

세무와회계저널
제10권 제3호 2009년 9월 pp.41~80
한국세무학회

회계정보의 질과 지배구조가 자기자본비용에 미치는 영향*

문종열** · 김문철***

<요 약>

본 연구는 우리나라 상장기업을 대상으로 회계정보의 질과 기업지배구조가 자기자본비용의 결정에 어떠한 영향을 미치는가를 실증분석하였다. 우수한 회계정보의 질과 건전한 기업지배구조는 주주가 부담하는 정보위험과 대리인위험을 완화시킴으로써 주주들의 요구수익률인 자기자본비용을 감소시킬 것이라는 가설을 설정하였다. 2001년부터 2007년까지 606개 표본기업에 대하여 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 회계정보의 질과 자기자본비용 간에 음의 관계가 있음을 발견하였다. 둘째, 효율적 이사회의 구축·운영은 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다. 셋째, 우리나라의 경영환경에서 대주주지분율과 외국인지분율의 증가는 자기자본비용과 음의 관계에 있음을 관측하였다. 넷째, 건전한 기업 공시관행은 자기자본비용과 음의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 다섯째, 회계정보의 질, 소유구조의 특성, 공시 등이 개별기업의 초과수익률 변동과 유의한 양의 관계를 보여 기업지배구조의 차이를 시장이 인식하고 있는 것으로 관측되었으며, 회계정보의 질, 소유구조의 특성, 주주의 권리보호, 경영의 과실배분 등은 시장베타와 유의한 음의 관계를 보여 간접적으로 자기자본비용에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결과적으로 우수한 회계정보의 질과 건전한 기업지배구조는 정보위험과 대리인위험을 완화하여 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다.

<주제어> 자기자본비용, 회계정보의 질, 기업지배구조, 정보불균형, 대리인위험

* 본 논문은 제1저자의 경희대학교 박사학위논문을 수정·보완한 것입니다.

** 한국상장회사협의회, kiwimoon@klca.or.kr, 02-783-6501, 제1저자

*** 경희대학교 경영대학 교수, kimc@khu.ac.kr, 02-961-0464, 교신저자

논문접수일 2008년 10월

게재확정일 2009년 7월

I. 서 론

1990년대 중반까지 우리 기업의 경영환경은 정경유착과 재벌그룹 형태의 조직운영, 계열사에 대한 편법지원, 차입경영을 통한 외형위주의 성장전략, 지배주주의 독단적 의사결정 및 전횡 등으로 투명한 기업경영이 정착되지 못하였다. 1997년 국가경제 비상사태로 표현된 외환위기를 맞이하면서, 우리 기업의 경영 및 회계 불투명성이 국가적 위기를 유발시킨 주요 원인이라는 비판이 제기되었고, 이를 개선하고자 적지 않은 노력이 수행되었다. 제도적으로 혹은 실무적으로 다양하게 진행되어온 변화는 국제 사회가 요구하는 글로벌 스탠더드에 부합하는 회계투명성(accounting transparency)과 기업지배구조(corporate governance)를 확보하여 실추된 신인도를 회복하고 기업의 경쟁력을 강화하여야 한다는 목표가 설정되어 있었으며, 이는 궁극적으로 기업과 이해관계자간의 정보불균형(information asymmetry)으로 인한 대리인비용(agency cost)을 최소화시키고자 함이었다.

위임자-대리인이론(principal-agent theory)에 의하면 소유와 경영의 분리는 필연적으로 위임자(principal)인 주주와 대리인(agent)인 경영자간에 정보불균형을 발생시킨다. 따라서 경영진의 능력과 기업의 경제적 가치에 관한 정보의 불완전성은 정보불균형의 확대로 대리인위험(agency risk)을 증가시키는 요인이 된다(Jensen and Meckling 1976). 합리적인 주주들이라면 자신들이 처한 대리인위험에 대하여 당연히 위험프리미엄(risk premium)을 요구할 것이며, 이는 자기자본비용의 상승으로 이어지게 된다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서는 대리인위험을 초래하는 주주와 경영자간의 정보불균형을 해소시키는 것이 필요하며, 고품질의 회계정보와 건전한 지배구조의 확립은 이러한 목적을 달성하는데 있어서 매우 중요한 역할을 담당하게 된다.

먼저, 고품질의 회계정보는 기업이 제공하는 정보를 기초로 투자자의사결정을 수행하는 투자자의 정보위험(information risk)을 완화시킴으로써 자기자본비용을 감소시키게 된다. 최근 정보위험과 기업 가치간의 관계에 관한 이론적 연구(O'Hara 2003 ; Easley and O'Hara 2004 ; Leuz and Verrecchia 2004)와 함께 회계정보의 속성을 정보위험의 대응치로 활용한 Francis et al.(2004, 2005)의 실증연구에서도 대체적으로 정보위험은 자기자본비용과 유의한 양의 관계에 있음을 보고한 바 있다.

건전한 기업지배구조 또한 주주와 경영자간의 대리인위험을 완화시킴으로써 자기자본비용을 감소시킬 수 있다. 기업지배구조는 독립적이고 전문적인 경영감시·감독활동을 통하여 효율적인 의사결정과정을 유도하고, 정보우위를 활용하여 주주의 부를 부당히 침해하는 경영자의 기회주의적 행동을 제약함으로써 기업가치의 제고에 기여하는 일련의 체계화된 시스템이다.¹⁾ 일반적으로 투자대상 기업의 지배구조가 취약할 경우, 주주들은 상대적으로 높은 대리인위험을 부담하게 될 것이므로

1) 연구자에 따라서는 회계정보의 질을 기업지배구조의 특성에 포함시키기도 한다(Ashbaugh et al. 2004, 2006). 그러나 회계정보는 기업지배구조체계 내에서 지배구조 요소가 원활히 제 기능을 발휘할 수 있도록 유용한 정보를 제공하는 역할을 수행하는 측면도 있고, 동시에 기업지배구조의 특성에 따라 산출되는 회계정보의 질이 영향을 받는 측면도 있어 회계정보의 질을 단순히 지배구조의 한 특성으로만 파악하기는 어렵다(Sloan 2001). 따라서 본 연구에서는 회계정보의 질과 지배구조의 특성을 구분하여 각각의 요소들을 분석한다.

이에 대한 위험프리미엄을 요구하게 되어 결과적으로 기업의 자기자본비용이 상승하게 된다.

자기자본비용과 회계정보의 질의 관계에 관한 선행연구에서 Francis et al.(2004)은 발생액의 질, 지속성, 예측가능성, 유연화, 목적적합성, 적시성, 보수주의 등 7가지 회계정보의 속성과 자기자본비용간의 관계를 검증하였으며, Francis et al.(2005)은 다양한 모형으로 측정된 발생액의 질과 자기자본비용간의 관계를 실증분석하였다. 연구결과에 따르면 우수한 회계정보의 질은 주주의 정보위험을 완화시켜 자기자본비용과 음의 관계에 있는 것으로 나타났다. 그러나 이들 연구는 기업의 지배구조의 역할을 고려하지 않고 회계정보의 질에만 초점을 두었다.

이와 함께 자기자본비용과 기업지배구조의 관계에 관한 선행연구에서 Byun et al.(2008)은 국내 상장기업의 지배구조와 자기자본비용간의 관계를 실증분석하였다. 동 연구는 한국기업지배구조개선지원센터(CGS : Corporate Governance Service, 이하 'CGS'라 한다)의 상장기업 지배구조 평가점수를 활용하여 주주의 권리보호, 이사회와 공시에 대한 평가점수가 자기자본비용과 유의한 음의 관계에 있음을 보고한 바 있다. 그러나 이 연구에서는 정보위험을 감소시키는데 중요한 역할을 하는 회계정보의 역할이 고려되지 못하였다.

Ashbaugh et al.(2004)은 회계정보의 질을 지배구조 개념에 포함시켜 지배구조의 제반 특성과 자기자본비용간의 관계를 검증하였다.²⁾ 연구결과 회계정보의 질, 이사회와 감사위원회의 독립성, 기관투자자지분을 및 이사회와 주식보유비율과 자기자본비용 간에는 음의 관계가 있는 반면 소유집중도는 양의 관계에 있음을 보고한 바 있다.

본 연구는 우리나라에서 회계투명성의 확보와 기업지배구조의 개선에 대한 노력이 활발히 진행된 2001년 이후 유가증권시장 상장기업을 대상으로 회계정보의 질과 기업지배구조의 차이가 위험요소로서 자기자본비용의 결정에 미치는 영향을 검증하고자 한다. 실증분석에는 재무변수인 회계정보의 질과 함께 기업지배구조의 특성을 반영한 비재무변수를 설명변수로 활용하였다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구와 차별화된다.

첫째, 대리인위험을 감소시킬 수 있는 요인으로 회계정보의 질과 기업지배구조를 동시에 고려하여 이들 요인이 자기자본비용에 미치는 영향을 검증하고 있다. 선행연구에서 Francis et al.(2004, 2005)은 회계정보의 질에 초점을 두었고, Byun et al.(2008)은 기업지배구조를 설명변수로 고려하고 있는데, 본 연구는 회계정보의 질과 기업지배구조를 함께 자기자본비용에 영향을 미치는 위험요인으로 설정하였다.

둘째, 본 연구에서는 기업지배구조의 특성을 측정함에 있어서 기존의 선행연구에서 사용한 재무 및 비재무변수를 이용하여 직접 측정하는 방법과 CGS의 평가점수를 활용하는 방법을 모두 사용하고 있다.³⁾ 선행연구에서 제시한 재무 및 비재무변수를 이용할 경우 기업의 지배구조에 대한 정성적

2) Ashbaugh et al.(2004)은 Bushman and Smith(2001)와 Sloan(2001)의 논의에 따라 투명한 회계정보는 기업과 투자자간의 정보불균형을 완화시키고, 경영자에 대한 감시·감독기능을 제고함으로써 경영자의 기회주의적 행동을 효율적으로 견제할 수 있을 것이라는 관점에서, 회계정보의 질을 기업지배구조의 한 요소로 포함하였다.

3) 본 연구에 활용된 상장기업 지배구조 평가자료를 이용하게 해주신 CGS에 깊이 감사드린다.

인 평가를 충분히 반영하기 어려운 단점이 있다. 반면 CGS의 평가점수를 활용할 경우 정성적인 평가가 포함되는 장점이 있으나 CGS가 선정한 기준에 내재된 자의성의 영향을 받을 수 있다. 따라서 기업지배구조의 특성을 나타내는 변수들을 이용하여 직접 측정하는 방법과 CGS 평가점수를 이용하여 측정하는 방법을 모두 사용함으로써 보다 강건한 연구결과를 도출할 수 있다.⁴⁾

셋째, 회계정보의 질과 기업지배구조 차이에 대한 시장의 차별적 반응을 Fama and French(1993)의 3-Factor 모형을 활용하여 분석하였고, 불투명한 회계정보의 질과 취약한 기업지배구조가 기업의 체계적 위험에 주는 영향을 분석하여 간접적으로 자기자본비용에 미치는 효과를 검증함으로써 주된 검증결과의 신뢰성을 보완하고 있다.

2001년부터 2007년까지 606개 표본기업을 대상으로 실증분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우수한 회계정보의 질은 기업과 주주간의 정보불균형을 완화시켜 자기자본비용과 음의 관계에 있는 것으로 나타났다. 둘째, 효율적 이사회의 구축·운영은 이사회의 자체적 경영감시·감독기능을 제고하여 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다. 셋째, 우리나라의 경영환경에서 대주주 지분율과 외국인지분율의 증가는 경영자의 기회주의적 행동에 대한 동기를 감소시키고, 외국인주주 자신의 부를 증가시키기 위한 적극적 견제기능을 발휘하여 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다. 넷째, 건전한 기업의 공시관행은 기업과 투자자간의 정보흐름을 개선하여 주주의 정보위험을 감소시킴으로써 자기자본비용과 음의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 다섯째, Fama and French(1993)의 3-Factor 모형에서는 앞선 분석결과와 일관되게 회계정보의 질, 소유구조의 특성, 공시 등이 개별기업의 초과수익률 변동과 유의한 양의 관계를 보였으며, Garmaise and Liu(2004)에 따라 시장베타를 종속변수로 설정한 회귀분석에서는 회계정보의 질, 소유구조의 특성, 주주의 권리보호, 경영의 과실배분이 시장베타와 유의한 음의 관계를 보였다. 결론적으로 고품질의 회계정보와 건전한 기업지배구조는 대리인위험을 완화하여 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 본 장에 이어 II장에서는 기업지배구조의 정의·체계 및 선행연구를 살펴보고, III장에서는 연구가설의 설정과 함께 연구모형을 제시한다. IV장과 V장에서는 실증분석 결과를, 마지막으로 VI장에서는 요약·결론과 함께 본 연구의 시사점 및 한계점을 제시한다.

II. 연구의 배경 및 선행연구

1. 기업지배구조의 정의 및 체계

Jensen and Meckling(1976)의 위임자-대리인이론에 의하면, 소유와 경영의 분리는 기업경영의 경

4) Byun et al.(2008)은 2001년부터 2004년까지 수행되어 설문비중이 높은 초기의 평가점수를 활용한 반면 본 연구에서는 평가과정의 전문성이 축적되었다고 할 수 있는 2005년부터 2006년까지 수행된 평가점수를 활용함으로써 실증분석 결과의 신뢰성을 제고하고 있다.

제적 효율성을 증대시키는 장점을 지니고 있는 반면, 위임자와 대리인간의 정보불균형을 유발시켜 위임자로 하여금 대리인위험을 부담하게 한다.⁵⁾ 동 이론에서 위임자인 주주는 대리인인 경영자가 자신의 이익극대화를 위하여 노력하기를 기대한다. 그러나 위임자와 대리인간에 정보불균형이 존재하는 상황에서 대리인은 항상 위임자의 이익을 위하여 노력하지는 않는다. 만약 대리인이 자신의 부를 극대화시킬 목적으로 기회주의적 행동을 수행한다면 위임자는 이로 인한 대리인비용을 부담하게 된다. 대리인이론의 관점에서 볼 때 기업지배구조는 소유와 경영의 분리로부터 유발되는 대리인비용을 최소화시키도록 설계된 제도 또는 운영상의 시스템이다.

Bushman and Smith(2001)는 정보관점에서 기업지배구조 체계가 소액주주에게 기업가치에 관한 신뢰성 있는 정보를 제공하고, 경영자 또는 지배주주의 기회주의적 행위를 제한하며, 경영자에게 사적 이득 추구보다는 기업가치의 극대화를 위하여 노력하고자 하는 동기를 제공하는 시스템이라고 주장하였다. 여기에서 재무회계정보는 기업지배구조의 한 요소로서 효과적인 투자안을 선택하도록 유도하고, 자본시장의 정보종합 및 정보전달 기능과 시장감독 기능을 제고하여 직·간접적으로 기업의 경제적 성과에 영향을 미치고 있음을 명시하였다. 특히 투명한 재무회계정보가 기업의 자본조달 비용을 감소시킴으로써 간접적으로 기업의 경제적 성과에 긍정적 영향을 미칠 수 있다고 기술하였다.

Sloan(2001)은 재무회계정보의 기업지배구조 역할에 대하여 논의하였는데, 재무회계정보는 기업지배구조로부터 생산되는 산출물인 동시에 기업지배구조로의 중요한 투입요소라 주장하였다. 경영자, 정책당국, 회계기준, 외부감사인, 내부감사기구 등의 기업지배구조 체계로부터 산출·공시된 재무회계정보는 경영자에 대한 보상, 타인자본의 조달, 주주·채권자의 법률적 권리보호 및 투자자원의 재분배 등에 광범위하게 활용되어 경영자에게 피드백을 제공함으로써 기업지배구조 체계에 중요한 투입요소가 된다.

2. 선행연구의 검토

최근 분산불가능한 정보위험과 기업가치간의 관계에 대한 이론적 연구(O'Hara 2003 ; Easley and O'Hara 2004 ; Leuz and Verrecchia 2004)와 함께 정보위험의 대응치로서 회계정보의 질이 기업의 자본조달비용에 미치는 영향을 분석한 실증연구가 수행되었다. 회계정보의 투명성을 기업의 재무상태, 경영성과, 현금흐름 및 위험 등에 관한 정보가 외부 정보이용자에게 명확하고 정확하게 쉽게 이해할 수 있도록 널리 수용되는 정도라 보고, 우수한 회계정보의 질을 확보한 기업은 주주가 부담하는 정보위험이 상대적으로 낮아져 자기자본비용 역시 감소할 것이라는 가정하에 실증분석을 수행하였

5) 이러한 대리인문제는 경영자의 특성이 전문경영인이던 혹은 소유경영인이던간에 발생될 소지가 모두 존재한다고 볼 수 있다. Shleifer and Vishny(1997)는 지배주주의 지분율이 효과적으로 경영권을 행사할 수 있는 수준까지 집중될 경우 대리인문제는 주주와 경영자간 대립관계에서 지배주주(controlling shareholders)와 외부주주간 대립관계로 전환된다고 주장하였다. Johnson et al.(2000)은 지배주주가 자신의 부를 증대시키기 위하여 기업의 자원을 유용하려는 경제적 유인을 가지고 있다고 보았고, 이를 터널링(tunneling)이라고 정의하였다.

으며, 분석결과는 대체적으로 회계정보의 질과 자기자본비용간에 음의 관계를 보고하고 있다.

PricewaterhouseCoopers(2001)는 불투명성과 자기자본비용간의 관계를 실증분석하였다. 국가별 불투명지수(opacity index)는 부패관행(corruption practices), 법률제도(legal system), 경제 및 금융정책(economic and fiscal policies), 회계기준 및 관행(accounting standards and practices), 규제제도(regulatory regime) 등 다섯 개 분야에 대한 설문조사를 기준으로 하여 산출하였다. 전 세계 35개국을 대상으로 분석한 결과 불투명지수와 법인세율은 외국인 직접투자와 음의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이는 불투명지수와 법인세율이 높을수록 외국인의 직접투자가 감소함을 의미한다. 이와 함께 미국 채무성 채권(Treasury Bonds)과 각국의 국채(Sovereign Bonds)간의 수익률 차이(spread)와 불투명지수간에는 양의 관계를 검증하였는데, 이는 국가의 불투명지수가 증가할수록 당해 국가의 국채수익률이 높게 형성됨을 시사하는 것이다.

Bhattacharya et al.(2004)은 회계이익의 불투명성과 자기자본비용간의 관계를 실증분석하였다. 회계이익의 불투명성은 회계이익의 공격성(aggressiveness), 손실의 회피정도(avoidance of losses) 및 회계이익의 유연화(smoothing) 등 세 가지로 나누어 산출하였다. 전체 34개국의 표본기업을 대상으로 실증분석한 결과 회계이익의 불투명성이 높을수록 자기자본비용은 증가하고 주식거래량은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 자본시장 참여자들이 기업의 회계이익 불투명성을 인식하고 있으며, 자신들이 부담하는 정보위험이 증가할 경우 거래 자체를 감소시킴을 보여주는 결과라 주장하였다.

Francis et al.(2004)은 선행연구에서 제시된 회계정보의 특성을 크게 회계정보기준(accounting-based) 특성과 시장정보기준(market-based) 특성으로 구분하여 회계정보의 질이 자기자본비용에 미치는 효과를 검증하였다. 회계정보기준 특성에는 발생액의 질(accrual quality), 지속성(persistence), 예측가능성(predictability)과 유연화(smoothness)를 포함하였고, 시장정보기준 특성은 목적적합성(value relevance), 적시성(timeliness)과 보수주의(conservatism)로 세분하였다. 실증분석결과 회계정보의 질이 우수한 기업은 주주의 정보위험을 완화시켜 자기자본비용이 낮은 수준으로 형성되어 있음을 보고하였다. 이와 함께 회계정보기준 특성이 시장정보기준 특성에 비하여 자기자본비용에 상대적으로 높은 영향을 미치고 있고, 개별적으로는 7가지 회계정보의 특성 중 발생액의 질이 가장 높은 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Francis et al.(2005)은 Francis et al.(2004)에서 자기자본비용에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 발생액의 질에 관하여 보다 정리한 실증분석을 수행하였다. 발생액의 질을 경영모델 또는 영업환경 등 경제적 특성(economic fundamentals)에 의한 본질적 발생액의 질(innate accrual quality)과 경영자의 선택(management choices)에 의한 재량적 발생액의 질(discretionary accrual quality)로 구분하여 각각의 측정치가 자기자본비용에 미치는 영향을 검증하였다. 실증분석결과 기업 고유의 분산불가능 위험이라 할 수 있는 본질적 발생액의 질은 특정 기간 경영자의 의도에 따라 발생되어 미래 기간에 상쇄효과가 존재하는 재량적 발생액의 질에 비하여 자기자본비용에 미치는 효과가 큰 것으로 나타나 합리적인 자산가격결정모형의 이론과 일관됨을 보고하였다.

이와 함께 기업지배구조에 관한 연구는 주로 재무학 분야에서 수행되어 왔으나 최근 회계정보의

투명성 확보가 중요한 이슈로 제기되고, 감사위원회제도, 공시정보에 대한 CEO/CFO의 인증제도 및 내부회계관리제도의 도입 등 회계정보의 산출과 공시에 영향을 미치는 제도가 도입·운영됨으로 인하여 회계학 분야에서도 많은 관심을 갖기 시작하였다.

기업지배구조를 기업경영에 관한 경영진, 주주, 종업원, 채권자 등 다양한 이해관계자의 이익을 극대화하기 위한 의사결정과정과 이를 효율적으로 감시하여 그 결과를 반영하는 통합시스템이라 보고, 건전한 기업지배구조를 확보한 기업은 직·간접적으로 기업가치에 긍정적인 효과를 얻을 것이라는 가정하에 실증분석을 수행하였으며, 분석결과는 대체적으로 기업지배구조와 기업가치간에 양의 관계를 보고하고 있다. 이를 달리 표현하면 다른 조건이 동일한 상황에서 기업지배구조는 자기자본비용과 음의 관계에 있음을 시사하는 것이라 하겠다.

Drobtz et al.(2003)은 독일기업을 대상으로 기업지배구조등급(CGR : Corporate Governance Rating)이 기업가치와는 양의 관계, 자기자본비용과는 음의 관계에 있음을 발견하였다. 기업지배구조등급이 가장 우수한 집단의 포트폴리오를 매입하고 가장 취약한 집단의 포트폴리오를 매도하는 투자전략을 활용할 경우 12% 수준의 초과수익률을 획득할 수 있음을 보고하였다.

Durnev and Kim(2003)은 국가별 실증분석을 통하여 성장기회가 높을수록, 자본조달의 필요성이 클수록, 현금흐름에 대한 권리가 집중되어 있을수록 기업지배구조와 공시의 질이 높았으며, 기업지배구조와 투명성 등급은 기업가치와 유의한 양의 관계에 있음을 발견하였다. 이러한 결과는 투자자의 보호가 취약한 국가에서 상대적으로 강하게 나타났는데, 이는 효율적인 기업지배구조의 구축·운영을 통하여 기업들이 취약한 법적 환경에 스스로 적응하고 있음을 의미하는 것이라 주장하였다.

Ashbaugh et al.(2004)은 미국 기업을 대상으로 기업지배구조와 자기자본비용간의 관계를 직접적으로 검증하였다. 기업지배구조는 회계정보의 질, 소유구조, 주주권리, 이사회 특성 등 4가지 범주로 구분하였다. 분석결과 자기자본비용은 회계정보의 질, 이사회·감사위원회의 독립성, 이사의 지분율, 기관투자자의 지분율과는 유의한 음의 관계를 보였으나, 소유집중도와는 유의한 양의 관계에 있음을 관측하였다. 또한 기업지배구조의 특성은 자기자본비용의 변동에 대해 8%, 시장 베타의 변동에 대해서는 14%를 설명하고 있는 것으로 나타났다.

Garmaise and Liu(2004)는 경영자와 주주간의 정보불균형이 존재하는 상황에서 투자의사결정에 관한 권한이 경영자에게 귀속될 경우 경영자는 자신의 효용을 극대화하기 위하여 과잉투자를 선호하고, 미래 부정적인 투자성과에 대한 사적 정보의 보고를 기피하게 됨으로써 경영자와 주주간의 신호전달기능이 왜곡되어 기업가치를 감소시킬 것이라 예측하였다. 이는 비효율적 기업지배구조와 경영자의 기회주의적 성향이 연계되는 경우 기업은 항상 과잉투자 상태에 머무르게 되고, 미래성과의 변동성이 증가함으로써 상대적으로 높은 시장위험(체계적 위험)⁶⁾에 노출되게 됨을 의미한다. 국가별 실증분석에서도 기업의 부패수준은 실질적으로 기업의 체계적 위험을 증가시키고, 이는 주주의 권리보호 수준이 취약한 국가에서 보다 민감하게 나타났음을 보고하였다.

6) 체계적 위험($\beta_i = (cov(r_i, r_m) / \sigma_m^2)$)은 시장수익률 변동에 대한 개별 주식수익률 변동의 비율로서 시장수익률과 개별 주식수익률의 공분산과는 양의 관계에 있다.

Byun et al.(2008)은 우리나라 상장기업을 대상으로 2001년부터 2004년까지 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수를 활용하여 기업지배구조와 자기자본비용간의 관계를 검증하였다. 분석결과 주주의 권리보호, 이사회 및 공시에 대한 평가점수와 자기자본비용 간에는 유의한 음의 관계에 있음을 보고하였다. 그러나 정보위험을 해소하는데 중요한 회계정보의 질은 분석에 포함되지 않았다.

본 연구는 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수를 활용하여 자기자본비용에 대한 지배구조의 영향을 분석한 Byun et al.(2008)과는 달리 회계정보의 질과 지배구조를 동시에 고려하고 있다. 또한 지배구조 특성을 측정함에 있어서도 선행연구에서 제시된 변수들을 이용하는 방법과 2005년부터 2006년까지 수행된 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수를 활용하는 방법을 모두 사용함으로써 보다 객관적이고 확장된 분석을 수행한다.

III. 연구의 설계

1. 가설설정

자본시장에서 소유와 경영의 분리로부터 발생하는 정보불균형은 주주가 경영자의 노력을 직접적으로 관측할 수 없는 경우 도덕적 해이 문제(moral hazard problem)를 유발시키고, 또한 기업의 경제적 가치나 경영의 질에 관하여 정확한 정보를 획득하지 못하는 경우 역선택 문제(adverse selection problem)를 발생시킨다(Jensen and Meckling 1976). 이러한 대리인위험의 존재는 합리적인 투자자에게 자신이 부담하는 위험에 대한 보상으로 증분적 위험프리미엄을 요구하도록 하는 원인이 된다.

과거 우리 기업의 불투명한 회계관행과 취약한 지배구조가 국가적 환란을 유발시킨 주요 원인이라는 지적이 제기되면서, 이를 개선하여 국제사회가 요구하는 수준의 경영 및 회계투명성을 확보하기 위한 다각적 노력이 수행되었다. 우리나라 기업의 회계투명성 확보와 지배구조 개선은 정보의 불확실성으로 인한 대리인위험을 완화시켜 실추된 신인도를 회복하고, 적정수준에서 기업가치를 평가받을 수 있도록 시장여건을 형성하며, 자본조달비용의 감소 등을 통하여 기업가치를 직·간접적으로 제고하게 된다.

투명한 회계정보는 투자자와 기업간의 정보불균형을 줄임으로써 기업에 대한 투자자의 정보위험을 완화시켜 자기자본비용의 감소를 가져오게 된다. 기업지배구조는 경영활동을 독립적으로 감시·감독함으로써 효율적 의사결정과정을 유도하고, 주주의 부를 감소시키는 경영자의 기회주의적 행동을 제한하여 기업가치를 제고하는 일련의 체계화된 시스템이다. 기업가치는 외형적으로 표현되지

7) PricewaterhouseCoopers(2001)는 우리나라의 기업지배구조 불투명성을 평가대상 35개국 중 31위로 제시하였고, Bhattacharya et al.(2004)은 우리나라의 회계이익 불투명성을 조사대상 34개국 중 33위로 보고한 바 있다. 이와 함께 Credit Lyonnais Security Asia(CLSA)는 2001년 아시아 신흥시장국가 11개 국가 중 우리 기업의 지배구조를 8위로 매우 낮게 평가하였으며, 영국의 주간경제지인 Economist 또한 2001년 동아시아 10개 국가에 대한 기업지배구조 평가결과 우리나라의 기업지배구조를 최하위인 10위로 보도하였다.

많은 경영의 질과 연관되어 있으므로, 경영의 질에 큰 영향을 미치는 회계정보의 질과 기업지배구조는 기업가치와 직접적인 관련성이 있다. 회계정보의 질이 낮거나 기업지배구조가 취약한 경우 주주들은 자신들이 부담하는 정보위험과 대리인위험이 증가함에 따라 이에 상응하는 높은 요구수익률을 제시하게 될 것이고, 이는 곧 기업가치의 감소로 이어질 것이다. 반대로 회계정보의 질이 우수하거나 기업지배구조가 건전한 경우 주주들은 상대적으로 낮은 수준의 요구수익률을 제시할 것이다.

따라서 본 연구에서는 회계정보의 질과 기업지배구조가 주주들의 요구수익률인 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는가를 검증하기 위해 다음과 같은 2개의 가설을 설정한다.

가설 1 : 자기자본비용과 회계정보의 질 간에 음의 관계가 존재할 것이다.

가설 2 : 자기자본비용과 기업지배구조 간에 음의 관계가 존재할 것이다.

2. 연구모형

III 장 1절에서 제시한 (가설 1)과 (가설 2)를 검증하고자 자기자본비용과 자기자본비용의 결정에 영향을 미치는 위험요소간에 다음의 함수관계를 설정한다.

$$ICC = f(ACCOUNTING\ QUALITY, GOVERNANCE\ RISK, OTHER\ RISKS) \quad (1)$$

여기에서

ICC : 자기자본비용(implied cost of equity capital)

ACCOUNTING QUALITY : 회계정보의 질

GOVERNANCE RISK : 기업지배구조위험

OTHER RISKS : 기타 위험요소

실증모형에서 자기자본비용은 Ohlson and Juettner - Nauroth(2005, 이하 ‘OJ 2005’라 한다)의 초과이익성장모형(AEGV : abnormal earnings growth valuation model, 이하 ‘AEGV’라 한다)으로부터 유도된 세가지 측정모형(r_{PEG} , r_{MPEG} (Easton 2004), r_{GM} (Gode and Mohanram 2003, 이하 ‘GM 2003’이라 한다))을 활용하여 추정한다⁸⁾. 자기자본비용의 결정에 영향을 미치는 위험요소에는 본 연구의 관심변수인 회계정보의 질과 기업지배구조 변수 외에 선행연구에서 제시된 시장베타(BETA), 규모(SIZE) 및 시장-장부가치 비율(MB)을 포함한다. 이와 함께 표본기업의 연도별, 산업별 차이를 통제하기 위하여 연도더미변수와 산업더미변수를 활용한다.

8) 본 연구는 배당할인모형(DDM), 초과이익모형(RIV), 초과이익성장모형(AEGV) 등 다양한 기업가치평가모형으로부터 유도된 자기자본비용 측정방법의 상대적 우수성을 검증하는 것이 주된 목적이 아니므로 추정된 자기자본비용은 위험대용치와의 관계를 통하여 그 타당성을 검토할 것이다.

$$ICC = \alpha + \beta AQ + \gamma GOV\ RISK + \delta CONTROLS + \zeta DUMMIES + \epsilon \quad (2)$$

여기에서

ICC	자기자본비용	r_{PEG} (Easton 2004)
		r_{MPEG} (Easton 2004)
		r_{GM} (GM 2003)
AQ	회계정보의 질	ABNACCR(성과대응 재량적 발생액)
		ACCTRAN(회계이익의 적시성)
GOV RISK (기업지배구조위험)	이사회 특성	BSIZE(이사회 규모)
		BIND(이사회 독립성)
		BFOR(이사회내 외국인 이사의 포함여부)
		BACC(이사회내 회계전문가 포함여부)
		BACT(이사회 활동성)
		OUTACT(사외이사의 활동성)
	감사기구의 특성	ACOM(감사위원회 설치여부)
		AACC(감사기구내 회계전문가 포함여부)
	소유구조 특성	OWN(대주주지분율)
		FOR(외국인지분율)
	CGS의 상장기업 지배구조 평가점수	CGSH(주주의 권리보호)
		CGBOD(이사회)
		CGDIS(공시)
		CGAUD(감사기구)
		CGDIV(경영의 과실배분)
CONTROLS	통제변수	BETA(시장베타)
		SIZE(규모)
		MB(시장-장부가치비율)
DUMMIES	더미변수	YEAR(연도더미)
		IND(산업더미)

3. 변수의 측정

가. 자기자본비용과 위험대용치

(1) 자기자본비용(ICC : implied cost of equity capital)⁹⁾

본 연구에서 자기자본비용의 추정을 위하여 활용한 OJ(2005) 모형은 현재 주가와 미래 주당순이

9) 자기자본비용을 추정함에 있어 직전 사업연도 영업실적 등 기업가치에 영향을 미치는 관련정보가 충분히 반영된 예측정보를 활용하기 위하여 각 연도별 6월말을 기준으로 3개월간의 재무분석가 예측정보의 평균치를 활용하였다. 재무분석가의 예측정보와 주가자료 및 무위험이자율은 FnGuide의 DataGuide Pro에서 추출하였다.

익, 미래 주당배당금 및 미래 주당순이익의 성장률간의 함수관계로 정립된 간명한 모형(parsimonious model)이다. 이는 기업가치를 미래 배당흐름의 현재가치로 표현하는 배당할인모형(DDM : dividend discount model)에 기초하여 재무학 분야와 실무계에서 많은 관심을 갖고 있는 미래 주당순이익과 미래 주당순이익의 성장률을 반영한 모형이다. 기업의 배당정책에 대하여 특별한 제약조건을 두지 않으며, 일정 기간 순투자이익(return on net investment)을 상회하는 회계이익의 초과변화(abnormal change)에 주안점을 두고 있다. 이와 함께 단기성장률은 점근적으로(asymptotically) 산업전반 지속성장률에 근접(decay)할 것이라 가정한다.

(가) r_{GM}

GM(2003)은 OJ(2005) 모형에 기초하여 자기자본비용을 추정하였다. 미래 2년간 또는 5년간의 평균성장률을 단기성장률로 활용하였고, 추정기간 이후 경제 전반의 평균성장률이라 할 수 있는 명목 장기성장률(nominal long-term growth rate)은 물가상승효과를 감안하고자 무위험이자율에서 3%를 차감($r_f - 3\%$)하는 방식으로 산출하였다¹⁰⁾. 여기에서 무위험이자율(r_f)은 10년만기 국채수익률을 활용하였다. 미래 1기의 주당배당금(dps_1)은 Gebhardt et al.(2001)에서와 같이 직전 회계연도 회계이익이 양수($eps_0 > 0$)인 경우 직전 회계연도의 주당배당금을 주당순이익으로 나누어(dps_0/eps_0) 배당성향을 산정하였다. 이때 배당성향은 0에서부터 1까지인 경우($0 \leq dps_0/eps_0 \leq 1$)로 제한하며, 미래 1기의 주당순이익 예측치와 직전 회계연도 배당성향의 곱으로 미래 1기의 주당배당금을 산출($eps_2 + r_e * (dps_2 - eps_1)$)하였다. 그 외에 직전 회계연도의 회계이익이 음수인 경우 주당총자산의 6%를 미래 1기 주당배당금의 대용치로 활용($aps_0 * 0.06$)하였다¹¹⁾¹²⁾.

- 10) 재무분석가의 예측정보는 미래의 물가를 반영한 실질화폐가치가 아닌 예측시점의 명목화폐가치로 제시되고 있다. GM(2003)은 자기자본비용 추정시점의 차이로 인한 각 기간별 물가변동 효과를 고려하기 위하여 지속성장률을 산정시 무위험이자율에서 3%를 차감하였다. 우리나라도 최근 물가상승률이 다음과 같은 추이를 보이고 있어 지속성장률의 산정에 3%를 물가상승 효과로 간주하는 것은 합리적이라 판단된다.

2000년	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
2.26%	4.07%	2.76%	3.51%	3.59%	2.75%	2.20%	2.54%

(한국은행 : 조사통계월보 각 월호)

- 11) Gebhardt et al.(2001)은 미국 기업의 장기 총자산이익률(ROA : return on assets)이 6% 수준임을 감안하여 회계이익이 음수인 경우 직전 총자산의 6%를 정상이익수준(normal earnings level)으로 간주하였다. 우리나라의 경우에도 12월결산 유가증권시장 비금융업 상장기업의 총자산이익률이 2000년대 초기까지는 매우 낮은 수준을 기록하였으나, 이후 점진적으로 회복되어 2004년 8.17%를 기록하는 등 총자산의 6%를 정상이익수준으로 간주하는 것은 합리적이라 판단된다.

2000년	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
1.74%	0.79%	4.84%	5.09%	8.17%	4.98%	5.83%	5.80%
(497개사)	(499개사)	(498개사)	(509개사)	(521개사)	(534개사)	(532개사)	(546개사)

(한국상장회사협의회 : 월간 '상장' 각 연도 4월호)

본 연구에서는 우리나라의 기업정보 관련 데이터에 개별기업의 중장기적 성장률 전망에 대한 자료가 제공되지 않으므로 미래 2개 기간의 예측정보를 활용하여 단기성장률을 산출하고, 지속성장률은 5년만기 국고채 수익률에서 3%를 차감하였다¹³⁾.

$$P_0 = \frac{eps_1}{r_e} + \frac{(eps_2 - eps_1 - r_e(eps_1 - dps_1))}{r_e(r_e - g_p)} \quad (3)$$

$$r_e = A + \sqrt{A^2 + \frac{eps_1}{P_0}(g_2 - (\gamma - 1))}$$

$$A \equiv \frac{1}{2} \left((\gamma - 1) + \frac{dps_1}{P_0} \right), \quad g_2 = \frac{eps_2 - eps_1}{eps_1} \quad (4)$$

여기에서

P_t : t시점의 주식가격

dps_t : t시점의 주당배당금

$g_p (= \gamma - 1)$: 지속성장률

eps_t : t시점의 주당순이익

g_2 : 단기성장률

r_e : 자기자본비용

(나) r_{MPEG}

Easton(2004)는 OJ(2005) 모형에 차기 주당순이익의 초과성장이 미래 초과성장의 불편추정치(unbiased estimate)라는 가정을 도입하였다. 따라서 미래 지속성장률은 $0(g_p = 0)$ 이 된다. 수정 주가-이익성장모형(MPEG : modified price-earnings growth model, 이하 ‘MPEG 모형’이라 한다)은 미래 1기의 주당순이익과 주당배당금, 미래 2기의 주당순이익 및 관측가능한 현재 주가가 존재할 경우 자기자본비용을 산출할 수 있다. 단 산술적으로 미래 회계이익 예측치의 변화는 양수일 것이 요구된다.

$$P_0 = \frac{eps_2 + r_e * dps_2 - eps_1}{r_e^2} \quad (5)$$

단, $eps_2 \geq eps_1 \geq 0$

(다) r_{PEG}

Easton(2004)는 MPEG 모형외에 주가-이익성장모형(PEG : price-earnings growth model, 이하 ‘PEG 모형’이라 한다)을 제시하였는데, 이는 MPEG 모형에 미래 1기의 주당배당금이 $0(dps_1 = 0)$ 이라는 가정을 추가적으로 도입한 것이다. PEG 모형은 미래 2기까지의 주당순이익 예측정보와 관측가능한

12) 이러한 방법은 Hwang et al.(2007), 황이석 등(2008)에서도 적용된 바 있다.

13) 지속성장률을 산정함에 있어 Hwang et al.(2007), 황이석 등(2008)은 3년만기 국고채수익률에서 3%를 차감한 값을, Byun et al.(2008)은 4%를 적용하였다.

현재 주가가 존재할 경우 자기자본비용을 산출할 수 있다. 단 산술적으로 미래 회계이익 예측치의 변화는 양수일 것이 요구된다.

$$P_0 = \frac{eps_2 - eps_1}{r_e^2} \quad (6)$$

단, $eps_2 \geq eps_1 \geq 0$

(2) 위험대용치

(가) 시장베타(BETA)

자본자산가격결정모형(CAPM : capital market pricing model)은 시장베타가 기업의 체계적 위험을 포착하여 개별기업의 주가수익률과 선형관계에 있음을 설명하고 있다(Sharpe 1964 ; Lintner 1965 ; Mossin 1966). 따라서 시장베타는 자기자본비용과 양의 관계에 있을 것으로 예측된다. 시장베타는 각 연도 3월말까지 과거 최대 60개월 최소 36개월의 월별 주가수익률과 시장수익률을 이용하여 추정한다¹⁴⁾¹⁵⁾.

(나) 규모(SIZE)

일반적으로 규모가 큰 기업은 재무분석가, 기관투자자 등 다양한 회계정보이용자의 관심을 받음으로써 유동성과 정보접근성이 소규모 기업에 비하여 상대적으로 높다고 할 수 있다. 이러한 정보의 이용가능성은 기업과 투자자간의 정보불균형 문제를 완화하여 불확실성으로 인한 위험프리미엄을 감소시킬 것이므로(Banz 1981 ; Fama and French 1992), 자기자본비용과 음의 관계에 있을 것으로 예측된다. 규모는 각 연도 3월말 주주지분 시장가치에 자연로그를 취하여 측정한다¹⁶⁾.

(다) 시장-장부가치비율(MB)

Fama and French(1992)는 시장베타(BETA)와 규모(SIZE) 등의 위험요소를 함께 고려한 모형에서 시장가치보다 장부가치가 높은 가치주(저MB)의 주가수익률이 장부가치보다 시장가치가 높은 성장주(고MB)의 주가수익률에 비하여 상대적으로 높게 형성됨을 검증하였다. 이는 시장-장부가치비율(MB)과 기대수익률이 음의 관계에 있음을 의미한다. 시장-장부가치비율(MB)은 각 연도 3월말 주주지분의 시장가치를 직전 회계연도말 장부가치로 나누어 측정한다¹⁷⁾.

14) 주가수익률과 시장수익률은 FnGuide의 DataGuide Pro에서 추출하였다.

15) 자기자본비용의 추정에 각 연도별 6월말을 기준으로 3개월간의 재무분석가 예측정보를 활용하였기에, 시장베타(BETA), 규모(SIZE) 등의 위험대용치는 재무분석가가 이를 관측할 수 있는 3월말을 기준으로 산출하였다.

16) 주주지분 시장가치는 FnGuide의 DataGuide Pro에서 추출하였다.

17) 재무정보는 한국상장회사협의회 TS2000에서 추출하였다.

나. 회계정보의 질

회계정보는 기업지배구조로부터 생성된 산출물인 동시에 기업지배구조 체계가 원활히 제 기능을 발휘할 수 있도록 중요한 정보를 제공하는 투입요소로서의 역할을 수행한다. 우수한 회계정보의 질은 주주가 부담하는 정보위험을 완화시킬 뿐만 아니라 기업의 대내외 경제적 활동에 대한 성과측정·평가와 함께 경영의사결정의 피드백 기능을 제공하여 기업지배구조 체계 운영의 효율성을 제고시킨다(Sloan 2001). Francis et al.(2004, 2005) 등의 실증연구에서도 회계정보의 질은 자기자본비용과 음의 관계에 있음이 보고된 바 있다.

(1) 성과대응 재량적 발생액(ABNACCR)¹⁸⁾

회계정보의 질에 대한 첫 번째 측정치로서 성과대응 재량적 발생액(PMDA : performance matched discretionary accruals)을 활용한다. 성과대응 재량적 발생액을 측정하기 위해서는 우선 재량적 발생액이 추정되어야 한다. 여기에서 재량적 발생액은 총발생액(TA : total accrual, 당기순이익 - 영업활동으로 인한 현금흐름)에서 비재량적 발생액(NDA : non-discretionary accruals)을 차감하여 측정하는데, 회귀모형 (7)의 수정-Jones 모형(Jones 1991 ; Dechow et al. 1995)에 따라 5년간의 산업별-횡단면 회귀계수를 추정한 후 모형 (8)을 적용하여 산출한다.

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = a \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + b_1 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}}{A_{it-1}} \right) + b_2 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$DA_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{it-1}} - \left[\hat{a} \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \hat{b}_1 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}}{A_{it-1}} \right) + \hat{b}_2 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) \right] \quad (8)$$

여기에서

- TA_{it} : 기업 i의 t년도 총발생액
- DA_{it} : 기업 i의 t년도 재량적 발생액
- A_{it} : 기업 i의 t년도 총자산
- ΔREV_{it} : 기업 i의 t년도 매출액 변화
- ΔAR_{it} : 기업 i의 t년도 매출채권 변화
- PPE_{it} : 기업 i의 t년도 감가상각자산

$$ABNACCR_{it} = |DA_{it} - median DA_{jt}| \quad (9)$$

여기에서

- $ABNACCR_{it}$: 기업 i의 t년도 성과대응 재량적 발생액의 절대값
- DA_{it} : 기업 i의 t년도 재량적 발생액
- $median DA_{jt}$: 기업 i가 속한 그룹j의 t년도 재량적 발생액의 중위값

18) 본 보고서에 기술하지는 않았지만 수정-Jones 모형(Jones 1991 ; Dechow et al. 1995)에 의한 재량적 발생액을 적용한 검증을 함께 수행하였다. 실증분석 결과는 대체적으로 성과대응 재량적 발생액을 적용한 경우와 유사하였다. 즉 재량적 발생액으로 측정된 회계정보의 질은 자기자본비용과 유의한 양의 관계를 보여, 회계정보의 질이 우수한 경우 자기자본비용이 감소함을 시사한다.

다음으로 성과대응 재량적 발생액은 표본기업을 각 연도 총자산이익률(ROA : return on assets)에 따라 산업별 4개의 그룹으로 세분화하여, 개별기업의 재량적 발생액에서 각 그룹별 재량적 발생액의 중위값을 차감한 값에 절대값을 취하여 산출한다. 성과대응 재량적 발생액이 높다는 것은 경영자의 기회주의적 행동 가능성이 높음을 의미하므로 자기자본비용과 양의 관계를 예측한다.

(2) 회계이익의 적시성 또는 투명성(ACCTTRAN)

회계정보의 질에 대한 두 번째 측정치는 회계이익의 적시성 또는 투명성(the timeliness or transparency of accounting earnings)으로 이는 개별기업의 연간 주가수익률과 회계이익, 손실발생 여부 및 회계이익의 변화간의 회귀모형을 활용하여 5년간의 산업별-횡단면 회귀계수를 추정한 후 모형 (11)을 적용하여 산출한다(Ashbaugh et al. 2004, 2006).

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 NI_{it} + \beta_2 LOSS_{it} + \beta_3 NI_{it} * LOSS_{it} + \beta_4 \Delta NI_{it} + \epsilon_{it} \quad (10)$$

여기에서

RET_{it} : 기업 i의 t년도 4월부터 t+1년 3월말까지 연간주가수익률

NI_{it} : 기업 i의 t년도 당기순이익(t-1년도의 시가총액으로 표준화)

$LOSS_{it}$: $NI_{it} < 0$ 인 경우 1, 아니면 0인 더미변수

$NI_{it} * LOSS_{it}$: 손실기업과 이익기업 간의 차별적 시장반응을 포착하는 상호작용변수

ΔNI_{it} : 기업 i의 t년도 당기순이익 변화(t-1년도의 시가총액으로 표준화)

Gu(2004)는 회계정보의 가치관련성 연구에서 활용도가 높은 모형과 기법의 효율성을 비교·분석하였는데, 회귀모형(10)과 같은 실증모형에서는 오차항의 제곱이 동일 기간 주가변화에 대하여 회계이익이 설명하지 못하는 정도를 해석하는데 보다 효과적이라 주장하였다. 오차항의 제곱이 높다는 것은 회계이익의 적시성이 낮다는 것을 의미하므로 자기자본비용과는 양의 관계를 보일 것으로 예측한다.

$$ACCTTRAN_{it} = \{RET_{it} - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 NI_{it} + \hat{\beta}_2 LOSS_{it} + \hat{\beta}_3 NI_{it} * LOSS_{it} + \hat{\beta}_4 \Delta NI_{it})\}^2 \quad (11)$$

여기에서

$ACCTTRAN_{it}$: 회계이익의 적시성(투명성)

다. 기업지배구조

(1) 이사회 특성

(가) 이사회 규모(BSIZE)

이사회적 적정규모를 정의하는 것은 어려운 과제이다. 일반적으로 이사의 수가 증가하면 이사회 자체적인 감시·감독능력은 제고되나, 적정 규모를 초과하게 되면 의사결정과정의 비효율성이 발생하여 오히려 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이에 본 연구에서는 이사회 규모와 자기자

본비용간의 관계에 있어 특정 부호를 예측하지 않는다. 이사회규모는 직전 사업년도 말 등기이사수에 자연로그를 취하여 측정한다.

(나) 이사회 독립성(BIND)

이사회 독립성이 높을수록 이사회 경영 감시·감독기능 제고되어 경영자는 주주 전체의 이익을 위한 의사결정을 수행할 가능성이 높을 것이므로 이사회 독립성과 자기자본비용 간에 음의 관계를 예측한다. 이사회 독립성은 이사회 내 사외이사의 수를 총 등기이사의 수로 나누어 측정한다.

(다) 이사회내 외국인 이사의 포함여부(BFOR)

우리나라의 경우 외국인 이사는 외국인 투자회사를 대표하는 성격을 갖고 있고, 외국인 투자자는 비교적 최대주주와 관련성을 갖고 있을 가능성이 낮기 때문에 투자대상회사를 보다 독립적으로 감시할 인센티브와 전문성을 가지고 있다고 볼 수 있다. 따라서 이사회내 외국인 이사가 포함되어 있을 경우 이사회 독립성과 전문성이 제고될 수 있다는 점에서 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다. 이사회내 외국인 이사의 포함여부는 외국인 이사가 포함되어 있는 경우 1, 아니면 0인 더미변수로 측정한다.

(라) 이사회내 회계전문가 포함여부(BACC)

이사회내 회계전문가가 포함되어 있는 경우 전문적 지식과 실무적 경험을 활용하여 회계정보의 질을 제고함으로써 주주가 부담하는 정보위험을 완화시켜 자기자본비용이 감소할 것이라 예측한다. 이사회내 회계전문가의 포함여부는 이사회 내 회계전문가가 포함된 경우 1, 아니면 0인 더미변수로 측정한다. 회계전문가에 대한 판단은 손성규 등(2004)과 같이 공인회계사, 세무사 및 국세청 관련 직종에 과거와 현재 소속된 자로 제한한다.

(마) 이사회 활동성(BACT)

이사회 독립성과 효율성이 갖추어진다고 하더라도 실질적인 활동이 없으면 이사회 감시·감독기능은 기대할 수 없다. 따라서 활동적인 이사회가 이사회 기능의 효율성을 제고시킬 것이라는 관점에서 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다. 이사회 활동성은 이사회 연간 개최횟수에 자연로그를 취하여 측정한다.

(바) 사외이사의 활동성(OUTACT)

독립성과 전문성을 갖춘 기업외부의 전문가가 객관적인 관점에서 적극적으로 기업의 의사결정과정에 참여할 경우 이사회 경영감시·감독기능은 제고될 것이다. 따라서 사외이사의 지속적인 경영활동 관여는 이사회 실질적인 모니터링 기능을 제고할 것이므로 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다. 사외이사의 활동성은 사외이사의 이사회 연간참여율로 측정한다.

(2) 감사기구 특성

(가) 감사위원회의 설치여부(ACOM)

감사위원회 설치 기업의 경영감시·감독기능은 감사설치 기업에 비하여 효율적일 것으로 예상할 수 있으므로 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다. 감사위원회 설치여부는 감사위원회를 도입한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정한다.

(나) 감사기구내 회계전문가 포함여부(AACC)

감사기구의 전문성이 확보될 경우 전문적인 관점에서 경영감시·감독활동이 수행될 것이므로 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다. 감사기구내 회계전문가 포함여부는 감사기구 내 회계전문가가 포함된 경우 1, 아니면 0인 더미변수로 측정한다. 회계전문가의 판단은 손성규 등(2004)과 같이 공인 회계사, 세무사 및 국세청 관련 직종에 과거와 현재 소속된 자로 제한한다.

(3) 소유구조 특성¹⁹⁾

(가) 대주주지분율(OWN)

지배주주의 지분율과 관련하여 지분율의 증가가 이해상충의 완화로 기업가치를 제고할 것이라는 이해일치(interest alignment) 가설²⁰⁾과 오히려 사적 이익 추구행위로 기업가치를 감소시킬 것이라는 안주(management entrenchment) 가설²¹⁾, 그리고 이를 절충한 절충가설이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 대주주지분율과 자기자본비용간의 관계에 대하여 특정 부호를 예측하지 않는다. 대주주지분율은 각 연도 3월말 현재 특수관계자 지분을 포함한 대주주 1인 지분율로 측정한다.

(나) 외국인지분율(FOR)

외국인 투자자는 정보의 수집 및 분석능력이 소액주주에 비하여 우수하고, 자신의 부를 극대화시키기 위하여 적극적으로 경영감시·감독활동에 참여할 동기가 존재할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 기업감시에 전문성을 갖춘 외국인 투자자는 경영감시·감독기능에 중요한 역할을 수행할 것이라는 관점에서 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다. 외국인지분율은 각 연도 3월말 현재 외국인투자자 지분율로 측정한다.

19) 대주주지분율 및 외국인지분율은 FnGuide의 DataGuide Pro에서 추출하였다.

20) Jensen and Meckling(1976)은 경영자의 지분율이 낮은 경우 대리인문제로 인하여 경영자는 기업가치의 극대화 보다는 자신의 이익을 위한 의사결정을 수행하는 반면, 경영자의 지분율이 증가할수록 경영자와 주주간의 이해관계가 일치하여 효율적인 의사결정을 수행함으로써 기업가치가 제고될 것이라 주장하였다.

21) Morck et al.(1988), McCornell and Servaes(1990) 등은 실증분석을 통하여 경영자의 지분율이 낮은 수준에서는 기업가치와 양의 관계를 보이나, 일정한 수준을 초과하게 되면 음의 관계가 나타남을 검증하였다. 이는 경영자의 지분율이 일정 수준을 상회하면 경영자가 시장의 압박을 받지 않고 안주하기 때문이라 설명하였다.

(4) CGS의 상장기업 지배구조 평가점수²²⁾²³⁾

CGS는 우리나라 기업의 지배구조 개선과 발전을 위해 매년 상장기업의 지배구조를 평가하고 있다. 동 평가결과는 지배구조 우수기업의 선정 및 표창, 기업지배구조주가지수(KOGI) 구성종목의 조정, 기업지배구조 DB구축, 기업지배구조 개선을 위한 연구와 정책개발 등에 활용되고 있다. 평가에 기초가 되는 항목은 주주의 권리보호, 이사회, 공시, 감사기구, 경영의 과실배분 등 크게 다섯 가지로 구성되며, 다섯 가지 항목의 합계가 기업지배구조 총점이 된다. 각 항목별 평가점수 및 총점이 높다는 것은 기업지배구조가 우수하다는 것을 의미하므로 자기자본비용과 음의 관계를 예측한다.

4. 표본기업 선정

본 연구에 사용된 표본기업은 한국거래소에 상장된 유가증권시장 상장법인 중 다음의 조건을 충족시키는 기업을 대상으로 한다.

- ① 2000년부터 2007년까지 각 연도 6월말 기준으로 재무분석가의 예측정보가 입수가 가능한 기업
- ② 결산기가 12월이고, 금융업(은행업, 증권업, 보험업 등)이 아닌 기업
- ③ 외부감사인의 감사의견이 부적정의견 또는 의견거절이 아닌 기업
- ④ 자본잠식 상태가 아닌 기업
- ⑤ 관리종목이 아닌 기업
- ⑥ 한국상장회사협의회 TS2000, CGS의 상장기업 지배구조 평가점수, 금융감독원의 전자공시시스템(DART), FnGuide의 DataGuide Pro로부터 자료가 활용가능한 기업

22) 상장기업의 지배구조 평가는 우리나라 기업을 대상으로 지배구조에 대한 평가의 필요성이 제기되면서 2001년부터 한국거래소(KRX : Korea Exchange)에서 상장기업 관계자를 대상으로 설문조사에 기초하여 수행하기 시작하였다. 2002년 6월 CGS의 설립으로 관련업무가 이관되었으며, 현재 CGS에서 이를 전문적으로 수행하고 있다. 초기에는 설문에 대한 의존도가 높아, 응답자의 성향에 따른 편의, 높은 미응답율, 부분 응답에 부정확성 등이 문제로 제기되면서 점진적으로 설문조사 비중을 감소시켜 최근에는 CGS의 자체조사만으로 상장기업 지배구조 평가를 수행하고 있다.

23) CGS는 상장기업 지배구조 평가시 세부 항목별 평가기준 및 배점을 지속적으로 재검토하여 조정하고 있다. 따라서 각 연도별 세부 항목 점수 및 지배구조 총점이 다소 상이하게 나타난다. 본 연구에서는 이를 감안하고자, 개별기업의 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수를 ① 각 항목별 총점으로 표준화 한 경우, ② 전체 기업지배구조 총점으로 표준화 한 경우, ③ 항목별 순위로 측정한 경우 및 ④ 항목별 순위를 기준으로 10개의 소그룹으로 세분한 경우 등의 네 가지로 산출하여 분석하였다. 이와 함께 기업지배구조 총점은 정책당국으로부터 과징금 이상의 제재, 불성실공시법인 지정, 외부감사인의 감사의견 부적정 등의 벌점요인을 반영하였다.

예를 들어 2006년도 상장기업 지배구조 총점이 100점 만점이고 주주의 권리보호에 관한 사항의 총점이 20점인 경우 A기업이 주주의 권리보호에 관한 사항에서 10점을 받았다면(표본기업 100개 중 55위), ① 각 항목별 총점으로 표준화 한 경우에는 0.50, ② 전체 기업지배구조 총점으로 표준화 한 경우에는 0.10의 값을 부여한다. 이와 함께 ③ 항목별 순위로 측정한 경우에는 0.55, ④ 항목별 순위를 기준으로 10개의 소그룹으로 세분한 경우에는 0.60의 값을 부여한다.

①의 조건은 재무분석가의 회계이익 예측정보를 통하여 자기자본비용을 추정하기 위한 조건이다. FnGuide의 DataGuide Pro에서는 2000년부터 재무분석가의 예측정보를 제공하고 있다. ②~⑤의 조건은 표본의 동질성을 유지하기 위한 조건이다. 12월 결산법인으로 표본을 한정한 이유는 현재 상장법인 중 대부분이 12월 결산법인이고, 결산월의 차이에서 발생할 수 있는 효과를 통제하기 위한 것이다. 금융업은 회계기준, 계정과목, 재무제표의 보고형태 및 정책당국의 규제수준이 비금융업에 속한 기업과는 다르기 때문에 제외하였다. 또한 외부감사인으로부터 재무제표에 대한 부정적 의견·의견거절을 받은 기업과 자본잠식·관리종목 상태인 기업은 대부분 재무적 어려움에 처한 기업으로 정상적인 경영활동을 수행하기 어렵다고 볼 수 있어 제외하였다.

IV. 실증분석

1. 기술통계량

표본기업의 선정기준에 따라 선정된 표본기업의 연도-업종별 현황이 <표 1>에 나타나 있다.

<표 1> 표본기업의 분포

구 분	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년	합 계	최종 표본기업
제1차금속	5	7	7	3	5	10	9	46	35
기계장비	5	2	3	3	5	6	8	32	22
도소매업	9	9	7	5	9	14	13	66	50
비금속광업	3	4	3	3	3	2	1	19	12
섬유의복	5	2	2	4	4	3	4	24	16
음식료품	6	5	6	8	8	7	8	48	41
자동차등	6	7	9	11	12	14	15	74	58
전기전자	16	13	12	10	12	14	13	90	67
정밀사무조립	4	4	2	1	3	3	4	21	17
종이출판	2	4	5	4	3	3	3	24	20
종합건설	10	10	10	7	9	13	12	71	48
화학석유	26	26	23	20	23	22	24	164	135
목재고무가구	10	5	3	4	5	3	3	33	25
기타서비스	8	13	10	10	12	13	25	91	60
합 계	115	111	102	93	113	127	142	803	-
최종 표본기업	75	86	87	70	87	96	105	-	606

표본기업의 수는 2001년부터 2007년까지 14개 업종에 803개 기업-년이나, 자기자본비용(r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM}), 시장베타(BETA), 규모(SIZE), 시장-장부가치비율(MB) 등 주요 변수의 극단치(outlier)를 통제하기 위하여 상·하위 1%를 제외(truncation)한 결과 최종 표본기업은 606개 기업-년으로 구성되었다.

본 연구에서 사용된 주요변수에 대한 극단치 통제전 기술통계량이 <표 2>에 제시되어 있다. 세 가지 자기자본비용 추정치의 평균(중위값)은 15.3%(13.0%)(r_{PEG})에서부터 17.2%(15.7%)(r_{MPEG} , r_{GM})까지로 분포되어 있다.

<표 2> 주요변수의 기술통계량

변 수	평 균	표준편차	최소값	1%	1/4분위값	중위값	3/4분위값	99%	최대값
ICC	r_{PEG}	0.1531	0.0988	0.0097	0.0260	0.0875	0.1301	0.1972	0.4585
	r_{MPEG}	0.1723	0.0773	0.0226	0.0564	0.1234	0.1572	0.2052	0.4341
	r_{GM}	0.1722	0.0767	0.0334	0.0578	0.1237	0.1567	0.2044	0.4337
ABNACCR	0.0485	0.0516	0.0000	0.0000	0.0137	0.0329	0.0667	0.2528	0.3568
ACCTTRAN	0.5014	1.6722	0.0000	0.0000	0.0241	0.1380	0.3587	5.8959	36.5595
BSIZE	1.9358	0.3533	1.0986	1.3862	1.7917	1.9459	2.0794	2.7725	2.9957
BIND	0.3490	0.1207	0.1666	0.2500	0.2500	0.2857	0.4285	0.6666	0.7692
BACT	2.5738	0.6221	0.6931	1.3862	2.1972	2.5649	2.9444	4.1108	4.8441
OUTACT	0.6786	0.3112	0.0000	0.0000	0.4827	0.7826	0.9452	1.0000	1.0000
OWN	0.3647	0.1505	0.0227	0.0412	0.2605	0.3541	0.4541	0.7395	0.9295
FOR	0.2021	0.1739	0.0000	0.0000	0.0438	0.1744	0.3230	0.6339	0.8751
CGSH	0.5444	0.0946	0.2972	0.3513	0.4852	0.5441	0.6081	0.7500	0.8088
CGBOD	0.2495	0.1370	0.0294	0.0454	0.1470	0.2352	0.3235	0.6764	0.7941
CGDIS	0.4708	0.1318	0.1875	0.2500	0.3750	0.4468	0.5531	0.8297	0.8936
CGAUD	0.4069	0.2301	0.0000	0.0500	0.2380	0.3500	0.6000	1.0000	1.0000
CGDIV	0.3716	0.2085	0.0000	0.0000	0.2307	0.3846	0.5000	0.8461	0.9000
CGTOT	0.4343	0.0854	0.1530	0.2857	0.3775	0.4234	0.4795	0.6887	0.8203
BETA	0.9450	0.3609	0.0279	0.2112	0.7129	0.9328	1.1673	1.9358	2.5186
SIZE	19.5839	1.6462	16.2516	16.7875	18.3664	19.2925	20.6390	23.9757	25.2537
MB	1.1128	0.8937	0.0781	0.1441	0.5002	0.8495	1.4096	4.2502	6.1224

주1) 변수의 정의 : ICC(자기자본비용 : r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM}), ABNACCR(성과대응 재량적 발생액), ACCTTRAN(회계이익의 적시성), BSIZE(이사회의 규모), BIND(이사회의 독립성), BACT(이사회의 활동성), OUTACT(사외이사의 활동성), OWN(대주주 지분율), FOR(외국인 지분율), CGSH(주주의 권리보호), CGBOD(이사회), CGDIS(공시), CGAUD(감사기구), CGDIV(경영의 과실배분), CGTOT(기업지배구조 총점), BETA(시장베타), SIZE(규모), MB(시장-장부가치비율)

주2) CGS 상장기업 지배구조 평가점수의 경우 2005년부터 2006년까지 발표된 201개 기업-년, 각 항목별 총점을 기준으로 표준화

설명변수 중 회계정보의 질에 포함된 성과대응 재량적 발생액(ABNACCR)과 회계이익의 적시성(ACCTTRAN)의 평균(중위값)은 0.048(0.032)와 0.501(0.138)이다. 기업지배구조 변수는 이사회 의 규모(BSIZE)가 1.93(1.94), 이사회 의 독립성(BIND)은 0.34(0.28), 이사회 의 활동성(BACT)은 2.57(2.56), 사외 이사의 활동성(OUTACT)은 0.67(0.78)로 나타났다. 이와 함께 대주주지분율(OWN)과 외국인지분율(FOR)은 각각 0.36(0.35), 0.20(0.17)의 평균(중위값)을 보이고 있다.

CGS의 상장기업 지배구조 평가점수는 주주의 권리보호(CGSH)가 0.54(0.54), 이사회(CGBOD)가 0.25(0.24), 공시(CGDIS)가 0.47(0.45), 감사기구(CGAUD)가 0.41(0.35), 경영의 과실배분(CGDIV)이 0.37(0.38), 기업지배구조 평가총점(CGTOT)이 0.43(0.42)의 평균(중위값)을 보이고 있어 CGS의 평가기준에 의할 경우 아직 우리나라 상장기업의 기업지배구조 개선 과제가 상당한 정도 남아 있음을 의미한다.

<표 2>에서 나타난 바와 같이 일부 재무분석가의 예측편의로 인하여 자기자본비용의 추정치가 최대 95.4%, 최소 0.97%를 보이는 등 극단치에 대한 통제가 요구됨을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 자기자본비용 및 통제변수 등에 대하여 상·하위 1%의 표본을 제외하였다²⁴⁾.

2. 자기자본비용 추정치의 타당성 검토²⁵⁾

자기자본비용 추정치가 합리적 타당성을 갖기 위해서는 선행연구에서 제시된 주요 위험대용치인 시장베타(BETA)와는 양의 관계를 규모(SIZE) 및 시장-장부가치비율(MB)과는 음의 관계를 보여야 한다. 이에 따라 추정된 자기자본비용의 타당성을 검토하기 위하여 주요 위험대용치 및 실현수익률과의 회귀분석을 수행하였다.

가. 위험대용치에 대한 회귀분석²⁶⁾

자기자본비용과 위험대용간의 회귀분석 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 회귀모형의 설명변수는 Sharpe(1964), Banz(1981) 및 Fama and French(1992) 등의 선행연구에서 제시된 세 가지 주요 위험대용치인 시장베타(BETA), 규모(SIZE) 및 시장-장부가치비율(MB)이다.

24) 극단치를 통제한 후 세 가지 자기자본비용 추정치는 5.6~41.3%의 범위로 평균(중위값)은 15.2%(14.5%)(r_{PEG})와 16.8%(16.0%)(r_{MPEG} , r_{GM})로 분포되었다. 이는 우리나라 상장기업을 대상으로 자기자본비용을 추정한 김경태(2006), Hwang et al.(2007), Ahn et al.(2007), 황이석 등(2008), Byun et al.(2008)과 유사한 결과이다.

25) 본 보고서에 기술하지는 않았지만 자기자본비용 추정치의 타당성 검토를 위한 회귀분석에 앞서 자기자본비용과 위험요소간의 상관관계 분석을 수행하였다. 분석결과 규모(SIZE)와 시장-장부가치비율(MB)은 자기자본비용과 유의한 음의 상관관계를 보였다. 그러나 시장베타(BETA)는 r_{PEG} 와는 5% 유의수준에서 유의한 양의 상관관계를 보인 반면, r_{MPEG} 및 r_{GM} 와는 유의하지 않은 양의 상관관계를 보였다.

26) IV장 2절 가.의 회귀분석 수행시 설명변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 존재하는가를 검토하기 위하여 각 위험대용치들의 분산확대인자(VIF : variance inflation factor)를 확인한 결과, 각 위험대용치들의 분산확대인자는 모두 5이하로 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 나타났다.

r_{PEG} 를 중심으로 살펴보면, 선행연구와 일관되게 자기자본비용은 시장베타(BETA)와 유의한 양의 관계를 보이고 있으며, 규모(SIZE) 및 시장-장부가치비율(MB)과는 유의한 음의 관계에 있는 것으로 나타났다. 또한 세 가지 주요 위험대응치가 자기자본비용 변동의 19.2%를 설명하고 있었다. 이는 우리나라 기업을 대상으로 분석한 Hwang et al.(2007), Ahn et al.(2007), Byun et al.(2008) 등과 유사한 결과이다. 자기자본비용간의 차이를 보면 r_{MPEG} 와 r_{GM} 이 r_{PEG} 에 비하여 상대적으로 높은 설명력 계수를 보이고 있다.

〈표 3〉 자기자본비용과 위험대응치

$$ICC_{it} = \beta_0 + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \sum_{j=2002}^{2007} \gamma_j YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

변 수	예측부호	ICC		
		r_{PEG}	r_{MPEG}	r_{GM}
상수항	?	0.3217 (9.39)***	0.3684 (10.36)***	0.3744 (10.74)***
BETA	+	0.0253 (3.75)***	0.0210 (3.01)***	0.0208 (3.04)***
SIZE	-	-0.0100 (-5.78)***	-0.0112 (-6.23)***	-0.0113 (-6.44)***
MB	-	-0.0065 (-1.75)*	-0.0116 (-3.03)***	-0.0122 (-3.23)***
adj R^2		0.1920	0.2407	0.2583

주1) 변수의 정의 : ICC(자기자본비용 : r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM}), BETA(시장베타), SIZE(규모), MB(시장-장부가치비율)

주2) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주3) ()은 t-값을 나타낸다.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

나. 실현수익률에 대한 회귀분석

Guay et al.(2003)은 기대수익률과 실현수익률간의 관계를 통하여 자기자본비용 추정치의 타당성을 검증하는 대안을 제시하였다. <표 4>는 실현수익률을 종속변수로 기대수익률을 설명변수로 설정한 회귀모형의 분석결과이다. 만약 기대수익률의 추정이 합리적이라면 회귀계수 β_1 은 평균적으로 1의 값을 보일 것이다.

<표 4>에서 세 가지 자기자본비용(ICC) 추정치 모두 회귀계수가 1% 유의수준에서 유의한 양의 회귀계수를 보였으며, $\beta_1=1$ 에 대한 F-검증에서 F-값의 범위가 0.01~0.07, 유의수준은 0.78~0.92로 나타나고 있어 $\beta_1=1$ 이라는 귀무가설을 기각할 수 없었다.

〈표 4〉 자기자본비용과 실현수익률

$$RET_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 E_t(RET_{it+1}) + \sum_{j=2002}^{2006} \gamma_j YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it+1}$$

구 분	예측부호	RET		
		모형 1	모형 2	모형 3
상수항	?	0.1889 (1.46)	0.1816 (1.38)	0.1718 (1.30)
E(RET)	r_{PEG}	1.1197 (2.56)**		
	r_{MPEG}		1.0384 (2.51)**	
	r_{GM}			1.0749 (2.56)**
$adj R^2$		0.2205	0.2202	0.2206
F-값 (유의수준)		0.07(0.7846)	0.01(0.9260)	0.03(0.8583)

주1) 변수의 정의 : RET(실현수익률), E(RET)(기대수익률, r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM})

주2) 2001년 7월부터 2007년 6월까지 500개 기업-년을 대상으로 검증하였다.

주3) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주3) ()은 t-값을 나타낸다.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

주5) F-값은 $\beta_1 = 1$ 에 대한 가설검증

자기자본비용 추정치는 위험대용치와 일관되고 통계적으로 유의한 관계를 보이고 있으며, 실현 수익률과의 관계에서도 기대수익률의 회귀계수가 1과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타나고 있다. 따라서 본 연구에서 사용하는 자기자본 비용 추정치는 타당성을 가진 것으로 판단된다.

3. 회귀분석²⁷⁾²⁸⁾

가. 회계정보의 질과 기업지배구조 개별 변수에 대한 회귀분석

<표 5>는 자기자본비용과 회계정보의 질 및 기업지배구조 개별 변수에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. (모형1)은 회계정보의 질을 설명변수로 설정한 회귀모형이고, (모형2)에서부터 (모형4)까지는 이사회 특성, 감사기구의 특성, 소유구조의 특성 등 기업지배구조 개별변수를 각 범주별로 포함한 회귀모형이다. 또한 (모형5)는 회계정보의 질과 기업지배구조 개별변수를 함께 반영한 회귀모형이다. 회귀분석 결과를 살펴보면 자기자본비용은 회계정보의 질 중 성과대응 재량적 발생액(ABNACCR)과 유의한 양의 관계를, 기업지배구조 변수 중 이사회 규모(BSIZE), 사외이사의 활동성(OUTACT), 대주주지분율(OWN) 및 외국인지분율(FOR)과 유의한 음의 관계를 보이고 있다²⁹⁾.

이는 성과대응 재량적 발생액(ABNACCR)으로 측정된 회계정보의 질이 우수할수록, 또한 이사회 규모(BSIZE)가 크고, 사외이사가 활동적(OUTACT)이며, 대주주지분율(OWN) 및 외국인지분율(FOR)이 높을수록 자기자본비용이 감소됨을 의미한다. 이와 함께 세 가지 주요 위험대응치와 회계정보의 질 및 기업지배구조 변수는 자기자본비용 변동의 21.0%(r_{PEG})에서 27.0%(r_{GM}) 정도를 설명하고 있는 것으로 나타났다.

27) 본 논문에 기술하지는 않았지만 회귀분석에 앞서 자기자본비용과 설명변수간의 상관관계분석을 수행하였다. 분석결과 기업지배구조 변수는 이사회 규모(BSIZE), 이사회 독립성(BIND), 사외이사의 활동성(OUTACT), 감사위원회 설치여부(ACOM) 및 외국인지분율(FOR)이 자기자본비용과 1% 유의수준에서 유의한 음의 상관관계를, 이사회 내 외국인 이사의 포함여부(BFOR), 이사회 내 회계전문가 포함여부(BACC) 및 감사위원회 내 회계전문가 포함여부(AACC)는 10% 수준에서 유의한 음의 상관관계에 있는 것으로 나타났다. 회계정보의 질 변수는 성과대응 재량적 발생액(ABNACCR)이 10% 수준에서 유의한 양의 상관관계를 보였다. 이와 함께 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수는 기업지배구조 평가 총점(CGTOT)이 1% 수준에서 유의한 음의 상관관계를 보였으며, 주주의 권리보호(CGSH)와 공시(CGDIS)는 5% 수준에서 유의한 음의 상관관계를, 이사회(CGBOD)는 10% 수준에서 유의한 음의 상관관계에 있는 것으로 나타났다.

28) 상관관계분석에서 일부 설명변수간에 유의한 상관관계가 확인되어, 이하 IV장 3절, V장 1절 및 V장 2절의 모든 회귀분석 수행시 다중공선성 문제가 존재하는가를 검토하고자 각 설명변수들의 분산확대인자를 확인한 결과, 각 위험대응치들의 분산확대인자는 모두 5이하로 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 나타났다.

29) <표 5>의 (패널B)와 (패널C)에서 이사회 독립성(BIND)은 이사회 특성을 포함한 (모형2)에서는 유의한 양의 관계를 보였으나, 회계정보의 질 및 기업지배구조 개별 변수 모두를 반영한 (모형5)에서는 유의하지 않은 양의 관계를 보이고 있다. 이는 자기자본비용과 유의한 음의 상관관계를 보인 상관분석과는 상이한 결과로서, 자기자본비용 측정방법의 차이 혹은 이사회 특성내의 변수간의 상관관계에 기인한 것으로 보여진다.

나. 회계정보의 질과 기업지배구조 종합측정치(Composition Index)에 대한 회귀분석³⁰⁾

〈표 5〉 회계정보의 질과 기업지배구조 개별 변수에 대한 회귀분석

$$\begin{aligned}
 ICC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 ABNACCR_{it-1} + \beta_5 ACCTTRAN_{it-1} + \beta_6 BSIZE_{it-1} \\
 & + \beta_7 BIND_{it-1} + \beta_8 BFOR_{it-1} + \beta_9 BACC_{it-1} + \beta_{10} BACT_{it-1} + \beta_{11} OUTACT_{it-1} \\
 & + \beta_{12} ACOM_{it-1} + \beta_{13} AACC_{it-1} + \beta_{14} OWN_{it} + \beta_{15} FOR_{it} + \sum_{j=2002}^{2007} \gamma_j YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

패널A : r_{PEG}

구 분	예측 부호	r_{PEG}				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	?	0.3067 (8.86)***	0.3264 (7.92)***	0.3536 (8.16)***	0.3052 (7.51)***	0.3164 (6.44)***
BETA	+	0.0246 (3.63)***	0.0224 (3.25)***	0.0237 (3.45)***	0.0222 (3.23)***	0.0184 (2.61)***
SIZE	-	-0.0096 (-5.55)***	-0.0089 (-3.47)***	-0.0117 (-5.20)***	-0.0083 (-4.09)***	-0.0078 (-2.78)***
MB	-	-0.0079 (-2.10)**	-0.0070 (-1.80)*	-0.0058 (-1.55)	-0.0049 (-1.30)	-0.0067 (-1.67)*
ABNACCR	+	0.1324 (2.53)**				0.1494 (2.82)***
ACCTTRAN	+	0.0014 (0.47)				0.0013 (0.43)
BSIZE	?		-0.0139 (-1.80)*			-0.0111 (-1.42)
BIND	-		0.0433 (1.62)			0.0150 (0.47)
BFOR	-		-0.0010 (-0.16)			0.0058 (0.84)
BACC	-		-0.0068 (-1.43)			-0.0079 (-1.52)
BACT	-		0.0004 (0.11)			-0.0002 (-0.05)
OUTACT	-		-0.0152 (-1.85)*			-0.0157 (-1.91)*
ACOM	-			0.0085 (1.31)		0.0091 (1.14)
AACC	-			-0.0011 (-0.22)		0.0043 (0.73)
OWN	?				-0.0212 (-1.35)	-0.0265 (-1.65)*
FOR	-				-0.0400 (-2.36)**	-0.0463 (-2.42)**
$adjR^2$		0.1985	0.1980	0.1916	0.1980	0.2101

30) 이하에서는 자기자본비용과 위험대용치간의 상관관계분석에서 시장베타(BETA)와 유의한 양의 상관관계를 보인 r_{PEG} 를 중심으로 기술하고자 한다. r_{MPEG} 와 r_{GM} 을 종속변수로 하여 분석한 경우에도 대체적으로 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

〈표 5〉 회계정보의 질과 기업지배구조 개별 변수에 대한 회귀분석 (계속)

패널B : r_{MPEG}						
구 분	예측 부호	r_{MPEG}				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	?	0.3552 (9.87)***	0.3794 (8.87)***	0.4041 (9.00)***	0.3390 (8.04)***	0.3566 (6.98)***
BETA	+	0.0206 (2.94)***	0.0187 (2.60)***	0.0192 (2.70)***	0.0184 (2.59)***	0.0153 (2.10)**
SIZE	-	-0.0108 (-6.03)***	-0.0108 (-4.03)***	-0.0131 (-5.61)***	-0.0090 (-4.28)***	-0.0092 (-3.16)***
MB	-	-0.0127 (-3.22)***	-0.0119 (-2.94)***	-0.0108 (-2.79)***	-0.0099 (-2.55)**	-0.0107 (-2.57)**
ABNACCR	+	0.1175 (2.16)**				0.1323 (2.40)**
ACCTTRAN	+	0.0002 (0.07)				0.0002 (0.06)
BSIZE	?		-0.0131 (-1.64)			-0.0101 (-1.24)
BIND	-		0.0488 (1.76)*			0.0212 (0.64)
BFOR	-		0.0022 (0.34)			0.0105 (1.46)
BACC	-		-0.0070 (-1.41)			-0.0085 (-1.56)
BACT	-		0.0005 (0.13)			-0.0000 (-0.01)
OUTACT	-		-0.0123 (-1.44)			-0.0124 (-1.45)
ACOM	-			0.0091 (1.35)		0.0093 (1.12)
AACC	-			-0.0003 (-0.07)		0.0064 (1.04)
OWN	?				-0.0125 (-0.77)	-0.0170 (-1.02)
FOR	-				-0.0431 (-2.45)**	-0.0550 (-2.77)***
$adj R^2$		0.2443	0.2442	0.2405	0.2460	0.2541
패널C : r_{GM}						
구 분	예측 부호	r_{GM}				
		모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
상수항	?	0.3613 (10.24)***	0.3835 (9.14)***	0.4099 (9.31)***	0.3450 (8.34)***	0.3615 (7.21)***
BETA	+	0.0205 (2.97)***	0.0185 (2.64)***	0.0190 (2.73)***	0.0184 (2.64)***	0.0154 (2.14)**
SIZE	-	-0.0110 (-6.23)***	-0.0110 (-4.20)***	-0.0133 (-5.78)***	-0.0092 (-4.46)***	-0.0095 (-3.33)***
MB	-	-0.0132 (-3.43)***	-0.0123 (-3.11)***	-0.0114 (-2.99)***	-0.0105 (-2.77)***	-0.0113 (-2.75)***
ABNACCR	+	0.1164 (2.18)**				0.1306 (2.41)**
ACCTTRAN	+	0.0002 (0.09)				0.0002 (0.06)
BSIZE	?		-0.0120 (-1.53)			-0.0092 (-1.15)
BIND	-		0.0462 (1.70)*			0.0192 (0.59)
BFOR	-		0.0018 (0.29)			0.0097 (1.38)
BACC	-		-0.0066 (-1.37)			-0.0081 (-1.51)
BACT	-		0.0010 (0.28)			0.0005 (0.14)
OUTACT	-		-0.0114 (-1.37)			-0.0115 (-1.38)
ACOM	-			0.0091 (1.37)		0.0093 (1.14)
AACC	-			-0.0004 (-0.08)		0.0062 (1.02)
OWN	?				-0.0107 (-0.67)	-0.0151 (-0.93)
FOR	-				-0.0412 (-2.38)**	-0.0523 (-2.68)***
$adj R^2$		0.2619	0.2610	0.2582	0.2630	0.2702

주1) 변수의 정의 : ICC(자기자본비용, r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM}), BETA(시장베타), SIZE(규모), MB(시장-장부가치비율), ABNACCR(성과대응 재량적 발생액), ACCTAN(회계이익의 적시성), BSIZE(이사회의 규모), BIND(이사회의 독립성), BFOR(이사회내 외국인 이사 포함 여부), BACC(이사회내 회계전문가 포함여부), BACT(이사회의 활동성), OUTACT(사외이사의 활동성), ACOM(감사위원회 설치여부), AACC(감사위원회내 회계전문가 포함여부), OWN(대주주 지분율), FOR(외국인지분율)

주2) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주3) ()은 t-값을 나타낸다.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

본 연구에서 설명변수의 각 범주별로 자기자본비용에 미치는 효과를 검증하기 위하여 개별 변수를 회계정보의 질(AQ), 이사회의 특성(GOVOD), 감사기구의 특성(GOVAUD) 및 소유구조의 특성(GOVOWN) 등 네 가지 그룹으로 범주화 하였다.³¹⁾

<표 6>을 살펴보면 자기자본비용은 회계정보의 질(AQ)과는 유의한 양의 관계를, 소유구조의 특성(GOVOWN)과는 유의한 음의 관계를 보이고 있다.³²⁾³³⁾³⁴⁾ 이는 개별 변수를 활용한 회귀분석과 유사한 결과로서 회계정보의 질이 우수할수록 주주가 부담하는 정보위험을 완화시킴으로써 자본조달 비용을 감소시켜 기업가치에 긍정적인 영향을 미치고, 대주주지분율 및 외국인지분율의 증가는 소

31) 각 범주별 종합측정치를 산출하기 위하여 더미변수를 제외한 변수들의 각 연도별 순위를 부여한 후 이를 기초로 10개의 소그룹으로 분류하여 각 그룹별로 0.1에서 1까지 0.1의 간격으로 값을 부여하였다. 이후 각 범주에 포함된 변수의 값을 합산하여 이를 변수의 개수로 나누어 다음과 같이 산출하였다.

AQ(회계정보의 질)	(ABNACCR + ACCTAN)/2
GOVOD(이사회의 특성)	(BSIZE + BIND + BACT + OUTACT + ACC + FOR)/6
GOVAUD(감사기구의 특성)	(ACOM + AACC)/2
GOVOWN(소유구조 특성)	(OWN + FOR)/2

※ ABNACCR, ACCTAN, BSIZE, BIND, BACT, OUTACT, OWN, FOR 등은 각각의 변수를 순위에 따라 10개의 그룹으로 세분한 후 각 그룹별로 0.1의 간격으로 값을 부여

※ Ashbaugh et al.(2004)은 종합측정치를 산출하는 과정에서 개별변수를 각 연도-순위별로 5개의 소그룹으로 분류한 후 각 그룹별로 0.00에서부터 1.00까지 0.25의 간격으로 값을 부여하였다.

32) 여기서 회계정보의 질(AQ)과 소유구조의 특성(GOVOWN)은 순위로 측정되었다. 구체적으로 해당 기업의 성과대응 재량적 발생액의 크기가 작을수록 그리고 회계이익이 설명하지 못하는 오차항의 제곱이 작을수록 낮은 순위치를 부여받게 되며 이러한 기업들의 회계이익의 질은 높다는 것을 의미하므로 자기자본비용과는 양의 관계를 가질 것으로 기대된다. 이와 유사하게 해당기업의 대주주지분율이 낮을수록 그리고 외국인지분율이 낮을수록 낮은 순위치를 부여받게 되며 이러한 기업의 소유구조는 대리인비용의 발생가능성이 높음을 의미하므로 자기자본비용과 음의 관계를 가질 것으로 기대된다.

33) r_{MPEG} 와 r_{GM} 을 종속변수로 설정한 회귀모형에서도 <표 6>과 동일하게 회계정보의 질(AQ)은 유의한 양의 관계를, 소유구조의 특성(GOVOWN)은 유의한 음의 관계를 보였다.

34) 본 연구에서 보고한 종합측정치 산출 방법외에 요인분석(Factor Analysis)을 활용하여 설명변수들의 관계를 공통적으로 표현하는 요인을 산출하여 회귀분석한 결과 회계정보의 질의 특성이 반영된 요인에서 자기자본비용과 음의 관계를 발견할 수 있었다.

유경영자의 기회주의적 행위에 대한 동기를 감소시킴과 함께 전문적 외국투자자의 참여로 경영감시·감독기능의 효율성이 제고됨을 시사하는 것이라 하겠다.

〈표 6〉 회계정보의 질과 기업지배구조 종합측정치에 대한 회귀분석

$$ICC_{it} = \beta_0 + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 GOVBOD_{it-1} + \beta_6 GOVAUD_{it-1} + \beta_7 GOVOWN_{it} + \sum_{j=2002}^{2007} \gamma_j YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

구 분	예측 부호	r_{PEG}				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	?	0.3038 (8.64)***	0.3015 (8.19)***	0.3377 (8.28)***	0.3279 (9.58)***	0.3132 (7.47)***
BETA	+	0.0237 (3.51)***	0.0251 (3.73)***	0.0244 (3.58)***	0.0219 (3.20)***	0.0191 (2.75)***
SIZE	-	-0.0096 (-5.57)***	-0.0082 (-3.91)***	-0.0109 (-5.14)***	-0.0092 (-5.23)***	-0.0084 (-3.64)***
MB	-	-0.0078 (-2.08)**	-0.0077 (-2.04)**	-0.0061 (-1.63)	-0.0057 (-1.55)	-0.0077 (-2.01)**
AQ	+	0.0223 (2.16)**				0.0229 (2.22)**
GOVBOD	-		-0.0269 (-1.49)			-0.0240 (-1.29)
GOVAUD	-			0.0056 (0.72)		0.0076 (0.97)
GOVOWN	-				-0.0326 (-2.47)**	-0.0313 (-2.36)**
$adjR^2$		0.1971	0.1937	0.1914	0.1990	0.2050

주1) 변수의 정의: ICC(자기자본비용, r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM}), BETA(시장베타), SIZE(규모), MB(시장-장부가치비율), AQ(회계정보의 질), GOVBOD(이사회특성), GOVAUD(감사기구의 특성), GOVOWN(소유구조 특성)

주2) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주3) ()은 t-값을 나타낸다.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

다. CGS의 상장기업 지배구조 평가점수에 대한 회귀분석³⁵⁾

본 절에서는 우리나라 기업지배구조 평가 전문기관인 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수를 활용하여 기업지배구조와 자기자본비용간의 관계를 검증하고자 한다. 회귀모형에는 시장베타(BETA), 규모(SIZE) 및 시장-장부가치비율(MB) 등의 위험대용치와 함께 CGS의 기업지배구조 평가점수에 반영되어 있지 않은 회계정보의 질(AQ)을 포함하였다.

〈표 7〉의 (패널 A)와 (패널 B)는 각 항목별 또는 총점으로 표준화시킨 경우이고, (패널 C)와 (패널 D)는 각 항목별 순위와 10분위 그룹으로 세분화시킨 경우의 회귀분석 결과이다. (패널 A)와 (패널 B)에서는 이사회(CGBOD)와 기업지배구조 총점(CGTOT)이, (패널 C)와 (패널 D)에서는 이사회(CGBOD)

35) 본 연구에서 활용된 표본기업은 606개 기업-년이나 CGS의 상장기업 평가점수를 활용한 회귀분석에서는 자료수집이 가능하였던 2005년부터 2006년까지 2년간 공표된 186개 기업-년을 활용하였다. CGS는 2004년부터 매년 상반기에 상장기업의 지배구조를 평가하여 3/4분기 중 언론보도 및 인터넷 웹사이트(www.cgs.or.kr)를 통하여 평가결과를 제시하고 있다.

와 공시(CGDIS)가 자기자본비용과 유의한 음의 관계를 보였다.³⁶⁾

〈표 7〉 자기자본비용과 CGS 상장기업 지배구조 평가점수 간의 회귀분석

$$ICC_{it} = \beta_0 + \beta_1 BETA_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 MB_{it} + \beta_4 AQ_{it-1} + \beta_5 CGSCORE_{it-1} + \gamma_{2006} YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

패널 A : 각 연도 항목별 총점으로 표준화

구 분	예측 부호	r_{PEG}					
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수항	?	0.2552(2.95)***	0.1060(1.17)	0.2043(2.71)***	0.2421(2.93)***	0.2340(3.14)***	0.2173(2.96)***
BETA	+	0.0257(1.82)*	0.0314(2.39)**	0.0263(1.99)**	0.0275(2.03)**	0.0249(1.75)*	0.0232(1.73)*
SIZE	-	-0.0074(-2.07)**	0.0004(0.08)	-0.0045(-1.16)	-0.0079(-1.91)*	-0.0068(-1.92)*	-0.0033(-0.83)
MB	-	0.0026(0.39)	-0.0004(-0.06)	0.0013(0.20)	0.0026(0.39)	0.0008(0.12)	0.0012(0.18)
AQ	+	0.0089(0.40)	0.0140(0.63)	0.0108(0.48)	0.0097(0.43)	0.0085(0.38)	0.0091(0.41)
CGSH	-	-0.0305(-0.62)					
CGBOD	-		-0.1183(-2.27)**				
CGDIS	-			-0.0555(-1.51)			
CGAUD	-				0.0090(0.39)		
CGDIV	-					-0.0173(-0.73)	
CGTOT	-						-0.1304(-2.08)**
adjR ²		0.1062	0.1310	0.1162	0.1050	0.1070	0.1269

패널 B : 각 연도 전체 총점으로 표준화

구 분	예측 부호	r_{PEG}					
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수항	?	0.2546(2.93)***	0.1037(1.14)	0.2030(2.69)***	0.2456(2.98)***	0.2360(3.15)***	0.2173(2.96)***
BETA	+	0.0258(1.83)*	0.0313(2.38)**	0.0262(1.97)*	0.0273(2.01)**	0.0248(1.76)*	0.0232(1.73)*
SIZE	-	-0.0074(-2.07)**	0.0004(0.09)	-0.0046(-1.20)	-0.0082(-1.96)*	-0.0068(-1.92)*	-0.0033(-0.83)
MB	-	0.0026(0.39)	-0.0003(-0.06)	0.0014(0.22)	0.0027(0.40)	0.0008(0.12)	0.0012(0.18)
AQ	+	0.0090(0.41)	0.0139(0.63)	0.0102(0.46)	0.0097(0.43)	0.0086(0.39)	0.0091(0.41)
CGSH	-	-0.0751(-0.59)					
CGBOD	-		-0.5561(-2.30)**				
CGDIS	-			-0.2483(-1.50)			
CGAUD	-				0.0993(0.49)		
CGDIV	-					-0.2917(-0.78)	
CGTOT	-						-0.1304(-2.08)**
adjR ²		0.1060	0.1318	0.1160	0.1054	0.1074	0.1269

36) r_{MPEG} 와 r_{CM} 을 종속변수로 설정한 회귀모형의 경우, 이사회(CGBOD)는 <표 7>과 같이 유의한 음의 관계를 보인 반면, 공시(CGDIS)와 기업지배구조 총점(CGTOT)은 유의하지 않은 음의 관계에 있는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 자기자본비용과 CGS 상장기업 지배구조 평가점수 간의 회귀분석 (계속)

패널 C : 각 연도 항목별 순위를 연도별 표본기업의 수로 표준화

구 분	예측 부호	r_{PEG}					
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수항	?	0.2412(3.10)***	0.0798(0.88)	0.1897(2.48)**	0.2276(2.80)***	0.2395(3.20)***	0.1962(2.54)**
BETA	+	0.0260(1.86)*	0.0318(2.44)**	0.0264(2.00)**	0.0286(2.12)**	0.0236(1.67)*	0.0253(1.89)*
SIZE	-	-0.0074(-2.06)**	0.0012(0.26)	-0.0043(-1.14)	-0.0071(-1.72)*	-0.0068(-1.93)*	-0.0046(-1.17)
MB	-	0.0025(0.38)	0.0006(0.09)	0.0018(0.27)	0.0023(0.35)	0.0003(0.05)	0.0017(0.25)
AQ	+	0.0093(0.42)	0.0139(0.63)	0.0102(0.46)	0.0095(0.42)	0.0079(0.35)	0.0078(0.35)
CGSH	-	-0.0089(-0.56)					
CGBOD	-		-0.0543(-2.69)***				
CGDIS	-			-0.0295(-1.80)*			
CGAUD	-				-0.0001(-0.01)		
CGDIV	-					-0.0173(-1.01)	
CGTOT	-						-0.0234(-1.39)
$adj R^2$		0.1058	0.1415	0.1212	0.1041	0.1096	0.1144

패널 D : 각 연도 항목별 순위에 따라 10개의 소그룹 구성

구 분	예측 부호	r_{PEG}					
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수항	?	0.2404(3.08)***	0.0915(1.02)	0.1920(2.52)**	0.2234(2.77)***	0.2373(3.16)***	0.2001(2.59)**
BETA	+	0.0263(1.88)*	0.0319(2.44)**	0.0264(2.00)**	0.0290(2.14)**	0.0247(1.74)*	0.0259(1.93)*
SIZE	-	-0.0073(-2.05)**	0.0007(0.15)	-0.0044(-1.15)	-0.0068(-1.66)*	-0.0069(-1.94)*	-0.0049(-1.23)
MB	-	0.0025(0.38)	0.0009(0.14)	0.0017(0.26)	0.0022(0.33)	0.0007(0.11)	0.0016(0.24)
AQ	+	0.0091(0.41)	0.0136(0.62)	0.0101(0.46)	0.0094(0.42)	0.0083(0.37)	0.0083(0.37)
CGSH	-	-0.0083(-0.51)					
CGBOD	-		-0.0508(-2.61)***				
CGDIS	-			-0.0288(-1.77)*			
CGAUD	-				-0.0025(-0.14)		
CGDIV	-					-0.0136(-0.80)	
CGTOT	-						-0.0210(-1.25)
$adj R^2$		0.1055	0.1395	0.1208	0.1042	0.1075	0.1125

주1) 변수의 정의 : ICC(자기자본비용, r_{PEG} , r_{MPEG} , r_{GM}), BETA(시장베타), SIZE(규모), MB(시장-장부가치비율), AQ(회계정보의 질), CGSH(주주의 권리보호), CGBOD(이사회), CGDIS(공시), CGAUD(감사기구), CGDIV(경영의 과실배분), CGTOT(기업지배구조 총점)

주2) 2005년부터 2006년까지 발표된 186개 기업-년

주3) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주4) ()은 t-값을 나타낸다.

주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

표본기업의 수가 186개 기업-년에 불과하여 분석결과를 일반화시키는 데에는 한계가 있긴 하지만 CGS의 상장기업 평가점수를 이용하여 얻은 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전문성과 독립성 및 활동성을 갖춘 이사회가 설치·운영되고, 이사회의 성과에 대한 적절한 평가가 이루어질 경우 이사회의 기능이 제고되어 기업가치에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 제도권 내의 시장공시제도와 IR·홍보 등 기업의 자율적인 활동을 통하여 신뢰성 있고 다양한 정보를 제공하고자 하는 노력은 기업과 투자자간의 정보흐름을 개선하여 정보불균형을 완화시킴으로써 자기자본비용의 감소로 이어짐을 시사한다 하겠다.³⁷⁾³⁸⁾

V. 추가분석

1. 회계정보의 질과 기업지배구조 차이에 대한 시장반응 분석

IV장 3절에서는 주주들의 기대수익률인 자기자본비용과 회계정보의 질 및 기업지배구조 특성과의 관계를 살펴보았다. 본 절에서는 시장참여자들이 투자 의사결정을 수행함에 있어 개별기업 회계정보의 질 및 기업지배구조 특성을 고려하고 있는가를 살펴보기 위하여, 실현수익률과의 관계를 검증하고자 한다.

이를 위하여 Fama and French(1993)에서 제시한 3-Factor 자산가격결정모형을 활용한 회귀분석을 수행하였다. 개별기업 초과수익률(RIRF)의 변화에 대한 설명변수에는 시장위험프리미엄(RMRF), 규모위험프리미엄(SMB), 장부-시장가치위험프리미엄(HML) 등 3-Factor 자산가격결정모형의 세 가지 위험프리미엄과 함께 본 연구의 관심변수인 회계정보의 질 위험프리미엄(ARP)과 지배구조위험프리미엄(GRP)이 포함된다. 회계정보의 질 위험프리미엄(ARP)은 회계정보의 질이 낮은 기업군의 실현수익률과 높은 기업군의 실현수익률의 차이를, 지배구조위험프리미엄(GRP)은 기업지배구조가 취약한 기업군의 실현수익률과 건전한 기업군의 실현수익률의 차이를 포착할 것이다. 만약 회계정보의 질 위험프리미엄(ARP)과 지배구조위험프리미엄(GRP)이 유의한 양의 관계를 보인다면, 시장에서 개별기업의 회계정보의 질과 기업지배구조 차이가 인식되고 있음을 의미한다.

회계정보의 질 위험프리미엄(ARP)과 지배구조위험프리미엄(GRP)은 회계정보의 질과 기업지배구조가 취약한 기업(하위 20%) 포트폴리오의 실현수익률에서 건전한 기업(상위 20%) 포트폴리오의 실

37) Byun et al.(2008)에서는 주주의 권리보호(CGSH)가 자기자본비용과 가장 유의한 음의 관계에 있음을 보고한 바 있으나 본 연구에서 주주의 권리보호(CGSH)는 자기자본비용과 유의하지 않은 음의 관계를 보이고 있다. 이러한 결과는 분석기간(Byun et al.(2008) : 2001~2004년 분석자료 활용, 본 연구 : 2005~2006년 분석자료 활용), 통제변수에 대한 극단치 조정방법(Byun et al. 2008 : 상·하위 1% 범위제한(winsorization), 본 연구 : 상·하위 1% 제외(truncation)) 등의 차이에 기인한 것으로 추정된다.

38) 공시(CGDIS)가 자기자본비용과 유의한 음의 관계를 보인 것은 Botosan(1997) 및 Botosan and Plumlee(2002)의 실증분석 결과와 일관된 것이다.

현수익률을 차감하여 산출한다³⁹⁾. 각 그룹별 포트폴리오는 기업지배구조에 관한 정보가 시장에 충분히 알려진 $t+1$ 년도 4월부터 $t+2$ 년도 3월까지 매 12개월간 월별로 구성한다. 2007년도의 경우 2007년 4월부터 2007년 12월까지 9개월간 월별 포트폴리오를 구성하였다.

<표 8>에서 (모형1)은 Fama and French(1993)의 3-Factor 모형으로 각 설명변수가 예측부호와 일관되고 유의한 양의 관계를 보이고 있으며, 3가지의 위험프리미엄 변수가 개별기업 초과수익률 변동의 27.2%를 설명하고 있는 것으로 나타났다. (모형2)는 회계정보의 질 위험프리미엄(ARP)을 반영한 모형이고, (모형3)에서부터 (모형5)까지는 지배구조위험프리미엄(GRP)을 포함한 회귀분석 결과이다. 본 연구에서 측정된 종합측정치 중 회계정보의 질(ARP), 소유구조의 특성(GOVOWN)과 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수 중 공시(CGDIS), 기업지배구조 총점(CGTOT)에 기초하여 산출한 위험프리미엄(GRP)이 개별기업 초과수익률과 유의한 양의 관계에 있음을 보여주고 있다.

이와 함께 3-Factor 자산가격결정모형에 지배구조위험프리미엄 변수를 포함한 것이 효과적인가를 살펴보기 위하여 $\beta_4=0$ 을 귀무가설로 하는 Incremental F-test를 수행한 결과 Incremental F-통계치가 3.58에서부터 12.77까지로 나타나 귀무가설을 기각할 수 있었다. 이는 회계정보의 질 위험프리미엄과 지배구조위험프리미엄이 통계적으로 유의한 증분적 설명력을 지니고 있음을 의미한다.

<표 8> Fama-French의 3-Factor 모형을 활용한 회귀분석

$$RIRF_{it} = \beta_0 + \beta_1 RMRF_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 ARP_t + \sum_{t=2002}^{2007} \gamma_t YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

$$RIRF_{it} = \beta_0 + \beta_1 RMRF_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 GRP_t + \sum_{t=2002}^{2007} \gamma_t YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

구 분	예측 부호	RIRF				
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	?	1.9119 (2.90)***	1.9032 (2.89)***	1.8813 (2.86)***	1.9931 (1.84)*	1.4469 (1.33)
RMRF	+	1.0259 (45.06)***	1.0119 (43.82)***	1.0010 (42.09)***	1.2472 (18.28)***	1.2361 (16.96)***
SMB	+	0.6475 (16.74)***	0.6391 (16.51)***	0.5896 (14.07)***	0.2993 (3.55)***	0.2693 (2.67)***
HML	+	0.2329 (7.21)***	0.2514 (7.68)***	0.1960 (5.78)***	0.2114 (2.66)***	0.2370 (2.79)***
ARP	+		0.1330 (3.49)***			
GRP	GOVOWN	+		0.1175 (3.57)***		
	CGDIS	+			0.4247 (4.53)***	
	CGTOT	+				0.2130 (1.89)*
$adj R^2$		0.2721	0.2733	0.2734	0.2797	0.2733
Incremental F-stat (p-value)			12.21 (0.0005)***	12.77 (0.0004)***	20.49 (<.0001)***	3.58 (0.0586)*

39) 이는 Francis et al.(2004, 2005), Ashbaugh et al.(2004) 등과 동일한 산출방법이다.

- 주1) 변수의 정의 : RIRF(개별기업 초과수익률), RMRF(시장위험프리미엄), SMB(규모위험프리미엄), HML(장부 - 시장가치위험프리미엄), ARP(회계정보의 질 위험프리미엄), GRP(지배구조위험프리미엄)
- 주2) GRP(지배구조위험프리미엄)은 기업지배구조 종합측정치 중 소유구조의 특성(GOVOWN)과 CGS 상장기업 지배구조 평가점수 중 CGDIS(공시), 기업지배구조 총점(CGTOT)을 기준으로 산출한 것이다.
- 주3) 표본의 수는 (모형1)에서부터 (모형3)까지는 6,957개 기업-월, (모형4)에서부터 (모형5)까지는 1,929개 기업-월이다.
- 주4) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.
- 주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).
- 주6) ()은 t-값을 나타낸다.

2. 회계정보의 질과 기업지배구조가 체계적 위험에 미치는 영향

Garmaise and Liu(2004)는 기업지배구조가 취약한 경우 기업의 시장위험을 증가시켜 기업가치에 부정적 영향을 미칠 것이라 예측하였다. 본 연구에서는 이러한 주장을 검증하기 위하여 시장베타를 종속변수로, 회계정보의 질과 기업지배구조 변수를 설명변수로 설정한 회귀분석을 수행하였다.

<표 9>의 (패널 A)는 회계정보의 질과 기업지배구조 개별 변수가 시장베타에 미치는 효과를 보여주고 있다.

<표 9> 회계정보의 질과 기업지배구조가 체계적 위험에 미치는 영향

(패널 A) 회계정보의 질과 기업지배구조 개별 변수						
$BETA_{it} = \beta_0 + \beta_1 ABNACCR_{it-1} + \beta_2 ACCTAN_{it-1} + \beta_3 BSIZE_{it-1} + \beta_4 BIND_{it-1} + \beta_5 BFOR_{it-1} + \beta_6 BACC_{it-1} + \beta_7 BACT_{it-1} + \beta_8 OUTACT_{it-1} + \beta_9 ACOM_{it-1} + \beta_{10} AACC_{it-1} + \beta_{11} OWN_{it} + \beta_{12} FOR_{it} + \sum_{t=2002}^{2007} \gamma_t YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$						
구분	예측 부호	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	?	0.9056 (13.52)***	0.7685 (6.20)***	0.8387 (13.19)***	1.1306 (14.77)***	1.1234 (7.69)***
ABNACCR	+	-0.0179 (-0.06)				0.2243 (0.72)
ACCTAN	+	0.0545 (2.94)***				0.0434 (2.44)**
BSIZE	?		-0.0793 (-1.86)*			-0.1001 (-2.27)**
BIND	-		0.6660 (5.05)***			0.1439 (0.80)
BFOR	-		-0.1027 (-2.74)***			-0.0507 (-1.23)
BACC	-		0.0494 (1.75)*			0.0325 (1.05)
BACT	-		0.0321 (1.39)			0.0225 (0.99)
OUTACT	-		-0.0333 (-0.68)			-0.0545 (-1.13)
ACOM	-			0.1671 (5.55)***		0.1614 (3.47)***
AACC	-			0.0386 (1.23)		0.0134 (0.38)
OWN	-				-0.4926 (-5.30)***	-0.3557 (-3.78)***
FOR	-				-0.1356 (-1.62)	-0.1788 (-1.78)*
adj R ²		0.1010	0.1523	0.1465	0.1295	0.1919

주1) 변수의 정의 : BETA(시장베타), ABNACCR(성과대응 재량적 발생액), ACCTTRAN(회계이익의 적시성), BSIZE(이사회 의 규모), BIND(이사회 의 독립성), BFOR(이사회 내 외국인 이사 포함 여부), BACC(이사회 내 회계전문가 포함여부), BACT(이사회 의 활동성), OUTACT(사외이사의 활동성), ACOM(감사위원회 설치여부), AACG(감사위원회 내 회계전문가 포함여부), OWN(대주주 지분율), FOR(외국인지분율)

주2) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주3) ()은 t-값을 나타낸다.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

〈표 9〉 회계정보의 질과 기업지배구조가 체계적 위험에 미치는 영향 (계속)

(패널 B) 회계정보의 질과 기업지배구조 종합측정치 및 CGS 상장기업 지배구조 평가점수

$$BETA_{it} = \beta_0 + \beta_1 AQ_{it-1} + \sum_{t=2002}^{2007} \gamma_t YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

$$BETA_{it} = \beta_0 + \beta_1 GOV_{it-1} + \sum_{t=2002}^{2007} \gamma_t YEAR + \sum_{k=2}^{14} \delta_k IND + \epsilon_{it}$$

구 분	예측 부호	BETA			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수항	?	0.8305 (11.30)***	1.0340 (14.35)***	1.7978 (10.70)***	1.2656 (12.34)***
AQ	+	0.1408 (2.23)**			
GOV	GOVOWN	-	-0.2290 (-3.71)***		
	CGSH	-		-1.2793 (-5.12)***	
	CGDIV	-			-0.5360 (-4.54)***
adj R ²		0.0969	0.1101	0.2290	0.2064

주1) 변수의 정의 : BETA(시장베타), AQ(회계정보의 질), GOVOWN(소유구조 특성), CGSH(주주의 권리보호), CGDIV(경영의 과실배분)

주2) 모형1과 모형2는 606개 기업-년, 모형3과 모형4는 186개 기업-년

주3) 연도더미, 산업더미변수는 편의상 표시하지 아니하였다.

주4) ()은 t-값을 나타낸다.

주5) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다(양측 검정).

회계이익의 적시성(ACCTTRAN), 이사회 의 규모(BSIZE), 이사회 내 외국인이사의 포함여부(BFOR), 대주주지분율(OWN) 및 외국인지분율(FOR)이 예측부호와 일관되고 통계적으로도 유의하게 나타났다. 반면에 이사회 의 독립성(BIND), 이사회 내 회계전문가 포함여부(BACC)는 (모형2)에서 예측부호와 반대로 유의한 양의 관계를 보였으나, (모형5)에서는 유의하지 않은 양의 회귀계수를 보였다. 감사위원회 설치여부(ACOM)는 예측부호와 달리 오히려 체계적 위험을 증가시키는 것으로 나타났다.

(패널 B)에서는 회계정보의 질과 기업지배구조 종합측정치 및 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수가 기업의 체계적 위험과의 관계를 보여주고 있다. 기업지배구조 종합측정치 중에서는 회계정보의 질(AQ)과 소유구조의 특성(GOVOWN)이, CGS 상장기업 지배구조 평가점수 중에서는 주주권리보호(CGSH)와 경영의 과실배분(CGDIV)이 예측부호와 일관되고 유의한 관계를 보임으로써 간접적으로

자기자본비용에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

VI. 결 론

본 연구는 우리나라 상장기업을 대상으로 회계정보의 질과 기업지배구조가 자기자본비용에 미치는 효과를 실증분석하였다. 회계정보는 기업에 대한 투자자의 정보위험을 완화시킴으로써 자기자본비용을 감소시킬 수 있다. 또한 건전한 기업지배구조는 주주들이 부담하는 대리인위험을 감소시킴으로써 자기자본비용을 감소시킬 것으로 기대된다.

2001년부터 2007년까지 606개 표본기업을 대상으로 수행한 실증분석의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 회계정보의 질이 우수할수록 기업과 주주간의 정보불균형이 완화되어 자기자본비용과 음의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 둘째, 효율적 이사회의 구축·운영은 이사회의 자체적 경영감시·감독기능을 제고하여 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다. 셋째, 우리나라의 경영환경에서 대주지분율과 외국인지분율의 증가는 경영자의 기회주의적 행동에 대한 동기를 감소시키고, 외국인주주 자신의 부를 증가시키기 위한 적극적 견제기능이 발휘되어 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다. 넷째, 건전한 기업 공시관행은 기업과 투자자간의 정보흐름을 개선하여 주주의 정보위험을 감소시킴으로써 자기자본비용과 음의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 다섯째, Fama and French(1993)의 3-Factor 모형에서는 앞선 분석결과와 일관되게 회계정보의 질, 소유구조의 특성, 공시 등이 개별기업의 초과수익률 변동과 유의한 양의 관계를 보였으며, Garmaise and Liu(2004)에 따라 시장베타를 종속변수로 설정한 회귀분석에서는 회계정보의 질, 소유구조의 특성, 주주의 권리보호, 경영의 과실배분이 시장베타와 유의한 음의 관계를 보였다. 결론적으로 우수한 회계정보의 질과 건전한 기업지배구조는 주주가 부담하는 정보위험과 대리인비용을 완화시킴으로써 자기자본비용을 감소시키는 것으로 나타났다.

본 연구는 실증분석을 수행함에 있어 재무변수인 회계정보의 질과 함께 기업지배구조의 특성을 반영한 비재무변수를 활용하였다. 또한 CGS의 상장기업 지배구조 평가점수를 활용함에 있어 과거 설문평가에 의한 응답자의 편이가 배제되고, 기업지배구조 평가의 전문성이 확보된 최근의 평가점수를 통하여 검증결과의 신뢰성을 제고하고자 하였다. 이와 함께 3-Factor 모형을 활용하여 회계정보의 질과 기업지배구조 차이에 대한 시장의 차별적 반응을 분석하였고, 체계적 위험과의 관계를 통하여 간접적으로 자기자본비용에 미치는 효과를 검증한 점도 의미를 가진다고 할 수 있다.

본 연구의 한계점으로는 첫째, 우리나라 상장기업 중 재무분석가 예측정보가 제공되고, 과거 5년간의 재무제표 및 추가수익률 정보가 존재하는 기업만을 대상으로 분석함으로 인하여 자료수집의 제약에 따른 표본기업의 생존편의(survivorship bias)가 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서 제시한 실증분석 결과를 기업 전반으로 일반화시키는 데에는 무리가 있다. 둘째, 본 연구에서 활용한 변수에는 필연적으로 측정오차(measurement error)가 존재할 수 있으므로 연구결과의 해석에 주의를 기울일

필요가 있다. 셋째, 본 연구에서 추정한 자기자본비용은 선행연구로부터 제시된 위험대용치와의 관계를 통하여 타당성을 검토하였으나, 자기자본비용에 영향을 미치는 모든 위험요소를 고려하지 못하였는바 누락변수에 의한 효과를 완전히 배제할 수 없다. 넷째, 감사기구의 특성은 기업지배구조에 있어 중요한 역할을 수행하는 요소이나, 본 연구에서 활용한 관련 변수는 자기자본비용과 대체적으로 유의한 음의 관계를 보이고 있지 않았다. 이는 시장참여자들이 아직까지는 기업 내부감사기능의 차이를 적절히 인식하지 못함을 보여주는 결과일 수 있다. 따라서 향후 이에 관한 정치한 측정방법의 개발과 함께 보다 정교한 실증연구의 수행이 요구된다. 다섯째, 본 연구는 대리인이론의 관점에서 소유와 경영의 분리를 전제로 기업지배구조와 자기자본비용간의 관계를 검증하였다. 그러나 우리나라 경영환경에서 아직까지도 소유경영이 일반적임을 감안할 때 소유경영인기업과 전문경영인 기업을 구분하여 분석하여야 했으나 자료의 제약으로 이를 수행하지 못하였다. 또한 일부 선행연구에서 대주주지분율과 기업가치 간에 비선형관계를 보고한 바 있으나, 이에 관한 검증을 수행하지 못하였다. 향후에 이 분야에서 보다 정치한 연구가 수행되기를 기대한다.

참고문헌

- 김경태. 2006. “감사품질이 이익의 질과 자본비용에 미치는 영향”. 회계학연구. 제31권 제3호 : 243 - 284
- 김권중 · 김문철. 2002. “기업가치평가와 회계연구”. 한국회계학회 특별연구서.
- 김권중 · 김문철 · 전중열. 2004. “신규상장기업의 이익조정동기”. 회계학연구. 제29권 제4호 : 87 - 116.
- 박광훈 · 이명곤 · 박종일 · 박종찬. 2005. “기업지배구조와 회계투명성 - 회계기준제정의 관점”. 한국회계연구원 연구보고서 제17호.
- 손성규 · 최정호 · 이은철. 2004. “감사위원회의 효과 : 회계오류를 중심으로”. 회계학연구. 제29권 제3호 : 61 - 90.
- 최 관 · 김문철. 2003. “이익조정과 이익조작 연구의 검토”. 한국회계학회 특별연구서.
- 황이석 · 이우종 · 임승연. 2008. “국내주식시장에서의 자기자본비용 추정에 관한 연구”. 회계학연구. 제33권 제1호 : 97 - 125
- Ahn, S., S. Cha, Y. Ko, and Y. Yoo. 2007. Implied Cost of Capital in Earnings - Based Valuation Model : Evidence from Korea. *Working Paper*. Korea University.
- Ashbaugh, H., D. Collins, and R. LaFond. 2004. Corporate Governance and the Cost of Equity Capital. *Working Paper*. University of Iowa.
- _____. 2006. The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 203 - 243.
- Banz, R. 1981. The Relation between return and the Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics* 9(March) : 3 - 18.
- Bhattacharya, U., H. Daouk, and M. Welker. 2004. The World Price of Earnings Opacity. *The Accounting Review* 78(3) : 641 - 678.
- Botosan, C. 1997. Disclosure Level and the Cost of Capital. *The Accounting Review* 72(3) : 323 - 349.
- Botosan, C., and M. Plumlee. 2002. A Re - Examination of Disclosure Level and Expected Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 40(1) : 21 - 40.
- _____. 2005. Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium. *The Accounting Review* 80(1) : 21 - 53.
- Bushman, R., and A. Smith. 2001. Financial Accounting Information and Corporate Governance. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 237 - 333.
- Byun, H., S. Kwak, and L. Hwang. 2008. The Implied Cost of Equity Capital and Corporate Governance Practices. *Asia - Pacific Journal of Financial Studies* 37(1) : 139 - 184.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeny. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70(2) : 193 - 225.
- Drobetz, W., A. Schillhofer, and H. Zimmerman. 2003. Corporate Governance and Expected Stock Returns : Evidence from Germany. *Working Paper*. University of Basel, Otto Beisheim Graduate School of Management.

- Durnev, A., and E. Kim. 2003. To Steal or Not To Steal : Firm Attributes, Legal Environment, and Valuation, *Working Paper*, University of Michigan.
- Easley, D., S. Hvidkjare, and M. O'Hara. 2002. Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?. *The Journal of Finance* 57(5) : 2185 – 2221.
- Easton, P. 2004. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review* 79(1) : 73 – 95.
- Easton, P., and S. Monahan. 2005. An Evaluation of Accounting –Based Measures of Expected Returns. *The Accounting Review* 80(2) : 501 – 538.
- Fama, E., and K. French. 1992. The Cross – Section of Expected Stock Return. *The Journal of Finance* 47(2) : 427 – 465.
- _____. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* 33 : 3 – 56
- _____. 1996. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance* 51(1) : 55 – 84.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 : 967 – 1010.
- _____. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295 – 327.
- Garmaise, L., and J. Liu. 2004. Corruption, Firm Governance, and the Cost of Capital. *Working Paper*. UCLA.
- Gebhardt, W., C. Lee, and B. Swaminathan. 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 39(1) : 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.
- Gu, Z. 2004. Across – sample Incomparability of R^2 s and Additional Evidence on Value Relevance Changes over Time. *Working Paper*. Carnegie Mellon University.
- Guay, W., S. Kothari, and S. Shu. 2003. Properties of Implied Cost of Capital Using Analysts' Forecasts. *MIT Sloan Working Paper* No. 4422 – 03. Massachusetts Institute of Technology.
- Hwang, L., W. Lee, and S. Lim. 2007. What Determines the Implied Equity Risk Premium in Korean Stock Market. *Working Paper*. Seoul National University.
- Jensen, M., and W. Meckling. 1976. Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3 : 305 – 360.
- Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez – De – Silanes, and A. Shleifer. 2000. Turnneling. *American Economics Review Paper and Proceedings* 90 : 22 – 27.
- Jones, J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29(2) : 193 – 228.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of*

- Accounting and Economics* 39 : 163 – 197.
- Leuz, C., and R. Verrecchia. 2004. Firms' Capital Allocation Choices, Information Quality, and the Cost of Capital. *Working Paper*. The Wharton School. University of Pennsylvania.
- Lintner, K. 1965. The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics* 47 : 13 – 37.
- McConnell, J., and H. Servaes. 1990. Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value, *Journal of Financial Economics* 27 : 585 – 602.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny. 1988. Management and Ownership and Market Valuation : An Empirical Analysis, *Journal of Financial Economics* 20 : 293 – 315.
- Mossin, J. 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica* 34(October) : 768 – 783.
- O'Hara, M. 2003. Presidential Address : Liquidity and Price Discovery. *The Journal of Finance* 58(4) : 1335 – 1354.
- Ohlson, J., and B. Juettner – Nauroth. 2005. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies* 10 : 349 – 365.
- PricewaterhouseCoopers. 2001. The Opacity Index, A Project of the PricewaterhouseCoopers Endowment for the Study of Transparency and Sustainability.
- Sharpe, W. 1964. Capital Asset Price : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance* 19 : 425 – 442.
- Sloan, R. 2001. Financial Accounting and Governance : a Discussion. *Journal of Accounting and Economics* 32 : 335 – 347.
- Shleifer, A., and R. Vishny. 1997. A Survey of Corporate Governance. *Journal of Finance* 52 : 737 – 783.

An Empirical Study on the Effects of Accounting Quality and Corporate Governance on the Cost of Equity Capital

Jongyul Moon* · Moonchul Kim**

— <Abstract> —

This paper investigates the effects of accounting quality and corporate governance on the cost of equity capital in Korean listed firms. We set a hypothesis that good accounting quality and enhanced corporate governance reduce the cost of equity capital by mitigating information and agency risk due to separation of ownership and control in corporate organizations. The sample consists of 606 firm – year observations over 2001~2007. Firms that belong to financial industries or have non – December fiscal year – ends are excluded.

Our analysis yields several important findings. First, accounting quality turns out to be a significant association with the cost of equity capital. Second, we find a negative relation between the cost of equity capital and the size of board of directors and active roles of independent directors. Third, there turns out to be a negative relation between the cost of equity capital and the level of ownership by blockholders and the level of ownership by foreigners. Fourth, it is found that sound disclosure policy reduces the cost of equity capital. Finally, we document that the governance risk premium measured by accounting quality and corporate governance variables is positively related to the variation of individual firm's excess stock returns. In addition, the accounting quality, the ownership structure, the protection of shareholder interest, and the distribution policy are turned out to be negatively related to the systematical risk(beta).

Consequently, we document that good accounting quality and sound corporate governance mitigates information and agency risk thereby reducing the cost of equity capital in Korean listed firms.

<Key words> Cost of Equity Capital, Accounting Quality, Corporate Governance, Information Asymmetry, Agency Risk

* Korea Listed Companies Association

** Professor, College of Business Administration, KyungHee University