

## 물적분할 후 기업의 내재자본비용\*

# Corporate Split-off and the Cost of Equity Capital

김용미(주저자) · 이상혁(교신저자)

Yong Mi Kim(First Author) · Sang Hyuk Lee(Corresponding Author)

고려대학교 경영대학 Korea University Business School(ykim137@korea.ac.kr)

한성대학교 사회과학부 조교수 Assistant Professor, School of Social Science, Hansung University(tkdaur@hansung.ac.kr)

본 연구는 기업의 물적분할이 분할기업의 내재자본비용에 어떠한 영향을 주는지 실증분석한다. 물적분할은 지배주주의 입장에서는 소유권을 유지하면서도 신설 자회사의 재상장을 통한 자금 조달이 용이하다는 점에서 유리하지만, 분할로 인한 부의 이전 및 주주가치 훼손 문제가 제기되었다. 그러나, 분할 이후 분할기업과 신설 자회사의 설립에 따른 추가적인 공시가 요구되기 때문에 이로 인한 정보환경이 개선되는 효과도 나타난다. 2011년부터 2021년까지 상장기업을 대상으로 분석한 결과, 물적분할 후 기업의 내재자본비용이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 내재자본비용의 감소는 채무분석가 수로 측정된 정보비대칭이 높은 표본에서 명확하게 나타남을 확인하였다. 물적분할은 기업의 분할 중에서 큰 비중을 차지하고 있음에도, 그 영향에 관한 실증연구가 다소 제한적이다. 본 연구는 물적분할이 기업의 정보환경에 미치는 영향에 관한 근거를 제시한다는 공헌점이 있다.

주제어: 물적분할, 내재자본비용, 정보비대칭

This study examines the association between corporate split-off and the firm's cost of equity capital. Critics argue that corporate split-off incurs economic costs for shareholders, leading to a significant decrease in stock returns. However, splitting a core division is also expected to increase the information environment for analysts. Based on these two competing arguments, we examine whether corporate split-off affects the cost of equity capital. Our results suggest that corporate split-off is negatively associated with the cost of equity capital. In addition, the negative association is significant for firms within the environment with higher information asymmetry. Our findings contribute to the literature by providing empirical evidence for the impact of corporate split-off on the parent firm's cost of equity capital.

Keyword: split-off, cost of equity capital, information asymmetry

최초투고일: 2024. 01. 08

수정일: (1차: 2024. 05. 10)

게재확정일: 2024. 05. 24

\* This research was financially supported by Hansung University.

Copyright 2024 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

## 1. 서론

본 연구는 물적분할이 분할기업의 내재자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 실증분석한다.<sup>1)</sup> 자본시장 연구원의 보고에 따르면,<sup>2)</sup> 2010년부터 2021년까지 약 10년의 기간 동안 총 482개의 국내 상장기업의 기업분할이 일어났고, 이 중 물적분할이 377개로 전체의 약 80%에 해당할 정도로 활발하게 이루어져 왔다. 최근 들어(2017-2021년) 그 비중이 점차로 증가하는 추세를 보이고 있고 기존에는 대기업 집단에서 물적분할을 선호했지만, 최근에는 일반 기업의 증가세가 두드러지고 있다.

기존 주주에게 신설 자회사의 주식을 교부하는 인적분할과 달리, 물적분할은 특정 사업부를 별도의 100% 자회사로 설립하는 형태이다.<sup>3)</sup> 물적분할과 인적분할의 가장 큰 차이점은 인적분할의 경우 기존 주주들이 신설회사의 주주가 되는 반면, 물적분할은 신설회사의 주식이 분할기업에 귀속된다는 점이다. 따라서 물적분할이 일어나는 경우 기존 일반주주들은 신설회사를 직접 소유하는 것이 아니라, 분할기업을 통하여 간접적으로 보유하게 되므로 주요 의사 결정 등에서 배제된다는 단점이 있다. 대주주의 입장에서는 특정 핵심 사업부에 집중하는 전문화의 도모를 통하여 경영을 효율화할 수 있다는 명분과 함께 신설 자회사를 신규 상장할 경우 막대한 자금의 확보가 용이하다. 또한, 지배주주들의 경우 인적분할을 선택한다면 자금 조달을 위한 신설 기업의 재상장 시 기존

의 지분율이 희석되지만, 물적분할을 선택한다면 지배력을 유지할 수 있다는 큰 장점이 있다.

이상훈(2020)은 LG화학의 사례를 들어 물적분할의 선택 이유는 자금 조달보다는 대주주의 이익 편취와 지주회사의 지배력 유지에 있다고 주장한 바 있다. 반면, 지배주주가 아닌 기존 일반 주주들은 핵심 사업부인 신설 자회사를 모회사를 통하여 간접적으로 소유하게 되기 때문에 신설 자회사의 주요 의사결정에서 배제된다. 그리고 모회사의 시장가치에 자회사의 가치가 할인되어 반영되는 현상으로 인하여 주주가치가 훼손되는 피해가 발생한다.<sup>4)</sup> 물적분할을 결정하는 과정에서 기존 일반 주주들은 의사 결정에 개입할 수 있는 여지가 제한된다는 점도 문제점으로 지적되었다.

물적분할이 일어난 경우, 보통 핵심 사업부가 분할 대상이 되기 때문에 기존 주주들에게는 악재로 반영되는 경우가 대부분이므로 단기적으로 주가와 기업가치는 하락하게 된다. SK케미칼의 경우에는 SK바이오사이언스를, 카카오는 카카오페이나 카카오뱅크를 각각 분할시켜 신설 자회사를 재상장시켰는데 이후 수개월 동안 모회사의 주가는 절반 수준으로 감소하였다. 즉, 모회사가 핵심적인 사업부를 물적분할하는 것은 기존 주주에게 부정적인 뉴스로 작용하며, 모회사의 기업가치를 하락시키는 주된 원인으로 나타났다.<sup>5)</sup>

물적분할의 효과에 관한 선행연구들은 그 효과에 관하여 일관성 있는 결과를 제시하지 못하고 있다. 국내 기업들을 대상으로 한 분석 결과는 기업분할 후 모

1) 본 연구에서 분할기업은 분할 이전의 모기업을, 분할대상기업은 분할 이후 자회사를 나타낸다.

2) “개미 울리는 ‘쪼개기 상장’ 대응법 논의...소송 가능해져.” 2023. 1. 13. 주간한국 보도자료.

3) 지배구조의 관점에서 인적분할은 수평적 분할이고 연결재무제표에서 분리되는 효과가 있다(조현진&유승원, 2023, p. 113)

4) 지주사 디스카운트 현상은 일반주주의 주주가치 손상의 주된 원인 중의 하나로 지적되어 왔다.

5) 국회입법조사처의 2022년 보고서에 의하면, 모회사 주가의 하락은 기존 일반주주 뿐만 아니라 대주주에게도 손실일 수 있지만, 지배주주의 경우에는 주가의 등락보다는 지배력 유지에 중점을 두고 있는 것으로 보고되었다.

기업의 초과수익률이 유의하게 감소하는 현상을 보고하였다(e.g., 기현희&장원경, 2004). 권수영&김용미(2023)에 따르면, 핵심 사업부인 2차전지 사업부를 대상으로 물적분할을 시행한 LG화학의 경우 배터리 사업 부문의 물적분할을 발표한 당일(2020년 9월 16일)에는 5.37%만큼, 다음날에는 6.11%만큼 주가가 하락하고, 누적초과수익률도 지속적인 하락세를 보였다. 자본의 장부가치 대비 시장가치 비율(Price to Book Ratio: PBR)로 측정된 기업가치 역시 신설 자회사인 LG에너지솔루션의 상장 이후 큰 폭으로 감소하였으며, 모회사인 LG화학의 PBR이 신규상장 자회사에 비해 현저히 낮은 것으로 나타나, '지주사 디스카운트' 현상이 극명함을 보고하였다.

반면, 미국의 경우에는 기업분할의 공시효과에 관한 긍정적인 시장반응에 관하여 제시하고 있다(e.g., Hite and Owers, 1983; Cusatis et al., 1993). 또한 비교적 최근 자료(2010-2021년)를 근거로 한 자본시장연구원의 보고서에 따르면, 우리나라의 경우에도 물적분할의 공시 후 누적초과수익률은 하락하였지만, PBR로 측정된 기업가치는 오히려 상승한 것으로 나타났다. 최근의 실증연구인 조현진&유승원(2023)는 물적분할로 인하여 연결재무제표에 나타나는 회계적 변화는 없음에도 불구하고 자본시장에 이용 가능한 정보가 많아지기 때문에 재무분석가의 정보환경에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 보고하였다.

선행연구를 바탕으로, 본 연구에서는 물적분할이 모기업인 분할기업의 내재자본비용에 미치는 영향에 관한 실증적 근거를 제시하고자 하였다. 재무분석가들의 이익예측치를 활용하여 측정하는 내재자본비용은 기업의 위험 정도에 관한 투자자들의 요구수익률을 나타내는 사전적인 자기자본비용을 의미한다. 신설

자회사는 물적분할 이전에는 모기업의 사업부 중 하나였지만, 분할 이후 법적으로 구별된 신설 법인으로 설립되기 때문에 별도의 감사보고서와 보다 상세한 정보가 공시된다. 분할 이후 기업들의 추가적인 공시는 투자자들이 기업의 활동과 성과 예측에 활용할 수 있는 정보의 양과 품질의 증가로 이어진다. 따라서 분할로 인한 경제적 실질에는 변화가 없을지라도, 재무정보를 비롯한 보다 다양한 정보의 공개로 인하여 재무분석가들을 포함한 투자자들의 정보불확실성이 감소할 것이다. 미래현금흐름과 같이 투자자들의 예측에 요구되는 정보의 양과 품질의 증가는 자본시장에서 기업과 투자자 사이에 존재하는 정보비대칭을 감소시키는 역할을 하기 때문에 투자자들의 예측과 가치평가의 정확성을 높이는 긍정적인 역할을 한다.

상기의 논의를 바탕으로, 본 연구에서는 물적분할이라는 경제적 사건이 분할기업 자본비용의 감소로 이어질 것이라고 예측하였다. 또한 물적분할과 분할기업 자본비용 간 관련성이 기업과 투자자들 간의 정보비대칭 정도를 나타내는 재무분석가들의 활동에 따라 달라질 것으로 예상하였다. 재무분석가에 대한 선행연구에 따르면, 재무분석가는 해당 기업에 대한 모니터링의 역할을 담당하고 있으므로 재무분석가의 활동 정도에 따라 기업과 투자자들 간 정보비대칭 현상이 달라진다고 주장하였다. 선행연구를 바탕으로, 해당 기업에 대한 재무분석가의 수로 측정된 정보비대칭 정도에 따라 물적분할과 분할기업 내재자본비용 간의 관련성이 달라지는지 살펴보았다.<sup>6)</sup>

2011년부터 2021년까지 국내 상장기업을 대상으로 실증분석한 결과, 물적분할 이후 분할기업의 내재자본비용이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 물적분할과 기업의 내재자본비용 간의 유의한 음(-)

6) 일반적으로, 재무분석가의 수는 이들이 제공하는 서비스에 대한 수요와 공급에 영향을 받는 것으로 알려져 있다(e.g., Bhushan, 1989).

의 관련성은 분할로 인하여 신설 자회사가 독립된 공시 주체가 되고, 보다 상세하고 추가적인 정보의 공시로 인하여 해당 공시를 이용하는 투자자들의 정보 환경이 향상되었다는 것을 나타낸다. 또한, 재무분석가의 수로 측정된 정보비대칭 정도가 높은 경우, 즉 재무분석가의 수가 적은 경우에만 내재자본비용의 감소 효과가 유의한 결과를 나타냈다. 이러한 분석 결과는 물적분할로 인한 분할기업의 정보환경이 개선되는 효과가 정보비대칭이 상대적으로 높은 그룹에서 그렇지 않은 기업군보다 명확하게 나타난다는 점을 시사한다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 분할기업인 모회사의 기존 주주들에게 일반적으로 악재로 알려져 있는 물적분할에 대하여, 단기적으로는 주가 하락현상이 일어날지라도 보다 상세한 추가적인 정보의 증가로 인하여 정보환경이 긍정적으로 변화시키고, 그 결과 분할기업의 내재자본비용이 감소한다는 실증적인 근거를 제시한다.<sup>7)</sup> 물적분할 이후 발생하는 정보량의 증가는 재무정보를 해석하고 활용하는 투자자들의 정보환경을 개선시키므로 기업의 위험에 대한 투자자들의 요구수익률이 감소하는 긍정적인 효과를 나타낸다.

둘째, 본 연구는 기업분할의 효과에 관한 선행연구를 확장시킨다. 분할이라는 경제적 사건에 대한 투자자들과 정부 당국의 높은 관심에도 불구하고, 기업분할의 효과에 관한 연구는 비교적 드문 편이다. 물적분할이 기업의 정보환경에 미치는 긍정적인 영향에 관한 실증적 근거의 제시 분할에 따른 투자자들의 정보환경의 변화 등과 같은 기업분할의 경제적 효과에 관한 이해를 확장한다. 기업분할의 사례가 증가하면서 기존 주주들의 권리 보호에 대한 관심이 높아진

가운데, 분할기업의 기존 일반주주들, 특히 분할에 찬성하지 않는 일반주주를 보호할 수 있는 관련 정책이 정립된다면 분할 자체는 중장기적으로는 투자자들의 정보환경을 개선시키는 긍정적인 효과가 있음을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 구성되었다. 제II장에서는 물적분할에 관한 선행연구를 검토하고, 연구가설을 제시한다. 제III장에서는 연구가설을 검증하기 위한 표본과 연구모형을 제시한다. 제IV장에서는 연구가설에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 제V장에서 결론을 서술한다.

## II. 선행연구 및 가설 설정

### 2.1 물적분할의 영향에 관한 선행연구

기업분할과 관련하여 미국 기업을 대상으로 분석한 연구들은 분할로 인하여 주가와 비정상수익률의 증가 등으로 측정된 기업가치가 증가하고, 자본시장에 긍정적인 효과가 나타났음을 보고하고 있다. 구체적으로, Hite and Owers(1983)은 1963년부터 1981년까지 기간을 대상으로 미국의 123개의 자발적인 기업분할의 공시에 대한 주가 반응을 조사하였는데, 공시 50일 전부터 분할이 완료될 때까지 비정상수익률이 평균적으로 7%만큼 증가한다는 결과를 보고하였다. Miles and Rosenfeld(1983)도 기업분할에 관한 자발적 공시 이후 주가가 상승하였고, 소규모 기업분할 대비 대규모의 기업분할이 일어났을 때에 주가가 더욱 상승한다는 연구결과를 제시하

7) 자본시장연구원의 2022년 보고서에서도 물적분할 공시가 유가증권시장에서 단기적으로는 부정적인 뉴스로 인식될지라도, 분할기업의 기업가치가 중장기적으로 유의하게 개선되었음을 발표하였다.

였다. Cusatis et al.(1993)에서도 분할 이후 모기업과 신설회사 모두 비정상수익률이 증가하였음을 발견하였다.

우리나라의 경우, 미국과는 상이하게 물적분할 관련 연구결과에 일관성이 부족한 편이다.<sup>8)</sup> 먼저 국내 기업을 대상으로 주로 분할공시가 주식시장에 부정적인 뉴스로 작용하였다고 주장한 연구들을 살펴 보면, 분할공시 이후 누적초과수익률이 유의하게 감소한다는 결과를 제시하고 있다(e.g., 기현희&장원경, 2014; 김상우&남명수, 2013). 비교적 최근의 연구로, 이상훈(2020)과 권수영&김용미(2023)에서는 핵심 사업부인 배터리 사업부를 물적분할한 LG화학의 구체적인 사례를 들어, 지배주주에게 절대적으로 유리한 기업분할 형태인 물적분할<sup>9)</sup>의 공시 이후 지주사 디스카운트 현상과 모기업인 LG화학의 주가 하락 현상이 심화되었음을 보고하였다.

반면, 조용대&김동하(2015)는 2000년부터 2014년까지 유가증권시장과 코스닥시장 상장기업들을 대상으로, 기업분할에 대한 이사회 결정 이후 유가증권시장에서는 누적평균초과수익률이 유의하게 증가하였고, 코스닥시장에서는 단기적으로는 기업분할이 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났지만 장기적으로는 누적평균초과수익률이 유의하게 감소했음을 보고하였다. 신용균&한만용(2016)은 2008년부터 2014년까지 기간 동안 기업분할 공시시점에서 양(+)의 비정상수익률을 관찰하였다. 조현진&유승원(2023)은 물적분할이 주요 시장 참여자 중의 하나인 재무분석가에 미치는 영향을 분석하였는데, 물적분할 이후 정보환경의 변화로 인하여 재무분석가의 이익예측편의와 이익예측오차 및 표준편차가 감소하였지만,

재무분석가의 수에는 변화가 없음을 보고하였다. 기술한 문헌 검토와 같이, 국내 자본시장을 대상으로 물적분할의 효과를 분석한 연구들은 일관성 있는 결과를 제시하지 못하고 있으며, 선행연구에서는 주로 2010년대 이전의 표본을 대상으로 하고 있기 때문에 최근의 동향과는 달라질 가능성이 높다(권수영&김용미, 2023).

## 2.2 가설 설정

앞절에서 기술한 바와 같이, 물적분할이 국내 자본시장에 미치는 영향을 예단하기는 어렵다. 물적분할 시에는 일반적으로 분할 이전 모기업의 핵심 사업부가 분할되는 경우가 많기 때문에, 일반적으로는 기존 주주들에게 악재로 작용하는 것으로 인식되었다. 그러나 선행연구에 따르면 장기적으로는 오히려 주식수익률과 기업가치가 상승한다는 연구결과도 보고되었다. 본 연구에서는 기업의 내재자본비용을 이용하여 물적분할이 기업의 투자자들에게 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

기업의 내재자본비용은 기업에 대하여 투자자들이 판단하는 위험 정도에 대한 요구수익률을 나타낸다. 내재자본비용은 재무분석가들이 제시하는 미래 이익의 예측치를 활용하여 측정하는 사전적인 자기자본비용을 의미하기 때문에, 정보위험에서 비롯된 정보비대칭 현상에 영향을 받는다. 대리인 비용의 증가에 따라 정보비대칭 현상이 심화되고, 이에 따른 정보위험의 증가가 자기자본비용의 상승으로 이어지기 때문이다(e.g., Francis et al., 2004; Lambert et al., 2012).

8) 강내철&진태홍(2012)은 우리나라의 연구결과에 일관성이 부족한 현상에 대하여 우리나라와 외국의 기업분할 현상이 상이하게 나타남을 그 원인으로 제시하였다.

9) 이정환 외(2012)에서도 대주주 또는 특수관계인 CEO는 인적분할과 물적분할 중 물적분할을 선호한다는 실증적 근거를 보고하였다.

자본시장에서 재무분석가는 기업과 일반투자자 간 정보비대칭 현상을 완화시키는 역할을 담당하고 있기 때문에, 일반투자자들은 재무분석가의 이익예측 보고에 따라 투자 의사 결정에 영향을 받는다(e.g., Givoly and Lakonishok, 1979). Lys and Sohn (1990)은 개별 재무분석가의 이익예측치 발표는 다른 재무분석가들과 기업 자체의 이익예측치가 이미 발표되었다 하더라도 정보 유용성이 있다는 실증 근거를 제시하였다. Amiram et al.(2016)은 기업의 자발적 이익예측 공시는 오히려 정보비대칭 현상을 심화시키나, 재무분석가의 이익예측치 발표는 정보비대칭 현상을 감소시키는 효과가 있다고 강조하였다.

조현진&유승원(2023)은 물적분할이 기업의 연결 재무제표와 영업환경에는 변화를 주지 않지만, 신설 자회사가 별도의 법인으로 외부 감사대상이 되고 다양한 정보의 공시 주체가 되면서 재무분석가의 이익예측환경에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대하였다. Krishnaswami and Subramaniam(1999)에서도 기업분할이 기업의 가치를 증대시키는 원인으로 분할로 인하여 정보비대칭이 완화되기 때문이라는 실증 근거를 제시하였다. 분할이 일어난 후 투자자들이 기업가치에 대하여 더욱 명확하게 인지할 수 있기 때문이다.

분할 이후 다른 부분의 변화가 없이, 정보의 양과 품질의 증가로 인하여 정보비대칭 현상이 완화되고 재무분석가의 정보환경이 우호적으로 변화한다면(조현진 & 유승원, 2023), 투자자들이 인지하고 있는 해당 기업에 대한 정보위험이 감소할 것이라는 예상이 가능하다. 우호적인 정보환경으로 인하여 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 물적분할 이후 증가한다면, 물적분할 이후 정보위험의 완화와 재무분석가 이익

예측치 정확성의 증가로 인하여 기업의 내재자본비용이 감소할 것으로 예상하였다. 상기의 논의에 따라 다음과 같이 가설 1을 설정한다.

연구가설 1: 물적분할 이후 기업의 내재자본비용이 감소한다.

재무분석가들의 모니터링과 정보전달의 역할은 대리인 비용을 감소시키기 때문에 기업과 투자자들 간의 정보비대칭 현상을 완화시킨다(e.g., Jensen and Meckling, 1976; Healy and Palepu, 2001; Cheng and Subramanyam, 2010).<sup>10)</sup> 재무분석가들의 정보 획득과 해당 정보의 공시와 같은 활동은 기업과 다른 자본시장 참여자들의 정보비대칭을 감소시키고, 정보비대칭 감소는 정보위험의 감소로 이어진다(Easley and O'Hara, 2004). 기업과 투자자 간 정보비대칭은 투자자들의 정보위험의 인식에 영향을 미치기 때문에, 정보위험 정도에 따른 인식의 차이는 내재자본비용의 변화로 이어진다. 따라서, 재무분석가의 활동으로 측정된 분할기업의 정보비대칭 정도에 따라 내재자본비용의 감소에 차이가 발생할 것으로 예상하였다.

조현진&유승원(2023)에 따르면, 물적분할 이후 재무분석가의 수에 유의미한 변화가 일어나지 않았다. 변화가 일어나지 않은 원인에 대하여, 해당 연구에서는 물적분할은 지배구조의 변화를 일으키지만 연결 재무제표의 미래현금흐름에 유의한 변동으로 이어지지 않기 때문에 재무분석가의 수요와 공급이 변화가 일어나지 않기 때문이라고 제시하였다. 이를 바탕으로, 본 연구에서는 재무분석가의 정보환경 중 물적분할로 인하여 변화가 일어나지 않는 재무분석가의 수를

10) 재무분석가들은 기업의 주주로서 모니터링에 있어 보다 직접적인 역할을 담당하기도 한다.

사용하여 분할기업에 대한 사전적인 정보비대칭 정도를 측정하였다.<sup>11)</sup>

재무분석가의 정보환경에 대한 선행연구에서는 재무분석가의 수가 적을수록 기업과 투자자들 간의 정보비대칭 현상이 심화되기 때문에 기업의 내재자본비용의 추정에 필요한 위험 프리미엄이 증가한다는 결과를 제시하고 있다. 예를 들어, Botosan(1997)은 기업이 자발적 공시를 많이 할수록 해당 기업의 내재자본비용을 감소시키는 효과는 정보비대칭 정도가 높은, 즉 재무분석가의 수가 적은 기업에서 나타난다는 근거를 제시하였다. 상기 논의를 바탕으로, 물적분할 이후 분할기업에 대한 정보량의 증거가 기업의 내재자본비용을 감소시키는 효과는 기존에 정보비대칭 정도가 높은 기업, 즉 재무분석가의 수가 적은 기업에서 보다 명확하게 나타날 것으로 예측하여, 아래와 같이 가설 2를 설정한다.

연구가설 2: 물적분할 이후 기업의 내재자본비용 감소는 재무분석가 수가 적은 기업에서 더 유의하다.

### III. 표본 선정과 연구모형

#### 3.1 표본 선정

본 연구의 표본은 한국채택국제회계기준이 의무적으로 도입된 2011년부터 2021년까지 한국거래소 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업-연도를 대상으로 한다. 분석대상 표본 간 재무정보의 동질성을 확보하기 위해 금융업에 해당하는 기업-연도와 재무제표 결산월이 12월 외의 기업-연도를 표본에서 제외한다. 다음으로 본 연구의 연구모형에 포함된 변수를 산출하기 위해 산업-연도별로 표본이 10개 미만인 경우, 재무분석가 예측치를 확인할 수 없는 기업-연도, 그 외 분석에 필요한 변수를 측정할 수 없는 기업-연도를 제외한다. 표본 선정 과정을 통해 선정된 최종 표본은 2,575개 기업-연도이다. 표본 선정 과정은 <Table 1>에서 제시한다.

<Table 1> 표본 선정

내용	표본 수
2011년부터 2021년까지 한국거래소 유가증권·코스닥시장에 상장된 기업-연도	22,224
(차감) 금융업에 속하는 기업-연도	(894)
(차감) 결산월이 12월이 아닌 기업-연도	(501)
(차감) 산업-연도별 표본이 10개 미만인 경우	(255)
(차감) 재무분석가 예측치가 없는 기업-연도	(12,356)
(차감) 그 외 변수를 산출할 수 없는 기업-연도	(5,643)
최종 표본	2,575

11) 조현진&유승원(2023)에서는 재무분석가의 정보환경 요인 중 이익예측오차, 이익예측편의 및 이익예측표준편차는 모두 감소한 결과를 제시하였다.

### 3.2 변수의 측정

본 연구의 연구모형에 포함된 종속변수는 사전적인 자기자본비용이다. 사전적 자기자본비용은 개별 기업에 대한 재무분석가의 이익예측치를 미래 이익에 대한 대응치로 설정하고, 선행연구에서 제시한 기업가치평가모형을 통해 측정한다(Claus and Thomas, 2001; Gebhardt et al., 2001; Ohlson and Juettner, 2005; Easton, 2004). 구체적으로, 기업가치평가모형에 재무분석가 이익예측치를 대입하여 각각의 기업에 대한 추정 주식가격을 산출하고, 실제 시장에서 거래되고 있는 주식가격과 비교한다. 이때, 추정된 주식가격과 실제 주식가격의 차이를 최소화하는 할인율이 각 기업가치평가모형을 통해 측정된 자본비용에 해당하며, 본 연구에서는 측정상 발생할 수 있는 오류를 최소화하기 위하여 기업가치평가모형으로 측정된 내재자본비용의 산술평균을 종속변수(CEC)로 설정한다.

먼저, Claus and Thomas(2001)에서는 잔여이익을 활용하여 기업가치를 평가하는 모형을 제시하였다. 재무분석가 이익예측치를 이용하여 향후 5년의 잔여이익을 예측하고, 5년 이후의 잔여이익은 예측한 잔여이익에서 무위험이자율에서 3%를 차감한 값만큼 성장한다고 가정한 후, 내재자본비용을 측정하였다. 구체적으로, Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형에 따른 내재자본비용은 아래 식 (1)을 통해 추정된 주식가격과 실제 주식가격을 일치시키는  $r_e$ 를 역산하여 산출한다. 본 연구에서는 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 산출한 내재자본비용을  $CEC_{CT}$ 로 표시한다.

$$P_t = B_t + \frac{EPS_{t+1} - r_e * B_t}{(1+r_e)} + \frac{EPS_{t+2} - r_e * B_{t+1}}{(1+r_e)^2}$$

$$+ \frac{EPS_{t+3} - r_e * B_{t+2}}{(1+r_e)^3} + \frac{EPS_{t+4} - r_e * B_{t+3}}{(1+r_e)^4} + \frac{(EPS_{t+5} - r_e * B_{t+4})(1+g_p)}{(r_e - g_p)(1+r_e)^5} \quad (1)$$

- $P$  : 실제 주식가격;
- $B$  : 주당장부가액 (=총자본/주식 수);
- $EPS$  : 재무분석가 이익(주당순이익)예측치;
- $r_e$  : 내재자본비용;
- $g_p$  : 장기성장률(=3년 국고채 이자율-직전 10년간 근원인플레이션을 평균).

다음으로는, Gebhardt et al.(2001)에서 제시한 잔여이익을 활용하여 기업가치를 평가하는 모형을 사용하였다. 재무분석가 이익예측치를 이용하여 3년 동안의 총자본이익률을 예측하고, 3년 이후 12년까지는 해당 기업의 총자본이익률이 해당 기업이 속한 산업의 중간값 수준으로 수렴할 것이라고 가정한 후 내재자본비용을 측정하였다. 구체적으로, Gebhardt et al.(2001)의 기업가치평가모형에 따른 내재자본비용은 아래 식 (2)를 통해 추정된 주식가격과 실제 주식가격을 일치시키는  $r_e$ 를 역산하여 산출한다. 본 연구에서는 Gebhardt et al.(2001)의 기업가치평가모형으로 산출한 내재자본비용을  $CEC_{GLS}$ 로 표시한다.

$$P_t = B_t + \frac{FROE_{t+1} - r_e}{(1+r_e)} B_t + \frac{FROE_{t+2} - r_e}{(1+r_e)^2} B_{t+1} + \sum_{i=3}^{11} \frac{FROE_{t+i} - r_e}{(1+r_e)^i} B_{t+i-1} + \frac{FROE_{t+12} - r_e}{r_e(1+r_e)^{11}} B_{t+11} \quad (2)$$

- $FROE$  : 재무분석가 이익예측치를 이용하여 산출한 총자본이익률;
- 그 외 변수의 정의는 식 (1)을 참조.

Ohlson and Juettner(2005)에서는 잔여이익을 활용하되 잔여이익의 성장률을 이용하여 기업가치를 평가하는 모형을 제시하였다. 재무분석가 이익예측치를 이용하여 향후 2년의 잔여이익을 예측하고, 예측한 잔여이익의 성장률 및 장기성장률을 이용하여 기업가치를 측정하였다. 구체적으로, Ohlson and Juettner(2005)의 기업가치평가모형에 따른 내재자본비용은 아래 식 (3)을 통해 추정된 주식가격과 실제 주식가격을 일치시키는  $r_e$ 를 역산하여 산출한다. 본 연구에서는 Ohlson and Juettner(2005)의 기업가치평가모형으로 산출한 내재자본비용을  $CEC\_OJ$ 로 표시한다.

$$P_t = \frac{EPS_{t+1}}{r_e} + \frac{(EPS_{t+2} - EPS_{t+1} - r_e * EPS_{t+1})}{r_e(r_e - g_p)} \quad (3)$$

$DPS$  : 재무분석가 주당배당액 예측치;  
그 외 변수의 정의는 식 (1)을 참조.

마지막으로, Easton(2004)에서도 잔여이익의 성장률을 이용하여 기업가치를 평가하는 모형을 제시하였다. Easton(2004)에서는 재무분석가 이익예측치를 이용하여 향후 2년의 잔여이익을 예측하고, 해당 잔여이익의 성장률을 활용하는데, 재무분석가 주당배당액 예측치와 장기성장률을 영(0)으로 가정한 후 내재자본비용을 측정하였다. 구체적으로, Easton(2004)의 기업가치평가모형에 따른 내재자본비용은 아래 식 (4)를 통해 추정된 주식가격과 실제 주식가격을 일치시키는  $r_e$ 를 역산하여 산출한다. 본 연구에서는 Easton(2004)의 기업가치평가모형으로 산출한 내재자본비용을  $CEC\_PEG$ 로 표시한다.

$$P_t = \frac{EPS_{t+1}}{r_e} + \frac{(EPS_{t+2} - EPS_{t+1} - r_e * EPS_{t+1})}{r_e^2} \quad (4)$$

변수의 정의는 식 (1)을 참조.

### 3.3 연구모형

연구가설 1을 검증하기 위해 설정한 연구모형은 아래 식 (5)와 같다.

$$CEC_{i,t} = a_0 + \beta_1 SPLIT_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BTM_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 VOL_{i,t} + \beta_7 RETURN_{i,t} + \beta_8 DA_{i,t} + \beta_9 ALT_{i,t} + \beta_{10} SDD_{i,t} + \beta_{11} BIG4_{i,t} + \beta_{11} MARKET_{i,t} + \Sigma IND + \Sigma YEAR + \varepsilon_i \quad (5)$$

- $CEC$  : Claus and Thomas(2001), Gebhardt et al.(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용의 산술평균값;
- $CEC\_CT$  : Claus and Thomas(2001)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- $CEC\_GLS$  : Gebhardt et al.(2001)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- $CEC\_OJ$  : Ohlson and Juettner(2005)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- $CEC\_PEG$  : Easton(2004)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- $SPLIT$  : 물적분할이 발생한 기업-연도와 그 후의 기업-연도인 경우 1인 더미변수;
- $SIZE$  : 총자산의 자연로그 값;
- $LEV$  : 총부채 / 총자산;
- $BTM$  : 총자산의 장부가치 / 총자산의 시장가치;
- $BETA$  : 시장수익률과 개별기업 주식수익률을 이용하여 측정된 베타;

<i>VOL</i>	: 개별기업 주식의 1년간 주식이격 변동성;
<i>RETURN</i>	: 개별기업 주식의 1년간 보유수익률;
<i>DA</i>	: 재량적 발생액;
<i>ALT</i>	: 재무분석가 추종 수;
<i>SDD</i>	: 재무분석가 이익예측치 표준편차.
<i>BIG4</i>	: 대형회계법인에게 감사받은 기업-연도인 경우 1인 더미변수;
<i>MARKET</i>	: 한국거래소 유가증권시장 상장 기업-연도인 경우 1인 더미변수;
<i>IND</i>	: 표준산업분류 중분류를 기준으로 한 산업더미변수;
<i>YEAR</i>	: 연도더미변수;
$\varepsilon$	: 잔차항.

종속변수인 내재자본비용은 앞선 ‘3.2 변수의 측정’ 절에 따라 측정한 내재자본비용의 산술평균으로 측정(CEC)한다. 독립변수인 *SPLIT*은 Dataguide를 조회하여 물적분할이 발생한 기업-연도와 그 이후의 기업-연도에 1의 값을 부여하여 측정한다. 독립변수를 제외한 통제변수는 선행연구에서 내재자본비용에 영향을 줄 것으로 제시하였던 변수들로 측정한다(Fama and French, 1992; Gebhardt et al., 2001; Francis et al., 2004).

연구모형에 포함된 통제변수들은 다음과 같다. 먼저, 기업의 개별적인 특성과 내재자본비용 간 관련성을 통제하기 위해 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 장부-시장비율(*BTM*), 재무보고품질(*DA*), 대형회계법인에게 감사받았는지 여부(*BIG4*)를 연구모형에 포함한다. 다음으로, 기업이 보유하고 있는 위험을 통제하기 위해 체계적 위험에 해당하는 베타(*BETA*)와 고유 위험에 해당하는 개별기업 주식의 1년간 주식이격 변동성(*VOL*), 개별기업 주식의 1년간 보유수익률(*RETURN*)을 통제한다. 또한 재무분석가와 관련하여 재무분석가 추종 수(*ALT*)와 재무분석가 이익예측치 간 표준편차(*SDD*)를 연구모형에 포함하

여 통제한다. 유가증권시장에 상장된 기업과 코스닥 시장에 상장된 기업 간 차이를 통제하기 위해 상장 시장에 대한 더미변수(*MARKET*)를 연구모형에 포함한다. 마지막으로, 산업별, 연도별 내재자본비용과의 관련성을 통제하기 위하여, 산업더미변수(*IND*)와 연도더미변수(*YEAR*)를 연구모형에 포함한다. 연구모형에 포함된 변수의 극단에 해당하는 값이 회귀분석 결과에 줄 수 있는 효과를 최소화하기 위해 모든 연속변수는 1%와 99% 수준으로 조정한다(winsorization).

본 연구의 연구가설 2를 검증하기 위해, 상기 식(5)를 동일하게 활용하였다. 구체적으로, 재무분석가 추종 수 중위수를 기준으로 중위수 미만인 경우 1인 더미변수(*LOWALT*)로 표본을 나누어 분석을 재수행하였다.

## IV. 실증분석

### 4.1 기술통계량

본 연구에서 사용한 변수의 기술통계량을 <Table 2>에서 제시한다. 내재자본비용의 산술평균(CEC)은 약 13%로 나타나고 있으며, Claus and Thomas (2001), Gebhardt et al.(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004) 각각의 기업 가치평가모형을 이용하여 측정한 내재자본비용은 최소 7%에서 최대 17%로 나타난다. 물적분할 기업-연도 및 그 이후의 기업-연도에 해당하는 비율은 약 10%로 나타난다. 평균적인 재무분석가 추종 수는 약 7로 나타나며, 대형회계법인에게 감사받은 기업-연도는 약 77%, 유가증권시장에 상장된 기업-연도는

〈Table 2〉 기술통계량

변수명	표본 수	평균	중위수	표준편차	Q1	Q3
CEC	2,575	0.129	0.118	0.058	0.090	0.155
CEC_CT	2,575	0.152	0.134	0.086	0.098	0.183
CEC_GLS	2,575	0.074	0.066	0.051	0.039	0.098
CEC_OJ	2,575	0.165	0.156	0.064	0.121	0.199
CEC_PEG	2,575	0.125	0.117	0.049	0.092	0.148
SPLIT	2,575	0.097	0.000	0.296	0.000	0.000
SIZE	2,575	27.811	27.584	1.658	26.489	29.037
LEV	2,575	0.438	0.446	0.191	0.278	0.589
BTM	2,575	0.883	0.669	0.722	0.393	1.164
BETA	2,575	0.900	0.886	0.501	0.567	1.224
VOL	2,575	0.393	0.371	0.132	0.297	0.468
RETURN	2,575	0.186	0.040	0.554	-0.154	0.353
DA	2,575	-0.002	-0.005	0.081	-0.041	0.034
ALT	2,575	7.165	5.000	6.413	2.000	11.000
SDD	2,575	0.148	0.104	0.151	0.063	0.176
BIG4	2,575	0.769	1.000	0.422	1.000	1.000
MARKET	2,575	0.624	1.000	0.484	0.000	1.000

1) 변수의 정의

- CEC : Claus and Thomas(2001), Gebhardt et al.(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용의 평균값;
- CEC\_CT : Claus and Thomas(2001)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- CEC\_GLS : Gebhardt et al.(2001)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- CEC\_OJ : Ohlson and Juettner(2005)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- CEC\_PEG : Easton(2004)의 모형을 통해 측정된 내재자본비용;
- SPLIT : 물적분할이 발생한 기업-연도와 그 후의 기업-연도인 경우 1인 더미변수;
- SIZE : 총자산의 자연로그 값;
- LEV : 총부채 / 총자산;
- BTM : 총자산의 장부가치 / 총자산의 시장가치;
- BETA : 시장수익률과 개별기업 주식수익률을 이용하여 측정된 베타;
- VOL : 개별기업 주식의 1년간 주가가격 변동성;
- RETURN : 개별기업 주식의 1년간 보유수익률;
- DA : 재량적 발생액;
- ALT : 재무분석가 추종 수;
- SDD : 재무분석가 이익에측치 표준편차.
- BIG4 : 대형회계법인에게 감사받은 기업-연도인 경우 1인 더미변수;
- MARKET : 한국거래소 유가증권시장 상장 기업-연도인 경우 1인 더미변수.

약 62%로 나타난다.

4.2 상관관계 분석

본 연구에서 사용한 변수들의 상관관계를 분석한

결과를 〈Table 3〉에서 제시한다. 대각선을 기준으로 오른쪽에 해당되는 계수는 스피어만(Spearman) 상관관계계수, 대각선을 기준으로 왼쪽에 해당되는 계수는 피어슨(Pearson) 상관관계계수이다. 상관관계 분석결과 모두 Claus and Thomas(2001),

〈Table 3〉 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1 CEC		0.985*	0.773*	0.976*	0.868*	0.005	-0.013	0.273*	0.406*	0.113*	0.053*	-0.064*	0.029	-0.149*	0.127*	-0.077*	-0.088*
2 CEC_CT	0.970*		0.718*	0.971*	0.843*	-0.002	-0.033	0.263*	0.373*	0.117*	0.076*	-0.052*	0.037	-0.161*	0.131*	-0.089*	-0.106*
3 CEC_GLS	0.812*	0.720*		0.689*	0.465*	0.035	0.214*	0.215*	0.649*	0.053*	-0.176*	-0.138*	-0.006	-0.056*	0.044*	0.073*	0.124*
4 CEC_OJ	0.965*	0.902*	0.773*		0.863*	-0.015	-0.083*	0.245*	0.305*	0.112*	0.097*	-0.025	0.051*	-0.160*	0.074*	-0.108*	-0.143*
5 CEC_PEG	0.897*	0.865*	0.550*	0.880*		-0.003	-0.150*	0.262*	0.180*	0.124*	0.170*	-0.039*	0.015	-0.172*	0.197*	-0.148*	-0.186*
6 SPLIT	-0.004	-0.017	0.042*	-0.016	-0.010		0.150*	0.117*	0.089*	0.025	-0.014	0.023	-0.031	0.059*	0.077*	0.061*	0.075*
7 SIZE	-0.024	-0.039	0.178*	-0.089*	-0.127*	0.169*		0.406*	0.526*	0.048*	-0.355*	-0.194*	-0.093*	0.649*	0.234*	0.481*	0.714*
8 LEV	0.282*	0.266*	0.238*	0.254*	0.274*	0.116*	0.401*		0.218*	0.109*	0.032	-0.056*	-0.093*	0.175*	0.253*	0.152*	0.295*
9 BTM	0.311*	0.262*	0.523*	0.232*	0.161*	0.140*	0.525*	0.265*		0.010	-0.337*	-0.349*	-0.058*	0.086*	0.202*	0.246*	0.393*
10 BETA	0.115*	0.114*	0.068*	0.113*	0.126*	0.020	0.066*	0.110*	0.063*		0.469*	-0.004	-0.023	0.038	0.175*	-0.032	-0.047*
11 VOL	0.068*	0.091*	-0.117*	0.098*	0.154*	-0.006	-0.338*	0.027	-0.249*	0.461*		0.258*	0.016	-0.227*	0.095*	-0.231*	-0.310*
12 RETURN	-0.070*	-0.057*	-0.147*	-0.034	-0.031	0.025	-0.220*	-0.028	-0.299*	0.049*	0.417*		0.011	-0.073*	-0.172*	-0.126*	-0.136*
13 DA	0.001	0.006	-0.017	0.018	-0.013	-0.013	-0.057*	-0.084*	-0.053*	-0.018	0.025	0.043*		-0.042*	-0.046*	-0.067*	-0.061*
14 ALT	-0.148*	-0.151*	-0.070*	-0.155*	-0.165*	0.056*	0.666*	0.154*	0.075*	0.063*	-0.219*	-0.094*	-0.010		0.140*	0.331*	0.421*
15 SDD	0.225*	0.318*	0.066*	0.092*	0.253*	0.036	0.179*	0.213*	0.241*	0.142*	0.091*	-0.120*	-0.018	0.029		0.093*	0.098*
16 BIG4	-0.098*	-0.106*	0.032	-0.125*	-0.144*	0.061*	0.462*	0.154*	0.209*	-0.037	-0.231*	-0.157*	-0.039*	0.312*	0.055*		0.416*
17 MARKET	-0.098*	-0.111*	0.092*	-0.149*	-0.175*	0.075*	0.686*	0.298*	0.355*	-0.055*	-0.302*	-0.165*	-0.048*	0.415*	0.069*	0.416*	

1) 변수들의 정의는 〈Table 2〉 참조.

2) \*은 0.05 수준에서 통계적으로 유의함.

Gebhardt et al.(2001), Ohlson and Juettner (2005) 및 Easton(2004) 각각의 기업가치평가모형을 이용하여 측정한 내재자본비용 간 유의한 양(+)의 관계를 보여주어 내재자본비용의 측정이 적절한 것으로 판단된다. 그러나 두 가지 상관관계 분석결과 모두 *SPLIT*과 내재자본비용의 산술평균, *SPLIT*과 각각의 기업가치평가모형을 이용하여 측정한 내재자본비용 모두 유의하지 않은 관계를 나타낸다. 따라서 다음 절에서 내재자본비용에 영향을 줄 수 있으며, 상관관계 분석결과 내재자본비용과 유의한 관련성을 보이고 있는 변수들을 통제한 후 회귀분석을 수행하여 물적분할과 내재자본비용 간 관련성을 분석하고자 한다.

### 4.3 주요분석 결과

본 연구의 연구가설 1에 대한 실증분석 결과를 <Table 4>에서 제시한다. 분석결과, *SPLIT*과 내재자본비용의 산술평균(*CEC*) 간 유의한 음(-)의 관계가 나타난다. 이는 본 연구의 연구가설 1을 기각하지 못한다는 결과이며, 물적분할 이후 정보위험이 완화되고, 재무분석가 이익예측치의 정확성이 증가하여 기업의 내재자본비용이 감소하는 것으로 해석할 수 있다.<sup>12)13)14)</sup> 선행연구와 유사하게 *SIZE*는 내재자본비용과 통계적으로 유의한 음(-), *LEV*, *BTM*은 자기자본비용과 유의한 양(+)으로 나타난다. 또한 본 연구의 결과가 변수들 간 다중공선성으로 인

<Table 4> 물적분할과 기업의 내재자본비용

변수명	DV = <i>CEC</i>
<i>Intercept</i>	0.345*** (7.72)
<i>SPLIT</i>	-0.009** (-2.13)
<i>SIZE</i>	-0.009*** (-5.45)
<i>LEV</i>	0.074*** (7.91)
<i>BTM</i>	0.028*** (7.92)
<i>BETA</i>	0.001 (0.37)
<i>VOL</i>	0.016 (1.39)
<i>RETURN</i>	-0.003 (-1.44)
<i>DA</i>	0.008 (0.67)
<i>ALT</i>	-0.001* (-1.91)
<i>SDD</i>	0.056*** (4.76)
<i>BIG4</i>	-0.002 (-0.63)
<i>MARKET</i>	-0.009** (-2.35)
<i>INDUSTRY</i>	Included
<i>YEAR</i>	Included
No of obs.	2,575
Adj. R-sq.	0.427

1) 변수들의 정의는 <Table 2> 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

12) 물적분할 이후 자회사 신규 상장에 따른 효과를 통제하기 위해 신규 상장된 연도와 그 이후 연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수를 연구모형에 추가하여 분석을 수행한 결과도 유사하게 나타난다(계수값 -0.010, t값 -2.44).

13) 물적분할 이전과 이후의 효과를 비교하기 위해 물적분할을 수행한 기업에 대한 더미변수와 물적분할 이후 2년 또는 3년에 해당하는 더미변수를 활용한 Difference in difference 방법을 활용하여 분석을 재수행한 결과도 유사하게 나타난다(물적분할 이후 2년 더미변수 계수값 -0.008, t값 -1.77, 물적분할 이후 3년 더미변수 계수값 -0.007, t값 -1.55).

14) 미래영업창출능력과 기업의 내재자본비용 간 관련성을 통제하기 위해 영업현금흐름을 총자산으로 나눈 값과 영업현금흐름의 3개년 표준편차를 통제변수로 포함한 분석도 유사하게 나타난다.

해 나타났을 개연성을 완화하기 위해 분산팽창요인 (variance inflation factor)을 검증한 결과 최대 5.78, 평균 2.09로 나타나 다중공선성으로 인한 문제는 없는 것으로 판단된다. <Table 5>에서는 종속변수를 내재자본비용의 산

술평균이 아닌 Claus and Thomas(2001), Gebhardt et al.(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004) 각각의 기업가치평가모형을 이용하여 측정된 내재자본비용으로 설정하여 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, <Table 4>의 분석결과와 유사

<Table 5> 물적분할과 기업의 내재자본비용

변수명	DV=CEC_CT	DV=CEC_GLS	DV=CEC_OJ	DV=CEC_PEG
<i>Intercept</i>	0.456*** (6.77)	0.123*** (3.69)	0.448*** (8.38)	0.359*** (10.30)
<i>SPLIT</i>	-0.016** (-2.55)	-0.006* (-1.72)	-0.009* (-1.78)	-0.004 (-1.45)
<i>SIZE</i>	-0.013*** (-5.11)	-0.002* (-1.80)	-0.012*** (-5.82)	-0.010*** (-7.62)
<i>LEV</i>	0.099*** (7.20)	0.037*** (5.00)	0.087*** (8.07)	0.074*** (10.08)
<i>BTM</i>	0.032*** (6.39)	0.037*** (12.90)	0.028*** (7.00)	0.016*** (5.28)
<i>BETA</i>	0.001 (0.16)	0.001 (0.47)	0.001 (0.61)	0.001 (0.44)
<i>VOL</i>	0.015 (0.94)	-0.009 (-1.03)	0.027** (2.06)	0.031*** (3.34)
<i>RETURN</i>	-0.002 (-0.71)	-0.001 (-0.67)	-0.004* (-1.69)	-0.005*** (-2.93)
<i>DA</i>	0.014 (0.76)	0.005 (0.48)	0.016 (1.20)	-0.004 (-0.37)
<i>ALT</i>	-0.001** (-2.02)	-0.001*** (-4.85)	-0.000 (-0.98)	0.000 (0.03)
<i>SDD</i>	0.149*** (6.32)	-0.016** (-2.57)	0.006 (0.65)	0.062*** (7.45)
<i>BIG4</i>	-0.004 (-0.69)	0.000 (0.03)	-0.001 (-0.36)	-0.003 (-0.95)
<i>MARKET</i>	-0.014** (-2.22)	-0.004 (-1.27)	-0.012** (-2.58)	-0.009*** (-2.71)
<i>INDUSTRY</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	2,575	2,575	2,575	2,575
Adj. R-sq.	0.406	0.470	0.414	0.389

1) 변수들의 정의는 <Table 2> 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

하게 *SPLIT*과 내재자본비용 간 유의한 음(-)의 관계를 보여주어, <Table 4>의 분석결과가 내재자본비용 측정방법에 따라 변동되지 않는다는 대한 강건성을 부여한다.

본 연구의 연구가설 2에 대한 실증분석 결과를 <Table 6>에서 제시한다. 첫 번째 열은 재무분석가 추종 수가 중위수 미만인 표본에 대한 분석결과, 재무분석가 추종 수가 중위수 이상인 표본에 대한 분

<Table 6> 정보 비대칭 정도에 따른 물적분할과 기업의 내재자본비용

변수명	DV = CEC	
	LOWALT=1	LOWALT=0
<i>Intercept</i>	0.507*** (7.86)	0.238*** (4.51)
<i>SPLIT</i>	-0.018*** (-3.05)	-0.005 (-1.02)
<i>SIZE</i>	-0.016*** (-6.34)	-0.005*** (-2.64)
<i>LEV</i>	0.104*** (8.93)	0.044*** (3.67)
<i>BTM</i>	0.035*** (7.47)	0.023*** (6.38)
<i>BETA</i>	-0.003 (-1.03)	0.004 (1.44)
<i>VOL</i>	0.027* (1.68)	0.005 (0.40)
<i>RETURN</i>	-0.003 (-1.10)	-0.003 (-1.19)
<i>DA</i>	-0.004 (-0.23)	0.014 (0.91)
<i>ALT</i>	-0.001 (-1.11)	-0.001 (-1.39)
<i>SDD</i>	0.040*** (2.92)	0.084*** (4.87)
<i>BIG4</i>	0.003 (0.67)	-0.003 (-0.47)
<i>MARKET</i>	-0.012*** (-2.63)	-0.006 (-0.93)
<i>INDUSTRY</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	1,227	1,348
Adj. R-sq.	0.425	0.456

1) 변수의 정의

*LOWALT* : 재무분석가 추종 수가 중위수 미만인 기업-연도인 경우 1인 더미변수.  
그 외 변수들의 정의는 <Table 2> 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

석결과를 나타낸다. 분석결과, 재무분석가 추종 수가 중위수 미만인 표본에서 *SPLIT*과 내재자본비용의 산술평균(*CEC*) 간 유의한 음(-)의 관계가 나타난다.<sup>15)</sup> 이는 물질분할로 인한 정보환경의 개선효과가 정보비대칭이 상대적으로 높은 그룹에서 나타나는 결과로 해석할 수 있다. 또한 본 연구의 결과가 변수들 간 다중공선성으로 인해 나타났을 개연성을 완화하기 위해 분산팽창요인을 검증한 결과 첫 번째 열은 최대 3.41, 평균 2.20, 두 번째 열은 최대 5.23, 평균 2.09로 나타나 다중공선성으로 인한 문제는 없는 것으로 판단된다.

#### 4.4 추가분석 결과

연구가설 1과 연구가설 2의 검증 결과를 나타내는

〈Table 4〉와 〈Table 6〉의 분석결과가 내생성으로 인한 개연성을 최소화하기 위해 성향점수매칭(propensity score matching)을 활용하여 표본을 재선정하고, 해당 표본만을 활용하여 분석을 재수행한 결과를 〈Table 7〉에서 제시한다. 먼저, *SPLIT*에 포함되는 기업-연도와 *SPLIT*에 포함되지 않는 기업-연도를 일대일로 매칭하여 표본을 재설정한다.

〈Table 7〉 Panel A와 같이 그룹 간 t-검정을 통해 물질분할 여부에 따라 차이가 존재하는 변수를 찾은 후, 차이가 존재하는 *SIZE*, *LEV*, *BTM*, *ALT*, *SDD*, *BIG4*, *MARKET* 변수를 활용하여 프로빗(probit) 모형을 활용하여 성향점수를 산정한다. 성향점수를 산정한 후 *SPLIT*에 포함되는 기업-연도의 성향점수와 가장 유사한 성향점수를 가진 *SPLIT*에 포함되지 않는 기업-연도를 일대일로 매칭하여 표본

〈Table 7〉 성향점수매칭

Panel A: 물질분할 여부로 구분한 그룹 간 t-검정

	Before matching			After matching		
	<i>SPLIT</i> = 1 (N=249)	<i>SPLIT</i> = 0 (N=2,326)	Diff.	<i>SPLIT</i> = 1 (N=249)	<i>SPLIT</i> = 0 (N=249)	Diff.
<i>SIZE</i>	28.665	27.720	0.945***	28.665	28.371	0.294*
<i>LEV</i>	0.505	0.430	0.075***	0.505	0.503	0.002
<i>BTM</i>	1.192	0.850	0.342***	1.192	1.144	0.048
<i>BETA</i>	0.930	0.896	0.033	0.930	0.924	0.006
<i>VOL</i>	0.390	0.393	-0.003	0.390	0.394	-0.004
<i>RETURN</i>	0.228	0.182	0.047	0.228	0.161	0.067
<i>DA</i>	-0.005	-0.001	-0.003	-0.005	-0.006	0.001
<i>ALT</i>	8.265	7.048	1.217***	8.265	6.759	1.506***
<i>SDD</i>	0.164	0.146	0.018**	0.164	0.169	-0.004
<i>BIG4</i>	0.847	0.761	0.087***	0.847	0.807	0.040
<i>MARKET</i>	0.735	0.613	0.122***	0.735	0.715	0.020

15) 개별주식 변동성이 중위수를 초과하는 경우와 개별주식 거래회전율이 중위수를 초과한 경우를 정보비대칭이 높은 그룹으로 측정하여 분석을 재수행한 결과도 유사하게 나타난다.

〈Table 7〉 성향점수매칭 (계속)

Panel B: 물적분할과 기업의 내재자본비용 - 성향점수매칭 표본을 활용

변수명	DV = CEC		
	Full Sample	LOWALT=1	LOWALT=0
<i>Intercept</i>	0.413*** (4.10)	0.573*** (3.45)	0.268** (2.27)
<i>SPLIT</i>	-0.009* (-1.73)	-0.018** (-2.30)	-0.004 (-0.68)
<i>SIZE</i>	-0.011*** (-2.73)	-0.019*** (-2.90)	-0.005 (-1.15)
<i>LEV</i>	0.051*** (3.10)	0.061** (2.40)	0.053** (2.38)
<i>BTM</i>	0.029*** (6.12)	0.041*** (5.12)	0.021*** (3.63)
<i>BETA</i>	0.003 (0.67)	0.003 (0.33)	0.005 (0.83)
<i>VOL</i>	0.009 (0.35)	0.017 (0.41)	-0.013 (-0.46)
<i>RETURN</i>	-0.003 (-0.81)	0.003 (0.45)	-0.009* (-1.88)
<i>DA</i>	0.042* (1.74)	0.018 (0.52)	0.080** (2.58)
<i>ALT</i>	-0.000 (-0.32)	-0.003 (-0.70)	-0.001 (-0.73)
<i>SDD</i>	0.010 (0.44)	0.018 (0.65)	0.012 (0.35)
<i>BIG4</i>	-0.004 (-0.54)	0.008 (0.96)	-0.016 (-1.24)
<i>MARKET</i>	-0.006 (-0.75)	-0.012 (-1.19)	0.006 (0.52)
<i>INDUSTRY</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
<i>YEAR</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>	<i>Included</i>
No of obs.	498	217	281
Adj. R-sq.	0.438	0.382	0.485

1) 변수들의 정의는 〈Table 2〉 참조.

2) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 괄호 안의 값은 통계적 유의성을 나타내는 t값이며, firm-level에서 clustering함.

을 재설정한다. <Table 7> Panel A의 성향점수매칭 이후 t-검정 결과는 변수 간 모두 유의한 차이를 보여주고 있지 않아 성향점수매칭이 적절한 것으로 판단된다. 다음으로, 성향점수매칭이 이루어진 표본을 대상으로 분석을 재수행한다.

<Table 7> Panel B의 첫 번째 열은 성향점수매칭 표본을 활용한 연구가설 1에 대한 분석결과를 제시한다. <Table 7> Panel B의 두 번째 열과 세 번째 열은 성향점수매칭 표본을 활용한 연구가설 2에 대한 분석결과를 제시한다. 분석결과, <Table 4>와 <Table 6>의 분석결과와 동일하게 *SPLIT*과 내재자본비용의 산술평균(*CEC*) 간 유의한 음(-)의 관계, 재무분석가 추종 수가 중위수 미만인 표본에서 *SPLIT*과 내재자본비용의 산술평균(*CEC*) 간 유의한 음(-)의 관계가 나타난다. 이는 <Table 4>와 <Table 6>의 분석결과가 내생성으로 인해 나타났을 개연성을 완화하며, 분석결과에 대한 강건성을 보여준다.

## V. 결론

본 연구에서는 물적분할 이후 분할기업의 내재자본비용의 변화를 살펴보았다. 물적분할은 분할기업의 특정 사업부를 신설 자회사로 설립하여 기업의 지배구조에 변화가 일어나는 형태이다. 지배주주들에게는 물적분할을 선택하는 것이 지배력을 유지하면서도 자금 조달이 용이하므로 선호되는 분할 형태이다. 기업의 내재자본비용은 개별기업의 위험에 관한 투자자들의 요구수익률을 나타내는 사전적인 자기자본비용이다. 신설 자회사는 분할 이후 법적으로 구별된 신설 법인이기 때문에 별도의 감사보고서가 작성될 뿐

아니라 회사에 관한 보다 상세한 정보가 공시된다. 따라서 분할 이후 재무정보를 비롯하여 보다 다양하고 많은 정보가 공시된다면 투자자들의 정보 불확실성이 감소하고, 이에 따라 분할기업의 자본비용이 감소할 것으로 예측하였다. 또한 물적분할 이후 자본비용의 감소는 재무분석가들의 수로 측정된 정보환경에 따라 달라질 것이라고 예상하였다.

2011년부터 2021년까지의 분석기간 동안, 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 총 2,575개의 기업-연도를 대상으로 실증분석한 결과, 물적분할 이후 분할기업의 내재자본비용이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 기업의 내재자본비용은 선행연구를 따라 Claus and Thomas(2001), Gebhardt et al.(2001), Ohlson and Juettner(2005) 및 Easton(2004)에서 제시하는 기업가치평가모형을 이용하여 측정하였다. 물적분할 이후 기업의 내재자본비용이 유의하게 감소하는 현상은 분할로 인하여 신설된 자회사가 독립적인 공시 주체가 되기 때문에, 이에 따른 추가적인 정보의 공시로 인하여 투자자들의 정보환경이 향상되었다는 것을 의미한다고 해석할 수 있다. 또한, 재무분석가의 수로 측정된 개별기업의 정보비대칭 정도가 높은 경우, 내재자본비용의 감소 효과가 유의하다는 것을 확인하였다. 그러나 본 연구에서 사용한 변수의 측정오차나 연구모형에서 고려하지 못한 생략변수 등이 본 연구의 결과에 영향을 줄 개연성이 존재하기 때문에 그 해석에 주의할 필요가 있다.

최근 들어 기업분할 중 물적분할이 차지하는 비중이 점차 증가하고 그 비중이 더욱 증가하는 추세를 보이고 있다. 본 연구는 국제회계기준의 채택 이후 비교적 최근까지의 분석기간을 대상으로, 기업의 지배구조에 중대한 개편을 일으키는 물적분할로 인하여 정보환경에 변화와 이에 따른 자본시장에서 개별

기업의 위험 정도에 대한 투자자들의 인식 변화에 관한 근거를 제시한다는 공헌점이 있다.

## 참고문헌

- 강내철, 진태홍(2012), "기업분할 방법과 공시효과," **재무관리연구**, 제29권 1호, pp.57-80.
- (Kang, N. C. and Jinn, T.(2012), "A Comparison of Valuation Effects of Spin-offs, Physical Divisions and Sell-offs," *The Korean Journal of Financial Management*, 29(1), pp.57-80.)
- 권수영, 김용미(2023), "물적분할 후 신설 자회사의 상장: LG에너지솔루션 사례를 중심으로," **회계저널**, 제32권 3호, pp.167-192.
- (Kwon, S. Y. and Kim, Y. M.(2023), "Initial Public Offerings(IPOs) after Split-off," *Korean Accounting Journal*, 32(3), pp.167-192.)
- 기현희, 장원경(2004), "기업분할이 모기업의 주가에 미치는 영향," **대한경영학회지**, 제43권, pp.725-749.
- (Ki, H. H. and Chang, W. K.(2004), "Security Price Reaction around Corporate Divestiture Announcement," *Korean Journal of Business Administration*, 43, pp.725-749.)
- 김상우, 남명수(2013), "기업분할이 주가에 미치는 영향에 관한 연구," **기업경영연구**, 제2권 5호, pp.195-214.
- (Kim, S-W and Nam, M-S.(2013), "A Study on the Effect of Corporate Divestiture Announcement on Stock Price," *Korean Corporation Management Review*, 20(5), pp.195-214.)
- 신용균, 한만용(2016), "기업분할 형태와 공시효과," **경영컨설팅연구**, 제16권 3호, pp.99-113.
- (Shin, Y-K and Han, M-Y.(2016), "The Type of Corporate Divestiture and Announcement Effects," *Korean Management Consulting Review*, 16(3), pp.99-113.)
- 이상훈(2020), "물적분할과 지주사 디스카운트," **법학논고**, 제71권, pp.301-334.
- (Lee, S.(2020), "LG Chem's company split: Holding company discount and the remedy under Korean law," *Law Journal*, 71, pp.301-334.)
- 이정환, 이진주, 박남규(2012), "한국기업의 지배구조가 기업분할 유형선택에 미치는 영향에 관한 연구," **전략경영연구**, 제15권 1호, pp.65-87.
- (Lee, J., Lee, J. and Park, N. K.(2012), "Corporate governance and its impact on the type of corporate spin-off choice in Korea," *Journal of Strategic Management*, 15(1), pp.65-87.)
- 조용대, 김동하(2015), "이사회 의 기업분할 결의가 기업가치에 미치는 영향 분석," **대한경영학회지**, 제28권 1호, pp.179-201.
- (Jo, Y-D and Kim, D-H.(2015), "A study on the effect of the resolution of board of directors for corporate division on firm value," *Korean Journal of Business Administration*, 28(1), pp.179-201.)
- 조현진, 유승원(2023), "물적분할이 재무분석가 이익예측 정확성에 미치는 영향: 한국 물적분할 사례를 중심으로," **회계저널**, 제32권 5호, pp.113-144.
- (Jo, H. J. and Yoo, S. W.(2023), "The Effects of Corporate Vertical Spin-off on Analysts' Earnings Forecast Accuracy: Evidence from Korea," *Korean Accounting Journal*, 32(5), pp.113-144.)
- Amiram, D., E. Owens, and O. Rozenbaum(2016), "Do information releases increase or decrease information asymmetry? New evidence from analyst forecast announcements," *Journal of Accounting and Economics*, 62(1), pp.121-138.

- Bhushan, R.(1989), "Firm characteristics and analyst following," *Journal of Accounting and Economics*, 11(2-3), pp.255-274.
- Botosan, C. A.(1997), "Disclosure level and the cost of equity capital," *The Accounting Review*, 72(3), pp.323-349.
- Cheng, M. and K. R. Subramanyam(2010), "Analyst Following and Credit Ratings," *Contemporary Accounting Research*, 25(4), pp.1007-1043.
- Claus, J. and J. Thomas(2001), "Equity premia as low as three percent? Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets," *The Journal of Finance*, 56(5), pp.1629-1666.
- Cusatis, P. J., J. A. Miles, and J. R. Woolridge(1993), "Restructuring through spinoffs," *Journal of Financial Economics*, 33, pp.293-311.
- Easley, D. and M. O'Hara(2004), "Information and the cost of capital," *The Journal of Finance*, 46(4), pp.1553-1583.
- Easton, P. D.(2004), "PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital," *The Accounting Review*, 79(1), pp.73-95.
- Fama, E. F. and K. R. French(1992), "The cross-section of expected stock returns," *The Journal of Finance*, 47(2), pp.427-465.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper (2004), "Cost of equity and earnings attributes," *The Accounting Review*, 79(4), pp.967-1010.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan (2001), "Toward an implied cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 39(1), pp. 135-176.
- Givoly, D. and J. Lakonishok(1979), "The information content of financial analysts' forecasts of earnings: Some evidence on semi-strong inefficiency," *Journal of Accounting and Economics*, 1(3), pp.165-185.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu(2001), "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of empirical disclosure literature," *Journal of Accounting Economics*, 31(1-3), pp.405-440.
- Hite, G. L. and J. E. Owers(1983), "Security price reactions around corporate spin-off announcements," *Journal of Financial Economics*, 12(4), pp.409-436.
- Jensen, M. and W. Meckling(1976), "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp.305-360.
- Krishnaswami, S. and V. Subramaniam(1999), "Information asymmetry, valuation, and the corporate spin-off decision," *Journal of Financial Economics*, 53(1), pp.73-112.
- Lambert, R. A., C. Leuz, and R. E. Verrecchia(2012), "Information asymmetry, information precision, and the cost of capital," *Review of Finance*, 16(1), pp.1-29.
- Lys, T. and S. Sohn(1990), "The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security-price changes," *Journal of Accounting and Economics*, 13(4), pp.341-363.
- Miles, J. A. and J. D. Rosenfeld(1983), "The Effect of Voluntary Spin-off Announcements on Shareholder Wealth," *The Journal of Finance*, 39(5), pp.1597-1606.
- Ohlson, J. A. and B. E. Juettner-Nauroth(2005), "Expected EPS and EPS growth as determinants of value," *Review of Accounting Studies*, 10(2-3), pp.349-365.

- 
- 저자 김용미는 고려대학교 경영대학 강사로 재직 중이다. 주요 연구분야는 회계선택, 회계감사 등이다.
  - 저자 이상혁은 고려대학교에서 경영학 박사를 취득하였으며, 현재 한성대학교 사회과학부 조교수이다. 공인회계사(KICPA)로서 삼일 회계법인과 한국거래소(KRX)에서 근무하였다. 주요 연구분야는 기업가치평가, 공시 및 기업지배구조이다.