

가치-이익 볼록성 차이의 결정요인에 관한 연구*

권신형

한양대학교 ERICA 회계세무학과 부교수

심해린

한양대학교 ERICA 회계세무학과 조교수

Determinants of Difference in the Value-Earnings Convexity

Shin-Hyoung Kwon^a, Hae-Rin Shim^b

^aDepartment of Accounting and Tax, Hanyang University ERICA, South Korea

^bDepartment of Accounting and Tax, Hanyang University ERICA, South Korea

Received 30 August 2024, Revised 20 September 2024, Accepted 25 September 2024

Abstract

Purpose - This study aims to identify and document earnings management, sources of investment growth, and CEO personality traits as three determinants of difference in the value-earnings convexity.

Design/methodology/approach - To test our hypotheses, we run cross-sectional regressions based on the Fama and Macbeth (1973) procedure using US firm-year observations from 1968 to 2017.

Findings - First, we show that the value-earnings association decreases with accruals and real earnings management. Second, we demonstrate that the value-earnings convexity is weaker when investment growth is supported by off-balance-sheet intangible assets relative to on-balance-sheet tangible and intangible assets. Finally, we find that extraverted CEOs and CEOs who are more open to experience are better at exploiting the growth opportunities implied by the current accounting profitability. Conscientious and neurotic personality traits of CEOs make no difference in exploiting the growth opportunities that the current accounting profitability suggests.

Research implications or Originality - This study complements and extends the literature on real options and behavioral agency by demonstrating that the value-earnings convexity depends not only on accounting profitability and investment growth rate, but also on earnings management, sources of investment growth, and CEO personality traits.

Keywords: Accounting Profitability, CEO Personality Traits, Earning Management, Off-Balance-Sheet Intangible Asset, Real Option

JEL Classifications: G1, G3, M4

* 이 논문은 2020년도 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (2020S1A5A8043626).

^a First Author, E-mail: shkwon7@hanyang.ac.kr

^b Corresponding Author, E-mail: haerinsim@hanyang.ac.kr

© 2024 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

I. 서론

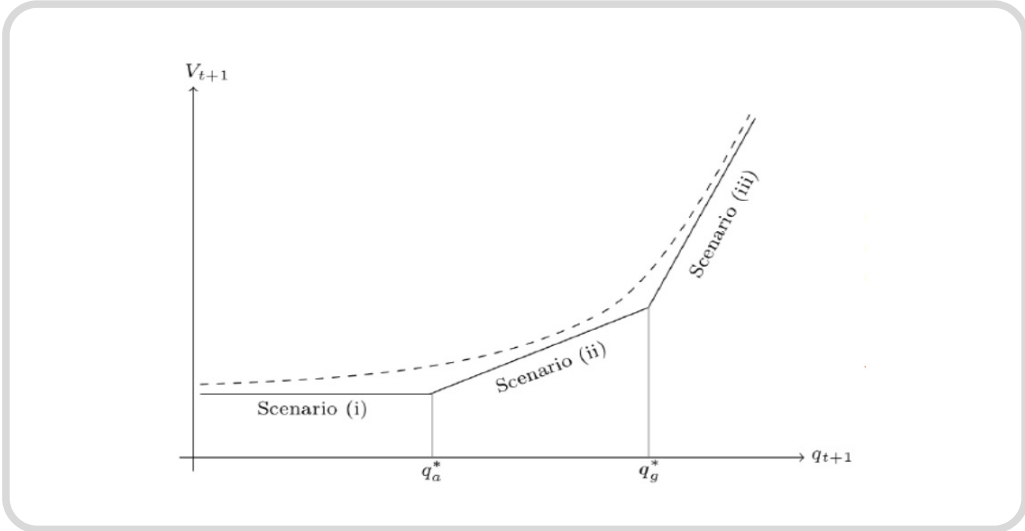
잔여이익모형(residual income model)은 가치-이익 관계가 선형적임을 보여주는 반면, 실물옵션평가 모형(real options valuation model)은 주식 가치평가 함수에서 실물옵션 조건의 비선형성을 전제로 한다. 직관적으로 확장옵션을 행사하면 높은 이익을 창출함으로써 회사의 가치를 제고할 수 있으며, 축소옵션을 행사하면 추가적인 손실을 막아 회사의 가치에 기여할 수 있다. 실물옵션평가모형에서의 암묵적인 가정은 기업의 주식 가치와 이익 간의 관계를 일반화하여 규정하지 않는다는 것이다. John Graham은 2022년 미국재무학회(American Finance Association) 회장 연설에서 “기업 재무와 관련한 주제들을 종합적으로 살펴보면, 대표적이거나 동질적인 경제 주체를 가정함으로써, 실제로는 이질적인 특성을 갖는 기업들이 서로 다른 환경과 역사적 경로로 인해 시장 전체의 충격에 각기 다르게 반응하고 다른 의사결정 과정을 거친다는 사실이 가려지고 있다”고 하였다. 이질적인 기업 반응과 관련한 최근의 연구로는 Cao, Wang and Yeung(2022)의 연구가 있다. 이들은 기업의 자산 성장에 필요한 자금을 공급하는 주체(제품 시장 이해관계자 vs. 자본시장 이해관계자)에 따라 미래의 기업 성과가 달라진다는 것을 보여준다. Rao, Yue and Zhou(2018)는 부문별 실물옵션가치(real option value of segments, RVS)에 기반한 거래 전략이 미래 주식수익률에 영향을 미칠 수 있음을 보고하였다. 이들의 연구는 시장가격이 RVS를 지연 반영하며, 평가 함수가 수익성에 따라 블록할 때 이질적인 RVS의 결합이 기업 전체 수준에서 추정된 가치보다 더 크다는 것을 시사한다. Zhang(2000)은 회계적 측면에서의 수익성이 시간 간격을 두고 향후 투자 결정을 이끈다는 가정하에, 주식 가치가 현재의 영업활동을 지속할 수 있는 옵션과 현재의 영업활동을 유연하게 조정할 수 있는 옵션으로 구성되어 있음을 분석적으로 제시하였다. Zhang (2000)은 영업활동 조정 과정에서의 회계정보의 피드백 역할이 가치-이익 볼록성(value-earnings convexity)을 만들어낸다고 하였으며, Zhang(2000)의 모델에서 가치 창출을 이끄는 근본적인 회계 구성 요소는 자기자본이익률(수익률의 척도로 사용됨)과 자기자본의 장부가치(규모의 척도로 사용됨)이다.¹⁾

가치-이익 볼록성은 (Fig. 1)과 같이 주식 가치와 이익 간의 연관성이 단계적으로 증가하는 것을 말한다. 예를 들어, 회계 수익성이 손실 구간에 있을 때, 경영자는 순이익을 무시하고 자기자본의 장부가치를 기준으로 투자 결정을 내릴 수 있다. 따라서 손실 구간에서 주식 가치는 이익과 평평한(무관한) 관계를 가질 수 있다. 회계적으로 수익성이 증가하게 되면 경영자는 투자 결정에 수익성을 반영하게 되고, 이는 가치와 이익 간의 양(+)의 상관관계를 초래하게 된다. 수익성이 더 높아지면 주식 가치와 이익 간의 양(+)의 상관관계는 더욱 강해진다. Hao, Jin and Zhang(2011)은 이러한 가치-이익 볼록성을 지지하면서, 이익과 가치 간의 연관성은 성장기회가 많은 회사에서 더욱 크게 나타나고, 이러한 성장기회의 효과는 회사의 영업활동상 높은 수익성을 보이는 구간에서 더욱 명확하게 나타난다고 하였다.

최근 주식시장의 불확실성과 변동성이 커짐에 따라 투자자들이 단순한 선형회귀 모델이 아닌 비선형 모델을 활용해 더 나은 포트폴리오 관리 및 투자 전략을 세우려는 시도가 증가하면서 가치-이익 볼록성에 관한 연구의 중요성이 커지고 있다. 최근 투자자들은 단순한 재무지표나 실적 뿐만 아니라 ESG(환경, 사회, 지배구조)와 같은 비재무적 요인, 기업의 혁신성과 성장성에도 큰 관심을 두기 시작했는데, 이로 인해 주식의 가치-이익 관계를 고정적이거나 정형화된 패턴이 아니라 시간과 상황에 따라 변화하는 비선형적 패턴으로 바라보는 관점이 중요하게 다루어지고 있는 것이다.

1) Biddle, Chen and Zhang(2001)은 잔여이익모형의 가치-이익 관계가 비선형적일 수 있음을 예측하고, 그들의 예측과 일치하는 증거를 발견했다.

Fig. 1. Geometric Representation of Value-Earnings Convexity: Relation between Equity Value (V) and Profitability (ROE , or q) at date $t+1$



Notes: 1. V_{t+1} is the value of an equity-financed firm, q_{t+1} is the firm's current profitability (current period earnings / corresponding book value), q_a^* is a critical level of profitability below which the abandonment option is exercised, and q_g^* is another critical level of profitability above which the growth option is exercised. The intermediate range between q_a^* and q_g^* is where the steady state option is exercised.

2. Zhang (2014) expresses equity value as $V = B[P(ROE) + kROE + gC(ROE)]$, where V denotes a firm's equity value, B is the corresponding equity book value, ROE is the return on equity ($ROE \equiv X/B = q$), X is the current period earnings, $P(\cdot)$ is the put option to discontinue operations, k is the (normal) earnings capitalization factor applicable to firms in a steady state, g is the firm's future growth potential, and $C(\cdot)$ is the call option to expand operations.

Source: Figure 4.1, Zhang (2014).

이러한 관점에 따라 본 연구는 기업들의 가치-이익 불복성의 차이를 초래하는 기업특성 요인들에 주목하였다. 선행연구들을 토대로 가치-이익 불복성이 이익조정(earnings management), 투자성장 특성 (investment growth characteristics), CEO의 성격특성(Chief Executive Officer personality traits)에 따라 달라질 수 있다고 가정하고, 각 요인별로 세 개의 가설을 설정하여 이를 검증하고자 하였다. 실증분석 결과, 이러한 가정과 유사한 결과를 발견할 수 있었다.

가설 내용 및 가설 검증 결과를 설명하기에 앞서, 가설 내용과 관련이 있는 수식화 과정을 간략하게 설명하고자 한다. Zhang(2014)은 이익조정이 없다는 가정하에 주식 가치를 현재의 영업활동을 유지함으로써 얻을 것으로 기대되는 가치, 현재의 영업활동을 중단할 수 있는 풋옵션의 가치, 영업 규모를 확장할 수 있는 콜옵션의 합으로 표현한다. 즉, $V_t = B_t[P(ROE_t) + kROE_t + gC(ROE_t)]$ 으로 표현할 수 있다. 여기서 V_t 는 시간 t 에서의 주식 가치, B_t 는 시간 t 에서의 자기자본 장부가치, $ROE_t (= X_t/B_t)$ 는 기간 t 의 수익성을 나타낸다(X_t 는 기간 t 의 이익). $P(ROE_t)$ 는 영업활동을 청산할 수 있는 풋옵션을 나타내며, k 는 이익 자본화 계수, g 는 자본투자 성장률을 의미한다. $C(ROE_t)$ 은 영업 규모를 확장할 수 있는 콜옵션을 나타낸다. Zhang(2000)에 따르면 최적의 투자 선택은 이익의 수준에 따라 달라지며, 주식 가치는

이익 및 투자성장의 수준에 따라 블록성을 띠면서 증가한다. Zhang(2014)은 주식 가치에 이익이 미치는 효과(이하 “이익효과”)를 $dV/dX|_B = P'(ROE) + k + gC'(ROE) > 0$, 이러한 이익효과에 투자성장이 미치는 효과(이하 “성장효과”)를 $d(dV/dX|_B)/dg = C'(ROE) > 0$ 로 도식화하였다(투자성장 g 는 이익효과에 배수 효과를 가짐).²⁾

본 연구의 첫 번째 가설에서는 이익효과($dV/dX|_B$)가 이익조정 수준에 따라 달라지는지(이익효과와 차이) 검증하고자 한다. Beyer, Guttman and Marinovic(2019)은 경영 보고 결정에 관한 동적모델에서 이익이 균형 상태에서 노이즈가 많으며, 보고 과정에서 추가된 노이즈가 투자자들의 기업가치에 대한 불확실성에 큰 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 따라서 본 연구는 보고 과정에 추가될 수 있는 대표적인 노이즈로서 이익조정을 고려하여, 표본을 높은 이익조정(X_1)을 한 기업과 낮은 이익조정(X_2)을 한 기업으로 나누어, 두 개의 편미분 $dV/dX|_{B1}$ 과 $dV/dX|_{B2}$ 을 비교해 보았다. 본 연구는 이익조정으로 인해 가치의 이익 블록성이 악화될 것으로 예측했는데, 이는 조정된 이익은 미래 현금흐름을 예측하는 척도로서의 유용성을 상실하기 때문이다. 투자자들은 이익조정으로 인한 재무보고의 품질 저하를 고려해 미래 현금흐름에 대한 기대를 합리적으로 조정하겠지만, 이러한 조정은 불완전할 수밖에 없다. 분석 결과, 주식 가치에 대한 이익의 한계 효과는 이익조정 수준에 따라 감소하는 결과를 확인하였으며, 이는 첫 번째 가설을 지지하는 결과이다.

두 번째 가설에서는 성장효과($d(dV/dX|_B)/dg$)가 자본투자 성장을 지원하는 요소에 따라 달라지는지(성장효과와 차이) 검증하고자 한다. 본 연구는 투자성장률을 재무제표 외(off-balance-sheet) 무형자산(이하 “무형자산”)에 의한 부분(g_1)과 재무제표상(on-balance-sheet) 자산(이하 “유형자산”)에 의한 부분(g_2)으로 분해하고, 두 개의 교차 편미분 $d(dV/dX|_B)/dg_1$ 과 $d(dV/dX|_B)/dg_2$ 을 비교하였다.³⁾ 경영자는 자본시장이 유형자산보다 무형자산에 더 높은 평가배수를 부여할 때, 무형자산에 현재 회계상의 수익성이 시사하는 수준보다 더 많은 투자를 할 수 있다(Lev and Srivastava, 2022). 이러한 과잉투자 상황에서는 무형자산에 의한 성장효과가 유형자산에 의한 성장효과를 초과한다. 반면, 단기적인 성과목표를 달성해야 하는 압박을 받을 때와 무형자산 투자에 관한 회계처리가 보수적일 때에는 충분한 투자를 하지 않을 수 있다. 이러한 과소투자 상황에서는 무형자산에서의 성장효과가 유형자산에서의 성장효과보다 작게 나타난다.

무형자산 투자에 대해서는 기업의 내부관리자와 외부투자자 간의 정보 비대칭성이 높기 때문에, 시장참여자들은 무형자산 투자성장으로부터의 미래성과를 추정하는 것이 어렵고 추정비용이 많이 소요될 수 있다(Barinov, Park and Yildizhan, 2022). 따라서 무형자산에서의 투자성장은 성장효과를 약화시킨다. 본 연구는 이분된(bifurcated) 투자성장률이 Hao et al.(2011)에서 검증된 동질적(homogeneous) 성장효과를 넘어 가치-이익의 블록성을 결정하는 요인으로서 추가적인 유용성을 갖는다는 것을 발견했다. 또한 본 연구는 두 번째 가설을 구체화하여, 성장효과와 차이를 재무적 제약에 적용함으로써 성장효과와 차이에 관한 횡단면 분석을 수행하였다. 그 결과, 성장효과와 차이는 재무적 제약이 있을 때 증가한다는 것을 발견했다. 이는 재무적 제약이 무형자산에 대한 과소투자 문제를 악화시킨다는 것을 시사한다.

본 연구의 세 번째 가설은 어떠한 CEO 성격특성이 투자성장 기회를 더 잘 활용하는지(성장기회 활용의

2) Lee, Li and Yue(2006)는 Stein(1989)의 “신호 방해 프레임워크(signal jamming framework)”를 사용하여 보고된 이익에 대해 블록한 가격 함수를 도출했다. 최근 연구들은 회계 측정 및 공시의 “실물 효과”에 초점을 맞추고 있다. 예로는 Breuer and Windisch(2019), Del Viva et al.(2021), Hemmer and Labro(2019), Hiemann(2020), Kanodia and Sapra(2016)가 있다. Del Viva, Kasanen and Trigeorgis(2017)는 실물옵션에서 비롯된 지분 가치의 블록성이 주식수익률의 고유왜도(idiosyncratic skewness)를 유발한다고 주장한다.

3) 재무제표상 자산은 크게 유형자산과 무형자산으로 구성된다. 논문 이하에서는 재무제표상 유형자산과 무형자산의 합을 단순히 유형자산으로 칭하기로 한다. Pan, Wang and Weisbach(2016)는 유형 및 무형 투자에 대한 대리인 동기 측면에서의 불일치를 관찰하고, 이러한 불일치의 원인을 탐색하는 후속연구의 필요성을 언급하였다. Livdan and Nezhlobin(2022)은 회사 제품에 대한 수요에 불리한 충격이 있음에도 불구하고 목표에 부합하는 수준으로 투자를 유인하는 성과측정 시스템이 존재한다는 것을 보여주었다.

차이)에 대하여 검증한다. 투자성장 기회는 상향 가능성 뿐만 아니라 하향 리스크도 수반한다. 예를 들어, Penman and Zhang(2020)은 실현주의와 보수주의에 따라 측정된 이익은 주식 가격에 영향을 미치는 “위험 정보”를 전달한다는 것을 분석적으로 보여주었으며, Penman and Zhang(2021)에서 이를 입증하였다. 또한 Penman and Reggiani(2022)는 수익률에 대한 규모 프리미엄은 기업 규모보다는 위험을 감수한 이익 성장에 의해 설명된다고 하였다. 위험과 기대수익률을 나타내는 관련 회계정보가 통제된 상황에서, 기업 규모가 수익률에 대해 설명할 수 있는 부분은 거의 없다. 투자기반 자산가격결정에 관한 연구가 장부가치 대 시장가치 비율과 같은 수익률 이상현상을 설명하기 위해 시간에 따라 변동하는(시계열적) 베타와 실물옵션을 사용하는 반면, 행동대리인 이론은 CEO의 특성을 통해 기업의 투자정책과 기업가치에 대한 횡단면적 변동을 설명한다(Hanlon, Yeung and Zuo, 2022). 본 연구는 Harrison et al.(2019)의 “Big 5” 성격특성인 개방성(openness), 성실성(conscientiousness), 외향성(extraversion), 우호성(agreeableness), 신경질적 성향(neuroticism)을 사용하여, 외향적이고 경험에 개방적인 CEO일수록 투자성장 기회를 더 잘 활용한다는 것을 발견하였다. CEO의 개방성과 외향성이 증가함에 따라 가치-이익 불복성이 더욱 증가함을 확인할 수 있었다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 본 연구는 가치-이익 불복성이 회계적 측면에서의 수익성 및 투자성장을 뿐만 아니라 이익조정, 투자성장의 원천, CEO 성격특성에 따라 달라진다는 것을 보여줌으로써, 실물옵션과 행동대리인 이론에 대한 문헌을 보완하고 확장한다. 본 연구는 가치-이익 불복성의 차이에 주목했는데, 가치-이익 불복성은 Hwang and Sohn(2010), Rao et al.(2018) 등의 선행연구에서 보고된 것과 같이 실물옵션에 기반한 주식가격책정오류(mispricing)와 거래 전략의 수익성에 모두 영향을 미친다는 점에서 연구적 가치가 있다. 또한 무형자산은 시간이 경과함에 따라 시장가치에서 차지하는 비중이 커진다는 점에서, 회계 연구자들은 무형자산 투자를 결정하는 요인, 무형자산을 재무제표에 인식하는 적합한 방법과 기준, 수익성 또는 성장기회 중 어느 것이 더욱 주요한 가치동인으로 작용하는지에 대해 더 집중할 필요가 있다(Belo et al., 2022; Crouzet and Eberly, 2023; Ho et al., 2023; Lev and Gu, 2016; Penman, 2023; Zhang, 2013).

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 이론적 배경 및 관련 선행연구를 토대로 세 개의 연구가설을 설정한다. 3장에서는 연구모형 설계에 대해 설명하고, 4장에서는 표본의 선정 과정 및 기술통계량을 제시한다. 5장에서는 가설 검정을 위한 주요 실증분석 결과 및 강건성분석 결과를 논의한다. 마지막으로 6장에서는 연구 결과를 요약하면서 결론을 맺는다.

II. 이론적 배경 및 연구가설 설정

1. 이익조정에 따른 가치-이익 불복성의 차이

선행연구에서는 회계정보가 기업가치와 어떻게 연결되는지에 관한 두 가지 유형의 평가모형을 개발하였다. 첫 번째 모형은 Ohlson(1995)과 Feltham and Ohlson(1995)의 선형평가모형(linear valuation model)이고, 두 번째 모형은 Hemmer and Labro(2019), Hiemann(2020), Zhang(2000)의 실물옵션평가모형(real options valuation model)이다. 본 연구는 Zhang(2000)의 실물옵션평가모형을 분석에 사용하고자 하는데, 그 이유는 이 모형에서 회계정보가 자본투자에 실질적이면서 특정한 역할을 하기 때문이다. Zhang (2000)에 따르면, 회계정보의 피드백 역할이 가치-이익 불복성을 만들어낸다. 다수의 선행연구(Chen, Chen and Jin, 2015; Hao et al., 2011 등)에서 가치-이익 불복성의 예측을 지지하는 실증적 증거가 보고되고 있으며, 본 연구는 가치-이익 불복성이 기업의 이익조정, 자본투자의 원천 및 CEO 성격특성에 따라 달라지는지를 살펴봄으로써 기존 실증연구들을 보완하고 확장하고자 한다.

먼저 본 연구는 이익조정에 따른 가치-이익 불록성의 차이(이익효과의 차이)를 살펴본다. Zhang(2000)의 신뢰성 있는 재무보고 가정에 따르면, 모든 이익은 동일한 품질 또는 신뢰성을 가지고 있기 때문에 모든 이익의 가치는 동일하다. 하지만 이익조정이 발생하고 이익의 품질이 저하되면, 이익조정이 반영된 이익의 가치는 이익조정이 없는 이익의 가치에 비해 낮아질 것이다. 또한 Beyer et al.(2019)은 경영보고 결정에 관한 동적모델에서 이익이 균형 상태에서 노이즈가 많으며, 보고 과정에서 추가된 노이즈가 투자자들의 기업가치에 대한 불확실성에 큰 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 투자자들의 입장에서 이익조정은 보고 과정에 추가될 수 있는 대표적인 노이즈라 할 수 있고, 조정된 이익은 미래 현금흐름을 예측하는 척도로서의 유용성을 상실하게 된다. 투자자들은 이익조정으로 인한 재무보고의 품질 저하를 고려해 미래 현금흐름에 대한 기대를 합리적으로 조정하겠지만, 이러한 조정은 불완전할 수밖에 없다. 따라서 본 연구는 이익조정이 발생할 때 가치-이익 관계는 덜 불록해질 것으로 예상한다. 이에 따라 다음과 같이 첫 번째 가설을 설정하고, 이익조정이 가치-이익 불록성 $dV/dX|_B$ 을 감소시키는지 검증하고자 한다.

H1 이익조정이 증가할수록 가치-이익 불록성은 감소한다.

2. 투자성장의 원천에 따른 가치-이익 불록성의 차이

두 번째 가설은 성장효과 $d(dV/dX|_B)/dg = C'(ROE)$ 가 투자성장의 원천에 따라 달라지는지(성장효과의 차이) 검증하고자 한다. Zhang(2000)에서는 투자성장의 가치는 동질적이라고 보는데, 그 이유는 기업 투자에서 정보 비대칭과 대리인 문제의 존재를 가정하지 않고 투자형태의 차이를 고려하지 않기 때문이다. 투자성장은 Zhang(2000)에서 제시하는 현재의 회계적 수익성 뿐만 아니라 경영자의 제국건설(empire building) 행위, 경영자의 근시안적 판단, 기업의 재무적 제약, 경영자 보상 체계의 불록성, 경영활동을 하지 않는 것에 대한 우려, 경영자의 위험회피성향, CEO와 이사회 간의 상호작용, 경기순환, 정치적 불확실성, 재무보고의 품질 등 여러 요소를 내포한다.⁴⁾

본 연구에서는 투자성장의 원천을 두 가지 범주로 나누고, 무형자산에 기반한 투자성장 $d(dV/dX|_B)/dg_1$ 의 가치가 유형자산에 기반한 투자성장 $d(dV/dX|_B)/dg_2$ 의 가치와 다를 수 있음을 제안하고자 한다. 본 연구의 두 번째 가설을 무형자산 투자에 초점을 맞추고자 하는데, 이는 다음과 같은 점에서 중요한 의미를 갖는다. 첫째, 보수적인 회계제도하에서의 무형자산에 대한 보고는 학계에서 계속적으로 논의 대상이 되어 왔다. 둘째, 최근 연구들에서 무형자산에 대해 충분히 고려하지 않는 것이 추론 오류를 야기할 수 있음을 시사하고 있다. 일부 연구 연구들은 기업의 투자와 성장기회가 주된 가치동인이라는 개념에 의문을 제기하면서, 유형자산 투자 없이 수익성이 증가하는 경우가 많아지고 있다고 한다. 예를 들어, 2000년대 초부터 금리 하락으로 인해 기업의 시장가치와 Tobin의 Q 값이 모두 상승하였는데, Tobin의 Q와 함께 투자가 증가했어야 하지만 실제로는 투자율이 낮아서 “누락된 투자(missing investment)” 현상이 발생하였다(Gutierrez and Philippon, 2017). Gormsen and Huber(2023)는 “누락된 투자”를 할인율과 자본비용 간의 격차로 설명했지만, 다른 연구들은 이를 무형자산 및 무형자산과 경제적 이익 간의 상호작용으로 설명하였다(Crouzet and Eberly, 2018/2019/2023; Crouzet et al., 2022). 또한 Green, Louis and Sani(2022)는 무형자산 지출을 자본화하고 발생액과 현금흐름을 주식가격으로 조정하는 경우 Bushman, Lerman and Zhang(2016)에서 보고된 발생액과 현금흐름 간의 약화된 연관성이 제거됨을 보여주었다.

4) 이러한 요인들을 조사한 연구로는 Bertrand and Mullainathan(2003), Biddle, Hillary and Verdi(2009), Chen et al.(2011), Garcia Lara, Garcia Osma and Penalva(2016), Gormly and Matsa(2016), McNichols and Stubben(2008), Pan et al.(2016)이 있다. Breuer and Windisch(2019, 670)는 회계적 영향 없이 발생하는 이익-수익률의 오목성(earnings-return concavity)을 관찰한 후, Garcia Lara et al.(2016)이 발견한, 보수주의가 기업의 투자 효율성에 미치는 효과에 의문을 제기하였다.

혁신은 경쟁우위를 창출하고 유지하는 데에 필수적이지만, 혁신을 위해 자금을 조달하는 일은 성과의 불확실성, 오랜 개발 기간, 혁신 활동과 관련된 정보 비대칭성 때문에 어렵다. 예를 들어, 혁신을 통해 얻을 수 있는 성과의 불확실성 때문에 자금투자자 입장에서는 혁신 프로젝트를 평가하기가 어렵다. 무형자산 투자에 대해서는 기업의 내부관리자와 외부투자자 간의 정보 비대칭성이 높기 때문에, 시장참여자들은 무형자산 투자성장으로부터의 미래수익을 추정하는 것이 어렵고 추정비용이 많이 소요될 수 있다(Barinov et al., 2022). 정보 비대칭성을 줄이기 위해 기업이 자발적으로 정보를 공개하는 것도 경쟁자들에게 정보를 노출할 위험이 있어서 효과적이지 않다. 정보 비대칭성은 자금투자자와 기업 간의 대리인 문제를 더욱 악화시킬 수 있으며(Kerr and Nanda, 2015), 자금투자자가 평가하기 어려운, 핵심인재에 내재된 무형자산은 담보로 제공되는 데에도 어려움이 있다(Crouzet et al., 2022). 혁신가능성이 있는 신생의 작은 기업들은 종종 투자할 자본이 부족한데, 이러한 기업들은 기업공개(IPO)를 통해 상장함으로써 저비용의 폭넓은 자본에 접근할 수 있지만 이와 동시에 기대치를 충족하거나 초과해야 한다는 시장 압박에도 직면하게 된다. 이러한 관점과 유사하게, Asker, Farre-Mensa and Ljungqvist(2015)는 상장기업이 비상장기업보다 투자를 훨씬 덜 하며, 이를 숫자를 맞춰야 한다는 시장의 압박이 경영자의 근시안적 판단을 악화시키기 때문인 것으로 해석하였다.

내부적으로 개발된 무형자산과 인수합병(M&A)을 통해 외부에서 취득한 무형자산 간의 회계처리 방식 차이는 상장기업에서 경영자의 근시안적 판단을 더욱 악화시킨다. Lu and Sivaramakrishnan(2018)은 무형자산 관련 비용 인식에 관한 강제적이고 의무적인 회계기준으로 인해 경영자는 근시안적으로 무형자산에 대한 과소투자를 택하게 된다는 것을 이론적으로 도출하였다. 또한 Amano(2020)는 일본 데이터를 사용하여 Lu and Sivaramakrishnan(2018)의 예측과 일치하는 증거를 보고하였다. 이는 보수적인 회계처리와 경영자의 근시안적 판단은 무형자산에 대한 투자를 줄이고 가치-이익 불특성을 악화시킬 수 있음을 시사한다. 반면, Laux and Ray(2020)는 보수적인 재무보고가 반드시 혁신을 방해하는 것이 아니며, 재무보고가 더 보수적일수록 이사회가 경영자의 인센티브 계약을 최적화함으로써 오히려 혁신에 기여할 수 있음을 분석적으로 제시하였다. Lev and Srivastava(2022)에 따르면, 시장이 유형자산보다 무형자산에 더 높은 평가배수를 부여할 때 경영자로 하여금 무형자산에 과잉투자하게 만들고 가치-이익 관계를 강화시킨다.⁵⁾ 또한 Terry, Whited and Zakolyukina(2023)에 따르면, 무형자산 지출이 고정자산 지출보다 이익에 더 즉각적인 영향을 미치기 때문에, 이익 목표치를 달성하려는 유인은 무형자산 투자를 왜곡한다.

무형자산 집약적인 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 현재 회계적 측면의 수익성과 미래 투자와의 관계가 약하게 나타날 수 있는데, 이는 무형자산 집약적인 기업일수록 호재(good news)가 미래로 이연되고 수익과 비용 간의 인식시점이 불일치되는 경향이 있기 때문이다(Penman and Zhang, 2021). McNichols, Rajan and Reichelstein(2014)은 비조건부 보수주의(unconditional conservatism)에 맞춰 수정된 Tobin의 Q가 전통적인 Tobin의 Q보다 미래 투자를 더 잘 설명한다고 하였으며, Peters and Taylor(2017)도 McNichols et al.(2014)의 연구와 유사한 결과를 보고하였다. 이러한 선행연구들을 토대로 본 연구는 무형자산의 성장효과가 유형자산의 성장효과보다 작을 것으로 예측하고, 다음과 같이 두 번째 가설을 설정한다:

H2 가치-이익 불특성은 자본투자 성장이 유형자산을 원천으로 할 때보다 무형자산을 원천으로 할 때 더욱 약하다.

두 번째 가설을 구체화하여, 재무적 제약과 같은 횡단면적 요인이 성장효과의 차이에 영향을 미치는지

5) 만약 시장이 아직 성공하지 않은 것으로 간주되는 R&D보다 성공적인 것으로 간주되는 R&D에 대해 프리미엄을 지불하고, 개발비의 자본화가 R&D 지출을 촉발한다면, 개발비의 자본화를 허용하는 회계제도가 무형자산에 대한 과소투자 문제를 해결하고 가치-이익 불특성은 회복될 수 있다(Dinh, Sidhu and Yu, 2019; Oswald, Ryu and Zarowin, 2022; Oswald, Simpson and Zarowin, 2022).

살펴보고자 한다. Bhattacharya and Ritter(1983)는 혁신을 수행하는 기업들은 제한적인 정보공시 관행과 혁신과정의 특성으로 인해 불투명하고 저평가되는 경향이 있다고 하였다. 따라서 무형자산 투자는 도덕적 해이, 경영자의 근시안적 판단, 정보 비대칭성, 물리적 담보의 부족, 재무적 위험 등의 다양한 시장 마찰에 취약하다고 할 수 있다. 선행연구에서는 정보 비대칭성과 도덕적 해이의 근거로 재무적 제약의 존재를 꼽기도 한다(Jensen and Meckling, 1976; Myers and Majluf, 1984).⁶⁾ 또한 재무적 제약에 처한 레버리지 기업들은 총체적인 수요 충격에 대응하기 위하여 자본투자에 제약을 받기도 한다(Livdan, Saprizo and Zhang, 2009).

Bolton, Wang and Yang(2019)은 재무적 제약하에서의 일반적인 실물옵션모델을 개발하고, 기업의 투자시점 결정은 투자지연의 옵션 가치와 투자자금 조달의 현재가치 간의 상충관계 사이에서 이루어진다는 것을 보여주었다. 구체적으로, Bolton et al.(2019)은 기업이 성장을 위한 옵션을 행사하는 데에 점점 더 보수적으로 변하는데, 이는 투자지연을 통해 필요한 자금을 내부에 축적함으로써 비싼 외부자금 조달을 피할 수 있기 때문이라고 하였다. 기업이 투자비용을 내부자금으로 완전히 충당할 수 있을수록, 자금 격차를 완전히 해소할 때까지 투자를 지연하는 것에서 기대되는 한계수익률은 더욱 높아진다. 무형자산 투자는 정보 비대칭성 때문에 유형자산 투자보다 외부자금 조달비용이 더 비싸다(Hottenrott and Peters, 2012). 따라서 COVID 팬데믹과 같은 잠재적인 금융충격하에서 기업들은 무형자산에 대한 투자를 줄이고 유형자산 위주의 투자를 하게 된다(Lopez and Olivella, 2018). 이러한 현상은 기업이 재무적 제약 상황에서 무형자산 투자를 먼저 미루고 다음으로 유형자산 투자를 지연할 것임을 시사한다. 재무적 제약은 무형자산에 대한 과소투자를 악화시키기 때문에, 본 연구는 차별적인 성장효과가 재무적 제약 상황에서 더욱 증가할 것이라고 예상한다. 다만, 한 가지 잠재적인 가능성은 기업이 재무적 제약에 직면했을 때 세무계획을 통해 내부에 축적할 자금을 증가시킬 수 있다는 것이다(Edwards, Schwab and Shevlin, 2016). 만약 제약에 처한 기업이 내부자금을 효과적으로 마련한다면, 재무적 제약이 무형자산 투자에 미치는 영향은 상쇄될 수도 있다.

3. 경영자의 성격특성에 따른 가치-이익 불록성의 차이

마지막으로, 본 연구의 세 번째 가설에서는 성장기회 활용의 차이를 행동경제학적 관점에서 찾고자 한다. 본 연구는 Harrison et al.(2019)의 CEO 성격특성 측정치를 준용하여, 의사결정자의 성격특성 차이가 성장기회 활용 및 가치-이익 불록성에 영향을 미치는지 검증하고자 한다. 구체적으로, Harrison et al.(2019)의 “Big 5” CEO 성격특성 중 어떠한 특성이 현재의 이익 수준에서 발생하는 투자성장 기회를 더 잘 활용하는 것과 관련이 있는지 검증한다. 최근 연구들은 경영진이 기업의 투자활동에 큰 영향을 미친다는 것을 보고하고 있는데, 이는 Tobin의 Q 투자 이론과 같이 경영진의 역할을 고려하지 않는 전통적인 경제 모델과는 상반되는 것이다(Pan et al., 2016; Schoar, Yeung and Zuo, 2023; Wu, Zhang and Zhang, 2010).

Harrison et al.(2019)의 “Big 5” CEO 성격특성은 개방성(openness), 성실성(conscientiousness), 외향성(extraversion), 우호성(agreeableness), 신경질적 성향(neuroticism)이다. 첫째, 새로운 경험에 대한 개방성은 창의적 표현과 탐구로 이어지는 창의성 및 확산적 사고와 긍정적으로 연관되어 있는 특성이 다. 새로운 경험에 개방적인 CEO는 문제를 창의적으로 해결하려는 경향이 있으며, 현 상황에 도전하려는

6) 불투명한 정보환경에서 영업활동을 하는 기업들은 외부 자금공급자들에 의한 평가 할인율을 최소화하기 위해 자발적 공시를 통해 재무보고서의 복잡성을 보완하고자 한다. 기업의 복잡성과 자발적 공시에 대한 초기 문헌의 예로는 XBRL 태그의 다양성을 기반으로 한 회계보고 복잡성에 관하여 연구한 Hoitash and Hoitash(2018), 자발적 공시에 대한 이사회 전문성에 관하여 연구한 Chychyla, Leone and Minutti-Meza(2019), 10-K의 자발적 R&D 공시에 관하여 연구한 Rawson(2022), 기업 복잡성 측정에 관하여 연구한 Loughran and McDonald(2023), 조직 복잡성과 재무보고 복잡성이 자발적 공시 및 정보환경에 미치는 상대적 효과에 관하여 연구한 Baik et al.(2023) 등이 있다.

의지가 강하다(Aabo et al., 2022; Nadkarni and Herrmann, 2010). 따라서 본 연구는 새로운 경험에 더 개방적인 CEO가 그렇지 않은 CEO보다 투자성장 기회를 더 잘 활용할 것으로 예상된다. 둘째, 성실함이 라는 특성은 신뢰할 수 있고, 규칙을 따르며, 규범을 지키는 CEO를 나타낸다. 투자성장 기회에 불확실한 측면은 성실한 사람들에게 잘 맞지 않고, 투자 실패의 위험은 성실한 CEO에게는 큰 부담으로 작용할 가능성이 있다(Fong and Tosi, 2007). 따라서 본 연구는 성실한 CEO는 그렇지 않은 CEO에 비해 투자성장 기회를 덜 활용할 것으로 예상된다. 셋째, 외향적인 사람들은 낙관적이고 모험을 추구하는 경향이 있다. 외향적인 CEO에게는 투자성장 기회에의 상향 잠재력이 하향 위험보다 더욱 두드러지게 인식될 것이다. 이는 외향적인 사람들이 인수합병과 같은 도전적인 전략을 추구하는 경향이 있다는 점에서도 반영된다(Green, Jame and Lock, 2019; Malhotra et al., 2018). 따라서 본 연구는 외향적인 CEO가 그렇지 않은 CEO보다 투자성장 기회를 더 잘 활용할 것으로 예상된다. 넷째, 우호적인 사람들은 갈등을 회피하고 관계에 가치를 두는 경향이 있다. 선행연구에 따르면 우호성이 다섯 가지 성격특성 중 가장 복잡한 것으로 보고되는데(Nadkarni and Herrmann, 2010), 이는 우호적인 CEO가 주변 사람들의 선호를 검토하지 않고는 어떻게 행동할지 예측하기 어렵기 때문일 것이다. 따라서 본 연구에서는 이 성격특성에 대한 가설은 설정하지 않기로 한다. 다섯째, 신경질적인 성격특성은 부정적인 영향에 취약하고 감정 통제의 결여와 관련이 있다. 감정적으로 불안정한 CEO들은 적응력이 부족하여 투자성장 기회에 불확실하거나 위험한 측면에 더욱 집중하게 된다. 신경질적인 성격은 비판주의, 걱정, 자기 의심과 같은 요소로 구성된 다차원적인 구조로 간주되며, 신경질적인 CEO는 주어진 상황에 대한 위험을 더 높게 인식할 가능성이 있다(Herrmann and Nadkarni, 2014). 따라서 본 연구는 신경질적 성향이 강한 CEO가 그렇지 않은 CEO보다 투자성장 기회를 덜 활용할 것으로 예상된다. 이를 토대로 본 연구의 세 번째이자 마지막 가설을 다음과 같이 설정한다:

H3 외향적이고 새로운 경험에 개방적인 CEO는 그렇지 않은 CEO보다 투자성장 기회를 더 잘 활용할 것이다. 반면, 더 성실하고 더 신경질적인 CEO는 그렇지 않은 CEO보다 투자성장 기회를 덜 효과적으로 활용할 것이다.

III. 연구설계

1. 이익효과 차이의 차이(H1)

첫 번째 가설, 즉 이익조정이 가치-이익 불록성을 감소시키는지 검증하기 위해, Zhang(2014, 77)의 방법을 따른 아래 식(1)을 사용하여 1987년부터 2017년까지의(발생액 이익조정은 1990년부터 2017년까지) 기간에 대해 연도별로 횡단면 회귀분석을 수행하고자 한다:

$$MB_{i,t} = a_0 + a_1 H_{EM,t} + a_2 H_{ROE,t} + a_3 H_{EM} H_{ROE,t} + a_4 ROE_{i,t} + a_5 H_{EM} ROE_{i,t} + a_6 H_{ROE} ROE_{i,t} + a_7 H_{EM} H_{ROE} ROE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서 MB 는 시장가치 대 장부가치 비율이며, H_{EM} 는 동일연도 표본의 중간값보다 높은 수준의 이익조정을 행한 경우에는 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. H_{ROE} 는 자기자본이익률(ROE)이 동일연도 표본의 중간값보다 높은 경우 1, 그렇지 않으면 0인 또 다른 더미변수이다. $ROE_{i,t}$ 는 자기자본이익률을 나타내는 변수로서, 특별항목 이전의 이익을 자기자본의 기초 장부가치로 나눈 값으로 측정된다.

ε 는 독립적이고 동일하게 분포된 오차항이다. i 는 기업을, $t-1, t, t+1$ 은 연도를 나타낸다. 본 연구는 Fama and MacBeth(1973) 절차를 사용하여 회귀계수와 t 통계량을 추정한다. 또한 Anderson et al.(2023)의 방법을 따라, 연도별 회귀계수 추정치들 간의 시계열 상관성을 고려하기 위해 Newey-West(1987)의 조정을 적용하여 표준오차를 산출한다.

본 연구는 이익조정 두 가지 측정치로 발생액 이익조정과 실물 이익조정을 사용한다. 먼저, 발생액 이익조정 측정 방법은 다음과 같다. Fama-French 12 산업 분류를 사용하여 업종을 분류하고 업종별 20개 이상의 관측치가 있는 연도를 대상으로 인접한 두 회계기간 동안의 발생액과 현금흐름을 매핑한 아래 식(2)를 기반으로 발생액 이익조정 변수를 설계한다.

$$\Delta WC_{i,t} = b_0 + b_1OCF_{i,t-1} + b_2OCF_{i,t} + b_3OCF_{i,t+1} + b_4(\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + b_5PPE_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (2)$$

여기서 $\Delta WC_{i,t}$ 는 기업 i 의 $t-1$ 연도 대비 t 연도의 운전자본 변동을 나타내며, OCF 는 특별항목 및 중단영업과 관련된 현금흐름을 조정한 영업활동으로부터의 현금흐름을 나타내는 변수이다. $\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}$ 는 기업 i 의 $t-1$ 연도 대비 t 연도의 매출액 변동에서 매출채권 변동을 차감한 값이며, PPE 는 유형자산, η 는 독립적이고 동일하게 분포된 오차항이다. 식(2)로부터 산출한 잔차는 전기, 당기, 차기의 영업현금흐름, $\Delta REV - \Delta AR$, PPE 와 매핑되지 않는 당기 발생액의 추정오차를 나타낸다. 본 연구는 Francis et al.(2005)의 방법론을 따라 5년 윈도우 기간을 사용하여 롤링회귀분석을 수행하고, 산출한 잔차의 표준편차를 발생액 이익조정 또는 발생액 품질의 대리변수로 사용한다. 다음으로, 실물 이익조정은 Christensen et al.(2023)의 SAS 코드를 사용하여 산출하였다. 위와 같이 산출한 발생액 이익조정 및 실물 이익조정은 동일연도 표본의 중간값을 기준으로 각각 H_{EM} 에 1 또는 0의 값을 부여한다.

H1에 따라, 본 연구는 a_7 이 음수일 것으로 예상하는데, 음의 a_7 은 $dV/dX_1|_B$ 이 $dV/dX_2|_B$ 보다 작음을 의미한다. 여기서 X_1 는 높은 수준의 이익조정, X_2 는 낮은 수준의 이익조정을 나타낸다.

2. 성장효과의 차이(H2)

두 번째 가설, 즉 성장효과가 투자성장의 원천(유형자산 vs. 무형자산)에 따라 달라지는지를 검증하기 위해, 다음 식(3)을 사용하여 회귀분석을 수행한다:

$$MB_{i,t} = c_0 + c_1H_{TAN_{i,t}} + c_2H_{INTAN_{i,t}} + c_3H_{ROE_{i,t}} + c_4H_{TAN}H_{ROE_{i,t}} + c_5H_{INTAN}H_{ROE_{i,t}} + c_6ROE_{i,t} + c_7H_{TAN}ROE_{i,t} + c_8H_{INTAN}ROE_{i,t} + c_9H_{ROE}ROE_{i,t} + c_{10}H_{TAN}H_{ROE}ROE_{i,t} + c_{11}H_{INTAN}H_{ROE}ROE_{i,t} + \zeta_{i,t} \quad (3)$$

여기서 H_{TAN} 는 투자성장률에 기업의 유형자산이 기여한 비중이 동일연도 표본의 중간값을 초과할 때 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. H_{INTAN} 는 무형자산이 투자성장률에 기여한 비중이 동일연도 표본의 중간값을 초과할 때 1, 그렇지 않으면 0인 또 다른 더미변수이다. 다른 변수들은 식(1)에서 정의된 것과 동일하다. 본 연구는 C_{11} 이 C_{10} 보다 작을 것으로 예상하는데, 이러한 예측은 무형자산을 원천으로 한 투자성장 $d(dV/dX_B)/dg_1$ 의 가치가 유형자산을 원천으로 한 투자성장 $d(dV/dX_B)/dg_2$ 의 가치보다 낮음을 의미한다.

H_{TAN} 과 H_{INTAN} 을 측정하기 위하여 기업의 투자성장률에 유형자산 또는 무형자산이 성장의 원천으로서 기여한 비중을 산출할 필요가 있는데, 본 연구는 다음과 같은 과정을 통해 산출하였다. 먼저, 본 연구는 투자성장률 두 개의 직교성분(유형자산 원천 vs. 무형자산 원천)으로 분해하는데, 이를 위해 Peters

and Taylor(2017)의 지식자본(knowledge capital) 및 조직자본(organization capital)을 내부적으로 개발된 무형자산 투자의 대리변수로 사용한다. Peters and Taylor(2017)는 누적 연구개발비(R&D) 지출을 통해 지식자본을 추정하였으며, 조직자본은 판매비와 관리비(SG&A)의 30%를 누적하여 연구개발비를 차감한 후 계속기록법을 사용하여 추정하였다. 이러한 추정방법은 무형자산에 대한 상각률을 고려하며, 추정치는 Wharton Research Data Services에서 이용가능하다. Peters and Taylor(2017)는 전통적인 Tobin의 Q의 분모에 자본화되고 상각된 무형자산을 추가한 Total Q가 Tobin의 Q보다 기업 투자를 더 잘 설명한다고 하였다.

Fama-French 48 산업 포트폴리오의 연간 평균을 고려하여 조정한 무형자산 투자(기업들 간의 투자특성 차이를 통제하기 위해 무형자산 투자를 유형자산 및 무형자산 투자의 합계액으로 나눈 값을 사용함)를 독립변수로, 후속 3개년 동안의 연평균 순자산 성장률(투자성장률의 대응치입)을 종속변수로 하여 회귀분석을 수행하였다. 투자성장률을 나타내는 종속변수 중 독립변수에 의해 설명되는 부분은 '무형자산을 원천으로 한' 투자성장률로, 회귀모형의 잔차는 '유형자산을 원천으로 한' 투자성장률로 사용한다. 본 연구의 분석대상기간인 1968년~2017년(50년간) 동안의 관측치에 대해 연도별로 회귀분석을 수행하였으며, 연도별로 추정된 회귀계수의 평균값은 0.07, Fama-MacBeth t 통계량은 4.48이다.

식(3)에서의 관심 계수는 C_{10} 과 C_{11} 인데, C_{10} 은 높은 자기자본이익률 영역($H_{ROE}=1$)에서 높은 유형자산 투자를 원천으로 하는 투자성장 H_{TAN} 의 주식가치에 대한 증분 효과를 나타낸다. 마찬가지로, C_{11} 은 높은 무형자산 투자를 원천으로 하는 투자성장 H_{INTAN} 의 주식가치에 대한 증분 효과를 나타낸다. 본 연구는 두 번째 가설을 통해 무형자산을 기반으로 한 성장과 유형자산을 기반으로 한 성장 간에 가치-이익 불특성의 차이를 보이는지 살펴보고자 하는데, 만약 경영자가 무형자산에 현재의 회계 수익성이 제시하는 수준보다 덜 투자한다면, C_{11} 계수값이 C_{10} 계수값보다 작을 것으로 예측한다(즉, $C_{11} < C_{10}$).

본 연구는 Hadlock and Pierce(2010)의 SA 지수를 사용하여 재무적 제약을 측정한다. 이 지수는 기업의 규모와 연령을 사용하여 재무적 제약을 측정하는데, 계산식은 다음과 같다: $(-0.737*Size) + (0.043*Size^2) - (0.040*Age)$. Size는 자산의 로그값, Age는 기업 연령을 의미한다. 재무적 제약이 있는 기업들이 유형자산 투자를 축소하기 전에 무형자산 투자를 먼저 축소한다면, 재무적 제약이 있을 때 유형자산 투자와 무형자산 투자 간의 가치-이익 관계의 차이가 증가할 것으로 예상된다.

3. 성장기회 활용의 차이(H3)

세 번째 가설에서는 Harrison et al.(2019)의 "Big 5" 성격특성을 사용하여 CEO 성격과 투자성장 기회를 활용하는 능력 간의 연관성을 살펴본다. Harrison et al.(2019)은 3,573명의 S&P 1500 기업 CEO를 대상으로 100,000회 이상의 실적발표 컨퍼런스콜을 분석하여 CEO의 성격점수를 개발했다. Harrison은 이 데이터를 2020년까지 확장했는데, 본 연구는 이 데이터를 실증분석에 사용한다. 전체 표본을 성격특성 차이에 따라 세분화한 그룹별로 다음 식(4)를 사용하여 회귀분석을 수행함으로써 세 번째 가설을 검증하고자 한다:

$$MB_{i,t} = d_0 + d_1 H_{g_{i,t}} + d_2 H_{ROE_{i,t}} + d_3 H_g H_{ROE_{i,t}} + d_4 ROE_{i,t} + d_5 H_g ROE_{i,t} + d_6 H_{ROE} ROE_{i,t} + d_7 H_g H_{ROE} ROE_{i,t} + \theta_{i,t} \quad (4)$$

여기서 H_g 는 투자성장률(*Total investment*)이 동일연도 표본의 중간값을 초과하면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. Hao et al.(2011)을 방법론을 따라 후속 3개년 동안의 연평균 순자산 장부가액의 증가율을 투자성장률의 대리변수로 사용하며, 다른 변수들은 식(1)에서 정의한 것과 같다. H3에 따라 높은 개방성과 외향성(낮은 성실성과 신경질적 성향) 샘플에서 d_7 의 값이 유의할 것으로 예상된다.

IV. 표본 및 기술통계량

표본 선정은 COMPUSTAT에서 1968년부터 2017년까지(50년 동안)의 모든 미국 기업을 식별하는 것에서 시작한다. 본 연구의 실증분석에 사용될 관측치는 시장가치 대 장부가치(MB), ROE , 성장 잠재력을 계산하는 데에 필요한 데이터에 결측이 없어야 한다. Hao et al.(2011)의 방법론을 따라 후속 3개년 동안의 연평균 순자산 성장률을 성장 잠재력의 대용치로 사용하였다. 본 연구는 순자산의 장부가치가 100만 달러 미만인 기업을 표본에서 제외하고, Burgstahler and Dichev(1997)을 따라 공기업 및 금융업종에 속한 기업들은 제외하였다. 또한 최소 4년 연속 데이터를 보유한 기업만을 표본에 포함하였다. 모든 연속 변수는 상위 및 하위 1%에서 윈저라이즈하였다. Appendix A에서 실증분석에 사용된 변수들의 정의를 제시하였다.

〈Table 1〉의 패널 A는 첫 번째 가설 검정에 사용되는 표본의 기술통계량을 제시한다. 시장가치 대 장부가치 비율의 평균은 3.62이고, 중간값은 2.16이다. 자기자본이익률(ROE)의 평균(중간값)은 0.04(0.09)로, 이는 표본에 포함된 기업들이 평균적으로 양(+)의 수익성을 가지고 있음을 보여준다. 두 가지 더미 H_{ROE} 와 H_{EM} 은 구조적으로 평균이 0.5이다. 〈Table 1〉의 패널 B는 두 번째 가설 검정에 사용되는 표본의 기술통계량을 제시한다. 〈Table 1〉의 패널 C는 세 번째 가설 검정에 사용되는 표본의 기술통계량을 제시한다. CEO 성격특성에 대한 관측치 수는 다른 변수들에 비해 훨씬 적은데, 이는 해당 데이터가 S&P 1500 기업의 CEO만을 대상으로 개발되었기 때문이다(Harrison et al., 2019).

Table 1. Descriptive Statistics

Panel A. Sample for H1 (Difference in the Earnings Effect)

	N	Mean	Std. Dev.	p25	Median	p75
MB	75,164	3.624	5.025	1.207	2.156	3.935
ROE	75,164	0.042	0.330	-0.026	0.093	0.184
H_{ROE}	75,164	0.5	0.5	0	1	1
H_{EM}	75,164	0.5	0.5	0	1	1
Real EM	75,164	-0.083	0.452	-3.756	-0.110	0.227
Accruals EM (std)	72,010	0.092	0.150	0.027	0.059	0.111
Accruals EM (std/ave)	72,010	-2.659	1,780.532	-0.997	0.165	1.191

Panel B. Sample for H2 (Difference in the Growth Effect)

	N	Mean	Std. Dev.	p25	Median	p75
MB	132,061	3.130	4.495	1.007	1.812	3.409
ROE	132,061	0.060	0.301	0.003	0.104	0.186
Tangible investment	132,061	0.000	0.323	-0.146	-0.050	0.055
Intangible investment	132,061	0.142	0.044	0.111	0.131	0.170
H_{ROE}	132,061	0.5	0.5	0	1	1
H_{TAN}	132,061	0.5	0.5	0	1	1
H_{INTAN}	132,061	0.5	0.5	0	1	1
SA Index	132,061	-3.188	0.716	-3.651	-3.209	-2.721

Panel C. Sample for H3 (Difference in Exploiting Growth Opportunities)

	N	Mean	Std. Dev.	p25	Median	p75
<i>MB</i>	16,216	4.070	4.911	1.641	2.710	4.535
<i>ROE</i>	16,216	0.130	0.251	0.052	0.134	0.218
<i>H_{ROE}</i>	16,216	0.5	0.5	0	1	1
<i>H_g</i>	16,216	0.5	0.5	0	1	1
<i>Total investment</i>	16,216	0.151	0.844	-0.004	0.079	0.181
<i>Openness</i>	16,216	4.659	0.597	4.316	4.720	5.040
<i>Conscientiousness</i>	16,216	5.098	0.503	4.826	5.108	5.392
<i>Extraversion</i>	16,216	4.782	0.732	4.492	4.908	5.192
<i>Neuroticism</i>	16,216	3.308	0.619	2.991	3.293	3.617

Notes: 1. p-values are two-tailed. ***, **, and * indicate significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.
2. Appendix A provides detailed definitions of all variables.

V. 분석결과

1. 이익효과의 차이(H1)

〈Table 2〉는 1987년부터 2017년까지(발생액 이익조정은 1990년부터 2017년까지)의 연도별 Fama-MacBeth 회귀계수의 평균과 함께, 식(1)을 추정하는 동안 발생할 수 있는 자기상관을 고려한 Newey-West 조정이 적용된 *t*통계량을 보여준다. 본 연구는 이익조정의 두 가지 대리변수를 사용하는데, 첫 번째 대리변수는 Christensen et al.(2023)에 따라 산출한 실물 이익조정이다. 〈Table 2〉의 첫 번째 열은 실물 이익조정을 사용한 결과를 제시하는데, $H_{EM}H_{ROE}ROE$ 의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다(계수값 = -2.46, *t*통계량 = -2.13). 이는 높은 ROE 영역(H_{ROE})에서, 높은 이익조정($H_{EM}=1$)이 낮은 이익조정($H_{EM}=0$)에 비해 가치-이익 불록성을 약화시킨다는 것을 의미하며, 이익효과의 차이에 관한 본 연구의 첫 번째 가설과 일치한다(즉, 표본을 높은 이익조정(X_1)과 낮은 이익조정(X_2)으로 나눌 때 $dV/dX_1|_B$ 이 $dV/dX_2|_B$ 보다 작음). 또한 〈Table 2〉의 첫 번째 열에서 $H_{ROE}ROE$ 의 계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 확인할 수 있는데(계수값 = 24.65, *t*통계량 = 15.39), 이러한 결과는 $dV/dX_1|_B$ 를 양수로 예측하는 Zhang(2000)의 관점과 일치한다. 한편, *ROE*의 회귀계수가 유의한 음수로 나타났는데(계수값 = -7.53, *t*통계량 = -8.72), 이는 수익성이 낮은 관측치($H_{ROE}=0$)들 중 절반 이상이 손실기업인 데에 기인하는 것으로 설명할 수 있다(Hayn, 1995). 구체적으로 1987년부터 2017년까지의 기간 동안 낮은 수익성 샘플에서 손실기업 관측치의 최대 및 최소 비중은 각각 83.63%와 27.09%이다.7)

7) Fodor et al.(2023)의 〈Table 6〉는 실적 발표에 대한 시장 반응이 ROA와 음(-)의 관계에 있으며, 음(-)의 ROA 계수는 부정적인 어닝 서프라이즈 기업들에서 집중된다는 것을 보여주었다(Panel C). Fodor et al.(2023)의 〈Table 2〉는 기업 생애주기 다섯 단계 중 성숙기에 있는 기업들에서는 가장 낮은 손실 비중인 6.12%를, 쇠퇴기에 있는 기업들에서는 가장 높은 손실 비중인 81.63%를 기록한다는 것을 보여주었다. Fodor et al.(2023)에서의 손실 비중은 표본이 Institutional Broker's Estimate System(I/B/E/S)의 애널리스트 커버리지 기업으로 한정되어 있기 때문에 하향 편향되어 있다.

Table 2. Regression of Market-to-Book on Return on Equity (Earnings Management)

Variable	Pred. Sign	Coefficient		
		Real EM (1)	Accruals EM (2) (std)	Accruals EM (3) (std/ave)
CONSTANT		2.041*** (16.26)	1.753*** (14.04)	1.873*** (14.20)
H_{EM}		-0.405*** (-4.00)	0.034 (0.48)	-0.179 (-1.38)
H_{ROE}		-1.387*** (-6.92)	-1.700*** (-6.70)	-1.427*** (-8.35)
$H_{EM}H_{ROE}$		0.097 (0.42)	0.685** (2.67)	0.125 (0.77)
ROE	-	-7.527*** (-8.72)	-6.729*** (-10.36)	-8.009*** (-8.49)
$H_{EM}ROE$	-	1.102 (1.35)	-1.172*** (-2.97)	0.901 (1.21)
$H_{ROE}ROE$	+	24.649*** (15.39)	25.268*** (14.15)	25.376*** (16.75)
$H_{EM}H_{ROE}ROE$	-	-2.455** (-2.13)	-1.987* (-1.58)	-2.496*** (-3.49)
adj. R-sq		0.377	0.387	0.389

Notes: 1. t -values in parentheses are based on Fama-MacBeth standard errors with Newey-West adjustments. p -values are one-tailed for signed predictions, two-tailed otherwise. ***, **, and * indicate significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2. Appendix A provides detailed definitions of all variables.

두 번째 이익조정 대리변수는 Francis et al.(2005)에 따라 산출한 발생액 이익조정이다. <Table 2>의 두 번째 열은 $H_{EM}H_{ROE}ROE$ 의 회귀계수가 유의하게 음수임을 보여주는데(계수값 = -1.99, t 통계량 = -1.58), 이는 높은 수익성을 보이는 기업들은 동일연도 표본의 평균에 비해 이익조정을 많이 할 때 가치-이익 불복성이 감소한다는 것을 의미한다. <Table 2>의 세 번째 열은 발생액 이익조정의 대안적인 측정치를 사용한 결과를 제시하는데, 이는 두 번째 열에서 이익조정의 대리변수로 사용한 잔차의 표준편차를 5년 윈도우 기간 동안의 잔차 평균을 고려하여 조정한 것이다. 두 번째 열의 결과와 동일하게 $H_{EM}H_{ROE}ROE$ 의 회귀계수는 통계적으로 유의한 음수이다(계수값 = -2.50, t 통계량 = -3.49). 전반적으로 <Table 2>의 결과는 기업의 수익성이 높은 경우 이익조정은 가치-이익 불복성을 줄인다는 것을 시사하며, 이는 가치-이익 불복성의 차이에 관한 본 연구의 첫 번째 가설을 지지한다.

2. 성장효과의 차이(H2)

<Table 3>는 식(3)의 Fama-MacBeth 연도별 회귀계수의 평균을 보여준다. <Table 3>의 첫 번째 열을 보면, $H_{TAN}H_{ROE}ROE$ 의 회귀계수(C_{10})는 1% 유의수준에서 양(+)의 값(계수값 = 4.45, t 통계량 = 4.28)을 갖는다. $H_{INTAN}H_{ROE}ROE$ 의 회귀계수(C_{11})도 5% 유의수준에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다(계수값 = 1.29, t 통계량 = 2.49). 두 계수($C_{10} - C_{11}$) 간의 차이인 3.16은 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다(t 통계량 = 2.72). 이러한 분석 결과는 높은 회계 수익성 구간($H_{ROE}=1$)에서 무형자산을

원천으로 하는 투자성장(H_{INTAN})이 유형자산을 원천으로 하는 투자성장(H_{TAN})에 비해 낮은 가치-이익 불록성을 가지는 것으로 해석할 수 있다. 또한 경영자의 근시안적 판단 및 무형자산 투자와 관련한 의무적이고 강제적인 비용처리 규정이 무형자산에 과잉투자하게 하는 동기(일반적으로 유형자산에 비해 무형자산이 시장에서 저평가되어 있으므로 기업 내부적으로는 현재 수익성이 제시하는 투자 수준보다 무형자산을 과잉투자할 수 있는 유인도 존재함)보다 우위에 있다는 것을 시사한다. 정리하면, 분석 결과는 무형자산을 기반으로 한 성장효과가 유형자산을 기반으로 한 성장효과보다 낮다는 본 연구의 두 번째 가설을 지지한다.

Table 3. Regression of Market-to-Book on Return on Equity (On-Balance-Sheet vs. Off-Balance-Sheet Assets)

Variable	Pred. Sign	Coefficient		
		Main (1)	High SA Index (2)	Low SA Index (3)
CONSTANT		1.248*** (13.16)	1.058*** (8.49)	1.237*** (9.97)
H_{TAN}		0.751*** (10.76)	0.822*** (5.78)	0.588*** (8.10)
H_{INTAN}		0.023 (0.44)	0.002 (0.02)	0.049 (1.19)
H_{ROE}		-1.090*** (-6.29)	-0.676*** (-2.95)	-1.055*** (-6.56)
$H_{TAN}H_{ROE}$		-0.862*** (-6.78)	-0.669** (-2.55)	-0.775*** (-4.17)
$H_{INTAN}H_{ROE}$		0.092 (0.78)	0.223 (1.66)	-0.305** (-2.23)
ROE	-	-3.980*** (-3.67)	-5.337*** (-4.69)	0.098 (0.11)
$H_{TAN}ROE$	-	-0.456 (-0.67)	-0.839** (-1.88)	-0.927** (-2.13)
$H_{INTAN}ROE$	-	-0.638* (-1.43)	0.536 (0.86)	-0.189 (-0.47)
$H_{ROE}ROE$	+	16.943*** (9.68)	17.383*** (11.16)	12.718*** (8.16)
$H_{TAN}H_{ROE}ROE$	+	4.450*** (4.28)	4.933*** (5.63)	4.609*** (5.44)
$H_{INTAN}H_{ROE}ROE$	+	1.290*** (2.49)	0.055 (0.06)	2.118** (2.14)
$H_{TAN}H_{ROE}ROE$ $-H_{INTAN}H_{ROE}ROE$	+	3.160*** (2.72)	4.878*** (3.77)	2.491** (1.91)
Diff b/w high and low	+/-		2.387** (1.69)	
adj. R-sq		0.403	0.378	0.492

Notes: 1. *t*-values in parentheses are based on Fama-MacBeth standard errors with Newey-West adjustments. *p*-values are one-tailed for signed predictions, two-tailed otherwise. ***, **, and * indicate significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2. Appendix A provides detailed definitions of all variables.

본 연구는 무형자산을 원천으로 한 성장과 유형자산을 원천으로 한 성장 간의 성장효과의 차이를 확인함으로써, Hao et al.(2011)의 성장효과를 보완하고 확장한다. 본 연구는 경영자의 근시안적 판단과 내부적으로 개발된 무형자산에 대한 의무적인 비용처리 회계가 경영자들이 단기적인 성과에 집중하게 하고 현재의 회계 수익성이 제시하는 투자 수준에 비해 내부 무형자산에 적게 투자하게 만든다고 보았다. 자연스럽게 무형자산에 과소투자하는 기업은 현재의 높은 회계 수익성이 제시하는 수익성 있는 투자기회를 놓치게 되고, 그 결과 가치-이익 연관성의 증분 효과는 약화될 것이다.

본 연구의 두 번째 가설은 성장효과의 차이가 재무적 제약이 있는 상태에서 증가할 것이라고 예측한다. 이는 재무적 제약이 있는 기업이 재무적 제약이 없는 기업보다 성장 옵션을 잘 활용할 수 없을 것이라는 생각에 근거를 두고 있다. 성장효과의 차이에 대한 횡단면적 변동에 대한 이러한 예측을 검증하기 위해, 본 연구는 Hadlock and Pierce(2010)의 재무적 제약 지수(SA 지수: 기업의 규모 및 연령이 반영됨)를 사용하여 동일연도 표본 중간값을 기준으로 표본을 두 그룹으로 세분화하였다. <Table 3>의 두 번째와 세 번째 열은 높은 재무적 제약을 나타내는 그룹에서의 $H_{TAN}H_{ROE}ROE$ 와 $H_{INTAN}H_{ROE}ROE$ 의 계수 차이가, 낮은 재무적 제약을 나타내는 그룹에서의 계수 차이보다 크다는 것을 보여준다. 구체적으로, <Table 3>의 두 번째 열은 높은 재무적 제약이 있는 기업에서 기울기 계수 차이가 4.88이고, t 통계량은 3.77로 1% 수준에서 유의하다는 것을 보여준다. <Table 3>의 세 번째 열은 낮은 재무적 제약이 있는 기업에서 계수 차이가 2.49이고, t 통계량은 1.91로 5% 수준에서 유의하다는 것을 보여준다. 본 연구는 세분화된 두 개 표본 간의 성장효과 차이 간의 차이인 2.39가 5% 수준에서 유의하다는 것을 확인하였다(t 통계량: 1.69, p 값: 0.047). 이러한 결과는 재무적 제약이 있을 때 투자성장 출처에 따른 성장효과의 차이가 증가한다는 것을 시사한다.

3. 성장기회 활용의 차이(H3)

<Table 4>는 CEO 성격특성과 투자성장 기회를 활용하는 능력 간의 연관성에 관한 본 연구의 세 번째 가설에 대한 검정결과를 보여준다. 각 “Big 5” 성격특성은 표본 중간값을 기준으로 군집화하였다. 본 연구는 중간 두 사분위수는 제외하고 첫 번째 사분위수와 네 번째 사분위수를 비교하였다. <Table 4>의 첫 번째와 두 번째 열은 CEO의 경험 개방성에 대한 검증 결과를 보여주는데, 첫 번째 열에서는 $H_gH_{ROE}ROE$ 의 회귀계수가 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 도출된 반면(계수값 = 19.27, t 통계량 = 2.00), 두 번째 열에서는 동일 변수의 회귀계수가 유의하지 않게 나타났다(계수값 = -2.48, t 통계량 = -0.85). 본 연구는 높은 개방성 샘플에서의 $H_gH_{ROE}ROE$ 계수가, 낮은 개방성 샘플에서의 $H_gH_{ROE}ROE$ 계수보다 유의하게 높다는 것을 확인했다(계수차이 = 21.74, t 통계량 = 2.08, 5% 유의수준). 이러한 결과는 더 개방적인 CEO가 덜 개방적인 CEO보다 투자성장 기회를 더 잘 활용한다는 것을 보여준다.

Table 4. Regression of Market-to-Book on Return on Equity and CEO Personality Traits

Variable	Pred. Sign	Coefficient							
		Openness		Conscientiousness		Extraversion		Neuroticism	
		High (1)	Low (2)	High (3)	Low (4)	High (5)	Low (6)	High (7)	Low (8)
CONSTANT		1.922** (2.82)	1.744** (11.45)	1.996** (13.02)	1.808** (6.64)	2.391** (12.65)	1.760** (13.05)	2.161** (4.17)	2.454** (11.35)
H_g		2.644** (3.85)	0.757** (5.16)	1.597** (9.71)	0.853** (3.37)	1.838** (6.77)	1.270** (2.44)	1.231** (3.07)	1.761** (6.85)
H_{ROE}		-1.035 (-1.22)	-1.685** (-3.59)	-1.279** (-3.01)	-1.469** (-2.72)	-1.597** (-3.05)	-1.185* (-2.03)	1.463 (0.51)	-0.447 (-0.90)
$H_g H_{ROE}$		-4.386** (-2.30)	0.637 (1.14)	-2.885** (-2.36)	-1.645 (-1.44)	-3.908** (-2.52)	-1.097 (-1.06)	-4.032 (-1.06)	-4.307** (-4.42)
ROE	-	-1.871 (-0.97)	-0.066 (-0.06)	-2.077 (-1.17)	1.365 (0.44)	-0.884 (-0.63)	-11.213 (-1.00)	-7.220 (-0.77)	-2.528** (-1.81)
$H_g ROE$	-	-4.694** (-2.54)	-1.253 (-0.99)	-4.311* (-1.48)	0.083 (0.05)	-7.886** (-5.47)	2.091 (0.75)	-4.090** (-2.89)	-4.326** (-5.73)
$H_{ROE} ROE$	+	18.614** (4.91)	15.961** (6.45)	18.172** (5.72)	14.302** (12.59)	17.213** (7.32)	25.065** (2.15)	11.201** (7.71)	13.866** (6.51)
$H_g H_{ROE} ROE$	+	19.269** (2.00)	-2.475 (-0.85)	15.298** (2.30)	8.120* (1.55)	23.017** (3.58)	1.749 (0.51)	14.899* (1.47)	20.530** (5.58)
Diff b/w high and low	+/-		21.744** (2.08)	7.178 (0.94)		21.268** (2.59)			-5.631 (-0.52)
adj. R^2		0.522	0.519	0.655	0.597	0.579	0.474	0.553	0.627

Notes: 1. t -values in parentheses are based on Fama-MacBeth standard errors with Newey-West adjustments. p -values are one-tailed for signed predictions, two-tailed otherwise. ***, **, and * indicate significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2. Appendix A provides detailed definitions of all variables.

(Table 4)의 다섯 번째와 여섯 번째 열은 CEO의 외향성에 대한 검증결과를 보여준다. <Table 4>의 다섯 번째 열에서는 $H_g H_{ROE} ROE$ 의 회귀계수가 양수이며 1% 수준에서 유의하다는 것을 보여주는 반면(계수값 = 23.02, t 통계량 = 3.58), 여섯 번째 열에서는 동일변수의 회귀계수가 유의하지 않다는 것을 보여준다(계수값 = 1.75, t 통계량 = 0.51). 또한 높은 외향성 샘플에서의 $H_g H_{ROE} ROE$ 계수가 낮은 외향성 샘플에서의 계수보다 통계적으로 유의하게 높았다(차이 = 21.27, t 통계량 = 2.59, 1% 유의수준). 이러한 결과는 더 외향적인 CEO가 덜 외향적인 CEO보다 투자성장 기회를 더 잘 활용한다는 것을 시사한다.

성실성과 신경질적 성향의 경우, 본 연구는 더 성실하거나 더 신경질적인 CEO가 투자성장 기회를 덜 효과적으로 활용할 것이라고 예측했다. 그러나 분석 결과는 예상과 다르게 나타났다. 예를 들어, <Table 4>의 일곱 번째와 여덟 번째 열 모두에서 $H_g H_{ROE} ROE$ 회귀계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났으며(일곱 번째 열: 계수값 = 14.90, t 통계량 = 1.47; 여덟 번째 열: 계수값 = 20.53, t 통계량 = 5.58), 두 계수 차이 5.63은 통계적으로 유의하지 않았다(t 통계량 = 0.52). 즉, 예상과는 달리 CEO의 성실성과 신경질적 성향은 투자성장 기회를 활용하는 수준에 영향을 미치지 않는 것으로 해석할 수 있다. 이처럼 CEO의 특성에 따른 투자성향의 차이가 주식의 가치-이익 블록성을 차별화한다는 결과는 경영자 리스크가 높은 국내 상황에 시사하는 바가 있다.

4. 강건성분석

본 연구는 여러 강건성분석을 수행하였다. 첫째, 앞의 주요 분석에서는 투자성장률을 두 개의 직교성분으로 분해할 때 Peters and Taylor(2017)에 따라 추정된 무형자산을 기준으로 투자성장을 이분법적으로 정의하였다. 강건성분석에서는 무형자산 대신 유형자산을 기준으로 투자성장을 구분하였다. 분석 결과는 주요 분석 결과와 유사하게 나타났다. 둘째, 동일연도 표본의 중간값을 대신하여 ROE 값의 부호(이익 대 손실)를 기준으로 높은 투자성장과 낮은 투자성장을 정의하여 추가분석하였으며, 결과는 주요 분석 결과와 질적으로 다르지 않았다. 셋째, 무형자산의 측정치로 Enache and Srivastava(2018)의 조직자본을 사용했을 때에도 검증 결과는 변함이 없었다.

마지막 강건성분석으로서, Hoberg and Maksimovic(2015)의 세 가지 지표를 기반으로 재무적 제약을 측정해 보았다. Hoberg and Maksimovic(2015)은 10-K의 경영진 논의 및 분석(MD&A) 섹션에서 유동성과 자본자원(Liquidity and Capital Resources)에 관한 하위 섹션의 텍스트 분석을 사용하여 재무적 제약을 측정하였다. 그들은 먼저 기업이 유동성 문제로 인해 투자를 지연하거나 축소할 수 있음을 직접적으로 명시한 기업연도 데이터 세트를 생성한 다음, 투자 지연 또는 축소와 관련된 단어를 언급한 모든 기업연도 데이터를 수집했다. 두 데이터 세트의 단어 벡터 간의 코사인 유사도를 사용하여 더미변수 형태의 수집 결과를 연속형 재무적 제약 지표로 변환하였다. 그들은 이 과정을 각각 1) 투자지연 또는 축소 가능성, 2) 주식발행, 3) 부채발행, 4) 사모주식 발행에 대해 네 번 반복하여 COMPUSTAT 데이터베이스에 있는 기업연도들에 대해 네 개의 재무적 제약 지표를 생성하였다. 본 연구는 이 네 가지 지표 중에서 1) 투자지연 점수, 2) 주식중심 점수, 3) 부채중심 점수만 사용했는데, 이는 본 연구의 표본에서 사모주식 발행에 참여한 관측치가 많지 않았기 때문이다. 재무적 제약의 대응치로 사용된 투자지연, 주식중심, 부채중심 점수의 평균(중간값)은 각각 -0.02(-0.02), -0.02(-0.03), 0.00(0.00)이다.⁸⁾

분석 결과는 <Table 5>와 같다. 투자지연 지표를 제외하고는 예상과 동일한 방향으로 결과가 나타났다

8) 본 연구는 Hoberg and Maksimovic(2015)의 세 가지 척도를 기반으로 샘플을 재무적 제약이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 구분하였다. Hoberg and Maksimovic(2015)의 원래의 샘플 기간은 1997년부터 2009년까지였으나, 척도 제공 기간은 2015년까지로 확장되었다. 재무적 제약 데이터는 Hoberg의 웹사이트 (<http://faculty.marshall.usc.edu/Gerard-Hoberg/MaxDataSite/index.html>)에서 이용 가능하다.

나, 높은 재무적 제약과 낮은 재무적 제약 간의 통계적 유의성은 사라졌다. 통계적 유의성의 결여는 분석대상기간의 제약에 기인하는 것일 수 있다. <Table 3>의 SA 지수를 사용한 분석의 대상기간은 50년이지만, Hoberg and Maksimovic(2015)의 데이터가 19년간(1997년부터 2015년까지)의 자료만 다루고 있어 해당 강건성분석의 분석대상기간은 19년으로 한정되어 있기 때문이다.

Table 5. Regression of Market-to-Book on Return on Equity (Financial Constraints Split)

Variable	Pred. Sign	Coefficient					
		Investment delay		Equity-focused		Debt-focused	
		High (1)	Low (2)	High (3)	Low (4)	High (5)	Low (6)
CONSTANT		1.258*** (12.17)	1.419*** (13.15)	1.235*** (10.05)	1.371*** (14.39)	1.405*** (13.80)	1.272*** (8.44)
H_{TAN}		1.045*** (12.23)	0.869*** (10.92)	1.107*** (14.63)	0.845*** (8.41)	0.791*** (11.09)	1.201*** (13.06)
H_{INTAN}		0.267* (2.10)	0.015 (0.23)	0.269* (2.19)	0.094 (0.98)	-0.044 (-0.52)	0.258** (2.94)
H_{ROE}		-0.455* (-2.25)	-0.744*** (-4.23)	-0.367 (-1.71)	-0.741** (-3.15)	-0.523** (-2.73)	-0.586** (-2.43)
$H_{TAN}H_{ROE}$		-1.113*** (-4.60)	-1.092*** (-4.74)	-1.167*** (-5.14)	-0.968** (-3.01)	-1.308*** (-7.16)	-0.987*** (-4.87)
$H_{INTAN}H_{ROE}$		0.147 (0.79)	0.170 (0.80)	0.291 (1.47)	0.011 (0.06)	0.057 (0.46)	0.278* (2.12)
ROE	-	-6.821*** (-10.55)	-5.944*** (-7.38)	-7.181*** (-12.51)	-4.918*** (-6.22)	-4.061*** (-6.09)	-7.592*** (-9.75)
$H_{TAN}ROE$	-	-0.031 (-0.08)	-0.753* (-1.42)	-0.036 (-0.11)	0.099 (0.10)	-0.577 (-0.73)	0.065 (0.18)
$H_{INTAN}ROE$	-	-0.129 (-0.50)	0.977** (2.62)	0.161 (0.63)	0.466 (0.98)	-1.249** (-2.04)	0.648 (1.40)
$H_{ROE}ROE$	+	18.739*** (14.47)	19.109*** (12.54)	19.230*** (14.42)	17.995*** (10.68)	15.514*** (8.40)	21.302*** (16.62)
$H_{TAN}H_{ROE}ROE$	+	5.277*** (3.90)	5.346*** (4.19)	5.479*** (3.28)	3.700** (2.90)	6.390*** (6.76)	4.041** (2.74)
$H_{INTAN}H_{ROE}ROE$	+	0.789 (1.28)	-0.878 (-0.76)	0.258 (0.41)	-0.064 (-0.05)	1.262 (1.18)	-0.210 (-0.26)
$H_{TAN}H_{ROE}ROE$	+	4.487*** (3.02)	6.224*** (3.62)	5.221** (2.92)	3.764** (2.07)	5.128*** (3.60)	4.252** (2.52)
$-H_{INTAN}H_{ROE}ROE$							
Diff b/w high and low			-1.737 (-0.74)		1.458 (0.51)		0.876 (0.36)
adj. R-sq		0.387	0.423	0.377	0.438	0.431	0.391

Notes: 1. t -values in parentheses are based on Fama-MacBeth standard errors with Newey-West adjustments. p -values are one-tailed for signed predictions, two-tailed otherwise. ***, **, and * indicate significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

2. Appendix A provides detailed definitions of all variables.

VI. 결론

본 연구는 가치-이익 불복성의 차이에 관한 세 가지 결정요인으로 이익조정, 투자성장 특성, CEO 성격특성을 식별하고 문서화함으로써 실물옵션과 행동대리인 이론에 관한 문헌을 보완하고 확장하였다는 점에서 공헌점을 갖는다. 첫째, 본 연구는 발생액 및 실물 이익조정이 가치-이익 불복성을 감소시킨다는 것을 보여주었다. 둘째, 본 연구는 자본투자 성장이 무형자산을 원천으로 할 때, 무형자산 관련 비용 인식에 관한 강제적이고 의무적인 회계기준과 경영자의 근시안적인 의사결정에 따른 무형자산 과소투자로 인해 가치-이익 불복성이 악화된다는 것을 밝혔다. 마지막으로, 본 연구는 외향적인 CEO와 경험에 더 개방적인 CEO가 현재의 회계 수익성이 시사하는 성장기회를 더 잘 활용한다는 것을 발견했다. 또한 CEO의 성실성과 신경질적인 특성은 현재 회계 수익성이 시사하는 투자성장 기회를 활용하는 수준에 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과를 확인하였다.

Hwang and Sohn(2010)은 실물옵션의 가치가 현재 주가에 완전히 반영되지 않으며, 미래의 비정상적인 주식수익률을 예측하는 데에 사용될 수 있음을 보여주었다. Rao et al.(2018) 또한 시장가격은 서로 다른 부분들의 실물옵션 가치와, 위험을 반영한 미래 주식수익을 발생시키는 부분들의 실물옵션 가치에 기반한 거래 전략을 완전히 반영하지 않는다고 하였다. 본 연구의 결과는 시장에서의 주식가격책정오류(mispricing) 및 헤지 수익률의 수준이 이익조정, 투자성장 특성, CEO 성격특성에 따른 가치-이익 불복성의 차이로 인해 달라질 수 있음을 시사한다. 또한 기업의 지배구조상 경영자의 영향력과 그에 따른 리스크가 높은 국내 경영환경 및 무형자산에 대한 투자가 증가하고 있는 최근의 추세에서 본 연구의 결과가 시사하는 바가 있을 것이다. 후속연구를 통해 본 연구가 발견한 가치-이익 불복성의 차이에 따른 시장의 잘못된 가격 책정이나 헤지 수익률의 횡단면적 변동에 관한 연구가 수행되기를 기대해 본다.

References

- Aabo, T., C. Pantzalis, J. Park, L. Trigeorgis and J. Wulff (2022), *CEO Personality Traits and Firm Dynamics* (Working Paper), University of South Florida.
- Amano, Y. (2020), "Real Effects of Intangibles Capitalization: Empirical Evidence from Voluntary IFRS Adoption in Japan", *Journal of International Accounting Research*, 19, 19-36.
- Anderson, M., S. Hyun, V. Muslu and D. Yu (2023), "Earnings Prediction with DuPont Components and Calibration by Life Cycle", *Review of Accounting Studies*, Forthcoming.
- Asker, J., J. Farre-Mensa and A. Ljungqvist (2015), "Corporate Investment and Stock Market Listing: A Puzzle?", *Review of Financial Studies*, 28, 342-390.
- Baik, B., M. Johnson, K. Kim and K. Yu (2023), *Organization Complexity, Financial Reporting Complexity, and Firms' Information Environment* (Working Paper), Seoul National University.
- Barinov, A., S. Park and C. Yildizhan (2022), "Firm Complexity and Post-Earnings Announcement Drift", *Review of Accounting Studies*, Forthcoming.
- Belo, F., V. Gala, J. Salomao and M. Vitorino (2022), "Decomposing Firm Value", *Journal of Financial Economics*, 143, 619-639.
- Bertrand, M. and S. Mullainathan (2003), "Enjoying the Quite Life? Corporate Governance and Managerial Preference", *Journal of Political Economy*, 111, 1043-1075.
- Beyer, A., I. Guttman and I. Marinovic (2019), "Earnings Management and Earnings Quality: Theory and Evidence", *The Accounting Review*, 94, 77-101.
- Bhattacharya, S. and J. Ritter (1983), "Innovation and Communication: Signaling with Partial Disclosure", *Review of Economic Studies*, 50, 1869-1901.

- Biddle, G., P. Chen and G. Zhang (2001), "When Capital Follows Profitability: Nonlinear Residual Income Dynamics", *Review of Accounting Studies*, 6, 229-265.
- Biddle, G., G. Hillary and R. Verdi (2009), "How does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?", *Journal of Accounting and Economics*, 48, 112-131.
- Bolton, P., N. Wang and J. Yang (2019), "Investment under Uncertainty with Financial Constraints", *Journal of Economic Theory*, 184, 104912.
- Breuer, M. and D. Windisch (2019), "Investment Dynamics and Earnings-Return Properties: A Structural Approach", *Journal of Accounting Research*, 57, 639-674.
- Burgstahler, D. and I. Dichev (1997), "Earnings, Adaptation, and Equity Value", *The Accounting Review*, 72, 187-215.
- Bushman, R., A. Lerman and X. Zhang (2016), "The Changing Landscape of Accrual Accounting", *Journal of Accounting Research*, 60, 1551-1582.
- Cao, S., Z. Wang and E. Yeung (2022), "Skin in the Game: Operating Growth, Firm Performance, and Future Stock Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57, 2559-2590.
- Chen, C., P. Chen and Q. Jin (2015), "Economic Freedom, Investment Flexibility, and Equity Value: A Cross-Country Analysis", *The Accounting Review*, 90(5), 1839-1870.
- Chen, F., K. Hope, Q. Li and X. Wang (2011), "Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets", *The Accounting Review*, 86, 1255-1288.
- Christensen, T., A. Huffman, M. Lewis-Western and K. Valentine (2023), "A Simple Approach to Better Distinguish Real Earnings Manipulation from Strategy Changes", *Contemporary Accounting Research*, 49, 536-587.
- Chychyla, R., A. Leone and M. Minutti-Meza (2019), "Complexity of Financial Reporting Standards and Accounting Expertise", *Journal of Accounting and Economics*, 67, 226-253.
- Crouzet, N. and J. Eberly (2018), "Intangibles, Investment, and Efficiency", *American Economic Review*, 108, 426-431.
- Crouzet, N. and J. Eberly (2019), *Understanding Weak Capital Investment: The Role of Market Concentration and Intangibles* (NBER Working Paper).
- Crouzet, N. and J. Eberly (2023), "Rents and Intangible Capital: A Q+ framework", *Journal of Finance*, Forthcoming.
- Crouzet, N., J. Eberly, A. Eisfeldt and D. Papanikolaou (2022), "The Economics of Intangible Capital", *Journal of Economic Perspectives*, 36, 29-52.
- Del Viva, L., E. Kananen and L. Trigeorgis (2017), "Real Options, Idiosyncratic Skewness, and Diversification", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52, 215-241.
- Del Viva, L., S. P. Kothari, N. Lambertides and L. Trigeorgis (2021), "Asymmetric Returns and the Economic Content of Accruals and Investment", *Management Science*, 67, 3921-3942.
- Dinh, T., B. Sidhu and C. Yu (2019), "Accounting for Intangibles: Can Capitalization of R&D Improve Investment Efficiency?", *ABACUS*, 55, 92-127.
- Edwards, A., C. Schwab and T. Shevlin (2016), "Financial Constraints and Cash Tax Savings", *The Accounting Review*, 91, 859-881.
- Enache, L. and A. Srivastava (2018), "Should Intangible Investments Be Reported Separately or Commingled with Operating Expenses? New Evidence", *Management Science*, 64(7), 2973-3468.
- Fama, E. and J. MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Feltham, G. and J. Ohlson (1995), "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities", *Contemporary Accounting Research*, 11, 689-731.
- Fodor, A., K. Lovelace, V. Singal and J. Tayal (2023), "Does Life Cycle Stage Affect Investor Perceptions? Evidence from Earnings Announcement Reactions", *Review of Accounting Studies*, Forthcoming.

- Fong, E. and H. Tosi (2007), "Effort, Performance, and Conscientiousness: An Agency Theory Perspective", *Journal of Management*, 33, 161-179.
- Francis, J., R. LaFond, R. Olsson and K. Schipper (2005), "The Market Pricing of Accruals Quality", *Journal of Accounting and Economics*, 39, 295-327.
- Garcia Lara, J., B. Garcia Osma and F. Penalva (2016), "Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency", *Journal of Accounting and Economics*, 61, 221-238.
- Gormley, T. and D. Matsa (2016), "Playing it Safe? Managerial Preference, Risk, and Agency Conflicts", *Journal of Financial Economics*, 122, 431-455.
- Gormsen, N. and K. Huber (2023), *Corporate Discount Rates* (NEBR Working Paper).
- Green, T., R. Jame and B. Lock (2019), "Executive Extraversion: Career and Firm Outcomes", *The Accounting Review*, 94, 177-204.
- Green, J., H. Louis and J. Sani (2021), "Intangible Investments, Scaling, and the Trend in the Accrual-Cash Flow Association", *Journal of Accounting Research*, 60, 1551-1582.
- Gutierrez, G. and T. Philippon (2017), "Investment-Less Growth: An Empirical Investigation", *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, 89-169.
- Hadlock, C. and J. Pierce (2010), "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 23, 1909-1940.
- Hanlon, M., K. Yeung and L. Zuo (2022), "Behavioral Economics of Accounting: A Review of Archival Research on Individual Decision Makers", *Contemporary Accounting Research*, 39, 1150-1214.
- Hao, S., Q. Jin and G. Zhang (2011), "Investment Growth and the Relation between Equity Value, Earnings, and Equity Book Value", *The Accounting Review*, 86, 605-635.
- Harrison, J., G. Thurgood, S. Boivie and M. Pfarrer (2019), "Measuring CEO Personality: Developing, Validating, and Testing a Linguistic Tool", *Strategic Management Journal*, 40, 1316-1330.
- Hayn, C. (1995), "The Information Content of Losses", *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125-153.
- Hemmer, T. and E. Labro (2019), "Management by the Numbers: A Formal Approach to Deriving Informational and Distributional Properties of "Unmanaged" Earnings", *Journal of Accounting Research*, 57, 5-51.
- Herrmann, P. and S. Nadkarni (2014), "Managing strategic change: The duality of CEO personality", *Strategic Management Journal*, 35, 1318-1342.
- Hiemann, M. (2020), "Earnings and Firm Value in the Presence of Real Options", *The Accounting Review*, 95, 263-289.
- Ho, T., K. Kim, Y. Li and F. Xu (2023), "Can Real Options Explain the Skewness of Stock Returns?", *Journal of Banking and Finance*, 148, 106751.
- Hoberg, G. and V. Maksimovic (2015), "Redefining Financial Constraints: A Text-Based Analysis", *Review of Financial Studies*, 28, 1312-1352.
- Hoitash, R. and U. Hoitash (2018), "Measuring Accounting Reporting Complexity with XBRL", *The Accounting Review*, 93, 219-242.
- Hottenrott, H. and B. Peters (2012), "Innovative Capability and Financial Constraints for Innovation: More Money, More Innovation?", *Review of Economics and Statistics*, 94, 1126-1142.
- Hwang, L. and B. Sohn (2010), "Return Predictability and Shareholders' Real Options", *Review of Accounting Studies*, 15, 367-402.
- Jensen, M. and W. Meckling (1976), "Theory of the Firms: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Kanodia, C. and H. Sapat (2016), "A Real Effects Perspective to Accounting Measurement and Disclosure: Implications and Insights for Future Research", *Journal of Accounting Research*, 54, 623-676.
- Kerr, W. and R. Nanda (2015), "Financing Innovation", *Annual Review of Financial Economics*, 7, 445-462.

- Laux, V. and K. Ray (2020), "Effects of Accounting Conservatism on Investment Efficiency and Innovation", *Journal of Accounting and Economics*, 70, 1013-19.
- Lee, C. W., L. Li and H. Yue (2006), "Performance, Growth, and Earnings Management", *Review of Accounting Studies*, 11, 305-334.
- Lev, B. and F. Gu (2016), *The End of Accounting and the Path Forward for Investors and Managers*. Wiley.
- Lev, B. and A. Srivastava (2022), "Explaining the Recent Failure of Value Investing", *Critical Finance Review*, 11, 333-360.
- Livdan, D. and A. Nezlobin (2022), "Incentivizing Irreversible Investment", *The Accounting Review*, 97, 349-371.
- Livdan, D., H. Sapriza and L. Zhang (2009), "Financially Constrained Stock Returns", *Journal of Finance*, 64, 1827-1862.
- Lopez, J. and V. Olivella (2018), "The Importance of Intangible Capital for the Transmission of Financial Shocks", *Review of Economic Dynamics*, 30, 223-238.
- Loughran, T. and B. McDonald (2023), "Measuring Firm Complexity", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Forthcoming.
- Lu, T. and K. Sivaramakrishnan (2018), "Expensing versus Capitalization", *Contemporary Accounting Research*, 35, 1262-1278.
- Malhotra, S., T. Reus, P. Zhu and E. Roelofsen (2018), "The Acquisitive Nature of Extraverted CEOs", *Administrative Science Quarterly*, 63, 370-408.
- McNichols, M., M. Rajan and S. Reichelstein (2014), "Conservatism Correction for the Market-to-Book Ratio and Tobin's Q", *Review of Accounting Studies*, 19, 1393-1435.
- McNichols, M. and S. Stubben (2008), "Does Earnings Management Affect Firms' Investment Decisions?", *The Accounting Review*, 83, 1571-1603.
- Myers, S. and N. Majluf (1984), "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have", *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
- Nadkarni, S. and P. Herrmann (2010), "CEO Personality, Strategic Flexibility, and Firm Performance: The Case of the Indian Business Process Outsourcing Industry", *Academy of Management Journal*, 53, 1050-1073.
- Ohlson, J. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687.
- Oswald, D., H. S. Ryu and P. Zarowin (2022), *R&D Accounting, Earnings Management, and Investment Efficiency* (Working Paper), University of Michigan.
- Oswald, D., A. Simpson and P. Zarowin (2022), "Capitalization vs. Expensing and the Behavior of R&D Expenditures", *Review of Accounting Studies*, 27, 1199-1232.
- Pan, Y., T. Wang and M. Weisbach (2016), "CEO Investment Cycles", *Review of Financial Studies*, 29, 2955-2999.
- Penman, S. (2023), "Accounting for Intangible Assets: Thinking it through", *Australian Accounting Review*, 103(33), 5-13.
- Penman, S. and F. Regiani (2022), *A Fundamental Explanation for the Size Premium in Returns and its Variation over Time* (Working Paper), Columbia University.
- Penman, S. and X. Zhang (2020), "A Theoretical Analysis Connecting Conservative Accounting to the Cost of Capital", *Journal of Accounting and Economics*, 69, 1-25.
- Penman, S. and X. Zhang (2021), "Connecting Book Rate of Return to Risk and Return: The Information Conveyed by Conservative Accounting", *Review of Accounting Studies*, 26, 391-423.
- Peters R. and L. Taylor (2017), "Intangible Capital and Investment-Q Relation", *Journal of Financial Economics*, 123, 251-271.

- Rao, P., H. Yue, and X. Zhou (2018), "Return Predictability and the Real Option Value of Segments", *Review of Accounting Studies*, 23, 167-199.
- Rawson, C. (2022), "Manager Perception and Proprietary Investment Disclosure", *Review of Accounting Studies*, 27, 1493-1575.
- Schoar, A., K. Yeung and L. Zuo (2023), "The Effect of Managers on Systematic Risk", *Management Science*, Forthcoming.
- Stein, J. (1989), "Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopic Corporate Behavior", *Quarterly Journal of Economics*, 104, 655-670.
- Terry, S., T. Whited and A. Zakolyukina (2023), "Information versus Investment", *Review of Financial Studies*, 36, 1148-1191.
- Wu, J., L. Zhang and F. Zhang (2010), "The Q-Theory Approach to Understanding the Accrual Anomaly", *Journal of Accounting Research*, 48, 177-223.
- Zhang, G. (2000), "Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equity Valuation", *Journal of Accounting Research*, 38, 271-295.
- Zhang, G. (2014), *Accounting Information and Equity Valuation: Theory, Evidence, and Applications*, New York: Springer.
- Zhang, X. (2013), "Book-to-Market Ratio and Skewness of Stock Returns", *The Accounting Review*, 88, 2213-2240.

Appendix A: Variable Definitions

<i>MB</i>	Market-to-book equity (Market value in year t divided by book value in year $t-1$).
<i>ROE</i>	Return on equity (Earnings before extraordinary items in year t divided by book value of equity in year $t-1$).
<i>H_{EM}</i>	1 if earnings management exceeds its annual sample median for all firms and 0 otherwise.
<i>H_{ROE}</i>	1 if <i>ROE</i> is greater than its annual sample median for all firms and 0 otherwise.
<i>Real EM</i>	Real earnings management measure by Christensen et al. (2023)
<i>Accruals EM (std)</i>	The standard deviation of firm-level residuals over five years.
<i>Accruals EM (std/ave)</i>	The standard deviation of firm-level residuals scaled by the average residuals over five years.
<i>H_{TAN}</i>	1 if the growth option supported by tangible investments exceeds its annual sample median for all firms and 0 otherwise. The growth option supported by tangible investments is the residual from the regression of growth options on intangible investments. We measure the growth options by the average growth rate in book equity and measure intangible investments by the knowledge and organizational capital of Peters and Taylor (2017).
<i>H_{INTAN}</i>	1 if the growth option supported by intangible investments exceeds its annual sample median for all firms and 0 otherwise. The growth option supported by intangible investments is the predicted growth option in the regression of growth options on intangible investments.
<i>SA Index</i>	Financial constraints measure by Hadlock and Pierce (2010) that used firm size and firm age.
<i>H_g</i>	1 if <i>Total investment</i> exceeds its annual sample median for all firms and 0 otherwise.
<i>Total investment</i>	The growth options by the average growth rate in book equity in subsequent three years.
<i>Openness, Conscientiousness, Extraversion, Neuroticism</i>	CEO personality scores based on the Big Five personality traits of Harrison et al. (2019) that developed an open language method of evaluating text.