

세무와회계저널
제15권 제1호 2014년 2월 pp.9~29
한국세무학회

경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향 - 한국기업을 중심으로 -

전홍민*

<요 약>

본 연구는 한국기업을 대상으로 개별기업의 경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 최근의 선행연구를 종합해보면 경영자 지분율이 해당기업의 가치에 미치는 영향은 경영권방호가설 그리고 이익일치가설로 구분되어 일관되지 않은 실증결과를 보고하고 있다. 본 연구는 기업가치를 구성하는 두 부분인 미래잉여현금흐름과 자기자본비용 중 자기자본비용에 초점을 맞추어 경영자 지분율과의 관련성에 대해서 실증분석을 실시하고자 한다.

한국기업을 대상으로 2002년부터 2008년까지의 실증결과는 다음과 같다. 우선 임원지분율의 합인 경영자 지분율은 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 보고되었다. 더불어 경영자 지분율을 5% 그리고 25%를 기준으로 세 가지 기업군으로 구분하여 각각에 대해서 경영자 지분율과 자기자본비용과의 상관관계에 대해서 실증분석을 실시한 결과 5%이상 25% 미만인 기업군과 25% 이상인 기업군에서 경영자 지분율은 자기자본비용과 정(+)의 상관관계를 보고하고 있어 대체적으로 많은 지분을 소유한 경영자에 대해서 투자자는 경영권방호가설을 적용하여 해당기업에 대해서 위험프리미엄을 부여하는 것으로 결론지을 수 있었다.

본 연구는 한국기업을 대상으로 경영자 지분율과 기업가치에 대해서 살펴본 선행연구에서 나아가 경영자 지분율이 해당기업의 사전적인 의미의 내재자기자본비용에 미치는 영향에 대해 최초로 분석하였다는 점에서 의미가 있다. 특히 경영자 지분율이 해당기업의 경영의사결정에 미칠 수 있는 영향력이 크다는 점을 감안해 볼 때 본 연구는 관련 선행연구에 추가적인 시사점을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

<주제어> 경영자 지분율, 자기자본비용

* 충북대학교 경영대학 경영학부 조교수, hmchun@cbnu.ac.kr, 043-261-2349

논문접수일 2013년 8월 1일

1차수정일 2013년 12월 9일

2차수정일 2014년 11월 2일

게재확정일 2014년 2월 3일

I. 서 론

본 연구는 한국기업을 대상으로 경영자 지분율이 내재자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 보다 구체적으로 본 연구는 임원지분율의 합인 경영자 지분율이 해당기업의 내재자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시하기로 한다.

기존의 재무 및 회계분야의 선행연구들은 소유와 경영이 분리되어 있는 기업소유구조하에서 경영자와 주주간의 정보 불균형이 나타날 수 있고 이로 인해 대리인 비용이 발생할 수 있음을 보고하였다(Jensen and Meckling 1976). 이러한 상황에서 일부 연구는 경영자가 해당 기업에 대해서 보다 높은 수준의 지분을 소유하고 있을 경우 해당 기업에 대한 외부의 견제와 감시가 줄어들어 자신들의 기득권을 우선시하는 의사결정을 수행함으로써 결과적으로 대리인 비용이 높아지고 이에 따라 기업가치가 하락한다는 기득권 유지가설을 주장하였다. 보다 구체적으로 기득권유지가설은 경영자가 비효율적인 투자 의사결정을 실시하거나(Jensen and Ruback 1983), 무분별한 사업다각화(Kim et al. 2009)를 실시하는 등의 기회주의적인 행위를 하는 것으로 보고되고 있다. 하지만 이와는 반대로 경영자가 해당 기업에 대한 보다 많은 지분을 소유할수록 주주와의 이해관계가 일치하게 되어 대리인 비용이 감소할 수 있다는 주장이 제기되었다. Jensen and Meckling(1976)은 소유와 경영이 분리되어 있는 상황에서 경영자의 지분율이 증가하면 마치 경영자가 해당 기업을 소유하는 것과 유사하게 인식되고 주주와 경영자 사이의 이해가 일치하게 되어 결론적으로 경영자의 대리인비용을 보다 효과적으로 감소시킬 수 있음을 보고하고 있다.

즉 대리인비용과 관련된 선행연구는 경영자 지분율이 해당기업의 가치에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시한 결과 정(+) 혹은 부(-)의 상반된 실증결과를 보고하고 있다(Morck et al. 1988 ; Jensen and Meckling 1976 ; 김병호 2002). 즉 경영자 지분율이 기업가치에 미치는 영향에 대해서 살펴본 국내외의 선행연구는 일관된 실증결과를 보고하고 있지 못하며 이에 근거하여 선행연구는 경영자 지분율이 기업가치에 미치는 영향을 분해하여 분자인 미래잉여현금흐름(Free Cash Flow)과 분모인 자기자본비용(Cost of Equity Capital)에 미치는 각각의 영향을 분리하여 분석하기 시작하였다. 특히 미국기업을 대상으로 실증분석을 실시한 Huang et al.(2009)은 경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시한 결과 경영자 지분율이 높은 기업의 경우 경영자와 주주의 이해관계가 일치되어 자기자본비용이 오히려 감소하는 실증결과를 나타내었다.¹⁾ 즉 주주의 권리가 높은 기업의 경우 경영자 지분율이 높은 기업은 해당기업의 경영자가 이익일치가설을 지지하는 실증결과를 보고하여 자기자본비용이 감소하는 것으로 나타났다.

1) 미국기업을 대상으로 실증분석을 실시한 Collins and Huang(2011)는 경영권 방호가설에 입각하여 경영권방호(Management Entrenchment)점수가 높은 기업의 경우 해당기업의 내재자기자본비용이 증가하는 실증결과를 보고하고 있다.

특히 한국은 미국보다 해당 기업을 소유하는 경영자의 비율이 높고 이에 기반하여 소유와 통제의 분리로부터 발생할 수 있는 여러 가지 대리인 문제가 최소화된다면 기업가치가 증가할 수 있다.²⁾ 따라서 투자자입장에서 경영자가 해당기업을 소유함으로써 인해 소유와 통제의 분리로부터 나타날 수 있는 대리인 비용이 감소하면 경영자 지분율과 자기자본비용은 부(-)의 상관관계를 보고할 가능성이 있다. 반면 소유경영자가 자신들의 사적이익을 극대화하기 위하여 기업의 자원을 자신의 개인적인 부와 혹은 비상장 계열사 혹은 그룹 전체의 가치를 극대화하기 위하여 소수지분을 보유한 주주의 부를 착취한다면 오히려 투자자입장에서 해당기업에 대한 위험이 증가할 가능성도 배제할 수 없다. 한국은 미국과 비교해서 회계규제와 관련된 법적 규제의 정도와 공시수준 및 투자자 보호 수준도 낮은 수준이므로(e.g., Hope 2003 ; Leuz et al. 2003 ; La porta et al. 2000), 경영자들이 기회주의적인 행위를 할 수 있는 환경이 미국 등 선진국과는 차이가 날 가능성이 높다.³⁾ 따라서 한국기업을 대상으로 경영자 지분율과 해당기업의 자기자본비용에 대한 연구를 실시하는 것은 사전적으로 방향성을 알 수 없는 실증적 연구과제이다. 본 연구에서는 해당기업의 임원지분율의 합을 경영자 지분율로 측정하였으며 재무분석가 이익예측치에 기반한 사전적 의미의 내재자기자본비용의 산술평균을 본 연구의 자기자본비용으로 추정하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 2002년부터 2008년까지 한국기업을 대상으로 실증분석을 실시한 결과 경영자 지분율이 높은 기업의 경우 해당기업의 자기자본비용이 증가하는 정(+)의 상관관계를 보고하고 있었다. 더불어 경영자 지분율에 대해서 비선형관계를 가정하고 5% 미만, 5% 이상 25% 미만 그리고 25% 이상 세 구간으로 구분하여 실증분석을 실시한 결과 경영자 지분율이 상대적으로 큰 5% 이상 25% 미만 그리고 25% 이상인 두 구간에서 경영자 지분율과 자기자본비용은 정(+)의 상관관계를 보고하고 있는 것으로 나타났다. 즉 실증분석결과 일정 수준 이상의 경영자 지분을 보유하는 경우 해당기업에 대해서 경영권 방호가설을 적용하여 주주부의 극대화 보다는 사적이익추구를 실시할 것으로 간주하여 위험프리미엄을 적용하는 것으로 보고되고 있다.

본 연구는 경영자 지분율이 해당기업의 내재자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대해서 실증분석을 실시한 국내 최초의 연구로써 관련 선행연구에 추가적인 공헌점을 줄 수 있을 것으로 판단된다. 즉 경영자 지분율은 경영자의 영향력과 관련하여 대용치로 간주되는 데 반해 경영자

2) La Porta et al.(2000)는 규모가 큰 기업들에서의 주요한 대리인문제는 지배소유주에 의한 소수주주들의 부의 착취를 제한하는 것으로써 지배주주와 소수주주간의 대리인문제는 특히 소수주주들을 보호하거나, 대주주들의 재량권을 통제할 수 있는 기구가 존재하지 않을 때 발생할 수 있음을 보고하고 있다.

3) 박경서 외 2인(2004)은 기업지배구조를 기업의 목적을 달성하기 위하여 기업 및 경영진을 감시하고 통제하는 의사결정구조 및 의사결정과정으로 정의하였다. 우리나라의 경우 기업지배구조의 개선을 위하여 사외이사제도의 확산, 대표소송요건의 완화, 감사위원회제도 등을 시행하고 있다. 그러나 우리나라는 미국 등 선진국과는 다르게 기업집단과 같은 특수한 형태의 기업구조가 존재하고, 실질적으로 재벌총수 1인에게 모든 통제 및 소유권한이 부여되어 있는 등 소유와 통제가 실질적으로 분리되어 있는 선진국과는 구별되는 특수한 대리인 비용이 존재할 수 있다(김병호 2002).

지분율이 해당기업의 위험 측면인 자기자본비용에 미칠 수 있는 직접적인 영향에 대해서 상관 관계를 살펴본 선행연구가 제한적이라는 점에서 본 연구는 의의가 있을 것으로 판단된다. 더불어 채무와 회계의 선행연구에서 자기자본비용의 결정요인에 대해서 지속적으로 연구를 실시해 온 만큼 경영자 지분율도 자기자본비용의 한 결정요인임을 실증하였다는 점에서 본 연구는 의의가 있을 것으로 판단된다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 선행연구들을 살펴보고 연구가설을 수립하였으며, 제Ⅲ장에서는 연구방법 및 연구자료에 대해서 기술하였다. 제Ⅳ장에서는 실증결과를 요약하였으며, 제Ⅴ장에서는 연구결과에 대한 결론 및 한계점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

1. 경영자 지분율이 자본시장에 미치는 영향에 대한 선행연구

경영자 지분율이 해당 기업의 가치에 미치는 영향에 대해서는 두 가지의 대표적인 가설이 존재한다. 우선 Demsetz(1983)는 경영자 지분율이 증가하는 경우 경영자가 해당기업의 가치를 극대화하지 않더라도 이들을 퇴출시키기가 어려워짐에 따라 결과적으로 견제를 받지 않는 경영자의 자의적인 영업활동으로 인해 기업가치가 감소할 수 있다고 주장하였다. 아울러 Morck et al. (1988)은 경영자 지분율이 높아질수록 노동시장에서 자신들의 평판을 높이고 제품시장에서 인수합병 등의 위협에 효과적으로 대응하기 위하여 노력하고자 하는 유인이 감소하여 결론적으로 효율적으로 자원 배분을 위해 기업가치의 극대화를 추구하기보다는 자신의 사적이익을 극대화하기 위하여 노력하고 있음을 보고하였다. 더불어 Jensen and Ruback(1983)은 경영자 지분율이 증가할수록 비효율적인 투자 프로젝트를 실시하여 이를 기반으로 사적이익추구를 하는 것으로 보고하였다.

반면 Jensen and Meckling(1976)은 소유와 경영이 분리되어 있는 상황에서 경영자의 지분율이 증가하면 마치 경영자가 해당 기업을 소유하는 것과 유사하게 되고 주주와 경영자 사이의 이해관계가 일치하게 되어 결론적으로 경영자의 대리인비용을 보다 효과적으로 감소시킬 수 있음을 보고하고 있다. 더불어 Warfield et al.(1995) 역시 경영자 지분율이 증가할수록 경영자와 주주간의 대리인 비용이 감소하여 경영자들의 이익조정 유인이 감소하고 있음을 보고하고 있다. 결론적으로 경영자 지분율이 해당 기업의 가치에 미치는 영향에 대한 선행연구는 아직 일관되지 않은 혼재된 실증결과를 보고하고 있다.

즉 경영자 지분율이 기업가치에 미치는 영향이 혼재된 실증결과를 보고함에 따라 최근의 선행연구는 경영자 지분율이 기업가치에 미치는 영향 중 분모인 자기자본비용에 미치는 영향만을

분리하여 실증분석을 실시하고 있다. 우선 Huang et al.(2009)은 미국기업을 대상으로 경영자 지분율이 해당기업의 내재자기자본비용에 미치는 영향을 실증분석한 결과 경영자 지분율이 증가할수록 해당기업의 내재자기자본비용이 감소하는 것으로 보고하고 있다. 즉 주주의 권리가 높은 상황에서 경영자 지분율이 증가할수록 경영자는 해당기업의 주주부의 극대화를 위해서 노력할 것으로 판단되며 주주와 경영자의 정보불균형이 감소할 것으로 판단하여 경영자 지분율과 자기자본비용이 부(-)의 상관관계를 보고하는 것으로 나타났다. 반면 Collins and Huang(2011)는 미국기업을 대상으로 경영자방호지수(Management Entrenchment)와 자기자본비용과의 상관관계에 대해서 실증분석을 실시한 결과 경영자방호지수가 증가함에 따라 오히려 자기자본비용이 증가하는 것으로 보고되고 있어 경영자방호지수가 증가함에 따라 경영자가 사적이익추구를 할 것으로 판단하여 투자자가 인지하는 해당기업의 자기자본비용은 증가하는 것으로 보고되고 있다.

반면 국내의 선행연구를 살펴보면 김병호(2002)는 한국기업을 중심으로 1999~2000년도를 대상으로 임원지분율의 변화에 따라 해당기업의 토빈의 Q, 회계학적 수익률에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시한 결과 1999년도에는 임원지분율이 5%에서 30%사이인 기업군에서는 기업가치의 대용치인 토빈의 Q가 임원지분율과의 상관관계에서 유의한 수준으로 감소하였으며 2000년도의 경우 임원지분율이 5% 미만에서는 토빈의 Q가 증가하였으며 임원지분율이 5% 이상 25%미만에서는 토빈의 Q가 유의한 수준으로 감소하였다. 따라서 김병호(2002)는 기업가치와 관련하여 이익일치가설 그리고 경영권방호가설이 임원지분율의 지분율에 대응하여 상이하게 보고될 수 있음을 실증하였다. 특히 김병호(2002)는 임원지분율이 연간주식수익률, 베타조정주식수익률 그리고 회계학적 수익률에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시한 결과 유의한 상관관계를 보고하고 있지 못하며 이는 연간 주식수익률과 연간 회계학적 수익률은 임원지분율 이외의 단기적 내부 혹은 외부요인에 의해서 크게 변화될 수 있기 때문임을 명시하고 있다. 하지만 한국기업을 대상으로 임원지분율의 함으로 계산된 경영자 지분율이 해당기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 직접적으로 실증분석을 실시한 연구는 제한적인 실정이다.

2. 가설설정

경영자 지분율이 해당기업의 가치에 미치는 영향에 대한 선행연구를 종합해보면 정(+) 혹은 부(-)의 일관된 실증결과를 보고하고 있지 못하다(Jensen and Meckling 1976 ; Morck et al. 1988). 따라서 혼재된 실증결과를 해결하기 위해 미국기업을 대상으로 경영자 지분율이 해당기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시한 결과 경영자의 이익일치가설에 대응하여 부(-)의 상관관계를 나타내었고 경영자의 경영권방호가설에 대응하여 정(+)의 상관관계를 보고하고 있다(Huang et al. 2009 ; Collins and Huang 2011). 하지만 한국과 미국은 기업 지배구조 측면에서 소유지배과리도, 총수 1인의 영향력 등의 요건으로 인하여 차이가 있을 수

있기 때문에 미국의 실증결과가 한국에 그대로 적용될지는 실증적 분석과제이다. 즉 한국의 경영자의 경우 미국보다 소유경영자의 비중이 높고 전문경영자의 비중이 낮은 상황이다. 이를 자세히 살펴보면 재벌 등을 포함한 총수의 지분율이 높고 이러한 기업의 경우 총수 1인의 영향력과 더불어 총수의 소유와 지배에 대한 괴리도가 높게 나타날 수 있어 미국의 기업지배구조와는 다른 특수한 경우의 대리인 문제가 나타날 수 있다고 판단된다. 특히 이는 미국기업을 대상으로 경영자 방호가설이 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대해서 분석한 Collins and Huang (2012)와 일관되게 경영자가 자신의 사적이익추구를 위해서 노력한다면 투자자는 해당기업에 대한 위험인 자기자본비용에 대한 위험 프리미엄을 부여할 가능성이 있음을 의미한다.

특히 한국의 경우 경영자 지분율이 해당기업의 경영자에 대한 영향력의 대응치로 경영의사결정에 미치는 영향이 크기 때문에 경영자 지분율이 해당기업의 위험인 내재자기자본비용에 미치는 영향과의 직접적인 상관관계에 대해서 살펴보는 것은 의의가 있을 수 있다. 특히 경영자 지분율이 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대해서 사전적으로 방향성을 설정해 보면 경영자 지분율이 증가하더라도 투자자가 이를 경영자와 주주의 이해관계가 일치하는 것으로 인지한다면 경영자 지분율과 자기자본비용은 부(-)의 상관관계를 보고할 것으로 판단된다. 반면 경영자 지분율이 증가하면 오히려 소수주주의 부를 자신들의 사적이익추구를 위해 활용하는 것으로 판단하여 경영자 지분율이 증가하더라도 해당기업의 자기자본비용을 오히려 증가시킬 가능성도 존재한다. 마지막으로 경영자 지분율과 자기자본비용이 아무런 상관관계를 나타내지 않을 가능성도 더불어 존재한다. 이와 같이 개별기업의 경영자 지분율이 자기자본비용에 미칠 수 있는 긍정적 효과와 부정적 효과의 상대적인 크기를 사전적으로 예측할 수 없기 때문에 경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 평균적인 효과에 대하여 분석하고자 동 연구의 기본가설을 다음과 같이 귀무가설의 형태로 설정하였다.

<가설> 개별기업의 경영자 지분율 수준과 자기자본비용은 유의한 상관관계가 없다.

Ⅲ. 연구 방법론

1. 자기자본비용의 추정

객관적인 수치로 관찰되지 않는 자기자본비용의 산출에 대해 최근 회계분야에서 많은 연구가 진행되어 왔다. 최근 들어 재무분석가의 이익예측치를 투자자 이익기대치의 대응치로 간주하고 이를 기업가치모형에 대입하여 산출되는 기업가치 추정치와 주식시장에서 관찰되는 주가가 상호 일치하도록 하는 할인율을 사전적 의미에서의 자기자본비용으로 추정하는 방식이 학계에 소개되고 그 우월성이 꾸준히 보고되고 있다. 구체적으로 Gebhardt et al.(2001) 등 여러 연구에서

이러한 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치가 실현된 주식수익률 등을 기반으로 추정되는 사후적 의미에서의 자기자본비용 추정치에 비하여 자기자본비용의 대용치로서 보다 우월하다고 보고하고 있다. 한국 기업들을 대상으로 한 Ahn et al.(2008)의 연구도 사후적인 주식수익률 보다는 회계이익에 근거한 기업가치모형으로부터 도출된 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치가 보다 높은 신뢰성을 가지고 있다고 보고하고 있다. 이에 본 연구에서는 기존 선행연구에서 주로 사용되는 다음의 세 가지 유형의 기업가치 평가모형을 이용하여 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 각각 도출하고, 각 추정치에 내재된 측정오차를 최소화하기 위하여 이들의 산술평균을 본 연구에서 활용하고 있는 개별기업의 자기자본비용 대용치로서 사용하였다.

우선 Ohlson(1995)이 제시한 잔여이익할인모형에 기반한 첫번째 기업가치 평가모형에서는 자기자본비용 추정시점부터 3년 후까지는 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 미래의 잔여이익을 예측하되, 3년도 이후에는 3년 후의 잔여이익 예측치가 영속적으로 일정하게 유지된다고 가정하였다(e.g., Gebhardt et al. 2001). 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^3 \left(\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right) + \frac{E_t(eps_{t+3} - r_t \times bv_{t+2})}{r_t \times (1+r_t)^3} \quad (1)$$

식(1)에서 r_t 는 t 기간 동안의 자기자본비용, P_t 는 t 시점의 주당 주식가격, bv_t 는 t 시점의 주당 자기자본의 장부가치이며, eps_t 는 t 기간의 주당 순이익 예측치이다.

상기 모형에서 자기자본비용 추정치는 기업가치모형에서 산출된 주가 예측치와 실제로 주식시장에서 관찰되는 주가의 차이를 최소화하는 할인율을 0%에서 100% 범위 내에서 찾아냄으로써 산출하였다.

한편, 본 연구에서 사용한 두 번째 기업가치모형은 Ohlson and Juettner-Nauroth(2005)가 제시한 초과이익성장모형에 기반하고 있는데, 동 모형에서는 잔여이익할인모형과 달리 주식가격을 자기자본의 장부가치를 고려하지 않고 미래의 이익예측치만을 이용하여 산출한다. 본 연구에서는 동 모형을 실증적으로 적용한 Gode and Mohanram(2003)을 따라 2년 후까지의 초과이익성장액은 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 계산하되, 3년 후부터의 초과이익성장액은 자기자본비용으로 할인된 초과이익성장액의 영구 증가율이 $(\gamma - 1)$ 과 같다고 가정함으로써 산출하였다. $(\gamma - 1)$ 은 Gode and Mohanram(2003)의 가정을 따라 무위험이자율에서 근원인플레이션율⁴⁾을 차감함으로써 계산하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다

$$P_t = \frac{eps_{t+1}}{r_t} + \frac{E_t[eps_{t+2} + r_t dps_{t+1} - (1+r_t)eps_{t+1}]}{r_t \times (r_t - \gamma + 1)} \quad (2)$$

식(2)에서 dps_t 는 t 기간 동안의 주당 배당액이고 $(\gamma - 1)$ 은 무위험이자율에서 근원인플레이션

4) 한국은행에서 산출한 과거 10년간의 이동평균 근원인플레이션율 사용하였다.

율을 차감한 값이며, 여타 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.

마지막으로 본 연구에서 사용한 기업가치모형은 식(2)의 특수한 형태로 식(2)에 $\gamma = 1$ 그리고 $dps_{t+1} = 0$ 이라는 가정을 대입함으로써 산출되었다(e.g., Easton 2004). 이러한 가정은 3년 후부터는 초과이익성장액이 일정하게 지속되고 배당액이 없다는 가정을 의미한다. 동 모형의 구체적인 식은 다음과 같다.

$$P_t = \frac{eps_{t+2} - eps_{t+1}}{r_t^2} \quad (3)$$

식(3)에서 모든 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.⁵⁾

2. 연구모형

개별기업의 경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하기 위하여 동 연구에서는 자기자본비용을 종속변수로 하고 임원지분율의 합을 기반으로 한 경영자 지분율을 독립변수로 한 회귀분석을 실시하였다. 동 연구의 가설을 검증하기 위한 회귀모형은 다음과 같다.

$$COE = \beta_0 + \beta_1 MO + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M \\ + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + Year\ Dummies + \varepsilon \quad (4)$$

- COE* : 식 (1), (2), (3)의 기업가치 평가모형으로부터 도출된 자기자본비용 추정치의 산술 평균
MO : 해당기업의 임원지분율의 합으로 계산된 경영자 지분율
BETA : 과거 60개월간(최소 30개월)의 각 기업 월별 주식수익률을 해당 시장수익률로 회귀 분석하여 도출한 베타
lnSIZE : 시가총액의 자연로그 값
lnBM : 장부가치대비 시장가치 비율의 자연로그 값
lnDM : 부채의 장부가치대비 시장가치 비율의 자연로그 값
IDRISK : 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산
OIVOL : 지난 5년간 (적어도 2년간) 영업이익의 표준편차를 평균자산으로 나눈 값
EFDEV : 개별 재무분석가의 1년 후 이익예측치의 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익예측치 평균으로 나눈 값
Year Dummies : 연도별 더미변수
 ε : 잔차항

5) 식(2) 및 식(3)에서 자기자본비용 추정치는 자기자본비용을 미지수로 하고 해당 등식을 풀어냄으로써 산출된다. 한편 상기한 모든 기업가치모형에 대하여 미래 배당액 예측액은 해당 기업의 최근 배당액을 해당 기간의 순이익으로 나눈 배당성향을 해당 미래연도의 이익 예측치와 곱함으로써 산출하였다. 선행 연구를 따라 순손실을 기록한 기업/연도의 경우 가장 최근의 배당액을 재무분석가의 1년 또는 2년후 이익예측치로 나눈 값을 배당성향으로 대체하여 계산하였고, 재무분석가의 해당 이익예측치가 음(-)의 값을 가질 경우 미래 배당액은 0이라고 가정하였다. 아울러 배당성향은 최대 50%라고 가정하였다.

본 연구의 경우 경영자 지분율과 자기자본비용의 관계에 대해서 사전적으로 정(+) 혹은 부(-)의 상관관계를 예측하지 않았다. 아울러 본 연구의 회귀모형에 자기자본비용에 영향을 줄 것으로 예상되는 위험 대응치를 통제변수로 포함하였으며, 보다 구체적인 설명은 다음과 같다.⁶⁾

- (a) 베타(*BETA*) : 자본자산 가격결정모형(*CAPM Model*)에 따르면 체계적 위험을 측정하는 기업의 베타와 자기자본비용 간에는 정(+)의 관계가 있는 것으로 보고되어 왔다 (e.g., Fama and French 1997 ; Gordon and Gordon 1997). 따라서 동 논문에서는 체계적 위험의 대응치로서 베타(*BETA*)를 통제변수로 활용하였다.
- (b) 기업규모(*lnSIZE*) : 규모가 큰 기업일수록 풍부한 유동성을 가지고 있고 아울러 공시된 정보가 많기 때문에 정보비대칭성으로부터 유발되는 위험이 낮은 것으로 알려져 있다 (e.g., Gode and Mohanram 2003 ; Botosan and Plumlee 2005 ; 전홍민 · 차승민 2012 ; 문종열 · 김문철 2009). 이에 따라 동 논문에서는 기업규모가 자기자본비용과 부(-)의 관계를 가질 것으로 예측하였다.
- (c) 장부가치대비 시장가치 비율(*lnBM*) : Fama and French(1992)는 장부가치 대비 시장가치 비율이 베타(*BETA*)로 측정되는 체계적 위험이 측정하지 못하는 다른 유형의 위험을 내포하고 있다고 보고하였다. 이에 따라 동 논문에서는 동 비율을 통제변수에 포함시켰으며 자기자본비용과는 정(+)의 관계를 가질 것으로 예측하였다.
- (d) 부채비율(*lnDM*) : Modigliani and Miller(1958)는 자기자본비용이 부채비율과 정(+)의 상관관계를 가질 것이라는 것을 증명하였다. 따라서 동 연구에서는 부채비율을 통제변수로 포함시켰다.
- (e) 비체계적 위험(*IDRISK*) : Malkiel and Xu(1997)등은 베타(*BETA*)가 기업의 체계적인 위험을 나타내는 반면, 비체계적 위험(*IDRISK*)은 기업의 비체계적인 위험을 내포함에 따라 자기자본비용과 유의한 상관관계를 가진다고 주장하였다. 이에 따라 동 논문에서도 동 변수를 통제변수에 포함시켰으며 자기자본비용과는 정(+)의 상관관계를 가진다고 예측하였다.
- (f) 영업이익 변동성(*OIVOL*) : Gode and Mohanram(2003) 등은 영업활동에 변동성이 클 경우 보다 높은 위험이 존재한다고 주장하였다. 따라서 동 논문에서는 영업이익 변동성과 자기자본비용간에 정(+)의 관계가 있을 것이라고 예측하였다.
- (g) 이익예측치의 분산성(*EFDEV*) : Botosan and Plumlee(2005) 등은 개별 재무분석가의 이익예측치의 분산 정도가 기업을 둘러싼 정보환경의 불확실성을 반영하여 정보위험을 측정할 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 동 연구에서는 개별 재무분석가의 이익예측치의 분산성과 자기자본비용 간에 정(+)의 관계가 있을 것으로 예측하였다.

6) 본 실증모형에서는 기업수준에 의한 Cluster Standard error 에 대한 다중회귀분석을 실시하기 때문에 산업별 더미변수를 통제할 필요가 없다(Petersen 2009).

- (i) 연도별 더미변수 : 무위험 이자율 등 자기자본비용에 미치는 연도별 변수를 통제하기 위하여 연도별 더미변수를 추가적인 통제변수로 포함시켰다.

3. 연구자료

본 연구에서의 실증분석을 위하여 필요한 재무분석가의 이익예측치와 주가자료는 Fn-Guide로부터 수집하고 그 이외의 회계자료는 Kis-Value로부터 산출하였다. 나아가 한국의 유가증권 시장과 코스닥시장에 상장된 기업 중 다음의 요건들을 만족시키는 기업들을 최종 표본으로 선정하였다.

- (1) Fn-Guide⁷⁾에서 재무분석가의 이익예측치와 주가자료를 구할 수 있는 기업
- (2) ㈜한국신용평가정보의 KisValue에서 회계자료를 구할 수 있는 기업
- (3) 위험 대응치 등 회귀분석에 사용될 모든 변수들을 구할 수 있는 기업⁸⁾
- (4) 회계연도가 12월말로 종료되는 회사
- (5) 금융업종에 속하지 않는 회사
- (6) 장부가치가 음이 아닌 기업

조건(4)는 보다 합리적인 횡단면분석을 위해서 적용되었으며, 각종 회계자료의 의무공시시한이 3월말이라는 점을 감안하여 재무분석가 이익예측치 및 주가자료는 매년 4월말을 기준으로 추출하였다. 조건(5)는 금융업에 속하는 기업들의 계정과목의 성격 등이 일반기업과 상이하기 때문에 도입되었으며, 조건(6)은 자본잠식이 된 기업의 경우 재무분석가 이익예측치에 편의가 발생할 가능성이 있기 때문에 적용되었다. 상기한 조건을 만족하는 2002년부터 2008년까지의 총 1,520기업/연도의 표본이 본 연구의 분석에 사용되었다. 본 연구의 표본에 대한 표본추출과정은 <표 1>의 Panel A에 자세히 보고되어 있다.

IV. 실증 결과

1. 기술통계량과 일변량 상관관계 분석

본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수에 대한 기술통계량을 <표 1>의 Panel B에 보고하였다.

7) Fn-Guide는 국내외 증권사의 재무분석가들의 이익예측치 자료 등을 제공하고 있으며, 재무분석가의 이익예측치 자료는 2001년부터 제공하고 있다.

8) 극단치의 영향을 제거하기 위하여 모든 회귀변수 들은 1% 및 99% 수준에서 조정되었다.

〈표 1〉 표본추출과정과 기술통계량

<Panel A> 표본추출과정

2002년부터 2008년까지 기업/연도 관측치	2,928
자기자본비용 및 경영자 지분율에 대한 자료를 구할 수 없는 기업	(1,002)
통제변수에 대한 자료를 구할 수 없는 기업	(398)
재무분석가가 1명 이하 분석하는 기업 제외	(8)
최종 표본	1,520

< Panel B> 주요 변수의 기술통계량

Variables	N. of Obs.	Mean	Std. Dev.	1%	5%	10%	25%	Median	75%	90%	95%	99%
<i>COE</i>	1,520	0.154	0.058	0.039	0.068	0.086	0.114	0.148	0.188	0.227	0.261	0.334
<i>COE_{RIVG}</i>	1,520	0.122	0.049	0.043	0.059	0.069	0.089	0.112	0.143	0.185	0.220	0.296
<i>COE_{OJ}</i>	1,520	0.185	0.080	0.007	0.057	0.093	0.134	0.178	0.232	0.287	0.337	0.422
<i>COE_{PEG}</i>	1,520	0.153	0.070	0.007	0.047	0.072	0.107	0.146	0.193	0.245	0.284	0.362
<i>MO</i>	1,520	0.159	0.148	0.000	0.000	0.000	0.009	0.137	0.265	0.376	0.436	0.554
<i>BETA</i>	1,520	0.995	0.399	0.174	0.374	0.501	0.709	0.973	1.236	1.543	1.691	2.140
<i>SIZE(Billion ₩)</i>	1,520	1,275	3027	17	30	43	82	193	789	3,251	7,099	18,224
<i>LNSIZE</i>	1,520	26.354	1.638	23.767	24.131	24.480	25.124	25.987	27.377	28.807	29.589	30.534
<i>LNBM</i>	1,520	-0.152	0.735	-1.983	-1.440	-1.126	-0.636	-0.140	0.335	0.775	1.108	1.647
<i>LNDM</i>	1,520	-0.489	1.107	-3.315	-2.340	-1.935	-1.226	-0.479	0.277	0.921	1.349	2.068
<i>IDRISK</i>	1,520	0.022	0.018	0.004	0.006	0.008	0.011	0.017	0.026	0.041	0.055	0.109
<i>OIVOL</i>	1,520	0.039	0.031	0.004	0.008	0.010	0.017	0.030	0.050	0.081	0.100	0.176
<i>EFDEV</i>	1,520	0.149	0.230	0	0	0	0.005	0.093	0.176	0.324	0.501	1.609
<i>IO</i>	1,520	0.247	0.431	0	0	0	0	0	0	1	1	1
<i>NUMEST</i>	1,520	7.247	6.416	1	1	1	2	5	12	18	20	24

주) *COE* : 본문의 식(1)~식(3)의 기업가치모형으로부터 도출한 개별 자기자본비용 추정치의 산술평균치, *COE_{RIVG}*, *COE_{OJ}*, *COE_{PEG}*은 각각 *RIVG*, *OJ*, *PEG*모형으로부터 도출된 자기자본비용 추정치. *MO* : 임원지분율의 합으로 계산된 경영자 지분율. *BETA* : 개별기업의 과거 60개월간(최소 30개월)의 월별 주식수익률을 해당 시장수익률에 회귀분석하여 도출한 베타. *SIZE* : 기업 순자산의 시장가치 (단위 : 십 억원). *LNSIZE* : 기업의 시장가치의 자연로그 값. *LNBM* : 기업의 순자산 장부가치를 시장가치로 나눈 값에 대한 자연로그 값. *LNDM* : 부채의 장부가액을 기업 순자산의 시장가치로 나눈 값에 대한 자연로그 값. *IDRISK* : 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산. *OIVOL* : 적어도 지난 2년 동안 재무자료가 있는 기업을 대상으로 개별기업의 과거 5년간 영업이익의 표준편차를 평균자산으로 나눈 값. *EFDEV* : 개별 재무분석가의 1년 후 이익예측치의 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익예측치 평균으로 나눈 값. *IO* : 기관투자자 지분율이 5% 가 넘으면 1 아니면 0인 더미변수. *NUMEST* : 재무분석가가 해당기업을 분석하는 수.

먼저, 본문의 식(1)~식(3)의 기업가치 모형으로부터 도출된 자기자본비용의 산술평균은 15.4%이며 표준편차는 5.8%인 것으로 나타났다. 더불어 각각의 자기자본비용의 평균은 12.2%에서 18.5%의 분포를 나타냈다. 본 연구의 독립변수인 경영자 지분율(MO)의 평균(표준편차)는 15.9% (14.8%)를 보고하고 있다.⁹⁾ 이러한 결과는 무위험이자율을 고려할 경우 약 10%정도의 위험프리미엄이 한국기업에 존재한다는 것을 의미하며, 베타(BETA)는 평균이 0.995인 것으로 보고되어, 적절하게 추정된 것으로 판단된다. 그리고 기업규모(SIZE)는 평균(중위수)이 1조2천7백억원(2천억원), 장부가치대비 시장가치 비율의 자연로그 값(LNB/M)은 평균(중위수)이 -0.152(-0.14), 그리고 부채비율의 자연로그 값(LND/M)은 평균(중위수)이 -0.489(-0.497)로 나타났다. 마지막으로 개별기업의 비체계적 위험(IDRISK)과 영업이익 변동성(OIVOL) 및 재무분석가 이익예측치의 분산성(EFDEV)의 평균은 각각 0.022, 0.039 및 0.149인 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구의 포함된 기업 중 약 24.7% 기업에 대해서 기관투자자가 5% 이상의 지분율을 보유하고 있고 재무분석가의 수의 평균은 7.247인 것으로 나타났다.

<표 2>에서는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수들의 피어슨 상관계수를 보고하였다.

〈표 2〉 주요 변수의 피어슨 상관계수

N. of Obs.	COE 1,520	MO 1,520	BETA 1,520	LNSIZE 1,520	LNB/M 1,520	LND/M 1,520	IDRISK 1,520	OIVOL 1,520	EFDEV 1,520	IO 1,520
MO	0.156									
BETA	-0.005	-0.002								
LNSIZE	-0.233	-0.323	-0.025							
LNB/M	0.397	0.019	-0.212	-0.247						
LND/M	0.414	-0.186	-0.023	-0.098	0.614					
IDRISK	0.153	0.110	0.363	-0.183	-0.119	0.015				
OIVOL	0.040	0.116	0.187	-0.043	-0.275	-0.304	0.268			
EFDEV	0.083	-0.123	0.175	0.010	0.079	0.169	0.022	0.024		
IO	-0.052	-0.142	-0.010	0.009	-0.067	-0.014	-0.094	-0.036	0.030	
NUMEST	-0.197	-0.319	-0.041	0.575	-0.208	-0.053	-0.232	-0.073	0.138	0.045

주1) 변수는 <표 1>을 참조한다. 진한부분은 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

본 연구의 관심변수인 경영자 지분율(MO)은 자기자본비용과 유의한 정(+)의 상관관계를 보고하고 있다. 더불어 경영자 지분율(MO)은 개별기업의 비체계적 위험(IDRISK), 영업이익 변동성(OIVOL)과 유의한 정(+)의 상관관계를 보고하고 있으며 기업규모(lnSIZE), 부채비율의 자연

9) 본 연구의 경영자 지분율과 관련하여 0.000을 나타내고 있는 부분은 소숫점 셋째자리에서 절사가 되어 있는 부분으로써 실제 “0”의 값을 나타내는 것은 아닌 것으로 보고되고 있다.

로그 값($\ln DM$), 재무분석가 이익예측치의 분산성($EFDEV$), 기관투자자 지분율(IO), 재무분석가 수($NUMEST$)와 유의한 부(-)의 상관관계를 보고하고 있다. 또한 자기자본비용(COE)은 본 연구에서 예측한 바와 동일하게 장부가치대비 시장가치 비율($\ln BM$), 부채 비율($\ln DM$), 개별기업의 비체계적 위험($IDRISK$) 그리고 재무분석가 이익예측치의 분산성($EFDEV$)과 유의한 정(+)의 상관관계, 그리고 기업규모($\ln SIZE$), 기관투자자 지분율(IO), 재무분석가 수($NUMEST$)와는 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 상관계수 분석결과에 따르면 경영자 지분율이 증가할수록 자기자본비용이 증가하는 것으로 볼 수 있으나, 자기자본비용(COE)이 여러 위험 대응치와 유의한 상관관계를 가지는 동시에 경영자 지분율 역시 이들 위험 대응치와 유의한 상관관계를 가짐에 따라 일변량 상관계수 분석의 결과에만 의존해서는 안되며, 자기자본비용에 영향을 미칠 수 있는 위험 대응치들을 통제한 후 자기자본비용과 경영자 지분율 간의 상관관계를 살펴봐야 할 것이다. 이에 따라 다음 절에서는 자기자본비용(COE)을 설명하는데 있어 영향을 줄 수 있는 위험 대응치들을 통제한 후, 경영자 지분율과 자기자본비용 간의 관련성을 분석하는 다중회귀분석의 결과를 보고하기로 한다.

2. 다중회귀분석 결과

<표 3>은 경영자 지분율이 해당기업의 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대한 다중회귀분석결과를 보고하고 있다. 본 연구에서는 실증분석에 사용된 패널자료의 특성으로부터 발생할 수 있는 한 기업이 다 기간에 동시에 관측치로 들어갈 때 발생할 수 있는 회귀분석 결과의 왜곡현상을 통제하기 위하여 Peterson(2009)를 따라 Cluster Standard Errors 회귀분석을 활용하였다.

<표 3> 경영자 지분율과 자기자본비용의 관련성

$$COE = \beta_0 + \beta_1 MO + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln BM + \beta_5 \ln DM + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + Year\ Dummies + \varepsilon$$

VARIABLES	COE
<i>MO</i>	0.025** [2.091]
<i>BETA</i>	-0.002 [-0.373]
<i>LNSIZE</i>	-0.011*** [-7.797]
<i>LNBM</i>	0.002 [0.574]

〈표 3〉 경영자 지분율과 자기자본비용의 관련성 (계속)

VARIABLES	COE
<i>LNDM</i>	0.019*** [9.307]
<i>IDRISK</i>	0.042 [0.498]
<i>OIVOL</i>	0.189*** [3.286]
<i>EFDEV</i>	0.013* [1.702]
<i>Constant</i>	0.452*** [11.536]
Year Dummy	Included
N. of Obs.	1,520
Adj R ²	0.354

주) 통제변수에 대한 자세한 설명은 <표 1>를 참조하기로 한다. 본 연구에서는 실증분석에 사용된 패널자료의 특성으로부터 발생할 수 있는 한 기업이 다 기간에 동시에 관측치로 들어갈 때 발생할 수 있는 회귀분석 결과의 왜곡현상을 통제하기 위하여 Peterson(2009)를 따라 Cluster Standard Errors 회귀분석을 활용하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

실증분석결과 경영자 지분율(*MO*)은 자기자본비용(*COE*)과 5% 수준에서 유의한 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있다.¹⁰⁾ 즉 경영자 지분율이 증가할수록 해당기업에 대해서 경영자가 사적이익추구를 할 가능성이 증가할 수 있고 이에 기반하여 경영자와 투자자의 대리인비용이 증가하여 결론적으로 투자자가 요구하는 위험수준인 자기자본비용이 증가하는 것으로 나타났다. 더불어 통제변수들의 유의성을 살펴보면, 본 연구에서 예측한 바와 동일하게 자기자본비용(*COE*)은 기업규모(*lnSIZE*)와 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 한편, 부채비율의 자연로그 값(*lnDM*), 영업이익 변동성(*OIVOL*) 및 재무분석가 이익예측치의 분산성(*EFDEV*)과는 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 나타내는 것으로 보고되었다. 그리고 비체계적 위험(*IDRISK*)과 베타(*BETA*)는 유의한 상관관계를 나타내지는 못하였다. 나아가 동 실증모형의 설명력이 약 35.4%에 달하는 것으로 나타나 기존 연구들(e.g., Ahn et al. 2008)의 결론대로 동 연구의 실증모형은

10) 세 가지 내재자기자본비용 각각에 대하여 경영자 지분율과의 관련성에 대하여 실증분석을 실시한 결과 세 가지 모형 모두 정(+)의 상관관계를 보고하고 있고 특히 OJ모형과 PEG모형을 기반으로 한 자기자본비용이 경영자 지분율과 유의한 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있는 것으로 나타났다.

자기자본비용을 설명하는 데에 있어 충분한 적합성을 가지고 있는 것으로 판단된다.¹¹⁾

〈표 4〉 경영자 지분을 구간에 따른 경영자 지분율과 자기자본비용의 관련성

$$COE = \beta_0 + \beta_1 MO + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln BM + \beta_5 \ln DM + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + Year\ Dummies + \varepsilon$$

VARIABLES	COE		
	MO < 0.05	0.05 < MO < 0.25	MO > 0.25
<i>MO</i>	0.126 [0.525]	0.115** [2.575]	0.057* [1.872]
<i>BETA</i>	0.003 [0.332]	-0.005 [-0.725]	-0.004 [-0.504]
<i>LNSIZE</i>	-0.009*** [-4.863]	-0.013*** [-5.621]	-0.015*** [-5.771]
<i>LNBM</i>	0.006 [1.057]	-0.001 [-0.241]	0.005 [0.891]
<i>LNDM</i>	0.015*** [3.493]	0.020*** [6.507]	0.021*** [6.514]
<i>IDRISK</i>	-0.143 [-0.998]	0.134 [0.787]	0.190 [1.452]
<i>OIVOL</i>	0.154 [1.597]	0.211** [2.406]	0.194** [2.045]
<i>EFDEV</i>	0.029*** [2.619]	0.014 [1.219]	-0.010 [-0.533]
<i>Constant</i>	0.409*** [7.620]	0.498*** [7.411]	0.537*** [7.368]
Year Dummy	Included		
N. of Obs.	524	584	412
Adj R ²	0.358	0.371	0.384

11) 추가실증분석으로 기관투자자 5% 이상투자여부 그리고 재무분석가 수에 대응하여 경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향이 상이할 수 있는지에 대해서 실증분석을 실시한 결과 기관투자자 지분율 5% 이상투자여부와 재무분석가 수가 적은 기업군에서는 경영자 지분율과 자기자본비용은 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있어 외부견제와 감시활동의 정도의 정도와 관계없이 평균적으로 경영자 지분율이 증가할수록 투자자는 이를 해당기업의 위험프리미엄으로 인식하는 것으로 보고되고 있다.

주) 통제변수에 대한 자세한 설명은 <표 1>를 참조하기로 한다. 본 연구에서는 실증분석에 사용된 패널자료의 특성으로부터 발생할 수 있는 한 기업이 다 기간에 동시에 관측치로 들어갈 때 발생할 수 있는 회귀분석 결과의 왜곡현상을 통제하기 위하여 Peterson(2009)를 따라 Cluster Standard Errors 회귀분석을 활용하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 값을 나타낸다.

Morck et al.(1988)은 경영자 지분율과 기업가치와의 상관관계에 대한 연구를 기반으로 하여 경영자 지분율의 구간에 대응하여 기업가치가 상이하게 달라질 수 있음을 보고하고 있다. 즉 경영자 지분율과 기업가치와의 상관관계를 분석함에 있어 5% 미만에서는 경영자 지분율이 증가할수록 기업가치가 증가하고 5% 이상 25% 미만에서는 기업가치가 감소하다가 25% 이상이 되면 다시 증가하는 비선형의 관계가 나타날 수 있음을 실증하였다. 따라서 경영자 지분율과 자기자본비용의 다중회귀분석에 대해서 실증분석을 실시한 본 연구의 경우 <표 3>에 대한 강건성 분석으로 경영자 지분율의 비선형성을 가정하여 5%, 25%를 기준으로 구분하여 각각의 기업군에 대하여 경영자 지분율과 자기자본비용의 다중회귀분석을 실시하였다.¹²⁾ <표 4>는 실증분석에 사용된 패널자료의 특성으로부터 발생할 수 있는 한 기업이 다 기간에 동시에 관측치로 들어갈 때 발생할 수 있는 회귀분석 결과의 왜곡현상을 통제하기 위하여 Peterson(2009)를 따라 Cluster Standard Errors 회귀분석을 활용하였다.

실증분석 결과 먼저 경영자 지분율이 5% 미만인 기업군에서는 경영자 지분율과 자기자본비용이 유의한 회귀계수를 보고하고 있지 못하며 경영자 지분율이 5% 이상 25% 미만인 기업군과 경영자 지분율이 25% 이상인 기업군에서는 유의한 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있는 것으로 보고되었다.¹³⁾ 즉 구간별로 결과가 다르게 나타난 이유는 5% 미만인 구간은 대체적으로 해당기업에 대해서 소유하고 있지 않은 전문경영자에게 주식지분을 주었을 경우 경영자와 투자자의 이해일치가설과 경영권 방호가설이 혼재되어 유의하지 않은 실증결과를 나타낸 반면 5%를 넘어서는 구간의 경우 소유경영자의 비중이 높고 소유경영자에 대한 경영권 방호가설 효과가 이해일치가설 효과보다 커서 본 연구처럼 정(+)의 유의한 회귀계수를 나타낸 것으로 보고되고 있다. 즉 경영자가 해당기업에 대해서 5% 이상을 보유하고 있는 경우 투자자 입장에서 경영자가 해당기업을 위한 최적의 의사결정을 내리기 보다 자신들의 사적이익을 추구하기 위해서 노력할 가능성이 크고 한국의 소유지배구조로 인해서 채벌을 포함한 경영자의 사적이익추구를 적극적으로 견제하고 감시할 가능성이 적으므로 해당기업에 대한 위험 프리미엄을 부여한 것으로 판단된다. 더불어 자기자본비용은 위험과 관련된 통제변수인 기업규모(LNSIZE)와 유의한 부(-)의 상관관계를 보고하고 있으며 부채비용의 자연로그 값(LNDM), 영업이익의 변동성(OIVOL)

12) 국내연구인 김종대, 조문기(2007)을 참조하여 경영자 지분율에 대해서 10%, 25%를 기준으로 동일한 실증분석을 실시한 결과 5%, 25% 와 일관되게 10% 이상 25% 미만인 구간과 25% 이상인 구간에서 정(+)의 유의한 회귀계수를 보고하였다.

13) 경영자 지분율이 5% 이상 25% 미만인 기업군과 경영자 지분율이 25% 이상인 기업군의 회귀계수의 차이를 비교한 결과 통계적으로 유의한 실증결과를 얻지 못하였다.

그리고 재무분석가 이익예측치의 분산성(EFDEV)과 유의한 정(+)의 상관관계를 보고하고 있다.

따라서 실증분석 결과 경영자 지분율이 증가할수록 해당기업의 자기자본비용과는 정(+)의 회귀계수를 보고하고 있고 이러한 실증결과는 경영자 지분율이 5% 이상인 기업군에서 이러한 정(+)의 상관관계가 보다 강하게 보고되고 있다. 한국의 경우 채벌 등이 상호출자를 통한 피라미드 형태의 다수 계열사 보유 및 계열사 사이의 상호 교차출자에 의한 지배주주의 간접지배라는 특수한 소유구조를 나타내고 있다(김경태 2008).

따라서 배당권(즉, 기업의 현금흐름 중 자신의 실질지분율)보다 높은 의결권(즉, 지배주주의 계열사간 상호출자 등을 통한 간접 통제권을 반영한 지분율)을 보유할 수 있기 때문에 경영자 지분율이 높아질수록 해당 기업에 대해서 경영자가 지분율의 증가를 기반으로 한 사적이익추구를 할 경우 경영자의 사적이익추구에 대해서 효과적으로 견제 혹은 감시할 수 있는 기제가 감소할 가능성이 크다. 따라서 미국기업을 대상으로 경영자 방호가설이 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대해서 분석한 Collins and Huang(2012)와 일관되게 총수 1인을 포함한 경영자의 지분율이 높아질수록 경영자가 사적이익추구를 하더라도 한국의 경우 경영자의 사적 이익추구를 감소시킬 기제가 제한적이기 때문에 투자자는 해당기업의 자기자본비용에 대한 위험 프리미엄을 부여하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 경영자가 5% 이상 해당기업의 지분을 소유한 채벌 등을 포함한 기업의 경우 경영자가 해당 기업의 가치를 증진시키기 위해서 노력하기 보다 오히려 사적이익추구를 위해 노력할 가능성이 클 수 있고 한국기업의 경우 상호출자를 통한 직접지배와 계열사를 통한 간접지배를 기반으로 한 특수한 소유구조가 있기 때문에 투자자들이 경영자의 사적이익추구를 견제할 가능성이 경영자 지분율이 증가할수록 오히려 감소할 수 있으므로 투자자들이 해당기업에 대한 가치평가과정에서 자기자본비용을 증가시키는 요인으로 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

V. 결론 및 한계점

본 연구는 한국의 유가증권 및 코스닥 시장에 상장된 기업 중 2002년부터 2008년까지의 1,520개 기업/연도 관측치를 이용하여 실증분석을 실시한 결과 경영자 지분율이 증가할수록 해당기업의 자기자본비용은 증가하고 있는 것으로 보고되고 있다. 더불어 이러한 경향은 주로 경영자 지분율이 5% 이상인 기업군에서 강하게 보고되고 있다.

본 연구는 한국에서 처음으로 임원지분율의 합인 경영자 지분율이 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 실증분석한 논문으로, 최근 활발히 논의되고 있는 경영자 지분의 유용성과 관련하여 해당 기업의 위험에 미치는 영향에 대한 포괄적인 이해를 증진시키는 데에 공헌할 수 있을 것으로 판단된다.

이러한 공헌점에도 불구하고 동 연구는 다음과 같은 한계점을 더불어 내포하고 있다. 첫째, 본 연구에서는 기업가치평가모형을 이용하여 주식시장의 투자자들이 인식하는 사전적인 의미의 자기자본비용을 도출하여 분석에 이용하였다. 이러한 과정에서 자기자본비용 추정치에 대한 측정오차가 존재할 가능성이 있다. 둘째, 본 연구에서 사전적 의미의 자기자본비용을 도출하기 위해 재무분석가의 이익예측치를 주식시장에서의 기대치로 이용할 수 밖에 없음에 따라 재무분석가 이익예측치를 공시하는 규모가 큰 기업으로 표본이 구성되어, 본 연구결과가 한국의 모든 기업에게 적용되는 일반성을 확보할 수 있을지 확신할 수 없다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 경영자 지분이 해당 기업의 경영의사결정에 미치는 영향이 클 수 있기 때문에 경영자 지분이 해당기업의 가치에 미치는 영향에서 나아가 해당기업의 위험에 미치는 영향에 대해서 살펴본 연구라는 측면에서 관련 회계학 선행연구에 추가적인 공헌점을 줄 수 있을 것으로 판단된다. 더불어 추후 연구로써 경영자 지분이 주식시장 참여자에게 미치는 영향만을 살펴본 본 연구에 추가하여 채권시장에 미치는 영향을 살펴보는 것도 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김경태. 2008. “소유지배과리도 계층별 회계투명성에 관한 분석”. 회계와 감사연구 제48권 : 73—108.
- 김병호. 2002. “기업의 소유구조와 기업가치 및 수익률에 대한 연구 : 임원지분율을 중심으로”. 한국증권학회지 제30권 제1호 : 391—434.
- 김종대 · 조문기. 2007. “경영자 지분율과 회계정보의 가치관련성 간의 상관관계분석 : 회계학연구 제32권 제4호 : 1—27.
- 문종열 · 김문철. 2009. “회계정보의 질과 지배구조가 자기자본비용에 미치는 영향”, 세무와 회계저널 제10권 제3호 : 33—72.
- 박경서 · 이은정 · 장하성. 2004. “대주주의 존재가 한국기업의 지배구조에 미치는 영향”. 재무연구 제17권 제2호 : 163—201.
- 전홍민 · 차승민. 2012. “실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향 : 한국기업을 중심으로”, 세무와 회계저널 제13권 제1호 : 99—130.
- Ahn, S., S. Cha, Y. Ko, and K. Yoo. 2008. Implied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation Model : Evidence from Korea. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 37 : 599—626.
- Botosan, C., and M. Plumlee. 2005. Assessing Alternative Proxies or the Expected Risk Premium. *The Accounting Review* 80 : 21—53.
- Collins, D., and H. Huang, 2011. Management entrenchment and the cost of equity capital. *Journal of Business Research* 64 : 356—362.
- Demsetz, H. 1983. The Structure of Wondership and the Theory of the Firm. *Journal of Law and Economics*, 26, 375—390.
- Easton, P. 2004. PE ratios, PEG ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review* 79 : 73—95.
- Fama, E., and K. French. 1992. The Cross Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance* 47 : 427—465.
- _____, and _____. 1997. Industry Costs of Equity. *Journal of Financial Economics* 43 : 153—193.
- Gebhardt, W., C. Lee, and B. Swaminathan. 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 39 : 135—176.
- Gode, D., and P. Mohanram. 2003. Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson—Juettner model. *Review of Accounting Studies* 8 : 399—431.
- Gordon, J., and M. Gordon. 1997. The Finite Horizon Expected Return Model. *Financial Analysts Journal* : 52—61.

- Hope, O-K. 2003. Disclosure Practices, Enforcement of Accounting Standards and Analysts' Forecast Accuracy : an International Study. *Journal of Accounting Research* 41 : 235-272.
- Huang, H., Q. Wang, and X. Zhang. 2009. The Effect of CEO Ownership and Shareholder Rights on Cost of Equity Capital. *Corporate Governance*, 9 : 255-270.
- Jensen, M., and W. Meckling(1976), "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Jensen, M, Ruback R, The market for corporate control : the scientific evidence, *Journal of Financial Economics*, 1983 11 : 5-50.
- Kim, K., Al-Shammari, H., Kim, B., and Lee, S. 2009. CEO duality leadership and corporate diversification behavior. *Journal of Business Research* 62 : 1173-1180.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 2000. Investor Protection and Corporate Governance. *Journal of Financial Economics* 58 : 3-28.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki. 2003. Earnings Management and Investor Protection : an International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69 : 505-527.
- Malkiel, B., and Y. Xu. 1997. Risk and Return Revisited. *Journal of Portfolio Management* 23 : 9-14.
- Modigliani, F., and M. Miller. 1958. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *American Economic Review* 48 : 261-297.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny, 1988. Management Ownership and Market Valuation : An Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics* 20, 293-315
- Ohlson, J. 1995. Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 : 661-687.
- Ohlson, J., and B. Juettner-Nauroth. 2005. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies* 10 : 349-365.
- Peterson, M., 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets : Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* : 435-480.
- Warfield, D., J. Wild, and L. Wild. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 61-91.

Managerial Ownership and Implied Cost of Equity Capital

- Evidence from Korea -

Hong-Min Chun *

〈Abstract〉

This paper examines the potential effect of managerial ownership and cost of equity capital using Korean firms. Prior literatures suggest that there can be mixed results toward managerial ownership and firm value(Morck et al. 1988 ; Jensen and Meckling 1976 ; Kim 2002). So there can be two conflicting hypotheses toward managerial ownership and firm value(Incentive Alignment hypotheses and Management Entrenchment hypotheses). Therefore recent studies decompose firm value into free cash flow and cost of equity capital. Then Huang et al.(2009) suggest that using U.S. firms, managerial ownership is negatively associated with cost of equity capital. However Korea and U.S. has different corporate governance system which can be different degree of shareholder rights and ownership structure. Especially Korea has more higher ratio of owner manager than U.S., this managerial characteristic can affect on different empirical result toward this issue. So this paper tries to investigate managerial ownership and cost of equity capital using Korean firms. Also this issue can be open empirical studies in Korea.

Using 2002 to 2008 Korean firms, managerial ownership is positively(+) associated with cost of equity capital in Korea. Also this paper divide sample into three part according to managerial ownership, under 5%, 5% above 25% under and above 25%. Then in 5% above 25% under and above 25%, managerial ownership is positively associated with cost of equity capital in Korea. This empirical result shows that investors recognize higher managerial ownership as management entrenchment then investors require risk premium toward managerial ownership.

This paper's contribution is as follows. This paper can be the first empirical study to examine managerial ownership and cost of equity capital in Korea. I believe that this empirical evidence may shed some lights on our understanding of the potential effect of managerial ownership on various aspects of firms.

〈Key words〉 managerial ownership, cost of equity capital

* Assistant Professor, Chungbuk National University School of Business