

고평가된 자본이 과잉투자에 미치는 영향과 이들의 관계에 재무보고의 질의 효과*

이윤정** · 박종일***

〈요 약〉

본 연구는 고평가된 자본이 기업의 과잉투자에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 즉 본 연구는 Jensen(2005)의 주장에 따라 기업의 자본이 고평가되면 과잉투자가 유발되는지에 대해 알아보았다. 이와 더불어 본 연구는 재무보고의 질이 낮을 때 자본의 고평가와 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 더 강화되는지에 대해서도 살펴보았다.

이를 위해 분석기간 2004년부터 2018년까지 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로, 최종표본 17,356개의 기업-연도 자료를 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 고평가된 자본은 투자수준(또는 비정상 투자)과 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 추가분석으로 총투자를 자본적 지출과 연구개발비 지출로 나누어 분석하면 앞의 결과는 주로 자본적 지출보다 연구개발비 지출에서 더 뚜렷한 관계를 보였다. 둘째, 고평가된 자본과 발생액의 질 간의 상호작용변수를 이용하여 분석한 결과에서는 전반적으로 투자수준(또는 비정상 투자)과 유의한 관계를 관찰하지 못하였다. 그러나 제한된 증거이기는 하나, 표본을 다시 유가증권기업과 코스닥기업으로 나누어 분석하면 코스닥기업보다 유가증권기업에서 주로 고평가된 자본과 낮은 발생액의 질의 상호작용변수는 투자수준 또는 비정상 투자와 유의한 양(+)의 관계로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, 본 연구는 자본이 고평가되면 과잉투자가 증가하고, 낮은 재무보고의 질의 정보환경에서 더 강화됨을 보여주고 있다는데 의미가 있다. 즉 본 연구결과는 국내 상장기업들을 대상으로 자본이 고평가되면 과잉투자를 유발하는 원인 중 하나임을 시사해 준다. 이와 더불어 본 연구는 유가증권기업에서 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계가 낮은 재무보고의 질일 때 더 강화될 수 있음을 제시하고 있다. 따라서 이러한 본 연구의 탐구는 자본의 고평가, 재무보고의 질 그리고 기업의 투자결정을 다룬 선행연구들에게 새로운 실증적 증거를 제공한다는 점에서 그 의의와 공헌을 찾을 수 있다.

〈주제어〉 고평가된 자본, 발생액의 질, 투자수준, 비정상 투자, 과잉투자

* 이 논문은 첫 번째 저자의 석사학위 졸업논문의 일부를 수정한 후 보완한 것이다. 심사과정에서 유익한 토론과 조언을 해주신 세 분의 심사자에게 감사드린다.

** 충북대학교 대학원 회계학과 박사과정, ckoz17@naver.com, 주저자

*** 충북대학교 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2020년 10월 8일 1차수정일 2021년 3월 2일 게재확정일 2021년 3월 18일

I. 서 론

본 연구는 고평가된 자본¹⁾이 기업의 투자의사결정과 양(+)²⁾의 관계가 있는지를 실증적으로 알아보는데 있다. 나아가 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)³⁾의 관계가 재무보고의 질이 낮을 때 더 강화되는지에 대해서도 알아본다. 아울러 추가적으로, 본 연구는 앞서 고평가된 자본과 과잉투자 간의 관계에 대해 총투자를 자본적 지출과 연구개발비 지출로 나누어 살펴보고, 또한 시장유형별로 차별적 반응이 있는지에 대해서도 살펴본다.

주가가 고평가된 경우 외부투자자와 경영자 사이에는 정보비대칭이 존재하고, 고평가된 자본의 경영자는 자본조달이 유리한 상황에서 제국주의 건설(enterprise building) 또는 사적효익을 추구하기 위해서 수익성 있는 투자 외에 수익성이 없는 프로젝트나 투자안에도 투자할 수 있다(Jensen 1986). 이처럼 Jensen(2005)은 주가가 고평가된 기업에서 발생하는 문제²⁾를 대리비용의 하나로 보고, 고평가된 자본의 경영자는 장기적으로 기업가치를 파괴할 수 있는 인수활동의 증가를 유발하고, 또한 위험성이 있는 음(-)의 NPV(net present value) 투자안에도 투자를 할 수 있다고 주장한다. 즉 기업의 자본이 고평가되면 보다 풍부한 잉여현금흐름의 재원이 확보되므로, 제국주의 건설 동기나 경영자 자신의 사적효익 추구를 위해 투자수준이 확대될 수 있다. 그 과정에서 수익성이 있는 경우뿐만 아니라 수익성이 불확실한 음(-)의 투자안에도 투자를 행하는 과잉

-
- 1) Jensen(2005)은 고평가된 자본(overvalued equity)을 기업의 주가가 기본가치 또는 내재가치보다 높을 때 자본이 고평가되었다고 정의한다. 하지만 기업의 기본가치 또는 내재가치의 측정은 외부정보이용자 측면에서 그 측정이 어렵기 때문에 최근 선행연구들은 PER(주가/주당순이익), PBR(주가/주당순자산) 또는 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 방법에 따라 자기자본의 장부가치보다 시장가치가 초과되는 정도를 잔차(ϵ)로 추정 후(이를 선행연구들은 'AbnRET'로 지칭), 앞서의 각 측정치(예로, PER, PBR, AbnRET)를 기준으로 표본을 다시 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 해당하면 고평가된 기업으로 보아 1을, 그렇지 않은 경우는 0인 지시변수의 형태로 측정한 경우가 많다(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015 등). 본 연구에서도 이 방법을 이용하였다. 또한 본 연구는 '주가가 고평가된 자본', '자본이 고평가된 기업', '주가의 고평가' 또는 이를 축약한 '고평가된 자본'을 기술의 편의상 상호교체 가능한 용어로 사용하였다.
 - 2) Jensen(2005)은 자본이 고평가된 기업에서의 문제로 첫째, 이들 기업은 시장의 성장기대를 충족시키기 위한 경영자의 의사결정행위로 장기적으로 가치파괴적인 인수활동을 수행할 수 있다고 주장한다. 둘째, 자본이 고평가된 기업의 경영자는 시장에서 높은 주가를 미래에도 계속 유지하기 위하여 이후기간에는 이익조작에 몰두한다고 주장한다. 셋째, 자본이 고평가된 기업은 싼 자본조달비용을 통해 신규주식발행과 부채의 추가 차입이 가능하여 이를 통해 경영자는 초과지출에 몰두할 수 있고, 모든 양(+)³⁾의 NPV 프로젝트에 대한 투자안을 찾는데 지칠 때, 경영자는 자신의 사적효익을 위해 위험한 음(-)의 NPV 프로젝트에도 투자를 행할 수 있다고 주장한다. 하지만 음(-)의 NPV 투자안은 미래기간에 나쁜 성과를 초래하므로, 시장에 성장과 가치창출의 겉모습을 계속해서 보여주기 위해서는 회계조작이나 사기행위에 의존하게 될 수 있다고 주장한다. 따라서 이 연구는 앞서와 같은 사항들에 대해 자본이 고평가된 기업에서 발생하는 대리비용의 문제로 보았다.

투자가 유발될 수 있다(Jensen 1986 ; Polk and Sapienza 2009). 이러한 관점에서 고평가된 자본이 경영자와 외부정보이용자 간에 정보비대칭을 증가시키고, 이로 인해 경영자의 과잉투자를 유도할 수 있다는 측면은 매우 흥미로운 주제가 아닐 수 없다. 특히 과잉투자는 자원을 낭비할 수 있어 비효율적 투자나 왜곡된 투자를 양상하고, 미래 기업가치를 하락시켜 투자자들의 부(wealth)에도 악영향을 초래할 뿐 아니라, 사회 전체적으로 자원의 효율적 배분에 부정적인 영향을 가져다 줄 수 있다. 예를 들어, 선행연구의 실증적 결과에서도 적정투자는 미래 수익성과 양(+)의 관계가 있고, 과잉 및 과소투자는 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났으며(이화득·오상훈 2018), 또한 투자가 비효율적인 기업은 추가급락의 위험이 높게 나타났다(이세용 2019).

하지만 국내의 경우는 앞서 전술한 주제와 관련된 직접적이고 체계적인 실증적 증거가 학계에 미미한 실정이다. 따라서 본 연구의 첫 번째 분석에서는 국내 상장기업을 대상으로 연구가 그동안 미미했던 자본이 고평가된 기업의 과잉투자 문제를 다루고자 한다. 특히 본 연구에서는 총투자, 비정상 투자 그리고 과잉투자 구간을 설정하여 분석하고, 아울러 총투자를 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 살펴본다.

나아가 본 연구의 두 번째 분석에서는 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 재무보고의 질(financial reporting quality)이 낮은 기업일 때 더 강화되는지를 알아보고자 한다. 즉 본 연구는 앞서의 주제에 대한 관계가 재무보고의 질이 낮은 정보환경에서 더 강하게 나타나는지를 살펴봄으로써 그동안 재무관리 측면에서 주로 다루었던 연구주제에 대하여 회계적 측면과 연계시켜 선행연구들보다 더 확장된 탐구를 수행하고자 한다. 예를 들어, Biddle et al.(2009)은 재무보고의 질에 대한 대응치로 발생액의 질(accruals quality)을 이용한 분석에서 재무보고의 질이 높을 때 기업의 투자효율성이 향상된다는 결과를 보고한 바 있다. 특히 이 연구는 발생액의 질이 높은 기업은 과잉(과소)투자의 상황에서 상대적으로 과잉(과소)투자가 낮아진다는 결과를 보여주고 있다. 따라서 Biddle et al.(2009)은 회계정보의 품질이 높을 때 외부 투자자와 경영자 사이의 정보비대칭이 완화되어 투자의 효율성에 긍정적인 영향을 준다고 주장한다. 앞서의 결과를 반대로 해석하면 재무보고의 질이 낮을 때는 정보비대칭이 더 심화되어 과잉투자와 과소투자는 더 증가한다는 것을 나타낸다. 이러한 맥락에서 본 연구는 앞서의 첫 번째 주제인 고평가된 자본과 과잉투자 간의 관계가 낮은 재무보고의 질에 따라 더 강화(strengthen)되는지에 대해 살펴보고자 한다.³⁾

앞서의 실증적 의문에 대한 분석을 위해 본 연구는 종속변수인 투자를 총투자 수준(이하 INV_level), 또한 Biddle et al.(2009)의 방법에 따라 추정된 비정상 투자(INV_res) 또는 과잉투자(INV_over) 구간의 세 가지 방법으로 측정하였다. 그리고 본 연구는 앞서의 총투자를 다시 자본적 지출과 연구개발비로 구분하였다. 본 연구는 첫 번째 주제의 관심변수인 고평가된 자본

3) 한편으로, 본 연구의 첫 번째 주제는 재무관리 분야에서 관심을 가질 수 있는 주제라면, 본 연구의 두 번째 주제는 앞서의 사항을 회계학 분야로 가져와 논한다는 점에서 의미가 있다.

(OVE)의 대용치로 PER(주가/주당순이익), PBR(주가/주당순자산), PFCFR(주가/주당잉여현금흐름)의 세 가지 변수를 이용하고, 선행연구의 방법을 준용하여 각 변수를 기준으로 다시 5분위수를 이용한 지시변수의 형태로 측정하였다(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a ; 박종일 2020). 또한 본 연구는 두 번째 주제의 분석을 위해 상호작용변수로 고려되는 재무보고의 질을 Francis et al.(2005)의 방법에 따라 발생액의 질(AQ)로 측정하였다(Biddle et al. 2009). 본 연구의 분석기간은 종속변수를 기준으로 2004년부터 2018년까지이고, 거래소의 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업 중 최종표본으로 총 17,356개의 기업-연도 자료가 분석에 이용되었다.

실증결과는 첫째, 첫 번째 주제인 고평가된 자본(OVE)은 총투자 수준(INV_level) 또는 비정상 투자(INV_res) 및 과잉투자(INV_over)에 대해 모두 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 Jensen(2005)의 주장과 일치하게 국내 상장기업들의 경우도 주가가 고평가될 때 과잉투자를 유발한다는 것을 시사해 준다. 또한 추가분석으로 총투자를 다시 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 분석하면 앞서의 결과는 자본적 지출보다 연구개발비 지출에 주로 기인한 것으로 나타났다. 그리고 시장유형별로 표본을 나누어 분석하면 앞서의 결과는 코스닥기업보다 유가증권기업에서 더 뚜렷한 결과를 보였다. 둘째, 두 번째 주제의 분석을 위해 상호작용변수(OVE* AQ)를 모형에 고려하여 앞서의 고평가된 자본(OVE)과 투자 간에 양(+)의 관계가 재무보고의 질(AQ)이 낮을 때 더 강화되는지를 살펴본 결과에 따르면, OVE*AQ의 상호작용변수는 전반적으로 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 그러나 제한된 증거이기는 하나, 시장유형에 따라 전체표본을 다시 나누어 분석하면 유가증권기업에서 주로 OVE*AQ의 상호작용변수는 투자수준 또는 비정상투자와 유의한 양(+)의 관계로 나타났고, 코스닥기업 표본에서는 앞서와 같은 결과는 관찰되지 않았다. 따라서 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계가 낮은 재무보고의 질일 때 더 강화되는 결과는 시장유형별로 차별적 반응이 있는 것으로 나타났다.

다음의 측면에서 본 연구는 선행연구와 차별성을 가지며, 또한 관련연구에 추가적인 공헌을 제공한다. 첫째, 고평가된 주식과 투자와의 관계를 분석한 국외 연구로 Gilchrist et al.(2005) 및 Polk and Sapienza(2009)가 있으나, 국내 상장기업을 대상으로 살펴본 실증적 연구는 아직까지 찾아보기 어렵다. 한편, 앞서의 두 관련연구는 고평가된 자본의 대용치 선정상에 한계가 있다. 즉 고평가된 자본의 대용치로 Gilchrist et al.(2005)은 재무분석가의 이익예측치의 분산을, Polk and Sapienza(2009)은 재량적 발생액을 이용하고 있어 이들 모두는 간접 측정치로 분석되었다. 이와 더불어 두 선행연구들은 자본이 고평가된 기업을 직접 나타내는 방법이 아닌 고평가의 대용치(예로, 연속변수의 형태)와 투자 간의 단순 관계를 중심으로 살펴보고 있다. 이와 달리, 본 연구는 고평가된 자본을 나타내는 변수로 PER, PBR, PFCFR 및 비정상 시장가치(AbnRET)를 이용하고(Houmes and Skantz 2010 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a), 또한 고평가된 자본의 기업과 그렇지 않은 경우로 구분된 지시변수의 형태로 투자와의

관계를 살펴보았다는 점에서 선행연구의 방법과는 차이가 있다. 이와 더불어 본 연구는 선행연구에서 다룬 총투자 외에도 비정상 투자 또는 과잉투자 구간을 이용하여 분석하고, 또한 총투자를 다시 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 살펴보았다는 점에서 선행연구보다 더 해당 주제와 관련된 풍부한(rich) 정보를 제공한다. 둘째, 본 연구는 선행연구의 범위를 확장시켜 고평가된 자본과 투자 간의 관계 외에도 이들의 관계가 낮은 재무보고의 질에 따라 어떻게 달라지는지를 탐구하고 있다. 아울러 투자의사결정은 기업경영자에게 가장 중요한 의사결정 중 하나이고, 기업투자는 미래 잠재적인 성장을 결정하는 동인이며, 또한 기업의 미래 수익성과 기업가치를 결정하는데도 중요한 영향을 미친다. 따라서 기업의 투자의사결정이 효율적인지 아니면 비효율적으로 이루어지고 있는지에 대한 관심은 학계뿐만 아니라 투자자, 실무계 및 규제기관과 정책입안자들에게도 중요한 사안일 수 있다. 따라서 고평가된 자본과 투자의 관계 그리고 이들의 관계가 재무보고의 질에 따라 어떤 영향을 받는지를 분석한 본 분석결과는 기업과 관련된 이해관계자들에게도 유용한 정보를 제공할 것으로 예상된다.

이하 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 고평가된 자본을 다룬 선행연구에 대해 검토하고, 이를 기반으로 가설을 설정하여 제시한다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하기 위해 연구모형을 설계하고, 또한 분석을 위한 표본을 선정한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석의 결과, 강건성 분석결과 및 추가분석의 결과를 제시하고, 제Ⅴ장의 결론에서는 본 연구결과를 요약하고, 본 연구의 추가적인 공헌과 시사점 그리고 분석상 한계를 논하였다.

Ⅱ. 선행연구 검토와 가설의 제시

1. 고평가된 자본을 다룬 선행연구 검토

주식시장에서 주가의 고평가(overpriced)는 주로 재무관리 문헌에서 “mispricing”(이하 가치평가오류)과 관련시켜 그동안 논의해 왔다. 예를 들어, Stein(1996)은 기업의 주가에 가치평가오류가 발생되면 기업의 재무정책(예로, 주식발행을 통한 자본조달)에 영향을 줄 수 있다고 주장한다. 즉 Stein(1996)은 이론적 분석을 통해 주식시장에서 기업의 주가에 가치평가오류가 발생하면 합리적인 경영자는 자본이 고평가된 기업의 상황에서는 신주를 발행할 유인이 있는 반면에, 자본이 저평가된 기업의 상황에서는 다시 주식을 매입(예로, 자사주매입) 할 것으로 보았다. Baker et al.(2003)은 앞서의 Stein(1996)의 주장에 대한 가설을 보다 직접적으로 검증하였다. 특히 이 연구는 자본의존성(equity-dependent)이 높은 기업의 경우 시장에서 주가가 기본가치(fundamentals)보다 높으면(즉 고평가되면) 합리적인 경영자는 주식을 발행하는 것이 더 매력적인 상황이 되고, 반대로 주가가 기본가치보다 낮으면(즉 저평가되면) 자본의존성이 있는 기업경영자는 투자를 기

피할 수 있다고 보았다. 왜냐하면 이들에게 투자는 주식발행이 필요한데 주당가격이 너무 낮은 상황에서의 주식발행은 투자를 위한 자본조달을 어렵게 할 수 있기 때문이다. 이 연구는 주식시장의 가치평가오류는 주식발행의 채널(equity issuance channel)을 통해 기업의 투자를 증가시킬 수 있음을 보고하였다. 그리고 Dong et al.(2012)은 고평가된 자본의 대용변수와 차기의 주식발행은 양(+)의 관계가 있음을 보고한 후, 자본의 고평가는 기업의 재무의사결정에 영향을 미친다고 주장한다.

또한 Polk and Sapienza(2009)는 케이터링 이론(catering theory)을 검증하기 위하여 주식시장에서 가치평가오류가 기업의 투자정책에 어떤 영향을 주는지 알아보았다. 이 연구는 기본가치로부터 주가의 이탈이 케이터링(catering)의 채널이 되어 투자의사결정에 직접적인 영향을 줄 것으로 기대하였다. 특히 이 연구는 풍부한 현금과 부채 수용력이 있는 기업의 경영자는 주가가 고평가될 때 음(-)의 NPV 투자안에도 자원을 낭비할 유인을 가질 수 있는 반면에, 기업의 주가가 저평가될 때는 양(+)의 투자기회조차 포기할 것으로 보았다. 분석을 위해 이 연구에서는 가치평가오류의 대용치를 재량적 발생액(discretionary accruals)으로 하였다.⁴⁾ 분석결과는 투자기회(Tobin's Q)를 통제된 후에도 재량적 발생액은 기업의 비정상 투자와 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 이 연구는 앞서의 관계가 R&D 집중도가 높은 기업 또는 주식회전율이 높은 기업에서 더 강하게 나타난다는 결과를 제시하였다. 그리고 이 연구는 비정상 투자가 증가할수록 미래의 주식수익률은 상대적으로 낮아진다는 결과를 보고하였다. 고평가된 자본의 측정상에 한계는 있으나, 이 연구는 주가가 고평가될수록 비정상 투자가 증가할 수 있음을 시사한다. Gilchrist et al.(2005)은 주가에 거품(bubbles)이 형성되면 자본비용이 감소하여 신규발행을 통한 증자활동이 증가하고, 기업가치(Tobin's Q)와 실제 투자가 증가한다는 이론적 모형을 제시하였다. 또한 이 연구는 앞서의 이론적 모형의 예측을 자료 분석을 통해 확인하기 위해 주가에 대한 거품의 대용치로 재무분석가의 이익예측의 분산을 이용하였다. 분석결과는 주가에 거품이 큰 기업일수록 실제 투자가 증가하는 것으로 나타났다.⁵⁾

앞서와 같은 주류에서 Jensen(2005)은 기업의 주가가 내재가치보다 클 때 자본이 고평가된다고 보고, 자본의 고평가와 관련된 문제에 대한 에세이 형식의 논문을 썼다. 이 논문에서 Jensen(2005)은 자본이 고평가되면 다음과 같은 문제가 발생할 수 있음을 지적하였다. 첫째로 기업의

4) 이 연구에서 재량적 발생액을 가치평가오류로 선정한 이유를 재량적 발생액이 높은 기업은 미래의 주식 수익률을 상대적으로 낮출 수 있는데, 이는 한편으로 현 시점의 주가는 고평가(overvalued)되어 있을 것으로 보았기 때문이다.

5) 그런데 Gilchrist et al.(2005)은 앞서의 주제를 다루는데 있어 주식가격에 대한 거품을 재무분석가의 이익예측 분산으로 측정된 후 분석하였다. 즉 Gilchrist et al.(2005)의 연구는 기업의 주식이 과대평가되는 현상을 주식가격에 대한 거품(bubbles)으로 일컫고, 투자자의 신념(belief)에 대한 분산이 주식시장에 거품을 초래할 것으로 보았다. 그러나 이 연구에서 고평가된 자본의 대용치는 투자자 측면이 아닌 재무분석가의 측면이고, 또한 고평가된 자본을 보다 직접적으로 측정된 방법은 아니라는 점에서 대용변수의 선정상에 한계는 있다.

인수활동이 증가하는 과잉투자의 문제, 둘째로 현재 주가를 미래에도 계속 유지하기 위한 방법으로 경영자의 기회주의적인 이익조정행위의 증가, 셋째로 외부정보이용자들에게 부정적인 정보를 숨기기 위한 회계조작이나 사기행위에 따른 가치파괴적인 활동이 증가한다는 지적이다. Jensen(2005)의 연구는 이에 대해 고평가된 자본의 대리비용(*agency costs overvalued equity*) 문제로 언급하고 있다.

따라서 Jensen(2005)이 주장한 논의에 대해 후속연구들은 이를 연구가설로 삼아 회계학 측면에서 실증적 증거를 확인하려는 시도를 하였다. 예를 들어, Jensen(2005)의 두 번째 추론인 고평가된 자본의 경영자가 이후 기간에 기회주의적으로 보고이익을 상향조정하는지를 실증적으로 알아보았다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015). 이들 선행연구들은 앞서 재무관리 측면의 연구들(예로, Gilchrist et al. 2005 ; Polk and Sapienza 2009 ; Dong et al. 2012)과 비교하면 고평가된 자본의 대용치에 대하여 보다 더 직접적인 측정치와 정교한 측정방법을 이용했다는 점에서 방법론상의 차이가 있다. 즉 재무관리 측면의 앞서 두 연구들은 고평가된 자본의 대용치와 신규주식발행 또는 투자 간의 관계에 양(+)의 관련성이 있는지를 고평가된 자본을 측정할 때 연속변수로 살펴본 결과였다면, 이와 달리 회계학 측면의 연구들은 고평가된 자본에 대한 보다 직접적인 대용치(예로, PER, PBR, AbnRET 등) 외에도 고평가된 자본의 기업과 그렇지 않은 기업 간을 지시변수(*indicator variable*)의 형태로 분석에 고려하여 차기의 이익조정과 양(+)의 관련성이 있는지를 검증함으로써 Jensen(2005)에서 주장된 고평가된 자본의 기업을 보다 가리키는 형태로 분석이 이루어졌다.⁶⁾ 그 결과에서 고평가된 자본과 차기의 이익조정 간의 관계를 분석한 선행연구들은 공통되게 고평가된 기업이면 그렇지 않은 경우보다 차기에 재량적 발생액 또는 실제이익이 증가한다는 것을 제시하였다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015). 이는 Jensen (2005)의 주장을 실증적으로 뒷받침해 주는 증거이다.

그 외의 연구로 자본이 고평가되면 기업이 보고하는 이익의 질이 낮아질 수 있기에 감사인의 감사위험이 더 증가하는지, 또는 투자자의 정보위험이 높아지는지에 후속연구들은 관심을 가졌다. 예를 들어, Habib et al.(2013)은 자본이 고평가된 기업은 차기의 이익조정이 증가한다는 선

6) 예를 들어, 고평가된 자본의 대용치를 연속변수의 형태로 분석한 결과에서 만일 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계가 나타난다면 두 변수 간에 단순 양(+)의 관계가 있음을 나타내는 것이 된다. 따라서 결과해석상에도 고평가된 기업일수록 투자가 높다는 해석은 가능하지만, 이 분석결과는 자본이 고평가된 기업을 직접적으로 분석에 고려한 경우는 아니므로, 고평가된 자본의 논의에 간접적인 증거이다. 이와 달리, 고평가된 자본의 대용치를 지시변수의 형태인 고평가된 자본과 그렇지 않은 경우로 구분하여 분석이 이루어진 결과에서 만일 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계가 나타난다면 이는 고평가된 자본이 그렇지 않은 경우보다 투자가 더 높다는 것을 보다 직접적으로 나타낸다. 이러한 측면에 따라 Jensen(2005)의 추론을 가설로 분석한 후속연구들은 연속변수 대신 지시변수의 형태로 실증결과를 보여 주고 있다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Habib et al. 2013 ; Wang 2013 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a).

행연구에 기초하여 감사인 측면에서 이들 기업의 감사위험이 더 증가할 것으로 예상하였다. 분석결과는 자본이 고평가된 기업이 그렇지 않은 경우보다 감사인의 감사보수가 더 높은 것으로 나타났다. 또한 박종일·김수인(2020a)은 자본이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 감사보수뿐만 아니라 감사인의 실제 감사투입시간 역시 높음을 보고하였다. 투자자의 시장반응을 통해 고평가된 자본을 다룬 Wang(2013)은 고평가된 자본은 차기의 주가폭락의 가능성을 높인다는 결과를 보고하였다. 그리고 박종일 외(2019) 역시 고평가된 자본과 차기의 주가폭락 위험 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 또한 이 연구는 앞서의 관계가 경영자의 과신성향이 있거나 재무보고의 불투명성이 높을 때, 지배구조 측면에서 외국인투자자의 모니터링 효과가 취약하거나 정보비대칭 수준이 높을 때 더 뚜렷한 결과로 나타남을 보고하였다.

이상의 결과를 종합하면, 선행연구에서는 가치평가오류를 나타내는 주식의 고평가와 관련된 변수와 투자 간에 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다(Baker et al. 2003 ; Gilchrist et al. 2005 ; Polk and Sapienza 2009). 그러나 이들 연구들은 고평가된 자본을 직접적으로 지칭하여 분석한 증거는 아니다. 반면, 고평가된 자본을 보다 직접적으로 지칭하기 위해 지시변수의 형태로 분석된 선행연구들은 자본이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기의 보고이익의 상향조정행위가 높고(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015), 감사위험이 높으며(Habib et al. 2013 ; 박종일·김수인 2020a), 또한 투자자 측면에서도 정보위험을 증가시켜 차기의 주가폭락 위험 역시 높아진다는 실증적 증거를 보여주고 있다(Wang 2013 ; 박종일 외 2019).

2. 가설의 제시

Jensen(2005)의 에세이에서 자본이 고평가된 기업의 대리비용 문제로 지적했던 첫 번째 사항은 인수나 확장을 통한 과잉투자(overinvestment)의 문제가 발생할 것이라는 추론이었다. 따라서 본 연구는 자본이 고평가된 기업의 총투자 측면에서 다루고자 한다. 주식시장에서 주가가 고평가된 기업은 자본조달비용이 낮아져 주식발행이 더 매력적인 상황이 되어 자본의존성이 증가한다(Baker et al. 2003). 또한 주가가 고평가되면 신주발행을 통해 투자안의 채원마련이 보다 더 수월해진다(Dong et al. 2012). 그로 인해 기업은 잉여현금흐름이 창출되어 자본이 고평가된 기업경영자는 제국주의 건설 동기에 따라 잉여현금흐름을 미래 수익성이 있는 사업뿐만 아니라 수익성이 불확실한 사업프로젝트나 투자안에도 더 많은 투자를 행할 수 있다(Jensen 1986). 자본에 대한 접근이 보다 쉬워진 경영자는 초과지출에 몰두할 경우 미래에는 실패할 가능성이 높고, 또한 위험이 높은 음(-)의 NPV 투자안에도 투자를 감행할 수 있다(Polk and Sapienza 2009). 이와 같이 자본이 고평가된 기업의 경영자는 자본조달이 쉽지 않았던 상황에서는 기피했던 투자안에 대해 자금동원이 가능해지고, 또한 풍부한 채원인 잉여현금흐름이 증가된 상황에서는 비

효율적 투자라 하더라도 자신의 사적효익을 위한 동기에 따라 과잉투자를 할 수 있다. 예를 들어, Gilchrist et al.(2005)은 주식가격이 거품일수록 기업투자는 증가하고, Polk and Sapienza (2009)는 주식시장에서 가치평가오류로 인해 기본가치보다 주가가 고평가될 때 풍부한 현금과 부채 수용력이 있는 기업의 경영자는 케이더링 이론에 따라 음(-)의 NPV 투자안에도 자원을 낭비할 유인이 있는 반면에, 기업의 주가가 기본가치보다 저평가될 때는 양(+)의 NPV 투자기회도 포기한다고 주장한다. 또한 Jensen(1986)은 잉여현금흐름이 있는 경영자는 사적 이익을 추구하려는 목적에서 수익성이 없는 프로젝트에 참여하는 과잉투자를 행할 수 있다고 주장한다. 따라서 앞서와 같은 논의와 선행연구의 주장에 기초하여 본 연구는 자본이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 더 많은 투자를 할 것으로 예상되므로, 가설 1을 다음과 같이 선택가설로 설정하였다.

가설 1 : 주식이 고평가된 기업은 과잉투자의 성향이 높을 것이다.

한편, Biddle et al.(2009)은 높은 재무보고의 질이 투자효율성을 향상시킨다고 주장한다. 즉 이 연구는 재무보고의 질의 대용치로 발생액의 질을 이용한 결과에서, 높은 발생액의 질, 즉 재무보고의 질이 높은 기업은 과잉(과소)투자의 상황에서 상대적으로 과잉(과소)투자가 낮아진다는 결과를 제시하였다. 이는 기업의 발생액의 질이 높을 때 과잉투자와 과소투자 모두 감소된다는 결과이다. 따라서 앞서의 결과에 대해 Biddle et al.(2009)은 기업의 재무보고의 질이 높을 때 효율적 투자를 방해하는 도덕적 해이와 역선택과 같은 문제를 보다 완화하는 역할을 하여 과잉투자와 과소투자를 억제시켜 투자의 효율성이 향상된 것으로 해석하였다. 즉 높은 재무보고의 질은 경영자의 투자의사결정에 긍정적인 역할로 작용한다는 것을 의미한다(최승욱·배길수 2014 ; 전경민 외 2018). 이를 역으로 생각하면, 재무보고의 질이 낮을 때는 경영자의 도덕적 해이와 역선택 문제는 더 심화될 수 있으므로, 경영자는 과잉투자의 상황에서 과잉투자를, 과소투자의 상황에서 과소투자를 더 높일 수 있다. 따라서 본 연구는 가설 1에 대해 낮은 재무보고의 질의 상황에서 앞서의 관계가 더 강화(strengthen)되는지를 알아보고자 한다. 앞서 가설 1의 경우처럼 만일 자본이 고평가된 기업에서 과잉투자가 수행된다면 이러한 관계는 높은 재무보고의 질보다 낮은 재무보고의 질의 상황일 때 더 강하게 나타날 것으로 기대된다. 왜냐하면 Biddle et al.(2009)의 결과는 재무보고의 질이 높을 때 과잉투자와 과소투자가 억제되는 반면에, 재무보고의 질이 낮을 때는 과잉투자와 과소투자가 증가할 수 있음을 나타내기 때문이다. 그런데 전술한 바와 같이 자본이 고평가된 기업은 잉여현금흐름의 증가로 내부재원이 충분하게 되므로 (Jensen 1986, 2005 ; Gilchrist et al. 2005 ; Polk and Sapienza 2009) 낮은 재무보고의 질의 상황에서 과소투자의 동기는 상대적으로 낮고, 과잉투자의 유인이 더 크게 작용할 수 있다. 이러한 맥락에서 보면, 가설 1의 경우가 재무보고의 질이 낮을 때 더 강화될 것으로 기대된다. 이상과 같은 논의에 기초하여 본 연구는 가설 1에 대해 재무보고의 질을 연계시켜 가설 2를 다음과 같

이 선택가설의 형태로 설정한 후, 이에 대한 실증적 의문을 분석을 통해 알아보고자 한다.

가설 2 : 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계는 재무보고의 질이 낮을 때 더 강화될 것이다.

III. 연구모형의 설계와 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구는 고평가된 자본이 투자수준 및 비정상 투자 또는 과잉투자에 미치는 영향을 알아보기 위하여 다음의 식(1)을 설정한 후 검증한다. 또한 이들의 관계가 재무보고의 질에 따라 다른지를 알아보기 위하여 다음의 식(2)을 통해 분석한다.

$$\begin{aligned} INV_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 OVE_t + \beta_2 AQ_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 std_CFO_t + \beta_5 std_Sales_t + \beta_6 std_Inv_t \\ & + \beta_7 Z-score_t + \beta_8 Tang_t + \beta_9 CFOSales_t + \beta_{10} Slack_t + \beta_{11} Op_Cycle_t + \beta_{12} GRW_t \\ & + \beta_{13} LOSS_t + \beta_{14} DIV_t + \beta_{15} LEV_t + \beta_{16} FORN_t + \beta_{17} ISSUE_{t+1} + \beta_{18} BOND_{t+1} \\ & + \beta_{19} MOC_{t+1} + \beta_{20} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} INV_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 OVE_t + \beta_2 AQ_t + \beta_3 OVE_t * AQ_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 std_CFO_t + \beta_6 std_Sales_t \\ & + \beta_7 std_Inv_t + \beta_8 Z-score_t + \beta_9 Tang_t + \beta_{10} CFOSales_t + \beta_{11} Slack_t + \beta_{12} Op_Cycle_t \\ & + \beta_{13} GRW_t + \beta_{14} LOSS_t + \beta_{15} DIV_t + \beta_{16} LEV_t + \beta_{17} FORN_t + \beta_{18} ISSUE_{t+1} \\ & + \beta_{19} BOND_{t+1} + \beta_{20} MOC_{t+1} + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, 종속변수(INV)

INV_level = t+1년도 총투자 수준, 기초총자산으로 표준화

INV_res = t+1년도 비정상 투자, Biddle et al.(2009)의 모형을 이용하여 추정된 잔차(ε)

INV_over = t+1년도 과잉투자 구간, INV_res 를 기준으로 4분위수로 나눈 후 상위 1분위수(top 25%)에 해당하면 1, 아니면 0

관심변수(OVE , $OVE * AQ$)

PER = t년도 고평가된 자본의 대용치, PER을 기준으로 5분위수(quintile)로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 해당하면 1, 아니면 0

PBR = t년도 고평가된 자본의 대용치, PBR을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0

$PFCFR$ = t년도 고평가된 자본의 대용치, PFCFR을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0

AQ = t년도 재무보고의 질의 대용치, Francis et al.(2005)의 모형에 따른 추정된 발생액의 질로 t-4부터 t년까지 잔차(ε)의 표준편차로 측정

$OVE*AQ$	=t년도 고평가된 자본과 발생액의 질 간의 상호작용변수(interactive terms)
통제변수	
$SIZE$	=t년도 총자산의 자연로그 값
std_CFO	=t년도 과거 5년간($t-4 \sim t$) (영업현금흐름/기초총자산)의 표준편차
std_Sales	=t년도 과거 5년간($t-4 \sim t$) (매출액/기초총자산)의 표준편차
std_Inv	=t년도 과거 5년간($t-4 \sim t$) (총투자액/기초총자산)의 표준편차
$Z-score$	=t년도 Altman(1968)의 재무적 제약 측정치
$Tang$	=t년도 총자산 대비 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
$CFOSales$	=t년도 매출액 대비 영업현금흐름
$Slack$	=t년도 상각대상유형자산 대비 현금
Op_Cycle	=t년도 영업순환주기 $[(매출채권/매출액) \times 360 + (재고자산/매출원가) \times 360]$ 의 자연로그 값
GRW	=t년도 매출액의 성장성 $[(매출액_t - 매출액_{t-1}) / 매출액_{t-1}]$
$LOSS$	=t년도 손실기업이면 1, 아니면 0
DIV	=t년도 현금배당을 지급한 기업이면 1, 아니면 0
LEV	=t년도 부채비율(=총부채/총자산)
$FORN$	=t년도 외국인의 투자지분을
$ISSUE$	=t+1년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0
$BOND$	=t+1년도 회사채가 발행된 기업이면 1, 아니면 0
MOC	=t+1년도 경영자 과신성향, Kim et al.(2016)의 방법을 준용하여 경영자 과신성향이 있으면 1, 아니면 0인 더미변수
MKT	=t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 거래소의 유가증권기업이면 0
ΣIND	=t년도 산업더미
ΣYD	=t년도 연도더미
ε	=잔차항

식(1) 및 식(2)의 종속변수는 투자(investment ; 이하 INV)를 나타내는 변수로서, 본 연구는 다음의 세 가지 측정치를 분석에 이용하였다. 즉 총투자 수준(이하 INV_level), 비정상 투자(INV_res), 과잉투자(INV_over)이다. 본 연구는 자본이 고평가된 기업에서 과잉투자의 성향이 있는지에 대해 총투자 수준(INV_level)과 비정상 투자(INV_res, INV_over) 측정치로 살펴본다. 먼저 INV_level은 총투자 수준을 나타내는 변수로, 본 연구는 Biddle et al.(2009)의 방법을 준용하여 측정하였다(김현아 외 2014 ; 박종일 외 2018 ; 박종일 · 김수인 2020b).⁷⁾ 다음으로, INV_

7) 본 연구에서 총투자(INV) 수준은 자본적 지출(CAPEX), 연구개발비(R&D) 및 합병분할(영업양수도)의 현금유출을 합산한 후 기초총자산으로 나누어 측정되었다(김현아 외 2014 ; 박종일 · 김수인 2020b). 구체적으로, 자본적 지출(CAPEX)은 현금흐름표상에 무형자산을 제외한 유형자산의 순증가를 직접법으로 계산한 것이다(CAPEX=기계장치의 취득+건물구축시설장치의 취득+토지의 취득+공구, 기구, 비품의 취득+차량운반구의 취득). 연구개발비(R&D)는 연구비, 경상개발비, 경상연구개발비, 개발비의 증가를 합산하여 계산되었고, 포괄손익계산서와 제조원가명세서를 같이 고려하여 측정되었다. 그리고 합병분할 관련 지출은 현금흐름표상의 합병(영업양수도) 현금유출 계정을 의미한다.

res와 INV_over는 Biddle et al.(2009)의 방법으로 추정된 비정상(abnormal) 측정치이다. 구체적으로, Biddle et al.(2009)의 연구에서 비정상 투자(INV_res)는 전기 매출액의 성장성을 설명변수로 하고, 당기 총투자 수준을 종속변수로 하는 회귀분석을 통해서 추정된 개별기업의 잔차(ε) 값이다.⁸⁾ Biddle et al.(2009)의 연구는 전기 매출액 성장성이 높은 기업일수록 당기의 투자기회가 증가할 것으로 보았다. 따라서 본 연구는 이 잔차 값을 첫 번째의 비정상 투자로 이용한다. 또한 본 연구의 두 번째 비정상 측정치인 과잉투자(INV_over)는 앞서의 비정상 투자(INV_res)를 기준으로 4분위수(quartile)로 나눈 후 상위 1분위수(top 25%)에 속하면 과잉투자 구간으로 보아 1의 값을, 나머지는 0의 값을 부여한 지시변수이다(정성환 2012 ; 박종일 · 김수인 2020b). 따라서 본 연구에서 종속변수가 INV_level와 INV_res의 경우는 연속변수이므로 OLS 회귀분석이 이용되고, 종속변수가 INV_over의 경우는 지시변수이므로 Logit 회귀분석이 이용된다.

식(1)에서 관심변수는 가설 1과 관련해서 고평가된 자본(overvalued equity ; 이하 OVE)을 나타내는 변수이다. 본 연구는 선행연구에서 사용된 바 있는 세 가지 대용치를 이용하였다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Sawicki and Shrestha 2012 ; Habib et al. 2013 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a). 구체적으로, PER(주가/주당순이익), PBR(주가/주당순자산), PFCFR(주가/주당잉여현금흐름)이다.⁹⁾ OVE의 대용치로 PER과 PBR은 Houmes and Skantz(2010), Habib et al.(2013), 박종일 외(2019), 박종일 · 김수인(2020a) 및 박종일(2020)의 연구에서 이용된 방법이고, PFCFR은 박종일 외(2019) 및 박종일 · 김수인(2020a)의 연구에서 이용된 방법이다. 또한 본 연구의 강건성 분석에서는 대체적인(alternative) 측정방법으로 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 AbnRET(비정상 시장가치)를 이용한 경우도 살펴본다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Shirl et al. 2013 ; Wang 2013 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 2020). 이 측정치는 앞서 OVE의 대용치들과 달리 회귀분석을 통한 잔차(ε)의 추정이 필요하다. 본 연구는 이들 변수에 대해 선행연구의 방법을 준용하여 연속변수 대신 각 변수를 기준으로 5분위수

8) Biddle et al.(2009)에서 비정상 투자(INV_res)를 추정하기 위한 모형식은 아래의 식(3)과 같다. INV_res의 추정은 산업-연도별로 횡단면 분석을 통해 추정되며, 본 연구는 추정시 최소 30개 이상의 산업을 대상으로 하였다. 추정된 잔차(ε) 값이 클수록 비정상 투자수준, 특히 과잉투자 수준이 증가하는 것으로 해석한다.

$$INV_t = \alpha_0 + \alpha_1 SalesGRW_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, INV_t = t년도 총투자 수준, 기초총자산으로 표준화
 $SalesGRW_{t-1}$ = t-1년도 매출액 성장성(=[매출액_{t-1}-매출액_{t-2}]/매출액_{t-2})
 ε_t = 잔차항

9) 본 연구는 선행연구의 방법처럼 PER, PBR, PFCFR의 분자인 P에 대해 회계연도말의 기말주가를 이용하였다(Houmes and Skantz 2010 ; Dong et al. 2012 ; Habib et al. 2013 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a). 즉 앞서의 선행연구들은 연구설계상에 차기(t+1)의 경영자의 이익조정결정에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 관심변수의 측정상에 전기인 직전연도말(t시점) 주가의 고평가 상태를 중심으로 알아본 것이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구모형의 설계상에도 이러한 선행관계를 따랐다.

(quintile)로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 속하면 고평가된 자본으로 보아 1의 값을, 나머지는 0의 값을 부여한 지시변수로 측정하였다(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a ; 박종일 2020).¹⁰⁾ 따라서 만일 가설 1의 예상과 일치한다면 식(1)의 관심변수 OVE는 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over)에 대해 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 가질 것으로 기대된다($\beta_1 > 0$).

다음으로, 가설 2를 검증하기 위해 본 연구는 식(2)의 모형에 상호작용변수(interactive terms)를 고려하여 분석한다. 즉 가설 2의 관심변수는 OVE*AQ이다. 여기서 상호작용변수로 고려된 발생액의 질(이하 AQ)에 따라 가설 2의 경우는 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 더 강화(strengthen)되는지를 알아보는데 있다. 본 연구는 AQ에 대해 Biddle et al.(2009)의 연구처럼 Francis et al.(2005)의 모형을 이용하였다(이세용 2009, 2014 ; 박종일 · 정상민 2018 등).¹¹⁾ AQ는 종속변수인 비정상 투자와 양(+)의 관계가 기대된다(Biddle et al. 2009). 특히 본 연구는 낮은 발생액의 질(lower AQ)일 때 가설 1의 관계가 더 강화되는지를 알아보는데 있다. 따라서 만일 가설 2의 기대와 일치하면 식(2)의 관심변수인 상호작용변수 OVE*AQ는 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over)에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타날 것으로 기대된다($\beta_3 > 0$).¹²⁾

- 10) 고평가된 자본과 이익조정 간의 관계를 살펴본 선행연구들은 고평가된 자본의 대응치를 분석에 고려할 때 모두 5분위수를 이용한 지시변수의 형태로 이용하고 있고(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015), 주제는 다르지만 고평가된 자본을 다룬 후속연구들도 앞서와 같은 방법을 이용하고 있다(박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a ; 박종일 2020). 따라서 본 연구도 OVE를 분석에 고려할 때 앞서의 선행연구의 방법을 따랐다.
- 11) Francis et al.(2005)에서 AQ를 추정하기 위한 모형식은 다음의 식(4)과 같다. AQ는 앞서 식(3)과 유사하게 산업-연도별로 횡단면 분석을 통해 추정된다.

$$CA_t/A_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{t-1}/A_{t-1} + \alpha_2 CFO_t/A_{t-1} + \alpha_3 CFO_{t+1}/A_{t-1} + \alpha_4 \Delta REV_t/A_{t-1} + \alpha_5 PPE_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서, CA_t = t년도의 유동발생액(=유동자산의 변동-유동부채의 변동-현금및현금등가물의 변동-단기대여금의 변동+단기차입금의 변동+유동성장기부채의 변동)

$CFO_{t-1,t,t+1}$ = t-1, t, t+1년도의 영업현금흐름

ΔREV_t = t년도의 매출액의 변동

PPE_t = t년도의 유형자산

A_{t-1} = t년도의 기초총자산

ε_t = 잔차항

식(4)에서 AQ는 유동발생액(CA)을 전기, 당기, 그리고 차기의 영업현금흐름(CFO) 및 매출액 증감(ΔREV)과 유형자산(PPE)에 대해 회귀한 후 나타난 잔차(ε)를 먼저 추정한 후, 다시 과거 5년간(t-4~t)의 잔차(ε)의 표준편차로 계산된 값이다. AQ 값이 클수록 낮은 발생액의 질을 나타내므로, 재무보고의 질은 낮아지는 것으로 해석한다.

- 12) 본 연구는 가설 1과 달리, 가설 2에서 AQ 변수에 대해 낮은 발생액의 질을 보다 명시적으로 고려하고, 또한 상호작용변수가 모형에 포함될 경우 발생할 수 있는 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 본 연구는 연속변수 대신 AQ의 중위수를 기준으로 한 더미변수로 측정하였다. 즉 식(2)에서 AQ는 중위수보다 높으면 1, 아니면 0인 더미변수이다.

식(1) 및 식(2)의 모형에 고려된 통제변수는 종속변수로 투자를 분석한 Biddle et al.(2009) 및 박종일·김수인(2020b) 등의 선행연구를 준용하여 선정하였다. 먼저 SIZE는 기업의 규모가 커질수록 현금창출능력이 클 수 있기에 투자기회가 더 많아 과잉투자로 이어질 가능성이 있다. 한편으로, 규모가 큰 기업은 이미 성장하여 안정적이고, 그로 인해 보수적인 경영활동을 수행할 수 있어 과잉투자 성향은 낮을 수 있다는 상반된 관점 역시 존재한다(Biddle and Hilary 2006 ; 조정은·김상일 2013). 따라서 SIZE가 투자에 미치는 효과는 일관된 방향성을 예상하기는 어려우나, 기업규모에 따른 투자성향의 차이가 예상된다는 점에서 본 연구는 모형에 포함하였다. std_CFO, std_Sales, std_Inv는 영업현금흐름의 변동성, 매출액의 변동성, 투자액의 변동성을 나타낸다. 각 변동성이 클수록 지속적인 영업현금흐름이나 매출액의 창출 혹은 투자를 기대하기 어렵고, 경영자는 이러한 불확실성이 있는 환경 하에 비정상적인 투자를 수행할 것으로 예상되므로 선행연구에 따라 모형에 고려하였다(Biddle et al. 2009 ; 김상일·김경호 2014 ; 김현아 외 2014 ; 전경민 외 2018 ; 박종일·김수인 2020b). Z-score는 기업의 파산확률을 나타내므로, 재무건전성에 따른 효과를 통제하기 위해 모형에 고려되었다. 재무건전성이 낮은 기업은 외부로부터 자금을 조달하기 어려운 상황에 처해 있어 과잉투자를 할 유인이 상대적으로 낮다(김상일·김경호 2014). 본 연구는 Altman(1968)의 Z-score를 이용하였다(Biddle et al. 2009 ; 김현아 외 2014 ; 박종일·김수인 2020b). 이 값이 작을수록 재무건전성이 낮음을 의미하므로, Z-score는 투자(이하 INV)¹³⁾에 양(+)의 관계가 예상된다.

다음으로, 김현아 외(2014)는 유형자산 비율을 나타내는 Tang을 과거의 투자수준으로 보았다. 또한 박수연 외(2016)는 Tang이 클수록 설비투자 수준이 높음을 보고하였다. 이런 측면에서 보면, Tang과 INV 간에 양(+)의 관계가 기대된다. 현금수반성을 나타내는 CFOSales와 Slack의 경우 기업의 현금보유에 따라 투자여력이 달라질 수 있으므로, 모형에 고려하였다. 두 변수 모두 INV와 양(+)의 관계가 기대된다(Biddle et al. 2009 ; 박종일·김수인 2020b). Op_Cycle은 영업순환주기에 따라 기업은 현금을 회수할 수 있는 능력에 차이가 있게 된다. 따라서 영업순환주기는 투자수준에 영향을 줄 수 있으므로, 모형에 고려하였다(김상일·김경호 2014 ; 김현아 외 2014). GRW는 매출액의 성장성을 나타내는 지표로서 성장성이 높은 기업은 투자기회를 적극적으로 포착하여 과잉투자를 할 수 있다. 따라서 GRW와 INV 간에 양(+)의 관계가 기대된다. 당기에 손실을 보고한 기업은 현금을 조달하기 어려워 투자를 행할 여력이 감소한다. 이런 측면에서 LOSS는 선행연구에서 통제변수로 모형에 고려된 바 있다(Biddle et al. 2009). DIV는 현금배당이 실시되면 상대적으로 기업의 투자기회는 감소될 수 있다. 이러한 배당과 투자 사이의 대체관계를 통제하기 위하여 DIV를 모형에 고려하였다(박종일·김수인 2020b). 또한 본 연구는 LEV를 모형에 고려하였다. 부채비율이 높은 기업이 재무적 제약에 직면하면 자금부족을 겪게

13) 본 연구는 종속변수가 INV_level, INV_res, INV_over로 세 가지의 경우이므로, 설명의 편의상 통제변수와 논의에서 간결성을 위하여 투자(INV)로 통칭하였다.

되어 투자는 감소될 수 있다(박진하·권대현 2012 ; 박원·김예경 2017). 한편으로, 재무상태가 건전한 기업에서 부채비율이 높을 때는 외부로부터 자금조달이 용이하기 때문에 위험부담이 상대적으로 낮아 보다 활발한 투자활동을 수행할 가능성도 있다(박원·김예경 2017). 즉 기업이 설비투자를 위해 부채를 조달할 수도 있으므로, LEV와 투자 간에는 쌍방향의 예상이 모두 가능하다는 점에서 실증적 의문에 귀결된다.

FORN의 경우 외국인 주주는 효과적인 외부감사의 주체로서 경영자의 투자의사결정을 효과적으로 모니터링 할 수 있으므로, 과잉투자를 감소시켜 투자효율성을 향상시킬 수 있다(박진하·권대현 2012). 반면, 선행연구에 따라서는 총투자 측면에서 외국인 지분율과 투자 간에 양(+)의 관계를 보고한 연구도 있으므로(박종일·김수인 2020b), FORN과 투자 간의 관계는 실증적 문제이다. Fu(2010)는 유상증자를 통해 자금을 조달한 기업이 동종 산업의 통제기업과 비교하여 과잉투자를 수행한다는 결과를 보고하였다. 이에 따라 본 연구는 ISSUE를 모형에 포함하였다. 앞서와 같은 맥락에서 외부자금을 회사채발행을 통해 조달한 후 투자활동을 수행할 수도 있으므로, BOND를 모형에 통제하였다. 따라서 ISSUE와 BOND는 투자와 양(+)의 관계가 기대된다. 또한 MOC¹⁴⁾의 경우 선행연구들은 경영자에게 과신성향이 있으면 투자정책에 영향을 미칠 수 있다고 주장한다(Malmendier and Tate 2005 ; 김화성 2013). 예를 들어, 김화성(2013)은 경영자의 낙관 및 과신이 과잉투자의 확률을 높일 수 있다는 것을 이론적 분석을 통해 제시하였다. 선행연구인 박종일·김수인(2020b)은 시장 간 특성차이가 투자에 미치는 효과를 통제하기 위하여 MKT를 모형에 고려하였다. 마지막으로, 본 연구는 산업별 그리고 연도별 특성을 고려하기 위해 ΣIND 와 ΣYD 를 모형에 포함하였다.

한편, 본 연구는 기본적으로 선행연구의 방법에 따라 시차모형으로 분석한다(Biddle et al. 2009 ; 박종일·김수인 2020b). 즉 본 연구는 종속변수를 차기($t+1$) 시점으로, 첫 번째 관심변수인 OVE는 당기(t) 시점으로 모형에 고려하였다. 이렇게 분석한 이유는 Jensen(2005)에서 고평가된 자본은 차기 이후 과잉투자의 문제가 발생할 것으로 보았기 때문이다.¹⁵⁾ 다만, 본 연구에서

14) Kim et al.(2016)은 경영자의 과신성향을 측정할 때 단일 측정치보다는 복합(multiple) 측정치를 이용하고 있다. 본 연구는 Kim et al.(2016)의 방법을 준용하여 경영자의 과신성향을 판단하는데 있어 6개 변수(①~⑥)를 고려해 이를 점수화한 후 2점 이상이면 과신성향이 있는 경영자로 보아 1의 값을, 아니면 0인 지시변수로 측정하였다(이하 MOC). 구체적으로는 ① Schrand and Zechman(2012)의 방법으로 추정된 잔차(ϵ) 값이 상위 25%에 해당되면 1, 아니면 0 ; 여기서 Schrand and Zechman(2012)의 연구는 종속변수로 t 년도 자산의 성장성을, 설명변수로 $t-1$ 년도 매출액의 성장성을 산업-연도별로 횡단면 분석을 통해 잔차를 추정하였다. ② 현금흐름표상에 합병분할과 관련된 지출이 있으면 과신성향이 있는 것으로 보아 1, 아니면 0 ; ③ 산업과 연도별로 산업평균치를 차감한 부채비율이 상위 25%에 해당하면 1, 아니면 0 ; ④ 전환사채 또는 우선주를 발행한 기업이면 1, 아니면 0 ; ⑤ 현금배당을 지급하지 않은 기업이면 1, 아니면 0 ; ⑥ Ahmed and Duellman(2013)에 따라 산업과 연도별로 자본적 지출이 산업평균치를 초과하면 1, 아니면 0이다. 즉 Kim et al.(2016)은 앞서 ①부터 ⑥까지를 합산한 값이 2 이상이면 기업의 경영자가 과신성향이 높은 것으로 보았다.

15) 예를 들어, Jensen(2005)에서 주장된 고평가된 자본의 대리비용 문제를 이익조정(예로, 재량적 발생액

ISSUE와 BOND는 투자를 위한 외부자금조달과 관련된 변수라는 점에서 종속변수와 같은 $t+1$ 시점으로(Dong et al. 2012), MOC의 경우도 과잉투자에 대한 의사결정은 당기의 경영자가 수행한 결과일 수 있어 종속변수와 같은 $t+1$ 시점으로 모형에 고려하였다.

2. 표본의 선정

본 연구는 2003년부터 2018년까지의 기간에 거래소의 유가증권 및 코스닥시장에 상장되어 있는 기업 중 다음의 조건을 만족하는 표본을 대상으로 분석하였다.

- (1) 12월 결산법인
- (2) 금융업에 속하지 않는 기업
- (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE로부터 분석에 필요한 기본 재무자료, 주가, 잉여현금흐름(FCF) 및 외국인지분율(FORN) 자료가 추출 가능한 기업
- (4) 자본이 잠식되지 않은 기업
- (5) 감사의견이 적정인 기업

분석기간은 종속변수를 기준으로 2004년부터 2018년까지이고, 관심변수 OVE는 시차가 고려되어 2003년부터 2017년까지이다. 표본의 선정 조건인 (1)과 (2)는 분석에 이용되는 표본에 속한 기업 간의 비교가능성을 높이기 위한 사항이고, 조건 (3)의 경우 본 연구는 KISVALUE데이터베이스에서 자료를 추출하여 이용하였다. 조건 (4) 및 (5)에서 자본이 잠식되거나 비적정 감사의견을 받은 기업은 보고된 재무제표의 신뢰성이 낮을 수 있어 표본에서 제외하였다. 이러한 조건을 모두 만족하는 최종표본은 OVE 측정치에 따라 차이는 있으나, OVE가 PER 및 PBR일 때 17,356개 기업/연도 자료이고, PFCFR일 때는 KISVALUE에 보고된 자료의 특성상 축소된(reduced) 표본인 16,946개 기업/연도 자료이다. 한편, 변수의 극단치 처리는 자연로그 값과 지시변수를 제외한 나머지 변수들에 대해 상하 1% 내에서 조정(winsorization)하였다.

표본의 산업별 분포는 <표 1>에 보고하였고, 전체표본과 더불어 시장유형별로도 나누어 제시하였다. 한편, 산업은 지면관계상 대분류로 제시하였다.

<표 1>을 보면, 전체표본에서 제조업의 비중이 대략 68.3%(KOSPI : 69.4%, KOSDAQ : 67.6%)로 가장 높다. 다음이 서비스업에서 약 16.3%이고(KOSPI : 13.1%, KOSDAQ : 18.5%), 나머지 산업은 모두 10% 이내로 도매 및 소매업이 8.5%(KOSPI : 7.3%, KOSDAQ : 9.3%), 건설업이 3.8%(KOSPI : 5.0%, KOSDAQ : 2.9%), 기타는 3.2%(KOSPI : 5.3%, KOSDAQ : 1.7%)의 분포이다. 한편, KOSPI 표본은 40.8%(=7,088개/17,356개)의 비중이고, KOSDAQ 표본은 59.2%

인 DA) 측면에서 살펴본 연구들은 OVE를 당기로 측정하고, 종속변수인 DA는 차기로 측정하여 분석하였다(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015).

($=1-0.408$)로 나타나 KOSDAQ 표본이 전체표본에서 좀 더 많았다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI		KOSDAQ	
	빈도수	%	빈도수	%	빈도수	%
제조업	11,859	68.3%	4,920	69.4%	6,939	67.6%
건설업	652	3.8%	351	5.0%	301	2.9%
도매 및 소매업	1,473	8.5%	518	7.3%	955	9.3%
서비스업	2,823	16.3%	925	13.1%	1,898	18.5%
기타	549	3.2%	374	5.3%	175	1.7%
합계	17,356	100.0%	7,088	100.0%	10,268	100.0%

주1) 산업은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 따른 업종별 대분류 기준임.

주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2004년부터 2018년까지임.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량

본 연구의 주요 변수에 대한 기술통계는 <표 2>와 같다. 표에 보고된 기초통계에 대하여 평균과 중위수를 중심으로 살펴보면, 종속변수 INV_level (투자수준)의 평균(중위수)은 0.037(0.019)로 전체표본의 투자수준이 3.7% 정도이고, INV_res (비정상 투자)의 경우는 $-0.011(-0.017)$ 이며,¹⁶⁾ INV_over (과잉투자 구간)의 경우는 4분위수를 이용하였기 때문에 평균이 0.250이다. 가설 1의 관심변수 OVE (고평가된 자본)의 경우 PER , PBR , $PFCFR$ 모두 5분위수를 이용한 지시변수로 측정했기 때문에 평균은 0.200으로 같다. 가설 2의 분석에 이용되는 AQ (발생액의 질)의 평균(중위수)은 0.100(0.077)이다.

16) INV_res 의 추정시 잔차 값의 평균은 원래 OLS 회귀분석을 수행하면 영(0)에 근접된다. 하지만 본 연구에서는 이용 가능했던 전체 상장기업을 대상으로 먼저 식(4)을 추정한 후, 표본의 조건에 부합되는 기업을 대상으로 분석하였기 때문에, 또한 이 변수의 상하 1% 내에서 조정했기 때문에 평균이 영(0)과 차이가 있을 수 있다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

Variables	N	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>INV_level</i>	17,356	0.037	0.019	0.057	0.000	0.687
<i>INV_res</i>	17,356	-0.011	-0.017	0.056	-0.445	0.657
<i>INV_over</i>	17,356	0.250	0.000	0.433	0.000	1.000
<i>PER</i>	17,356	0.200	0.000	0.400	0.000	1.000
<i>PBR</i>	17,356	0.200	0.000	0.400	0.000	1.000
<i>PFCFR</i>	16,946	0.200	0.000	0.400	0.000	1.000
<i>AQ</i>	17,356	0.100	0.077	0.078	0.003	0.679
<i>SIZE</i>	17,356	25.665	25.396	1.394	20.011	32.921
<i>std_CFO</i>	17,356	0.088	0.066	0.078	0.011	0.489
<i>std_Sales</i>	17,356	0.286	0.186	0.314	0.023	1.981
<i>std_Inv</i>	17,356	0.038	0.017	0.056	0.000	0.337
<i>Z-score</i>	17,356	1.143	1.153	0.771	-1.362	3.333
<i>Tang</i>	17,356	0.285	0.268	0.183	0.003	0.778
<i>CFOSales</i>	17,356	0.045	0.054	0.159	-0.761	0.453
<i>Slack</i>	17,356	2.042	0.360	5.891	0.002	43.450
<i>Op_Cycle</i>	17,356	4.714	4.770	0.781	-4.045	11.649
<i>GRW</i>	17,356	0.117	0.054	0.472	-0.685	5.439
<i>LOSS</i>	17,356	0.250	0.000	0.433	0.000	1.000
<i>DIV</i>	17,356	0.578	1.000	0.494	0.000	1.000
<i>LEV</i>	17,356	0.401	0.399	0.196	0.045	0.862
<i>FORN</i>	17,356	0.064	0.014	0.109	0.000	0.523
<i>ISSUE</i>	17,356	0.226	0.000	0.418	0.000	1.000
<i>BOND</i>	17,356	0.117	0.000	0.322	0.000	1.000
<i>MOC</i>	17,356	0.336	0.000	0.472	0.000	1.000
<i>MKT</i>	17,356	0.592	1.000	0.492	0.000	1.000

주1) 변수 정의 : *INV_level*=t+1년도 총투자 수준, 기초총자산으로 표준화 ; *INV_res*=t+1년도 비정상 투자(Biddle et al.(2009)의 모형을 이용하여 추정된 잔차(ϵ)) ; *INV_over*=t+1년도 과잉투자 구간, *INV_res*를 기준으로 4분위수로 나눈 후 상위 1분위수(top 25%)에 해당하면 1, 아니면 0 ; *PER*=t년도 고평가된 자본에 대해 *PER*(주가/주당순이익)을 기준으로 5분위수(quintile)로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 해당하면 1, 아니면 0 ; *PBR*=t년도 고평가된 자본에 대해 *PBR*(주가/주당순자산)을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0 ; *PFCFR*=t년도 고평가된 자본에 대해 *PFCFR*(주가/주당잉여현금흐름)을 기준으로 5분위수로 나눈 경우 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0 ; *AQ*=t년도 Francis et al.(2005)의 모형에 따른 발생액의 질로 t-4부터 t년까지 잔차(ϵ)의 표준편차로 측정 ; *SIZE*=t년도 총자산의 자연로그 값 ; *std_CFO*=t년도 과거 5년간(t-4~t) (영업현금흐름/기초총자산)의 표준편차 ; *std_Sales*=t년도 과거 5년간(t-4~t) (매출액/기초총자산)의 표준편

차; std_Inv =t년도 과거 5년간($t-4 \sim t$) (총투자액/기초총자산)의 표준편차; Z_score =t년도 Altman (1968)의 재무적 제약 측정치; $Tang$ =t년도 총자산 대비 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외); $CFOSales$ =t년도 매출액 대비 영업현금흐름; $Slack$ =t년도 상각대상유형자산 대비 현금; Op_Cycle =t년도 영업순환주기 $[(매출채권/매출액) \times 360 + (재고자산/매출원가) \times 360]$ 의 자연로그 값; GRW =t년도 매출액의 성장성 $[(매출액_t - 매출액_{t-1}) / 매출액_{t-1}]$; $LOSS$ =t년도 손실기업이면 1, 아니면 0; DIV =t년도 현금배당을 지급한 기업이면 1, 아니면 0; LEV =t년도 부채비율(=총부채/총자산); $FORN$ =t년도 외국인의 투자지분율; $ISSUE$ =t+1년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0; $BOND$ =t+1년도 회사채가 발행된 기업이면 1, 아니면 0; MOC =t+1년도 경영자 과신성향, Kim et al.(2016)의 방법을 준용하여 경영자 과신성향이 있으면 1, 아니면 0인 더미변수; MKT =t년도 코스닥에 속한 기업이면 1, 거래소의 유가증권기업이면 0임.

주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2004년부터 2018년까지임.

SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.665(25.396)이고, 이 변수의 자연로그 전의 수치 값은 841,635(106,956)백만원이었다. std_CFO (영업현금흐름의 표준편차), std_Sales (매출액의 표준편차), std_Inv (투자액의 표준편차)의 각 평균(중위수)은 0.088(0.066), 0.286(0.186), 0.038(0.017)이다. 따라서 매출액, 영업현금흐름, 투자액 순으로 변동성이 높게 나타났다. Z_score (재무적 제약)의 평균(중위수)은 1.143(1.153)이고, $Tang$ (총자산 대비 유형자산)의 경우는 0.285(0.268)이며, $CFOSales$ (매출액 대비 영업현금흐름)과 $Slack$ (상각대상유형자산 대비 현금)은 각각 0.045(0.054)와 2.042(0.360)이다. Op_Cycle (영업순환주기)의 평균(중위수)은 4.714(4.770)이고, GRW (매출액 성장률)의 경우 0.117(0.054)로 나타나 평균과 중위수 간에 2배 정도 차이를 보인다. 이는 일부 기업들의 성장성이 높기 때문에 나타난 현상으로 보인다. $LOSS$ (손실기업)의 평균은 0.250으로 표본의 1/4에서 손실이 발생되었다. DIV (현금배당여부)의 평균은 0.578로 표본의 절반 이상이 현금배당을 실시하고 있다. LEV (부채비율)의 평균(중위수)은 0.401(0.399)로 타인자본보다 자기자본의 비중이 더 높았다. $FORN$ (외국인의 투자지분율)의 경우 평균과 중위수는 0.064와 0.014로 차이가 있는데, 외국인 투자자들이 국내에 선호하는 기업에 집중투자를 수행하고 있기 때문으로 보인다. $ISSUE$ (유상증자여부)의 평균은 0.226으로, 표본의 22.6%에서 유상증자를 하였다. $BOND$ (사채발행여부)의 평균은 0.117로 나타나 표본 중 11.7%의 기업이 회사채를 발행하였다. MOC (경영자 과신성향)의 평균은 0.336으로 나타났고, MKT (시장구분)의 평균은 0.592로, 표본에서 거래소의 유가증권기업보다 코스닥기업이 더 많았다.

2. 상관관계 결과

<표 3>에 주요 변수들의 피어슨 상관관계의 결과를 보고하였다. <표 3>을 보면, 가설 1의 관심변수(OVE)에 해당되는 PER, PBR, PFCFR는 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over)에 대해 전반적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 다만, PER은 INV_level과 양(+)의 상관성이나 통계적으로 유의하지는 않았다. 이상의 결과로 볼 때 가설 1의 예상처럼 고평가된 자

본과 투자 간에 대체로 양(+)의 상관성이 나타났다. 이는 자본이 고평가된 기업은 과잉투자의 성향이 있음을 나타낸다. 그러나 앞서의 결과는 단순 상관성을 살펴본 것이라는 점에서 보다 정확한 가설의 지지여부를 확인하기 위해서는 종속변수에 영향을 주는 통제변수가 포함된 다변량 회귀분석을 통해 살펴볼 필요가 있다. 한편, AQ는 종속변수에 대해 대체로 양(+)의 상관성이 나타났다(INV_level, INV_over). 다만, AQ와 INV_res 간은 양(+)의 값이나 유의하지 않았다. AQ 값의 클수록 낮은 발생액의 질을 나타낸다. 이를 기초로 볼 때 발생액의 질이 낮을수록 투자 수준 또는 과잉투자와 양(+)의 상관성이 있음을 나타낸다. 이는 재무보고의 질이 낮을 때 과잉투자의 성향이 있다는 Biddle et al.(2009)의 주장과 일치한다.

다음으로, 종속변수가 투자수준(INV_level)일 때 기타 통제변수의 결과는 DIV를 제외하면 대체로 유의한 상관성을 보이고 있다. 구체적으로, std_CFO, std_Sales, std_Inv, Z-score, CFOSales, Op_Cycle, GRW, ISSUE, MKT는 INV_level에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, SIZE, Tang, Slack, LOSS, LEV, FORN, BOND, MOC는 유의한 음(-)의 상관성이다. 즉 영업현금흐름, 매출액 그리고 총투자의 각 변동성이 클수록, 또한 재무적 제약이 있는 경우, 매출액 대비 영업현금흐름이 높거나 영업순환주기가 길거나, 매출액의 성장성이 높을 때, 유상증자를 하거나 코스닥 기업이면 투자수준이 높은 반면에, 기업규모가 크거나 유형자산의 비중이 클수록, 또한 유형자산 대비 현금의 많거나 손실기업이면, 또는 외국인지분율이 높거나 회사채를 발행한 기업, 경영자의 과신성향이 있으면 투자수준이 낮게 나타났다. 또한 비정상 투자를 중심으로 살펴볼 때 종속변수가 INV_res일 때는 Slack 및 Op_Cycle에서 차이를 보이며, 나머지 변수들은 앞서(예로, INV_level)와 대체로 일치한다. 다만, Tang와 DIV는 유의수준에 다소 차이가 있다. 종속변수가 INV_over일 때는 대체로 종속변수가 INV_level일 때와 일치한다.

한편, SIZE는 MKT 및 FORN과 -0.542와 0.492로 높은 상관성을 가지고 있다. 이러한 결과는 일반적인 기대처럼 거래소의 유가증권기업보다 코스닥기업의 규모가 작고, 외국인투자자는 규모가 큰 기업에 주로 투자하는 성향에 기인한 것으로 보인다. 따라서 회귀분석의 결과에서 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 확인할 필요가 있다.

〈표 3〉 변수간의 상관관계

Variable	INV_level	INV_res	INV_over	PER	PBR	PFCFR	AQ	SIZE	std_CFO	std_Sales	std_INV	Z-score	Tang
INV_level	1												
INV_res	0.816 (0.000)	1											
INV_over	0.575 (0.000)	0.639 (0.000)	1										
PER	0.002 (0.825)	0.019 (0.011)	0.013 (0.094)	1									
PBR	0.095 (0.000)	0.050 (0.000)	0.075 (0.000)	0.198 (0.000)	1								
PFCFR	0.024 (0.002)	0.039 (0.000)	0.034 (0.000)	0.115 (0.000)	0.179 (0.000)	1							
AQ	0.135 (0.000)	0.006 (0.406)	0.045 (0.000)	0.013 (0.101)	0.196 (0.000)	-0.032 (0.000)	1						
SIZE	-0.218 (0.000)	-0.086 (0.000)	-0.132 (0.000)	0.008 (0.275)	-0.095 (0.000)	0.042 (0.000)	-0.289 (0.000)	1					
std_CFO	0.149 (0.000)	0.042 (0.000)	0.065 (0.000)	-0.028 (0.000)	0.148 (0.000)	-0.050 (0.000)	0.431 (0.000)	-0.238 (0.000)	1				
std_Sales	0.143 (0.000)	0.047 (0.000)	0.065 (0.000)	-0.029 (0.000)	0.085 (0.000)	-0.046 (0.000)	0.376 (0.000)	-0.195 (0.000)	0.623 (0.000)	1			
std_INV	0.255 (0.000)	0.120 (0.000)	0.142 (0.000)	-0.018 (0.018)	0.077 (0.000)	-0.025 (0.000)	0.277 (0.000)	-0.243 (0.002)	0.429 (0.000)	0.436 (0.000)	1		
Z-score	0.108 (0.000)	0.119 (0.000)	0.105 (0.000)	-0.030 (0.000)	-0.129 (0.000)	0.066 (0.000)	-0.093 (0.000)	0.089 (0.000)	0.019 (0.015)	0.166 (0.000)	-0.008 (0.316)	1	
Tang	-0.023 (0.002)	-0.008 (0.280)	-0.010 (0.198)	-0.031 (0.000)	-0.126 (0.000)	-0.056 (0.000)	-0.266 (0.000)	0.154 (0.000)	-0.203 (0.000)	-0.165 (0.000)	0.078 (0.000)	-0.076 (0.000)	1
CFO_Sales	0.047 (0.000)	0.054 (0.000)	0.042 (0.000)	0.051 (0.000)	-0.094 (0.000)	0.119 (0.000)	-0.010 (0.000)	0.164 (0.000)	-0.121 (0.000)	-0.061 (0.000)	0.001 (0.873)	0.326 (0.000)	0.097 (0.000)
Slack	-0.019 (0.011)	0.016 (0.038)	-0.018 (0.018)	0.010 (0.187)	0.068 (0.000)	-0.006 (0.434)	0.154 (0.000)	-0.096 (0.000)	0.149 (0.000)	0.088 (0.000)	-0.048 (0.000)	-0.027 (0.000)	-0.394 (0.000)
Op_Cycle	0.050 (0.000)	-0.042 (0.000)	0.016 (0.034)	0.045 (0.000)	0.001 (0.933)	-0.003 (0.684)	-0.004 (0.577)	-0.146 (0.000)	-0.016 (0.034)	-0.079 (0.000)	0.019 (0.015)	-0.188 (0.000)	-0.004 (0.558)
GRW	0.072 (0.000)	0.033 (0.000)	0.046 (0.000)	0.008 (0.301)	0.082 (0.000)	-0.009 (0.254)	0.095 (0.000)	-0.031 (0.000)	0.122 (0.000)	0.117 (0.000)	0.094 (0.000)	0.124 (0.000)	-0.052 (0.000)
LOSS	-0.059 (0.000)	-0.061 (0.000)	-0.058 (0.000)	-0.289 (0.000)	0.126 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.110 (0.000)	-0.171 (0.000)	0.086 (0.000)	0.054 (0.000)	0.017 (0.028)	-0.565 (0.000)	-0.021 (0.006)
DIV	0.001 (0.889)	0.027 (0.001)	0.012 (0.108)	-0.057 (0.000)	-0.194 (0.000)	0.073 (0.000)	-0.205 (0.000)	0.275 (0.000)	-0.158 (0.000)	-0.116 (0.000)	-0.078 (0.000)	0.437 (0.000)	0.075 (0.000)
LEV	-0.082 (0.000)	-0.049 (0.000)	-0.054 (0.000)	-0.043 (0.000)	0.058 (0.000)	-0.146 (0.000)	-0.173 (0.000)	0.198 (0.000)	-0.023 (0.003)	0.030 (0.000)	-0.037 (0.000)	-0.140 (0.000)	0.229 (0.000)
FORN	-0.028 (0.000)	-0.025 (0.001)	-0.034 (0.000)	-0.019 (0.000)	0.059 (0.000)	0.092 (0.001)	-0.070 (0.000)	0.492 (0.000)	-0.075 (0.000)	-0.061 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.147 (0.000)	0.004 (0.581)
ISSUE	0.075 (0.000)	-0.020 (0.010)	0.041 (0.000)	0.014 (0.076)	0.205 (0.000)	-0.015 (0.058)	0.161 (0.000)	-0.150 (0.000)	0.164 (0.000)	0.117 (0.000)	0.094 (0.000)	-0.230 (0.000)	-0.098 (0.000)
BOND	-0.066 (0.000)	-0.037 (0.000)	-0.050 (0.000)	-0.005 (0.502)	-0.035 (0.000)	-0.026 (0.000)	-0.130 (0.000)	0.396 (0.000)	-0.092 (0.000)	-0.067 (0.000)	-0.088 (0.000)	-0.031 (0.000)	0.088 (0.000)
MOC	-0.014 (0.061)	-0.011 (0.135)	-0.015 (0.051)	0.040 (0.000)	0.146 (0.000)	-0.054 (0.000)	0.053 (0.000)	0.064 (0.000)	0.076 (0.000)	0.067 (0.000)	0.025 (0.001)	-0.260 (0.000)	0.016 (0.036)
MKT	0.195 (0.000)	0.112 (0.000)	0.143 (0.000)	0.041 (0.000)	0.133 (0.000)	0.008 (0.297)	0.274 (0.000)	-0.542 (0.000)	0.254 (0.000)	0.208 (0.000)	0.276 (0.000)	-0.072 (0.000)	-0.161 (0.000)

〈표 3〉 변수간의 상관관계 (계속)

Variable	QFQSales	Slack	Op_Cycle	GRW	LOSS	DIV	LEV	FORN	ISSUE	BOND	MOC	MKT
INV_level												
INV_res												
INV_over												
PER												
PBR												
PTCFR												
AQ												
SIZE												
std_CFO												
std_Sales												
std_Inv												
Z-score												
Tang												
CFOSales	1											
Slack	-0.046 (0.000)	1										
Op_Cycle	-0.121 (0.000)	-0.140 (0.000)	1									
GRW	0.012 (0.106)	0.023 (0.002)	-0.029 (0.000)	1								
LOSS	-0.375 (0.000)	0.051 (0.000)	0.049 (0.000)	-0.105 (0.000)	1							
DIV	0.285 (0.000)	-0.095 (0.000)	-0.058 (0.000)	-0.002 (0.808)	-0.517 (0.000)	1						
LEV	-0.167 (0.000)	-0.107 (0.000)	-0.040 (0.000)	0.035 (0.000)	0.221 (0.000)	-0.217 (0.000)	1					
FORN	0.155 (0.000)	-0.023 (0.003)	-0.106 (0.000)	-0.003 (0.738)	-0.155 (0.000)	0.220 (0.000)	-0.079 (0.000)	1				
ISSUE	-0.175 (0.000)	0.046 (0.000)	0.056 (0.000)	0.060 (0.000)	0.201 (0.000)	-0.267 (0.000)	0.119 (0.000)	-0.068 (0.000)	1			
BOND	-0.008 (0.282)	-0.034 (0.000)	-0.071 (0.000)	0.002 (0.829)	-0.035 (0.000)	0.063 (0.000)	0.252 (0.000)	0.155 (0.000)	-0.002 (0.818)	1		
MOC	-0.170 (0.000)	0.004 (0.617)	0.018 (0.017)	0.017 (0.023)	0.262 (0.000)	-0.395 (0.000)	0.404 (0.000)	-0.031 (0.000)	0.180 (0.000)	0.137 (0.000)	1	
MKT	-0.028 (0.000)	0.095 (0.000)	0.072 (0.000)	0.061 (0.000)	0.093 (0.000)	-0.210 (0.000)	-0.142 (0.000)	-0.269 (0.000)	-0.175 (0.000)	-0.248 (0.001)	0.002 (0.837)	1

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같고, 표에 제시한 상관계수는 피어슨 값임.

주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2004년부터 2018년까지임.

주3) 괄호 안은 p 값임(양측검증).

3. 가설 1에 대한 회귀분석 결과

식(1)을 이용하여 가설 1을 검증한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 4> 및 <표 5>에 보고하였다. 즉 종속변수가 투자수준인 INV_level(투자수준)의 결과는 <표 4>에, 종속변수로 비정상 측정치를 이용한 INV_res(비정상 투자) 및 INV_over(과잉투자)의 결과는 <표 5>에 각각 보고하였다. 종속변수로 INV_level 및 INV_res의 경우는 OLS 회귀분석의 결과이고, 종속변수가 INV_over일 때는 Logit 회귀분석결과이다. <표 4> 및 <표 5>의 경우 산업과 연도에 기인된 고정효과(fixed effect)는 통제된 결과들이다. 다만, 지면관계상 산업과 연도 더미변수의 결과보고는 생략하였다.

먼저 <표 4>의 결과를 보면, F 값은 모형 1부터 3까지 모두 통계적으로 유의한 값이 나타나고 있어 본 연구에서 설정한 모형은 적합성이 있음을 알 수 있다.¹⁷⁾ 또한 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1부터 3까지 대략 0.133~0.139 사이로 나타나고 있다.

가설 1을 검증하는 관심변수 OVE는 모형 1부터 3까지의 PER, PBR, PFCFR 모두 종속변수(INV_level)에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 계수 값이 나타났다. 즉 앞서의 결과는 OVE의 측정방법에 상관없이 나타났다. 이러한 결과는 가설 1의 예상과 일치하게, 종속변수에 영향을 미치는 일정 변수가 통제된 후에도 자본이 고평가된 기업이 그렇지 않은 경우보다 차기의 총투자가 증가한다는 것을 나타낸다. 따라서 가설 1은 지지된 증거로 나타났다.

한편으로, 이 결과는 Jensen(2005)에서 고평가된 자본의 대리인 측면의 주장과 일맥상통하는 증거이다. 즉 Jensen(2005)은 자본이 고평가되면 발생하는 대리 문제로, 기업경영자는 주가를 계속 유지하기 위하여 차기 이후 보고이익의 상향조정행위를 증가시키거나 또는 회계부정과 사기행위가 증가하는 것 외에도 고평가로 인한 잉여현금의 과잉투자 문제가 발생된다고 주장하였다. 앞서 Jensen(2005)의 연구는 자본이 고평가되면 경영자는 과도한 기업인수 및 합병활동을 수행할 수 있다는 주장이다. 이러한 측면에서 <표 4>에서 OVE의 결과는 국내 상장기업들에서 자본이 고평가되면 그렇지 않은 경우보다 기업의 총투자 수준이 증가한다는 것을 보여준다.

기타 통제변수의 결과를 보면, AQ, std_Inv, Z-score, CFOSales, Op_Cycle, GRW, FORN, ISSUE, BOND, MOC, MKT는 종속변수(INV_level)에 대해 유의한 양(+)의 관계를, SIZE는 유의한 음(-)의 관계이다. 기대부호를 예상하기 어려웠던 SIZE는 총투자 수준에 대해 음(-)의 관계로 나타나 규모가 작은 기업보다 큰 기업은 오히려 투자확대보다는 이미 확장된 규모에 따른 내실경영을 추구하는 것으로 보인다.

17) <표 4>의 회귀분석 결과에서 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 살펴보기 위하여 본 연구는 분산팽창요인(이하 VIF) 값으로 확인하였다. 관례상 VIF 값에서 10 이상이 발생되면 다중공선성 문제가 심각하다고 판단한다. <표 4>의 모형 1부터 3까지에서 VIF 값이 가장 높게 나타난 변수는 모두 SIZE 변수였고, 순차적으로 그 값은 2.44, 2.44, 2.45로 나타났다. 결과적으로 VIF 값이 3 이하로 나타나고 있어 모형식에 이용된 설명변수 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 이후 <표 5>의 경우도 <표 4>와 통제변수가 동일하므로, 질적으로 유사하였다.

〈표 4〉 고평가된 자본과 투자수준(INV_level) 간의 회귀분석 결과 : H1

$INV_level_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 OVE_t + \beta_2 AQ_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 std_CFO_t + \beta_5 std_Sales_t + \beta_6 std_Inv_t$ $+ \beta_7 Z-score_t + \beta_8 Tang_t + \beta_9 CFOSales_t + \beta_{10} Slack_t + \beta_{11} Op_Cycle_t$ $+ \beta_{12} GRW_t + \beta_{13} LOSS_t + \beta_{14} DIV_t + \beta_{15} LEV_t + \beta_{16} FORN_t + \beta_{17} ISSUE_{t+1}$ $+ \beta_{18} BOND_{t+1} + \beta_{19} MOC_{t+1} + \beta_{20} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$				
Variables	pred. sign	OLS regression		
		종속변수=INV_level		
		PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3
Intercept	?	0.170*** [13.666]	0.165*** [13.304]	0.168*** [13.454]
OVE	+	0.002* [1.886]	0.010*** [9.544]	0.003*** [3.042]
AQ	+	0.022*** [3.523]	0.016** [2.546]	0.022*** [3.461]
SIZE	+/-	-0.006*** [-14.029]	-0.006*** [-13.474]	-0.006*** [-13.742]
std_CFO	+	0.001 [0.200]	-0.002 [-0.325]	0.001 [0.129]
std_Sales	+	-0.003* [-1.905]	-0.003 [-1.539]	-0.004* [-1.956]
std_Inv	+	0.181*** [20.757]	0.179*** [20.598]	0.176*** [20.008]
Z-score	+	0.009*** [12.303]	0.009*** [12.415]	0.009*** [11.678]
Tang	+	-0.002 [-0.734]	-0.001 [-0.331]	-0.002 [-0.571]
CFOSales	+	0.011*** [3.738]	0.011*** [3.825]	0.012*** [4.112]
Slack	+	-0.000 [-0.874]	-0.000 [-0.714]	-0.000 [-0.694]
Op_Cycle	+	0.002*** [4.249]	0.002*** [4.335]	0.003*** [4.314]
GRW	+	0.003*** [3.104]	0.002** [2.446]	0.003*** [2.844]
LOSS	-	0.000 [0.018]	-0.001 [-0.879]	-0.001 [-1.105]
DIV	-	0.002 [1.560]	0.002* [1.753]	0.001 [1.255]

〈표 4〉 고평가된 자본과 투자수준(INV_level) 간의 회귀분석 결과 : H1 (계속)

Variables	pred. sign	OLS regression		
		종속변수=INV_level		
		PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3
LEV	+/-	-0.008*** [-3.172]	-0.010*** [-3.972]	-0.008*** [-3.064]
FORN	+/-	0.030*** [6.761]	0.024*** [5.367]	0.028*** [6.179]
ISSUE	+	0.008*** [7.600]	0.007*** [6.582]	0.008*** [7.390]
BOND	+	0.005*** [3.584]	0.005*** [3.653]	0.005*** [3.601]
MOC	+	0.005*** [4.463]	0.004*** [4.188]	0.005*** [4.780]
MKT	?	0.010*** [9.333]	0.010*** [9.138]	0.010*** [9.329]
ΣIND		Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included
Adj. R ²		0.135	0.139	0.133
F Value		72.23***	74.89***	69.47***
N		17,356	17,356	16,946

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수 t 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의한 수준임(양측검증).

다음으로, 종속변수로 비정상(abnormal) 측정치를 이용하여 분석된 <표 5>의 결과를 보면, F 값은 모형 1부터 6까지 모두 통계적으로 유의하게 나타났으며, 모형 1부터 3까지에서 모형의 설명력(Adj. R²)은 대략 0.070~0.072를, 모형 4부터 6까지에서 모형의 설명력(Pseudo R²)은 대략 0.058~0.061 사이로 나타났다.

가설 1의 관심변수인 OVE는 대체로 종속변수(INV_res 및 INV_over)에 대해 양(+)의 값을 보이고 있다. 특히 OVE 측정치가 PBR, PFCFR일 때 통계적으로 유의하다(모형 2, 3, 5, 6). 하지만 PER일 때는 통계적으로 유의하지는 않았다(모형 1, 4). 즉 세 가지 OVE의 측정치 중 두 개의 경우에서 가설 1의 경우 앞서 <표 4>와 일치된 결과를 보이고 있다. 따라서 종속변수를 비정상 투자로 측정한 경우에도 대체로 <표 4>와 일관된 증거로 나타났다. 이러한 결과는 투자에 대해 비정상 측정치를 이용한 경우에도 자본이 고평가된 기업이 그렇지 않은 경우보다 비정상 투자가 증가하거나 과잉투자의 성향이 있음을 나타낸다.

〈표 5〉 고평가된 자본과 비정상 투자(INV_res) 또는 과잉투자(INV_over) 간의 회귀분석 결과 : H1

$$\begin{aligned}
 INV_level_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 OVE_t + \beta_2 AQ_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 std_CFO_t + \beta_5 std_Sales_t + \beta_6 std_Inv_t \\
 & + \beta_7 Z-score_t + \beta_8 Tang_t + \beta_9 CFOSales_t + \beta_{10} Slack_t + \beta_{11} Op_Cycle_t \\
 & + \beta_{12} GRW_t + \beta_{13} LOSS_t + \beta_{14} DIV_t + \beta_{15} LEV_t + \beta_{16} FORN_t + \beta_{17} ISSUE_{t+1} \\
 & + \beta_{18} BOND_{t+1} + \beta_{19} MOC_{t+1} + \beta_{20} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Variables	pred. sign	OLS regression			Logit regression		
		종속변수=INV_res			종속변수=INV_over		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
Intercept	?	0.080*** [6.409]	0.077*** [6.185]	0.079*** [6.230]	4.796*** [7.724]	4.544*** [7.325]	4.837*** [7.672]
OVE	+	-0.000 [-0.266]	0.005*** [4.356]	0.002* [1.817]	-0.005 [-0.096]	0.338*** [7.147]	0.103** [2.217]
AQ	+	-0.021*** [-3.281]	-0.024*** [-3.719]	-0.021*** [-3.330]	-0.139 [-0.499]	-0.347 [-1.240]	-0.148 [-0.522]
SIZE	+/-	-0.005*** [-10.965]	-0.005*** [-10.679]	-0.005*** [-10.776]	-0.277*** [-12.327]	-0.268*** [-11.939]	-0.281*** [-12.314]
std_CFO	+	0.004 [0.616]	0.003 [0.392]	0.004 [0.582]	-0.015 [-0.047]	-0.132 [-0.414]	-0.047 [-0.146]
std_Sales	+	-0.005*** [-2.822]	-0.005*** [-2.697]	-0.005*** [-2.955]	-0.168** [-2.118]	-0.148* [-1.868]	-0.170** [-2.099]
std_Inv	+	0.123*** [13.986]	0.122*** [13.916]	0.118*** [13.314]	4.221*** [11.791]	4.188*** [11.674]	4.171*** [11.436]
Z-score	+	0.011*** [15.273]	0.011*** [15.658]	0.011*** [15.100]	0.456*** [13.399]	0.459*** [13.744]	0.449*** [13.132]
Tang	+	0.013*** [4.639]	0.013*** [4.838]	0.013*** [4.817]	0.363*** [2.850]	0.400*** [3.130]	0.385*** [2.969]
CFOSales	+	0.008*** [2.743]	0.008*** [2.786]	0.010*** [3.217]	0.293** [2.157]	0.289** [2.144]	0.318** [2.288]
Slack	+	-0.000 [-1.088]	-0.000 [-0.984]	-0.000 [-0.860]	-0.015*** [-3.970]	-0.015*** [-3.775]	-0.014*** [-3.576]
Op_Cycle	+	-0.001 [-1.021]	-0.001 [-1.014]	-0.000 [-0.825]	0.115*** [4.190]	0.113*** [4.138]	0.123*** [4.388]
GRW	+	0.001 [1.493]	0.001 [1.211]	0.001 [1.323]	0.092** [2.432]	0.073* [1.912]	0.091** [2.353]
LOSS	-	0.001 [0.623]	0.001 [0.791]	0.001 [0.505]	-0.031 [-0.489]	-0.034 [-0.579]	-0.044 [-0.749]

〈표 5〉 고평가된 자본과 비정상 투자(INV_res) 또는 과잉투자(INV_over) 간의 회귀분석 결과 : H1 (계속)

Variables	pred. sign	OLS regression			Logit regression		
		종속변수=INV_res			종속변수=INV_over		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
DIV	—	0.003*** [2.765]	0.003*** [3.073]	0.003*** [2.771]	0.086* [1.737]	0.107** [2.184]	0.086* [1.733]
LEV	+/-	-0.004 [-1.584]	-0.005** [-1.965]	-0.004 [-1.510]	-0.138 [-1.168]	-0.205* [-1.735]	-0.109 [-0.902]
FORN	+/-	0.010** [2.259]	0.007 [1.639]	0.008* [1.795]	0.711*** [3.545]	0.509** [2.499]	0.699*** [3.432]
ISSUE	+	0.003*** [3.228]	0.003*** [2.768]	0.003*** [3.071]	0.207*** [4.517]	0.176*** [3.807]	0.207*** [4.432]
BOND	+	0.005*** [3.823]	0.006*** [3.849]	0.006*** [3.884]	0.217*** [3.182]	0.220*** [3.218]	0.228*** [3.301]
MOC	+	0.004*** [3.633]	0.004*** [3.478]	0.004*** [3.862]	0.127*** [2.759]	0.116** [2.498]	0.131*** [2.799]
MKT	?	0.004*** [3.756]	0.004*** [3.660]	0.004*** [3.698]	0.292*** [6.071]	0.285*** [5.910]	0.291*** [5.964]
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ² (Pseudo R ²)		0.071	0.072	0.070	0.058	0.061	0.058
F Value (LR chi2)		36.08***	36.62***	34.73***	1139.45***	1189.78***	1094.14***
N		17,356	17,356	16,946	17,356	17,356	16,946

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수 t(z) 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의한 수준임(양측검증).

기타 통제변수의 경우 비정상 측정치 중 INV_res를 중심으로 살펴보았을 때, std_Inv, Z-score, Tang, CFOSales, DIV, FORN, ISSUE, BOND, MOC, MKT는 INV_res와 유의한 양(+)의 관계를, AQ, SIZE, std_Sales는 INV_res와 유의한 음(-)의 관계이다. 기대와 다른 결과는 AQ, std_Sales, DIV, FORN 등이다.

이상의 <표 4> 및 <표 5>의 결과를 종합해 보면, 가설 1의 경우 자본이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 대체로 총투자 수준이 높거나, 비정상 투자가 증가하거나 과잉투자와 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 고평가된 자본의 대리 문제 중 하나로 Jensen(2005)에서 거론된 과잉투자 문제와 관련된 주장이 국내 상장기업들의 경우도 실증적으로

뒷받침된다는 것을 보여주는 증거이다. 따라서 가설 1의 예상과 일치되게 국내 상장기업들도 자본이 고평가된 기업은 차기 과잉투자의 성향을 높이는 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 하지만 앞서와 같이 자본이 고평가된 기업에서 과잉투자가 수행될 경우 투자의 비효율성이 증가하여 미래에는 기업 가치가 파괴되는 결과를 초래할 수 있다(Badertscher 2011). 예를 들어, 선행연구들은 비정상 투자는 차기의 주식수익률을 낮추고(Polk and Sapienza 2009), 자본이 고평가된 기업은 차기의 주가폭락 위험이 높아진다는 실증적 증거를 보고한 바 있다(박종일 외 2019).

4. 가설 2에 대한 회귀분석 결과

식(2)을 이용하여 가설 2를 검증한 다변량 회귀분석의 결과는 <표 6>에 보고하였다.

<표 6> 고평가된 자본과 재무보고의 질의 상호작용효과와 투자 간의 회귀분석 결과 : H2

$$INV_level_{t+1}(INV_res_{t+1} \text{ or } INV_over_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 OVE_t + \beta_2 AQ_t + \beta_3 OVE_t * AQ_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 std_CFO_t + \beta_6 std_Sales_t + \beta_7 std_Inv_t + \beta_8 Z_score_t + \beta_9 Tang_t + \beta_{10} CFOSales_t + \beta_{11} Slack_t + \beta_{12} Op_Cycle_t + \beta_{13} GRW_t + \beta_{14} LOSS_t + \beta_{15} DIV_t + \beta_{16} LEV_t + \beta_{17} FORN_t + \beta_{18} ISSUE_{t+1} + \beta_{19} BOND_{t+1} + \beta_{20} MOC_{t+1} + \beta_{21} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

Variables	pred. sign	OLS regression			OLS regression			Logit regression		
		종속변수=INV_level			INV_res			INV_over		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9
<i>OVE</i>	+	0.002 [1.302]	0.010*** [5.896]	0.003* [1.850]	-0.001 [-0.451]	0.004** [2.401]	0.000 [0.322]	-0.005 [-0.075]	0.315*** [4.150]	0.076 [1.178]
<i>AQ</i>	+	0.003*** [3.278]	0.003** [2.535]	0.003*** [3.138]	-0.002** [-2.299]	-0.003*** [-2.658]	-0.003*** [-2.632]	0.019 [0.412]	-0.014 [-0.314]	0.003 [0.059]
<i>OVE*AQ</i>	+	0.000 [0.151]	0.000 [0.103]	0.001 [0.655]	0.001 [0.382]	0.001 [0.316]	0.003 [1.531]	-0.001 [-0.006]	0.028 [0.305]	0.057 [0.638]
<i>Control variable</i>		Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i> (<i>Pseudo R²</i>)		0.135	0.139	0.133	0.071	0.072	0.070	0.058	0.061	0.058
<i>F Value</i> (<i>LR chi2</i>)		70.40	73.01	67.75	35.01	35.51	33.73	1139.40	1188.37	1094.40
<i>N</i>		17,356	17,356	16,946	17,356	17,356	16,946	17,356	17,356	16,946

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음. 다만, AQ는 중위수보다 높은 값이면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수 t(z) 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의한 수준임(양측검증).

18) 지면상 별도의 표로 제시하지 않았으나, 업종별로 PER, PBR, PFCFR을 5분위의 지시변수로 측정 한 후 분석해도 <표 4> 및 <표 5>의 결과는 대체로 질적으로 유사한 것으로 나타났다. 특히 업종별로 PER, PBR, PFCFR을 측정하여 분석하면 PBR과 PFCFR의 경우뿐만 아니라 <표 5>에서 관찰되지 않았던 모형 1과 4의 경우도 5% 수준에서 종속변수(INV_res, INV_over)에 대해 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 이러한 추가분석을 제안해 주신 심사자에게 감사드린다.

<표 6>의 관심변수는 고평가된 자본과 재무보고의 질 간의 상호작용변수인 OVE*AQ이다. 여기서 재무보고의 질은 Francis et al.(2005)의 방법에 따른 발생액의 질(AQ)이 이용되었다(Biddle et al. 2009). 본 연구는 가설 2의 경우 상호작용변수가 고려될 때 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 AQ 변수에 대해 중위수를 기준으로 한 더미변수로 측정하였다. 즉 AQ를 기준으로 중위수보다 높은 값이면 1, 아니면 0이다. 모형 1부터 3까지는 종속변수가 INV_level인 결과를, 모형 4부터 6까지는 종속변수가 INV_res인 결과를, 그리고 모형 7부터 9까지는 종속변수가 INV_over인 결과에 대해 각각 보고하였고, 지면관계상 주된 관심변수들과 그 구성을 중심으로 표를 요약하여 제시하였다. 표의 경우 앞서 <표 4> 및 <표 5>에 해당되는 사항을 가설 2에 맞추어 요약표로 작성한 것이다.

<표 6>에서 관심변수의 결과를 중심으로 살펴보면, 가설 2의 관심변수인 상호작용변수 OVE*AQ는 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over)에 대해 모형 1부터 9까지 OVE의 측정치(PER, PBR, PFCFR)에 상관없이 전반적으로 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다.¹⁹⁾ 즉 가설 2의 예상과 달리, 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 낮은 발생액의 질, 즉 낮은 재무보고의 질에 따라 더 강화된다는 결과는 관찰되지는 않았다. 예를 들어, 선행연구인 Biddle et al.(2009)은 발생액의 질이 높은 기업일수록 도덕적 해이나 역선택 문제의 완화로 과잉 및 과소투자가 감소하여 투자효율성이 증가한다고 주장한 바 있다. 앞서의 주장을 달리 표현하면, 발생액의 질이 낮은 기업은 투자의 비효율성을 증가시킬 수 있다. 그러나 본 연구에서 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 낮은 재무보고의 질에 따라 더 강화될 것으로 예상한 가설 2는 지지되지 않았다.²⁰⁾ 따라서 이러한 결과는 한편으로, 낮은 재무보고의 질과 연계된 영향에 관계없이 고평가된 자본이 과잉투자를 유도한다는 것을 시사한다.

5. 대체적인 측정치를 이용한 강건성 분석결과

본 절에서는 가설 1에 대해 대체적인 측정치로 분석한 경우에도 가설이 지지되는지를 알아보 고자 한다. 먼저 가설 1의 OVE의 측정치로 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서는 PER, PBR, PFCFR을 이용한 결과였다. 본 논문과 연구주제는 다르지만, 고평가된 자본을 다룬 최근 연구들에서는 Rhodes-Kropf et al.(2005)에 기초한 비정상(abnormal) 시장가치를 나타내는 AbnRET를 이용한 경우도 있다(Chi and Gupta 2009 ; Shirl et al. 2013 ; Coulton et al. 2015). AbnRET 측정치는 앞

19) <표 6>의 경우 상호작용변수가 고려되었기 때문에 변수 간의 다중공선성 문제가 있는지를 모형 1부터 3까지를 중심으로 살펴본 결과, VIF 값이 가장 높게 나타난 변수의 경우 모형 1은 SIZE로 그 값이 2.44를, 모형 2는 OVE*AQ에서 그 값이 3.36을, 그리고 모형 3은 SIZE에서 그 값이 2.45로 나타났다. 따라서 상호작용변수를 고려하더라도 <표 6>의 분석결과에서 다중공선성 문제는 높지 않았다.

20) 지면상 별도의 표로 제시하지 않았으나, 업종별로 PER, PBR, PFCFR을 5분위의 지시변수로 측정 한 후 분석해도 <표 6>의 결과는 질적으로 유사하게 나타났다.

서 OVE의 측정치와 달리, 추정을 통해 얻어진 잔차(ε) 값이 이용된다. 따라서 본 절의 강건성 분석에서는 관심변수 OVE에 대해 대체적 측정치인 Rhodes-Kropf et al.(2005)²¹⁾의 방법을 이용한 경우 앞서 <표 4> 및 <표 5>의 결과에 강건성이 있는지를 추가로 살펴본다. 이를 위해 본 연구는 Coulton et al.(2015)의 방법에 따라 AbnRET(비정상 시장가치)를 측정하였다. 본 연구는 Coulton et al.(2015)에 따라 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 모형을 이용하여 잔차(ε)를 추정한 후, 앞서 OVE의 변수정의 방법처럼 잔차(ε) 값을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 속하면 1, 아니면 0인 지시변수로 측정하였다(이하 AbnRET). 식(1)의 모형에서 OVE를 AbnRET로 대체하여 회귀분석을 다시 수행한 결과는 <표 7>과 같다.

<표 7> 강건성 분석결과 : OVE의 대체적인 측정치(AbnRET)로 분석한 경우 (H1)

Variables	pred. sign	OLS regression	OLS regression	Logit regression
		종속변수=INV_level	INV_res	INV_over
		OVE=AbnRET	OVE=AbnRET	OVE=AbnRET
		모형 1	모형 2	모형 3
OVE	+	0.012*** [11.048]	0.009*** [8.983]	0.423*** [9.397]
Control variable		Included	Included	Included
N		17,356	17,356	17,356

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음. AbnRET=t년도 Coulton et al.(2015)의 방법에 따라 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 모형을 준용하여 회귀분석 후 얻어진 잔차(ε) 값을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 속하면 1, 아니면 0임.

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수 t(z) 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의한 수준임(양측검증).

21) Coulton et al.(2015)에서 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 방법을 준용한 AbnRET의 추정모형은 다음의 식(5)와 같다. 식(5)의 경우 MV(자기자본의 시장가치)는 BV(자기자본의 장부가치), NI(수익성), I(손실 여부) 그리고 LEV(부채비율)로 결정된다는 모형이다. 본 연구는 식(5)에 대해 앞서 식(4)와 같이 산업-연도별로 횡단면 회귀분석을 통해 잔차(ε)를 추정하였다.

$$MV_t = \alpha_0 + \alpha_1 BV_t + \alpha_2 NI_t + \alpha_3 I_t + \alpha_4 LEV_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서, MV_t = t년도 보통주의 시장가치에 자연로그

BV_t = t년도 자기자본의 장부가치에 자연로그

NI_t = t년도 당기순이익의 절대값을 취한 후 자연로그를 한 값

I_t = t년도 손실기업이면 1, 아니면 0

LEV_t = t년도 총부채/총자산

ε_t = 잔차항

<표 7>을 보면, 가설 1의 관심변수(OVE)를 AbnRET로 분석한 경우에도 모형 1부터 3까지의 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over) 모두에 대해 1%에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 즉 앞서의 결과는 종속변수의 측정치에 상관없이 나타났다. 따라서 가설 1은 고평가된 자본을 대체적 측정방법인 AbnRET로 분석해도 가설 1에 대한 결과는 강건함을 알 수 있다.

6. 추가분석 결과

앞서 가설 1과 2의 주된 분석인 <표 4>부터 <표 6>까지는 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over)에 대해 총투자를 중심으로 살펴본 경우였다. Biddle et al.(2009)의 연구에서 총투자는 크게 세 가지 항목인 자본적 지출, 연구개발비 및 합병 관련사항으로 구성된다. 그러나 합병의 경우는 자료를 확인해 본 결과, 국내의 경우 그 발생빈도가 매우 적었다.²²⁾

따라서 본 절에서는 첫 번째의 추가분석으로 총투자를 다시 자본적 지출(CAPEX)과 연구개발비(R&D)로 나누어 앞서 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과에 차별적 반응이 있는지를 추가로 알아 보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 종속변수인 총투자 수준을 자본적 지출(이하 CAPEX_level, CAPEX_res, CAPEX_over)과 연구개발비(R&D_level, R&D_res, R&D_over)로 나누어 측정 한 후 식(1) 및 식(2)의 모형을 이용하여 재측정을 수행하였다. 회귀결과는 <표 8>과 같다. 앞서와 같이 지면상 관심변수를 중심으로 요약된 표로 보고하였다. Panel A부터 C까지는 가설 1의 사항이고, Panel D는 가설 2의 사항이다.

<표 8>을 보면, Panel A부터 C까지에서 가설 1의 관심변수 OVE는 전반적으로 종속변수가 CAPEX로 측정된 경우(CAPEX_level, CAPEX_res, CAPEX_over)보다 R&D로 측정된 경우(R&D_level, R&D_res, R&D_over)에서 더 뚜렷한 양(+)의 관계를 보이고 있다. 구체적으로, Panel A부터 C까지에서 9개의 분석결과 중 CAPEX로 측정된 종속변수는 OVE를 PBR로 측정 한 두 개의 경우만 유의한 양(+)의 값을(Panel A와 C의 각 모형 2), 그러나 나머지 7개의 경우는 유의한 양(+)의 값이 관찰되지 않는다. 반면, Panel A부터 C까지 9개의 분석결과 중에서 R&D로 측정된 종속변수는 OVE를 PER로 측정 한 한 개의 경우(Panel C의 모형 1)를 제외한 나머지 8개의 경우 유의한 양(+)의 값이 관찰되지 않았다. 즉 종속변수가 CAPEX보다는 R&D에서 더 뚜렷한 결과를 보였다. 이러한 결과로 볼 때 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서의 가설 1의 결과는 CAPEX보다 주로 R&D에 기인된 것임을 알 수 있다. 즉 가설 1의 경우 총투자를 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 분석하면 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계에 차별적 반응이 있음을 알 수 있다. 특히 고평가된 기업에서 자본투자보다 연구개발비의 과잉투자가 더 높게 나타난 이유 중 하나로는 국내 산업구조가 자본집약적 산업에서 IT기술의 개발로 기술집약적 산업으로

22) 예를 들어, 총투자에서 분석기간 동안 합병분할과 관련된 지출을 보고한 기업은 1.4%(=235개/17,356개)로 매우 적었다.

점차 이동됨에 따라 고평가된 기업들은 새로운 기술개발을 위해 자본투자보다 연구개발 분야에 투자를 더 확대시킨 것으로 보인다.

〈표 8〉 추가분석 결과 1 : 총투자를 CAPEX vs. R&D로 나누어 분석한 경우

Panel A : H1, 종속변수=CAPEX_level vs. R&D_level, OLS Regression							
Variables	pred. sign	종속변수=CAPEX_level			종속변수=R&D_level		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	-0.001 [-1.115]	0.003*** [3.428]	0.000 [0.563]	0.003*** [4.291]	0.006*** [10.870]	0.002*** [4.220]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included
N		17,356	17,356	16,946	17,356	17,356	16,946
Panel B : H1, 종속변수=CAPEX_res vs. R&D_res, OLS Regression							
Variables	pred. sign	종속변수=CAPEX_res			종속변수=R&D_res		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	-0.002** [-2.161]	0.001 [1.059]	-0.000 [-0.242]	0.001** [2.349]	0.003*** [5.485]	0.002*** [3.221]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Panel C : H1, 종속변수=CAPEX_over vs. R&D_over, Logit Regression							
Variables	pred. sign	종속변수=CAPEX_over			종속변수=R&D_over		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	-0.095* [-1.729]	0.214*** [4.113]	0.038 [0.747]	0.001 [0.021]	0.331*** [6.660]	0.159*** [3.235]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Panel D : H2, 종속변수=CAPEX_level, CAPEX_res, CAPEX_over vs. R&D_level, R&D_res, R&D_over							
Variables	pred. sign	OLS Regression		OLS Regression		Logit Regression	
		CAPEX_level	R&D_level	CAPEX_res	R&D_res	CAPEX_over	R&D_over
		PER		PBR		PFCFR	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	0.002* [1.760]	0.007*** [7.759]	0.000 [0.220]	0.004*** [3.807]	0.110 [1.309]	0.406*** [5.062]
AQ	+	0.000 [0.149]	0.002*** [4.688]	-0.002** [-2.016]	-0.001 [-1.597]	-0.069 [-1.423]	0.054 [1.088]
OVE*AQ	+	0.001 [0.462]	-0.001 [-1.143]	0.001 [0.508]	-0.001 [-0.530]	0.155 [1.518]	-0.118 [-1.211]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수 t(z) 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의한 수준임(양측검증).

한편, Panel D에서 가설 2에 대한 관심변수 $OVE*AQ$ 는 종속변수를 CAPEX로 측정한 경우나 R&D로 측정한 경우 모두 유의한 값이 관찰되지는 않았다. 따라서 종속변수를 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 분석해도 <표 6>의 결과는 질적으로 유사하였다.

이들의 결과를 종합하면, 가설 1의 경우만 종속변수를 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 분석하면 <표 4> 및 <표 5>의 결과인 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계는 주로 연구개발비 지출에 기인한 것으로 나타났다. 따라서 이러한 결과는 자본이 고평가된 기업의 경영자는 그렇지 않은 경우보다 차기의 연구개발비 지출에서 더 과잉투자를 수행하고 있음을 보여주는 추가적인 발견이다. 그러나 가설 2의 경우는 총투자를 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 분석해도 관심변수 OVE 는 전반적으로 유의한 결과가 관찰되지는 않았다.

한편, 앞서 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과는 상장기업 전체를 대상으로 살펴본 결과였다. 그런데 선행연구들은 같은 상장기업이라고 하더라도 거래소에 속한 상장기업과 코스닥에 속한 상장기업 간에는 시장 간 차이가 존재한다고 보고 있다(박종일·전규안 2003; 김종일·권수영 2007; 최종서 외 2010).²³⁾ 따라서 본 절의 두 번째 추가분석에서는 전체표본을 다시 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 앞서 <표 4>부터 <표 6>까지의 결과에 차별적 반응을 보이는지 살펴보고자 한다. 이에 대한 결과는 <표 9>와 같다. 표 보고방식은 앞서 <표 8>과 동일하다.

<표 9>를 보면, Panel A부터 C까지에서 가설 1의 관심변수 OVE 는 KOSDAQ 표본일 때보다는 KOSPI 표본일 때 더 뚜렷한 양(+)의 관계로 나타나고 있다. 이를 구체적으로 살펴보면, Panel A부터 C까지 9개의 분석결과 중에서 KOSDAQ 표본은 관심변수(OVE)가 PBR로 측정된 3개의 경우만 종속변수(INV_level , INV_res , INV_over)에 대해 유의한 양(+)의 값을(Panel A, B, C의 각 모형 5), 그러나 나머지 6개의 경우는 유의한 양(+)의 값이 관찰되지 않았다. 반면에, KOSPI 표본의 경우 Panel A부터 C까지 9개의 분석결과 중에서 OVE 는 Panel B와 C에서 3개의 경우(Panel B의 모형 1, 3, Panel C의 모형 1)를 제외한 나머지 6개의 경우에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 앞서 <표 4> 및 <표 5>에서의 가설 1이 지지된 결과는 대체로 KOSDAQ 표본보다 주로 KOSPI 표본에 기인된 것이라고 볼 수 있다. 즉 전체표본에 대해 다시 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 살펴본 경우 OVE 의 측정치에 따라 다소 차이는 있지만, 대체로 KOSDAQ보다는 KOSPI 표본에서 좀 더 뚜렷한 결과를 보였다. 이 결과는 자본이 고평가된 기업이 그렇지 않은 경우보다 차기에 과잉투자를 하는 성향이 코스닥기업보다 유가증권기업에서 더 뚜렷하다는 추가적인 발견이다. 이는 가설 1의 경우 KOSPI와 KOSDAQ 표본에 따라 차별적 반응이 있음을 나타낸다.

23) 거래소시장의 유가증권기업과 비교되는 코스닥시장의 코스닥기업들의 특성과 관련된 논의는 지면관계상 선행연구인 박종일·전규안(2003), 김종일·권수영(2007) 및 최종서 외(2010)에서 논의하고 있으므로, 이에 관심 있는 독자는 앞서의 선행연구를 참고하기 바란다.

〈표 9〉 추가분석 결과 2 : KOSPI vs. KOSDAQ로 나누어 분석한 경우

Panel A : H1, 종속변수=INV_level, OLS Regression							
Variables	pred. sign	KOSPI 표본			KOSDAQ 표본		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	0.003*** [2.589]	0.015*** [11.692]	0.003*** [2.718]	0.001 [0.664]	0.008*** [5.157]	0.003 [1.608]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included
N		7,088	7,088	6,944	10,268	10,268	10,002
Panel B : H1, 종속변수=INV_res, OLS Regression							
Variables	pred. sign	KOSPI 표본			KOSDAQ 표본		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	-0.001 [-0.487]	0.006*** [4.583]	0.001 [0.955]	0.000 [0.002]	0.004*** [2.586]	0.002 [1.096]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Panel C : H1, 종속변수=INV_over, Logit Regression							
Variables	pred. sign	KOSPI 표본			KOSDAQ 표본		
		PER	PBR	PFCFR	PER	PBR	PFCFR
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	-0.009 [-0.103]	0.571*** [6.142]	0.214*** [2.637]	0.004 [0.072]	0.241*** [4.316]	0.023 [0.402]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Panel D : H2, 종속변수=INV_level, INV_res, INV_over							
Variables	pred. sign	OLS Regression		OLS Regression		Logit Regression	
		KOSPI	KOSDAQ	KOSPI	KOSDAQ	KOSPI	KOSDAQ
		종속변수=INV_level		INV_res		INV_over	
		PER		PBR		PFCFR	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
OVE	+	0.012*** [6.533]	0.009*** [3.410]	0.004* [1.898]	0.005* [1.864]	0.487*** [3.822]	0.190** [1.990]
AQ	+	-0.000 [-0.131]	0.004** [2.500]	-0.005*** [-4.994]	-0.000 [-0.261]	-0.008 [-0.100]	-0.034 [-0.611]
OVE*AQ	+	0.007*** [2.808]	-0.002 [-0.529]	0.005** [2.025]	-0.002 [-0.555]	0.164 [0.930]	0.068 [0.601]
Control variable		Included	Included	Included	Included	Included	Included

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호의 수치는 변수의 회귀계수 t(z) 값임.

주3) *, **, ***는 10%, 5%, 그리고 1%에서 통계적으로 유의한 수준임(양측검증).

특히 코스닥기업보다 유가증권기업에서 고평가될 때 과잉투자의 성향이 더 뚜렷하게 나타난 이유 중 하나로는 기업규모 및 투자기회와 밀접한 관련성이 있을 것으로 보인다. 즉 코스닥기업은 규모가 작은 벤처기업이 많은 반면에, 유가증권기업은 상대적으로 기업규모가 큰 기업들이 더 많다. 이러한 맥락에서 <표 9>에 나타난 결과를 추론해 보면, 고평가된 기업에서 투자를 수행할 때 규모가 상대적으로 작은 코스닥기업보다 규모가 큰 유가증권기업의 경우가 자본여력이 더 풍족할 뿐만 아니라 규모가 클수록 보다 더 다양한 투자기회 역시 존재할 수 있기 때문에, 이들 유가증권기업에서 자본이 고평가되면 과잉투자 성향이 더 높아질 수 있음을 앞서의 결과는 시사해 준다.

한편, Panel D에서 KOSPI 표본의 경우 가설 2의 관심변수 OVE*AQ는 종속변수가 INV_level과 INV_res일 때 주로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 즉 3개의 경우 중 2개의 경우에서 관심변수 OVE*AQ는 유의한 양(+)의 값이다. 반면, KOSDAQ 표본의 경우 OVE*AQ는 종속변수에 대해 대체로 유의한 양(+)의 값이 관찰되지 않았다. 여기서 한 가지 흥미로운 점은 전체표본을 대상으로 분석된 앞서 <표 6>의 결과에서는 OVE*AQ는 종속변수(INV_level, INV_res, INV_over) 모두에 대해 유의한 값이 관찰되지 않는 것이다. 이와 달리, 시장유형별로 표본을 다시 나누어 살펴본 결과에서 KOSPI 표본의 OVE*AQ는 종속변수가 주로 INV_level 및 INV_res일 때 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 유가증권기업에서 자본이 고평가되면 그렇지 않은 경우보다 차기의 총투자와 비정상 투자가 더 증가됨을 나타낸다. 따라서 가설 2는 시장 간 차이에 따라 차별적 반응이 존재한다는 것을 <표 9>의 결과는 보여준다. 즉 가설 2의 경우 제한된(limited) 증거이기는 하나, 전체표본을 이용한 결과와 달리 시장유형으로 표본을 나누어 분석하면 거래소의 유가증권기업들은 가설 2에 부합된 증거를 보였다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 규모가 작은 코스닥기업보다 상대적으로 규모가 큰 유가증권기업일 때 비정상 투자의 성향이 높고(Panel A~C), 또한 이러한 경향은 유가증권기업 중 상대적으로 재무보고의 질이 낮을 때 더 뚜렷한 결과를 보임을 시사한다. 한편으로, 이러한 결과는 Biddle et al.(2009)의 주장과도 일맥상통하는 부분이 있다. 즉 앞서의 선행연구는 재무보고의 질이 낮을 때 투자의 비효율성이 높다고 보고하였다. 그러한 점에서 <표 9>의 결과는 규모가 작은 코스닥기업보다 규모가 큰 유가증권기업이면서 재무보고의 질이 낮으면 그렇지 않은 경우보다 차기 투자수준이 더 증가됨을 시사한다.

V. 결 론

본 연구는 고평가된 자본이 과잉투자와 양(+)의 관련성이 있는지 실증적으로 알아보았다. 이와 더불어 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 재무보고의 질이 낮을 때 더 강화되는지를 살펴보았다. 나아가 본 연구의 추가분석에서는 앞서 고평가된 자본과 과잉투자 간의 관

계에 대하여 총투자 외에도 자본적 지출과 연구개발비 지출 또는 시장유형별(KOSPI vs. KOSDAQ)로 나누어 차별적 반응이 있는지에 대해서도 살펴보았다. 이전 문헌에서는 자본이 고평가되면 차기의 이익조정행위가 증가된다는 실증적 증거를 보고하였으나, 자본이 고평가될 때 경영자의 과잉투자를 유발한다는 Jensen(2005)의 주장에 대해 이를 직접적으로 실증한 국내 연구는 아직까지 찾아보기 어렵다. 더불어 본 연구는 고평가된 자본과 과잉투자 간의 관계와 관련된 주제를 보다 확장된 탐구를 위하여 재무보고의 질에 따라 이들의 관계에 영향이 주는지를 살펴보고 있다는 점에서 차별화된다.

위의 분석을 위해 본 연구는 종속변수인 투자는 총투자 수준(INV_level), 비정상 측정치를 이용한 비정상 투자(INV_res) 및 과잉투자(INV_over)의 세 가지 방법으로 측정하며, 관심변수인 고평가된 자본(OVE)은 선행연구의 방법을 준용하여 PER, PBR, PFCFR의 세 가지 측정치에 따라 5분위수를 이용한 지시변수의 형태로 측정하고(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 외 2019 ; 박종일 · 김수인 2020a), 그리고 재무보고의 질은 Francis et al.(2005)의 발생액의 질(AQ)을 이용하였다. 본 연구는 종속변수를 기준으로 2004년부터 2018년까지 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 최종표본으로 총 17,356개의 기업-연도 자료를 분석하였다.

실증분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 고평가된 자본(OVE)은 총투자 수준(또는 비정상 투자와 과잉투자)에 대해 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 앞의 결과는 대체적인 OVE의 측정치(예로, Rhodes-Kropf et al. 2005)를 이용한 경우에도 강건성이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Jensen(2005)의 주장처럼 국내 상장기업들의 경우도 주가가 고평가되면 과잉투자가 유도될 수 있음을 시사한다. 또한 추가분석에서 총투자를 자본적 지출과 연구개발비로 나누어 분석하면 앞서의 결과는 주로 연구개발비에 기인한 것으로 나타났고, 또한 시장유형별로 나누어 분석하면 OVE의 측정치에 따라 다소 차이는 있지만, 앞서의 결과는 대체로 KOSDAQ보다 KOSPI 표본에서 좀 더 뚜렷한 관계를 보였다. 둘째, 상호작용변수(OVE*AQ)를 이용하여 고평가된 자본과 투자 간에 양(+)의 관계가 재무보고의 질(AQ)이 낮을 때 더 강화되는지를 살펴본 결과, 상호작용변수(OVE*AQ)는 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 다만, 시장유형별로 표본을 다시 나누어 분석하면 측정치에 따라 다소 차이는 있으나, 대체로 유가증권기업에서 상호작용변수(OVE*AQ)는 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 제한된 증거이기는 하나, 낮은 재무보고의 질의 유가증권기업에서 자본이 고평가되면 비정상 투자가 더 강화됨을 시사한다.

이상을 종합하면, 본 연구는 자본이 고평가되면 과잉투자가 유발될 수 있고(Jensen 2005), 또한 고평가된 자본과 과잉투자 간에 양(+)의 관계가 낮은 재무보고의 질의 기업에서 더 강화되는지 여부를 국내 상장기업을 대상으로 탐구하여 보여주고 있다는 점에서 의미가 있다. 나아가 본 연구는 고평가된 자본과 과잉투자 간의 관계에 대해 총투자 외에도 자본적 지출과 연구개발

비에 따라, 또는 시장 간 차이에 따라 어떤 차별적 반응이 있는지에 대한 추가적인 증거도 제공한다.

따라서 본 연구는 다음의 측면에서 추가적인 공헌과 시사점을 제공한다. 첫째, 고평가된 자본과 투자와의 관계를 분석한 국외 연구(Gilchrist et al. 2005 ; Polk and Sapienza 2009)는 있으나, 국내 상장기업을 대상으로 실증적 분석을 수행한 연구는 아직까지 전무했다. 따라서 본 연구는 Jensen(2005)의 주장처럼 국내 상장기업의 경우에도 주가의 고평가는 과잉투자에 영향을 줄 수 있는 요인임을 밝히고 있어 이와 관련된 연구에 추가적인 실증적 증거를 제공한다. 둘째, 본 연구는 앞서 고평가된 자본과 투자와의 관계뿐만 아니라, 더 나아가 이들의 관계가 재무보고의 질에 따라 어떻게 달라지는지를 탐구했다는 점에서 기존의 관련연구와 비교해 보다 차별성이 있는 정보를 제공한다. 그러한 점에서 본 연구결과는 고평가된 자본뿐만 아니라 투자, 그리고 재무보고의 질과 관련된 연구에 추가적인 증거를 제공한다. 마지막으로, 기업의 과잉투자는 향후 기업가치에 부정적인 영향을 초래할 수 있고, 기업의 투자의사결정은 자본시장에서 자원의 효율적 배분에도 적지 않은 중대한 영향을 미칠 수 있다. 앞서의 맥락에서 볼 때 본 연구는 고평가된 자본이 기업의 투자의사결정, 특히 과잉투자에 중요한 결정요인(determinants)임을 보여주고 있으며, 또한 재무보고의 질과 연계시켜 살펴보고 있다. 따라서 본 연구의 발견은 학계의 관련연구뿐만 아니라, 기업투자 또한 투자의 효율성에 관심이 있는 투자자, 실무계 그리고 규제기관 및 정책입안자에게 유용한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

그러나 본 연구는 분석상에 다음의 한계점이 있다. 첫째, 주가의 고평가 정도는 기업의 기본가치를 초과하는 경우를 나타내므로, 기본가치 판단에 대해 연구자마다 차이가 있을 수 있다. 둘째, 연구모형에 고려하지 못한 생략 변수(omitted variable)의 문제가 존재할 수 있다. 그러나 이러한 사항은 해당 주제를 경험적으로 분석한 연구들에서도 공통적으로 나타날 수 있는 한계일 수는 있다.

참고문헌

- 김상일 · 김경호. 2014. “독립적인 이사회는 과잉투자를 억제하는가?”. 무역연구 제10권 제1호 : 973-995.
- 김종일 · 권수영. 2007. “기업공개 결정요인에 대한 사후적 실증분석 : 코스닥시장 상장기업을 중심으로”. 회계학연구 제32권 제3호 : 89-121.
- 김현아 · 최우석 · 최승욱. 2014. “이사회 독립성 및 전문성과 투자효율성”. 경영학연구 제43권 제4호 : 1343-1378.
- 김화성. 2013. “경영자의 낙관 및 과신이 과대투자와 과소투자에 미치는 영향”. 증권학회지 제42권 제2호 : 323-339.
- 박수연 · 정 훈 · 고창열. 2016. “DEA로 측정한 경영자 능력이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. *Korea Business Review* 제20권 제4호 : 255-275.
- 박 원 · 김예경. 2017. “성장 수준에 따른 부채비율과 기업의 과잉투자의 관계”. 국제회계연구 제75권 제1호 : 1-26.
- 박종일. 2020. “고평가된 주식이 재무보고의 불투명성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제21권 제4호 : 103-150.
- _____. 김수인. 2020a. “고평가된 자본이 감사인의 감사보수와 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제49권 제4호 : 939-981.
- _____. _____. 2020b. “세무위험이 투자에 미치는 실제 효과”. 경영학연구 제49권 제3호 : 559-598.
- _____. 전규안. 2003. “거래소와 코스닥기업의 회계이익과 과세소득의 차이 및 기업지배구조 비교분석”. 경영학연구 제32권 제2호 : 343-378.
- _____. _____. 김수인. 2019. “고평가된 자본과 주가폭락 위험”. 2019년도 한국회계학회 동계학술대회 발표논문.
- _____. 정상민. 2018. “발생액의 질이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향 : 본질적 및 재량적 발생액의 질을 중심으로”. 세무와회계저널 제19권 제4호 : 9-48.
- _____. 정설희 · 김수인. 2018. “비정상 투자, 현금배당 및 초과현금보유 수준이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제60권 제4호 : 1-50.
- 박진하 · 권대현. 2012. “외국인주주의 지분율이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. 회계학연구 제37권 제3호 : 277-307.
- 이세용. 2009. “발생액의 질과 회계이익의 정보효과”. 세무와회계저널 제10권 제4호 : 9-41.
- _____. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제4호 : 251-277.
- _____. 2019. “투자 비효율성과 주가급락위험”. 세무와회계저널 제20권 제1호 : 189-221.
- 이화득 · 오상훈. 2018. “적정투자, 과잉 및 과소투자가 미래 이익의 변동성에 미치는 영향”. 세

- 무와회계저널 제19권 제6호 : 65-87.
- 전경민 · 신영직 · 김현표. 2018. “외국인 임원과 기업의 투자효율성”. 회계학연구 제43권 제1호 : 119-165.
- 정성환. 2012. “조세회피가 투자효율성에 미치는 영향”. 세무학연구 제29권 제4호 : 9-44.
- 조정은 · 김상일. 2013. “특수관계자 거래가 과잉투자에 미치는 영향”. 국제회계연구 제48권 제17호 : 381-404.
- 최승욱 · 배길수. 2014. “감사인규모와 피감사기업의 투자효율성”. 회계저널 제23권 제2호 : 219-250.
- 최종서 · 곽영민 · 백정환. 2010. “코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구”. 회계학연구 제35권 제3호 : 37-80.
- Ahmed, A. S. and S. Duellman. 2013. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research* 51 (1) : 1-30.
- Altman, E. 1968. Discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23 (4) : 589-609.
- Badertscher, B. A. 2011. Overvaluation and the choice of alternative earnings management mechanisms. *The Accounting Review* 86 (5) : 491-1518.
- Baker, M., J. Stein, and J. Wurgler. 2003. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms. *Quarterly Journal of Economics* 118 (3) : 969-1005.
- Biddle, G. and G. Hilary. 2006. Accounting quality and firm-level capital investment. *The Accounting Review* 81 (5) : 963-982.
- _____, __, and R. S. Verdi. 2009. How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3) : 112-131.
- Chi, J. and M. Gupta. 2009. Overvaluation and earnings management. *Journal of Banking and Finance* 33 (9) : 1652-1663.
- Coulton, J. J., N. Saune, and S. L. Talyor. 2015. Overvalued equity, benchmark beating and unexpected accruals. *Accounting and Finance* 55 (4) : 989-1014.
- Dong, M., D. Hirshleifer, and S. H. Teoh. 2012. Overvalued equity and financing decisions. *Working paper*. York University.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2) : 295-327.
- Fu, F. 2010. Overinvestment and the operating performance of SEO firms. *Financial Management* 39 (1) : 249-272.
- Gilchrist, S., C. Himmelberg, and G. Huberman. 2005. Do stock price bubbles influence corporate

- investment? *Journal of Monetary Economics* 52 (4) : 805–827.
- Habib, A., R. Gong, and M. Hossain. 2013. Overvalued equities and audit fees : A research note. *Managerial Auditing Journal* 28 (8) : 755–776.
- Houmes, R. E. and T. R. Skantz. 2010. Highly valued equity and discretionary accruals. *Journal of Business Finance & Accounting* 37 (1–2) : 60–92.
- Jensen, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review* 76 (2) : 323–329.
- _____. 2005. Agency costs of highly valued equity. *Financial Management* 34 (1) : 5–19.
- Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang. 2016. CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 33 (4) : 1720–1749.
- Malmendier, U. and G. Tate. 2005. CEO overconfidence and corporate investment. *Journal of Finance* 60 (6) : 2661–2700.
- Polk, C. and P. Sapienza. 2009. The stock market and corporate investment : A test of catering theory. *Review of Financial Studies* 22 (1) : 187–217.
- Rhodes-Kropf, M., D. Robinson, and S. Viswanathan. 2005. Valuation waves and merger activity : The empirical evidence. *Journal of Financial Economics* 77 (3) : 561–603.
- Sawicki, J. and K. Shrestha. 2012. Overvalued equity and the accruals anomaly : Evidence from insider trades. *Procedia Economics and Finance* 2 : 91–100.
- Schrand, C. M. and S. L. Zechman. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics* 53 (1–2) : 311–329.
- Shirl, M. M., M. Salehi, and H. Khalatbari. 2013. A study of the impact of equity overvaluation on earnings management : Iranian overview. *International Management Review* 9 (2) : 70–82.
- Stein, J. 1996. Rational capital budgeting in an irrational world. *Journal of Business* 69 (4) : 429–455.
- Wang, H. 2013. CEO pay slice and earnings manipulation in overvalued companies. *Working paper*. Louisiana State University.

The Influence of Overvalued Equity on Overinvestment and its Relation to Financial Reporting Quality's Effect

Yun-Jeong Lee* · Jong-Il Park**

〈Abstract〉

The prior literature provides a direct test of one implication of overvaluation hypothesis (Jensen 2005). This is, in Jensen's (2005) agency theory of overvalued equity when a firm's stock becomes overvalued, this induces managers to intervene in unprofitable investments to pursue empire building or to maximize private gains, and take an excessive approach to capital, which can lead to overinvestment for firms' investing decisions. Thus, we empirically examine whether the overvalued equity is positively related to overinvestment in Korea's settings. Meanwhile, Biddle et al. (2009) suggested that firms with lower financial reporting quality measured by the accruals quality are more likely to overinvest. Therefore, in this paper, we extend prior research and empirically explore whether the positive association between overvalued equity and overinvestment becomes strengthened for firms with lower financial reporting quality (i.e., accruals quality).

For analysis, we use three proxies for overvalued equity (i.e., PER, PBR, PFCFR), following Park and Kim (2019). We also identify overvalued equity (hereafter OVE) is an indicator variable equal to 1 if the firm has been in the top quintile of PER, PBR, and PFCFR in year t , and 0 otherwise, respectively. Following Francis et al. (2005), we use accruals quality (AQ) as a proxy for financial reporting quality (i.e., Biddle et al. 2009). Following Park and Kim (2018), we also calculate the three investment measures (i.e., the level of total investment, abnormal investment, and overinvestment). Our sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms with available data in non-financial industries with fiscal year-end in December from 2004 to 2018 based on the dependent variable, thus our final sample 17,356 firm-year observations.

The empirical results are as follows. First, we find that the coefficients on OVE are all positive and statistically significant, indicating that overvalued firms engage in more invest or abnormal

* Ph. D., Candidate, Department of Accounting, Chungbuk National University, ckoz17@naver.com, First Author

** Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, Corresponding Author

investment, and overinvestment than firms that were deemed to not be overvalued, consistent with Jensen's (2005) conjecture for agency problem of overvalued equity. Therefore, this findings suggest that firm with overvalued equity leads managers over-invest in investing decision because the market over-values them. In addition, when we divided in both capital investments and R&D investments, we also find that these results mainly driven by R&D investments. Second, we do not find evidence that, on average, the positive relation between overvalued equity and overinvestment is more pronounced for firms with lower financial reporting quality (i.e., accruals quality). However, when we partition the sample into KOSPI and KOSDAQ, consistent with as our expected, more interesting is that the positive and significantly relation between overvalued equity and overinvestment would be stronger when firms with lower financial reporting quality in mainly KOSPI samples.

In sum, our study contributes to the literature on overvaluation, financial reporting quality, and investment in several important ways. First, we extended and empirically test Jensen's (2005) agency theory of overvalued equity in Korea's settings. Specifically, our research is the first to show that interaction with overvalued equity and financial reporting quality, which are a contributing factor to firm's investment decisions. Thus, we argue that the findings of this study represent an important complement to the prior literature on overvaluation, accounting quality, and firms' investment policy. In addition, our research helps investors, regulators, and policymakers understand managers' decision processes with regard to overinvestment.

<Key words> Overvalued equity, Investment, Abnormal investment, Overinvestment, Financial reporting quality