 창원대학교 경영학과 조교수 (bgkim@changwon.ac.kr)

** 교신저자, 부산발전연구원 전문위원, 부산광역시 진구 양정동 273-20, E-mail : kdw@bdi.re.kr, Tel : 051-860-8678, Fax : 051-860-8688

I. 서론

한국에서는 기업지배구조(corporate governance)가 경영의 주요한 이슈로 자리 잡고 있다. 과거에는 기업을 둘러싼 이해관계자들간에 경영에 관한 권한과 책임을 어떻게 배분할 것인가, 즉 기업을 누가 통제할 것인가에 대한 기업지배구조의 이슈는 생소한 개념이었다. 그러나 IMF 외환위기를 거치면서 기업지배구조의 개념과 중요성이 부각되기 시작했다. 특히 기업에서는 경영자와 주주, 대주주 경영자(소유경영자)와 외부주주간의 이해상충에 따라 여러 가지 대리인 문제(agency problem)가 발생할 수 있는데, 이러한 대리인문제를 예방하거나 완화 또는 적절히 해소하는 방안으로서 효율적인 지배구조 형성의 중요성이 부각되고 있다.

한편 IMF 외환위기를 겪으면서 기업의 자본구조에 대한 인식도 새롭게 변화되었다. 차입경영에 의한 외형확대 전략이 기업가치의 증가에 기여하지 못할 수도 있고, 심지어는 재무위험으로 인해 기업의 생존에 위협이 될 수 있다는 점을 깊이 인식하게 되었다.

이러한 환경에 대응하여 기업들은 적극적인 구조조정을 통해 기업의 투명성·건전성을 확보하고 경쟁력을 강화하기 위해 노력을 기울이고 있다. 소유·지배구조 측면에서는 지주회사로의 전환, 사외이사의 역할 강화 등을 통해 소유·지배구조 시스템의 개선작업을 추진하고 있다. 자본구조 측면에서는 2005년 말 현재 상장기업의 평균 부채비율이 100% 이하로 하락하는 등 재무구조의 건전성이 급속히 개선되고 있다. 정부는 기업경영에 있어 글로벌 스탠더드를 강조하고, 소유구조와 지배구조, 자본구조의 개선을 위해 1997년 4월 증권거래법 제200조 1항을 폐지하였고, 1998년 기업구조조정을 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 지배구조와 재무구조개선정책을 추진하고 있다.

이처럼 기업의 소유·지배구조와 재무구조를 개선하고자 하는 정부의 정책과 IMF 외환위기 상황을 극복하는 과정에서 기업이 취한 일련의 경영정책들로 인해 기업지배구조와 자본구조간에는 유의한 관련성을 가질 수밖에 없게 되었다. 또한 대리인이론관점에서 보면 경영자는 부채의 대리인비용과 외부주주의 대리인비용이 일치하는 점에서 자본구조를 선택하게 된다. 이 경우 기업의 지배구조결정과 자본구조결정은 서로 독립적인 것이 아니라 상호작용에 의해 동시에 결정된다.

이러한 지배구조와 자본구조의 결정은 기업가치에도 영향을 미치게 된다.

이러한 기업지배구조와 자본구조, 기업가치간의 관계에 관해서 국내외에서 많은 연구들이 이루어지고 있다. Modigliani and Miller(1958, 1963), Ross, Westerfield, and Jaffe(1990) 등은 자본구조와 기업가치의 관계를 분석하였다. Leland and Pyle(1977), Chandler(1980), Amihud and Lev(1981), Demsetz(1983), Barton and Gordon(1988), Shliefer and Vishny(1989), Freind and Hasbrouck(1987), Agrawal and Mandelker(1990), Berger, Ofek, and Yermack(1997), 김병곤, 박상현(2001) 등은 소유구조와 자본구조의 관계를 분석하였다. Bathala, Moon, and Rao(1994), 김건우(1997), 박경서, 백재승(2001), 김병곤, 송재호(2003) 등은 2단계 최소자승법(two-stage least squares method: 2SLS)을 이용하여 소유구조와 자본구조간의 동시적 연관성을 파악하였다. Brailsford, Oliver, and Pua(2002), 김병곤, 김동욱(2007a) 등은 소유구조와 레버리지비율간의 비선형관계를 분석하였다. 기업소유-지배구조가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구로는 Jensen and Meckling(1976), Baysinger and Buffer(1985), Morck, Shleifer, and Vishny(1988), Stulz(1988), Hermaelin and Weisbach(1988), Hermaelin and Weisbach(1988), Rosenstein and Wyatt(1990), Lee, Rosenstein, Rangan, and Davidson(1992), Agrwal and Knoeber(1996), Brown and Caylor(2004), Gompers, Ishii, and Metrick(2001), 김주현(1992), 김우택, 장대홍, 김경수(1993), 지칭, 장하성(2001), 김병곤, 김동욱(2007b) 등이 있다.

그런데 이러한 기업지배구조와 자본구조, 기업가치간의 관계를 탐색하는 많은 연구에도 불구하고, 국내기업을 대상으로 기업지배구조, 자본구조, 기업가치를 통합적으로 연계시켜 분석한 연구는 부족한 실정이다. 특히 1997년 외환위기를 겪으면서 기업들이 강도 높게 행한 구조조정의 결과가 반영되는 1999년 이후기간을 대상으로 분석한 연구결과는 아직까지 많지 않고, 분석자료가 가지고 있는 횡단면·시계열적 특성을 반영하여 지배구조, 자본구조, 기업가치를 통합적으로 분석한 연구결과는 제시되고 있지 못한 상황이다.

따라서 본 연구에서는 한국기업의 1999년 이후 자료를 이용하여 기업지배구조가 자본구조와 기업가치에 미치는 영향을 통합적으로 분석하고자 한다. 특히 본 연구에서 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 377개의 개별기업이 횡단면단위(cross

section unit)를 구성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열(time series)를 갖는 균형패널자료(balanced panel data)를 형성하고, 오차항과 회귀변수들간의 상호 의존성을 반영하여 분석할 수 있도록 패널자료를 이용한 2단계 최소자승법(2SLS, two stage least square method))을 사용한다.¹⁾ 분석기간은 1999년부터 2005년까지의 7개년이고, 연구대상은 2005년 말 현재 한국증권선물거래소에 상장되어 있는 377개 비금융업종이다. 자료분석을 위한 통계패키지로는 STATA 10.0을 이용한다.

또한 한국기업의 경우 재벌기업과 비재벌기업간에 소유·지배구조와 자본구조 등에서 상이한 특성이 존재할 가능성이 있으므로 본 연구에서는 분석대상기업을 재벌기업과 비재벌기업으로 나누어 지배구조가 자본구조와 기업가치에 미치는 영향을 함께 분석한다.

II. 이론적 배경

2.1 기업지배구조가 자본구조에 미치는 영향

기업지배구조가 자본구조에 영향을 미치는 것으로 Leland and Pyle(1977)은 신호이론(signaling theory)에서 내부자는 수익성 있는 사업이나 높은 가치를 전달하는 신호도구로 자신의 소유지분을 이용하며 또한 높은 부채비율 역시 기업이 재무위험을 충분히 극복 할 수 있는 능력을 가지고 있다는 신호가 되므로 소유구조와 자본구조는 정(+)¹⁾의 영향관계를 갖는다고 하였다. 기업의 소유구조와 자본구조의 상호영향관계를 분석한 Bathala, Moon, and Rao(1994)는 경영자소유지분율과 부채비율은 동시에 결합적으로 결정된다고 하였다.

우리나라 기업을 대상으로 대주주지분율과 자본구조의 관계를 분석한 윤계섭(1990)에 의하면 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 하였다. 김건우(1997)는 소유구조와 자본구조간에 정(+)¹⁾의 영향관계가 존재하지만 소유구조와 자본구조가 상호의존적으로 결정되지 않는다고 하였다. 김병곤, 박상현(2001)은 IMF외환위기 이전기간에는 대주주지분율과 자본구조정책이 서

1) 본 연구에서는 패널자료를 이용한 2단계 최소자승법을 패널 2단계 최소자승법 혹은 패널 2SLS법이라고 부른다.

로 연계되어 결정되는 것을 확인할 수 있었지만, IMF외환위기 이후기간에는 상호의존적인 영향관계를 발견할 수 없었다고 하였다. 김병곤, 김동욱(2007)은 소유경영자지분율수준이 58.48%까지는 지분율 증가에 따라 레버리지비율이 감소하고, 그 이상의 지분율 수준에서는 레버리지 비율이 증가하는 U字形 곡선관계가 존재한다고 하였다.

2.2 자본구조가 기업가치에 미치는 영향

자본구조가 기업가치에 미치는 영향에 대한 가설로는 MM의 무관련이론(irrelevance theory), 세금을 고려한 자본구조이론, 정태적 상충관계이론(static tradeoff theory), 비대칭정보를 고려한 자본구조이론 등이 있다.

먼저, MM(1958)의 무관련이론은 완전자본시장, 투자자의 동질적인 기대, 기업의 동질적인 수익집단으로의 분류, 無법인세 등의 가정하에 자본구조는 기업가치에 영향을 미치지 않는다는 것이다.

세금을 이용한 자본구조이론으로는 대표적으로 MM(1963)과 Miller(1977)의 이론을 들 수 있다. MM(1963)에 따르면 이자비용은 세금이 공제되기 때문에 부채는 영업이익의 일부에 대하여 감세효과를 가져줄 수 있다. 기업이 이자비용보다 더 많은 영업이익을 벌어들이는 한 부채사용에 따른 감세효과는 계속 발생하여, 기업의 가치는 감세액의 현가만큼 증가하게 된다는 것이다. 한편 Miller(1977)는 법인세 뿐만아니라 개인소득세를 동시에 고려할 경우 고객효과(clientele effect)로 인하여 자본구조가 기업가치에 아무런 영향을 미치지 않게 된다고 하였다.

정태적 상충관계이론은 크게 파산비용이론과 대리인비용이론으로 구분할 수 있다. 먼저, Ross, Westerfield, and Jaffe(1990)의 파산비용이론에서는 부채사용에 따라 발생하는 파산비용을 시장불완전 요인의 하나로 인식하고 파산비용과 감세효과의 상충관계에 초점을 맞추어 자본구조와 기업가치의 관계를 설명한다. 즉, 기업이 부채 사용을 증가시키면 이자비용에 대한 감세효과가 증가될 뿐만 아니라 파산가능성의 증가로 인하여 파산비용도 증가하게 된다. 만일 파산비용이 무시할 수 없을 정도로 커지게 되면 기업가치를 감소시키는 결과를 가져오게 된다.

한편 Jensen and Meckling(1976)이 제시한 대리인이론에서 부채의 대리인비용이론에 따르면 위험부채를 사용하고 있는 기업의 주주들은 과소투자를 선택할 유인을 가질 수 있다는 것이다. 즉, 주주들이 투자에 대한 선택권을 가지고 있을 경우 그들은 어떤 투자안의 기대수익이 위험부채의 자본비용보다 적을 경

우에는 비록 그 투자안이 정(+)¹의 NPV를 가진다고 하더라도 그 투자안을 기각하게 되어 과소투자문제(under-investment problem)가 야기되고 이에 따른 부채의 대리인비용이 발생하여 기업가치가 감소하게 된다는 것이다.

비대칭정보를 고려한 자본구조이론에는 대표적으로 신호전달이론이 있다. 이 가설은 경영자들이 기업의 진정한 가치에 관한 신호를 자본구조를 사용하여 자본시장에 전달한다는 것이다. 즉, 경영자들은 기업의 기대현금흐름에 관한 정보에 독점적으로 접근할 수 있기 때문에 투자자들보다는 더 우월한 정보를 가질 수 있다. 따라서 경영자와 투자자사이에는 비대칭정보 상황이 발생하게 되는데, 이때 기업가치에 관한 신호로써 레버리지의 양을 사용하게 된다는 것이다. 이는 경영자가 사용하는 레버리지의 양이 많을수록 기업이 재무위험을 충분히 극복할 수 있는 능력을 갖고 있다는 신호가 되므로 레버리지비율과 기업가치는 정(+)²의 영향관계를 가진다는 것이다.

이처럼 자본구조는 기업가치에 정(+)³의 영향과 부(-)⁴의 영향을 미치는 양면적인 측면이 있다.

2.3 기업지배구조가 기업가치에 미치는 영향

기업지배구조는 기업가치에 유의하게 영향을 미칠 수 있다. 기업지배구조를 구성하는 주요 변수(경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율, 국내기관투자자지분율)들이 기업가치에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 경영진지분율과 기업가치간에는 정(+)⁵ 또는 부(-)⁶의 관계로 나타날 수 있다. 대리인이론과 신호이론에 의하면 경영진지분율이 높을수록 외부지분의 대리인비용이 감소하고 기업이 양호하다는 신호로 받아들여져 기업가치가 상승하게 된다. 그러나 경영자안주가설에 따르면 일정수준 이상의 지분율이 확보되면 경영자가 사적 소비동기를 충족시킬 가능성이 증가하여 기업가치는 감소하게 된다.

둘째, 사외이사는 감시 기능을 통해 이해관계자를 보호하는 역할을 함으로써 효과적인 감시자이며 경영진에 대한 중요한 규제장치가 될 수 있다. Fama(1980)와 Fama and Jensen(1983)은 사외이사들이 전문지식과 감시기능을 제공함으로써 회사의 가치를 증대시킨다고 하였다. Weisbach(1988)는 경영성과가 미흡할수록 사외이사의 비율이 증가한다고 보고하였다. 이러한 관계가 성립한다면 사외이사비율이 높을수록 기업가치는 증가하게 된다. 그러나 우리나라에서와 같이 사외이사가 경영진에 독립적이지 못하고, 효율적인 경영감시기능을 수행하지 못한다면 사외이사비율은 기업가치와 무관하게 나타날 수도 있다.

셋째, 효율적 감시가설에 따르면 외국인지분율과 국내기관투자자의 지분율이

증가할수록 경영자의 대리인문제는 축소되어 기업가치는 증가하게 된다. 이 경우 외국인지분을 및 국내기관투자가지분율과 기업가치간에는 정(+)¹의 영향 관계로 나타나게 된다. 그러나 이해상충의 가설과 전략적 제휴가설이 성립한다면 외국인투자자 및 국내기관투자자는 기업경영에 영향을 미치지 못하거나 경영자의 경영권을 강화시켜 주게 되어 대리인문제를 축소시키지 못하고, 기업을 감시함으로써 기대할 수 있는 유익한 효과를 기대할 수 없게 되어 기업가치와 부(-)의 관계로 나타날 수 있다.

III. 실증분석의 설계 및 분석대상 변수의 측정

3.1 표본기업의 선정 및 분석대상 기간

본 연구에서는 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장된 702개 기업 중에서 다음과 같은 기준에 의해 377개 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 기업지배구조나 자본구조, 경영형태 등에서 비금융업종의 기업과 매우 다르기 때문이다. 본 연구에서 분석대상기간은 외환위기를 겪으면서 기업들이 강도 높게 행한 구조조정의 결과가 반영되는 1999년 이후기간(1999년부터 2005년까지의 7개년)을 분석대상으로 하고 있다.

3.2 가설 설정 및 실증분석 모형

기업지배구조가 자본구조에 미치는 영향을 분석하기 위하여 앞의 이론적 배경에서 제시된 내용을 바탕으로 다음의 [가설 1]을 설정하였다.

[가설 1] 기업지배구조는 자본구조에 영향을 미친다.

[가설 1]을 검증하기 위해서는 종속변수에 자본구조변수를 두고, 독립변수에 기업지배구조변수(경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율, 국내기관투자가지분율)와 통제변수(기업규모, 성장성, 총자산영업이익률, 유동비율)를 포함시켜 [모형 1]과 같은 분석모형을 설정하였다.²⁾ 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.

$$[\text{모형 1}] \quad LEV_{it} = \alpha + \beta_1 MANE_{it} + \beta_2 OUTDIR_{it} + \beta_3 FORE_{it} + \beta_4 DINST_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 GROW_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 CURR_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it} \quad (1)$$

- 단, LEV_{it} : i 기업의 t 기 레버리지비율(=총부채/총자산)
 $MANE_{it}$: i 기업의 t 기 경영진지분율(=등기이사 보유주식수/총발행주식수)
 $OUTDIR_{it}$: i 기업의 t 기 사외이사비율(=사외이사수/등기이사수)
 $FORE_{it}$: i 기업의 t 기 외국인지분율
 $DINST_{it}$: i 기업의 t 기 국내기관투자가지분율
 $SIZE_{it}$: i 기업의 t 기 기업규모(=ln(매출액))
 $GROW_{it}$: i 기업의 t 기 성장성(=매출액증가율)
 ROA_{it} : i 기업의 t 기 총자산영업이익률(=영업이익/총자산)
 $CURR_{it}$: i 기업의 t 기 유동비율(=유동자산/유동부채)
 η_i : i 기업특성효과
 λ_t : t 기의 시간특성효과
 e_{it} : 나머지 오차

자본구조와 기업지배구조가 기업가치에 미치는 영향을 분석하기 위해서 앞의 이론적 배경에서 제시된 내용을 바탕으로 다음의 [가설 2]와 [가설 3]을 설정하였다.

[가설 2] 자본구조는 기업가치에 영향을 미친다.

[가설 3] 기업지배구조는 기업가치에 영향을 미친다.

[가설 2]~[가설 3]을 검증하기 위하여 종속변수에 기업가치변수($VALUE$)를

²⁾본 논문에서는 자본구조방정식이라고 명명하여 사용한다.

두고, 독립변수에 [모형 1]에서 종속변수였던 자본구조변수(LEV)와 함께 기업 지배구조변수(경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율, 국내기관투자가지분율), 통제변수(기업규모, 성장성)를 포함시켜 [모형 2]와 같은 분석모형을 설정하였다.³⁾ 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.

$$[모형 2] \quad VALUE_{it} = \alpha + \beta_1 LEV_{it} + \beta_2 MANE_{it} + \beta_3 OUTDIR_{it} + \beta_4 FORE_{it} + \beta_5 DINST_{it} + \beta_6 SIZE_{it} + \beta_7 GROW_{it} + \eta_i + \lambda_t + e_{it} \quad (2)$$

- 단, $VALUE_{it}$: i 기업의 t 기 기업가치(=M/B비율)
 LEV_{it} : i 기업의 t 기 레버리지비율(=총부채/총자산)
 $MANE_{it}$: i 기업의 t 기 경영진지분율(=등기이사 보유주식수/총발행주식수)
 $OUTDIR_{it}$: i 기업의 t 기 사외이사비율(=사외이사수/등기이사수)
 $FORE_{it}$: i 기업의 t 기 외국인지분율
 $DINST_{it}$: i 기업의 t 기 국내기관투자가지분율
 $SIZE_{it}$: i 기업의 t 기 기업규모(=ln(매출액))
 ROA_{it} : i 기업의 t 기 총자산영업이익률(=영업이익/총자산)
 η_i : i 기업특성효과
 λ_t : t 기의 시간특성효과
 e_{it} : 나머지 오차

3.3 분석대상변수

3.3.1 자본구조변수

자본구조의 대용변수로 레버리지비율을 사용하였다. 레버리지비율(LEV)의 측정변수는 총자산에서 총부채가 차지하는 비중(=총부채/총자산)으로 측정하였다. 레버리지비율은 부채사용에 따른 세금절감효과(tax shield effect)와 재무레버리지효과를 발생시키는 경우에는 기업가치에 정(+)의 영향을 미칠 수 있다. 그러나 파산비용이나 부채의 대리인비용을 증가시키는 경우에는 기업가치에 부(-)의 영향을 미칠 수 있다.

3)본 논문에서는 기업가치방정식이라고 명명하여 사용한다.

3.3.2 기업가치변수

기업가치의 대용변수로 시장가치 대 장부가치(M/B: market-to-book value) 비율을 사용하였다. 이 M/B비율은 기업의 시가총액을 장부가치(book value of firm)로 나눈 비율로서, 기업의 시장가치는 자기자본의 시장가치와 부채의 장부가치의 합으로 계산한다. 기업의 장부가치는 총자산의 장부가치로 계산한다. 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\frac{M}{B} = \frac{ME + D}{TA} \quad (4)$$

단, M : 기업의 시장가치

B : 자산의 장부가치

ME : 자기자본의 시장가치(=발행주식수×주가)

D : 부채의 장부가치

TA : 총자산의 장부가치

M/B비율이 1보다 큰 경우는 기업의 시장가치가 장부가치보다 높다는 것을 의미하고, 1보다 작은 경우에는 기업의 시장가치가 장부가치에 미달하여 기업가치가 낮음을 의미한다.

3.3.3 기업지배구조변수

3.3.3.1 경영진지분율

경영진지분율(MANE)은 총발행주식수에서 경영의사결정에 직접적으로 참여하고 있는 등기이사의 보유주식수의 비율로 측정한다. 경영진지분율은 한국신용평가정보(주)의 KIS-value와 상장회사협의회 TS-2000, 금융감독원의 기업공시자료(<http://dart.fss.or.kr/>) 등을 이용하여 구하였다.

자본구조방정식에서 경영진지분율은 레버리지비율과 정(+) 또는 부(-)의 영향관계가 예상된다. Kim and Sorenson(1986)과 Agrawal and Mandlker(1990)는 경영진지분율이 높을수록 부채의 대리인비용이 낮아져서 레버리지비율이 높아진다고 하였다. Leland and Pyle(1977)은 경영진지분율이 기업외부로 보내지는 투자의 질에 대한 신호로 작용하기 때문에 경영진지분율과 레버리지비율간에는 정(+)의 관계가 있다고 하였다. 반면에 Friend and Hasbrouck(1987)과 Friend and Lang(1988)은 경영진지분율이 증가하면 경영진은 재무위험을 더 크게 인식하고 자신이 그 위험에 대한 부담을 줄이기 위

해 레버리지비율을 감소시킨다고 하였다. Jensen and Meckling(1976)은 경영진이 외부지분의 대리인비용을 회피하기 위해 외부로부터 부채조달을 선호하게 된다면 경영진지분을 수준이 낮을수록 레버리지비율이 높아진다고 하였다.

기업가치방정식에서는 경영진지분율은 기업가치에 정(+) 또는 부(-)의 영향관계로 나타날 수 있다. 대리인이론과 신호이론에 의하면 경영진지분율이 높아질수록 외부지분의 대리인비용이 감소되고, 기업이 양호하다는 신호로 받아들여져 기업가치가 증가하게 된다. 그러나 경영자안주가설에 따르면 경영진지분율이 증가하면 경영자의 사적 소비동기를 충족시키고자 하는 유인이 증가하여 기업가치는 감소하게 된다.

3.3.3.2 사외이사비중

이사회는 업무집행에 관한 의사결정과 경영감시기능을 하는 것으로 되어 있다. 그러나 지배주주 또는 대표이사로부터 독립성을 확보하지 못하고 업무집행에 관한 의사결정과 경영감시라는 본연의 기능을 수행하지 못할 수 있다. 이러한 문제를 보완하기 위하여 사외이사제도를 도입하여 경영자에 대한 견제기능을 강화하고 있다.

사외이사비율이 높아지면 경영자에 의한 대리인문제가 축소되는 경향이 있다. 효율적 감시가설에 따르면 사외이사는 경영진의 대리인문제를 축소시킬 수 있기 때문에 레버리지비율과는 부(-)의 관계가, 기업가치변수와는 정(+)의 관계가 나타날 것으로 예상된다. 사외이사비율(*OUTDIR*)은 등기이사에서 사외이사가 차지하는 비중(=사외이사수/등기이사 수)으로 구하였다.

3.3.3.3 외국인지분율

외국인투자자는 1992년 자본시장개방과 1998년 5월 외국인 주식투자 한도가 전면 폐지되면서 투자자지분이 증가하여 기업의 대한 영향력이 소유경영자나 기관투자가와 대적하는 수준에 이르게 되었다. 또한 외국인 투자자들은 과거의 단기매매 형태에서 벗어나 보다 안정적이고 장기적인 투자로 기업경영에 견제와 감시자로서 충분한 역할을 함으로써 기업지배구조에서 중요한 변수로 작용하고 있다. 이처럼 외국인투자자의 지분율이 높을수록 효율적 감시가설에 따라 경영자의 대리인문제가 축소될 수 있다. 따라서 외국인지분율변수는 레버리지비율과는 부(-)의 관계가 기업가치변수와는 정(+)의 관계가 나타날 것으로 예상된다. 외국인지분율(*FORE*)은 당해 기업의 총발행주식수에서 외국인투자자가 보유한 주식비율로 계산하였다.

3.3.3.4 국내기관투자가지분율

국내기관투자가와 같은 외부 주요 주주는 자금운영의 규모가 크고 상대적으로 높은 지분율을 보유하고 있기 때문에 기업경영을 감시할 유인을 가진다. 효율적 감시가설에 따르면 국내기관투자가의 지분율이 높을수록 경영진의 대리인문제가 축소되어 레버리지비율과는 부(-)의 영향관계가 나타나고, 기업가치와는 정(+)의 영향관계가 나타나게 된다. 그러나 이해상충의 가설이나 전략적 제휴가설에 따른다면 경영진의 대리인문제를 축소시키지 못하게 되기 때문에 레버리지비율이나 기업가치에 유의한 영향관계가 나타나지 않을 수 있다. 국내기관투자가지분율(DINST)에는 증권회사, 보험회사, 투자신탁회사, 은행(특수은행, 국책은행, 농·수협 중앙회 포함), 종합금융회사, 저축은행, 정부관리기금, 민간기금 및 각종 공제회 등이 보유하고 있는 지분율의 합으로 계산하였다.

3.3.4 통제변수

자본구조와 기업가치에 영향을 미치는 변수로는 기업지배구조 변수뿐만 아니라 다른 여러 변수들이 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기업규모, 총자산영업이익률, 성장성, 유동비율 등을 통제변수로 사용하였다.

3.3.4.1 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). 기업규모는 기업가치와도 정(+)의 영향관계가 예상된다. 기업규모가 크다는 것은 내부능력의 축적이 높은 것으로 볼 수 있고, 기업규모의 확대는 규모의 경제를 향유할 수 있기 때문이다. 기업규모(SIZE)를 측정하기 위해서는 매출액에 자연로그를 취한 값을 사용하였다.⁴⁾

3.3.4.2 성장성

성장성은 기업의 수익성과 함께 성공의 지표가 될 수 있다. 이 경우 성장성은

4) 총자산기준으로 기업규모를 측정하는 경우에는 이사회규모(0.5157)와 사외이사비율(0.4585), 외국인지분율(0.5346), 국내기관투자가지분율(0.4346)의 상관관계가 너무 높아 다중공선성 문제가 발생할 수 있었다. 따라서 이 문제를 피하기 위해 매출액기준의 기업규모변수를 사용하였다.

가용한 기업 내부자금의 대응치가 될 수 있다. 만약 기업이 성공적으로 사업을 운영하고, 수익성이 있다면 투자를 위한 충분한 내부자금을 조달할 수 있게 된다(Myers·Majluf, 1984). 이 경우 성장성변수와 레버리지변수간에는 부(-)의 영향관계가 나타나게 된다. 시장에서는 성장성이 높은 기업을 높게 평가하는 경향이 있으므로 성장성과 기업가치간에는 정(+)의 영향관계가 예상된다. 성장성의 측정변수(*GROW*)로는 매출액증가율을 사용하였다.

3.3.4.3 수익성

수익성의 측정변수로는 총자산영업이익률(*ROA*)을 사용하였다. 수익성과 레버리지비율간에는 부(-)의 관계가 예상된다. 수익성이 높은 기업은 내부유보를 많이 할 수 있고, 유보자금은 거래비용이 저렴할 뿐만 아니라 정보비대칭으로 인한 비용이 낮기 때문에 수익성이 높을수록 부채를 적게 사용할 것으로 예상된다. 수익성의 측정변수는 총자산에서 영업이익이 차지하는 비중(=영업이익/총자산)으로 측정하였다.

3.3.4.4 유동비율

유동비율(*CURR*)은 유동자산을 유동부채로 나눈 비율(=유동자산/유동부채)로서 1년 이내에 현금화하여 단기채무 지급에 충당할 수 있는 능력을 나타낸다. 유동비율이 높은 기업은 높은 유동성 확보로 부채 상환을 늘릴 수 있고 추가적인 부채조달 필요성이 낮아지기 때문에 레버리지비율과는 부(-)의 영향관계가 나타날 것으로 예상된다.

IV. 실증분석 결과

4.1 각 변수의 기술통계량

본 연구에서 전체표본에 대한 각 변수의 기술적 통계량을 요약하면 <표 IV-1>과 같다. <표 IV-1>에서 기업가치(*VALUE*)는 최소 0.1390에서 최대 6.0540이고, 평균 0.8751이다. 레버리지비율(*LEV*)은 최소 5.76%에서 최대 473.41%이고, 평균 50.25%이다.⁵⁾ 경영진지분율(*MANE*)은 최소 0%에서 최

5) 레버리지비율에서 최대값 4.7341은 2001년 (주)현대페스의 자기자본 잠식 때문이다.

대 77.49%이고, 평균 14.30%이다. 사외이사비율(*OUTDIR*)은 최소 0%에서 최대 87.50%이고, 평균 31.75%이다. 외국인지분율(*FORE*)은 최소 0%에서 최대 78.60%이고, 평균 8.03%이다. 국내기관투자가지분율(*DINST*)은 최소 0%에서 최대 95.58%이고, 평균 19.53%이다. 총자산영업이익률(*ROA*)은 평균 4.94%이고, 기업규모(*SIZE*)은 평균 15.6905로 나타났다. 매출액증가율(*GROW*)은 평균 9.57%이고, 유동비율(*CURR*)은 평균 165.69%이다.

<표 IV-1> 전체기업의 기술적 통계량

| 구분 | 관측치수(개) | 평균 | 표준편차 | 최소 | 최대 |
|-----------------------------|---------|---------|--------|---------|---------|
| 기업가치 (<i>VALUE</i>) | 2,639 | 0.8751 | 0.4548 | 0.1390 | 6.0540 |
| 레버리지비율 (<i>LEV</i>) | 2,639 | 0.5025 | 0.2523 | 0.0576 | 4.7341 |
| 경영진지분율 (<i>MANE</i>) | 2,639 | 0.1430 | 0.1373 | 0.0000 | 0.7749 |
| 사외이사비율 (<i>OUTDIR</i>) | 2,639 | 0.3175 | 0.1182 | 0.0000 | 0.8750 |
| 외국인지분율 (<i>FORE</i>) | 2,639 | 0.0803 | 0.1269 | 0.0000 | 0.7860 |
| 국내기관투자가지분율 (<i>DINST</i>) | 2,639 | 0.1953 | 0.1606 | 0.0000 | 0.9558 |
| 기업규모 (<i>SIZE</i>) | 2,639 | 15.6905 | 3.5590 | 7.0466 | 24.7774 |
| 매출액증가율 (<i>GROW</i>) | 2,639 | 0.0957 | 0.4830 | -1.0000 | 13.0657 |
| 총자산영업이익률 (<i>ROA</i>) | 2,639 | 0.0494 | 0.0817 | -0.9397 | 0.5497 |
| 유동비율 (<i>CURR</i>) | 2,639 | 1.6569 | 1.3450 | 0.0602 | 16.4365 |

주) 표본은 2005년 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 비금융업종 기업 377개임. 총 관측치는 연간 377개 기업의 7개년 자료인 2,639개임. 기업가치 (*VALUE*) = (자기자본의 시장가치 + 부채의 장부가치) / 총자산의 장부가치, 레버리지비율 (*LEV*) = 총부채 / 총자산, 경영진지분율 (*MANE*) = 등기이사 보유주식수 / 총발행주식수, 사외이사비율 (*OUTDIR*) = 사외이사수 / 등기이사수, 외국인지분율 (*FORE*) = 외국인 보유주식수 / 총발행주식수, 국내기관투자가지분율 (*DINST*) = 국내기관투자자 보유주식수 / 총발행주식수, 총자산영업이익률 (*ROA*) = 영업이익 / 총자산, 기업규모 (*SIZE*) = \ln (매출액), 매출액증가율 (*GROW*) = (당해연도 매출액 - 전연도 매출액) / 전연도 매출액, 유동비율 (*CURR*) = 유동자산 / 유동부채.

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

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

| | VALUE | LEV | MANE | OUTDIR | FORE | DINST | ROA |
|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| VALUE | 1.0000 | | | | | | |
| LEV | 0.2878** | 1.0000 | | | | | |
| MANE | -0.1619** | -0.2455** | 1.0000 | | | | |
| OUTDIR | 0.0772** | 0.0515** | -0.1914** | 1.0000 | | | |
| FORE | 0.1878** | -0.1640** | -0.1213** | 0.2539** | 1.0000 | | |
| DINST | 0.0682** | -0.0305 | -0.2083** | 0.1816** | 0.3052** | 1.0000 | |
| ROA | -0.0634** | 0.2032** | 0.0712** | 0.0152 | 0.2492** | 0.1716** | 1.0000 |
| SIZE | 0.1872** | -0.0598** | -0.0235 | 0.1729** | 0.2927** | 0.0673** | 0.0405* |
| GROW | 0.1560** | -0.0238 | 0.0187 | -0.0147 | 0.0208 | -0.0032 | 0.0988** |
| CURR | -0.0585** | -0.4597** | 0.1763** | -0.1298** | 0.0431* | -0.0160 | 0.0794** |

| | SIZE | GROW | CURR |
|------|---------|---------|--------|
| SIZE | 1.0000 | | |
| GROW | 0.0187 | 1.0000 | |
| CURR | 0.0423* | -0.0263 | 1.0000 |

주) 1999년~2005년의 전체표본기간을 대상으로 계산한 변수들간의 상관계수 표임.
 *, **는 각각 5%, 1%의 유의수준에서 유의함을 나타냄. 유의성 검정은 Pearson상관관계 검정임. 각 변수의 정의는 <표 IV-1>의 주) 참조.

4.2 모형 적합성 검정결과

<표 IV-3>은 전체기간(1999년~2005년) 자료를 이용하여 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](사업다각화방정식)과 [모형 2](기업가치방정식)의 g 통계량이 각각 1,060.97, 725.18로 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⁾

6) 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 있다. 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 하우스만 검정(Hausman Test)에 의해 고정효과모형이나 확률효과모형의 적합도를 검정해 보아야한다. <표 IV-3>의 라그랑지 승수 검정결과는 [모형 1], [모형 2]에 대한 귀무가설 $\sigma_{\eta}^2 = 0$ 을 검정한 결과를 제시한 것으로 모든 모형

<표 IV-3>의 두 번째 란은 $E(\eta_i/X_{i,t})=0$ 이라는 귀무가설하에 각 모형에 대해 하우스만 검정을 실시한 결과이다. 하우스만 검정결과를 보면, 각 모형의 m 값이 각각 83.24, 48.89로 귀무가설을 기각하는 결과를 보이고 있다. 따라서 기업특성효과와 독립변수간에는 유의한 상관관계를 가진다고 할 수 있으므로 고정효과모형에 의한 계수 추정이 적합함을 알 수 있다.

<표 IV-3>의 세 번째란 즉, 고정효과모형의 적합성을 확인하기 위해 귀무가설 $\eta_i=0, \lambda_t=0$ 을 설정하고 F -검정을 실시한 결과를 보면, 각 모형의 F 값이 각각 5.58, 4.25로 귀무가설이 기각되는 결과를 보여 본 연구의 모형으로 고정효과모형이 적합함을 확인할 수 있다.

따라서 [모형 1]과 [모형 2]는 모두 고정효과모형으로 분석하는 것이 바람직한 것으로 평가된다.

<표 IV-3> 모형적합성 검정결과

| [모형 1] 자본구조방정식 | | | | | | |
|---|---|--------|--|--------|--|--------|
| $LEV_{i,t} = \alpha + \beta_1 MANE_{i,t} + \beta_2 OUTDIR_{i,t} + \beta_3 FORE_{i,t} + \beta_4 DINST_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 GROW_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 CURR_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ | | | | | | |
| [모형 2] 기업가치방정식 | | | | | | |
| $VALUE_{i,t} = \alpha + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 MANE_{i,t} + \beta_3 OUTDIR_{i,t} + \beta_4 FORE_{i,t} + \beta_5 DINST_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 GROW_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ | | | | | | |
| 구분 | 라그랑지 승수 검정 ($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$) | | 하우스만 검정 $H_0 : E(\eta_i/X_{i,t}) = 0$ | | F -검정 ($H_0 : \eta_i = 0, \lambda_t = 0$) | |
| | g 통계량 | p값 | m 통계량 | p값 | F값 | p값 |
| [모형 1] | 1,060.97 | 0.0000 | 83.24 | 0.0000 | 5.58 | 0.0000 |
| [모형 2] | 725.18 | 0.0000 | 48.89 | 0.0000 | 4.25 | 0.0000 |

주) 전체기간(1999년~2005년)을 대상으로 [모형 1], [모형 2]에 대한 적합성을 검정하기 위해 라그랑지 승수 검정($H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$), 하우스만 검정($H_0 : E(\eta_i/X_{i,t}) = 0$), F -검정($H_0 : \eta_i = 0, \lambda_t = 0$)을 실시한 결과임. 라그랑지 승수 검정은 기업특성효과(η_i)와 시간특성효과(λ_t)의 존재 여부를 검정하는 것임. 귀무가설이 기각되는 경우 오차항은 $\eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ 와 같이 되고, η_i 와 λ_t 의 존재 때문에 일반최소자승법(OLS)으로 효

에서 귀무가설 $\sigma_\eta^2 = 0$ 이 기각되는 결과를 보이고 있다. 따라서 $\sigma_\eta^2 = 0$ 에 대한 추가적인 검정 없이도 각 모형을 OLS로 추정하는 경우 일치 추정량을 구할 수 없다는 것을 알 수 있다.

올직한 추정량을 구할 수 없음을 의미함. 하우스만 검정은 η_i 와 λ_i 를 고정효과모형으로 추정할 것인가 혹은 확률효과모형으로 추정할 것인가를 검정하는 것임. 만약 $E(\eta_i/x_i)=0$ 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.

4.5 기업지배구조와 자본구조가 기업가치에 미치는 영향 분석결과

본 연구에서 분석하고자 하는 변수들 간에는 상호 의존적인 영향관계가 존재하여 어느 한 변수를 독자적으로 내생(종속) 변수 혹은 외생(독립) 변수로만 볼 수 없는 경우가 있다. 예를 들어, 자본구조변수는 기업지배구조에 영향을 받는 내생변수이자 기업가치에 영향을 미치는 외생변수적 성격을 갖고 있으므로 이들 변수들의 관계를 일방의 영향관계로 분석하면 偏倚가 발생할 수 있다. 따라서 이러한 변수들의 관계를 분석하기 위해서는 오차항(error term)이 회귀변수(regressor)들과 상관관계가 없다고 가정하는 OLS(ordinary least squares) 방법이나 각 방정식을 별개로 각각 분석하는 방법을 사용하는 것보다는 변수간의 상호 의존성(interdependence)을 반영하여 분석할 수 있는 2단계최소자승법(2SLS : 2 stage least square regression)을 사용하는 것이 바람직하다. 특히, 본 연구에 사용하고 있는 자료는 횡단면·시계열 특성을 반영하고 있기 때문에 패널자료를 이용한 2단계최소자승법에 의해 분석하는 것이 바람직하다고 할 수 있다.

따라서 아래에서는 377개 기업의 횡단면단위를 구성하고, 1999년부터 2005년까지 7개년 시계열자료를 갖는 균형패널자료를 이용하여 패널 2SLS 분석을 실시하였다. 패널 2SLS 분석을 위해서 [모형 1], [모형 2]의 자본구조방정식과 기업가치방정식을 연립방정식체계로 구성하여 분석하였다. 패널 2SLS분석을 실시한 결과는 <표 IV-4>와 같다.

<표 IV-4> 전체기업대상 고정효과모형을 이용한 패널 2SLS 분석결과

| 자본구조방정식 | | | | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| $LEV_{i,t} = \alpha + \beta_1 MANE_{i,t} + \beta_2 OUTDIR_{i,t} + \beta_3 FORE_{i,t} + \beta_4 DINST_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 GROW_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 CURR_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ | | | | | | | | |
| 회귀계수 | -0.2895** | -0.2265** | -0.1517** | -0.0288 | -0.0050** | -0.0104 | -0.4055** | -0.0423** |
| t값 | -5.24 | -5.26 | -2.99 | -0.91 | -3.94 | -1.43 | -6.57 | -9.89 |
| $R^2=0.1090$ $F_{값}=34.46$ | | | | | | | | |
| 기업가치방정식 | | | | | | | | |
| $VALUE_{i,t} = \alpha + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 MANE_{i,t} + \beta_3 OUTDIR_{i,t} + \beta_4 FORE_{i,t} + \beta_5 DINST_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 GROW_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ | | | | | | | | |
| 회귀계수 | 0.4898** | 0.1131 | 0.0460 | 0.8306** | 0.3014** | 0.0091** | 0.1198** | |
| z값 | 2.82 | 0.92 | 0.48 | 7.61 | 4.66 | 3.23 | 8.11 | |
| $R^2=0.1275$ Wald $\chi^2(7)=177,719.79$ | | | | | | | | |

주) *는 10%수준에서 유의적이고, **는 5%수준에서 유의함.
 전체 표본기업의 7개년 자료를 이용하여 고정효과모형으로 패널 2SLS분석한 결과임. 각 변수는 <표 IV-1>의 주)를 참조하기 바람.

먼저, 자본구조방정식의 패널 2SLS 분석결과를 보면, 기업지배구조 관련 변수 중에서 자본구조에 유의미하게 영향을 미치는 변수는 경영진지분율(MANE)과 사외이사비율(OUTDIR), 외국인지분율(FORE)이다. 경영진지분율의 회귀계수는 -0.2895(t=-5.24)로 우리나라 기업들의 경영진지분율이 자본구조에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 경영진지분율이 높을수록 위험에 대한 부담이 증가하기 때문에 레버리지비율을 감소시켜 재무위험을 축소시키고자 하는 유인이 증가하는 것으로 이해할 수 있다.

사외이사비율(OUTDIR)의 회귀계수는 -0.2265(t=-5.26)로 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 사외이사비율이 높을수록 경영의사결정에 감시와 견제기능이 강화되어 재무위험을 감소시키기 위하여 레버리지비율을 낮추고자 한다는 것을 알 수 있다.

외국인지분율(FORE)의 회귀계수는 -0.1517(t=-2.99)로 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 효율적 감시가설을 지지하는 결과로 외국인지분율이 높을수록 경영자 감시기능이 강화되어 경영진의 자의적 행동이 방지됨으로써 레버리지비율이 낮아지는 것으로 이해할 수 있다.

통제변수의 경우 기업규모(*SIZE*)와 총자산영업이익률(*ROA*), 유동비율(*CURR*)이 자본구조에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업규모(*SIZE*)의 회귀계수는 $-0.0050(t=-3.94)$ 로 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 기업규모가 클수록 파산위험이 낮아지고, 부채부담 능력이 증가하여 레버리지비율이 높아질 것이라는 예상과 다른 결과이다.

총자산영업이익률(*ROA*)의 회귀계수는 $-0.4055(t=-6.57)$ 로 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 수익성이 높은 기업은 거래비용과 정보비대칭비용이 낮은 내부유보자금을 많이 활용할 수 있기 때문에 부채를 적게 사용할 것이라는 예상과 일치하는 결과이다. 유동비율(*CURR*)의 회귀계수는 $-0.0423(t=-9.89)$ 로 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 유동비율이 높은 기업은 높은 유동성의 확보로 부채상환을 늘릴 수 있고, 추가적인 부채조달의 필요성이 낮기 때문에 레버리지비율이 낮아질 것이라는 예상과 일치하는 결과이다.

기업가치방정식의 분석결과를 보면, 레버리지비율변수의 회귀계수는 $0.4898(z=2.82)$ 로 레버리지비율이 높을수록 기업가치는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 부채사용에 따른 세금절감효과와 재무레버리지효과가 기업가치에 긍정적으로 영향을 미치기 때문으로 이해할 수 있다.

기업지배구조변수 중에서 기업가치에 영향을 미치는 변수는 외국인지분율(*FORE*)과 국내기관투자가지분율(*DINST*)인 것으로 나타났다. 외국인지분율(*FORE*)의 회귀계수는 $0.8306(z=7.61)$ 로 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 효율적 감시가설을 지지하는 결과로 이해할 수 있다. 즉 외국인지분율이 높을수록 기업에 대한 경영감시기능이 강화되어 기업가치는 높아진다는 것으로 Morck et al.(1988), Pound(1988), 전영순(2003) 등의 연구결과와 일치한다.

국내기관투자가지분율변수(*DINST*)의 회귀계수는 $0.3014(z=4.66)$ 로 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 효율적 감시가설을 지지하는 결과를 보이고 있다. 국내기관투자자들은 경영진의 경영활동을 효율적으로 감시함으로써 경영자의 대리인문제를 감소시켜 기업가치를 증가시키는 것으로 이해할 수 있다.

통제변수 중에서 기업가치에 유의하게 영향을 미치는 변수는 기업규모(*SIZE*)와 성장성(*GROW*)인 것으로 나타났다. 기업규모(*SIZE*)의 회귀계수는 $0.0091(z=3.23)$ 로 기업규모가 클수록 기업가치는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 기업규모가 클수록 내부능력의 축적이 높은 것으로 평가되고, 규모의 경제

효과를 향유할 수 있어 기업가치가 증가하는 것으로 이해할 수 있다. 성장성 (*GROW*)의 회귀계수는 0.1198($z=8.11$)로 성장성이 높을수록 기업가치는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 성장성이 높은 기업은 시장으로부터 높은 평가를 받을 수 있다는 것을 의미한다.

4.5 재벌기업과 비재벌기업에 대한 패널 2SLS 분석결과

우리나라에서 재벌기업과 비재벌기업의 경영특성에 차이가 있다는 것은 여러 연구에서 제시되고 있다. 따라서 재벌기업과 비재벌기업을 구분하여 기업지배구조, 자본구조, 기업가치간의 관계를 분석하여 보았다.

먼저 <표 IV-5>에 나타난 자본구조방정식의 패널 2SLS 분석결과를 보면, 재벌기업의 기업지배구조 관련 변수 중에서 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 변수는 외국인지분율(*FORE*)인 것으로 나타났다. 전체표본기업을 분석한 결과에서 유의한 변수로 파악되었던 경영진지분율과 사외이사비율변수는 비유의적인 것으로 나타났다. 외국인지분율(*FORE*)의 회귀계수는 $-0.1010(t=-2.79)$ 로 레버리지비율이 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 전체기업 분석결과와 동일하다. 통제변수의 경우 기업규모(*SIZE*)와 성장성(*GROW*), 총자산영업이익률(*ROA*), 유동비율(*CURR*)이 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전체기업 분석결과에서 성장성(*GROW*)이 비유의적으로 나타났던 결과와 다소 상이한 결과이다. 기업규모(*SIZE*)의 회귀계수는 $-0.0019(t=-1.82)$, 성장성(*GROW*)의 회귀계수는 $-0.0196(t=1.84)$, 총자산영업이익률(*ROA*)의 회귀계수는 $-0.1452(t=-2.23)$, 유동비율(*CURR*)의 회귀계수는 $-0.1335(t=-9.89)$ 로, 기업규모, 성장성, 수익성, 유동성이 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

비재벌기업의 기업지배구조 관련 변수 중에서 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 변수는 경영진지분율(*MANE*)과 사외이사비율(*OUTDIR*), 외국인지분율(*FORE*)이다. 경영진지분율의 회귀계수는 $-0.3163(t=-4.83)$, 사외이사비율(*OUTDIR*)의 회귀계수는 $-0.3278(t=-5.57)$, 외국인지분율(*FORE*)의 회귀계수는 $-0.1997(t=-2.79)$ 로, 기업지배구조 관련 변수가 모두 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 이는 전체기업 분석결과와 동일한 결과이다. 통제변수의 경우 기업규모(*SIZE*)와 총자산영업이익률(*ROA*), 유동비율(*CURR*)이 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 성장성(*GROW*)이 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 변수로 분석된 재벌기업 대상 분석결과와 차이가 있고, 전체기업 대상 분석결과와는 동일하다. 기업규

모(*SIZE*)의 회귀계수는 $-0.0053(t=-3.17)$, 총자산영업이익률(*ROA*)의 회귀계수는 $-0.4723(t=-6.37)$, 유동비율(*CURR*)의 회귀계수는 $-0.0382(t=-7.94)$ 로 기업규모, 수익성, 유동성이 자본구조에 부(-)의 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 이는 전체기업을 대상으로 분석한 결과와 동일한 결과이다.

기업가치방정식의 분석결과를 보면, 먼저 재벌기업의 경우 자본구조가 기업가치에 미치는 영향에서 유의적인 영향관계를 발견할 수 없었다. 전체기업 분석결과에서 정(+)의 영향관계를 발견한 것과 상이한 결과이다. 기업지배구조 관련 변수중에서 기업가치에 영향을 미치는 변수로는 외국인지분율(*FORE*)변수 뿐인 것으로 나타났다. 이는 외국인지분율변수와 국내기관투자가지분율변수가 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타난 전체기업 분석결과와는 다소 다른 결과이다. 외국인지분율(*FORE*)의 회귀계수는 $0.6113(z=4.33)$ 로 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 외국인지분율이 높을수록 기업에 대한 감시와 견제기능이 강화되어 기업가치는 높아지는 것으로 이해할 수 있다.

통제변수 중에서 기업가치에 유의하게 영향을 미치는 변수는 기업규모(*SIZE*)인 것으로 나타나, 기업규모와 성장성이 유의한 영향변수로 파악된 전체기업 대상 분석결과와 다르다. 기업규모(*SIZE*)의 회귀계수는 $0.0165(z=4.07)$ 로 기업규모가 클수록 기업가치는 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전체기업을 대상으로 분석한 결과와 동일한 것이다.

비재벌기업의 경우 자본구조가 기업가치에 유의하게 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 전체기업을 대상으로 분석한 결과와 동일하다. 레버리지비율변수의 회귀계수는 $0.6153(z=3.28)$ 로 레버리지비율이 높을수록 기업가치는 증가하는 것으로 나타났다. 이는 부채사용에 따른 세금절감효과와 재무레버리지효과가 재벌기업에 비해 높게 나타나 부채사용이 기업가치 증가에 기여하는 것으로 이해할 수 있다. 지배구조 관련 변수중에서 기업가치에 영향을 미치는 변수로는 경영진지분율(*MANE*)과 외국인지분율(*FORE*), 국내기관투자가지분율(*DINST*)인 것으로 나타났다. 이는 외국인지분율과 국내기관투자가지분율만이 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 변수로 파악된 전체기업 대상 분석이나, 재벌기업 대상 분석결과와 다소 상이하다. 경영진지분율(*MANE*)의 회귀계수는 $0.2336(z=1.70)$, 외국인지분율(*FORE*)의 회귀계수는 $0.9964(z=6.92)$, 국내기관투자가지분율(*DINST*)의 회귀계수는 $0.3314(z=4.20)$ 로 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 경영진지분율과 외국인지분율, 국내기관투자가지분율이 높을수록 기업가치는 높아지는 것을 의미한다. 통제변수 중에서 기업가치에 유의하게 영향을 미치는 변수는 기업규모(*SIZE*)와 성장성(*GROW*)인

것으로 나타나 전체기업을 대상으로 분석한 결과와 동일하다. 기업규모(*SIZE*)의 회귀계수는 0.0076($z=2.26$)로 기업규모가 클수록 기업가치는 증가하는 것으로 나타났다. 성장성(*GROW*)의 회귀계수는 0.1248($z=8.07$)로 성장성이 높을수록 기업가치는 높아지는 것으로 나타났다.

<표 IV-5> 재벌·비재벌 기업 대상 고정효과모형을 이용한 패널 2SLS 분석결과

| | |
|---|--|
| [모형 1] 자본구조방정식 | |
| $LEV_{i,t} = \alpha + \beta_1 MANE_{i,t} + \beta_2 OUTDIR_{i,t} + \beta_3 FORE_{i,t} + \beta_4 DINST_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 GROW_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 CURR_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ | |
| [모형 2] 기업가치방정식 | |
| $VALUE_{i,t} = \alpha + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 MANE_{i,t} + \beta_3 OUTDIR_{i,t} + \beta_4 FORE_{i,t} + \beta_5 DINST_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 GROW_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + e_{i,t}$ | |

| 구분 | [모형 1] | | 구분 | [모형 2] | |
|----------------|------------------------|------------------------|----------------|----------------------|----------------------|
| | 재벌 | 비재벌 | | 재벌 | 비재벌 |
| 상수항 | 0.7750** (t=38.98) | 0.8226** (t=25.37) | 상수항 | 0.4312** (z=2.35) | 0.2255 (z=1.47) |
| <i>MANE</i> | -0.1165 (t=-1.58) | -0.3163** (t=-4.83) | <i>LEV</i> | 0.1427 (z=0.58) | 0.6153** (z=3.28) |
| <i>OUTDIR</i> | -0.0150 (t=-0.50) | -0.3278** (t=-5.57) | <i>MANE</i> | -0.1161 (z=-0.41) | 0.2336* (z=1.70) |
| <i>FORE</i> | -0.1010** (t=-2.79) | -0.1997** (t=-2.79) | <i>OUTDIR</i> | 0.0368 (z=0.32) | 0.1628 (z=1.28) |
| <i>DINST</i> | -0.0111 (t=-0.44) | -0.0202 (t=-0.49) | <i>FORE</i> | 0.6113** (z=4.33) | 0.9964** (z=6.92) |
| <i>SIZE</i> | -0.0019* (t=-1.82) | -0.0053** (t=-3.17) | <i>DINST</i> | 0.2086** (z=2.17) | 0.3314** (z=4.20) |
| <i>GROW</i> | -0.0196* (t=-1.84) | -0.0051 (t=-0.63) | <i>SIZE</i> | 0.0165** (z=4.07) | 0.0076** (z=2.26) |
| <i>ROA</i> | -0.1452** (t=-2.23) | -0.4723** (t=-6.37) | <i>GROW</i> | 0.0207 (z=0.51) | 0.1248** (z=8.07) |
| <i>CURR</i> | -0.1335** (t=-9.89) | -0.0382** (t=-7.94) | - | - | - |
| F값 | 41.63** | 25.82** | Wald chi2(7) | 8,389.28** | 12,943.00** |
| R ² | 0.4051 | 0.1080 | R ² | 0.1255 | 0.1545 |

주) *는 10%수준에서 유의적이고, **는 5%수준에서 유의함.
전체 표본기업의 7개년 자료를 이용하여 고정효과모형으로 패널 2SLS분석한 결과임. 각 변수는 <표 IV-1>의 주)를 참조하기 바람.

<표 IV-6>은 이론적으로 제시된 변수간 예상영향방향과 전체기업과 재벌·비재벌기업을 대상으로 패널 2SLS분석결과를 비교한 것이다.

<표 IV-6> 고정효과모형을 이용한 패널 2SLS분석결과 비교표

| 방정식 변수 | 자본구조방정식 | | | | 방정식 변수 | 기업가치방정식 | | | |
|---------------|------------|-----|-----|-----|---------------|------------|-----|-----|-----|
| | 예상 영향방향 | 전체 | 재벌 | 비재벌 | | 예상 영향방향 | 전체 | 재벌 | 비재벌 |
| <i>MANE</i> | ± | -** | | -** | <i>LEV</i> | ± | +** | | +** |
| <i>OUTDIR</i> | - | -** | | -** | <i>MANE</i> | ± | | | +* |
| <i>FORE</i> | - | -** | -** | -** | <i>OUTDIR</i> | + | | | |
| <i>DINST</i> | - | | | | <i>FORE</i> | + | +** | +** | +** |
| <i>SIZE</i> | + | -** | -* | -** | <i>DINST</i> | + | +** | +** | +** |
| <i>GROW</i> | - | | -* | | <i>SIZE</i> | + | +** | +** | +** |
| <i>ROA</i> | - | -** | -** | -** | <i>GROW</i> | + | +** | | +** |
| <i>CURR</i> | - | -** | -** | -** | | | | | |

주)분석모형에서 유의적으로 나타난 변수들만 표시한 것임. *는 10%수준에서 유의적이고, **는 5%수준에서 유의함.

V. 결론

본 연구에서는 한국 기업의 기업지배구조가 자본구조와 기업가치에 미치는 영향을 패널자료를 이용한 2단계 최소자승법을 이용하여 실증적으로 검증하였다. 자본구조방정식에서는 기업규모, 성장성, 총자산영업이익률, 유동비율을 통제한 상황에서 기업지배구조변수(경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율, 국내기관투자가지분율)가 자본구조에 미치는 영향을 분석하였으며, 기업가치방정식에서는 기업규모, 성장성을 통제한 상황에서 자본구조변수와 기업지배구조변수(경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율, 국내기관투자가지분율)가 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 표본기업은 2005년 12월 말 현재 한국증권선물거래소 유가증권시장에 상장되어 있는 377개 기업을 대상으로 하였으며, 분석기간은 1999년부터 2005년까지 7개년이었다. 패널자료는 377개의 개별기업이 횡단면 단위(cross section unit)를 구성하고, 각 기업이 7개년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료를 사용하였다.

자본구조방정식을 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 자본구조에 유의하게 영

향을 미치는 지배구조변수는 경영진지분율과 사외이사비율, 외국인지분율인 것으로 나타났다. 둘째, 경영진지분율이 높을수록 위험에 대한 부담이 증가하기 때문에 레버리지비율을 감소시켜 재무위험을 축소시키고자 하는 유인이 높아지는 것을 알 수 있었다. 셋째, 사외이사비율과 외국인지분율이 높을수록 경영진에 대한 견제와 감시기능이 강화되어 재무위험이 축소되도록 레버리지비율을 줄이고자 하는 유인이 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 넷째, 재벌기업과 비재벌기업을 분석한 결과 재벌기업은 외국인지분율만 레버리지비율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 비재벌기업은 경영진지분율, 사외이사비율, 외국인지분율이 레버리지비율에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

기업가치방정식을 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 레버리지비율이 높을수록 부채에 사용에 따른 세금절감효과와 재무레버리지효과 등으로 기업가치가 높아진다는 것을 알 수 있었다. 둘째, 기업가치에 유의하게 영향을 미치는 지배구조변수는 외국인지분율, 국내기관투자가지분율로 나타났다. 외국인지분율과 국내기관투자가의 지분율이 높아질수록 경영진의 경영활동을 효율적으로 감시함으로써 경영진의 대리인문제를 감소시켜 기업가치가 증가된다는 것을 알 수 있었다. 셋째, 재벌기업과 비재벌기업을 분석한 결과 재벌기업은 외국인지분율과 국내기관투자가지분율이 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 비재벌기업은 자본구조와 경영진지분율, 외국인지분율, 국내기관투자가지분율이 기업가치에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

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 많은 기업을 표본에 포함시켜 표본선정과정에서 발생할 수 있는 편의(selection bias)를 최소화하고자 하였지만 여전히 생존기업 편의 등 표본선정에 따른 편의가 상존해 있을 가능성이 있다. 셋째, 기업지배구조를 통합적으로 반영할 수 있는 지배구조지수(점수) 등을 포함시켜 분석할 필요가 있었음에도 불구하고 자료 입수에 어려움이 있어 본 연구에 포함시키지 못한 연구상의 한계가 있다.

이러한 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 외환위기 이후 기간의 패널자료를 이용하여 우리나라 기업지배구조와 자본구조, 기업가치의 상호 영향 관계

를 분석함으로써 기업지배구조와 자본구조의 개선을 통해 기업가치를 향상시키고자하는 기업이나 기업의 지배구조 및 재무구조에 대한 정책을 수립하고자 하는 정부에 유익한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각한다.

참고문헌

- 강철규(1995), “재벌의 금리차 지대와 소유구조,” 한국의 대기업, 포스코경영연구원, 141-158.
- 김건우(1997), “소유구조와 자본구조의 관계,” 한국조세연구원.
- 김병곤, 김동욱(2007a), “소유경영자지분율과 자본구조 : 외환위기 이후기간 패널자료분석,” 재무관리연구, 24(2), 81-111.
- 김병곤, 김동욱(2007b), “패널자료분석법에 의한 기업지배구조와 기업가치간의 영향관계 분석,” 금융공학연구, 6(2), 223-247.
- 김병곤, 박상현(2001), “소유구조와 자본구조의 상호관계가 기업다각화에 미치는 영향,” 재무관리연구, 18(2), 57-79.
- 김병곤, 송재호(2003), “소유구조와 자본구조의 상호관계가 기업가치에 미치는 영향,” 경영학연구, 32(51), 1375-1394.
- 김우택, 장대홍, 김경수(1993), “기업가치와 소유경영구조에 관한 실증적 연구,” 재무연구, 6, 55-75.
- 김주현(1992), “기업의 소유구조와 기업가치의 연관성에 관한 연구,” 재무연구, 5, 129-145.
- 박경서, 백재승(2001),
윤계섭(1990), “한국기업의 소유와 경영의 분리 및 그 효과에 관한 연구,” 서울대학교 경영논집, 14(1), 45-49.
- 전영순(2003), “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자의사결정과 회계이익의 질(Quality), 32(4), 1001-1032
- 조지호, 김천호(2005), “기업소유구조와 재무정책의 상호관련성에 관한 연구-자본구조, 투자 및 배당을 중심으로-,” 재무관리연구, 22(2), 1-41.
- 지청, 장하성(2001), 소유구조와 기업가치의 상호관계에 관한 실증적 분석,” 2001년 5개 학회 춘계공동학술연구발표회 발표논문집, 249-279.
- Agrawal, A. and C. R. Knoeber(1996), "Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and

- Shareholders," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 377–397.
- Agrawal, A. and G. N. Mandelker(1990), "Large Shareholders and Monitoring of Managers: The Case of Antitakeover Charter Amendments," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 143–161.
- Agrawal, A. and N. Nagarajan(1990), "Corporate capital structure, agency costs, and ownership control: The case of all–equity firms," *Journal of Finance*, 45(4), 1325–1331.
- Amihud, Yakov and Baruch Lev(1981), "Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers," *Bell Journal of Economics* 12, 605–617.
- Baltagi, Badi H.(1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, *England*.
- Barton, S. and P. Gordon(1988), "Corporate strategy and capital structure," *Strategic Management Journal*, 14, 3–16.
- Bathala, C. T., K. P. Moon, and R. P. Rao(1994), "Managerial Ownership, Debt Policy, and the Impact of Institutional Holdings : An Agency Perspective," *Financial Management*, 23, 38–50.
- Baysinger, B. and H. Buttler(1985), "Corporate Governance and the Board of Directors: Performance Effect of Changes in Board Composition," *Journal of Law, Economics and Organization*, 1, 101–124.
- Berger, P., E. Ofek, and D. Yermack(1997), "Managerial entrenchment and capital structure decision," *Journal of Finance*, 52, 1411–1437.
- Brailsford, Timothy J., Barry R. Oliver, and Sandra L. H. Pua(2002), "On the relation between ownership structure and capital structure," *Accounting and Finance*, 42, 1–26.
- Breusch, T. and A. R. Pagan(1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*," Vol. 47, 239–253.
- Brown, L. D., and M. L. Caylor(2004), "Corporate Governance and Firm

- Performance," Working Paper, Georgia State University.
- Chandler, A. D.(1980), "The United States: Seedbed of Managerial Capitalism," *Managerial Hierarchies*, Alfred Chandler and Herman E.D.(eds.), Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 9–40.
- Demsetz, H.(1983), "The Structure of Ownership and the Theory of the firm," *Journal of Law and Economics*, 26, 375–390.
- Fama, E. and M. Jensen(1983), "Separation of ownership and control," *Journal of Law and Economics*, 26(2), 301–325.
- Fama, E.(1980), "Agency Problem and the Theory of the Firm," *Journal of Political Economy*, 88, 288–307.
- Ferri, M. and W. Jones(1979), "Determinants of financial structure: A new methodological approach," *Journal of Finance*, 34(3), 631–644.
- Friend, I., and J. Hasbrouck(1987), "Determinants of Capital Structure," in Andy Chen(ed), *Research in Finance*, 7, JAI Press, 1–19.
- Friend, I., and L. Lang(1988), "An Empirical Test of the Impact of Managerial Self-Interest on Corporate Capital Structure," *Journal of Finance*, 43(2), 271–281.
- Gompers, Paul A., Joy L. Ishii, and Andrew Metrick(2003), "Corporate Governance and Equity Prices," *Quarterly Journal of Economics*, 118, 107–155
- Hausman, J. A(1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, 1251–1272.
- Hermaelin, B. E. and M. S. Weisbach(1988), " The Determinants of Board Composition," *Rand Journal of Economics*, 19, 589–606.
- Jensen, M(1986), "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 350–360.
- Kim, W. S., and E. H. Sorenson(1986), "Evidence on the Impact of Agency Cost of Debt on Corporate Debt Policy," *Journal of*

- Financial and Quantitative Analysis*, 131–144.
- Lee, C., S. Rosenstein, N. Rangan, and W. N. Davidson(1992), "Board Composition and Shareholder Wealth: The Case of Management Buyout," *Financial Management*, 21, 58–72.
- Leland, H. E., and D. H. Pyle(1977), "Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation," *Journal of Finance*, 32(2), 371–387.
- Miller H. Merton(1977), "Debt and Taxes," *Journal of Finance* May, 261–275
- Modigliani, F., and M. H. Miller(1958), "The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment," *American Economic Review*, 48(3), 261–297.
- Modigliani, F., and M. H. Miller(1963), "Taxes and the Cost of Capital: A Correction," *American Economic Review*, 53, 433–443.
- Morck, Randall, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny(1988), "Management ownership and market valuation: An empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, 293–315.
- Myers, S. C., and N. C. Majluf(1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firm Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.
- Pound, John(1988), "Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight," *Journal of Financial Economics*, 20, 237–265.
- Rosenstein, S. and J. G. Wyatt(1990), "Outside Directors, Board Independence, and Shareholder Wealth," *Journal of Financial Economics*, 26, 175–191.
- Ross, S., R. Westerfield, and J. Jaffe(1993), *Corporate Finance*, Burr Ridge, Illinois: Irwin.
- Scott, D. and J. Martin(1975), "Industry influence on financial structure," *Financial Management*, 4(1), 67–73.
- Shleifer, Andrei, and Robert Vishny(1989), "Managerial entrenchment : The case of manager–specific investments," *Journal of Financial*

Economics, 25, 123–139.

Stulz, Rene M.(1988), "Managerial Control of Voting Rights Financing Policies and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, 20, 25–54.

Weisbach. M.(1988), "Outside Directors and Turnover," *Journal of Financial Economics* 20, pp.431–460.