

고평가된 주식이 재무보고의 불투명성에 미치는 영향*

박종일**

〈요 약〉

본 연구의 목적은 재무보고의 질 측면에서 고평가된 주식의 기업이 차기 이후 이익을 상향조정 또는 하향조정 되는지 여부를 실증적으로 알아보는 데 있다. Jensen(2005)은 대리비용 가설 측면에서 주식이 고평가된 기업의 경영자는 차기 주가를 계속 유지하기 위하여 보고이익을 상향조정할 유인이 있다고 주장한다. 앞서의 주장과 달리, Duong(2010)은 주식이 고평가된 기업은 장기적으로 시장의 올바른 평가를 위하여 경영자는 신호가설 측면에서 보고이익을 하향조정할 유인이 있다고 주장한다. 따라서 본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 앞서의 주제를 실증적으로 규명하고자 한다.

이를 위해서 분석기간 2003년부터 2019년까지의 자료를 이용하여 분석한 결과, 첫째, 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기($t+1$)와 차차기($t+2$)의 재량적 발생액이 감소되는 것으로 나타났다. 둘째, 고평가된 기업은 차기와 차차기의 실제 이익조정 역시 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 상호작용변수를 이용한 추가분석에 따르면 손실회피 유인이 있거나, 비정상 투자가 높은 기업에서의 고평가는 앞서의 관계를 약화시켜 차기 이후 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두 증가되는 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 본 연구는 국내 상장기업들에서 주식이 고평가되면 차기 이후 재무보고의 질에 어떤 영향을 주는지를 실증적으로 보여주었다는 데 의의가 있다. 특히 본 연구결과는 국내 상장기업들에서 고평가된 주식과 차기 이후 이익조정 간에 평균적으로 음(-)의 관계인 신호가설이 지지되나, 고평가된 기업에서 손실회피 유인이 있거나 비정상 투자의 증가는 대리비용 가설이 지지됨을 보여주고 있다. 따라서 이러한 본 연구의 발견은 미국 자료를 중심으로 분석한 국외 선행연구들(예로, Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011)에서 대리비용 가설이 지지된다는 것과는 다른 결과라는 점에서 관련연구에 추가적인 증거를 제공한다.

〈주제어〉 고평가된 자본, 재량적 발생액, 실제 이익조정, 재무보고의 질, 손실회피, 비정상 투자

* 이 논문은 2019년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임
(NRF-2019S1A5A2A01046945)

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

논문접수일 2020년 8월 7일 게재확정일 2020년 8월 25일

I. 서 론

본 연구의 목적은 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기 이후 보고이익을 상향조정 또는 하향조정을 하는지에 대한 의문을 국내 상장기업을 대상으로 실증적으로 규명하는데 있다. 특히, 본 연구는 앞서의 주제를 알아보는데 있어 재무보고의 불투명성을 나타내는 경영자의 기회주의적인 이익조정의 수단 중 하나인 재량적 발생액과 실제 이익조정을 중심으로 살펴본다. 이러한 분석을 통해서 본 연구는 주가가 고평가된 기업 정보가 차기 이후 재무보고의 질을 예측하는데 있어서 유용한 지표(useful indicator)가 될 수 있는지를 알아보고자 한다.

Jensen(2005)은 에세이 형식의 논문에서 주식이 상당히 고평가된 기업의 문제를 다루었다.¹⁾ 이 연구는 고평가된 주식의 문제를 세 가지 측면에서 논하였다. 첫째로, 주식시장에서 고평가된 기업²⁾의 경영자는 제국주의 건설(empire building) 동기가 있고, 또한 경영자 자신의 사적효익을 높이려는 과정에서 수익성이 높은 투자뿐만 아니라 수익성이 높지 않은 프로젝트에도 투자를 수행할 수 있고, 합병과 기업인수(M&A) 활동을 보다 증가시킨다는 주장이다. 즉 주식이 고평가된 기업은 저렴한 자본비용이 가능하고, 이로 인해 신주발행을 통해서 외부자본에 대한 접근이 수월하여 과잉투자(over-investment) 문제가 발생할 수 있다(Baker et al. 2003 ; Polk and Sapienza 2009 ; Dong et al. 2012).³⁾ 둘째, Jensen(2005)은 주식이 고평가된 기업의 경영자는 미래에도 높은 주가를 계속 유지하기 위해 이익조작에 몰두할 수 있다고 주장한다. 셋째, 앞서 첫 번째 사항인 고평가된 기업에서의 과잉투자는 미래기간에 나쁜 성과를 초래할 수 있고, 또한 앞서의 두

1) Jensen(2005)은 기업의 주가가 기본가치보다 높을 때 자본이 고평가된 것으로 정의하고 있다. 하지만 기업의 기본가치는 외부 정보이용자들에게 쉽게 관찰되거나 파악이 어렵다는 점에서 본 연구에서 논의되는 대부분의 실증적 분석을 수행했던 선행연구들은 예를 들어, PER(주가/주당순이익), PBR(주가/주당순자산) 또는 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 방법에 기초한 자기자본의 장부가치보다 시장가치가 초과되는 정도를 잔차(ε)로 추정된 후(선행연구들은 이를 'AbnRET'로 칭함), 각 측정치(PER, PBR, AbnRET)를 기준으로 표본을 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 속하면 고평가된 기업으로 보아 1을, 아니면 고평가되지 않은 기업으로 간주하여 0인 지시변수의 형태로 고평가된 자본(overvalued equity ; 이하 OVE)을 측정하였다.

2) 선행연구들에서 혼용하여 사용하고 있는 '주식 또는 주가가 고평가된 기업', '자본이 고평가된(overvalued equity) 기업' 또는 '자본이 매우 높은 가치(highly valued equity)의 기업' 그리고 이를 축약한 '고평가된 자본' 또는 '고평가된 기업'을 본 연구에서는 기술의 편의상 상호교체가능한(interchangeable) 동의어로 사용하였다.

3) 예를 들어, Baker et al.(2003)은 자본의존성이 높은 기업(equity-dependent firms)은 시장에서 주가가 기본가치보다 고평가되면 합리적인 경영자는 주식발행이 더 매력적인 상황이 되어 투자를 선호하지만, 반대로 주가가 기본가치보다 저평가되면 자본의존성이 높은 기업의 경영자는 투자를 기피한다고 주장한다. 이를 실증적으로 분석한 Dong et al.(2012)의 연구는 고평가된 자본의 대용변수와 차기의 주식발행 사이에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 확인한 후, 이 연구는 주식시장에서 자본이 고평가되면 기업의 재무의사결정에도 영향을 줄 수 있다고 주장한다.

번째 사항인 주가에 기인된 이후기간에서 경영자의 보고이익에 대한 상향조정행위는 장기적으로 기업가치를 파괴시킬 수 있으므로(Badertscher 2011), 고평가된 기업의 경영자는 성장과 가치 창출의 장밋빛 걸모습을 시장에 보여주기 위하여 부정적인 정보나 악재를 숨기는 행위를 할 수 있어 Jensen(2005)은 주가의 고평가는 기업의 회계조작과 사기 또는 부정행위의 발생을 높일 수 있다고 주장한다. 따라서 Jensen(2005)은 앞서의 논의를 바탕으로 주식이 고평가된 기업은 실질적인 대리비용이 발생될 것으로 보았다.

Jensen(2005)의 첫 번째 주장인 주식의 고평가된 기업에서의 과잉투자 문제는 재무관리 분야에서 관심을 보일 수 있는 주제라면, Jensen(2005)의 두 번째 주장인 주가의 고평가에 기인된 보고이익의 상향조정의 문제는 회계학 측면에서 관심을 가질 수 있는 주제라고 할 수 있다. 그러한 데에는 회계학 관점에서의 암묵적인 가정 중 하나인 보고이익이 주가에 영향을 미칠 것으로 보는 생각과 달리, 앞서 Jensen(2005)의 주장은 주가가 고평가된 기업은 차기 이후기간에서 경영자의 이익조정 유인에 영향을 줄 수 있다는 것이므로, 주가에 기인하여 차기 이후의 보고이익이 조정될 수 있다고 보는 앞서의 관점은 회계학 측면에서 볼 때 매우 흥미로운 연구주제가 아닐 수 없기 때문이다.

따라서 Jensen(2005)의 에세이 논문에 동기 부여된 국외의 회계학자들은 Jensen(2005)의 추론이 실증적으로도 관찰되는 현상인지를 알아보려는 시도를 하였고, 이를 분석한 후속연구들은 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기($t+1$)에 보고이익이 상향조정된다는 결과를 보고한 연구(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015)와, 그러한 증거를 관찰하지 못하거나 오히려 Jensen(2005)의 주장에 반하는 증거를 제시한 연구도 있다(Duong 2010). 즉 이를 분석한 국외의 논문은 몇 편 되지 않는 소수에 불과하고, 또한 Jensen(2005)의 추론(conjecture)이 실증적으로 지지되는지 여부는 국가별 자료에 따라 차이를 보이고 있다. 특히 미국 자료를 이용한 분석결과에서는 Jensen(2005)의 주장과 일치되는 증거(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011)를 주로 보여주고 있는 반면에, 영국 자료로 분석한 Duong(2010)의 연구는 앞서와는 다른 증거를 보여주고 있다. 또한 Duong(2010)의 연구에서는 Jensen(2005)의 주식이 고평가된 기업의 대리비용 가설(agency cost hypothesis)의 추론과는 상반된 신호가설(signaling hypothesis)을 제안하고 있다. 즉 신호가설에서는 주식이 고평가된 기업은 차기 이후 보고이익이 하향조정 될 수 있다고 보고 있다. 따라서 이 분야의 주제는 회계학 관점에서의 그동안의 가정과 달리 주가에 기인한 경영자의 이익조정행위에 영향을 줄 수 있다는 측면은 매우 중요한 연구주제의 하나로 볼 수 있으나, 혼재된(mixed) 증거가 나타나고 있어 아직까지 합의된 결론에는 도달하지 못하고 있다. 나아가 아직까지 국내 상장기업을 대상으로 해당 주제와 관련해서 체계적으로 살펴본 연구는 찾아보기 어려운 실정이다.

이러한 측면에서 볼 때 국내 상장기업들의 경우 주식시장에서 주가가 고평가된 기업이 재무

보고의 질 측면에서 차기 이후 재무보고의 불투명성을 높이는지 아니면 낮추는지에 관한 사항은 실증적 의문(open question)이 아닐 수 없다. 따라서 본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 주가가 고평가된 기업이 차기 이후 보고이익을 어떻게 조정하는지를 경영자의 이익조정 수단인 재량적 발생액과 실제 이익조정의 분석을 통해서 살펴보고자 한다. 이러한 분석을 통해 본 연구는 주식이 고평가된 정보가 차기 이후 기업의 높거나 낮은 재무보고의 질(higher or lower financial reporting quality) 중에서 어떤 예측력을 제공해 주는지를 알아본다. 만일 국내 상장된 기업들을 대상으로 분석한 결과에서 고평가된 기업이 그렇지 않은 기업보다 차기 이후에 보고이익의 상향조정이 증가하거나, 또는 하향조정이 증가되는 관계가 관찰된다면 기업의 재무보고의 질에 관심을 가지고 있는 투자자, 실무계 및 규제기관 등은 현재의 고평가된 주식의 정보를 통해 기업의 미래 재무보고의 질을 가늠해 보는데 있어 유용한 지표로 활용될 수 있을 것이다. 또한 앞서의 맥락에서 볼 때 본 연구는 국내 학계에서 그동안 연구가 부족했던 사항에 대한 실증적 증거를 보여준다는 점에서도 의미가 있다.

앞서의 주제를 알아보기 위하여 본 연구는 유가증권과 코스닥기업을 대상으로 분석기간 2003년부터 2019년까지 자료를 이용하였다. 관련연구들처럼 연구모형은 시차(lag)를 고려하여 차기와 차차기를 중심으로 살펴보았다. 종속변수로 재량적 발생액은 Kothari et al.(2005)의 방법을, 실제 이익조정은 Roychowdhury(2006)의 방법을 이용하였다. 또한 관심변수인 주식의 고평가대용치(proxy)는 관련연구들에서 이용된 세 가지 변수인 PER(기말주가/주당순이익), PBR(기말주가/주당순자산) 및 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 방법으로 추정된 AbnRET(비정상 시장가치의 추정치)를 이용하고(Habib et al. 2013), 또한 선행연구들처럼 5분위수를 이용한 지시변수로 측정하였다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Wang 2013 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 · 김수인 2019).

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 평균적으로, 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기(t+1) 또는 차차기(t+2)의 재량적 발생액 또는 실제 이익조정 모두 감소되는 것으로 나타났다. 둘째, 추가분석에서 상호작용변수를 이용한 결과는 손실회피 유인이 있는 기업이 고평가되거나, 비정상 투자 수준이 높은 기업에서 고평가되면 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액 또는 실제 이익조정이 증가되는 것으로 나타났다. 이러한 본 연구의 발견은 국내 상장기업들의 경우는 고평가된 자본과 차기 이후 이익조정 간에 평균적으로 음(-)의 관계로 나타나 Duong(2010)의 신호가설이 지지되는 반면에, 조건적 상황인 고평가된 기업에서 손실회피 유인이 있거나, 또는 비정상 투자의 증가는 오히려 Jensen(2005)의 대리비용 가설이 지지됨을 보여주고 있다.

따라서 본 연구의 결과는 다음과 같은 측면에서 관련연구에 공헌할 것으로 기대된다. 첫째, 본 연구에서 다루는 주제는 국외 선행연구가 일부 존재하나, 상대적으로 과소 연구된(under-researched) 주제 중 하나이다. 또한 미국 자료를 이용하여 분석한 대부분의 국외 연구들은

Jensen(2005)의 추론에 따라 고평가된 기업은 차기 이후 보고이익이 상향조정될 것으로 보는 대리문제 측면만을 강조한 논의가 주로 다루어졌다. 또는 Duong(2010)은 앞서와 상반되는 신호가 설만을 중심으로 다루었다. 이와 달리, 본 연구에서는 앞서의 주제를 살펴보는데 있어 Jensen(2005)의 대리비용 가설과 Duong(2010)의 신호가설을 병행하여 소개한 후, 보다 균형 있게 가설을 설정한 후 이를 다루었다. 이와 더불어, 두 편의 Duong(2010) 및 Badertscher(2011)의 연구를 제외하면 나머지 선행연구들은 고평가된 자본과 재량적 발생액 간의 관계를 중심으로 살펴보았다. 그러나 실제 이익조정 역시 경영자의 기회주의적인 이익조정의 수단 중 하나로 이용된다(Roychowdhury 2006).⁴⁾ 따라서 본 연구는 앞서의 주제를 다루는데 있어 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두를 살펴봄으로써 국내 상장기업들에서의 고평가된 자본과 차기 이후 이익조정행태에 대한 보다 종합된 증거를 제공한다. 또한 앞서 두 편의 선행연구인 Duong(2010) 및 Badertscher(2011) 모두는 고평가된 자본을 측정할 때 한 가지 대용치만을 사용한 결과를 보여주고 있다면, 이와 달리 본 연구는 고평가된 자본의 대용치로 세 가지 변수를 이용하였다. 또한 본 연구는 이들의 결합 측정치의 결과에 대해서도 살펴봄으로써 해당 주제를 다루는데 있어 보다 풍부한 추가적인 관련정보를 제공해 준다. 둘째, 기존 연구들은 주식의 고평가와 차기 이후 이익조정과의 관계를 분석할 때 평균적인 관계를 중심으로 보여주었다면, 본 연구는 국내의 경우 앞서와 같은 평균적인 결과를 찾아보기 어렵다는 점에서 이에 대한 분석과 더불어 추가분석에서는 이를 좀 더 확장시켜 이들의 관계가 기업의 목표이익 중 하나인 손실회피 유인에 따라 또는 비정상 투자⁵⁾에 따라 어떻게 달라지는지에 대해서도 살펴보았다는 점에서 해당 주제에 대한 보다 확장된(extended) 증거를 제공한다. 셋째, 전술한 바와 같이 국내 연구들은 아직까지 본 연구에서 다룬 주제를 체계적으로 살펴본 논문을 거의 찾아보기 어렵다는 점에서 본 연구는 국내 상장기업들에서 주식의 고평가가 차기 이후의 기업이 보고하는 재무보고의 질이 더 높은지

-
- 4) 경영자는 두 가지 상이한 방법으로 당기의 보고이익을 관리할 수 있다. 하나는 경영자가 회계기준 내에서 발생액을 재량적으로 조정하여 보고이익을 결정할 수 있다. 다른 하나는 영업의 시기와 규모를 변경시키는 방법으로 경영자는 이익을 관리할 수 있다. 하지만 이러한 활동은 정상적인 사업활동에서 이탈된 행동이라는 점에서 투자자들에게 기업의 기본 경제적인 성과를 오도하려는 목적에서 수행된다(Ge and Kim 2014). 선행연구들은 전자를 재량적 발생액(discretionary accruals ; 이하 DA)이라 하고, 후자를 실제 이익조정(real earnings management ; 이하 REM)이라고 부른다. 하지만 이러한 이익조정 모두는 보고이익의 질을 왜곡시킨다는 점에서 투자자 측면에서 정보위험을 높일 수 있다. 통상 연구자들은 재량적 발생액 또는 실제 이익조정이 상향조정될 때 재무보고의 불투명성이 높거나 또는 재무보고의 질이 낮아진다고 보고 있다. 또한 재량적 발생액의 상향조정은 이후 기간에 반전효과가 있는 반면에, 실제 이익조정의 상향조정은 앞서와 같은 효과가 없기에 연구자들은 재량적 발생액의 상향조정보다는 실제 이익조정의 상향조정이 미래의 기업가치를 더 파괴시킬 것으로 보고 있다(Duong 2010 ; Badertscher 2011).
- 5) 본 연구에서 비정상 투자를 고려하여 살펴본 이유는 앞서 전술한 바와 같이 Jensen(2005)은 주식의 고평가된 기업은 첫 번째로 과잉투자의 문제가 있다고 주장한 바 있다. 따라서 본 연구는 고평가된 자본에서 과잉투자가 수행될 때 차기의 이익조정과 서로 연계시켜 앞서의 관계가 어떻게 달라질 수 있는지를 살펴본 것이다.

혹은 낮은지에 관한 처음의 증거를 국내 학계에는 제공해 준다는 측면도 의미가 있다. 마지막으로, 기존 관련연구들은 분석된 결과에서 Jensen(2005)의 대리비용 가설이 지지되거나(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015), 또는 신호가설이 지지된다는 하나의 결과만이 제시되었다(Duong 2010). 반면, 국내 상장기업들의 자료를 분석한 본 연구결과는 앞서와 달리 평균적으로 대리비용 가설이 지지되나, 조건적 상황(예로, 손실회피 유인, 비정상 투자수준)에 따라 신호가설이 지지될 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 이러한 본 연구의 발견은 관련연구에 새로운 증거를 제공할 것으로 기대된다.

이하 나머지 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 회계학 분야에서 주식의 고평가와 이익조정 간의 관계를 분석한 선행연구를 검토하고, 이를 기초로 가설을 제시한다. 제Ⅲ장은 분석을 위한 연구모형을 설계하고, 관심변수인 고평가된 자본의 측정과 종속변수의 측정을 설명하고, 표본의 선정절차에 대하여 기술한다. 제Ⅳ장은 가설에 대한 주된 실증결과, 민감도 또는 강건성 분석, 그리고 추가분석의 결과를 제시하고 이에 대해 논한다. 제Ⅴ장은 본 연구결과를 요약하고, 본 연구의 시사점 그리고 분석상의 한계를 설명한다.

Ⅱ. 선행연구 검토와 가설의 제시

1. 선행연구의 검토

본 절에서는 본 연구와 직접적인 관련연구를 중심으로 기존 문헌의 결과를 검토하고자 한다. 먼저 Jensen(2005)은 주식이 고평가된 기업에 대한 대리비용 이론(agency cost theory of overvaluation) 문제를 에세이 형식의 논문에서 제기하였다. 즉 Jensen(2005)의 연구는 주식이 고평가된 기업의 경영자는 현재 주가의 고평가를 이후기간에서도 계속 유지하기 위한 유인이 있고, 이를 위해 경영자는 기회주의적으로 보고이익을 상향조정할 수 있다고 주장한다. 이런 측면에서 Jensen(2005)은 고평가된 자본의 기업은 경영자에게 대리문제를 발생시킨다고 보았다.

이러한 Jensen(2005)의 주장은 후속연구들에서 실증적 의문의 하나로 간주되어 이를 경험적 분석을 통해 알아보려는 시도가 국외 연구들은 회계학 측면에서 수행되었다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015). 예를 들어, Chi and Gupta(2009)는 미국의 상장된 기업을 대상으로 자본의 기본가치 대비 시장가치 비율(M/V)에 기초한 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 회귀모형을 이용하여 고평가된 자본(AbnRET)을 추정한 후 이들 기업의 차기 연도(t+1)의 재량적 발생액(DA)이 증가하는지를 알아보았다. 분석결과는 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기의 재량적 발생액이 더 높게 나타났다.⁶⁾ Houmes and

6) 주식이 고평가된 기업과 차기 이후의 이익조정 간의 관계를 분석한 선행연구들은 고평가된 자본과 그렇지

Skantz(2010)는 앞서와 같이 미국 자료를 이용하여 PER(주가/주당순이익) 또는 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 초과수익률로 측정된 자본의 가치가 높은 기업이 그렇지 않은 경우보다 차기의 재량적 유동발생액이 높다는 결과를 보고하였다. 또한 이 연구는 앞서의 관계가 목표이익 수준을 충족하는데 실패할 가능성이 높은 기업일수록 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 그리고 Coulton et al.(2015)은 앞서의 주제를 호주 자료를 이용하여 목표이익기준(예로, 손실회피, 이익감소회피)을 충족시키려는 유인이 있는 기업과 연계시켜 분석하였다. 상호작용변수를 이용한 분석결과에서 주식이 고평가되고 목표이익기준으로 손실회피 또는 이익감소회피 유인이 있는 기업들은 그렇지 않은 경우보다 차기의 재량적 발생액을 상향조정하는 것으로 나타났다. 하지만 호주 자료를 분석한 Coulton et al.(2015)의 연구는 주식이 고평가된 기업 중에서 목표이익의 유인이 있는 경우 보고이익이 상향조정 된다는 결과를 보여주고 있어, 두 변수 간의 평균적인 관계를 미국 자료를 이용하여 분석한 Chi and Gupta(2009), Houmes and Skantz(2010), Badertscher(2011)의 결과와는 다소 차이가 있다.

한편, 앞서의 연구들이 고평가된 자본과 차기(t+1)의 재량적 발생액 간의 관계를 중심으로 분석하였다면, 다음의 두 편의 연구들은 실제 이익조정에 대해서도 살펴보고 또한 좀 더 확장된 기간을 다루었다(Duong 2010 ; Badertscher 2011). 먼저 Badertscher(2011)의 연구는 미국 자료를 이용하여 Jensen(2005)의 주장에 대한 좀 더 확장된 증거를 제공한다. 이 연구는 자본이 고평가된 기업의 경영자가 차기 이후 보고이익에 대해 상향조정을 수행할 때 재량적 발생액(DA)과 실제 이익조정(REM)을 어떻게 이용하느냐의 순서에 관심을 가지고 분석되었다. 분석결과는 자본이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 이후기간에서 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두를 상향조정하는 것으로 나타났다. 특히, 이 연구는 자본이 고평가된 기업은 차기 이후 3년간(t+1년도부터 t+3년도까지)은 REM보다 DA를 증가시키는 반면, 이후 t+3년도부터 t+5년도까지의 기간에서는 DA보다 REM을 증가시킨다는 결과를 보고하였다. 따라서 이 연구는 자본이 고평가된 기업은 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두를 이용해 차기 이후 보고이익을 상향조정할 경영자의 유인이 강할 뿐만 아니라, 경영자는 초반에는 재량적 발생액을 이용하지만, 재량적 발생액이 부족하게 된 이후에는 실제 이익조정을 이용한다고 주장한다. 또한 이 연구는 고평가된 기업은 주가가 고평가되기 전에도 재무제표 재작성의 가능성이 높음을 보고하였다. 이 연구결과는 Jensen(2005)의 추측과 일치하게 자본이 고평가된 기업은 반전효과가 있는 재량적 발생액뿐만 아니라 미래에 기업가치를 파괴시킬 수 있는 실제 이익조정 역시 증가시키는 방법을 선택하고 있음을 보여주고 있다.

반면, Duong(2010)은 Jensen(2005)의 주장과 달리, 다수의 높은 가치의 기업(highly valued

않은 경우를 구분하기 위하여 대체로 5분위수(quintile)를 이용하고 있다. 즉 이 분야의 대부분의 관련연구들은 고평가된 자본의 대응치를 5분위수로 나누어 상위 1분위수(top 20%)에 해당하면 고평가된 자본의 기업으로 식별하여 1을, 그렇지 않은 경우는 0으로 한 지시변수의 형태로 측정 후 분석에 이용한다(Chi and Gupta 2009 ; Duong 2010 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015 등).

firms)은 장기적인 균형이론 관점에서 현저히 고평가되는 것을 회피하기 위하여 시장의 올바른 평가를 위한 신호로써 경영자는 이익조정을 통해 보고이익을 하향조정 시킬 유인이 있다는 가설을 제안하였다. 이 연구는 이를 신호가설(signaling hypothesis)로 부른다. 이 연구의 신호가설에 따르면, 만일 높은 가치의 기업이 시장의 높은 기대를 정당화하기 위하여 이익을 높이는 선택을 수행하게 되면, 이들 기업은 다음기간에 훨씬 더 고평가될 수는 있으나, 결국에는 기업이 미래에 피할 수 없는 보고이익에 대한 수치 게임에 빠지는 악순환에 봉착하게 된다는 것을 경영자는 알고 있다. 따라서 자본이 높은 가치에 있는 기업의 경영자는 주식의 높은 가치(highly valued)는 선호하지만 매우 극단적인 고평가(substantially overvalued)는 앞서와 같은 악순환을 발생시킬 수 있다는 점에서 이를 회피하기 위한 선택으로 경영자는 시장의 기대치를 조정하려는 시도를 할 수 있고, 그에 대한 수단으로 보고이익의 하향조정을 통해 경영자는 장기적 관점에서 시장의 기대치를 조정할 동기를 가질 수 있다.⁸⁾ 이 연구는 이익조정의 수단 중 실물거래활동을 통한 이익조정은 미래의 기업가치를 파괴할 수 있다는 점에서 자본이 높은 가치의 기업은 장기적으로 실제 이익조정을 억제하는 방향으로 시장의 기대를 조정할 것으로 예상하였다. 이 연구는 영국 자료를 이용하고, 앞서의 선행연구들에서 이용된 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 방법으로 고평가된 자본(AbnRET)을 측정하여 분석한 결과에서 신호가설과 일치하게 높은 가치의 기업은 그렇지 않은 기업과 비교해 차기 이후기간(예로, $t+1$ 년부터 $t+4$ 년까지)에 실제 이익조정이 감소하는 것으로 나타났다. 특히 이 연구는 Roychowdhury(2006)의 세 가지 실제 이익조정

-
- 7) 그런데 Duong(2010)의 연구에서 자본이 높은 가치의 기업은 다른 선행연구들에서 고평가된 자본을 측정하는 방법과 동일한 측정치를 이용하고 있다는 점에서 보면, 높은 가치(highly valued equity)의 기업과 고평가된(overvalued equity) 기업 간을 구분하여 분석을 수행한 것은 아니므로, 높은 가치의 기업과 고평가된 기업은 상호 교체가 가능한 용어일 수 있다. 즉 관련용어를 달리 표현한 것뿐이다.
- 8) Duong(2010)은 Jensen(2005)의 연구에서 논의되었던 자본이 고평가된 기업은 극단적으로 매우 높은 고평가(extremely high overvalued)의 기업을 의미하고, 그보다 다수의 높은 가치(highly valued)의 일반기업과는 구분되는 개념으로 보고 있다. Jensen(2005)의 논문은 매우 높은 고평가의 기업에 대한 대리비용 문제를 논의할 때 이들 기업의 경영자를 헤로인(managerial heroin)에 중독(addicts)된 것으로 묘사한 바 있다. 이와 달리, Duong(2010)의 논문은 Jensen(2005)에서 논의된 극단적인 고평가는 현실적으로 파악이 어렵고, 통상적인 다수의 높은 가치의 일반기업들은 지나치게 자본이 고평가되는 것을 장기적인 균형 측면에서 경영자는 이를 회피할 유인이 있다고 주장한다. 즉 Jensen(2005)에서 극단적으로 고평가된 기업의 경영자는 단기적 관점에서 이후 기간에 보고이익을 증가시킬 유인이 있을 수 있으나, 이런 단기 측면의 경영자의 행동은 장기적 측면에서는 기업가치를 파괴시킬 수 있다(Jensen 2005 ; Badertscher 2011). 따라서 장기적으로 높은 가치를 추구하려는 경영자는 이후 기간에 보고이익을 높이는 대신 시장의 기대치를 합리적인 수준으로 다시 조정하려는 시도를 위한 신호 도구(signaling tool)로서 이익조정을 통해서 보고이익을 하락시키는 방법을 선택할 수 있다(Duong 2010). 이와 같이 Jensen(2005)의 연구에서는 극단적으로 자본이 매우 높게 고평가된 기업의 경영자를 단기적인 관점에서 “헤로인의 중독”으로 묘사하고 있는 반면, 앞서와 대비되는 관점에서 Duong(2010)의 연구에서는 경영자의 헤로인 중독은 매우 큰 고통이 수반된다는 사실을 경영자가 경험을 통해 이미 알고 있기 때문에 기업에서 고평가된 자본 문제를 장기적 해독(long-term “detoxification”) 측면으로 논하였다.

측정치를 분석한 결과에서 비정상 재량적 지출과 비정상 생산원가의 두 가지 경우에서 고평가된 자본과 유의한 음(-)의 관계로 나타났다.⁹⁾ 따라서 이 연구는 높은 가치의 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기 이후 재량적 지출이 더 많고, 생산량을 감소시켜 보고이익을 하향조정한다는 결과를 제시하였다. 하지만 이 연구에서 높은 가치의 기업과 차기 이후의 재량적 발생액 간의 관계는 유의한 결과를 발견하지 못하였다. 그러한 점에서 Duong(2010)의 영국 자료를 이용한 분석결과는 앞서 미국 자료를 이용한 Badertscher(2011)의 연구와는 실제 이익조정의 결과는 상반된 증거를 보이고 있고, 재량적 발생액의 결과 역시 다른 증거를 제공한다.

Jensen(2005)의 추론을 직접적으로 살펴본 선행연구¹⁰⁾는 아니지만, Madhogarhia et al.(2009)의 연구는 성장주의 기업은 가치주의 경우보다 더 공격적으로 이익의 상향조정과 하향조정을 할 것으로 예상하였다. 따라서 이 연구는 재량적 발생액에 절대값을 취한 후 분석된 결과에서 성장주의 이익조정 정도가 가치주의 경우보다 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과에 기초해서 이 연구는 성장주가 가치주보다 정보비대칭 문제가 높다고 주장한다. 국내 연구로 안성운(2015)은 MB(market-to-book ; 시가-장부가) 비율로 측정된 기업의 성장성이 당기의 보고이익을 조정하기 위하여 실제 이익조정에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과, MB 비율은 기업의 실제 이익조정과 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 이 연구는 성장성이 높은 기업은 보고이익을 상향조정하기보다는 정치적 비용 및 법인세비용의 부담을 줄이고자 이익을 하향조정 한다고 해석하였다. 하지만 이 연구는 앞서의 선행연구들의 분석방법과 달리 MB 비율과 당기(t)의 실제 이익조정 간의 관계를 중심으로 살펴보고, 또한 고평가된 자본을 지시변수의 형태로 직접 고려한 결과가 아닌 MB 비율(예로, 연속변수)과 실제 이익조정 간의 단순 관련성만을 중심으로 살펴본 경우이다. 따라서 앞서의 두 선행연구는 Jensen(2005)에서 논의된 고평가된 기업의 차기 이후 경영자의 이익조정행태를 직접적으로 살펴본 분석결과와는 아닐 수 있다.

이상의 선행연구에 대한 결과를 종합해 보면, Jensen(2005)에서 주장되었던 주식의 고평가된 기업은 차기 이후의 주가를 유지하기 위한 수단으로 이익조정을 통해 보고이익을 상향조정한다는 결과를 발견한 연구(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015)와, 이와 달리 재량적 발생액 측면에서 이를 발견하지 못하거나 실제 이익조

9) Roychowdhury(2006)의 세 가지 실제 이익조정을 이용하여 보고이익을 상향조정하는 기업은 비정상 영업현금흐름의 감소, 비정상 생산원가의 증가, 비정상 재량적 지출의 감소를 통해 수행되는 반면에, 실제 이익조정을 이용하여 보고이익을 상대적으로 하향조정하는 기업은 비정상 영업현금흐름의 증가, 비정상 생산원가의 감소, 비정상 재량적 지출의 증가를 통해 가능하다.

10) 그 외에도 Jensen(2005)의 추론을 다룬 선행연구들은 다음과 같은 주제를 주로 연구하였다. 예를 들어, 고평가된 자본이 감사인의 감사위험을 증가시키는지를 감사보수나 감사시간을 이용하여 분석한 연구(Habib et al. 2013 ; 박종일 · 김수인 2019), 고품질의 감사인이 감사하면 고평가된 기업의 재량적 발생액을 억제시킬 수 있는지를 알아본 연구(Houmes et al. 2013), 고평가된 자본이 기업정책(예로, 부채비율과 현금보유)에 미치는 효과를 알아본 연구(Tsai et al. 2012), 그리고 고평가된 자본이 차기의 추가폭락 위험을 높이는지를 알아본 연구(Wang 2013) 등이 있다.

정 측면에서 오히려 하향조정 된다는 상반된 증거를 보고한 연구(Duong 2010)가 있어 아직까지 해당 주제는 혼재된(mixed) 증거가 보고되고 있음을 알 수 있다. 그러나 국내의 경우는 이와 관련된 직접적인 실증적 증거를 찾아보기는 어렵다.

2. 가설의 제시

앞서 선행연구의 검토에서 살펴본 바와 같이 국외의 연구들은 대체로 Jensen(2005)의 추론과 일치하게 주가가 고평가된 기업의 경영자는 그렇지 않은 경우보다 차기에 보고이익을 상향조정 한다는 결과를 보고하였다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011). 특히, Chi and Gupta(2009), Houmes and Skantz(2010)은 주가가 고평가된 기업과 차기연도의 재량적 발생액 간에 양(+)의 관계가 있음을 제시하고 있고, Badertscher(2011)의 연구는 자본이 고평가된 기업은 차기 이후 재량적 발생액뿐만 아니라 재량적 발생액의 사용이 기업에서 제약이 있을 때 실제 이익조정을 증가시킨다는 결과를 제시하고 있다. 이러한 측면에서 보면, 주가가 고평가된 기업의 경영자는 Jensen(2005)에서 제안된 추론처럼 차기 이후 보고이익을 증가시켜 주가의 고평가를 계속 연장시키려는 유인이 존재할 수 있다. 고평가의 원인에 관계없이 자본이 고평가된 기업은 장기적으로 평균으로 회귀할 수 있기 때문에 기본가치로 되돌아 갈 수 있다 (Coulton et al. 2015). 그러나 주가 하락에 따른 자본의 상대적 저평가는 경영자에게는 드물게 바라는 현상이다. 왜냐하면 경영자는 자사의 주가가 높을 때 전형적으로 더 많은 사적효익을 얻을 수 있기 때문이다. 즉 경영자의 부와 보상은 기업의 주가가 낮은 경우보다 높을 때, 또한 현금보상 대신 스톡옵션보상과 연계되어 있을 때 더 증가하게 되므로, 경영자는 주가의 고평가를 더 선호할 수 있다. 또한 주가가 낮은 상황보다 높은 상황일 때 경영자는 고용보장에 더 안정성이 높다. 이와 같이 높은 주가가 제공해 주는 잠재적 효익이 더 클 수 있기에 이와 관련된 동기로서 경영자는 자연스럽게 더 높은 주가를 선호한다. 따라서 고평가된 기업의 경영자 역시 미래에도 고평가된 상황을 연장시키기 위한 방법으로 기회주의적인 이익조정을 통해서 보고이익의 상향조정하는 행위에 관심을 가질 수 있다.

이와 달리, 고평가된 자본과 기업의 차기 이익조정 간의 관계는 경쟁적 이론(competing theory)도 존재한다. Duong(2010)은 앞서의 Jensen(2005)의 주장과 달리, 경쟁적 이론으로 주가가 고평가된 기업들은 장기적 균형(long-term equilibrium) 관점에서 근시안적 접근에 따라 단기의 주가하락을 회피하려는 행위(예로, Jensen(2005)의 주장)를 시도하기보다는 장기적으로 기업의 안정된 성장발전을 도모하기 위해서는 주가가 매우 극단적으로 높게 형성되는 것을 오히려 방지하기 위한 수단으로 보고이익의 하향조정을 통해서 시장의 기대치를 조정한다는 신호가설을 제안하였다. 이러한 데에는 고평가된 기업이 높은 주가를 유지하기 위하여 계속 이익조정을 통해 상향조정하면 보고이익 수치 게임의 악순환에 빠질 수 있고, 또한 계속적으로 시장의 기대를 충족시키기 위한 상향조정

의 시도는 미래에 실패할 가능성 역시 높고, 이러한 악재는 미래에 더 큰 주가붕괴를 발생시킬 수 있기 때문이다(Wang 2013). 그러한 점에서 앞서와 같은 악순환은 오히려 장기적으로 기업가치를 더 파괴시킬 수 있다(Badertscher 2011). 따라서 경영자는 보고이익을 높이는 선택도 가능하지만, 이를 낮추는 선택도 가능하므로 기업의 단기적 측면에서는 고평가된 기업이 차기 이후 보고이익을 상향조정할 유인도 있지만, 이러한 근시안적 측면보다는 장기적 측면을 고려하는 경영자라면 오히려 지나치게 높은 고평가를 초래시키는 것보다 높은 가치를 지속적으로 유지하는 방법으로 시장의 기대치를 조정하여 관리하기 위해 차기 이후 보고이익을 하향조정할 수도 있다. 즉 Duong(2010)을 제외한 앞서의 대부분의 선행연구들은 고평가된 기업의 장기적인 관점보다는 단기적 측면에서 경영자가 기회주의적으로 차기의 재량적 발생액을 증가시킬 것으로 보는 논의에만 초점을 두었다. 이와 달리, Duong(2010)은 보다 장기적 관점에서 기업의 미래 안정적 성장을 바라는 경영자는 주식이 고평가될 때 이를 관리하는 차원에서 이익조정을 통해 보고이익을 하향조정할 것으로 기대한 것이다. 이처럼 경영자의 이익조정행위는 기회주의적 측면도 있지만, 주식시장에 경영자의 사적 정보를 신호하는 역할¹¹⁾도 수행한다(Subramanyam 1996). 이런 측면에서 Duong(2010)은 고평가된 기업이 차기 이후 이익을 상향조정하는 기회주의적 행위보다는 경영자의 사적정보의 신호로서 이익을 낮추는 조정을 통해서 매우 높은 주가의 고평가에 따른 미래 악순환의 반복을 지양하고, 단기 조정에 따른 주가하락이 발생되더라도 장기적으로 더 높은 기업가치의 유지를 위해서는 보고이익을 관리할 것으로 기대한 것이다. 한편, 또 다른 관점으로 시장이 효율적이고 주가형성이 투자자들의 합리적인 기대치가 반영된 결과라면 주가가 높게 고평가된 기업은 시장이 기업의 성장기회를 파악하여 이를 주가에 반영시킨 결과일 수도 있다. 이런 경우로 고평가된 기업은 차기 이후 보고이익을 상향조정할 유인은 높지 않을 수 있다.

이와 같이 국내 상장기업들에서 고평가된 기업이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 차기 이후 주가를 계속 유지하기 위하여 이익을 상향조정할 것으로 기대하는 관점(이를 Jensen(2005)의 대리비용 가설)이 지지되는지, 아니면 고평가된 기업이 지나친 고평가를 우려해 장기적 균형 측면에서 차기 이후 이익을 하향조정하는 방법으로 관리할 것으로 기대하는 관점(이를 Duong(2010)의 신호가설)이 지지되는지는 결국, 검증가능한 실증적 의문에 귀결되는 사항으로 보인다. 따라서 본 연구는 앞서와 같은 두 가지의 경쟁적 가설(two competing hypothesis ; H1a vs. H1b)이 모두 존재할 수 있다는 점에서 다음과 같은 대립가설 모두를 제시한 후,¹²⁾ 이 중에서 어떤 가설이 국내 상장기업들에서 고평가된 자본과 차기 이후 이익조정 간의 관계에 대해 보다 잘 설명하는지를 실증분석을 통해 알아보고자 한다.

11) 예를 들어, Guay et al.(1996) 및 Subramanyam(1996)의 연구는 주식시장에서 경영자는 재량적 발생액을 기업성과(예로, 이익) 측면에서 투자자에게 자신의 사적정보를 전달하는 신호로써 이용할 수 있다고 주장한다.

12) 연구주제는 다르지만, 이러한 대립가설의 형태는 Ge and Kim(2014)의 연구에서 실제 이익조정과 채권 발행과의 관계를 살펴볼 때 이용된 바 있는 가설이다.

H1a : 다른 조건이 일정하다면 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기의 보고이익이 상향조정될 것이다. (agency costs hypothesis)

H1b : 다른 조건이 일정하다면 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기의 보고이익이 하향조정될 것이다. (signaling hypothesis)

III. 연구모형의 설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설계

본 연구의 목적은 주식이 고평가된 기업이 차기 이후 보고이익을 상향조정 또는 하향조정하는지를 실증적으로 알아보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 경영자의 두 가지 이익조정 수단인 재량적 발생액과 실제 이익조정을 중심으로 살펴본다. 대리비용 측면에서 Jensen(2005)이 주장했던 주식이 고평가된 기업의 경영자가 이후 기간에 주가를 계속 유지하기 위하여 보고이익을 상향조정할 유인이 있는지 또는 Duong(2010)에서 주장된 신호가설에 따라 하향조정 되는지를 살펴보기 위해서는 연구모형의 설계상에 관심변수와 종속변수 간에 시차(lag)의 고려가 필요하다. 따라서 본 연구는 앞서의 주제를 분석하는데 있어 다음과 같은 식(1) 및 식(2)의 시차모형을 이용하여 검증한다. 본 연구에서 시차의 고려는 종속변수가 t년도일 때 관심변수의 경우 t-1년도와 t-2년도의 두 기간을 중심으로 살펴본다.¹³⁾ 이는 관심변수를 t시점으로 볼 때 종속변수는 차기(t+1)년도와 차차기(t+2)년도에 해당하는 것이다. 한편, 통제변수의 경우는 종속변수와 같은 시점인 t년도를 중심으로 측정되었다.¹⁴⁾

$$DA_t = \beta_0 + \beta_1 OVE_{t-1,t-2} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEVE_t + \beta_4 GROW_t + \beta_5 CFO_t + \beta_6 lagTA_t + \beta_7 SEO_t + \beta_8 BIG4_t + \beta_9 AGE_t + \beta_{10} LOWN_t + \beta_{11} FORG_t + \beta_{12} MAKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$REM_t = \beta_0 + \beta_1 OVE_{t-1,t-2} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEVE_t + \beta_4 GROW_t + \beta_5 NI_t + \beta_6 SEO_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 AGE_t + \beta_9 LOWN_t + \beta_{11} FORG_t + \beta_{11} MAKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon_t \quad (2)$$

13) Duong(2010)과 Badertscher(2011)를 제외한 대부분의 선행연구들은 관심변수 OVE가 t년도일 때 종속변수는 차기(t+1)를 중심으로 살펴본 경우가 많다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Coulton et al. 2015). 따라서 본 연구는 앞서의 선행연구들을 준용하여 시차모형의 경우 t+1년도를 고려한 것이고, 이와 더불어 앞서의 선행연구보다 한 기간을 더 확장한 t+2년도에 대해서도 추가로 살펴본다. 본 연구는 종속변수가 t년도이고 관심변수가 t-1년도이면, 결과해석의 편의상 이를 ‘차기’로 논의하고, 종속변수가 t년도이고 관심변수가 t-2년도이면 이를 ‘차차기’로 설명하였다.

14) 본 연구에서 종속변수와 통제변수의 경우 같은 시점인 t년도로 설정한 이유는 통제변수는 종속변수를 설명하는 변수라는 측면에서 보면, 설명변수의 특성상에 종속변수를 설명할 때 같은 기간인 당기 자료의 경우가 전기나 전전기 자료의 경우보다 더 중요한 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

여기서, *Dependent variable* : *DA*, *REM*

DA = *t*년도 Kothari et al.(2005)의 ROA 성과통제 재량적 발생액

REM = *t*년도 Roychowdhury(2006)에 따라 추정된 AbnCFO, AbnPROD, AbnDEX를 합산하여 측정된 실제 이익조정

Test variable : *OVE*(*PER*, *PBR*, *AbnRET*)

PER = *t*-1, *t*-2년도 고평가된 자본에 대해 *PER*을 기준으로 5분위수(quintile)로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 해당하면 1, 아니면 0

PBR = *t*-1, *t*-2년도 고평가된 자본에 대해 *PBR*을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0

AbnRET = *t*-1, *t*-2년도 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 모형을 이용하여 Coulton et al.(2015)의 방법에 따라 추정된 잔차(ε) 값을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0

Control variables

SIZE = *t*년도 기초총자산의 자연로그 값

LEVE = *t*년도 총부채/총자산

GROW = *t*년도 (매출액_{*t*}-매출액_{*t-1*})/매출액_{*t-1*}

CFO = *t*년도 영업현금흐름/기초총자산

LagTA = *t*년도 전기의 총발생액

NI = *t*년도 당기순이익/기초총자산

SEO = *t*년도 유상증자를 한 기업이면 1, 아니면 0

BIG4 = *t*년도 감사인이 Big 4 회계법인 중 하나이면 1, 아니면 0

AGE = *t*년도 기업설립연수에 자연로그(예로, LN(1+설립연수))

LOWN = *t*년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)

FORG = *t*년도 외국인의 지분율

MAKT = *t*년도 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0

ΣIND = *t*년도 산업더미

ΣYD = *t*년도 연도더미

ε = 잔차항

*i*기업에 대한 아래첨자의 표시는 생략함.

종속변수의 경우 식(1)은 *DA*(재량적 발생액)이고, 식(2)은 *REM*(실제 이익조정)이다. 본 연구에서 식(1)의 *DA*는 Kothari et al.(2005)의 방법으로 측정된 ROA 성과통제 재량적 발생액이고, 식(2)의 *REM*은 Roychowdhury(2006)의 방법으로 추정된 세 가지 *REM*인 비정상 영업현금흐름(*AbnCFO*), 비정상 생산원가(*AbnPROD*), 비정상 재량적 지출(*AbnDEX*)을 개별 기업별로 다시 합산하여 측정된 변수이다. 본 연구는 Duong(2010) 및 Badertscher(2011)의 방법처럼 세 가지 *REM*을 합산된 측정치(예로, $REM = AbnCFO + AbnPROD + AbnDEX$)를 주된 결과로 보고하고, 또한 세 가지 개별적 *REM*의 경우도 살펴본다.¹⁵⁾ 결과해석의 편의를 위하여 선행연구의 방법과

15) *REM*을 분석한 연구들은 세 가지 개별 *REM*을 분석에 이용한 경우도 있고(Duong 2010 ; 김성혜 등 2012), 세 가지 *REM*을 종합한 경우로 분석한 연구도 있다(Badertscher 2011 ; Kim and Sohn 2013 ; 이

같이 본 연구는 AbnCFO와 AbnDEX에 (-1)를 곱하여 모두 보고이익이 상향조정되는 방향으로 해석이 가능하도록 REM을 측정하였다(Cohen and Zarowin 2010 ; Duong 2010 ; Ge and Kim 2014). DA와 REM의 구체적인 모형과 추정절차는 다음의 소절에서 설명한다.

식(1) 및 식(2)에서 공통된 관심변수는 $t-1$ 년도 또는 $t-2$ 년도로 측정된 고평가된 자본을 나타내는 OVE이다. 본 연구는 OVE의 대용치(proxy)로 선행연구들에서 주로 분석에 사용되었던 세 가지 측정치를 이용한다. 즉 PER(기말주가/주당순이익), PBR(기말주가/주당순자산) 및 AbnRET(비정상 시장가치의 추정치)이다.¹⁶⁾ 본 연구는 이들 세 가지 OVE의 대용치에 대해 고평가된 자본을 분석한 선행연구들에서 사용된 방법인 5분위수(quintile)를 이용한 지시변수(indicator variable)의 형태로 측정하였다.¹⁷⁾ 구체적으로, OVE의 각 대용치인 PER, PBR, AbnRET를 기준으로 표본을 5분위수로 나눈 후 가장 높은 상위 구간(top 20%)에 해당되면 1, 아니면 0인 지시변수이다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Wang 2013 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 · 김수인 2019). 본 연구는 앞서의 개별 세 가지 OVE 측정치를 주된 분석사항으로 살펴보고, 이들의 세 가지 결합된 측정치에 대해서도 Houmes and Skantz(2010) 및 Habib et al.(2013)의 방법을 준용하여 살펴본다. 예를 들어, OVE의 각 지시변수로 측정된 PER, PBR, AbnRET에 대해 합산한 값이 1이면 1, 아니면 0인 지시변수(이하 combined31), 합산한 값이 2이면 1, 아니면 0인 지시변수(combined32), 그리고 합산한 값이 3이면 1, 아니면 0인 지시변수(combined33)이다. 즉 combined31은株式이 고평가된 기업에 속하는 범주를 좀 넓게 포함한 방법이라면, combined33은 좁게 포함시킨 방법이다.

본 연구는 OVE와 DA 또는 REM 간의 관계를 분석할 때 모형에 고려된 통제변수는 선행연구인 최 관 · 박종일(2012), 박종일 · 전규안(2018), 전규안 · 박종일(2019) 등의 연구를 준용하여 설정하였다. 예를 들어, 모형식에 고려된 통제변수는 식(1)에서 종속변수가 DA인 경우 SIZE(기업

상호 등 2017).

16) OVE의 대용치로 PER은 Houmes and Skantz(2010), Habib et al.(2013)의 연구에서, PBR은 Habib et al.(2013), 박종일 · 김수인(2019)의 연구에서, 그리고 AbnRET는 Chi and Gupta(2009), Duong(2010), Wang(2013), Coulton et al.(2015) 등에서 이용된 방법이다.

17) 대부분의 선행연구들은 고평가된 자본의 대용치인 OVE를 분석상에 고려할 때 연속변수 대신 5분위수를 이용한 지시변수로 측정하였다. 선행연구에서 OVE를 연속변수 대신 지시변수로 측정한 데에는 Jensen(2005)의 주장에 기초하여株式이 고평가된 기업에 초점을 두기 위한 것과 관련이 있다. 즉 선행연구들은 Jensen(2005)에서 논의되었던株式이 고평가된 기업과 그렇지 않은 경우 간의 식별이 필요하여, 지시변수의 형태를 취한 것이라고 할 수 있다. 그러한 데에는 시장에서 주가가 고평가 되었다는 것은 그 해당 사항에 속한 기업들을 나타내는 것이지, 고평가된 여부를 판단하기 위해서 이용된 변수 자체의 연속성의 문제는 아닐 수 있기 때문이다. 이러한 측면에서 선행연구들은 OVE를 측정할 때 지시변수로 측정한 후 Jensen(2005)에서 논의된 주장에 따라 고평가된 기업과 그렇지 않은 경우 간에 $t+1$ 년도의 종속변수 DA(또는 REM)에 대해 어떤 유의한 차이가 있는지를 살펴본 것이다. 또한 본 연구의 민감도 분석에서는 Habib et al.(2013)의 연구에서 사용된 OVE를 4분위수(quartile)로 측정한 경우도 살펴본다.

규모), LEVE(부채비율), GROW(매출액의 성장성), CFO(영업현금흐름), lagTA(전기 총발생액), SEO(유상증자여부), BIG4(Big 4 감사인 여부), AGE(기업연수), LOWN(대주주 지분율), FORG(외국인 지분율), MAKT(시장유형) 등과 본 연구는 산업과 연도별 차이의 고정효과(fixed effect)를 통제하기 위해 ΣIND 과 ΣYD 인 산업과 연도 더미변수를 모형에 추가하였다. 한편, 식(2)에서 종속변수가 REM인 경우는 CFO 및 lagTA를 제외하고 대신 NI(당기순이익)을 통제하였다(Roychowdhury 2006 ; 박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019). 통제변수에 대한 측정과 정의는 식(2)의 하단의 사항과 같다.

통제변수의 선정 이유를 살펴보면 다음과 같다. 우선 SIZE, LEVE 및 GROW는 기업특성을 통제하기 위하여 모형에 고려되었다. SIZE는 모형식에서 추가로 고려하지 못한 생략된 변수들에 대한 대응변수의 역할을 한다(Ashbaugh et al. 2003). 선행연구들은 통상적으로 규모가 크면 이익조정 유인이 상대적으로 낮아진다고 보고 있다(Tong and Miao 2011 ; 최 관 · 박종일 2012). 또한 선행연구들은 기업의 부채비율(LEVE)이 높거나 성장성(GROW)이 높을 때 경영자의 기회주의적인 이익조정이 증가된다고 보고 있다(DeFond and Jambalvo 1994 ; Tong and Miao 2011 ; 최 관 · 박종일 2012).¹⁸⁾ CFO와 lagTA는 종속변수가 DA일 때 수익성과 반전효과를 통제하기 위해 고려된 변수이고, NI는 종속변수가 REM일 때 CFO 대신 수익성을 통제하기 위해 고려된 변수이다(Roychowdhury 2006 ; 박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019). 선행연구들은 대체로 CFO와 lagTA는 DA와 음(-)의 관계를(Dechow et al. 1995 ; 최 관 · 박종일 2012), NI는 REM과 음(-)의 관계를 기대한다(김지홍 등 2008 ; 박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019). ISSUE의 경우 선행연구들은 유상증자를 통해 주식을 신규발행 하는 기업은 이익조정행위가 증가될 것으로 기대한다(Teoh et al. 1998 ; Cohen and Zarowin 2010 ; 최 관 · 백원선 1999). BIG4는 감사품질의 차이를 통제하기 위한 변수이다. 선행연구들은 Big 4 감사인이 그렇지 않은 경우보다 고품질의 감사서비스를 제공한다고 주장한다(Becker et 1998 ; Ashbaugh et al. 2003 등). 따라서 BIG4는 이익조정과 음(-)의 관계가 기대된다. AGE는 기업의 영업주기 변화를 통제하기 위해 모형에 고려되었다(Myers et al. 2003 ; 최 관 · 박종일 2012). 또한 소유구조의 영향을 통제하기 위하여 LOWN와 FORG를 모형식에 고려하였다. 선행연구들은 지배주주 지분율이 높을수록 지배주주의 사적이익 추구활동에 따라 보고이익이 상향조정 될 것으로 기대한다(박종일 2003 ; 이아영 등 2012 ; 박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019). 반면, FORG의 경우 선행연구들은 외국인 지분율이 높을 때 경영자에 대한 모니터링 효과를 기대한다는 점에서 보고이익의 상향조정행위가 억제될 것으로 보고 있다(김성혜 등 2012 ; 박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019). MAKT는 시장간 차이를 통제하기 위하여 모형에 고려하였다. 선행연구

18) 그러나 예상과 달리 국내 실증결과에서는 LEVE와 DA 간에 음(-)의 관계를 보고한 연구가 많고(박종일 2003 ; 박종일 · 최 관 2009 ; 최 관 · 박종일 2012 ; 전규안 · 박종일 2019 등), 또한 LEVE와 REM 간에 음(-)의 관계를 보고한 연구도 있다(김희규 · 신승묘 2019).

구들은 코스닥시장에 속한 기업이 유가증권기업보다 이익조정행위가 더 높을 것으로 기대한다(윤순석 2001 ; 이아영 등 2012 ; 박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019).

하지만 앞서의 통제변수와 종속변수 간의 관계는 선행연구에 따라서는 다른 증거를 보고한 연구들도 있고, 또한 본 연구는 종속변수가 DA뿐 아니라 REM인 경우도 있어 이들에 대한 부호 예측이 일률적인 한 방향의 기대가 어려운 측면도 있으므로, 결국 통제변수의 결과는 실증적 사항이다.

2. DA, REM 및 AbnRET의 추정모형

식(1)의 종속변수인 DA(재량적 발생액)의 추정은 Kothari et al.(2005)의 모형을 이용하였다. 그 모형식은 다음의 식(3)과 같다. DA의 추정과정은 산업-연도별의 횡단면 분석을 이용하여 추정된다.¹⁹⁾ 여기서 DA는 식(3)의 회귀분석을 통해서 추정된 개별기업에 대한 잔차(ε) 값이다. 이렇게 추정된 잔차 값이 클수록(작을수록) 보고이익의 상향조정(하향조정)이 증가하는 것으로 해석한다(Kothari et al. 2005).

$$TA_t/A_{t-1} = \kappa_0 + \kappa_1(1/A_{t-1}) + \kappa_2[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \kappa_3(PPE_t/A_{t-1}) + \kappa_4ROA_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, TA = t년도 당기순이익-영업현금흐름
 A = t년도 기초총자산
 ΔREV = t년도 매출액의 변화
 ΔREC = t년도 매출채권의 변화
 PPE = t년도 유형자산(토지 및 건설중인 자산은 제외)
 ROA = t년도 당기순이익/기초총자산
 ε = 잔차항

식(2)의 종속변수인 REM(실제 이익조정)의 추정은 Roychowdhury(2006)의 모형을 이용하였다. 그 모형식은 다음의 식(4)부터 식(6)까지와 같다. Roychowdhury(2006)는 REM의 세 가지 추정치를 제안할 때 실물거래활동을 통한 이익조정과 관련된 매출액의 조작, 과잉생산을 이용한 매출원가의 축소, 재량적 지출의 감소를 통해 당기 보고이익이 상향조정될 것으로 보았다. REM의 추정과정은 앞서 DA와 유사한 절차로 이루어진다. 식(4)부터 식(6)까지의 회귀분석을 통해 추정된 개별기업의 잔차(ε) 값이 각각 비정상 영업현금흐름(이하 AbnCFO), 비정상 생산원가(AbnPROD) 및 비정상 재량적 지출(AbnDEX)이다. 이 잔차 값이 클수록(작을수록) 보고이익의 상향조정(하향조정)이 증가하는 것으로 해석한다.

19) 본 연구는 DA 그리고 다음의 REM의 추정시 KISVALUE의 산업분류 중 중분류 기준을 이용하였고, 산업-연도별로 최소 20개 이상의 관찰치를 대상으로 추정하였다(박종일 · 전규안 2018 ; 전규안 · 박종일 2019).

$$CFO_t/A_{t-1} = \kappa_0 + \kappa_1(1/A_{t-1}) + \kappa_2(REV_t/A_{t-1}) + \kappa_3(\Delta REV_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \kappa_0 + \kappa_1(1/A_{t-1}) + \kappa_2(REV_t/A_{t-1}) + \kappa_3(\Delta REV_t/A_{t-1}) + \kappa_4(\Delta REV_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$DEX_t/A_{t-1} = \kappa_0 + \kappa_1(1/A_{t-1}) + \kappa_2(REV_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서, CFO = t년도 영업현금흐름
 $PROD$ = t년도 생산원가(=매출원가+△재고자산)
 DEX = t년도 재량적 지출²⁰⁾
 A = t년도 기초총자산
 REV = t년도 매출액
 ΔREV = t년도 매출액의 변화
 ε = 잔차항

다음으로, 본 연구의 관심변수 OVE 중 하나인 AbnRET(비정상 시장가치)는 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 방법에 기초한 추정모형을 통해 측정된다. 그 모형식은 다음의 식(7)과 같다. AbnRET의 추정모형은 식(7)에서 종속변수가 MV(자기자본의 시장가치)이고, 설명변수로는 BV(자기자본의 장부가치), NI(당기순이익), I(손실여부) 그리고 LEVE(부채비율)에 의해 시장가치가 결정된다고 보고 있다. 선행연구들은 고평가된 자분을 파악하기 위하여 식(7)의 모형을 앞서의 추정절차와 유사하게 산업-연도별로 회귀분석한 후 얻어진 개별기업의 잔차(ε)를 이용하였다(Chi and Gupta 2009 ; Duong 2010 ; Wang 2013 ; Coulton et al. 2015). 그런 후 AbnRET는 선행연구의 방법과 유사하게 또한 앞서 OVE의 측정방법처럼 본 연구는 식(7)을 통해 추정된 개별기업에 대한 잔차(ε) 값을 기준으로 표본을 5분위수로 나눈 후 가장 높은 상위 구간(top 20%)에 해당되면 1, 아니면 0인 지시변수로 측정하였다. 본 연구는 이를 AbnRET로 칭한다.

$$MV_t = \kappa_0 + \kappa_1 BV + \kappa_2 NI + \kappa_3 I + \kappa_4 LEVE_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

여기서, MV = t년도 자기자본의 시장가치에 자연로그
 BV = t년도 자기자본의 장부가치에 자연로그
 NI = t년도 당기순이익의 절대값을 취한 후 다시 자연로그
 I = t년도 당기순이익이 음(-)이면 1, 아니면 0
 $LEVE$ = t년도 총부채/총자산
 ε = 잔차항

20) 본 연구는 최중서·곽영민(2010)의 방법에 따라 DEX(판매비와 관리비)를 측정하였다. 한편, 김지홍 등(2008)의 방법으로 측정한 경우도 결과는 앞서의 방법과 질적으로 동일한 것으로 나타났다.

3. 표본의 선정

본 연구는 2003년부터 2019년까지 한국거래소에 상장된 유가증권 및 코스닥기업 중에서 다음 조건을 충족하는 표본을 분석대상으로 선정하였다. 첫째, 금융업이 아닌 12월이 결산인 기업, 둘째, 자본잠식이 아닌 기업과 비적정 감사의견을 받지 않은 기업, 셋째, 식(1) 및 식(2)의 모형을 이용할 때 분석에 필요한 자료가 존재하는 기업이다. 본 연구는 분석에 필요한 자료를 NICE 평가정보(주)의 KISVALUE를 통해 추출하였다. 다만, 대주주 지분율 자료는 (사)한국상장회사협의회 TS2000을 이용하였다.

본 연구는 식(1)과 식(2)에서 종속변수와 관심변수 간에 시차모형이 분석에 고려된다는 점에서 종속변수와 통제변수는 2003년부터 2019년까지 자료이나, 관심변수에서 1년 시차의 경우 2002년부터 2018년까지, 또한 2년 시차의 경우는 2001년부터 2017년까지의 자료가 이용된다. 식(1) 및 식(2)의 변수 측정과, 또한 앞서의 조건을 모두 충족하는 최종표본은 관심변수(OVE)를 기준으로 볼 때 1년 시차가 고려되는 경우 PER 및 PBR 표본은 21,879개 기업/연 자료이고, AbnRET 표본은 추정과정이 필요하여 앞서보다 축소된(reduced) 20,599개 기업/연 자료이다. 또한 2년 시차의 경우 PER 및 PBR 표본을 기준으로 할 때 21,807개 기업/연 자료이고, AbnRET 표본은 19,062개 기업/연 자료이다. 또한 본 연구는 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 변수들에 대하여 자연로그 값을 취한 경우와 더미변수를 제외한 나머지 변수들은 상·하위 1%에서 조정(winsorization)한 후 분석하였다.

아래의 <표 1>은 앞서 표본이 가장 많았던 1년 시차의 경우인 PER 및 PBR 표본을 중심으로 한 산업별 분포를 보고하였다. 지면관계상 중분류 대신 대분류로 보고하였다. 또한 전체표본과 시장유형별로 같이 보고하였다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	%	빈도수	%	빈도수	%
제조업	14,244	65.1%	6,066	64.6%	8,178	65.5%
건설업	775	3.5%	435	4.6%	340	2.7%
도매 및 소매업	1,671	7.6%	723	7.7%	948	7.6%
서비스업	4,369	20.0%	1,583	16.8%	2,786	22.3%
기타	820	3.7%	588	6.3%	232	1.9%
합계	21,879	100.0%	9,395	100.0%	7,339	100.0%

주1) 산업은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 제시된 대분류로 보고함.

주2) 분석기간의 경우 종속변수를 기준으로 2003년부터 2019년까지 자료임.

<표 1>을 보면, 전체표본의 경우 제조업이 65.1%로 표본이 가장 많고, 이를 구분한 KOSPI와 KOSDAQ 표본 역시 64.6%와 65.5%로 앞서의 경우와 유사하다. 다음으로, 전체표본에서 서비스업이 20.0%로 나타났고(KOSPI 표본 : 16.8%, KOSDAQ 표본 : 22.3%), 이를 제외하면 나머지 산업은 10% 이내로 나타났다. 예를 들어, 전체표본의 경우 도매와 소매업이 7.6%, 건설업 3.5%, 기타 3.7%이다. 이러한 분포는 표본을 KOSPI와 KOSDAQ로 나눈 경우에도 유사하다.

IV. 실증분석의 결과

1. 기술통계

모형에 이용된 변수의 기술통계는 <표 2>에 보고하였다. 지면상 앞서와 같이 분석에 이용된 표본의 수가 가장 많았던 1년 시차의 경우인 PER 및 PBR 표본을 중심으로 기술통계를 보고하였다.

표에서 종속변수 DA(재량적 발생액)의 평균(중위수)은 0.001(0.001)이고, REM(실제 이익조정)의 경우는 0.013(0.028)이다.²¹⁾ 관심변수 OVE에 대한 대용치인 PER(주가/주당순이익), PBR(주가/주당순자산) 및 AbnRET(비정상 시장가치)의 변수들은 모두 5분위수를 이용한 지시변수로 측정되었기 때문에 평균은 0.2이고, 최솟값과 최댓값의 경우 각각 0과 1로 같은 값이다.²²⁾

통제변수의 경우 평균(중위수)을 중심으로 살펴보면, 기업특성인 SIZE(기업규모)의 평균(중위수)은 25.748(25.481)이다. 이 변수의 자연로그를 취하기 전의 값이 872,164(116,459)백만원이었다. LEVE(부채비율)은 0.393(0.391)로 나타나 자본구성 측면에서 자기자본이 타인자본보다 높게 나타났다. GROW(매출액의 성장성)의 경우 0.089(0.044)이고, CFO(영업현금흐름)은 0.048(0.045)이며, NI(당기순이익)의 경우 0.018(0.030)로 모두 양(+)의 값이다.

21) DA의 경우 전체 상장기업을 대상으로 추정하였기 때문에 추정 당시의 평균은 영(0)에 근접된 수치였으나, 표본의 조건에 따라 이후 제외된 기업들이 발생되므로 평균은 영(0)과 차이를 보일 수 있다. 또한 본 연구에서 REM은 AbnCFO, AbnPROD, AbnDEX의 세 가지 측정치를 합산한 값이다. 이들 모두는 추정시 잔차의 평균이 영(0)이지만, 이후 표본의 선정조건에 따라 제외된 변수와 변수의 극단치 조정과정에 기인하여 표본의 평균이 음(-)의 값이 나타난 것으로 보인다. 표에 보고하지는 않았으나, REM의 구성인 AbnCFO, AbnPROD, AbnDEX의 평균(중위수)은 각각 0.004(0.004), 0.006(0.014), 0.002(0.014)였다.

22) 5분위수를 이용한 지시변수로 측정하기 전의 PER, PBR, AbnRET의 각 평균(중위수)은 16.889(8.754), 4.338(0.960), 0.007(-0.040)이었다. 즉 PER의 평균이 16.889이므로, 국내 상장기업들은 평균적으로 주가가 주당순이익의 대략 16.9배이고, 이는 주당순이익 1원이 주식시장에서 16.9원으로 평가된다는 것을 의미한다. 또한 평균적으로 주가가 주당순자산의 대략 4.4배이므로, 주당순자산 1원이 주식시장에서 4.4원으로 평가되고 있음을 나타낸다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최솟값	최댓값
<i>DA</i>	21,879	0.001	0.001	0.082	-0.626	0.656
<i>REM</i>	21,879	0.013	0.028	0.288	-3.393	2.280
<i>PER</i>	21,879	0.200	0.000	0.400	0.000	1.000
<i>PBR</i>	21,879	0.200	0.000	0.400	0.000	1.000
<i>AbnRET</i>	20,599	0.200	0.000	0.400	0.000	1.000
<i>SIZE</i>	21,879	25.748	25.481	1.428	20.011	33.020
<i>LEVE</i>	21,879	0.393	0.391	0.200	0.033	0.877
<i>GROW</i>	21,879	0.089	0.044	0.357	-0.683	2.028
<i>CFO</i>	21,879	0.048	0.045	0.097	-0.262	0.337
<i>lagTA</i>	21,879	-0.027	-0.023	0.106	-0.408	0.328
<i>NI</i>	21,879	0.018	0.030	0.111	-0.465	0.280
<i>SEO</i>	21,879	0.212	0	0.409	0	1
<i>BIG4</i>	21,879	0.519	1	0.500	0	1
<i>AGE</i>	21,879	3.229	3.296	0.607	1.386	4.812
<i>LOWN</i>	21,879	0.401	0.395	0.165	0.074	0.786
<i>FORG</i>	21,879	0.070	0.020	0.112	0	0.542
<i>MAKT</i>	21,879	0.571	1	0.495	0	1

주1) 변수 정의 : *DA*=*t*년도 Kothari et al.(2005)의 ROA 성과통제 재량적 발생액 ; *REM*=*t*년도 Roychowdhury (2006)에 따라 추정된 AbnCFO, AbnPROD, AbnDEX를 합산하여 측정된 실제 이익조정, 다만 AbnCFO와 AbnDEX에 대해서는 (-1)을 곱한 후 *REM*이 계산됨 ; *PER*=*t*-1, *t*-2년도 고평가된 자본에 대해 *PER*을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수(top 20%)에 해당하면 1, 아니면 0 ; *PBR*=*t*-1, *t*-2년도 고평가된 자본에 대해 *PBR*을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0 ; *AbnRET*=*t*-1, *t*-2년도 Rhodes-Kropf et al.(2005)의 모형을 이용하여 Coulton et al.(2015)의 방법에 따라 추정된 잔차(e) 값을 기준으로 5분위수로 나눈 후 상위 1분위수에 해당하면 1, 아니면 0 ; *SIZE*= *t*년도 기초총자산의 자연로그 값 ; *LEVE*=*t*년도 총부채/총자산 ; *GROW*=*t*년도 (매출액_{*t*}-매출액_{*t-1*})/매출액_{*t-1*} ; *CFO*=*t*년도 영업현금흐름/기초총자산 ; *lagTA*=*t*년도 전기의 총발생액 ; *NI*=*t*년도 당기순이익/기초총자산 ; *SEO*= *t*년도 유상증자를 한 기업이면 1, 아니면 0 ; *BIG4*= *t*년도 감사인이 Big 4 회계법인 중 하나이면 1, 아니면 0 ; *AGE*=*t*년도 기업설립연수에 자연로그(예로, LN(1+설립연수)) ; *LOWN*=*t*년도 대주주 지분율(특수관계자 포함) ; *FORG*=*t*년도 외국인의 지분율 ; *MAKT*=*t*년도 코스닥시장에 속한 기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2003년부터 2019년까지 자료가 통합된 결과임.

lagTA(전기 총발생액)은 -0.027(-0.023)이고, *SEO*(신주발행여부)의 평균은 0.212로 대략 표본의 21%에서 신주를 발행한 것으로 나타났다. *BIG4*(감사인 규모)의 평균은 0.519로 표본의

51.9%에서 상장기업들이 Big 4 감사인을 선임하고 있다. AGE(기업의 설립연수)의 평균(중위수)은 3.229(3.296)이고,²³⁾ LOWN(대주주 지분율)의 평균과 중위수는 0.401과 0.395로 나타나 국내 상장기업들에서 지분율이 높은 지배주주가 존재함을 알 수 있다. FORG(외국인 지분율)의 평균과 중위수는 0.070과 0.020로 차이가 있다. 이는 외국인투자자의 경우 보다 선호되는 주식에 집중투자를 한 결과로 보인다. MAKT(시장유형)의 평균은 0.571로 나타나 표본의 경우 유가증권 시장에 속한 기업보다 코스닥기업이 더 많다.

<표 3>은 주식의 고평가 정도와 이익조정 간의 관계를 나타내었다. 특히 <표 3>의 경우 OVE(PER, PBR, AbnRET)의 5분위수에 기초하여 포트폴리오를 구성한 후 각 5분위수의 구간에 해당되는 DA 및 REM의 평균을 제시하였다. 또한 표의 오른쪽 란에는 상위 20%(Q1)와 하위 20%(Q5) 간의 평균에서의 차이와 t 검증의 결과를 보고하였다. 표를 보면, PER을 제외한 나머지 PBR과 AbnRET의 경우는 Q1에서 Q5로 갈수록 DA와 REM은 단조롭게 증가하는 패턴을 보이고 있다. 즉 상위 20% 구간(Q1)에 속하면 DA와 REM의 평균이 하위 20% 구간(Q5)과 비교해 더 낮은 값이다. 예를 들어, Panel B에서 DA의 경우 PBR의 Q1이 -0.0052이면, Q5는 0.0068로 이들의 평균차이는 -0.012로 1%에서 중요한 차이를 보인다. 이와 유사하게 REM의 경우도 PBR의 Q1이 -0.0256이면, Q5는 0.0535로 이들 간 평균차이는 -0.0781로 1%에서 유의한 차이를 보인다. 이러한 패턴은 Panel C에서 AbnRET의 경우일 때도 앞서 Panel B와 전반적으로 유사한 패턴이 나타나고 있다. 또한 Panel A에서 OVE의 대용치가 PER일 때 Q1 구간의 DA는 0.0006인 반면에, Q5 구간의 DA는 0.0071로 나타나 이들 간 평균차이는 -0.0065로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 차이를 보이고, 마찬가지로 Q1 구간의 REM은 0.0032인 반면에, Q5 구간의 REM은 0.0762로 나타나 이들 간 평균차이는 -0.073으로 역시 1% 수준에서 유의한 차이를 보여 앞서 살펴본 Panel B와 C의 경우와 질적으로 유사하다. 즉 본 연구에서 이용된 세 가지 OVE의 대용치(PER, PBR, AbnRET) 모두 상위 20%에 속한 고평가된 구간(Q1)이 하위 20%에 속한 저평가된 구간(Q5)과 비교할 때 DA와 REM 모두 유의적으로 낮게 나타났다. 이를 요약하면 <표 3>의 결과는 고평가된 구간의 기업들이 저평가된 기업들보다 재량적 발생액과 실제 이익조정 수준 모두가 더 낮다는 것을 보여준다. 이는 통제변수가 고려되지 않은 결과이긴 하나, H1a(대리비용 가설)보다 H1b(신호가설)가 지지되는 증거이다.

23) 자연로그를 취하기 전의 설립연수의 평균(중위수)은 24(26)년이었다.

〈표 3〉 OVE를 5분위수로 구분한 경우의 종속변수 특성

Panel A : OVE의 대용치=PER						
Dependent variable	Q1 (high PER)	Q2	Q3	Q4	Q5 (low PER)	Q1-Q5 Diff.
DA	0.0006	-0.0036	-0.0047	0.0035	0.0071	-0.0065***
REM	0.0032	-0.0205	-0.0250	0.0259	0.0762	-0.0730***
N	4,376	4,376	4,376	4,376	4,375	21,879
Panel B : OVE의 대용치=PBR						
Dependent variable	Q1 (high PBR)	Q2	Q3	Q4	Q5 (low PBR)	Q1-Q5 Diff.
DA	-0.0052	-0.0026	-0.0006	0.0045	0.0068	-0.0120***
REM	-0.0256	-0.0001	0.0036	0.0320	0.0535	-0.0791***
N	4,376	4,376	4,376	4,376	4,375	21,879
Panel C : OVE의 대용치=AbnRET						
Dependent variable	Q1 (high AbnRET)	Q2	Q3	Q4	Q5 (low AbnRET)	Q1-Q5 Diff.
DA	-0.0064	-0.0033	0.0010	0.0040	0.0066	-0.0130***
REM	-0.0449	-0.0016	0.0171	0.0330	0.0671	-0.1120***
N	4,120	4,120	4,120	4,120	4,119	20,599

주1) 변수 정의는 <표 2>와 같음.

주2) Q1부터 Q5까지의 수치는 평균이고, “Q1-Q5 Diff”는 평균차이임.

주3) ***는 0.01 수준에서 통계적으로 유의함(양측검증).

2. 상관관계

<표 4>는 분석에 이용된 변수들의 피어슨 상관관계를 보여준다. 관심변수의 경우 지면상 앞서와 같이 t-1년도의 OVE를 중심으로 보고하였다. 표를 보면, 관심변수 PER, PBR, AbnRET는 대체로 종속변수 DA 또는 REM에 대해 모두 음(-)의 상관성을 보이고 있다. 다만, PER만 DA에 대해 통계적인 유의성이 나타나지 않았다. 따라서 단순 상관성의 결과에서는 대체로 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기의 이익조정(예로, 재량적 발생액, 실제 이익조정) 수준이 더 낮게 나타났다. 이는 앞서 <표 3>의 경우와 같이 단순 상관성의 결과 역시 H1a(대리비용 가설)보다 H1b(신호가설)이 지지되는 증거이다.

〈표 4〉 변수의 상관관계

Variable	DA	REM	PER	PBR	AbnRET	SIZE	LEVE	GROW	CFO	lagTA	NI	SEO	BIG4	AGE	LOWN	FORG	MAKT
<i>DA</i>	1																
<i>REM</i>	0.406 (0.000)	1															
<i>PER</i>	0.000 (0.993)	-0.017 (0.010)	1														
<i>PBR</i>	-0.036 (0.000)	-0.067 (0.000)	0.189 (0.000)	1													
<i>AbnRET</i>	-0.042 (0.000)	-0.103 (0.000)	0.139 (0.000)	0.397 (0.000)	1												
<i>SIZE</i>	-0.009 (0.197)	-0.057 (0.000)	0.020 (0.003)	-0.101 (0.000)	0.037 (0.000)	1											
<i>LEVE</i>	0.048 (0.000)	0.152 (0.000)	-0.039 (0.000)	0.037 (0.000)	-0.002 (0.743)	0.164 (0.000)	1										
<i>GROW</i>	0.123 (0.000)	0.002 (0.738)	0.014 (0.041)	0.072 (0.000)	0.048 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.038 (0.000)	1									
<i>CFO</i>	-0.703 (0.000)	-0.468 (0.000)	-0.015 (0.027)	-0.015 (0.030)	0.045 (0.000)	0.109 (0.000)	-0.152 (0.000)	0.091 (0.000)	1								
<i>lagTA</i>	0.030 (0.000)	0.015 (0.028)	0.059 (0.000)	-0.094 (0.000)	-0.018 (0.010)	0.078 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.002 (0.731)	0.031 (0.000)	1							
<i>NI</i>	0.055 (0.000)	-0.254 (0.000)	-0.011 (0.095)	-0.085 (0.000)	0.006 (0.368)	0.160 (0.000)	-0.270 (0.000)	0.189 (0.000)	0.517 (0.000)	0.172 (0.000)	1						
<i>SEO</i>	0.032 (0.000)	0.043 (0.000)	0.006 (0.000)	0.197 (0.000)	0.089 (0.000)	-0.160 (0.000)	0.067 (0.000)	0.064 (0.050)	-0.147 (0.000)	-0.100 (0.000)	-0.226 (0.000)	1					
<i>BIG4</i>	-0.017 (0.011)	-0.073 (0.000)	0.014 (0.046)	-0.012 (0.075)	0.054 (0.000)	0.374 (0.000)	0.041 (0.000)	-0.014 (0.045)	0.102 (0.000)	0.020 (0.003)	0.109 (0.000)	-0.075 (0.000)	1				
<i>AGE</i>	0.041 (0.000)	0.060 (0.000)	0.008 (0.232)	-0.151 (0.000)	-0.109 (0.000)	0.317 (0.000)	0.074 (0.000)	-0.070 (0.000)	-0.061 (0.000)	0.053 (0.000)	0.020 (0.003)	-0.169 (0.000)	0.028 (0.000)	1			
<i>LOWN</i>	0.006 (0.385)	-0.013 (0.064)	-0.021 (0.002)	-0.184 (0.000)	-0.109 (0.000)	0.104 (0.000)	-0.086 (0.000)	-0.002 (0.769)	0.104 (0.000)	0.120 (0.000)	0.218 (0.000)	-0.301 (0.000)	0.113 (0.000)	0.139 (0.000)	1		
<i>FORG</i>	-0.071 (0.020)	-0.174 (0.000)	-0.014 (0.046)	0.078 (0.000)	0.151 (0.000)	0.477 (0.000)	-0.086 (0.000)	0.002 (0.769)	0.202 (0.000)	0.016 (0.016)	0.213 (0.000)	-0.064 (0.000)	0.252 (0.000)	0.068 (0.000)	-0.055 (0.000)	1	
<i>MAKT</i>	-0.032 (0.000)	-0.019 (0.005)	0.023 (0.001)	0.132 (0.000)	0.060 (0.000)	-0.543 (0.000)	-0.117 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.005 (0.508)	-0.062 (0.000)	-0.077 (0.000)	0.182 (0.000)	-0.249 (0.000)	-0.428 (0.000)	-0.144 (0.000)	-0.249 (0.000)	1

주1) 변수 정의는 <표 2>와 같음. 다만, PER, PBR, AbnRET는 t-1년도 측정치로 보고함.
 주2) 분석기간은 종속변수를 기준으로 2003년부터 2019년까지 자료가 통합된 결과임.
 주3) 괄호의 수치는 p값을 나타냄(양측검증).

하지만 앞서의 사항은 두 변수 간의 상관성을 중심으로 살펴본 결과로, 종속변수에 영향을 줄 수 있는 통제변수가 고려된 회귀분석 결과를 통해서 보다 정확한 정황을 파악할 필요가 있다.²⁴⁾

종속변수 DA와 REM 간에 유의한 양(+)의 상관성을 보이고 있어 선행연구와 일치한다(박종일·전규안 2018). 그리고 관심변수인 PER, PBR, AbnRET 간에도 모두 유의한 양(+)의 상관성이 있는 것으로 나타났다. 기타 통제변수의 경우 종속변수가 DA일 때 부채비율(LEVE), 매출액 성장성(GROW), 전기 총발생액(lagTA), 유상증자(SEO), 기업연수(AGE)는 DA에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, 감사인 규모(BIG4), 외국인지분율(FORG), 시장유형(MAKT)은 DA에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 보이고 있다. 이러한 관계는 종속변수가 REM의 경우도 유사하다. 다만, REM의 경우 기업규모(SIZE), 기업성과인 당기순이익(NI), 대주주 지분율(LOWN)에서 추가로 종속변수 REM에 대해 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 한편, 통제변수와 OVE(PER, PBR, AbnRET) 간의 관계는 OVE의 대용치 모두와 공통되게 일관된 방향으로 유의성이 나타난 변수는 GROW, SEO, LOWN, MAKT이다. 앞서의 상관성으로 볼 때 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 매출액의 성장성이 높고, 유상증자를 실시한 가능성이 높고, 대주주 지분율은 낮으며, 코스닥기업에 속한 경우와 양(+)의 상관성이 있다.

3. 재량적 발생액을 이용한 회귀분석결과

식(1)의 모형을 이용하여 종속변수가 재량적 발생액 측면에서 가설 1을 검증한 회귀분석 결과는 <표 5>에 보고하였다. 모형 1부터 3까지는 관심변수 OVE를 t-1년도로 측정된 경우이고, 모형 4부터 6까지는 OVE를 t-2년도로 측정된 경우이다. 또한 모형 1, 4는 OVE의 대용치를 PER로 측정된 경우이고, 모형 2, 5는 OVE를 PBR로 측정된 경우이며, 모형 3, 6은 OVE를 AbnRET로 측정된 경우이다. 이들 관심변수 모두는 선행연구의 방법처럼 5분위수를 이용한 지시변수이다(Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Coulton et al. 2015 등). 회귀분석의 수행시에 식(1)의 고려된 산업과 연도 더미변수(ΣIND , ΣYD)가 모두 포함되어 분석되었으나, 지면상 이들의 보고는 생략한다. 따라서 <표 5>에 보고된 사항은 산업과 연도에 기인한 고정효과(fixed effect)가 통제된 결과이다.

<표 5>를 보면, 모형의 설명력을 나타내는 Adj. R^2 는 모형 1부터 6까지 대략 0.571~0.573 사이로 높은 편이다.²⁵⁾

24) 지면상 표에 제시되지 않았으나, t-2년도 OVE의 경우도 표에 보고된 t-1년도 OVE와 질적으로 유사한 결과였다. 예를 들어, t-2년도 PER, PBR, AbnRET는 DA와 상관성이 각각 -0.010, -0.030, -0.050으로 PER만 유의하지 않고 나머지는 1%에서 통계적으로 유의하였다. 또한 t-2년도 PER, PBR, AbnRET는 REM와 상관성이 각각 -0.023, -0.060, -0.100으로 모두 1%에서 유의했다. 즉 전반적으로 t-2년도 OVE 대용치는 종속변수 DA 또는 REM에 대해 음(-)의 상관성을 가지고 있다.

25) <표 5>의 회귀분석에 따른 결과에서 변수들 간의 다중공선성 문제를 확인하기 위하여 분산팽창요인

〈표 5〉 고평가된 자본과 재량적 발생액(DA) 간의 회귀분석 결과

Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수 = DA_t					
		관심변수 = OVE_{t-1} 추정치			관심변수 = OVE_{t-2} 추정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	?	-0.077*** [-7.657]	-0.070*** [-6.981]	-0.086*** [-8.468]	-0.078*** [-7.738]	-0.073*** [-7.279]	-0.081*** [-7.792]
OVE	+/-	-0.002** [-2.134]	-0.005*** [-5.460]	-0.004*** [-3.696]	-0.002* [-1.797]	-0.006*** [-5.925]	-0.004*** [-4.453]
SIZE	-	0.005*** [13.972]	0.005*** [13.338]	0.005*** [14.309]	0.005*** [14.043]	0.005*** [13.672]	0.005*** [13.787]
LEVE	+/-	-0.031*** [-15.670]	-0.030*** [-15.105]	-0.030*** [-15.082]	-0.031*** [-15.719]	-0.031*** [-15.382]	-0.029*** [-13.784]
GROW	+	0.048*** [45.896]	0.048*** [46.094]	0.048*** [45.182]	0.048*** [45.880]	0.048*** [45.985]	0.046*** [41.746]
CFO	-	-0.663*** [-166.378]	-0.663*** [-166.383]	-0.660*** [-160.999]	-0.663*** [-165.939]	-0.663*** [-166.097]	-0.662*** [-155.601]
lagTA	-	0.030*** [8.488]	0.028*** [8.102]	0.029*** [7.894]	0.029*** [8.289]	0.028*** [8.088]	0.029*** [7.727]
SEO	+	-0.012*** [-12.204]	-0.011*** [-11.461]	-0.013*** [-12.865]	-0.012*** [-12.124]	-0.011*** [-11.578]	-0.013*** [-12.663]
BIG4	-	0.002** [2.512]	0.002*** [2.591]	0.002** [2.446]	0.002** [2.385]	0.002** [2.442]	0.002** [2.547]
AGE	-	-0.002*** [-3.612]	-0.003*** [-3.983]	-0.002*** [-2.859]	-0.002*** [-3.585]	-0.003*** [-3.961]	-0.002*** [-2.884]
LOWN	+	0.027*** [11.457]	0.026*** [10.994]	0.025*** [10.271]	0.027*** [11.409]	0.026*** [10.873]	0.024*** [9.541]
FORG	-	0.029*** [7.325]	0.032*** [8.039]	0.028*** [6.946]	0.029*** [7.281]	0.031*** [7.962]	0.028*** [6.764]
MAKT	?	0.004*** [4.167]	0.004*** [4.248]	0.004*** [4.417]	0.004*** [4.114]	0.004*** [4.335]	0.004*** [4.241]
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2		0.571	0.572	0.571	0.571	0.572	0.573
F Value		912.20***	914.04***	884.98***	907.89***	910.22***	852.08***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 바와 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

(VIF) 값을 살펴보았다. 통계적으로 변수 중에 VIF 값이 10 이상이 나타나면 분석모형에서 다중공선성 문제가 높은 것으로 판단하고 있다. <표 5>의 경우 모형 1부터 6까지의 경우에서 VIF가 가장 높았던 변수로는 모두 SIZE로 나타났고, 그 값이 2.15~2.21 사이였다. 이와 같은 결과로 볼 때 회귀분석결과에서 다중공선성의 문제는 높지 않음을 알 수 있다.

관심변수(OVE)의 결과를 보면, 추정모형 (1)부터 (6)까지에서 PER, PBR, AbnRET의 측정방법에 관계없이 OVE는 모두 종속변수(DA)에 대해 통제변수가 고려된 후에도 유의하게 음(-)의 계수 값이다. 이러한 결과는 OVE를 $t-1$ 또는 $t-2$ 년도의 측정치에 상관없이, 또는 OVE의 대용치로 PER, PBR, AbnRET에 관계없이 나타났다. 또한 앞서의 결과는 <표 4>에서 두 변수 간의 단순 상관성에 대한 결과와도 일치한다. 따라서 전반적으로 OVE와 종속변수 DA 간의 관계는 H1a인 대리비용 가설보다는 H1b인 신호가설이 지지되는 것으로 나타났다. 즉 시장에서 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 차기 또는 차차기의 기간에 경영자가 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 하향조정하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국외 자료를 분석한 Chi and Gupta(2009), Houmes and Skantz(2010) 및 Badertscher(2011)의 연구와는 상반된 실증적 증거이다. 그러나 Duong(2010)의 주장과는 일맥상통하는 결과이다.²⁶⁾ 그러한 점에서 국내 상장 기업들의 경우는 Jensen(2005)의 주장과 달리, 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기 이후 보고이익을 낮추는 조정을 수행하는 것으로 나타나 Duong(2010)의 신호가설이 지지된 결과를 보였다. 이상의 <표 5>의 결과로 볼 때 국내 상장기업들은 주식이 과대평가될 때 단기적 관점에서 Jensen(2005)에 의해 주장된 차기 이후에 주가를 계속 유지하기 위한 방안으로 경영자가 보고이익을 상향조정하는 행위를 하기 보다는 Duong(2010)이 주장한 단기의 즉각적인 주가하락을 회피하려는 동기 대신 기업의 장기적 균형 관점에서 시장의 기대치를 올바르게 조정하기 위한 신호로서 이익조정 수단을 통해서 보고이익을 하향조정한다는 신호가설이 지지되는 것으로 나타났다.

기타 통제변수의 결과는 SIZE, GROW, lagTA, BIG4, LOWN, FORG, MAKT는 종속변수 DA에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, LEVE, CFO, ISSUE, AGE는 DA에 대해 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 즉 기업규모가 크거나 매출액 성장성 또는 전기 총발생액이 높거나, Big 4 감사인이 감사한 경우, 대주주 지분을 또는 외국인 지분율이 높은 기업일수록, 또한 코스닥기업이면 재량적 발생액 수준이 높은 반면에, 부채비율 또는 영업현금흐름이 높거나, 신규주식을 발행한 기업이면, 기업의 설립연수가 길수록 재량적 발생액 수준이 낮게 나타났다.²⁷⁾

26) 하지만 Duong(2010)은 고평가된 기업에 대해 차기 이후 신호가설을 제안하고 있으나, 종속변수가 REM의 경우만 신호가설이 지지되고, 종속변수가 DA일 때는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않아 DA의 경우는 신호가설이 지지되지 않는 것이다. 이런 측면에서 본다면, 앞서 <표 5>의 결과는 선행연구인 Duong(2010)의 결과와도 차별화된 증거이다.

27) 기대와 다른 결과를 보이는 통제변수는 SIZE, LEVE, lagTA, BIG4, SEO, FORG였다. 그러나 국내 선행연구들에서 이들의 통제변수가 고려된 경우를 살펴본 결과, 본 연구와 유사한 결과들이 나타남을 확인할 수 있었다. 예를 들어, 박종일·전규안(2018)의 연구도 통제변수의 결과에서 SIZE, lagTA, BIG4, FORG와 DA 간에는 유의한 양(+)의 관계를, LEVE와 DA 간에는 유의한 음(-)의 관계를 보고한 바 있다. 또한 앞서의 선행연구는 SEO와 DA 간에 유의하지는 않으나, 음(-)의 관계를 보고하였다. 나머지 통제변수인 GROW, CFO, AGE, LOWN, MAKT는 선행연구인 최 관·박종일(2012), 박종일·전규안(2018), 전규안·박종일(2019)에서 보고된 결과와 일치한다.

4. 실제 이익조정을 이용한 회귀분석결과

식(2)의 모형을 이용하여 종속변수가 실제 이익조정 측면에서 가설 1을 검증한 회귀분석 결과는 <표 6> 및 <표 7>과 같다. <표 6>에서는 Roychowdhury(2006)의 실제 이익조정 측정치에 대해 세 가지를 합산한 REM의 결과를, <표 7>에서는 앞서 REM의 세 가지 구성요소(AbnCFO, AbnPROD, AbnDEX) 측정치에 대해 각각 살펴본 경우이다. 한편, <표 6>의 경우는 통제변수가 포함된 경우를 보고하였으나, <표 7>의 경우는 지면상 관심변수를 중심으로 제시하였다. 나머지 표 보고방식은 앞서 <표 5>와 동일하다.

<표 6>의 결과를 보면, 모형의 설명력을 나타내는 $Adj. R^2$ 는 추정모형 (1)부터 (6)까지 대략 0.105~0.110 사이로 나타났다.²⁸⁾ 앞서 종속변수가 DA일 때 보다는 종속변수가 REM의 경우는 설명력이 낮았다.

관심변수 OVE는 종속변수가 REM일 때도 통제변수가 고려된 추정모형 (1)부터 (6)까지 모두 음(-)의 계수 값이 나타났다. 다만, 추정모형 (1)을 제외한 나머지 (2)부터 (6)까지에서 주로 통계적으로 유의하였다. 따라서 앞서 <표 5>에서 종속변수가 DA일 때와 일치하게, 또한 <표 4>에서 두 변수 간의 단순 상관성의 결과와 일치하게, OVE와 종속변수 REM 사이의 관계에서도 H1a인 대리비용 가설보다 H1b인 신호가설이 지지된 결과로 나타났다. 이는 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기 또는 차차기의 기간에서 경영자는 실제 이익조정을 이용하여 보고이익을 하향조정 한다는 결과이다.²⁹⁾ 이러한 결과는 Duong(2010)의 실증적 증거와 일치한다. 그러나 Badertscher(2011)의 결과와는 상반된 증거였다.

기타 통제변수의 경우 SIZE 및 SEO를 제외한 나머지 변수들에서는 종속변수에 대해 유의한 상관성을 보이고 있다. 구체적으로는 LEVE, GROW, AGE, LOWN의 경우 종속변수 REM에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, NI, BIG4, FORG, MAKT의 경우 REM에 대해 유의한 음(-)의 상관성이다. 이는 부채비율 또는 매출액 성장성, 기업의 설립연수가 길수록 실제 이익조정 수준이 높은 반면에, 당기순이익이 낮거나, Big 4 감사인이 감사한 경우, 외국인 지분율이 높은 기업이거나 코스닥기업이면 실제 이익조정 수준이 낮게 나타났다.³⁰⁾

28) <표 5>의 회귀분석에서 변수 간의 다중공선성 문제를 VIF 값으로 확인하였다. <표 5>에서 추정모형 (1)부터 (6)까지 VIF가 가장 높았던 변수는 모두 SIZE였고, 그 값이 2.17~2.22 사이로 나타났다. 이러한 결과로 판단해 볼 때 회귀분석의 결과에서 변수 간의 다중공선성은 문제되지 않는 것으로 나타났다.

29) 원래 Roychowdhury(2006)의 연구에서 세 가지 실제 이익조정 측정치는 보고이익의 상향조정 여부를 알아보기 위하여 개발된 것이다. 따라서 이러한 측면을 고려하여 <표 6>의 결과를 해석하면 OVE과 실제 이익조정 간에 음(-)의 관계가 있다는 것은 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차기와 차차기의 실제 이익조정의 상향조정행위를 상대적으로 덜 수행한다는 것을 나타내기도 한다.

30) 종속변수로 REM을 이용했던 전규안·박종일(2019)의 연구도 통제변수인 SIZE, SEO는 REM에 대해 통계적으로 유의한 값이 나타나지 않았다. 또한 LEVE, GROW, LOWN과 REM 간에 유의한 양(+)의 관계, 또는 NI, BIG4, FORG, MAKT와 REM 간에 유의한 음(-)의 관계는 대체로 선행연구들에서 보고된 결과와 일치한다(박종일·전규안 2018 ; 전규안·박종일 2019).

〈표 6〉 고평가된 자본과 실제 이익조정(REM) 간의 회귀분석 결과

Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=REM _{it}					
		OVE = t-1년도 측정치			OVE = t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	?	-0.001 [-0.025]	0.057 [1.108]	0.032 [0.611]	-0.002 [-0.041]	0.028 [0.552]	0.049 [0.922]
OVE	+/-	-0.008 [-1.609]	-0.048*** [-9.692]	-0.054*** [-11.176]	-0.013*** [-2.643]	-0.038*** [-7.778]	-0.052*** [-10.310]
SIZE	-	0.002 [1.087]	0.000 [0.086]	0.003 [1.368]	0.002 [1.112]	0.001 [0.636]	0.003 [1.511]
LEVE	+	0.084*** [8.053]	0.093*** [8.900]	0.080*** [7.515]	0.084*** [8.076]	0.088*** [8.460]	0.075*** [6.847]
GROW	+	0.038*** [7.068]	0.041*** [7.530]	0.039*** [7.018]	0.038*** [6.931]	0.038*** [7.073]	0.038*** [6.575]
NI	-	-0.602*** [-31.173]	-0.604*** [-31.372]	-0.591*** [-29.763]	-0.599*** [-30.983]	-0.603*** [-31.218]	-0.596*** [-28.750]
SEO	+	-0.000 [-0.081]	0.005 [1.066]	0.004 [0.730]	-0.000 [-0.004]	0.003 [0.652]	0.005 [1.041]
BIG4	-	-0.024*** [-5.858]	-0.023*** [-5.672]	-0.023*** [-5.431]	-0.024*** [-5.809]	-0.024*** [-5.746]	-0.024*** [-5.460]
AGE	-	0.024*** [6.922]	0.022*** [6.261]	0.023*** [6.220]	0.025*** [7.002]	0.023*** [6.492]	0.022*** [5.732]
LOWN	+	0.043*** [3.521]	0.033*** [2.700]	0.028** [2.245]	0.042*** [3.461]	0.034*** [2.812]	0.024* [1.857]
FORG	-	-0.325*** [-16.418]	-0.298*** [-14.940]	-0.301*** [-14.785]	-0.325*** [-16.396]	-0.306*** [-15.315]	-0.304*** [-14.359]
MAKT	?	-0.018*** [-3.614]	-0.017*** [-3.438]	-0.016*** [-3.288]	-0.017*** [-3.528]	-0.016*** [-3.239]	-0.019*** [-3.660]
ΣIND		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYD		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.105	0.108	0.110	0.105	0.107	0.110
F Value		83.49***	86.78***	84.78***	83.08***	85.01***	81.02***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

다음으로, Roychowdhury(2006)의 세 가지 비정상 측정치($AbnCFO$, $AbnPROD$, $AbnDEX$)를 종속변수로 분석한 <표 7>의 결과를 살펴보면, 관심변수 OVE 를 $t-1$ 또는 $t-2$ 년도로 한 경우와 상관없이, 또는 종속변수를 $AbnCFO$, $AbnPROD$, $AbnDEX$ 로 한 경우에 관계없이 대체로 유의한 음(-)의 계수 값이 보이고 있다. 다만, Panel A에서 OVE 가 PER 의 경우(추정모형 (1), (4))와 Panel B 역시 OVE 가 PER 의 경우(추정모형 (1))를 제외하면 나머지 추정모형들에서는 통계적으로 유의적인 음(-)의 값이다. 따라서 REM 의 세 가지 구성요소별로 나누어 분석한 경우에서도 전반적으로 <표 6>의 분석결과와 일관되게 가설의 경우 H1b(신호가설)가 지지됨을 뒷받침해 주고 있다.³¹⁾

<표 7> 고평가된 자본과 실제 이익조정 of 세 가지 REM 간의 회귀분석 결과

Panel A : Roychowdhury(2006)의 비정상 영업현금흐름($AbnCFO$)							
Variables	<i>pred. sign</i>	OLS regression, 종속변수= $AbnCFO_t$					
		$OVE = t-1$ 년도 측정치			$OVE = t-2$ 년도 측정치		
		PER	PBR	$AbnRET$	PER	PBR	$AbnRET$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OVE</i>	+/-	0.001 [0.451]	-0.008*** [-4.959]	-0.008*** [-5.481]	-0.001 [-0.365]	-0.004*** [-2.902]	-0.008*** [-5.115]
<i>Control variable</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adj. R²</i>		0.174	0.175	0.174	0.174	0.175	0.171
<i>F Value</i>		150.08***	151.03***	145.68***	149.42***	149.74***	136.15***
<i>N</i>		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062

31) 선행연구인 Duong(2010)은 주로 $AbnPROD$ 와 $AbnDEX$ 에서 REM 과 유의한 음(-)의 관계가 관찰된 반면에, 본 연구는 $AbnCFO$, $AbnPROD$ 및 $AbnDEX$ 모두와 REM 간에 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있어 분석결과상에 차이가 있다. <표 7>의 결과로 볼 때 국내 상장기업들에서 주식이 고평가되면 그렇지 않은 경우보다 차가와 차차가의 실제 이익조정인 비정상 영업현금흐름 및 비정상 재량적 지출이 높고, 비정상 생산원가가 낮음을 의미한다. 이에 대해 구체적으로 살펴보면, 국내 상장기업들에서 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 비정상 영업현금흐름이 높다는 것은 소위 밀어내기 매출을 이용한 매출증가를 위해 비정상 가격할인을 하거나 신용정책을 완화시키지는 않음을 나타내고, 또한 비정상 재량적 지출이 높다는 것은 연구개발비나 광고선전비 등을 줄이지 않음으로서 장기적인 경쟁력을 강화시키고 있음을 나타내며, 그리고 비정상 생산원가가 높다는 것은 생산 측면에서 생산량 확대를 통한 단위당 고정제조간접비를 낮추는 행위를 하지 않아, 매출원가가 감소되지는 않음을 나타내는 것이다. 이는 결국 고평가된 기업은 장기적으로 기업가치를 파괴시킬 수 있는 실제 이익조정을 덜 수행한다는 것을 나타낸다.

〈표 7〉 고평가된 자본과 실제 이익조정 세 가지 REM 간의 회귀분석 결과 (계속)

Panel B : Roychowdhury(2006)의 비정상 생산원가(AbnPROD)							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=AbnPROD _t					
		OVE= t-1년도 측정치			OVE= t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.001 [-0.390]	-0.023*** [-7.390]	-0.027*** [-8.813]	-0.005* [-1.699]	-0.019*** [-6.159]	-0.026*** [-8.038]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.071	0.074	0.074	0.071	0.073	0.074
F Value		55.13***	57.02***	55.44***	53.93***	53.15***	53.78***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062
Panel C : Roychowdhury(2006)의 비정상 재량적 지출(AbnDEX)							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=AbnDEX _t					
		OVE= t-1년도 측정치			OVE= t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.007*** [-4.538]	-0.017*** [-10.420]	-0.019*** [-11.692]	-0.007*** [-4.381]	-0.015*** [-8.952]	-0.018*** [-10.953]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.042	0.046	0.048	0.042	0.045	0.050
F Value		32.00***	34.96***	35.90***	31.86***	33.92***	35.36***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

이상의 <표 5>부터 <표 7>까지의 결과를 종합해 보면, 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우보다 차가와 차차기의 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두에서 하향조정 되는 것으로 나타났다. 따라서 주식이 고평가될 때 Jensen(2005)이 주장했던 근시안적 단기 측면의 현재 주가를 미래에도 정당화하기 위하여 경영자의 기회주의적인 이익조정을 이용한 보고이익의 상향조정행위가 증가할 것으로 추론한 대리비용의 문제가 발생하기보다는 국내 상장기업들은 Duong(2010)에서 제기된 신호가설에 따라 주식이 고평가된 이후에는 오히려 단기간으로 주가조정이 되더라도 장기적인 균형 측면에서 시장의 올바른 평가를 위한 신호로 경영자는 이익조정 수단(예로,

DA, REM)을 통해 보고이익을 낮추는 관리를 하는 것으로 나타났다.³²⁾ 이는 평균적으로 국내 상장기업의 경영자는 자신의 사적효익을 높이기 위해 단기적 관점에서 주가의 고평가를 계속 추구하기보다는 장기적 관점에 따라 기업성장의 안전성 도모와 기업가치의 제고를 위해 이익조정 수단을 이용하여 주가를 관리하고 있다는 것을 시사한다. 한편으로, 앞서 <표 5>부터 <표 7>까지의 증거는 국내 상장기업들에서 주식의 고평가된 정보가 차기와 차차기의 재무보고 불투명성과 관련된 예측 지표라기보다 오히려 신뢰할만한 미래의 높은 재무보고의 질에 관한 예측력을 제공한다는 것을 시사한다.

5. 민감도 또는 강건성 분석결과

본 절에서는 앞서 <표 5> 및 <표 6>의 결과에 대한 민감도 또는 강건성 분석의 일환으로 다음의 사항에 대하여 별도의 분석을 추가로 수행해 보았다. 첫째로, 고평가된 주식을 다룬 관련연구들은 대부분 OVE를 측정할 때 5분위수를 이용하였다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 ; Wang 2013 ; Coulton et al. 2015 ; 박종일 · 김수인 2019). 다만, OVE와 감사보수 간의 관계를 분석한 Habib et al.(2013)의 연구는 OVE의 구간을 4분위수를 이

32) 한편, 미국 자료를 분석한 Chi and Gupta(2009), Houmes and Skantz(2010) 및 Badertscher(2011)의 실증적 증거와 국내 자료를 이용한 본 연구의 분석결과 간에 상반된 증거를 보이는 이유 중 하나를 생각해 보면 다음과 같은 측면이 있을 수 있다. 첫째로 주식의 고평가는 국가의 주식시장의 거품(bubble)과도 밀접한 관련이 있다(Gilchrist et al. 2005). Jensen(2005)에서 주장된 미국의 주식시장은 1960년부터 1990년대까지 투기거품의 시대로 성장주는 80배가 넘는 PER의 배수를, 또한 트로닉스 붐(tronics boom), 복합기업의 탄생, 개념주의 거품, 우량주 열풍이 있었고, 2000년대 초의 거품 중의 거품인 인터넷버블 등이 주식시장에서 여러 차례 버블 현상이 주기적으로 발생된 바 있다(Malkiel 2020). 즉 미국 주식시장은 비이상적 과열(irrational exuberance)이 있었다. 그에 비하면 국내는 주식시장의 호황기는 있었으나, 미국처럼 주식시장에서의 버블의 발생빈도는 적고, 또한 종합주가지수(예로, 코스피지수나 코스닥지수) 역시 미국의 다우지수나 나스닥지수와 비교하면 매우 낮은 수준이다. 둘째로, Duong (2010)이 지적한 바와 같이 Jensen(2005)에서 논의된 주식의 고평가에 대한 주장은 “극단적이고 실질적으로 고평가 기업(extremely, substantially overvalued firms)”을 의미하는 것이지, 높은 가치의 기업(highly valued firms)을 지칭하는 것은 아니다. 따라서 미국 주식시장에서의 고평가된 기업과 비교해 국내 주식시장에서의 기업들은 상대적으로 PER이 저평가되어 있다고 보는 것이 더 일반적이다. 이러한 앞서의 측면들을 같이 고려하여 생각해 본다면, 미국 주식시장에서 극단적이고 실질적으로 고평가된 기업(예로, 월드컴, 엔론 등)에 대해 주장했던 Jensen(2005)의 추론이 국내의 경우처럼 저평가된 주식시장 하에서 상대적으로 주식이 고평가된 상장기업들에 대해 잘 매핑(mapping)되어 나타나지는 않을 수 있다. 오히려 본 연구에서 분석된 국내 상장기업들의 경우 OVE와 차기 또는 차차기의 이익조정 간에 음(-)의 관계가 있다는 것은 Duong(2010)에서 언급된 “높은 가치의 기업”과 더 밀접한 관계가 있을 수 있음을 시사한다. 즉 높은 가치의 기업들은 기회주의적인 이익조정을 덜 수행할 수 있다. 이와 같이 주식이 고평가된 기업에서 차기 이후 이익조정에 미치는 영향은 주식시장의 역사에 따라 국가별로 차이가 있는 것으로 보인다.

용하여 측정하였다. 따라서 본 절의 첫 번째 민감도 분석의 경우 관심변수 OVE의 측정상에 구간 설정을 선택적인(alternative) 방법으로 4분위수(quartile)로 분석한 경우에도 앞서 <표 5> 및 <표 6>의 결과에 강건성이 있는지를 추가로 살펴보고자 한다. 이에 대한 회귀분석의 결과는 <표 8>과 같다. 지면관계상 본 절에서는 관심변수를 중심으로 요약된 표로 보고한다. <표 8>에서 Panel A는 <표 5>에서 종속변수가 DA일 때의 결과이고, Panel B는 <표 6>에서 종속변수가 REM일 때의 결과이다.

<표 8> 민감도 분석결과 1 : OVE의 선택적인 측정방법으로 4분위수를 이용한 경우

Panel A : <표 5>의 경우							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=DA _t					
		OVE = t-1년도 측정치			OVE = t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.000 [-0.110]	-0.004*** [-4.805]	-0.004*** [-4.229]	-0.000 [-0.399]	-0.005*** [-5.108]	-0.004*** [-4.492]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.571	0.572	0.571	0.571	0.571	0.573
F Value		911.87***	913.55***	885.30***	907.67***	909.56***	851.44***
N		21,879	21,879	21,879	21,879	21,879	21,879
Panel B : <표 6>의 경우							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=REM _t					
		OVE = t-1년도 측정치			OVE = t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.007* [-1.687]	-0.041*** [-8.955]	-0.051*** [-11.436]	-0.012*** [-2.795]	-0.036*** [-7.963]	-0.049*** [-10.506]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.105	0.108	0.109	0.105	0.107	0.109
F Value		83.50***	86.29***	85.00***	83.11***	85.12***	80.99***
N		21,879	21,879	21,879	21,879	21,879	21,879

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

<표 8>의 Panel A에서 종속변수가 DA의 경우 추정모형 (1)부터 (6)까지 모두 관심변수 OVE는 음(-)의 값을, 특히 OVE가 PER일 때를 제외한 나머지 PBR과 AbnRET에서 통계적으로 유의한 값이 나타났다. 또한 Panel B에서 종속변수가 REM의 경우 추정모형 (1)부터 (6)까지 OVE의 세 가지 측정치(PER, PBR, AbnRET) 모두 유의한 음(-)의 계수 값이다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 선택적인 구간 설정의 방법으로 OVE를 측정한 경우에도 앞서 <표 5>와 <표 6>의 결과는 민감하지 않았다.

둘째로, 앞서 분석에서는 관심변수 OVE의 대용치인 PER, PBR, AbnRET에 대해 각각 살펴본 결과였다. 본 절에서는 이들 세 가지 OVE의 대용치에 대해 Houmes and Skantz(2010) 및 Habib et al.(2013)의 방법을 준용하여 결합 측정치를 이용한 경우에도 분석결과에 일관성이 있는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 PER, PBR, AbnRET의 각 지시변수를 함께 고려하여 세 측정치 중 하나라도 고평가된 경우를 1, 아니면 0(이를 Combined31로 지칭), 또한 세 측정치 중 둘의 경우에서 고평가된 경우를 1, 아니면 0(이를 Combined32로 지칭), 그리고 세 측정치 중 세 경우 모두 고평가된 경우를 1, 아니면 0(이를 Combined33으로 지칭)으로 각각 측정한 후 식(1)과 식(2)에 대해 다시 분석을 수행해 보았다. 이러한 OVE에 대한 대체적인 결합 측정치를 이용한 회귀분석의 결과는 <표 9>와 같다. 앞서와 같이 관심변수를 중심으로 제시하였다.

<표 9>의 결과를 보면, Panel A에서 종속변수가 DA일 때 OVE의 결합 측정치인 Combined33을 제외한 나머지 Combined31과 Combined32에서 주로 유의한 음(-)의 계수 값을, 또한 Panel B에서 종속변수가 REM의 경우는 Combined31, Combined32, Combined33 모두에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 시차($t-1$, $t-2$)에 관계없이 나타났다. 따라서 종속변수가 DA일 때 Combined33을 제외한 나머지 12개 중 10개의 추정모형에서 대체로 OVE의 결합 측정치도 H1b(신호가설)가 지지된 결과를 보이고 있다.

<표 9> 민감도 분석결과 2 : OVE의 결합 측정치를 이용한 경우

Panel A : <표 5>의 경우							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=DA _t					
		OVE= $t-1$ 년도 측정치			OVE= $t-2$ 년도 측정치		
		Combined31	Combined32	Combined33	Combined31	Combined32	Combined33
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.006*** [-7.910]	-0.003*** [-2.619]	0.001 [0.490]	-0.006*** [-7.415]	-0.004*** [-3.596]	-0.002 [-1.020]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.573	0.571	0.571	0.572	0.572	0.571
F Value		916.43***	912.36***	911.88***	915.88***	912.81***	911.94***
N		21,879	21,879	21,879	21,879	21,879	21,879

〈표 9〉 민감도 분석결과 2 : OVE의 결합 추정치를 이용한 경우 (계속)

Panel B : <표 6>의 경우							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=REM _t					
		OVE = t-1년도 추정치			OVE = t-2년도 추정치		
		Combined31	Combined32	Combined33	Combined31	Combined32	Combined33
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.027*** [-6.805]	-0.055*** [-10.451]	-0.083*** [-8.620]	-0.026*** [-6.539]	-0.046*** [-8.531]	-0.083*** [-8.567]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.106	0.109	0.109	0.106	0.108	0.108
F Value		85.07***	87.34***	86.08***	84.94***	86.02***	86.04***
N		21,879	21,879	21,879	21,879	21,879	21,879

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

셋째로, 본 절의 강건성 분석에서는 앞서 <표 5>와 <표 6>의 결과가 개별기업 수준(firm level)의 군집성을 통제한 후에도 강건한지를 추가로 살펴보았다. 이에 대한 분석결과는 <표 10>과 같다. 표의 결과를 보면, 개별기업 수준의 군집성을 조정한 경우에도 Panel A와 B의 경우 모두 대체로 관심변수 OVE는 유의한 음(-)의 계수 값을 보이고 있다. 다만, Panel B에서 OVE가 PER의 경우만 음(-)이지만 통계적으로 유의하지 않았다(추정모형 (1)). 따라서 관심변수 OVE는 군집성이 추가로 통제된 표준오차 값의 경우에도 <표 5> 및 <표 6>의 분석결과는 강건한 것으로 나타났다.

〈표 10〉 강건성 분석결과 : Clustering을 고려한 경우

Panel A : <표 5>의 경우							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=DA _t					
		OVE = t-1년도 추정치			OVE = t-2년도 추정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.002** [-2.240]	-0.005*** [-3.468]	-0.004*** [-3.064]	-0.002* [-1.778]	-0.006*** [-4.056]	-0.005*** [-3.703]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.576	0.576	0.576	0.576	0.576	0.577
F Value		221.42***	223.36***	225.21***	220.15***	222.31***	217.21***
N		21,879	21,879	21,879	21,879	21,879	21,879

〈표 10〉 강건성 분석결과 : Clustering을 고려한 경우 (계속)

Panel B : <표 6>의 경우							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수 = REM_t					
		$OVE = t-1$ 년도 측정치			$OVE = t-2$ 년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.008 [-1.085]	-0.047*** [-4.419]	-0.054*** [-5.741]	-0.013* [-1.819]	-0.038*** [-3.730]	-0.052*** [-5.430]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2		0.106	0.110	0.110	0.106	0.108	0.110
F Value		16.44***	16.93***	16.92***	16.27***	16.73***	16.28***
N		21,879	21,879	21,879	21,879	21,879	21,879

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

6. 손실회피 유인 또는 비정상 투자를 고려한 추가분석 결과

앞서 <표 5> 및 <표 6>의 경우는 OVE와 차기 이후의 이익조정(DA, REM) 간의 평균적인 결과를 중심으로 살펴본 것이다. 본 절의 추가분석에서는 앞서의 평균적인 결과 외에도 상호작용 변수(interactive terms)를 이용하여 조건적 상황인 고평가된 기업에서 손실회피 유인이 있는 경우³³⁾ 또는 비정상 투자수준이 높을 경우일 때 앞서의 관계에 어떤 차별적 반응(differential response)이 있는지를 살펴보고자 한다.

먼저 본 절의 첫 번째 추가분석에서는 손실회피 유인이 있는 기업에서 주식이 고평가되면 그렇지 않은 경우보다 차기 이후 보고이익을 높이는지 알아본다. 선행연구인 Coulton et al.(2015)

33) 본 연구에서 추가분석으로 다루는 손실회피 유인은 선행연구들에서 목표이익의 준거기준 중 하나로 경영자에게 보고이익을 상향조정하게 하는 강한 동기가 있다는 주장이 있어 왔다(Burgstahler and Dichev 1997; Degeorge et al. 1999). Burgstahler and Dichev(1997)는 이익수준 분포의 횡단면적 불연속성을 이용해서 조정전 이익이 영(0)에 약간 미달되는 적자기업의 경영자는 이를 회피하기 위하여 보고이익을 상향조정하여 손실보고를 회피할 동기가 있다고 주장한다. 또한 Degeorge et al.(1999)은 세 가지 목표이익 기준인 손실회피, 이익감소회피 및 재무분석가의 이익예측치의 충족 유인의 경우에도 경영자가 우선적으로 달성하려는 순위 체계(hierarchy)가 존재하며, 이 중에서 손실회피가 경영자에게 가장 강한 동기라고 주장한다. 따라서 본 절의 추가분석에서는 앞서 <표 5> 및 <표 6>의 평균적인 결과가 이러한 손실회피 유인이 있는 경우에서 주식이 고평가될 때 어떤 차별적 반응을 보이는지 Coulton et al.(2015)의 방법을 준용하여 추가로 살펴보았다.

은 평균적인 결과보다는 목표이익으로 적자회피의 유인이 있는 기업은 차기에 재량적 발생액을 이용하여 보고이익을 상향조정한다는 결과를 보고하였다. 따라서 본 연구는 국내 상장기업들에서 손실회피의 유인이 있는 기업에서 주식이 고평가될 때 차기 이후 보고이익을 증가시키는 방향으로 재량적 발생액과 실제 이익조정을 통해 이익조정행위를 하는지 알아본다.³⁴⁾ 이를 위해 본 연구는 손실회피 구간을 선행연구(예로, 박종일·전규안 2010 ; 전규안·박종일 2012)의 방법에 따라 기초총자산 대비 당기순이익 분포가 $[0 \text{ 이상} \sim +0.015]$ 구간에 위치하면 이익조정이 의심되는 손실회피 유인이 있는 기업으로 간주하여 1을, 아니면 0인 지시변수로 측정하였다(이를 B_BEAT로 지칭).³⁵⁾ 따라서 식(1) 및 식(2)의 모형에 B_BEAT와 OVE의 상호작용변수인 $OVE*B_BEAT$ 를 추가로 고려한 후 회귀분석을 수행한 결과는 <표 11>에 나타내었다.³⁶⁾ 지면상 앞서와 같이 관심변수를 중심으로 제시하였다.

<표 11>의 결과를 보면, Panel A에서 OVE는 종전과 일치하게 전반적으로 유의한 음(-)의 값을, 또한 B_BEAT는 종속변수 DA와 유의한 양(+)의 관계로 나타나 손실회피 구간에 있는 기업이 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액 수준이 더 높았다. 관심변수인 $OVE*B_BEAT$ 의 상호작용변수는 종속변수 DA에 대해 OVE가 PER의 경우를 제외한 나머지 추정모형 (2), (3), (5), (6)에서 주로 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 사항은 OVE의 t-1년도와 t-2년도로 측정된 경우 모두 일치된 결과를 보이고 있다. 즉 OVE의 측정치에 따라 차이는 있으나 6개의 추정모형 중 4개의 경우에서 상호작용변수($OVE*B_BEAT$)는 DA에 대해 유의한 양(+)의 값을 보인다. 또한 Panel B에서 OVE는 전반적으로 유의한 음(-)의 값을, B_BEAT는 종속변수 REM에 대해 유의한 값이 나타나지는 않았다. 그러나 관심변수인 $OVE*B_BEAT$ 의 상호작용변수는 종속변수 REM에 대해 대체로 양(+)의 값이며, 주로 차기에 해당되는 t-1년도의 OVE에서, 또한 OVE가 PER과 AbnRET일 때 주로 유의한 양(+)의 값이 관찰되었다. 즉 OVE가 t-2년도는 유의한 결과를 보이지 않았으나, t-1년도의 경우 3개의 추정모형 중 2개의 경우에서 상호작용변수($OVE*B_BEAT$)는 REM에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 종속변수가 REM의 경우는 앞서 DA의 경우보다는 약화된(weaken) 증거를 보였다.

34) Coulton et al.(2015)은 종속변수로 재량적 발생액만을 살펴보았다면, 본 연구는 재량적 발생액뿐 아니라 실제 이익조정에 대해서도 추가로 살펴보겠다는 점에서 앞서의 연구보다 확장된 증거를 제공한다.

35) 예를 들어, 국내 선행연구인 박종일 등(2015)은 국내 상장기업들을 대상으로 분석한 결과에서 적자회피 구간의 기업들은 그렇지 않은 구간의 경우보다 DA와 REM 모두를 이용하여 보고이익을 상향조정한다는 결과를 보고한 바 있다.

36) <표 11>에서 상호작용변수가 고려되었기 때문에 회귀분석 결과에서 변수들 간의 다중공선성 문제가 있는지를 VIF 값으로 살펴보았다. 예를 들어, <표 11>의 Panel A에서 추정모형 (1)부터 (3)까지의 경우 VIF가 가장 높게 나타난 변수 모두 SIZE이고, 그 값은 2.15~2.19 사이였다. 추정모형 (4)부터 (6)까지와 Panel B의 경우도 앞서와 유사한 수준이었다. 따라서 회귀분석상에 상호작용변수를 고려하여 분석한 경우 다중공선성 문제는 높지 않았다.

〈표 11〉 추가분석 결과 1 : OVE*B_BEAT의 상호작용변수를 고려한 경우

Panel A : <표 5>의 경우에서 OVE*B_BEAT의 상호작용변수를 고려							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=DA _t					
		OVE= t-1년도 측정치			OVE= t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.002* [-1.859]	-0.006*** [-6.021]	-0.004*** [-4.271]	-0.002* [-1.767]	-0.007*** [-6.834]	-0.006*** [-5.311]
B_BEAT	+	0.006*** [5.228]	0.003*** [2.962]	0.004*** [3.741]	0.005*** [4.579]	0.003*** [2.686]	0.004*** [3.172]
OVE*B_BEAT	+/-	-0.003 [-1.324]	0.012*** [4.114]	0.005* [1.807]	-0.000 [-0.176]	0.013*** [4.589]	0.007*** [2.589]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.576	0.577	0.576	0.575	0.576	0.577
F Value		874.53***	876.79***	847.72***	870.17***	873.54***	813.88***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062
Panel B : <표 6>의 경우에서 OVE*B_BEAT의 상호작용변수를 고려							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=REM _t					
		OVE= t-1년도 측정치			OVE= t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.013** [-2.497]	-0.050*** [-9.577]	-0.060*** [-11.583]	-0.014*** [-2.715]	-0.041*** [-7.943]	-0.056*** [-10.313]
B_BEAT	+	-0.009 [-1.423]	-0.004 [-0.714]	-0.008 [-1.440]	-0.004 [-0.677]	-0.005 [-0.838]	-0.005 [-0.803]
OVE*B_BEAT	+/-	0.030** [2.576]	0.003 [0.198]	0.026* [1.883]	0.012 [0.982]	0.011 [0.800]	0.011 [0.750]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.103	0.107	0.107	0.103	0.105	0.107
F Value		79.61***	82.82***	80.99***	78.98***	81.06***	77.30***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

이러한 결과로 판단해 볼 때 앞서 <표 5>와 <표 6>에서 주된 분석결과였던 고평가된 자본과 차기 이후 이익조정 간에는 평균적으로 음(-)의 관계를 가지고 있으나, 고평가된 기업에서 만일 손실회피의 유인이 있는 기업은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 경영자는 차기와 차차기의 재정적 발생액을 이용하여 보고이익을 상향조정하고, 또한 차기의 실제 이익조정 역시 상향조정하는 것으로 나타났다. 따라서 <표 11>의 결과는 앞서 <표 5> 및 <표 6>에서 OVE와 차기와 차차기의 DA 또는 REM 간에 평균적으로는 음(-)의 관계인 H1b(신호가설)가 지지되었으나, 주식이 고평가된 기업에서 경영자에게 손실회피 유인이 있으면 오히려 Jensen(2005)의 주장인 H1a(대리비용 가설)가 지지되는 것으로 나타났다. 그러한 점에서 <표 11>의 추가분석 결과는 앞서 OVE와 차기 이후 DA 또는 REM 간에 음(-)의 관계가 만일 손실회피 유인이 있는 기업에서의 고평가는 앞서의 관계를 약화시키는 차별적 반응이 나타남을 보여주고 있다.³⁷⁾

다음으로, 본 절의 두 번째 추가분석에서는 주식이 고평가된 기업에서 비정상 투자를 수행할 때 차기 이후 보고이익이 상향조정되는지를 알아보고자 한다. Jensen(2005)은 고평가된 기업의 경영자는 현재의 주가를 이후기간에도 계속 유지하기 위하여 보고이익을 증가시킬 유인과 더불어 주식의 고평가는 또 다른 대리비용의 문제로 기업의 과잉투자를 유도한다고 논한 바 있었다. 따라서 고평가된 기업과 관련된 Jensen(2005)의 앞서의 두 경우 측면의 주장을 서로 연계시켜 생각해 본다면, 고평가된 기업에서 과잉투자를 수행하는 경우가 그렇지 않은 경우보다 차기 이후 보고이익에 대한 상향조정행위는 더 강화될 것으로 예상된다. 이러한 실증적 의문을 알아보기 위하여 본 연구는 Biddle et al.(2009)의 방법에 따라 비정상(abnormal) 총투자³⁸⁾를 추정(이하 R_INV로 지칭)한 후, 식(1) 및 식(2)의 모형에 R_INV와 OVE의 상호작용변수인 OVE*R_INV를 모형에 추가로 고려한 후 회귀분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 12>에 보고하였다.³⁹⁾

37) 한편, 기초총자산 대비 당기순이익의 변화 분포가 [0 이상~+0.015] 구간에 위치하면 이익조정이 의심되는 이익감소회피 유인이 있는 기업으로 간주하여 1을, 아니면 0인 지시변수로 측정한 후 앞서와 동일한 분석을 별도로 수행해 보았으나, 이익감소회피 동기의 경우는 상호작용변수(OVE*B_BEAT)에서 종속변수 DA 또는 REM에 대해 모두 유의한 계수 값이 관찰되지는 않았다. 한편으로, 이러한 결과는 고평가된 기업에서 이익감소회피 동기보다 손실회피 동기가 경영자에게 더 중요한 영향을 미치고 있음을 나타낸다.

38) Biddle et al.(2009)에서 비정상 투자(R_INV)를 추정하기 위한 모형은 아래의 식(8)과 같다. 여기서 총투자는 박종일·김수인(2020)의 연구를 준용하여 측정하였다. R_INV의 추정은 산업-연도별로 횡단면 분석을 이용하여 추정되며, 추정된 개별기업의 잔차(ε)의 값이 비정상 투자를 나타낸다. 이 값이 클수록 과잉투자 수준이 상대적으로 높다고 해석한다.

$$INV_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Sales_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

여기서, INV_t = t년도 총투자(=현금흐름표상의 자본적 지출+연구개발비+합병분할 지출)/기초총자산
 $\Delta Sales_{t-1}$ = t-1년도 매출액의 성장성
 ε_t = 잔차항

39) <표 12>의 경우도 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. 예를 들어, <표 12>의 Panel A에서 추정모형 (1)부터 (3)까지의 경우 VIF가 가장 높게 나타난 변수는 모두 SIZE로 그 값이 2.15~2.18 사이였다.

〈표 12〉 추가분석 결과 2 : OVE*R_INV의 상호작용변수를 고려한 경우

Panel A : <표 5>의 경우에서 OVE*R_INV의 상호작용변수를 고려							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=DA _t					
		OVE= t-1년도 측정치			OVE= t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.002** [-2.298]	-0.005*** [-5.406]	-0.004*** [-4.332]	-0.002* [-1.699]	-0.006*** [-5.844]	-0.005*** [-5.221]
R_INV	?	0.029*** [5.450]	0.021*** [3.667]	0.027*** [5.063]	0.026*** [4.956]	0.020*** [3.577]	0.037*** [6.441]
OVE*R_INV	+/-	0.008 [0.854]	0.034*** [3.694]	0.021* [1.960]	0.022** [2.192]	0.039*** [4.178]	-0.021* [-1.914]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.576	0.577	0.576	0.576	0.577	0.578
F Value		876.04***	878.63***	849.48***	872.18***	875.30***	815.02***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062
Panel B : <표 6>의 경우에서 OVE*R_INV의 상호작용변수를 고려							
Variables	pred. sign	OLS regression, 종속변수=REM _t					
		OVE= t-1년도 측정치			OVE= t-2년도 측정치		
		PER	PBR	AbnRET	PER	PBR	AbnRET
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OVE	+/-	-0.007 [-1.461]	-0.044*** [-9.073]	-0.051*** [-10.514]	-0.012*** [-2.603]	-0.036*** [-7.352]	-0.049*** [-9.698]
R_INV	?	-0.259*** [-9.404]	-0.288*** [-10.122]	-0.287*** [-10.355]	-0.266*** [-9.954]	-0.283*** [-10.169]	-0.299*** [-10.148]
OVE*R_INV	+/-	0.017 [0.358]	0.121*** [2.596]	0.095* [1.752]	0.041 [0.810]	0.102** [2.134]	0.068 [1.213]
Control variable		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²		0.110	0.113	0.114	0.110	0.112	0.114
F Value		82.70***	85.69***	83.91***	82.36***	84.13***	80.43***
N		21,879	21,879	20,599	21,807	21,807	19,062

주1) 변수 정의는 <표 2>에서 제시된 사항과 같음.

주2) 괄호 안의 보고 수치는 변수의 각 계수에 대한 t 값임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냄(양측검증).

<표 12>의 결과를 보면, Panel A에서 OVE는 추정모형에 관계없이 전반적으로 유의한 음(-)의 값을, 또한 R_INV는 종속변수 DA에 대해 추정모형 (1)을 제외한 나머지 (2)부터 (6)까지에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 고평가된 기업에서 비정상 투자수준이 높을 때 차기와 차차기의 재량적 발생액을 이용한 보고이익의 상향조정행위가 높다는 것을 나타낸다. 또한 Panel B에서 OVE는 대체로 유의한 음(-)의 값을, R_INV는 종속변수 REM에 대해 대체로 유의한 음(-)의 값이다. 그러나 관심변수인 OVE*R_INV의 상호작용변수는 종속변수 REM에 대해 추정모형 (2), (3) 및 (5)에서 유의한 양(+)의 값이 나타나, 앞서 종속변수가 DA의 경우 보다는 약화된 증거이긴 하나, Panel A의 경우와 유사한 증거가 관찰되고 있다.

<표 12>의 결과로 볼 때 고평가된 기업에서 비정상 투자수준이 높을 때는 그렇지 않은 경우와 비교해 재량적 발생액과 실제 이익조정을 이용하여 차기와 차차기의 보고이익을 증가시키는 것으로 나타났다. 따라서 앞서 <표 5> 및 <표 6>에서 OVE와 차기 이후 DA 또는 REM 간에는 평균적으로 음(-)의 관계인 H1b(신호가설)가 지지되었으나, 주식이 고평가된 기업에서 비정상 투자수준이 증가할 때는 앞서와 달리 Jensen(2005)의 주장인 H1a(대리비용 가설)가 지지됨을 볼 수 있다. 그러한 점에서 <표 12>의 결과는 앞서 <표 5> 및 <표 6>에서 OVE와 차기 이후 DA 또는 REM 간에 평균적인 음(-)의 관계가 만일 고평가된 기업에서 비정상 투자수준이 높을 때는 약화되는 차별적 반응이 나타나고 있음을 보여준다.

V. 결 론

본 연구는 국내 상장기업들을 대상으로 주가가 고평가된 기업에서 차기 이후 보고이익이 상향조정 또는 하향조정 되는지를 실증적으로 알아보았다. Jensen(2005)은 주식이 고평가된 기업은 대리비용 관점에서 고평가된 기업은 이후에도 주가를 계속 유지하기 위한 경영자는 이익조정을 통해 보고이익을 증가시킨다고 주장한다. 미국 자료를 분석한 선행연구들은 대체로 Jensen(2005)의 대리비용의 관점과 일치된 증거를 보고하였다(Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011). 앞서의 단기적 관점과 달리, Duong(2010)은 주식이 고평가된 기업은 장기적 균형 측면에서 오히려 시장에서 올바른 평가를 위한 신호로 경영자는 이익조정을 통해 보고이익을 하향조정한다고 주장한다. 영국 자료를 이용하여 신호가설을 분석한 Duong(2010)은 주식이 고평가된 기업에서 차기 이후 실제 이익조정이 하향조정 되는 것으로 나타나 신호가설과 일치하는 증거를 보고하였다. 반면, 이 연구는 재량적 발생액에서는 유의한 결과를 관찰하지 못하였다. 이와 같이 국가별 자료에 따라 주식이 고평가된 기업에서 주가에 기인한 이익조정행태는 혼재된 증거를 보이고 있다. 하지만 국내의 경우는 아직까지 앞서의 주제와 관련된 체계적인 실증적 증거를 찾아보기 어렵다.

따라서 본 연구는 주가가 고평가된 기업에서 차기 이후 대리비용 관점에 따라 보고이익이 증가되는지, 아니면 신호가설 관점에 따라 보고이익이 감소되는지를 국내 유가증권과 코스닥에 상장된 기업들을 대상으로 분석하였다. 분석기간은 2003년부터 2019년까지 자료를 이용하고, 시차모형을 이용하여 차기와 차차기를 중심으로 살펴보았다. 고평가된 자본을 나타내는 OVE의 측정은 선행연구처럼 5분위수를 이용한 지시변수로 측정하고, 세 가지 대용치인 PER, PBR 및 AbnRET를 이용하였다.

실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기 또는 차차기의 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두 유의하게 낮게 나타났다. 이는 국내 상장기업들은 Jensen(2005)의 주장과 달리, Duong(2010)의 신호가설이 지지됨을 시사한다. 둘째, 추가분석에서 상호작용변수를 이용한 결과에서는 손실회피 유인이 있는 기업이 고평가되거나, 비정상 투자수준이 높은 기업에서 고평가되면 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액 또는 실제 이익조정이 증가되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주식이 고평가된 기업에서 손실회피 유인이 있거나 비정상 투자가 높을 때는 그렇지 않은 경우보다 신호가설보다는 Jensen(2005)의 대리비용 가설이 지지됨을 나타낸다.

이상을 정리하면, 본 연구는 주식이 고평가된 기업의 차기 이후 이익조정 간의 관계를 국내 상장기업들을 대상으로 실증적 증거를 처음으로 보여주었다는데 그 공헌점이 있다. 또한 본 연구 결과는 국내 상장기업들의 경우는 Jensen(2005)의 주장과 달리, 평균적으로는 Duong(2010)의 신호가설과 일치되게 주식이 고평가된 기업은 그렇지 않은 경우와 비교해 차기와 차차기의 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두 하향조정 되는 반면에, 손실회피의 유인이 있거나 비정상 투자가 높은 기업에서의 고평가는 그렇지 않은 경우와 비교해 Jensen(2005)의 주장과 일치하는 대리비용 가설이 지지되는 것으로 나타났다. 이러한 본 연구의 발견은 국외 자료를 분석한 선행연구들과는 차별화된 다른 실증적 증거를 보여주고 있다는 점에서 관련연구에 추가적인 실증적 증거를 제공한다. 즉 본 연구결과는 국외 선행연구들의 실증적 증거와 비교하여 어떤 차이가 있는지에 관한 사항 역시 국내 학계에 의미 있는 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 평균적인 결과에서 주식이 고평가된 기업의 차기와 차차기의 재량적 발생액과 실제 이익조정이 하향조정 된다는 발견은 실무적으로도 외부 정보이용자 측면에서도 이들 기업에 대한 고평가된 정보는 미래 재무보고의 질을 가늠하는 지표로 활용될 수 있음을 시사해 준다. 나아가 본 연구 결과는 기업이 보고하는 재무보고의 질에 관심을 가지고 있는 투자자, 실무계 및 규제기관과 정책결정자에게도 주식시장에서 주식의 고평가가 차기 이후 경영자의 이익조정행위에 어떤 영향을 주는지에 관한 유용한 정보를 제공해 준다는 점에서 기업과 관련된 외부 정보이용자들에게도 시사점을 제공한다. 예를 들어, 본 연구결과는 국내 상장기업들에서 주식의 고평가와 차기 이후 이들 기업의 이익조정행태를 보여주고 있으므로, 투자자에게는 고평가된 주식의 차기 이후 재무보고의 질이 높은지 또는 낮은지를 판단할 때 예측력 있는 정보를 제공하며, 또한 시장을

규율하는 규제기관이나 정책을 수립하는 정책당국에게도 국내 상장기업들에서 주식의 고평가가 차기 이후 경영자의 이익조정행위에 어떤 영향을 미칠 수 있는지에 관한 이해에 도움을 주는 정보를 제공해 준다.

앞서와 같은 유익한 시사점의 제공에도 불구하고, 다음과 같은 분석상의 한계는 있을 수 있다. 첫째, 해당 주제를 분석하는데 있어 이용된 식(1)과 식(2)의 모형에서 고려되지 않은 생략된 변수의 문제는 남아 있다. 둘째, 종속변수로 이용된 DA와 REM은 추정이 수반되므로, 추정오차의 문제가 있을 수 있다. 셋째, 본 연구에서 사용된 관심변수 OVE의 대용치들은 선행연구에 기초하여 측정되었다. 하지만 기업의 주가가 기본가치보다 더 고평가된 여부를 파악하는데 있어 기본가치의 추정은 연구자마다 차이를 보일 수 있다. 이상과 같은 세 가지 측면은 결과해석을 할 때 고려될 필요가 있다. 하지만 앞서와 같은 분석상의 한계는 관련연구들에서도 경험적 분석을 수행할 때 공통되게 나타나는 문제일 수 있다.

참고문헌

- 김성혜 · 이아영 · 전성빈. 2012. “외국인투자자의 특성과 실제이익조정 : 외국인대주주의 역할을 중심으로”. 회계학연구 제41권 제2호 : 167-211.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. “적자 회피 및 이익 평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널 제17권 제4호 : 31-63.
- 김희규 · 신승묘. 2019. “감사인제공 세무서비스가 기업의 실제이익조정 행위에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제20권 제3호 : 137-164.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- _____. 김수인. 2019. “고평가된 자본이 감사인의 감사보수와 감사시간에 미치는 영향”. 2019년도 한국회계학회 하계국제학술대회 발표논문.
- _____. _____. 2020. “세무위험이 투자에 미치는 실제 효과”. 경영학연구 제49권 제3호 : 559-598.
- _____. 백혜원 · 정설희. 2015. “적자회피를 위한 재량적 발생액 및 실제 이익조정 활동 : 유가증권상장과 코스닥상장기업에 대한 실증적 증거”. 경영학연구 제44권 제6호 : 1539-1574.
- _____. 전규안. 2010. “부정적인 어닝 서프라이즈를 회피하기 위한 이익조정”. 회계정보연구 제28권 제1호 : 135-174.
- _____. _____. 2018. “비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석”. 세무와회계저널 제19권 제5호 : 9-53.
- _____. 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 257-293.
- 안성윤. 2015. “기업의 성장성이 실제이익조정에 미치는 영향 : 시가-장부가 비율(market-to-book ratio) 중심으로”. 국제회계연구 제64권 : 117-154.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 경영학연구 제29권 제1호 : 57-85.
- 이상호 · 이창섭 · 추재연. 2017. “실물이익조정이 차기 주가폭락위험에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제1호 : 287-313.
- 이아영 · 전성빈 · 김성혜. 2012. “지배주주의 지분구조와 실제이익조정-소유권과 소유지배과리도를 중심으로”. 회계학연구 제37권 제1호 : 157-189.
- 전규안 · 박종일. 2012. “감사품질이 분기별 이익조정에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 9-51.
- _____. _____. 2019. “공격적인 세무보고와 불투명한 재무보고의 관계”. 회계 · 세무와 감사연구 제61권 제2호 : 285-329.

- 최 관 · 박종일. 2012. “계속감사기간과 감사품질에 관한 연구”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 315-356.
- _____. 백원선. 1999. “유상증자기업의 이익조정에 관한 연구”. 회계학연구 제24권 제4호 : 1-27.
- 최종서 · 곽영민. 2010. “비상장중소기업의 발생액 및 실물조정활동을 통한 이익조정 실태”. 회계저널 제19권 제1호 : 37-76.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. Mayhew. 2003. Do non-audit services compromise auditor independence? Further evidence. *The Accounting Review* 78 (3) : 611-639.
- Badertscher, B. 2011. Overvaluation and its effect on management's choice of alternative earnings management mechanisms. *The Accounting Review* 86 (5) : 1491-1518.
- 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.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1) : 1-24.
- Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. 2009. How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3) : 112-131.
- Burgstahler, D. and I. Dichev. 1997. Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1) : 99-126.
- Chi, J. and M. Gupta. 2009. Overvaluation and earnings management. *Journal of Banking and Finance* 33 (9) : 1652-1663.
- Cohen, D. and P. Zarowin. 2010. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting & Economics* 50 (1) : 2-19.
- Coulton, J. J., N. Sauneb, and S. L. Taylor. 2015. Overvalued equity, benchmark beating and unexpected accruals. *Accounting and Finance* 55 (5) : 989-1014.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2) : 193-225.
- DeFond, M. and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2) : 145-176.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser. 1999. Earnings management to exceed thresholds. *Journal of Business* 72 (1) : 1-33.
- Dong, M., D. Hirshleifer, and S. H. Teoh. 2012. Overvalued equity and financing decisions. *Working paper*. York University.
- Duong, C. M. 2010. Highly valued equity and real operation management : Long-term

- “Detoxification”. *Working paper*. Canterbury Christ Church University.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2014. Real earnings management and the cost of new corporate bonds. *Journal of Business Research* 67 (4) : 641–647.
- Gilchrist, S., C. Himmelberg, and G. Huberman. 2005. Do stock price bubbles influence corporate investment? *Journal of Monetary Economics* 52 (4) : 805–827.
- Guay, W., S. P. Kothari, and R. Watts. 1996. A market-based evaluation of discretionary accruals models. *Journal of Accounting Research* 34 (supplement) : 83–105.
- 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.
- _____, M. Foley, and R. Cebula. 2013. Audit quality and overvalued equity. *Accounting Research Journal* 26 (1) : 56–74.
- Jensen, M. 2005. Agency costs of overvalued equity. *Financial Management* 34 (1) : 5–19.
- Kim, J–B. and C. Sohn. 2013. Real earnings management and cost of capital. *Journal of Accounting and Public Policy* 32 (6) : 518–543.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accruals measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 163–197.
- Madhagarhia, P., N. K. Sutton, and T. Kohers. 2009. Earnings management practices among growth and value firms. *Applied Financial Economics* 19 (22) : 1767–1778.
- Malkiel, M. G. 2020. *A random walk down wall street : The time-tested strategy for successful investing*. 12th Edition. Norton & Company Inc.
- Myers, J. N., L. A. Myers, and T. C. Omer. 2003. Exploring the term of the auditor–client relationship and the quality of earnings : A case for mandatory auditor rotation? *The Accounting Review* 78 (3) : 779–800.
- 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. Merger waves and merger activity : The empirical evidence. *Journal of Financial Economics* 77 (3) : 561–603.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3) : 335–370.
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 (1) : 249–281.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings management and the post–issue

- performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial and Economics* 50 (1) : 63–99.
- Tong, Y. H. and B. Miao. 2011. Are dividends associated with the quality of earnings? *Accounting Horizons* 25 (1) : 183–205.
- Tsai, C. C., C. C. Wu, and R. D. Chang. 2012. Effects of overvalued equity and managerial incentives on corporate policy. *Emerging Markets Finance & Trade* 48 (1) : 74–87.
- Wang, H. 2013. Overvaluation, financial opacity and crash risk. *Working paper*. Louisiana State University.

The Effect of the Overvalued Stock Price on Financial Reporting Opacity

Jong-Il Park*

〈Abstract〉

This paper examine the managerial response to equity overvaluation from the financial reporting quality perspective about one- and two-year ahead accruals and real earnings management activities. In Jensen's (2005) agency costs theory of overvalued equity, excessively high stock valuations induce managers to engage in earnings management with the purpose of sustaining upward trends in earnings and stock price in the short run but can destroy shareholder value in the long run. Empirical evidence supports Jensen's proposition. For example, prior research find the positive association between equity overvaluation and subsequent income-increasing earnings management (Chi and Gupta 2009 ; Houmes and Skantz 2010 ; Badertscher 2011 etc.). On the contrary, Duong (2010) find evidence which is consistent with the signaling hypothesis suggesting that overvalued firms manage earnings downwards as signals to correct the market in long-term while trying to avoid an immediate correction in short-term. However, there is not yet any evidence of domestic research. Therefore, this study empirically examines the effect of overvaluation on earnings management behavior during the subsequent one- and two- year periods using data from KOSPI and KOSDAQ listed firms. For my empirical tests, final sample from fiscal years 2003 to 2019 of 21,879 firm-years. Three proxies for overvaluation are used in this paper. These are : PER, PBR, and abnormal-return-based overvaluation proxy measure (e.g., Rhodes-Kropf et al. 2005).

My empirical results reveal the following. First, on average, I find that overvaluation is statistically related to income-decreasing earnings management (i.e., discretionary accruals as well as real earnings management) in the $t+1$ or $t+2$ years. Thus, this results implies that equity overvaluation will lead to subsequent income-decreasing earning management, which is consistent with Duong's (2010) signaling hypothesis of overvalued equity. Second, I also find that earnings benchmark (i.e., loss aversion) beating firms with overvalued equity or increasing abnormal investment under the overvalued firms have positive discretionary accruals as well as real earnings management in the $t+1$ or $t+2$ years than other firms. These results is consistent with Jensen's (2005) agency costs theory of overvalued equity.

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

In sum, this study provides evidence, on average, inconsistent with Jensen's (2005) agency costs theory, which predicts that equity overvaluation could induce managers to engage in income-increasing activities that prolong the inflated stock price in the short run, but can destroy shareholder value in the long run for firms listed on the Korean Stock Exchange's settings. Rather I find evidence which is consistent with the signaling hypothesis suggesting that overvalued firms manage earnings downwards as signals to correct the market (Duong 2010). However, I also find that while market high valuation appears to be a strong motivation for managers of overvalued firms to beat earnings level benchmarks or increasing abnormal investment level have higher discretionary accruals and real earnings management than firms with less extreme valuations, which is consistent with Jensen's (2005) agency costs hypothesis. Collectively, these results suggest overvalued equity status is indicative of future financial reporting quality. Thus, the findings of this study contributes to the literature on overvaluation and earnings management. Moreover, my results are still informative to regulators, investors, financial analysts, and policymakers who seek to better understand the role that sustained overvaluation plays in a manager's accounting choice behaviors as well as financial reporting opacity.

〈Key words〉 Overvalued equity, Discretionary accruals, Real earnings management, Financial reporting quality, Loss aversion, Abnormal investment