

우리나라 상장기업의 소유구조 결정요인에 관한 실증적 연구 : 패널자료로부터의 근거

이해영* · 이재춘**

〈요 약〉

본 연구는 첫째, 우리나라 상장기업들의 소유구조결정요인을 식별하기 위하여 이론적 모형을 설정하고, 상장기업들의 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한 패널자료를 이용하여 이론적 모형을 실증적으로 분석하며, 둘째, 주식시장의 개방이라는 환경 요인이 우리나라에서 소유구조의 결정요인에 영향을 주는가를 확인하고, 주식시장의 개방 전후를 구분하여 기업의 소유구조를 결정하는 요인이 어떻게 변화하였는지를 분석하였다. 분석 결과, 본 연구에서 제시된 모형이 상당한 의미를 가지나, 모형의 설명력은 비교적 낮아 제시된 결정요인들이 대주주1인 지분율의 변동을 9~11% 정도 설명하고 있으며, 본 연구에서 제시된 타인자본의존도, 배당, 자산특이성, 수익성, 성장성, 위험, 기관투자가 지분율, 재벌여부 가변수 등의 결정요인들이 통계적으로 의미 있는 변수가 되고 있으나 다만 규모 변수만이 표본기간에 따라 통계적 유의성과 회귀계수 부호에 일관성을 보이고 있지 못하다. 또한 본 연구에서 제시된 주식시장의 개방이라는 환경적인 요인이 소유구조를 설명하는 의미 있는 변수가 되고 있으며, 주식시장의 개방을 전후 한 시점으로 나누어 소유구조결정요인의 변화를 분석한 결과 주식시장 개방이라는 환경변수는 소유구조결정요인에 긍정적인 영향을 미치고 있다.

주제어 : 소유구조, 소유구조결정요인, 주식시장 개방, 패널자료추정법, 체계적 경영위험

I. 서 론

기업의 소유구조(ownership structure)란 기업소유주의 구성내역, 즉 대주주, 경영자, 기관투자가, 종업원, 일반투자자 등의 지분내역을 의미한다. 기업의 소유구조는 거시적

논문접수일 : 2003년 6월 8일 논문게재확정일 : 2003년 10월 7일

* 강남대학교 경영학부 교수

** 극동정보대학 경영학과 부교수

*** 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2002-042-XF0151).

으로는 제도에 의해 큰 틀이 형성되었으며, 구체적으로 소속된 사회에 있어서 거래의 특성, 자산의 특이성, 가치관, 경제적 분쟁의 해결 방식, 금융시스템의 특징에 의해 영향을 받는다는 것으로 알려져 있다.

Fama와 Jensen(1983)이 기업이 광범위하게 분산된 소유구조를 갖게 되는 상황을 대리인비용의 관점에서 시사한 이후, Demsetz와 Lehn(1985)에 의해 소유구조의 결정요인을 실증적으로 찾고자 하는 최초의 시도가 이루어졌다. 이들은 소유구조에 미치는 원인변수를 대리인비용의 절감과 관련하여 기업규모, 통제가능성, 경영자의 개인적 선호도 및 정부규제 등의 네 가지 요인으로 설정하고, 실증적 분석 결과 모든 원인변수가 주주지분에 유의적인 영향을 미치는 것을 발견하였다. 이들의 연구 이후 소유구조에 대한 실증연구는 소유구조와 재무정책변수와의 관련성을 분석하면서 전개되기 시작하였다. Crutchley와 Hansen(1989)은 경영자지분에 영향을 미치는 기업특성변수는 분산비용, 발행비용, 이익의 분산, 기업규모 등이 유의적인 요인이 되는 것을 발견하였다. Jensen, Solberg와 Zorn(1992)은 기업의 내부자지분, 부채 및 배당정책의 세 정책변수를 상호 원인변수로 한 연구결과 내부자지분에 영향을 끼치는 요인으로는 기업특성변수 중 기업규모만이 유의적인 부의 관계를 가진다고 주장하였다. Bathala, Moon과 Rao(1994)는 주가수익률 변동성, R&D와 광고비 지출, 자산의 성장성, 기업규모, 부채비율, 기관투자가 지분율을 설명변수로 사용하여 경영자 지분과 부채정책의 결정에 영향을 미치는 요인을 분석하였다.

우리나라에서 소유구조결정요인에 대한 최초의 연구는 임웅기(1989)에 의해 이루어졌다. 그는 소유구조결정요인으로 기업규모, 사업위험, 창업이후 사업년수, 대주주1인 이사직참여율을 제시하였으며, 종속변수인 대주주1인 지분은 공표지분자료와 추정지분자료로 구분하여 사용하였다. 실증적 분석 결과, 사업위험만 대주주 지분에 유의적인 정의 관계를 보였고, 기업규모는 모형에 따라 부분적으로 유의적인 정의 관계를 나타냈으며, 기업의 사업년수나 대주주1인의 이사직 참여정도는 비유의적임을 발견하였다. 김석용(1991)은 임웅기의 연구를 발전시켜 대주주1인 지분 뿐만 아니라 이에 영향을 미칠 가능성이 있는 광범위한 지분, 즉 관계회사 및 관련재단의 보유주식을 포함한 소유집중도를 사용하여 소유구조의 결정요인을 분석하였다. 분석결과, 전체표본의 경우 기업규모 변수는 소유집중도와 비유의적인 부의 관계를 그리고 위험과 경영자지분은 유의적인 정의 관계를 나타내었다. 국찬표와 정균화(1996)는 소유구조를 자본구조 및 배당과 동시에 결정되는 재무정책적인 변수로 보고 LISREL을 이용하여 그 결정변수를 파악하고자 하였으며, 김철중(1996)은 소유구조, 자본구조 및 배당결정요인을 분석하였다. 또한 장휘용과 박종갑(1999)은 재무구조와 성장정책을 종속변수로 하는 회귀모형으

로 소유구조와의 관계를 분석하였으며, 홍영복(1999)은 주식대량취득제한조치가 유효하던 기간 전후와 IMF 관리체제 전후의 소유구조결정요인의 대주주 지분율에 어떠한 변화를 가져오는지를 분석하였다.

우리나라에 있어 소유구조결정요인에 관한 지금까지의 연구가 지니고 있는 한계점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 종속변수인 소유집중도에 영향을 끼치는 요인을 주로 대리이론에 입각하여 단편적으로 고려하여 하였기 때문에 소유구조결정요인에 대하여 포괄적인 파악이 미흡하다.

둘째, 소유구조의 결정요인을 추정하기 위한 모형에 대한 연구방법이 횡단면 분석이나 시계열 분석으로 한정되어 있다. 횡단면 분석이나 시계열 분석에 의한 모형은 그 의미가 제한적일 수밖에 없다. 즉, 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한 패널자료를 통한 연구가 제시되어 있지 못하다.

셋째, 선행연구들의 연구대상기간이 대부분 1997년 이전을 고찰하였고, 소유구조 환경이 변화하였을 경우 환경변화 전후에 대한 체계적인 연구가 이루어지지 않고 있다.

넷째, 소유구조가 자본구조 및 배당정책과 유기적인 관련 하에 결정된다는 연구들의 결과가 일관성 있는 결론에 이르지 못하고 있다.

따라서 이러한 문제점을 개선하고 소유구조에 영향을 끼치는 요인을 선행연구의 변수들 외에 우리나라의 실정을 감안한 다양한 변수들을 심층적으로 분석하여 우리나라 상장기업의 소유구조결정요인이 어떻게 변화되고 있는지를 구체적으로 분석하는 연구가 필요하다. 또한 주식시장의 개방과 같이 소유구조에 지대한 영향을 미치는 기업의 소유구조 환경이 획기적으로 변화한 점을 감안한다면 이제까지의 특정 시점이나 일정기간의 분석보다는 급격한 환경변화의 전과 후의 비교분석이 보다 의미가 있을 것이라고 생각한다.

본 연구의 목적은 첫째, 우리나라 상장기업들의 소유구조결정요인을 식별하기 위하여 이론적 모형을 설정하고, 상장기업들의 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한 패널자료를 이용하여 이론적 모형을 실증적으로 분석하며, 둘째, 주식시장의 개방이라는 환경요인이 우리나라에서 소유구조의 결정요인에 영향을 주는가를 확인하고, 주식시장의 개방 전후를 구분하여 기업의 소유구조를 결정하는 요인이 어떻게 변화하였는지를 분석하는데 있다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 병행하여 사용하고 있다. 문헌적 연구방법을 통하여 기업의 소유구조결정요인에 관한 이론적 논의와 기존의 연구들에 있

어서의 변수선정, 검정방법 등을 고찰하고, 이를 토대로 소유구조와 결정요인 사이의 관계를 설명하는 모형을 제시하려고 한다. 또한 실증적 연구방법을 통하여 제시된 모형을 실증적으로 검정하려고 한다. 특히 본 연구에서는 결정요인이 되는 횡단면자료와 시계열자료를 결합하여 패널자료를 작성한 후 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 추정하는 패널자료추정방법을 연구방법으로 사용하고자 한다.

본 연구의 범위는 지금까지 제시된 기업의 소유구조의 결정요인에 대한 이론적, 실증적 연구를 종합하여 실증적 연구가 가능한 모형을 제시하는데 국한되어 있다. 또한 본 연구는 소유구조에 영향을 미치는 환경의 변화를 주식시장의 개방이라는 요인으로 제한하였다.

II. 소유구조결정요인

소유구조의 결정요인에 관한 실증적 연구에 있어 결정요인 추출에 있어 이론적 배경이 명료하지 않은 부분이 많다. 본 연구에서는 결정요인을 선정함에 있어 가능한 이론적인 설명이 가능한 변수들과 그동안 연구되어 온 국내외의 선행연구를 중심으로 재무이론적 배경과 우리나라의 현실을 감안한 변수들을 선정하였다. 본 연구에서 제시된 소유구조결정요인변수로 기업의 재무정책인 타인자본의존도, 배당정책, 기업소유 자산의 특이성, 기업의 수익성, 성장성 및 경영위험, 기업규모, 기관투자가 지분을 그리고 30대 재벌·비재벌의 여부 등이다.

1. 타인자본의존도

소유구조와 기업의 재무정책 결과인 부채비율과의 관계에 대한 논리적 근거는 Jensen과 Meckling(1976)의 대리이론에 의하여 제시되었다. 대리이론에 따르면 경영자는 자신의 지분을 높임으로써 자기자본의 대리인비용을 감소시킬 수 있고, 부채를 증가시키면 외부 자기자본 조달의 필요성이 감소되므로 역시 자기자본의 대리인비용을 감소시킬 수 있기 때문에 내부자지분인 경영자의 지분율과 부채비율은 정의 관계를 가진다고 주장하였다. 또한 Leland와 Pyle(1977)은 대주주 지분율이 높아지면 기업의 미래 사업전망이 양호하다는 신호로 작용하여 채권자가 인식하는 위험이 낮아져 보다 많은 부채를 사용할 수 있게 되어 대주주 지분율과 부채비율은 정의 관계를 가질 수 있다고 이론적으로 주장하였다.

한편 소유집중도와 부채비율 사이의 부의 관계를 주장하는 이론도 제시되고 있다.

Friend와 Hasbrouck(1987)는 대주주는 소유지분이 낮아질수록 재무위험을 심각하지 않게 인식하므로 부채사용을 증가시킨다고 주장하였으며, Friend와 Lang(1982)도 높은 부채비율은 주식의 위험을 증가시키므로 경영자는 자기 소유 지분을 축소시킬 것이라고 주장하였다.

외국과 우리나라에서 부채비율과 소유구조에 관한 실증적 분석 결과를 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 우리나라에서 이루어진 소유구조와 부채비율 사이의 관계를 실증적으로 분석한 연구들에서도 외국에서의 연구들과 같이 일치된 결론에 이르지 못하고 있다. 이들 연구에서는 표본기간이 서로 다르지만 소유집중도를 나타내는 종속변수로는 대주주1인 지분이 사용되었고 독립변수인 부채비율도 총부채를 자기자본으로 나누어 준 비율이나 총부채를 총자본으로 나누어 준 비율이 사용되어 변수선택의 차이를 보이지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 패널자료를 사용하여 부채비율과 소유구조와의 관계를 확인하고자 한다.

<표 1> 부채비율과 소유집중도

정의 관계		부의 관계	
연구자	부채비율의 대응변수	연구자	부채비율의 대응변수
Kim과 Sorenson(1986)	장기부채/총자본	Friend와 Hasbrouck(1987)	부채/자산
Agrawl과 Mandelker(1987)	부채/자기자본	Friend와 Lang(1988)	부채/자산
Bathala, Moon과 Rao(1994)	장기부채/총자산*		
Bathala(1996)	장기부채/총자산		
국찬표와 정균화(1996)	장기부채/자기자본 부채/자기자본	김석용(1991)	고정부채/총자본* 고정부채/자기자본*
김철중(1996)	총부채/자기자본	신연수와 임병진(1999)	총부채/총자산
김건우(1997)	부채/자기자본*	홍영복(1999)	총부채/자기자본*
강종만과 최은경(1998)	부채/자기자본*	황동섭(2002)	총부채/총자본*

주) * : 비유의적인 관계.

2. 배 당

기업의 배당정책과 소유구조와의 논리적인 관계는 소유집중도가 서로 다른 기업들은 각기 다른 배당정책을 채택하며 또한 배당발표시의 주식시장의 반응도 소유집중도에

따라 체계적으로 다르게 나타날 수 있다는 점에서 찾을 수 있다. Rozeff(1982)는 주식 소유가 소유경영자에게 집중되어 있으면 외부주주들과의 이해상충으로 인한 대리인문제가 훨씬 적게 발생하고 대리인비용 절감의 필요성도 아주 낮을 것이므로, 기업의 배당지급은 낮은 수준에서 이루어진다고 하였다. 따라서 경영자 지분율과 배당성향과는 부의 관계를 갖는다고 주장하였다.

과거의 실증적 연구들에 의하면 소유구조결정요인으로서 배당에 대해서는 대부분의 연구가 소유구조에 부의 영향을 미치리라는 점에서 일치하고 있다. Eckbo와 Verma(1994)는 실증분석 결과, 현금배당의 크기는 경영자의 지분과 함께 감소하고 기관투자자의 지분과 함께 증가함을 밝히고 그 이유는 배당소득에 대하여 대주주는 중과세되나 기관투자자는 비과세되기 때문이라고 주장하였다. 또한 경영자는 순영업이익이 클수록 경영자의 과시적 소비를 키울 수 있다는 점도 경영자가 배당을 선호하지 않는 이유로 들고 있다. 그러나 이들은 배당수익률은 경영자지분과 부의 관계를 보이고 있으나 유의적이지는 않다고 주장하였다. 배당성향을 이용한 Jensen, Solberg와 Zorn(1992)의 연구결과도 배당과 내부자지분 사이에는 부의 관계를 보이고 있으나 유의적이지 못하다는 결과를 보여 주고 있다.

우리나라의 실증적 연구인 국찬표와 정균화(1996)의 연구는 대주주가 배당을 꺼리는 이유로 중과세문제와 신주발행시 대주주의 지분이 높을수록 실권에 의하여 대주주지분이 낮아질 가능성이 커지기 때문에 대주주의 지분과 배당성향 간에는 유의적인 부의 관계가 있다고 주장하고 있다. 그러나 배당수익률을 배당의 대용변수로 사용한 연구결과와 배당금을 영업이익으로 나눈 배당비율을 사용한 김철중(1996)의 논문에서는 소유구조와 배당 사이의 관계가 부호는 일치하나 유의적이지 못한 것으로 나타나고 있다.

3. 자산특이성

자산특이성이란 어떤 기업의 자산가치가 사용 기업에서만 용도가 크고 다른 기업에서는 별로 용도가 없는 것을 의미한다. 따라서 연구개발 투자 등은 자산특이성을 나타내는 지표로 볼 수 있다. 자산특이성과 소유구조와의 관계는 기업이 자산특이성이 높은 투자를 많이 할수록 대주주나 경영자는 더 많은 주식 지분을 보유하고자 한다는 사실에 논리적 근거를 두고 있다. Fama와 Jensen(1993)은 어떤 기업이 기업 고유의 필요 자산(firm-specific asset)을 구입한다고 할 때 기업은 거액의 자금을 조달할 것인지 또는 자산에 대한 임대계약을 할 것인가를 결정하여야 하는 경우를 가정하여 자산특이성과 소유집중도 사이의 관계를 설명하고 있다. 일반적으로 임대계약을 할 때 발생하는

대리인비용이 직접 구입할 때의 대리인비용보다 더 크기 때문에 임대계약보다는 자금 조달에 의한 구입을 선호하게 될 것이다. 이때 기업은 필요한 거액의 자금은 다수의 잔여 청구권자를 통해 거액의 외부자금을 조달할 수 있는 보통주의 발행을 통해 조달하는 것이 유리할 것이라고 이들은 주장하였다.

또한 Bathala, Moon과 Rao(1994)는 자산의 특이성과 소유구조의 관계를 기업이 부채비율이나 배당 등의 재무정책의 결정에 있어서 관련 특이자산에의 투자에 따른 총대리인비용을 최소화하기 위해 의사결정자는 내부 지분을 이용한다는 관점에서 설명하고 있다. 이들은 특이성이 큰 자산에 대한 R&D와 광고비의 지출은 기업의 자의적인 투자를 의미하기 때문에 이러한 지출에 부채를 사용하면 부채 사용에 따른 대리인비용이 증가하게 되고, 이때 의사결정자는 총대리인비용을 최소화하기 위해서는 내부 지분을 늘린다고 주장하였다. Myers(1977)도 의사결정자는 대리인비용을 최소화하기 위해서 R&D 투자가 많을수록 높은 내부지분을 통해 내부주주와 외부주주 사이의 대리인비용을 줄이려 할 것이라고 주장하였다.

외국과 우리나라에서 자산특이성과 소유구조에 관한 실증적 분석 결과를 요약하면 <표 2>와 같다.

<표 2> 자산특이성과 소유집중도

정의 관계		부의 관계	
연구자	자산특이성의 대응변수	연구자	자산특이성의 대응변수
Bathala, Moon과 Rao(1994)	(R&D와광고비)/(감가상각비 이자법인세차감전이익)	Crutchley와 Hansen(1989)	광고비와 연구개발비/매출액*
강종만과 최은경(1998)	R&D/매출액*	김석용(1991)	기계장치/유동자산 기계장치/종업원수 유형고정자산/종업원수
		국찬표와 정균화(1996)	연구개발비/매출액 광고선전비/매출액
		김건우(1997)	R&D/매출액*

주) * : 비유의적인 관계.

<표 2>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 우리나라에서의 실증적 분석 결과는 외국의 연구 결과와 다르다. 즉 우리나라에서의 연구 결과는 자산의 특이성과 소유집중도 사이에 부의 관계를 보이고 있다. 이와 같이 외국의 실증적 연구는 자산특이성과 소유구조의 관계가 대리이론에서 제시된 논리와 일치하고 있으나 우리나라의 연구는 일치하고 있지 못하다.

4. 수익성

Herman(1981)은 기업주들은 일반적으로 수익성이 높을 것으로 예상되는 유망기업에 대하여는 기업공개를 회피하거나 주식분산을 꺼리며, 반대로 수익전망이 좋지 않은 사업의 경우에 보다 활발히 주식을 공개, 분산하는 경향을 보인다고 주장하고 있다. 또한 Leland와 Pyle(1977)은 정보비대칭 하에서 기업주는 자산의 지분의 증대라는 행동을 통하여 시장에 투자안의 질에 대한 신호를 보내며, 또한 수익성이 높은 기업의 경우에는 내부유보자금이 풍부하여 외부자금조달의 필요성이 적어지므로 대주주가 높은 지분을 유지하기 때문에 수익성과 대주주 지분은 정의 관계를 가진다고 주장하였다.

우리나라에서의 수익성과 소유구조에 관한 실증적 분석 결과를 요약하면 <표 3>과 같다.

<표 3> 수익성과 소유집중도

정의 관계		부의 관계	
연구자	수익성의 대응변수	연구자	수익성의 대응변수
국찬표와 정균화(1996)	총자산영업이익률 매출액영업이익률	김석용(1991)	총자산영업이익률* 매출액영업이익률*
황동섭(2002)	자기자본순이익률	김건우(1997)	총자본영업이익률*
강종만과 최은경(1988)	총자산수익률		

주) *: 비유의적인 관계.

우리나라의 경우 국찬표와 정균화(1996)의 연구결과는 수익전망이 밝은 기업에 대해 대주주가 높은 지분을 유지한다는 Herman(1981)의 가설 및 Leland와 Pyle(1977)의 신호이론을 지지하는 것으로 볼 수 있으나, 한편으로는 수익성이 높은 기업은 외부자금조달의 필요성이 적어 신주발행에 의한 우리사주조합의 우선 배정 및 대주주 부의 제약으로 인한 실권 등이 상대적으로 적은데서 기인하는 것으로 볼 수 있다. 또한 황동섭(2002)은 수익성이 높은 기업의 경우에는 내부 유보자금이 풍부하여 외부 자금조달의 필요성이 적어지므로 대주주가 높은 지분을 유지할 수 있다고 주장하였다. 그러나 김석용(1991)은 수익성과 대주주1인 지분의 소유집중도는 비유의적인 부의 관계를 가진다고 발표하였다. 그리고 이 결과를 회계적 수익성 때문에 대주주나 소유경영자가 지분 보유를 많이 하지 않는 것으로 설명하고 있다. 이와 같이 소유구조결정요인으로서, 수익성에 대해서는 우리나라에서의 실증적 분석 결과가 서로 일치하고 있지 않다.

5. 성장성

Bathala, Moon과 Rao(1994)는 정보비대칭의 관점에서 기업의 성장성이 높을 경우 내부경영자는 성장 전망에 관한 우월한 정보를 가지고 다른 외부주주들보다 더 많은 지분을 가지려 할 것이라고 주장하였다. 이들은 과거의 성장이 미래의 이익창출 가능성과 성장 잠재력을 반영하는 정도까지 경영자는 자신의 지분을 늘리는데 주저하지 않을 것이라고 보았다. 이들의 실증 결과도 성장성이 경영자 지분에 정의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 그러나 매출액성장률을 성장성의 대용치로 사용한 Bathala (1996)의 연구 결과는 성장성과 소유자지분은 비유의적인 부의 관계를 나타내고 있다.

외국과 우리나라에서 자산특이성과 소유구조에 관한 실증적 분석 결과를 요약하면 <표 4>와 같다.

<표 4> 성장성과 소유집중도

정의 관계		부의 관계	
연구자	성장성의 대용변수	연구자	성장성의 대용변수
Bathala, Moon과 Rao(1994)	총자산증가율	Bathala(1996)	매출액성장률*
국찬표와 정균화(1996)	매출액증가율* 총자산증가율*	김철중(1996)	연구개발비·광고비/ 총자산의 자연대수
강종만과 최은경(1988)	매출액증가율*	김건우(1997)	매출액증가율*
		홍영복(1999)	총자산증가율

주) * : 비유의적인 관계.

<표 4>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 성장성과 소유구조에 대한 우리나라의 연구는 외국의 연구와 다른 견해를 보이고 있다. 김철중(1996)은 성장기회가 클 때 그 기업에 집중투자하면 위험이 커지므로 분산투자기회를 잃게 되어 손실을 많이 부담하게 되므로 내부경영자는 그 손실을 줄이기 위해 자신의 지분을 감소시킨다고 주장하였다. 홍영복(1999)은 기업이 성장하는 과정에서 직면하는 대주주의 부의 한계(wealth constraint)로 인해 성장성이 대주주 지분에 부의 영향을 미치는 것으로 보고 있다. 이들은 기업이 성장을 계속하게 되면 기업은 이 과정에서 소요되는 자금을 내부유보나 금융권으로부터의 차입만으로는 충당할 수 없다고 보았다. 따라서 기업은 주식발행에 의존할 수밖에 없을 것이고 이 과정에서 대주주의 부의 한계로 인한 실권의 발생으로 고성장기업의 경우에는 대주주의 지분이 낮아지게 될 것이라고 주장하고 있다. 또한 김건우

(1997)도 성장성이 높은 회사는 대주주의 자기자본 조달보다는 오히려 부채에 의한 자본조달에 더 많이 의존하기 때문이라고 주장하였다.

이와 같이 소유구조결정요인으로서, 성장성에 대해서는 우리나라의 실증적 연구에서는 대부분의 소유구조에 부의 영향을 미치리라는 점에서 일치된 견해를 보이고 있으나 외국의 경우에는 실증적 분석 결과가 일치하고 있지 않다. 본 연구에서는 우리나라의 연구결과에 따라 성장성과 소유구조는 부의 관계를 가질 것이라고 가정하고 있다.

6. 위 험

Demsetz와 Lehn(1985)은 경영환경이 복잡하고 제품시장의 불안정성이 커질수록 운과 같은 외부요인과 경영자의 노력이나 능력과 같은 경영자요인과의 구분이 어려워지므로 경영자에 대한 감시비용이 증가하며, 보다 효과적인 경영자에 대한 통제를 행하여야 하기 때문에 대주주 지분을 증가시킨다고 하였다. 반면 Fama와 Jensen(1992)은 경영환경의 불확실성은 경영자의 위험회피로 인하여 경영자지분을 감소시킬 것이라고 주장하고 있다. 또한 Bathala, Moon과 Rao(1994)는 기업의 위험이 커질수록 대주주는 지분확대를 회피할 것이므로 위험과 대주주 지분율과는 부의 관계를 가진다고 주장하였다.

우리나라의 경우 김석용(1991)은 기업의 위험도가 높을수록 경영자의 재량행사에 대한 감시가 어려워지므로 소유집중에 의한 통제력의 확보로 경영자를 감시할 유인이 증가하기 때문에 위험도와 대주주 소유집중도와는 유의적인 정의 관계가 있다고 발표하였다. 그러나 홍영복(1999)은 기업의 체계적 위험이 높을수록 소유집중도는 낮아지고, 대주주1인은 기업위험이 높을수록 위험분산의 필요성을 느껴 소유집중도를 감소시킨다고 보았다.

이와 같이 위험에 대하여는 연구자들 간의 견해의 차이를 보이고 있다. 외국과 우리나라에서의 위험과 소유구조에 관한 실증적 분석 결과를 요약하면 <표 5>와 같다.

<표 5>에서 살펴 볼 수 있는 것과 같이 소유구조결정요인으로서, 위험에 대해서는 외국이나 우리나라의 실증적 연구결과가 서로 일치하고 있지 않다. 그 이유는 기본적으로 각 연구에서 사용된 위험에 대한 계량적 대응물이 서로 다르고, 또한 소유구조의 결정요인으로서 위험이 어떠한 위험인지를 정확히 구분하고 있지 못하기 때문이다. 그러나 소유구조의 결정요인과 관련된 위험은 Bathala(1996)이 지적한 바와 같이 명백한 경영위험이 되어야 한다. 그리고 이 위험은 체계적 위험이어야 한다. 따라서 본 연구에서는 소유구조에 영향을 미치는 위험을 체계적 경영위험이라고 규정하고, 체계적 경영

위험과 소유구조와의 관계를 파악하고자 한다.

<표 5> 위험과 소유집중도

정의 관계		부의 관계	
연구자	위험의 대응변수	연구자	위험의 대응변수
Demsetz와 Lehn(1985)	시장모형의 표준오차 연간 회계적이익률 표준편차 월별 주식수익률 표준편차	Bathala, Moon과 Rao(1994)	총자산영업이익률 표준편차
Crutchley와 Hansen(1989)	총자산영업이익률의 표준편차		
Prowse(1992)	시장모형의 표준오차 월별 주식수익률 표준편차 연간회계적이익률 표준편차		
Bathala(1996)	총자산영업이익률 표준편차		
임용기(1989)	시장모형의 표준오차 매출액영업이익률 매출액순이익률 표준편차	국찬표와 정근화(1996)	총자산영업이익률 표준편차*
김석용(1991)	시장모형의 표준오차	김철중(1996)	보통주 베타
김건우(1997)	총자산순이익률 표준편차	홍영복(1999)	시장모형 시장베타
강중만과 최은경(1998)	총자산수익률 표준편차*	황동섭(2002)	총자산영업이익률 표준편차*
신연수와 임병진(1999)	베타의 자연대수*		

주) *: 비유의적인 관계.

7. 기업규모

소유구조와 기업규모와의 논리적 관계는 다음과 같이 설명할 수 있다. 기업규모가 클수록 대주주의 부의 제약 및 사실상 지배를 위한 필요지분의 하락으로 인해 대주주의 지분율이 낮아질 것이며, 또한 규모가 커질수록 대주주의 위험회피성향으로 인해 대주주 지분은 축소될 것이다. 따라서 기업규모와 대주주 지분율은 부의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다.

기업발전론적 관점에서 Chandler(1980)도 산업혁명 이후 기업의 확대를 위한 막대한 자금의 소요가 자연히 주식발행을 통한 자금조달을 증가하게 하고, 불특정 다수를 대상으로 한 주식발행은 기업주의 소유지분의 하락을 가져오는 것으로 주장하고 있다. Demsetz와 Lehn(1985)은 기업규모가 커질수록 적은 지분율을 가지고도 기업을 통제할 수 있기 때문에 대주주의 소유지분율이 하락한다는 위험중립적 효과와 기업규모 확대

에 따라 대주주가 단일기업에 더 많은 자본을 투자할 때 대주주는 더 많은 위험을 인식하기 때문에 자본비용의 증가를 유발하여 대주주는 소유를 분산시키게 된다는 위험 회피적 효과로 인해 소유분산에 따른 대리인문제에도 불구하고 기업규모가 커질수록 대주주의 소유 지분율은 하락하게 될 것으로 보고 있다.

Bathala, Moon과 Rao(1994)의 연구에 의하면, 기업규모가 커짐에 따라 경영자들은 개인자산의 한계와 개인적인 차입의 어려움 그리고 기업에 대한 집중투자로 인한 위험의 증가 등으로 인하여 자신이 경영하는 기업에 대한 투자가 어렵게 되어 기업규모와 대주주 지분율은 부의 관계를 가질 것으로 예상하였다. 또한 Curtchley와 Hansen(1989)의 연구결과에서도 기업규모 확대는 대주주1인의 소유 지분율 간에 유의적인 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 Jensen, Solberg와 Zorn(1992)은 기업규모와 경영자 지분의 부의 관계를 통해 기업규모가 작을수록 경영자는 경영의 통제권을 직접 행사할 수 있다고 보고 규모가 작으면 경영자 자신이 대부분의 통제권을 행사할 수 있도록 더 많은 지분을 소유하고자 한다고 주장하였다.

우리나라에서의 실증적 분석 결과도 외국의 연구들의 결과와 대략적으로 일치하고 있다. 즉, 자기자본의 사장가치를 규모의 대용물로 사용한 국찬표와 정근화(1996)의 연구결과와 총자산이나 자본금의 장부가치를 규모의 대용물로 사용한 김건우(1997), 김철중(1998), 신연수와 임병진(1999)의 연구결과에서도 규모와 소유집중도 사이의 관계는 유의적인 부의 관계를 보이고 있다. 다만 김석용(1991)의 연구에서는 계열기업군의 규모에 따라 유의성에 차이를 보이고 있다. 그러나 임용기(1989)의 연구는 대주주1인 지분을 공표지분자료를 사용한 경우에는 유의적인 정의 관계를, 추정지분자료를 사용한 경우에는 비유의적인 정의 관계를 보였다. 더욱이 종속변수인 대주주1인 지분율의 크기 순으로 10개 기업씩 포트폴리오를 구성하였을 경우에는, 공표지분자료는 비유의적인 부의 관계를, 추정지분자료는 유의적인 부의 관계를 나타내고 있다.

8. 기관투자가 지분율

Pound(1988)에 의하면 기관투자가의 소유집중도에 대한 역할에 대하여는 효율적 감시가설과 전략적 일치가설의 두 가지 견해가 제기되고 있다. 기관투자가의 엄격한 감시로 인하여 대주주와 경영자의 기회주의적 행동이 억제되어 대리인비용이 감소된다는 효율적 감시가설에 의하면 기관투자가의 지분과 대주주지분 사이의 뚜렷한 인과관계의 추론이 어렵다. 그러나 기관투자가가 기존의 업무연계로 인하여 투자기업의 경영자와 상호 협조하게 된다는 전략적 일치가설에 의하면 기관투자가의 지분율이 높아지는 것

은 사실상 대주주의 지분을 감소시키는 역할을 하므로 기관투자가의 지분율과 대주주 지분율은 부의 관계를 가질 것으로 예상할 수 있다.

소유구조결정요인으로서 기관투자가의 지분율에 대해서는 대부분의 연구가 소유구조에 부의 영향을 미치리라는 점에서 일치하고 있어 전략적 일치가설을 지지하는 것으로 나타나고 있다. Bathala, Moon과 Rao(1994)의 연구에 의하면 기관투자가가 보유한 보통주지분은 경영자의 지분과 유의적인 부의 관계를 갖는 것으로 나타나고 있다. 우리나라에서의 국찬표와 정균화(1996)의 연구와 김건우(1997)의 연구도 각각 기관투자가의 지분율은 대주주인 지분과 유의적인 부의 관계를 갖는 것으로 발표하였다.

9. 30대 재벌기업과 비재벌기업 여부

우리나라에 특성적인 재벌여부 요인과 소유구조의 관계는 우리나라의 30대 재벌기업이 주식의 상호보유와 계열사 중 금융기관의 존재, 계열사간의 활발한 거래 및 상호지급보증 등으로 복잡하게 연결되어 있다는 점에서 찾을 수 있다. 계열사는 사장단회의, 기조실(비서실)을 통한 내부감시 및 통제를 받음과 동시에 채권자인 은행으로부터는 여신관리규정, 그리고 정부로부터는 공정거래법의 적용을 받기 때문에 비재벌기업과는 상이한 소유구조를 가질 것으로 예상된다. 그리고 재벌기업이 비재벌기업에 비해 채권자의 대리인비용 및 경영자의 대리인비용이 적을 것으로 추정된다. 따라서 재벌기업의 소유집중도는 낮을 것으로 예상된다.

30대 재벌기업·비재벌기업 가변수와 소유구조 사이의 관계를 분석한 우리나라의 실증적 연구결과는 일치하지 못하고 있다. 즉 국찬표와 정균화(1996) 및 강종만과 최은경(1998)의 연구에서는 재벌기업·비재벌기업 가변수가 대주주인 지분율과 유의적인 차이가 없는 것으로, 그리고 신연수와 임병진(1999)의 연구에서는 유의적인 것으로 나타나고 있다. 그 이유는 재벌과 비재벌을 구별하는 대용변수가 서로 다르게 측정되었다는 점과 재벌기업에 속하는 기업들이 매 연도에 바뀔 수 있다는 점을 간과하였다는 점을 들 수 있다.

Ⅲ. 실증 분석

1. 자료와 변수의 정의

1) 분석기간과 표본기업의 선정

본 연구의 실증분석기간은 1987년 1월부터 2001년 12월까지의 15년간으로 하였다.

본 연구에서 1987년도를 시작시점으로 한 이유는 1987년부터 정부가 기업의 소유집중에 따른 경영자의 독단적인 의사결정과 불투명한 경영의 문제점이 기업의 국제경쟁력을 약화시키는 요인 중 하나로 인식하고 30대 기업집단을 지정하여 공정거래위원회로 하여금 소유지분을 완화정책을 시행하도록 하였기 때문이다. 즉, 1987년부터 공정거래법에 의거하여 자산총액기준으로 기업집단이 지정되고 또 여신한도관리가 강화되어 본 연구에서 필요한 재벌·비재벌 가변수(dummy variable)를 측정할 수 있다.

본 연구에서는 1987년 1월부터 2001년 12월에 걸친 전분석대상기간을 주식시장 개방시점을 기준으로 다시 1987년 1월부터 1991년 12월까지의 제 1기간, 1992년 1월부터 2001년 12월까지의 제 2기간으로 구분하였다. 정부는 1991년 9월 30일 '외국인의 주식매매거래 등에 관한 규정'을 제정하여, 동년 11월 30일에는 주식시장 개방일정을 확정하였고, 1992년 1월 3일부터 외국인에 대하여 최초로 국내 직접증권투자를 허용하였으며, 1992년 6월 11일 외국인의 주식투자 확대방안을 마련하였기 때문에, 본 연구에서는 주식시장 개방시점을 1992년으로 하여 소유구조의 환경변화를 반영하려고 하였다. 본 연구에서는 가변수를 이용하여 주식시장의 개방이 소유구조의 결정요인에 영향을 주는가를 확인하고 전기간, 제 1기간, 제 2기간에서의 소유구조결정요인의 변화를 검토하였다.

본 연구에서 사용하는 표본기업은 2001년말 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 회사를 대상으로 하였다. 2001년말 현재 한국 증권거래소에 상장되어 있는 기업은 689개사이고, 이중 1987년 초 현재 상장된 기업은 355개사인데, 본 연구의 목적을 수행하기 위하여 다음 기준에 따라 표본기업을 선정하였다. ① 분석대상기간 중 계속 상장되어 있는 기업, ② 분석대상기간 중 본 연구에 필요한 회계자료를 얻을 수 있는 기업, ③ 분석대상기간 중 자본잠식이 100% 이상인 경우가 없는 기업, ④ 분석대상기간 중 결산기를 계속 12월로 유지한 기업, ⑤ 분석대상기간 중 업종을 변경하지 않아 증권거래소의 소속 산업의 분류에 동일한 산업에 계속 속한 기업, ⑥ 비교적 활발하게 거래되는 기업을 대상으로 하기 위하여 6개월 이상 거래가 없는 기업은 제외하였다.

이상의 기준을 충족시켜 실증분석을 위하여 최종적으로 선정된 표본은 130개 기업이다. <표 6>은 130개의 표본기업에 대한 각 업종별 분포를 보여주고 있다. 본 연구에 필요한 회계자료는 한국상장회사협의회에서 발간한 '상장회사총람'에서 발췌하였다. 구체적으로 한국상장회사협의회의 상장회사 Database Package System인 기업정보웨어 하우스 TS2001을 사용하였다. 또한 필요한 주가수익률 자료는 한국신용평가의 신평-KAIST 수익률 자료를 이용하였다.

<표 6> 각 업종별 표본기업

업종	표본기업수	업종	표본기업수
어업·광업	2	전기·전자·통신	11
음식료품	10	의료·정밀	1
섬유·의복·가죽	13	운수장비	7
종이 및 종이제품	5	가구 및 기타제품	2
화학·석유·석탄	24	전기·가스업	1
고무·플라스틱	6	건설업	12
비금속광물	13	도·소매	5
제1차 금속	6	운수·창고	6
조립금속·기계·장비	4	서비스업	2
합계			130

2) 독립변수의 정의

기업의 자본조달정책인 타인자본의존도를 측정하는 척도로는 연구목적에 따라 여러 가지 대용변수가 사용되고 있다. 타인자본의존도를 측정하는 각각의 비율은 그 나름대로의 이론적 근거를 가지고 있으므로 어느 특정 비율만이 기업의 타인자본의존도를 가장 적절하게 나타낸다고 주장하기는 어렵다. 본 연구에서는 타인자본의존도의 계량적 대용물로 선행연구들에서 가장 많이 사용한 다음 식 (1)의 부채비율 DB_{jt} 를 각 기업별 ($j = 1, 2, \dots, 130$) 및 각 연도별 ($t = 1987, 1988, \dots, 2001$)로 측정하여 이용하였다.

$$DB = \frac{\text{총부채}}{\text{자기자본}} \quad (1)$$

기업의 배당수준을 측정하는 대용변수로는 배당성향이나 배당금을 영업이익으로 나눈 배당비율 및 배당수익률 등이 사용되고 있다. 그러나 우리나라의 경우 법인세차감 후순이익이나 영업이익이 음수인 기업 자료가 있어 배당성향이나 배당비율은 배당정책의 계량적 대용물로 적절하지 않다. 따라서 본 연구에서는 기업의 배당을 측정하는 계량적 대용물로는 배당수익률인 식 (2)의 DI_{jt} 를 사용하였다.

$$DI = \frac{\text{주당배당금}}{\text{평균주가}} \quad (2)$$

한 기업의 자산의 특이성을 측정하는 대용변수로는 연구개발비 매출액비율이나 광고

선전비 매출액비율 등이 선행연구에서 사용되어 왔다. 그러나 본 연구에서는 자산특이성을 나타내는 대용변수로 Crutchley와 Hansen(1989)이 제시한 연구개발비와 광고비를 합한 금액을 매출액으로 나누어준 식 (3)의 AS_{jt} 를 측정하여 사용하였다.

$$AS = \frac{\text{연구개발비} + \text{광고비}}{\text{매출액}} \quad (3)$$

기업의 수익성을 측정하는 대용변수로는 총자산영업이익률, 매출액영업이익률, 자기 자본순이익률 등이 사용되어 왔다. 그러나 이 변수들과 소유집중도와와의 관계를 실증적으로 분석한 연구들에서는 이들 변수들이 소유집중도를 설명하는 통계적으로 유의적인 요인들이 되는가에 대하여는 일치된 결과를 제시하지 못하고 있다. 그 이유는 회계적 수익성 척도에 문제가 있기 때문이다. 본 연구에서는 기업의 수익성을 측정하는 변수로 기업의 주당 현금흐름을 이용하고자 한다. 왜냐하면 현금흐름은 기업의 모든 의사 결정에 있어 중심이 되어 미래의 기업가치를 결정하기 때문에 현금흐름의 크기가 기업의 수익성을 대표한다고 할 수 있다. 주당현금흐름은 총현금흐름을 평균발행주식수로 나누어 산출하였다. 또한 총현금흐름은 당기순이익에 현금유출 없는 비용을 더하고 현금유입 없는 수익을 차감하여 구하였다. 본 연구에서는 수익성을 식(4)의 PR_{jt} 를 측정하여 사용하였다.

$$PR = \text{주당현금흐름} \quad (4)$$

성장성의 대용변수로는 매출액성장률이나 총자산성장률 등이 제시되고 있다. 본 연구에서 성장성은 매출액성장률인 식 (5)의 GR_{jt} 를 측정하여 사용하였다.

$$GR = \frac{\text{당기매출액} - \text{전기매출액}}{\text{전기매출액}} \quad (5)$$

위험에 대하여 외국이나 우리나라의 실증적 연구결과가 서로 일치하고 있지 않은 이유는 각 연구에서 사용된 위험에 대한 계량적 대용물이 서로 다르기 때문이다. 즉 위험을 경영위험으로 정의하여 표본기간동안 총자산영업이익률의 표준편차를 사용하기도 하였고, 또한 위험을 체계적 위험으로 보아 베타계수를 사용하기도 하였다. 그러나 본 연구에서는 소유구조에 영향을 미치는 위험을 체계적 경영위험이라고 규정하고, 경영위험을 측정할 대용변수로는 기업이 타인자본을 사용하지 않을 때의 보통주 베타로 측정하였다. 경영위험의 대용변수로 기업이 타인자본을 사용하지 않을 때의 보통주 베타로 측정할 수

있다는 논리적 근거는 Hamada-Rubinstein 모형(1969, 1973)에서 찾을 수 있다.

본 연구에서는 경영위험의 대응변수인 기업이 타인자본을 사용하지 않을 때의 보통주 배타를 다음 식 (6)의 BR_{it} 로 측정하였다. 식 (6)에서 β^L 에 대하여는 신평-KAIST 수익률 자료의 주간 수익률 자료를 사용하여 매년 측정하였다. 또한 재무레버리지비율인 B/S 에 대하여는 총부채의 평균장부가치와 자기자본의 평균시장가치를 이용하였으며, 법인세율(τ)은 매년 실제 기업이 납부한 법인세 등을 법인세차감전순이익으로 나누어 사용하였다.

$$BR = \beta^L / [1 + (1 - \tau)B/S] \quad (6)$$

기업의 구조나 구성의 크기를 의미하는 기업규모를 측정할 대응변수로는 총자산의 크기나 보통주의 시장가치 등이 제시되고 있다. 본 연구에서는 기업규모는 총자산의 상대적 크기인 식 (7)의 SZ_{it} 를 측정하였다. 식 (7)과 같이 총자산의 장부가치에 자연대수를 취하여 변수를 측정한 이유는 다른 독립변수들이 비율자료가 많아 이와 균형을 맞추고 또한 독립변수와 종속변수 사이의 선형관계를 충족시켜 주기 위함이다.

$$SZ = \ln(\text{총자산의 장부가치}) \quad (7)$$

우리나라의 실증적 연구에서는 기관투자가의 지분율로 소액법인의 지분율이나 기타 여러 기관투자가 지분율을 정의하여 사용하고 있다. 기관투자가 지분은 법인세법 시행령 제23조의 3 제1항에 의해 지정되는 증권회사, 보험회사, 투자신탁회사, 은행, 투자금융회사, 종합금융회사, 상호신용금고, 정부관리기금, 민간기금 및 각종 공제회 등의 지분을 말한다. 기관투자가의 지분은 유가증권상장규정 제31조 단서조항에 의해서 소액주주 법인지분으로 분류한다. 본 연구에서는 기관투자가 지분율로 소액법인 지분율을 사용하여 다음 식 (8)의 IV_{it} 를 사용하였다.

$$IV = \text{소액법인지분율} \quad (8)$$

본 연구에서 30대 재벌기업 여부는 공정거래위원회가 매년 4월에 발표하는 30대 대규모 기업집단 및 계열사현황 자료를 이용하였다. 공정거래위원회는 1987년부터 총자산규모가 4,000억원 이상인 기업을 대규모 기업집단으로 지정하였으나, 1993년부터 자산총액기준 상위 30대그룹으로 지정기준을 변경하여 2001년까지 지정하였다. 본 연구에서는 30대 재벌계열 기업군에 속한 기업과 속하지 않는 기업을 다음 식 (9)의 CH_{it} 를 가변수로 만들어 사용하였다.

$$CH = 30\text{대 재벌} \cdot \text{비재벌 기업의 가변수} \quad (9)$$

단, $CH=1$: 30대 기업집단, $CH=0$: 기타 기업

3) 종속변수의 정의

본 연구에서 우리나라 상장기업의 소유구조변수는 대주주1인 지분율을 사용한다. 기존의 소유구조결정요인에 관한 실증연구를 보면 소유구조를 나타내는 변수로서 5대 주주에 의한 소유집중도, 최대주주지분, 경영자(내부)지분 등이 상황에 따라 사용되었다. 그러나 우리나라의 경우 현실적으로 소유와 경영이 분리되어 있지 않은 점을 감안하여 대주주1인 지분율을 사용하는 것이 타당할 것이다. 대주주1인 지분율에는 대주주1인 지분 외에 특수관계인 뿐만 아니라 대주주가 소유하고 있는 장학회 및 문화재단의 지분, 계열회사가 보유하고 있는 지분도 포함시켰다. 대주주1인 지분율은 실증분석기간 동안 증권관계기관에 신고되는 대주주1인 지분 자료와 증권거래소에 비치된 주주명부 및 한국상장회사협의회 데이터베이스를 이용하여 계산하였다. 실증분석기간 동안 주주명부가 비치되지 않은 기업은 한국상장회사협의회 '상장회사총람'을 통해 파악하였다. 그리고 동일계열 기업군에 해당하는지의 여부는 매일경제신문사에서 발간하는 '회사연감'을 참조하였다. 본 연구에서는 연도 t 의 기업 j 의 대주주1인의 지분율을 다음 식 (10)의 LS_{jt} 로 측정하였다.

$$LS = \text{대주주1인의 지분율} \quad (10)$$

2. 추정모형의 설정 및 추정방법

1) 추정모형의 설정

이상에서 설명한 소유구조변수와 결정요인변수를 가지고 본 연구에서는 다음과 같은 다중회귀모형을 사용하였다.

$$LS_{jt} = \beta_0 + \beta_1 DB_{jt} + \beta_2 DI_{jt} + \beta_3 AS_{jt} + \beta_4 PR_{jt} + \beta_5 GR_{jt} \\ + \beta_6 BR_{jt} + \beta_7 SZ_{jt} + \beta_8 IN_{jt} + \beta_9 CH_{jt} + \beta_{10} EV_{jt} + u_{jt} \quad (11)$$

단, $j=1, 2, \dots, 130$, $t=1987, 1988, \dots, 2001$

$EV_{jt}=0$: $t=1987, \dots, 1991$, $EV_{jt}=1$: $t=1992, \dots, 2001$

식 (11)에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 본 연구의 검정모형은 대주주1인 지분을 LS 를 종속변수로 하고, 설명변수 $DB, DI, AS, PR, GR, BR, SZ, IN, CH$ 로 구성되어 있다. 또한 식 (11)의 설명변수 EV 는 1992년부터 시작된 주식시장 개방이라는 환경요인이 소유구조의 결정요인에 영향을 미치는 가를 분석하기 위하여 추가한 가변수이며, u 는 오차항이다. 본 연구에서는 우선 전 분석기간에 대하여 식 (11)의 다중회귀모형을 이용하여 횡단면 자료와 시계열 자료가 결합된 패널자료로 구성된 추정방정식을 추정하고, 추정된 각각의 회귀계수에 대하여 이론으로 제시된 부호와 일치하는가를 검정하였다.

또한 식 (11)에 의하여 주식시장의 개방이라는 환경변수가 소유집중도에 미치는 영향이 확인되면 전기간(1987~2001)을 주식시장의 개방을 중심으로 전과 후의 두 기간으로 구분하여 주식시장 개방 전을 제 1기간(1987~1991)으로 하고, 개방 후를 제 2기간(1992~2001)으로 하여 각 기간에 대하여 각각 소유구조결정요인의 변화를 분석하였다.

2) 패널자료추정법

패널자료에서 횡단면 자료는 개별자료가 $j = 1, \dots, N$ 까지 N 개의 기업으로 구성되어 있으며, 각 개별자료(개별기업)는 다시 $t = 1, \dots, T_j$ 까지의 T_j 개의 시계열 자료를 갖는다. 패널자료추정방법을 설명하기 위하여 다음과 같은 회귀모형을 생각하여 보자.

$$y_{jt} = x_{jt}\beta + u_{jt} \quad (12)$$

$$\text{단, } j = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T_j$$

식 (12)에서 y_{jt} 는 개별기업 j 의 t 기의 종속변수를 나타내며, x_{jt} 는 개별기업 j 의 t 기의 k 개로 이루어진 독립변수의 벡터를 나타낸다. 한편 식 (13)에서 u_{jt} 는 개별기업 j 의 t 기의 오차항을 나타내는데 다음과 같이 개별기업 j 의 특성을 나타내는 α_j 와 ε_{jt} 의 합으로 식 (13)과 같이 표현할 수 있다.

$$u_{jt} = \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (13)$$

여기서 α_j 는 기업 j 의 특성을 나타내는 항으로서, 최고경영진의 경영 스타일, 해당기업만이 갖고 있는 특유의 기업 문화, 생산기술 등 관찰되지 않는 요인들을 모두 포함한다. 패널모형의 경우 두 가지 모형의 설정이 가능하다. 첫째 모형은 이른바 고정효과모형(fixed effect model)으로 개별효과항 α_j 는 고정되어 있으나 기업(횡단면)단위마다 상이하다고 가정하는 것이다. 둘째 모형은 이른바 확률효과모형(random effect model)으로 α_j 를 *i.i.d.* 정규분포로부터 추출하는 것으로 가정한다. 특히 α_j 가 평균이 0이고 분

산이 $\sigma^2(\alpha)$ 인 정규분포에서 추출된다고 가정하면 $\alpha_j \sim N(0, \sigma^2(\alpha))$ 으로서 표현할 수 있다. 확률효과모형은 GLS 추정방법에 의해 효율적으로 추정할 수 있다. 확률효과모형은 각 기업간 차이에 관한 정보를 그대로 살릴 수 있는 장점을 가지고 있다.

본 연구에서는 추정모형이 고정효과모형과 확률효과모형이 모두 가능한 것으로 가정한 다음, 추정 결과에 의하여 적절한 모형을 결정하게 될 것이다. 식(13)을 추정하기 위해서는 $\sigma^2(\alpha)$ 와 $\sigma^2(\varepsilon)$ 를 추정하여야 한다. 그러나 일반적으로는 $\sigma^2(\alpha)$ 과 $\sigma^2(\varepsilon)$ 이 알려져 있지 않기 때문에, 추정상의 문제점이 발생한다. 즉 $\sigma^2(\alpha)$ 과 $\sigma^2(\varepsilon)$ 의 값을 직접 측정하기가 불가능하기 때문에 다른 추정방법을 사용하여야 한다. 이때 사용하는 추정방법은 최우추정법으로 한다. α 와 ε 은 정규분포를 따른다고 가정하였으므로 이에 근거하여 기업 j 의 로그우도함수(logarithm likelihood function)는 다음과 같이 정의된다.

$$L_j = (2\pi)^{-\frac{T_j}{2}} |V_j|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} u_j' V_j^{-1} u_j\right) \quad (14)$$

또한 전체표본의 우도함수는 $L = \prod_{j=1}^N L_j$ 가 될 것이다. 가정에 의하여 식 (14)는 다음과 같이 변형된다.

$$L = \sum_{j=1}^N \ln L_j = \sum_{j=1}^N \ln \frac{1 - \rho_j}{\hat{\sigma}^{T_j}} + k' \quad (15)$$

$$\text{단, } k' = \sum_{j=1}^N T_j / 2 \quad (16)$$

$$\rho_j = 1 - \sqrt{\frac{(1 - \delta) / T_j}{\delta + (1 - \delta) / T_j}} \quad (17)$$

$$\delta = \sigma^2(\alpha) / [\sigma^2(\alpha) + \sigma^2(\varepsilon)] \quad (18)$$

$\hat{\sigma}$: 변환된 자료에 OLS를 적용하여 얻은 회귀방정식의 표준오차

식 (17)에서 ρ_j 는 $0 \leq \rho_j \leq 1$ 의 범위를 갖는데, $\rho_j = 0$ 인 경우 최우추정법은 통상 최소자승법(OLS)과 동일하게 되며 $\rho_j = 1$ 인 경우 최우추정법은 고정효과모형의 추정방법과 동일하다. 그런데 ρ_j 는 δ 값에 의하여 결정되므로 OLS 모형과 고정효과 모형이 모두 가능하게 될 것이다. 즉 만약 추정된 δ 값이 1이면 ρ_j 는 0이 되어 최적모형은 OLS 모형이 될 것이며, 반면에 추정된 δ 값이 0이면 ρ_j 는 1이 되어 최적모형은 고정

효과모형이 될 것이며, 기타의 경우는 확률효과모형이 최적모형이 될 것이다.

결론적으로 최우추정법은 식 (15)를 극대화시키는 0과 1사이의 δ 를 구하는 데 있다. 즉, 특정 δ 값이 정해지면 먼저 ρ_j 는 식(17)에 의해 계산되며, ρ_j 값에 따라 원자료를 변환시킬 수 있을 것이다. 마지막으로 변환된 자료에 OLS를 적용하여 그 회귀방정식의 표준오차를 계산함으로써 식(15)로부터 우도 L 을 구할 수 있다.

이와 같은 절차는 각각의 δ 값에 따라 반복적으로 시행되어 제일 큰 우도를 주는 δ 값을 구간탐색(grid search)을 통하여 계산하면 된다. 본 연구에서는 이와 같은 구간탐색에 의하여 δ 값을 결정한 후 원자료를 변환하여 모형을 추정하였다. 이상과 같은 통계적 절차는 연구자들이 작성한 통계프로그램에 의하여 수행되었다. 본 연구에서 패널자료추정법을 사용하는 이유는 패널자료가 갖는 장점에 있다. 패널자료의 장점은 Hsiao (1986)이 지적한 바와 같이 횡단면 자료나 시계열 자료를 함께 이용하여 자료의 정보 가치를 높이고, 또한 자료의 수가 풍부해지므로 자유도를 증가시키고 설명변수 간 다중공선성 문제를 해결할 수 있다는 데 있다.

IV. 실증 분석결과

실증분석의 결과를 검토하기에 앞서 먼저 종속변수인 소유집중도를 나타내는 LS 와 독립변수인 DB , DI , AS , PR , GR , BR , SZ , IN 의 표본 특성을 정리하면 각각 <표 7>과 같다. <표 7>에서 각 변수 값은 각 연도별 표본기업의 평균값을 의미하고 괄호 안은 표준편차를 의미한다.

<표 7>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 표본기업의 LS 평균값은 1987년부터 1991년까지는 24.57%에서 22.75%로 감소하는 경향을 보이다가 주식시장이 개방된 1992년 23.14%로 증가하고 있다. 이후 1996년까지도 점차 감소하고 있는 경향을 보이고 있다. 이는 우리나라 상장기업들의 경우 소유와 경영이 분리되어 점차 대주주인 지분율이 감소하고 있는 현상을 보이는 것이라고 해석할 수 있다. 그러나 1997년부터 증권거래법상의 주식대량 취득제한이 폐지됨에 따라 대주주인 지분율은 급격히 증가한 것으로 추측할 수 있다.

한편 독립변수들에서는 특별한 패턴을 찾기가 힘들다. 다만 부채비율인 DB 가 1999년부터 급격히 감소하고 있는데 그 이유는 IMF 관리체제 이후 정부가 글로벌 스탠더드라는 명분 아래 기업들로 하여금 1999년말 까지 부채비율을 200% 이하로 낮추도록 강력하게 유도하였기 때문이라고 해석할 수 있다.

본 연구에서는 먼저 소유구조의 결정요인을 찾기 위하여 식 (11)로 주어진 모형을

패널자료에 대하여 가장 일반적인 확률효과모형 추정법으로 추정하려고 한다. 본 연구에서 사용하는 패널자료는 130개의 개별기업이 횡단면의 단위(cross-section unit)를 구성하고, 각 기업이 15년간의 시계열(time series)을 갖는 균형패널자료(balanced panel data)이다. 즉 $N = 130$ 이며, $T_j = 15$ 이다.

<표 7> 요약 표본통계량

	<i>LS</i>	<i>DE</i>	<i>DI</i>	<i>AS</i>	<i>PR</i>	<i>GR</i>	<i>BR</i>	<i>SZ</i>	<i>IN</i>
1987	0.2457 (0.1192)	3.2264 (4.4837)	0.0266 (0.0134)	0.0102 (0.0165)	1536.12 (1985.98)	0.1747 (0.1645)	0.3651 (0.1934)	25.27 (1.23)	0.1778 (0.1689)
1988	0.2323 (0.1116)	2.7674 (3.7746)	0.0234 (0.0096)	0.0099 (0.0169)	6868.09 (6635.10)	0.1434 (0.1678)	0.4011 (0.2516)	25.41 (1.26)	0.1536 (0.1423)
1989	0.2333 (0.1067)	2.5739 (3.2797)	0.0196 (0.0084)	0.0093 (0.0161)	4500.90 (7120.91)	0.0829 (0.1711)	0.4253 (0.1950)	25.58 (1.28)	0.2747 (0.1513)
1990	0.2310 (0.1076)	2.8446 (3.0289)	0.0268 (0.0097)	0.0097 (0.0179)	5457.40 (6447.12)	0.1858 (0.1644)	0.3064 (0.1795)	25.76 (1.31)	0.3300 (0.1601)
1991	0.2275 (0.1062)	2.9735 (2.6971)	0.0312 (0.0147)	0.0087 (0.0175)	5661.37 (7273.55)	0.1758 (0.1511)	0.1891 (0.1335)	25.96 (1.35)	0.3345 (0.1654)
1992	0.2314 (0.1125)	2.9241 (2.3025)	0.0211 (0.0098)	0.0095 (0.0186)	5372.38 (9567.38)	0.1211 (0.2480)	0.2741 (0.1771)	26.08 (1.37)	0.3511 (0.1552)
1993	0.2283 (0.1151)	2.6487 (1.9013)	0.0156 (0.0085)	0.0105 (0.0205)	5677.47 (9195.49)	0.0723 (0.1167)	0.3967 (0.1906)	26.17 (1.35)	0.3032 (0.1538)
1994	0.2163 (0.1149)	2.6859 (1.6883)	0.0125 (0.0067)	0.0097 (0.0188)	5796.50 (11033.02)	0.1459 (0.1178)	0.2447 (0.2405)	26.30 (1.37)	0.2329 (0.1396)
1995	0.2157 (0.1157)	2.7475 (2.0983)	0.0160 (0.0097)	0.0085 (0.0154)	3727.16 (9445.88)	0.1888 (0.2589)	0.3664 (0.2181)	26.47 (1.43)	0.2238 (0.1456)
1996	0.2127 (0.1153)	3.9109 (8.6590)	0.0188 (0.0148)	0.0093 (0.0163)	5498.03 (12030.90)	0.0861 (0.1200)	0.3404 (0.2060)	26.59 (1.46)	0.1837 (0.1503)
1997	0.2543 (0.1295)	3.8123 (4.0678)	0.0229 (0.0245)	0.0102 (0.0175)	5432.79 (11534.86)	0.1570 (0.2802)	0.1539 (0.1791)	26.76 (1.49)	0.1723 (0.1414)
1998	0.2769 (0.1488)	3.2285 (8.6557)	0.0164 (0.0153)	0.0114 (0.0179)	9487.98 (17600.88)	0.0396 (0.2317)	0.2143 (0.1354)	26.84 (1.54)	0.1044 (0.0869)
1999	0.2829 (0.1660)	1.7795 (3.2607)	0.0321 (0.0449)	0.0136 (0.0277)	9817.12 (19143.67)	0.0964 (0.2840)	0.3229 (0.2142)	26.91 (1.53)	0.1253 (0.1273)
2000	0.2892 (0.1774)	1.1885 (1.6121)	0.0529 (0.0423)	0.0035 (0.0338)	1142.81 (16293.12)	0.0311 (0.2000)	0.0837 (0.1916)	27.78 (1.52)	0.0417 (0.0930)
2001	0.3082 (0.1829)	1.8442 (3.1089)	0.0337 (0.0357)	0.0159 (0.0348)	7398.69 (16529.41)	0.0575 (0.1960)	0.2196 (0.2060)	26.93 (1.50)	0.0897 (0.0998)

확률효과모형 추정방법을 수행하기 위해서는 먼저 앞에서 설명한 바와 같이 δ 값에

대해 구간탐색을 실시하여야 한다. 먼저 0.1, 0.2, ..., 0.9와 같이 0.1을 구간으로 δ 값을 식 (17)에 대입하여 ρ_j 의 값을 계산하였다. 그리고 필요한 자료를 식 (15)에 대입하여 L 의 값을 계산하고 L 이 최대가 되는 δ 의 범위를 찾은 후, 다시 0.01을 구간으로 하여 L 의 최대값을 찾았다. 구간탐색 결과 식 (11)에 대하여 δ 의 값은 0.47이고 이때 L 값은 4501.47임을 찾을 수 있다.

모형(11)에 대하여 각각 구간탐색에 의한 최우추정법으로 회귀분석한 결과는 <표 8>과 같다. <표 8>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 회귀모형은 통계적으로 1% 유의수준에서 유의성이 있는 것으로 나타났다. 다만 모형의 설명력이 비교적 낮아 본 연구에서 제시된 설명변수들이 대주주1인 지분율의 변동을 9.7% 정도 설명한다는 것을 나타내고 있다.

<표 8> 회귀분석결과 : 전기간(1987~2001)

변수	회귀계수	이론적인 관계(연구가설)
상수	0.0785(3.254)*	
DB	-0.0016(-2.842)*	(+), (-)
DI	0.4610(4.472)*	(-)
AS	0.2810(2.192)**	(+)
PR	$6 \times 10^{-7}(2.421)**$	(+)
GR	-0.0290(-2.735)*	(-)
BR	-0.0250(-2.251)**	(+), (-)
SZ	-0.0007(-0.202)	(-)
IN	-0.1030(-6.598)*	(-)
CH	-0.0610(-7.103)*	(-)
EV	0.0106(1.849)**	
R^2	0.097	
Regression F	20.882*	
n	1950	

주) 1. 괄호안은 t값임.

2. * : 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.

3. ** : 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.

본 연구에서 제시된 결정요인 변수들이 어느 정도 의미가 있고 또한 기대되는 변수의 부호 방향이 앞에서 제시한 이론과 일치하는가를 살펴보기 위하여 <표 8>의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 소유집중도와 관련된 결정요인으로 기업의 타인자본의존도(DB), 배당(DI), 자산특이성(AS), 수익성(PR), 성장성(GR), 경영위험(BR), 기업규모(SZ), 기관투자가지분율(IN), 재벌여부(CH) 등을 제시하였는데, <표 8>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 기업의 규모를 제외한 전 변수들이 대주주1인 지분율을 설명하여 주는 통계적으로 유의적인 변수가 되고 있다.

둘째, 자산특이성, 수익성, 성장성, 기관투자가 지분율, 재벌여부에 대한 회귀계수의 부호는 이론과 부합되고 있다. 즉 기업이 자산특이성이 높은 투자를 많이 할수록 대주주의 지분율은 높아지고, 기업의 수익성이 높을수록 대주주의 지분율은 높아지는 것을 확인할 수 있다. 또한 기업의 성장성이 높을수록 그리고 기관투자자의 지분율이 높을수록 대주주의 지분율은 낮아지며, 재벌기업들의 소유집중도는 낮아지고 있다.

셋째, 타인자본의존도를 나타내는 부채비율 및 경영위험을 나타내는 타인자본을 사용하지 않을 때의 보통주 베타가 대주주1인 지분율에 미치는 영향은 이론적으로 정과 부의 영향을 미치는 것이 모두 가능한데 본 연구의 추정결과는 이들 변수와 대주주1인 지분율 사이의 관계는 각각 부의 관계를 보이고 있다. 따라서 우리나라 상장기업의 경우 대주주1인 지분율과 부채비율과의 관계는 대리이론을 따르지 않고, 부채비율이 높아 재무위험이 증가할수록 대주주는 지분을 축소시킴을 알 수 있다. 또한 경영환경의 불확실성을 나타내는 체계적 경영위험이 클수록 대주주는 위험을 회피하여 지분을 축소시키고 있다.

넷째, 배당을 나타내는 배당수익률과 소유집중도와는 정의 관계를 나타내어 기존의 연구와는 다른 결과를 보이고 있다. 이 결과는 배당이 높을수록 대주주는 배당을 선호하여 지분율을 높인다고 간접적으로 추측할 뿐 명확히 규명하기는 어렵다.

다섯째, 기업규모 변수에 대하여는 회귀계수의 부호는 기대하는 바와 일치하나 통계적으로 의미 있는 변수가 되지 못하고 있다. 그 이유는 기업규모를 측정하는 변수에 기인한 것으로 해석할 수 있다.

여섯째, 주식시장의 개방이라는 환경요인을 가변수로 준 결과는 변수 EV가 유의수준 5%에서 의미가 있어 이 요인이 대주주1인 지분율을 결정하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 아래에서는 전 기간을 주식시장 개방을 기준으로 두 기간으로 구분하여 추정하려고 한다.

주식시장의 개방이라는 외생적 환경요인이 의미가 있는 변수가 됨에 따라 주식시장의 개방시점인 1992년을 기준으로 개방 전과 후에 소유집중도의 결정요인을 비교하기 위해서는 제 1기간과 제 2기간에서 식 (11)에 대하여 EV 변수를 제외하고 패널자료추정법을 사용하여 회귀분석 하였다. 제 1기간의 패널자료는 130개 기업의 5년 동안의 시

계열자료로 구성되었으며, 제 2기간의 패널자료는 130개 기업의 10년 동안의 시계열자료로 구성되었다.

각 기간에 대해 구간탐색을 한 결과 제 1기간에서 찾고자 하는 최우값인 δ 의 값은 0.83이고 이때 L 값은 1814.33이며, 제 2기간에서 δ 의 값은 0.58이고 이때 L 값은 2936.26임을 찾을 수 있다. 제1기간과 제 2기간에 대하여 각각 구간탐색에 의한 최우추정법으로 회귀분석한 회귀분석한 결과는 <표 9>와 같다.

<표 9>에서 살펴 볼 수 있는 바와 같이 제 1기간과 제 2기간에서 회귀모형은 통계적으로 1% 유의수준에서 유의성이 있는 것으로 나타났다. 다만 제 1기간에서의 모형의 설명력이 제 2기간에서의 그것보다 현저히 떨어지고 있다. 즉, 제 1기간에서는 본 연구에서 제시된 설명변수들이 대주주1인 지분율(LS)의 변동을 6.9% 정도 그리고 제 2기간에서는 11.1% 정도 설명하고 있다.

<표 9> 기간별 회귀분석결과 : 주식시장개방기준

제1기간(1987~1991)		제2기간(1992~2001)	
변수	회귀계수	변수	회귀계수
상수	0.1980(6.798)*	상수	-0.0670(-1.739)***
<i>DB</i>	-0.0012(-0.801)	<i>DB</i>	-0.0016(-2.601)*
<i>DI</i>	0.0354(0.170)	<i>DI</i>	0.4610(4.088)*
<i>AS</i>	-0.3120(-1.279)	<i>AS</i>	0.2800(1.887)***
<i>PR</i>	$-2 \times 10^{-4}(-0.546)$	<i>PR</i>	$5 \times 10^{-4}(1.932)***$
<i>GR</i>	0.0054(0.463)	<i>GR</i>	-0.0387(-3.111)*
<i>BR</i>	-0.0260(-2.009)**	<i>BR</i>	-0.0239(-1.691)***
<i>SZ</i>	-0.0290(-4.994)*	<i>SZ</i>	0.0213(3.743)*
<i>IN</i>	0.0239(1.526)	<i>IN</i>	-0.1270(-5.741)*
<i>CH</i>	-0.0230(-1.713)***	<i>CH</i>	-0.0024(-3.847)*
R^2	0.069	R^2	0.111
<i>Regression F</i>	5.273*	<i>Regression F</i>	17.963*
<i>n</i>	650	<i>n</i>	1300

- 주) 1. 괄호안은 t값임.
 2. * : 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함.
 3. ** : 유의수준 5%에서 통계적으로 유의함.
 4. *** : 유의수준 10%에서 통계적으로 유의함.

기간별 추정결과에서 가장 중요한 점은 기간별로 대주주1인 지분율의 결정요인이 주식시장 개방을 전후하여 구조적으로 상이하게 변화하였다는 점이다. 특히 주식시장 개

방 전과 후를 비교할 때 주식시장 개방 전에는 대주주1인 지분율을 설명하는 변수들이 별다른 설명력을 갖지도 못하면서 통계적 유의성도 떨어지는 반면, 주식시장 개방 후에는 제반 변수들이 대주주1인 지분율을 설명하는 전반적인 능력이 제고되었으며 통계적 유의성도 높아진 것을 볼 수 있다. 이와 같은 추정결과는 주식시장 개방이 나름대로 기업의 지배구조를 결정하는 데 있어 합리성과 투명성을 제고시킨 데 공헌한 것으로 해석할 수 있을 것이다.

또한 개별적인 설명변수의 추정계수를 살펴보면 자산의 특이성 변수와 수익성 변수가 대주주1인 지분율에 미치는 영향을 보면 주식시장 개방 전에는 통계적으로 유의성이 떨어지는 가운데 부의 부호를 갖던 것이 주식시장 개방 후에는 통계적으로 유의하면서 정의 부호를 갖는 것으로 나타나 두 변수 모두 이론과 부합되는 것으로 밝혀졌다.

마지막으로 재벌 가변수(CH)가 음으로 나타나 주식시장 개방 전과 후 모든 기간에서 여타 조건이 동일한 경우 재벌 기업의 경우 대주주 지분율이 여타 비재벌 기업보다 낮았다는 점이다. 즉 재벌 기업의 경우 대주주가 비재벌 기업의 경우보다 더 낮은 지분율로 기업을 통제할 수 있었다는 것을 반증하고 있다. 그 이유는 재벌 기업의 경우 상호 출자로 더 대주주는 더 낮은 지분율을 갖고도 예하 기업의 경영권을 실질적으로 행사할 수 있었기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 더욱이 흥미로운 것은 재벌 가변수 변수에 대한 추정계수 값이 주식시장 개방 전(-0.023)보다 개방 후(-0.0024)에 절대값이 더 작아졌다는 것이다. 이는 주식시장 개방 후에 재벌 기업의 경우 대주주가 경영권 장악을 위해 상대적으로 개방 전보다 더 높은 지분율을 유지하여야 했다는 것을 나타내므로 주식시장 개방이 기업의 소유지배에 긍정적으로 영향을 미쳤다는 것을 의미한다고 해석할 수 있다.

결론적으로 주식시장의 개방이라는 외생적 변수는 우리 기업의 소유구조를 결정하는 요인들에 구조적으로 심대한 영향을 미쳤으며 그 영향은 부정적이기보다는 긍정적인 것으로 볼 수 있다. 그 결과 주식시장의 개방은 우리나라 증권시장의 활성화, 안정화, 주가 상승, 유동성 증가 등에도 장기적으로 긍정적인 효과를 가져 왔던 것으로 해석할 수 있을 것이다.

V. 요약과 결론

본 연구는 기업의 소유구조와 그 결정요인 사이의 관계를 분석하여 횡단면 요인과 시계열 요인을 결합하는 이론적 모형을 제시하며, 또한 제시된 모형을 우리나라 증권시장의 자료를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 또한 주식시장의 개방이라는 환경 요

인이 우리나라에서 소유구조의 결정요인에 영향을 주는가를 확인하고, 주식시장의 개방 전후를 구분하여 기업의 소유구조를 결정짓는 요인이 어떻게 변화하였는지를 분석하였다. 그리고 본 연구의 연구방법은 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 병용하였으며, 특히 실증적 연구방법에서는 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합하는 패널자료추정법을 적용하였다.

본 연구에서 다루는 실증분석기간은 1987년 1월부터 2001년 12월까지의 15년간이었으며, 추출된 표본기업의 수는 130개사이다. 본 연구에서는 소유집중도를 나타내는 대용변수로 대주주1인 지분율을, 결정요인변수로는 기업의 재무정책인 타인자본의존도, 배당정책, 기업소유 자산의 특이성, 기업의 수익성, 성장성 및 경영위험, 기업규모, 기관투자가 지분율 그리고 30대 재벌·비재벌의 가변수를 사용하였다.

본 연구의 결론을 실증분석 결과로부터 요약하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 제시된 모형이 상당한 의미를 가지나, 모형의 설명력은 비교적 낮아 제시된 결정요인들이 대주주1인 지분율의 변동을 9~11% 정도 설명하고 있다.

둘째, 본 연구에서 제시된 주식시장의 개방이라는 환경적인 요인이 소유구조를 설명하는 의미 있는 변수가 되고 있다.

셋째, 본 연구에서 제시된 모든 결정요인들이 통계적으로 의미 있는 변수가 되고 있다. 다만 규모 변수만이 표본기간에 따라 통계적 유의성과 회귀계수 부호에 일관성을 보이고 있지 못하다.

넷째, 자산특이성, 수익성, 성장성, 기관투자가지분율, 재벌여부에 대한 회귀계수의 부호는 기대하는 바와 일치하고 있다. 다만 기업의 자본조달정책 결과인 부채비율과 경영위험은 대주주1인 지분율과 부의 관계를, 기업의 배당정책은 대주주1인 지분율과 정의 관계를 보이고 있다.

다섯째, 주식시장의 개방을 전후로 시점을 나누어 소유구조의 결정요인의 변화를 분석한 결과 주식시장 개방 이전에는 소유구조의 결정요인들이 안정성과 일관성을 보이지 못하고 있다. 또한 주식시장 개방이라는 환경변수는 소유구조결정요인에 긍정적인 영향을 미치고 있다.

이와 같이 본 연구는 우리나라 현실을 반영한 소유집중도, 즉 대주주1인 지분율에 영향을 주는 결정요인을 분석해 봄으로써 기업의 조직 및 통제구조를 이해하고, 바람직한 소유구조에 대한 경제정책의 방향과 학계의 연구방향에 대한 기초를 제공할 것이다. 또한 본 연구는 기존의 연구에 비해 다음과 같은 점에서 그 특징을 찾을 수 있다.

첫째, 이 분야의 연구에서는 처음으로 횡단면 자료와 시계열자료를 결합하여 패널자료를 이용하여 기업의 소유구조와 결정요인 사이의 관계를 분석하였다.

둘째, 주식시장의 개방이라는 환경요인이 소유구조의 결정요인에 미치는 영향을 처음으로 분석하였다.

셋째, 경영위험의 계량적 대용물로 기업이 타인자본을 사용하지 않았을 때의 시장베타를 처음으로 사용하였으며 이 변수가 통계적으로 유의적인 결정요인이 됨을 밝히고 있다.

마지막으로 본 연구가 지니고 있는 한계점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 대주주1인 지분을 계산에 따르는 정확성 문제이다. 본 연구에서는 이용 가능한 모든 자료를 활용하여 객관성과 정확성을 기하고자 노력하였으나 위장 분산의 가능성, 자료자체의 신뢰성 부족 등으로 인하여 이 문제를 완전히 해결할 수 없었다.

둘째, 본 연구는 계량화가 어려운 기타 결정요인 변수들과 소유집중도 사이의 관계를 밝히지 못하고 있다. 따라서 이들 변수와 결정요인 사이의 관계를 규명하는 보다 체계적이고 포괄적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

셋째, 본 연구에서는 시계열 분석자료를 얻기 위하여 표본기업을 일정기간 동안의 상장기업으로 제한함에 따라 조사대상기업의 수가 적어, 기업간의 이질성이 크게 나타나고 있으며, 회계자료를 이용하여 추정한 변수에는 회계자료상의 문제점으로 인하여 측정오차가 따른다. 특히 현재 많은 기업이 채용하고 있는 회계시스템이 규범적인 것이 아니어서 때로는 고의적인 편의를 초래할 수 있으며, 서로 다른 기업이나 산업에 있어 회계절차가 다양하기 때문이다.

넷째, 본 연구에서는 소유구조에 영향을 주는 환경요인을 주식시장의 개방이라는 변수로 제한하고 있다. 소유구조에 영향을 줄 수 있는 다른 환경적인 요인 예를 들면 IMF 관리체제 등은 본 연구에서 고려하고 있지 못하다.

이상의 문제점을 개선하여, 기업의 소유구조와 결정요인 사이의 관계를 보다 객관적으로 규명하는 이론적 모형을 개발하여 이를 실증적으로 분석할 수 있는 정교한 연구가 계속되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강종만과 최은경, 한국기업의 지배구조 개선, 연구자료 98-06, 한국증권연구원, 1998.
- 공정거래위원회, 대규모 기업집단 소속회사 현황, 1987-2001.
- 국찬표와 정균화, “우리나라 기업의 소유구조결정요인에 대한 실증적 연구 : 선형구조 모형을 응용하여”, 재무연구, 제12호, (1996), 249-285.
- 김건우, 소유구조와 자본구조의 관계, 연구보고서 97-02, 한국조세연구원, 1997. 3.
- 김석용, “기업소유구조의 결정요인에 관한 실증적 연구”, 경영학연구, 제20권 제2호, (1991), 215-257.
- 김철중, “소유구조, 자본조달정책 및 배당정책의 상호 관련성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제13권 제1호, (1996), 51-78.
- 신연수와 임병진, “기업소유구조의 결정요인에 대한 실증적 연구”, 산업경제연구, 제12권 제4호, (1999), 143-161.
- 임웅기, “한국기업 소유구조의 결정요인”, 재무연구, 제2호, (1989), 1-27.
- 장휘용과 박종갑, “경영자의 내부지분율과 기업의 재무구조 및 성장정책”, 재무관리연구, 제16권 제1호, (1999), 61-82.
- 홍영복, “우리나라 상장기업의 소유구조결정요인의 변화”, 1999년 추계학술연구발표회 발표논문집, 한국재무학회, (1999), 1-24.
- 황동섭, “상장제조기업의 소유구조결정요인”, 2002년 국제학술발표대회 발표논문집, 대한경영학회, (2002), 323-333.
- Agrawal, A. and G. Mandelker, “Managerial Incentives and Corporate Investment and Financing Decisions,” *Journal of Finance*, 42, (September 1987), 823-837.
- Bathala, C. T., “Determinants of Managerial Stock Ownership : The Case of CEOs,” *Financial Review*, 23, (February 1996), 127-147.
- 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*, 31 (Autumn 1994), 38-50.
- Chandler, A. D., *The United States : Seedbed of Managerial Capitalism*, Massachusetts : Harvard University Press, 1980.
- Crutchley, C. E. and R. S. Hansen, “A Test of Agency Theory of Managerial Ownership, Corporate Leverage, and Corporate Dividends,” *Financial Management*,

- 18, (Winter 1989), 36-46.
- Demsetz, H. and K. Lehn, "The Structure of Corporate Ownership : Causes and Consequences," *Journal of Political Economy*, 93, (December 1985), 1155-1177.
- Eckbo, B. E. and S. Verma, "Managerial Share Ownership, Voting Power, and Cash Dividend Policy," *Journal of Corporate Finance*, 1, (March 1994), 33-62.
- Fama, E. F. and M. C. Jensen, "Agency Problem and Residual Claims," *Journal of Law and Economics*, 36, (1993), 327-349.
- Friend, I. and J. Hasbrouck, "Determinants of Capital Structure," in A. Chen(ed.), *Research in Finance*, 7, Greenwich : CT, JAI Press, (1988), 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, (June 1988), 271-281.
- Hamada, R. S., "Portfolio Analysis, Market Equilibrium and Corporate Finance," *Journal of Finance*, 27, (March 1969), 13-21.
- Herman, E. S., *Corporate Control, Corporate Power*, Cambridge London : Cambridge University Press, 1981.
- Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, Econometric Society Monographs 11, 1986.
- Jensen, G. R., D. P. Solberg and T. S. Zorn, "Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt and Dividend Policies," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, (June 1992), 247-263.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling, "Theory of Firm : Managerial Behavior, Agency Cost, and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 3, (October 1976), 305-360.
- Kim, W. S. and E. Sorenson, "Evidence on the Impact of the Agency Cost of Debt on Corporate Debt Policy," *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 21, (June 1986), 131-143.
- Leland, H. E. and D. H. Pyle, "Informational Asymmetries, Financial Structure and Financial Intermediation," *Journal of Finance*, 32, (May 1977), 371-387.
- Myers, S. C., "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics*, 5, (November 1977), 147-175.
- Pound, J., "Proxy Contest and the Efficiency of Shareholder Oversight," *Journal of*

Financial Economics, 20, (1988), 237-265.

Prowse, S. D., "The Structure of Corporate Ownership in Japan," *Journal of Finance*, 47, (July 1992), 1120-1140.

Rozeff, M. S., "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios," *Journal of Financial Research*, 5, (Fall 1982), 249-259.

Rubenstein, M. E., "A Mean-Variance Synthesis of Corporate Financial Theory," *Journal of Finance Research*, 28, (March 1973), 167-182.

Williamson, O. E., *Markets and Hierarchies : Analysis and Antitrust Implications*, New York : The Free Press, 1975.

An Empirical Study on the Determinants of Ownership Structure of Listed Companies in Korea : Evidence from Panel Data

Hae-Young Lee* · Jae-Choon Lee**

〈abstract〉

The purposes of this paper are to build theoretical and empirically testable model to identify determining factors of ownership structure, and to analyze this model empirically using the Korea Stock Exchange panel data, and to test the impact of opening the stock market on the determinants of ownership structure. The determining factors of ownership structure identified in this paper include debt ratio, dividend, asset characteristics, profitability, growth, business risk, size, institutional investors and chaebol-non chaebol dummy variable. Empirical panel estimation test reveals that this model can explain about 9~11% of the cross sectional variance in the equity ratio of large shareholders. The reasons that this model has low explanatory power are that some variables were measured with errors, and that there were some omitted variables in tested model. The regression results on the model variables are generally in line with predictions. But the coefficient estimates on size is never significant. And it appears that the exogenous variable which explains opening the stock market has positive effect on the determinants of ownership structure.

Keywords : Ownership Structure, Determinants of Ownership Structure, Opening the Stock Market, Panel Data Estimation Technique, Systematic Business Risk

* Professor, School of Management, Kangnam University

** Associate Professor, Department of Business Administration, Keuk Dong College