

K-IFRS 제1115호 도입과 기업의 내재자본비용

The Effect of IFRS 15 on 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(tkdkur@hansung.ac.kr)

본 연구는 2018년부터 상장기업을 대상으로 도입된 한국채택국제회계기준(K-IFRS) 제1115호 '고객과의 계약에서 생기는 수익'이 적용 기업의 내재자본비용에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 도입 전후 기간인 2016년부터 2019년까지 상장기업을 대상으로 분석한 결과, K-IFRS 제1115호 도입 이후 기업의 내재자본비용이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 다음으로, 내재자본비용의 증가는 재무분석가의 수가 더 많은 표본에서 그 증가 정도가 더 크다는 현상을 관찰하였다. 본 연구는 K-IFRS 제1115호의 도입이 의무 적용 기업의 재무보고에 대한 불확실성을 증가시킬 수 있고, 이에 따라 기업의 사전적인 자기자본비용이 상승하였다는 실증적인 근거를 제시한다.

주제어: K-IFRS 제1115호, 수익인식기준, 내재자본비용, 재무분석가

This study investigates how the adoption of International Financial Reporting Standards (IFRS) 15 in 2018 impacts the implied cost of equity. Analyzing Korean-listed companies between 2016 and 2019, we find that the implied cost of equity significantly increases after the adoption of IFRS 15. Furthermore, we observe that the increase in the implied cost of equity is more pronounced in samples with a higher number of financial analysts. Our results suggest that the adoption of IFRS 15 increases the uncertainty in financial reporting, thereby raising the cost of equity capital.

Keyword: IFRS 15, revenue recognition, cost of equity capital, financial analysts

1. 서론

본 연구는 기존에 국제회계기준을 채택하고 있던 우리나라 상장기업을 대상으로 2018년부터 의무도입된 K-IFRS 제1115호가 자본시장에 미치는 영향을

실증적으로 검토한다. 국제회계기준위원회(International Accounting Standards Board, IASB)에서는 미국 회계기준위원회(Financial Accounting Standards Board, FASB)와 공동으로, 기존 수익인식기준 하에서 드러난 회계처리의 일관성 부족과 한계점들¹⁾을 개선하기 위하여 모든 유형의 거래와 여러 산업에 공통

최초투고일: 2024. 07. 29 수정일: (1차: 2024. 09. 30) 게재확정일: 2024. 10. 21

1) 이전 수익인식기준인 K-IFRS 제1018호 하에서는 수익의 인식 시점이 재화 또는 서비스에 대한 위험과 효익이 고객에게 이전되는 시점으로 정의되므로, 위험과 효익의 이전에 관한 명확한 기준이 부족하다는 점이 한계점으로 지적되었다.

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.

적으로 적용 가능한 IFRS 15(Accounting Standards Codification 606)를 제정한 바 있다. 이에 따라, 2011년부터 도입된 국제회계기준을 이미 채택하고 있던 국내의 상장기업들은 2018년부터 개정된 수익 인식기준을 의무적으로 도입하였다.²⁾

개정된 수익인식기준의 가장 큰 특징은 다양한 상황과 거래유형, 산업의 특징과 무관하게 어떠한 경우에도 적용할 수 있는 공통 모형을 제시한다는 점이다. 개정 수익인식기준의 5단계 모형에 따르면, 먼저 고객과의 계약(제1단계)과 수행의무(제2단계)를 식별한 후, 수행의무에 관한 거래가격을 산정(제3단계)하고, 거래계약을 각 수행의무에 배분(제4단계)하며, 고객에게 각 수행의무를 이행할 때에 수익을 인식(제5단계)한다. IASB와 FASB는 공통모형의 제시를 통하여, 수익인식에 관한 국가, 산업, 기업 간의 비교가능성을 제고하고자 하였다. 해당 기준서가 수익인식에 있어 많은 변화를 초래할 것으로 예상되었음에도 그 도입 효과에 관한 논의가 부족한 실정이다. 따라서, 본 연구는 해당 기준서의 도입으로 인하여 국내 자본시장에 어떠한 변화가 발생하였는지에 관하여, 기업의 사전적 내재자기자본비용을 이용하여 그 효과를 분석하고자 한다.

K-IFRS 제1115호 도입으로 인한 가장 큰 변화 중의 하나는 수익인식의 시점에 있어 큰 변화를 가져온다는 점이다. 따라서 산업의 특성에 따라 수익인식의 시점이 지연되거나 또는 오히려 조기인식될 수 있다는 차이점이 있다.³⁾ 그러나 K-IFRS 제1115호

의 도입이 기업의 사전적 자기자본비용에 미치는 영향을 예단하기는 어렵다. 먼저 새로운 수익인식기준은 수익인식의 시점과 금액에 상당한 변화를 가져올 것으로 예상되나, 공통모형의 적용으로 인한 비교가능성의 향상으로 나타난 재무보고품질이 증가할 것으로 기대할 수 있다(김용미&이상혁, 2023). 관련 연구에서는 K-IFRS 제1115호 도입 이후 수익인식에서의 경영진의 재량을 나타내는 비정상 매출액 수준이 감소하였음을 보고하고 있다(곽영민&백정환, 2021). 또한 개정 수익인식기준 하에서는 공시의 요구사항⁴⁾도 증가한다(금융감독원, 2017). 재무제표의 비교가능성과 공시 요구사항의 증가는 기업의 수익인식과정에 대한 투자자들의 이해를 증진시키기 때문에, 도입 이후 자본비용이 감소할 것이라는 예상 가능하다.

해당 기준서가 공통모형을 제시함에도 불구하고 각 단계의 적용에 전반적으로 경영자의 판단과 재량이 한층 더 요구될 수 있다는 비판도 제기되었다. 새로운 수익인식기준이 경영진의 자의적인 판단과 재량을 더 허용할 경우, IASB와 FASB의 개정 목적과는 상이하게 이익 조정의 증가로 인하여 재무제표의 전반적인 품질이 하락할 가능성이 있기 때문이다(Rutledge et al., 2016). 손혁 외(2020)에서는 패키지형 공급계약의 수익인식에 관한 사례연구를 통해 개정 수익인식기준의 공통모형을 적용하는 단계에서 거래가격 중 변동대가와 수행의무의 이행 여부를 조정하여 이익을 유연화시키는 현상과 수행의무 인식에 재량을

2) K-IFRS 제1018호에서 K-IFRS 제1115호로 전환되었다.

3) Rutledge et al.(2016)에서는 산업별 영향의 차이를 바탕으로 개정 수익인식 기준서의 도입으로 인하여 항공 및 방위, 자동차, 기술 및 건설, 헬스케어, 보험, 제약, 도소매업, 통신, 엔터테인먼트, 제조업 및 부동산 등이 영향을 많이 받는 산업군에 포함된다고 예상하였다.

4) 새로운 수익인식기준서의 공시요구사항은 고객과의 계약(문단 113~122), 고객과의 계약에 K-IFRS 제1115호를 적용할 때 내린 유의적인 판단과 그 판단의 변경(문단 123~126), 계약을 체결하거나 이행하기 위한 원가 중에서 인식한 자산(문단 127~128), 실무적 간편법의 사용(문단 129)을 포함한다.

활용하여 수익을 조기인식하고 있다는 문제점을 보고한 바 있다.

구체적으로, 손혁 외(2020)에 의하면 대규모의 설비투자가 요구되지 않는 고부가가치 산업인 게임산업에 속한 사례 기업의 경우 과거에는 진행률 산정 방식으로 수익을 인식했지만 K-IFRS 제1115호 도입 이후에는 게임패키지의 판매가 일어난 시점에 판매금액 전부를 수익으로 인식하지 않고 13개월에 걸쳐 기간별로 수익을 인식하였다. 즉, 판매 시에는 이 연수익으로 계약부채를 인식하고 수행의무가 이행된 부분만을 수익으로 처리한 것이다. 게임패키지의 경우 고객에게 판매되었을 경우 수행의무가 모두 이행되었다고 볼 수 있는지 아니면 추후 고객에게 지속적으로 제공해야 할 서버관리 등의 수행의무가 남아 있다고 보아야 할지의 문제가 있고 각 수행의무 간의 비중에도 판단이 포함될 것이다. 그렇기 때문에 수행의무의 이행 여부에 기업의 의도가 포함될 여지가 있다. 다음의 사례로 동일하게 패키지 판매방식을 채택하고 있는 임플란트 제품 제조기업의 경우 고객인 치과에 판매계약을 체결한 이후 계약대금을 한꺼번에 입금 받는다고 하더라도 제품을 인도하지 않은 경우에는 수익을 인식할 수 없다. 그럼에도 불구하고 수취한 대금을 전부 수익으로 인식하는 공격적인 수익인식이 발생하였다는 사례가 보고되었다. 이와 같이, K-IFRS 제1115호 도입 이후 경영진의 의도와 재량의 활용은 재무제표 품질의 하락으로 이어질 수 있고 자본시장에서 정보위험을 증가시켜 자본비용의 상승으로 이어질 것이다.

기술한 바와 같이, K-IFRS 제1115호의 영향은 일관성 있게 제시되지 못하고 있고, 특히 자본시장에 미치는 영향에 관한 보고는 매우 미미하다고 볼 수 있다. 따라서, 해당 기준서가 기업의 사전적인 자기자본비용에 미치는 영향은 경험적인 검증이 필요한 사항으로

판단하였다. 이에 본 연구에서는 개정 수익인식기준의 도입이 국내 자본시장에 미치는 영향을 실증적으로 검증하고자 하였다. 구체적으로, 해당 기준서의 도입 시기인 2018년을 전후로 개별 기업의 자기자본비용에 변화가 일어났는지 분석하였다. 종속변수인 사전적인 자기자본비용은 개별 기업에 대한 재무분석가의 이익예측치를 기업의 미래 이익의 추정에 관한 대응치로 설정하고, 선행연구에서 제시하는 기업가치평가모형을 통해 측정한다(Claus and Thomas, 2001; Easton, 2004; Ohlson and Juettner, 2005). 다음으로, 사전적 자기자본비용의 차이가 해당 기업을 따르는 재무분석가의 수에 따라 다르게 나타나는지 식별하기 위하여 표본을 재무분석가의 중위수로 구분하여 검토하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 기업의 사전적 자기자본비용은 K-IFRS 제1115호 도입 이후 통계적으로 유의하게 증가하였다. 자본비용의 증가는 K-IFRS 제1115호 도입으로 인하여 수익인식 각 단계의 적용에 요구되는 경영자의 자의적인 판단과 재량이 증가함에 따라 이익조정이 증가할 가능성이 있음을 시사한다. 이익조정으로 인하여 재무보고 품질이 하락하면 대리인비용이 상승하고 이에 따른 정보비대칭의 심화 현상이 자본비용에 반영된다(e.g., Francis et al., 2008; Lambert et al., 2007). 둘째, K-IFRS 제1115호 도입 이후 자본비용의 상승은 해당 기업을 추종하는 재무분석가의 수가 높은 그룹에서 그 증가 정도가 더 높은 것으로 나타났다. 일반적으로 재무분석가의 수를 포함한 활동은 기업과 투자자들 간의 정보비대칭 정도를 나타낸다. 재무분석가는 추종 기업의 모니터링 역할도 담당하고 있기 때문에 재무분석가의 수가 많을 경우 정보비대칭 현상이 완화될 것으로 기대된다. 그러나, 해당 기준서의 변경으로 인하여 적용에 있어 불확실성이 증가

(Glaze et al., 2024)⁵⁾하여 재무분석가 예측치의 편차가 증가(Hao and Pham, 2023)⁶⁾할 경우, 일관성이 부족한 다수의 재무분석가의 예측치가 오히려 해당 기업의 정보위험을 상승시킬 수 있는 요인임을 시사한다.

본 연구의 결과는 2011년 국제회계기준(IFRS) 도입 이후 기업의 전반적인 재무제표에 가장 큰 영향을 미친 기준서 중 하나인 K-IFRS 제1115호의 도입 효과를 자본시장을 중심으로 투자자의 관점에서 확인했다는 점에 있어 의의가 있다. 수익은 기업의 재무제표상 가장 큰 비중을 차지할뿐더러 투자자들의 의사 결정에 중대한 영향을 미치는 가치관련성이 매우 높은 항목 중의 하나이다(e.g., FASB, 2002; Zhang, 2005; Srivastava, 2014). 도입 이후 자본비용의 상승은 기준서의 도입으로 인하여 수익인식에 있어 기업의 재량권이 확대됨에 따라 재무정보의 품질을 감소시키고 이에 따른 정보위험의 상승으로 인하여 자본비용에 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사한다. 이와 더불어, 도입으로 인한 관련 공시량의 증가와 재무분석가 예측치의 편차 증가로 인하여 오히려 투자자들의 불확실성이 증가될 수 있다는 점을 의미한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제 II장에서는 관련 선행연구를 제시하고 가설의 전개를 나타낸다. 제 III장에서는 표본 선정 과정과 연구모형을 제시하고, 제 IV장에서는 주요 실증분석 결과를 기술한다. 마지막으로 제 V장에서 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설 설정

2.1 개정 수익인식기준의 도입⁷⁾

개정 수익인식기준의 가장 큰 변화 중 하나는 기존에는 다소 모호하게 적용되었던 수익인식기준을 보다 명확하고 일관되게 적용하기 위하여 어떠한 유형의 거래와 산업에도 일관성 있게 적용될 수 있는 5단계 공통모형을 제시한다는 점이다. IASB와 FASB에서는 공통모형의 적용을 통하여 거래별, 기업별, 산업별 수익인식의 비교가능성을 제고하고, 비교가능성의 향상을 통하여 수익인식을 활용한 이익조정을 억제하고자 한다는 개정 목적을 밝힌 바 있다.

기술한 바와 같이, 재무제표에서 수익항목은 재무제표에서 비중이 가장 크면서도 가치평가에 있어서 중요한 평가 요소 중의 하나이다(FASB, 2002; Zhang, 2005; Srivastava, 2014). 해당 기준이 도입된 이후 수익인식에 큰 변화를 일으킬 것으로 기대되었음에도, 개정 기준의 도입 효과에 관한 실증 근거는 여전히 부족하며, 그 효과에 관하여 일관성 있는 결론을 제시하지 못하고 있다. 예를 들어, Rutledge et al.(2016)은 IASB와 FASB의 기대와 개정 목적과는 상반되게 오히려 5단계 공통모형의 적용에 있어 경영자의 재량권이 확대될 가능성이 높고, 이에 따라 도입 이후 이익조정이 증가할 수 있는 개연성이 있음을 일찍이 지적한 바 있다. 재무보고품질과 관련하여, Lee and Lee(2020)은 미국기업을 대상으로 개정

5) Glaze et al.(2024)에서는 미국 기업들을 대상으로 수익인식기준(미국의 경우 기준서의 명칭은 ASC 606)의 변경 시 불확실성이 증가하고, 기준 변경으로 인한 수익 관련 주식 공시의 증가로 인하여 정보량이 증가할수록 불확실성이 심화되었음을 나타내고 있다.

6) Hao and Pham(2023)은 개정 수익인식기준 채택 이후 재무분석가 예측치의 정확성과 일치가 감소한다는 결과를 보고하였다.

7) 선행연구의 개관은 수익인식 관련 기준서인 미국의 ASC 606과 우리나라의 K-IFRS 제1115호 도입에 관한 연구로 그 범위를 한정하여 논의를 제시한다.

기준의 도입 이후 재무분석가의 이익예측치 오차와 분산이 증가하였을 뿐 아니라, 재량적 발생액이 증가하는 것으로 나타나, 회계품질이 감소하였다는 실증 근거를 제시하였다.

반면, Hao and Pham(2022)은 재무분석가 예측치의 정확성과 예측치들이 서로 일치하는 정도가 감소했는지라도 수익의 정보유용성은 증가하였다는 실증 근거를 제시하였고, Chung and Chuwongnant (2020)에서는 도입 이후 이익보고가 일어났을 때 매수-매도호가의 차이(bid-ask spread)가 감소하는 등 시장에서 이익의 정보유용성이 증가하여 기업의 정보환경과 거래환경이 향상되었다고 보고하였다. 또한, Hinson et al.(2024) 개정 수익인식기준에서 요구하는 수익공시요건에 따라 기업들이 공시해야 하는 정보의 양이 대폭 증가하였고, 공시량뿐 아니라 수익 항목에 관한 보다 세분화된 보고가 요구되기 때문에 세분화된 공시를 하는 기업들의 경우에는 재무분석가 이익 예측의 정확성이 증가한다고 보고하였다. 재무보고품질에 많은 영향을 미치는 비교가능성⁸⁾의 변화에 관하여, 선행연구에서는 도입 이후 재무제표 비교가능성이 증가하였다는 결과를 보고하고 있다(e.g., Ferreira, 2020; Du et al., 2022; Choi et al., 2022; Tillet, 2022; 김용미&이상혁, 2023).

국내 연구는 해외보다 도입 효과에 관한 결과 보고가 더욱 미흡한 편이다. 손혁 외(2020)에서는 임플란트 기업들을 대상으로 하는 사례연구⁹⁾에서 수익인식모형의 적용에 있어 수행의무의 인식 시점에 경영자의 재량권이 허용될 가능성이 높기 때문에, 실제로 기업들이 수익을 공격적으로 조기인식하는 현상이 일어났음을 지적하였다. 한편, 광영민&백정환(2021)

에서는 손혁 외(2020)와 상반된 실증근거를 제시하였다. 즉, 개정 수익인식기준의 도입 이후에 5단계 공통모형의 적용으로 인하여 경영자의 재량 정도를 측정하는 비정상 매출액과 실물조정을 나타내는 비정상 영업현금흐름이 감소하였으므로, 경영자의 재량권이 오히려 제한된다는 주장이다.

2.2 가설 설정

앞선 선행연구 개관에서 살펴본 바와 같이, K-IFRS 제1115호 채택의 효과에 관한 실증근거는 도입 이후 상당 기간이 지났음에도 자본시장과 투자자들에게 미치는 영향에 관한 연구결과가 매우 미흡한 실정이다. 따라서, 본 연구에서는 기업의 내재자본비용을 통하여 수익인식의 개정효과가 자본시장 투자자들에게 어떠한 영향을 주는지 분석하고자 한다.

선행연구에 따르면, 기업의 내재자본비용이란 투자자들이 사전적으로 판단하는 기업의 위험 정도에 대한 요구수익률의 측정치이다. 구체적으로, 내재자본비용은 재무분석가의 미래이익 예측치를 기반으로 이루어지는 사전적인 자기자본비용을 나타낸다. 특히, 자기자본비용은 개별기업의 정보위험에서 기인한 정보비대칭에 영향을 받게 된다. 즉, 정보비대칭 현상이 심화되면, 기업의 정보위험의 증가로 자기자본비용이 상승한다(e.g., Francis et al., 2008; Lambert et al., 2007).

기업의 이익보고 시, 서로 다른 해석을 하계끔 혼동을 야기하는 정보(noisy signal)가 포함되어 있을 경우 오히려 정보비대칭이 심화되고, 이에 따라 내재자본비용이 상승할 수 있다. 따라서, 재무보고품질은 기

8) 비교가능성은 개념체계 중 보강적 특성 중의 하나이다.

9) 임플란트 산업의 계약은 장기적인 물품공급계약을 기반으로 하고 있으므로 수행의무를 이행할 때마다 수익을 인식한다는 5단계 공통 모형의 적용에 경영자의 공격적인 수익인식이 허용될 가능성이 다른 산업군에 비하여 비교적 높다고 볼 수 있다.

업의 자본비용과 역의 관계를 나타내며 자본비용의 결정에 큰 영향을 미치는 요소 중의 하나이다(Botosan, 1997; Botosan and Plumlee, 2002; Easley and O'Hara, 2004). 특히, 재무보고품질의 평가에 중요한 척도인 비교가능성¹⁰⁾의 향상은 정보비대칭을 감소시키기 때문에 내재자본비용의 감소로 이어진다(e.g., Imhof et al., 2017; Cho et al., 2015).¹¹⁾ 재무제표 비교가능성이 향상되면 투자자들이 정보를 취득하고 분석하는 비용이 감소하기 때문이다(e.g., De Franco et al., 2011).

해외와 국내 선행연구에서는 개정 수익인식기준 채택 이후 일반적으로 재무제표 비교가능성이 증가하였음을 보고하였다(Ferreira, 2020; Du et al., 2022; Choi et al., 2022; Tillet, 2022). 구체적으로, Ferrira(2020)에 따르면, 개정 수익인식기준 도입 이후 비교가능성의 향상으로 인한 유동성이 증가하였고, Du et al.(2022)은 기업의 유형을 주인(principal)과 대리인(agent)로 구분하여,¹²⁾ 주인 기업들의 비교가능성은 증가했지만, 대리인 기업들의 비교가능성을 감소하였다는 실증근거를 제시하였다. Choi et al.(2022)은 개정 수익인식기준이 특별히 영향을 많이 미칠 기업군인 소프트웨어 산업을 비교군으로 삼아 도입 이후 재무제표 비교가능성이 증가하였다고 보고하였다.

우리나라 기업을 대상으로 한 연구로 김용미&이상혁(2023)은 K-IFRS 제1115호 채택 이후 재무제표 비교가능성이 유의하게 증가하였고, 개정 수익인식기준 도입으로 인하여 영향을 비교적 많이 받을 것으로 알려진 산업에서 보다 향상된다는 실증근거를

보고하였다. Lee and Choi(2024)는 K-IFRS 제1115호를 채택한 상장기업과 채택하지 않은 비상장 기업을 대조군으로 비교하여 K-IFRS 제1115호 채택이 필수적으로 요구되는 상장기업의 경우 재무제표 비교가능성이 향상되었다는 실증근거를 제시하였다. K-IFRS 제1115호 도입으로 인하여 기업의 재무제표 비교가능성이 상승하였다면 자본시장 투자자들의 정보 취득과 처리 비용을 감소시키는 효과로 인하여 정보비대칭 현상이 감소하고 정보위험의 감소에 따라 기업의 내재자본비용이 감소할 것이라는 예상이 가능하다.

한편, 선행연구(Elliott and Philbrick, 1990; Vergoossen, 1997)에서는 회계 기준이 변경될 때에 재무분석가들이 변경된 사항을 이익예측치에 온전히 반영하지 못한다는 것을 보고한 바 있다. 기업과 일반투자자 간 정보비대칭 현상을 완화시킬 수 있는 역할을 맡은 재무분석가는 투자자들의 의사 결정에 영향을 미치게 된다(e.g., Givoly and Lakonishok, 1979). 예를 들어, Lys and Sohn(1990)은 재무분석가의 이익예측치 보고는 기업의 자발적인 이익예측치 보고 이후에 발표될지라도 정보의 유용성이 있다고 주장하였다. Amiram et al.(2016)에서도, 재무분석가의 이익예측치 보고가 정보비대칭 현상을 감소시킨다고 주장하였다.

비교가능성의 향상으로 인하여 재무보고품질의 상승한다면 내재자본비용이 감소할 것으로 예상되는 반면, 관련 연구에서는 개정 수익인식기준 채택 이후 재무분석가 예측치의 정확성(accuracy)과 일치 정도(consensus)가 감소한다고 보고하고 있다(Hao and

10) 비교가능성은 관련성(relevance)과 표현의 충실성(faithful representation)과 같은 다른 질적 특성과는 확연히 구분되는 재무제표 특성 중의 하나이다(FASB, 2010).

11) Imhof et al.(2017)은 개별 기업의 회계품질을 통제한 이후에도 비교가능성이 내재자본비용을 감소시킨다는 결과를 보고하였다.

12) 고객에게 재화나 서비스를 직접적으로 제공하는 기업들은 주인으로 분류되고, 주인에게 고객을 주선하는 기업들을 대리인으로 분류한다.

Pham, 2023; Lee and Lee, 2020). 이처럼, 재무분석가 이익예측치의 정확성과 일치 정도가 K-IFRS 제1115호 도입 이후에도 감소한다면 정보위험을 완화시키는 재무분석가의 역할이 온전하게 이루어지지 않게 되면서 내재자본비용이 오히려 증가할 개연성이 있다.

기술한 바와 같이, 수익인식기준의 개정이 재무제표와 자본시장에 미치는 효과에 관한 긍정적, 부정적 측면을 고려할 때에, 기업의 내재자본비용에 어떠한 관련성을 가지는지 사전적으로 예단하기는 어렵다. 따라서, 다음과 같이 연구가설 1을 귀무가설 형태로 설정한다.

연구가설 1: K-IFRS 제1115호 도입과 개별기업의 내재자본비용 간 관련성이 없다.

한편, 자본시장에서 재무분석가들이 담당하고 있는 중요한 역할은 대리인비용의 감소를 통한 기업과 투자자들 사이의 정보비대칭 완화에 있다(e.g., Jensen and Meckling, 1976; Healy and Palepu, 2001; Cheng and Subramanyam, 2010). Easley and O'Hara(2004)에 따르면, 재무분석가들이 기업에 대한 정보를 획득하고, 해당 정보를 공시하는 여러 활동은 투자자들과 기업 간 존재하고 있는 정보비대칭 현상을 완화시킬 수 있고, 이러한 정보비대칭의 완화 현상을 통하여 기업의 정보위험이 감소한다. 정보위험의 감소는 투자자들이 기업에 대하여 사전적으로 인지하는 위험 정도를 감소시킴에 따라 요구수익률의 감소, 즉 내재자본비용의 감소로 이어진다.

일반적으로, 선행연구에서는 해당 기업을 추종하는 재무분석가의 수가 증가할수록 투자자들의 정보비대칭 현상이 완화되므로 기업의 내재자본비용이 감소한다는 결과를 보고한다. 예를 들어, Botosan(1997)

은 재무분석가의 수가 적은 기업 그룹이 정보비대칭 정도가 높기 때문에, 기업의 공시를 통하여 내재자본비용이 감소되는 효과가 해당 그룹에서 보다 명확하다는 실증근거를 제시하였다. 그러나 만약 재무분석가 측정치에 오류가 증가할 경우, 정보비대칭의 완화 효과가 감소하고 혼란된 정보의 제공에 따라 투자자들이 인식하는 위험이 상승할 요소가 존재한다. Mohanram and Gode(2013)은 기업의 내재자본비용과 실제 수익률의 약한 상관관계가 재무분석가의 예측치의 오류에서 기인한다는 점을 지적하고, 해당 오류를 제거할 경우 내재자본비용과 실제 수익률의 상관관계가 상승한다는 근거를 제시하였다.

투자자들은 정보를 획득하고 해당 정보를 이용해서 기업가치를 평가하고 투자자의사결정을 내린다. 선행연구에서는 정보의 과부하가 일어날 때에는 오히려 투자자들의 행동을 위축시켜 거래량이 감소함을 보고하고 있다(Arif et al., 2019). 투자자들의 활동에 관한 이론(e.g., Holthausen and Verrecchia, 1990; Kim and Verrecchia, 1991)에 의하면, 주가 변동과 거래량으로 나타나는 투자자들의 행동 변화는 정보의 유용성에 따라 달라진다. 즉, 정보가 정확하고 해당 정보에 대한 불확실성이 낮을 경우에는 투자자들이 기업 가치에 대한 의사결정에 변화가 일어날 수 있는 것이다. 반면, 정확성이 떨어지고 덜 유용한 정보는 불확실성을 증가시키기 때문에 해당 정보에 대한 투자자들의 반응을 위축시킬 수 있다.

개정수익인식기준의 도입 시 도입으로 인한 재무보고의 큰 변화로 인하여 일반적으로 투자자들에게 높은 수준의 불확실성을 가져오는 것으로 알려져 있다(e.g., Glaze et al., 2024). 또한, 비교적 전문성이 높은 재무분석가들조차 도입 이후 수익관련 예측치의 정확성과 재무분석가들 간의 일치도가 유의하게 감소한다는 연구 결과가 보고되었다(Hao and Pham,

2023; Lee and Lee, 2020). 만약, K-IFRS 제 1115호 도입 이후 재무분석가 예측치의 정확성과 일치 정도가 감소한다면, 기업의 위험 정도를 나타내는 측정치인 기업의 내재자본비용(e.g., Francis et al., 2004; Mohanram and Rajgopal, 2009)에 대한 부정적인 효과는 재무분석가의 추종 수가 많은 그룹에서 보다 명확하게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 따라서 다음과 같이 연구가설 2를 설정한다.

연구가설 2: K-IFRS 제1115호 도입 이후 개별 기업의 내재자본비용의 변화는 기업을 추종하는 재무분석가 수가 많은 기업에서 더 크게 나타난다.

III. 표본 선정 및 연구모형

3.1 표본 선정

본 연구에서는 2018년부터 도입된 K-IFRS 제 1115호와 기업의 내재자본비용 간 관련성을 분석하

기 위해 2016년에서 2019년 사이에 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업을 표본으로 사용한다. 구체적으로, 표본 간 재무제표의 유사성과 비교가능성을 제고하기 위해 금융업에 속하는 기업-연도와 결산월이 12월 외에 속하는 기업-연도를 표본에서 제외한다. 또한 본 연구의 종속변수인 개별기업의 자기자본비용과 연구모형에 포함된 통제변수를 산출하기 위해 Dataguide에 재무분석가 예측치가 없는 기업-연도와 산업-연도별 표본 수가 10개 미만인 표본을 제외한다. 최종적으로 표본에 포함된 수는 835개 기업-연도이다. 〈Table 1〉에서 전술한 표본 선정 과정을 제시한다.

3.2 자기자본비용의 측정

본 연구의 종속변수인 개별기업의 자기자본비용을 측정하기 위해 Ohlson and Juettner(2005), Easton (2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 3가지 기업가치평가모형을 이용한다. 구체적으로, 선행연구와 같이 재무분석가의 이익예측치를 기업의 미래이익 대용치로 가정한 후 기업가치평가모형에 대입하고, 실제 시장에서 거래되는 주가와 기업가치평가모형으

〈Table 1〉 표본 선정 과정

내용	표본 수
2016년부터 2019년까지 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업-연도 (차감)	2,959
금융업에 속하는 기업-연도	(205)
결산월이 12월 외인 기업-연도	(54)
산업-연도별 10개 미만인 표본	(147)
재무분석가 예측치가 없는 기업-연도	(1,197)
그 외 변수를 측정할 수 없는 기업	(362)
최종 표본	835

로 추정된 주가 간 차이를 최소화하는 할인율을 개별 기업의 사전적인 자기자본비용으로 측정한다.¹³⁾ 본 연구에서는 측정 오류를 최소화하기 위하여 3가지 기업가치평가모형을 활용한 각각의 자기자본비용을 평균하여 종속변수로 설정(COC_A)한다.

기업가치평가모형별 측정 방법은 다음과 같다. 먼저, Ohlson and Juettner(2005)에서 제시한 잔여이익성장모형이다. 재무분석가 이익예측치를 이용하여 잔여이익을 측정하고, 잔여이익과 장기성장률을 이용하여 기업가치를 측정한다. 장기성장률은 3년 국고채 이자율에서 직전 10년간 근원인플레이션을 평균을 차감한 값으로 측정하고, 주당배당액 예측치를 측정할 때 미래 배당성향은 당기 배당성향과 같다고 가정한다. Ohlson and Juettner(2005)의 기업가치평가모형은 식(1)과 같으며, 식(1)을 통해 산출한 개별기업의 자기자본비용은 COC_OAJ로 표시한다.

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

P : 주가;
 EPS : 재무분석가의 주당순이익 예측치;
 DPS : 재무분석가의 주당배당액 예측치;
 r_e : 개별기업의 자기자본비용;
 g_p : 장기성장률.

다음으로, Easton(2004)는 Ohlson and Juettner(2005)의 잔여이익성장모형에서 재무분석가의 주당배당액 예측치와 장기성장률을 영(0)으로 가정한

다. Easton(2004)의 기업가치평가모형은 식(2)와 같으며, 식(2)를 통해 산출한 개별기업의 자기자본비용은 COC_E로 표시한다.

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

변수의 정의는 식(1)과 동일함.

마지막으로, Claus and Thomas(2001)은 Ohlson(1995)에서 제시한 잔여이익할인모형을 바탕으로 재무분석가 이익예측치를 이용하여 향후 5년 동안의 잔여이익을 예측하고, 5년 후의 잔여이익은 '무위험이자율-3%'만큼 성장한다고 가정하여 자기자본비용을 측정한다. Dataguide에서 재무분석가 이익예측치는 최대 2년까지 정보만을 제공하기 때문에 3년 이후 기간은 조희 가능한 이익예측치로 계산한 이익예측치 증가율을 곱하여 산출한다. Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형은 식(3)과 같으며, 식(3)을 통해 산출한 개별기업의 자기자본비용은 COC_CAT로 표시한다.

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

B : 주당장부가액;
 이외 변수의 정의는 식(1)과 동일함.

13) 자기자본비용 측정치의 범위는 0%~100%이며, 주가는 사업보고서 제출 기한을 고려하여 차기 회계연도 3월말의 실제 시장에서 거래되는 주가로 적용한다.

3.3 연구모형

본 연구의 가설을 검증하기 위한 연구모형은 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned} COC_A_{i,t} = & a_0 + \beta_1 POST_t + \beta_2 SIZE_{i,t} \\ & + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 BTM_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} \\ & + \beta_6 VOL_{i,t} + \beta_7 HRET_{i,t} + \beta_8 MDA_{i,t} \\ & + \beta_9 ANST_{i,t} + \beta_{10} BIG4_{i,t} + IND \\ & + YEAR + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

COC_A : Ohlson and Juettner(2005), Easton (2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 산출한 개별기업의 자기자본비용 평균값;

POST : K-IFRS 제1115호 도입 이후 연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수;

SIZE : 기업의 크기(=ln(총자산));

LEV : 부채비율;

BTM : 총자본의 장부-시장비율;

BETA : 개별기업의 시장베타;

VOL : 개별기업의 1년간 주가변동성;

HRET : 개별기업의 1년간 주식 보유수익률;

MDA : 재무적 발생액;

ANST : 재무분석가 추종 수;

BIG4 : 대형회계법인에게 감사받은 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;

IND : 산업더미변수;

YEAR : 연도더미변수;

ε : 잔차항.

종속변수인 개별기업의 자기자본비용은 앞선 절에서 서술한 3가지 기업가치평가모형으로 산출한 자기자본비용의 평균값으로 측정(*COC_A*)한다. 독립변수는 K-IFRS 제1115호 도입 이후 연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수(*POST*)로써 2018년과 2019

년인 경우 1, 2016년과 2017년인 경우 영(0)의 값을 가지게 된다. 그 외 통제변수는 선행연구에서 제시한 개별기업의 자기자본비용에 영향을 줄 수 있는 요인으로 연구모형에 포함한다(Francis et al., 2004; Gebhardt et al., 2001; Gode and Mohanram, 2003).

구체적으로, 개별기업의 특성을 통제하기 위해 총자산을 활용하여 측정한 크기(*SIZE*), 부채비율을 활용하여 측정한 재무건전성(*LEV*), 장부-시장비율을 활용하여 측정한 성장성(*BTM*), 재무적 발생액(*MDA*)과 대형회계법인에게 감사받았는지 여부를 나타내는 더미변수(*BIG4*)로 측정한 재무보고품질을 통제변수로 설정한다. 자본시장의 효과를 통제하기 위해 개별기업의 시장베타(*BETA*), 개별기업의 1년간 주가변동성(*VOL*), 개별기업의 1년간 주식 보유수익률(*RET*) 및 재무분석가 추종 수(*FOLLOW*)를 통제변수로 설정한다. 마지막으로, 산업 및 연도별 효과를 통제하기 위해 표준산업분류 중 중분류를 이용하여 측정한 산업별로 1의 값을 가지는 더미변수 및 연도별로 1의 값을 가지는 더미변수를 연구모형에 포함한다. 모든 연속변수는 1%와 99% 수준으로 조정하여(winsorizing), 극단값으로 인해 분석결과가 영향을 받을 수 있는 효과를 완화하고자 한다.

IV. 연구결과

4.1 기술통계량 및 상관관계 분석

〈Table 2〉의 Panel A에서는 본 연구의 주요변수들에 대한 기술통계량을 제시한다. 개별기업의 자기자본비용 평균값은 약 15%, 중위수는 약 14%이며,

Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 측정한 자기자본비용의 평균은 약 12%~17%, 중위수는 약 11%~16% 수준으로 유사하게 나타난다.

〈Table 2〉의 Panel B에서는 본 연구의 주요변수들 간 상관관계를 분석한 결과를 제시한다. 분석결과, 개별기업의 자기자본비용 평균값과 Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 측정한 각각의 자기자본비용 간 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 보여주고 있어 종속변수인 개별기업의 자기자본비용 측정이 적절하게 이루어진 것으로 판단된다. 또한 *POST* 변수와 개별기업의 자기자본비용 평균값, Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 측정한 각각의 자기자본비용 모두 유의

한 양(+)의 상관관계를 보여주어 K-IFRS 제1115호 도입 이후 개별기업의 자기자본비용이 높아진 것으로 해석할 수 있다.

4.2 연구결과

〈Table 3〉에서는 본 연구의 첫 번째 가설에 대한 결과를 제시한다. 첫 번째 열은 개별기업의 자기자본비용 평균값을 종속변수로 설정하고 분석을 수행한 결과이며, 두 번째 열부터 네 번째 열은 Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 측정한 각각의 자기자본비용을 종속변수로 설정하여 분석을 수행한 결과이다. 첫 번째 열의 분석결과, *POST*의 계수값이 유의한 양(+)으로 나타나고 있어 K-IFRS 제1115호 도입 이후 개별기업의 자기

〈Table 2〉 기술통계량 및 상관관계 분석

Panel A: 주요 변수들의 기술통계량

변수명	표본 수	평균	중위수	표준편차	Q1	Q3
<i>COC_A</i>	835	0.148	0.135	0.070	0.099	0.183
<i>COC_OAJ</i>	835	0.165	0.155	0.072	0.113	0.203
<i>COC_E</i>	835	0.123	0.113	0.054	0.085	0.151
<i>COC_CAT</i>	835	0.155	0.137	0.092	0.095	0.192
<i>POST</i>	835	0.474	0.000	0.500	0.000	1.000
<i>SIZE</i>	835	28.355	28.304	1.421	27.255	29.365
<i>LEV</i>	835	0.462	0.480	0.187	0.309	0.607
<i>BTM</i>	835	1.200	1.026	0.814	0.587	1.660
<i>BETA</i>	835	0.851	0.824	0.544	0.480	1.224
<i>VOL</i>	835	0.334	0.318	0.113	0.256	0.392
<i>HRET</i>	835	0.035	-0.041	0.392	-0.209	0.153
<i>MDA</i>	835	-0.009	-0.013	0.068	-0.046	0.024
<i>ANST</i>	835	7.038	5.000	6.535	1.000	12.000
<i>BIG4</i>	835	0.854	1.000	0.353	1.000	1.000

(Table 2) 기술통계량 및 상관관계 분석 (계속)

Panel B: 주요 변수들 간 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. <i>COC_A</i>													
2. <i>COC_OAJ</i>	0.960***												
3. <i>COC_E</i>	0.921***	0.864***											
4. <i>COC_CAT</i>	0.978***	0.915***	0.847***										
5. <i>POST</i>	0.333***	0.322***	0.321***	0.322***									
6. <i>SIZE</i>	-0.004	-0.022	-0.053	0.031	0.134***								
7. <i>LEV</i>	0.344***	0.321***	0.343***	0.331***	0.088*	0.291***							
8. <i>BTM</i>	0.370***	0.363***	0.277***	0.400***	0.111**	0.381***	0.219***						
9. <i>BETA</i>	0.116***	0.110***	0.120***	0.110***	0.327***	0.067*	0.139***	0.044					
10. <i>VOL</i>	0.081**	0.058*	0.131***	0.059*	0.069	-0.275***	0.111***	-0.255***	0.498***				
11. <i>HRET</i>	-0.044	-0.028	-0.059*	-0.049	-0.195***	-0.053	-0.040	-0.231***	0.041	0.204***			
12. <i>MDA</i>	0.016	0.039	-0.017	0.013	-0.124**	-0.011	-0.073**	0.047	-0.056	-0.021	-0.032		
13. <i>ANST</i>	-0.139***	-0.140***	-0.122***	-0.139***	0.086*	0.648***	0.080**	-0.101***	0.051	-0.133***	0.051	-0.014	
14. <i>BIG4</i>	-0.112***	-0.117***	-0.138***	-0.090***	0.050	0.372***	0.047	0.123***	-0.096***	-0.245***	-0.037	-0.111***	0.192***

1) 변수의 정의

COC_A : Ohlson and Juettner(2005), Easton(2004) 및 Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 산출한 개별기업의 자기자본비용
평균값;

COC_OAJ : Ohlson and Juettner(2005)의 기업가치평가모형으로 산출한 자기자본비용;

COC_E : Easton(2004)의 기업가치평가모형으로 산출한 자기자본비용;

COC_CAT : Claus and Thomas(2001)의 기업가치평가모형으로 산출한 자기자본비용;

POST : K-IPRS 제1115호 도입 이후 연도인 경우 1의 값을 가지는 더미변수;

SIZE : 기업의 크기(=ln(총자산));

LEV : 부채비율;

BTM : 총자산의 장부-시장비율;

BETA : 개별기업의 시창베타;

VOL : 개별기업의 1년간 주가변동성;

HRET : 개별기업의 1년간 주식 보유수익률;

MDA : 재무적 발생액;

ANST : 재무분석가 추종 수;

BIG4 : 대형회계법인에게 감사받은 경우 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수;

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

〈Table 3〉 K-IFRS 제1115호 도입과 기업의 내재자본비용

변수명	DV = <i>COC_A</i>	DV = <i>COC_OAJ</i>	DV = <i>COC_E</i>	DV = <i>COC_CAT</i>
<i>Intercept</i>	0.306*** (4.06)	0.388*** (4.79)	0.286*** (5.20)	0.272*** (2.65)
<i>POST</i>	0.038*** (6.65)	0.037*** (6.61)	0.034*** (6.90)	0.047*** (6.01)
<i>SIZE</i>	-0.010*** (-3.32)	-0.011*** (-3.66)	-0.009*** (-4.47)	-0.009** (-2.28)
<i>LEV</i>	0.096*** (5.57)	0.093*** (5.21)	0.085*** (6.70)	0.112*** (4.85)
<i>BTM</i>	0.031*** (5.66)	0.030*** (5.80)	0.020*** (4.33)	0.041*** (5.83)
<i>BETA</i>	-0.003 (-0.77)	-0.002 (-0.47)	-0.001 (-0.36)	-0.005 (-0.83)
<i>VOL</i>	0.035 (1.42)	0.008 (0.33)	0.048*** (2.73)	0.042 (1.19)
<i>HRET</i>	0.004 (0.79)	0.008* (1.81)	-0.005 (-1.21)	0.006 (0.97)
<i>MDA</i>	-0.009 (-0.34)	0.010 (0.37)	-0.031 (-1.35)	-0.012 (-0.32)
<i>ANST</i>	-0.001 (-1.25)	-0.001 (-0.96)	-0.000 (-0.28)	-0.001* (-1.81)
<i>BIG4</i>	-0.009 (-1.04)	-0.008 (-0.83)	-0.009 (-1.41)	-0.011 (-0.95)
<i>IND</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.	835	835	835	835
Adj. R-sq.	0.449	0.464	0.397	0.419

1) 변수의 정의는 Table 2를 참조.

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

3) 괄호 안은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 통계적 유의성을 나타내는 t값임.

자본비용이 높아진 것으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 K-IFRS 제1115호 도입 이후 재무분석가 이익 예측치의 정확성과 일치 정도가 감소하여 개별기업의 정보환경에 부정적으로 작용함으로써 내재자본비용이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 통제변수의 경우 선행연구와 유사하게 *SIZE*의 계수값은 통계적

으로 유의한 음(-)의 값, *LEV*, *BTM*의 계수값은 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타난다. 두 번째 열부터 네 번째 열의 결과 또한 앞선 첫 번째 열의 결과와 유사하게 나타나고 있어 개별기업의 자기자본비용 측정방법에 따라 결과가 달라지지 않는 강건성을 제시한다.¹⁴⁾

14) 한편, K-IFRS 제1115호 도입 전후 기간을 확장하여 〈Table 3〉의 분석을 재수행한 결과, 2015년부터 2020년까지의 표본인 경우 *POST*의 계수값은 통계적으로 유의하지 않으며(t값 -1.52), 2014년부터 2021년까지의 표본인 경우 *POST*의 계수값은 통계적으로 유의한 양(+) (t값 2.67)으로 나타나고 있어 본 연구의 주요 결과와 유사하게 나타난다. 그러나 표본기간별로 결과가 다르게 나타나기 때문에 본 연구의 결과에 대한 해석에 주의할 필요가 있다.

〈Table 4〉에서는 본 연구의 두 번째 가설에 대한 결과를 제시한다. K-IFRS 제1115호 도입에 따른 영향을 비교하기 위해 재무분석가 추종 수를 활용하였으며, 재무분석가 추종 수가 중위수를 초과하는 그룹($HIANST=1$)과 중위수 이하인 그룹($HIANST=0$)으로 나누어 분석을 수행한다. 종속변수는 개별기업

의 자기자본비용 평균값으로 설정하였으며, 첫 번째 열은 재무분석가 추종 수가 중위수를 초과하는 그룹, 두 번째 열은 재무분석가 추종 수가 중위수 이하인 그룹에 대한 분석결과이다. 분석결과, 첫 번째 열과 두 번째 열 모두 $POST$ 의 계수값이 유의한 양(+)으로 나타나고 있지만, $POST$ 계수값의 차이를 비교한

〈Table 4〉 재무분석가 추종 수에 따른 K-IFRS 제1115호 도입과 기업의 내재자본비용

변수명	DV = COC_A	
	$HIANST=1$	$HIANST=0$
<i>Intercept</i>	0.180 (1.54)	0.493*** (4.54)
<i>POST</i>	0.051*** (7.49)	0.031*** (3.25)
<i>SIZE</i>	-0.004 (-1.01)	-0.017*** (-4.03)
<i>LEV</i>	0.048* (1.70)	0.135*** (6.05)
<i>BTM</i>	0.029*** (3.88)	0.035*** (5.54)
<i>BETA</i>	0.002 (0.33)	-0.011 (-1.50)
<i>VOL</i>	0.032 (0.83)	0.054* (1.72)
<i>HRET</i>	0.005 (1.01)	0.004 (0.62)
<i>MDA</i>	-0.001 (-0.03)	0.010 (0.29)
<i>ANST</i>	-0.001 (-1.31)	0.001 (0.23)
<i>BIG4</i>	-0.015 (-0.78)	0.000 (0.00)
<i>IND</i>	Included	Included
<i>YEAR</i>	Included	Included
No of obs.	381	454
Adj. R-sq.	0.422	0.461
Difference of <i>POST</i>	0.020* (1.84)	

1) 변수의 정의

$HIANST$: 재무분석가 추종 수가 중위수를 초과하는 경우 1의 값을 가지는 더미변수;
그 외 변수의 정의는 Table 2를 참조.

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

3) 괄호 안은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 통계적 유의성을 나타내는 t값임.

결과 재무분석가 추종 수가 중위수를 초과하는 그룹의 계수값이 더 크게 나타나고 있으며 두 그룹 간 *POST* 계수값의 차이 또한 유의한 양(+)의 관계를 보여준다. 이는 K-IFRS 제1115호 도입 이후 재무

분석가 이익예측치의 정확성과 일치 정도가 감소하여 개별기업의 정보환경에 부정적으로 작용하는 정도가 재무분석가 추종 수가 많은 기업에서 더 높은 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 5〉 3단계 매개회귀분석

변수명	DV=DTURN	DV=COC_A	DV=COC_A
<i>Intercept</i>	0.245 (1.62)	0.326*** (4.69)	0.298*** (3.89)
<i>POST</i>	0.042*** (4.80)	0.021*** (5.14)	0.019*** (4.65)
<i>DTURN</i>			0.042*** (2.58)
<i>SIZE</i>	-0.007 (-1.30)	-0.010*** (-4.03)	-0.010*** (-3.92)
<i>LEV</i>	0.059** (2.22)	0.104*** (8.60)	0.102*** (8.40)
<i>BTM</i>	0.015** (1.98)	0.030*** (8.66)	0.029*** (8.48)
<i>BETA</i>	-0.008 (-0.86)	-0.001 (-0.23)	-0.001 (-0.16)
<i>VOL</i>	-0.312*** (-6.19)	-0.004 (-0.17)	0.009 (0.39)
<i>HRET</i>	0.088*** (7.66)	0.008 (1.42)	0.004 (0.69)
<i>MDA</i>	0.145** (2.24)	-0.018 (-0.62)	-0.025 (-0.83)
<i>ANST</i>	-0.000 (-0.10)	-0.001 (-1.25)	-0.001 (-1.25)
<i>BIG4</i>	0.013 (0.96)	-0.019 (-1.60)	-0.011* (-1.69)
<i>IND</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.	820	820	820
Adj. R-sq.	0.101	0.406	0.411
Mediated effect		0.002	
Sobel test		2.273**	
Aroian test		2.236**	

1) 변수의 정의

DTURN : 개별기업의 월평균 주식거래량;

그 외 변수의 정의는 Table 2를 참조.

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

3) 괄호 안은 기업 수준에서 클러스터링하여 조정한 통계적 유의성을 나타내는 t값임.

4.3 강건성 분석

앞선 <Table 3>의 K-IFRS 제1115호 도입 이후 개별기업의 내재자본비용이 높아지는 결과가 본 연구의 가설 설정에서 전술한 바와 같이 개별기업의 정보위험이 높아짐으로 인해 나타난 결과인지 확인하기 위해 Baron and Kenny(1986)에서 제시한 3단계 매개회귀분석을 수행한다. 구체적으로, 1단계 회귀분석에서는 종속변수를 매개변수로 설정하여 매개변수와 독립변수 간 관련성을 분석한다. 다음으로, 2단계 회귀분석에서는 앞선 분석과 동일하게 종속변수와 독립변수 간 관련성을 분석한 후, 3단계 회귀분석에서 2단계 회귀분석에 매개변수를 포함한 후 종속변수와 매개변수 및 독립변수 간 관련성을 분석한다. 만약, 매개효과가 있다면 1단계 회귀분석에서 독립변수와 매개변수 간 유의한 관련성이 나타나고, 2단계 회귀분석에서 독립변수와 종속변수 간 유의한 관련성이 나타나며, 3단계 회귀분석에서 매개변수와 종속변수 간 유의한 관련성이 나타남과 동시에 독립변수와 종속변수 간 유의성이 2단계 회귀분석보다 작아지게 된다.

<Table 5>에서는 3단계 매개회귀분석에 대한 결과를 제시한다. K-IFRS 제1115호 도입과 개별기업의 내재자본비용 간 매개효과인 정보비대칭 정도를 측정하기 위해 본 연구의 연구모형에 포함되지 않은 개별기업의 월평균 주식거래량(DTURN)을 활용한다(Harris and Raviv, 1993). 첫 번째 열의 1단계 회귀분석 결과 POST와 DTURN 간 유의한 양(+)의 관계를 제시하고 있으며, 두 번째 열의 2단계 회귀분석 결과 POST와 COC_A 간 유의한 양(+)의 관계를 보여준다. 세 번째 열의 3단계 회귀분석 결과, DTURN과 COC_A 간 유의한 양(+)의 관련성을 보여주고 있으며, POST의 계수값과 통계적 유의성

은 두 번째 열보다 낮게 나타난다. 이러한 결과는 정보비대칭의 매개효과가 존재하며, K-IFRS 제1115호 도입 이후 정보위험이 높아짐으로 인해 개별기업의 내재자본비용이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 매개효과에 대한 통계적 검증을 위해 Sobel 검증과 Aroian 검증을 수행하였으며, Z값이 각각 2.273과 2.236으로써 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 상기 결과에 대한 강건성을 부여한다.

V. 결 론

IASB와 FASB가 공동으로 발표한 개정수익인식기준의 가장 큰 특징은 개정 이전 수익인식기준의 다소 모호한 항목으로 인하여 발생하였던 수익을 활용한 이익조정 가능성의 감소에 있다. 즉, 재화의 판매와 서비스의 제공 등 산업이 발달함에 따라 발생하는 다양한 상황과 모든 거래유형에 공통적으로 적용할 수 있는 5단계의 모형을 제시하고자 하였다. K-IFRS 제1115호의 채택 이후, 재무제표에서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 수익인식에 있어 상당한 변화가 발생할 것으로 기대되었지만, 그 도입 효과에 관한 논의가 상대적으로 미흡한 상황이며, 그 효과의 보고에 일관성이 부족한 편이다.

따라서 본 연구에서는 한국거래소 유가증권시장 상장기업을 대상으로 2018년부터 의무적으로 채택된 K-IFRS 제1115호의 도입 효과를 기업의 내재자본비용을 통하여 실증적으로 분석하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 개정 수익인식기준의 도입 이후 기업의 사전적 자기자본비용이 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 자기자본비용의 증가는 수익인식의 각 단계 적용에 있어 경영자의 자의적인 판

단과 재량이 증가함에 따른 대리인비용이 자본비용에 반영되었음을 시사한다. 둘째, 개정 수익인식기준의 도입 이후 관찰되는 자본비용의 상승은 해당 기업에 따르는 재무분석가의 수가 높은 그룹에 속한 기업들에서 그 상승 정도가 더 높게 나타났다. 이러한 현상은 수익인식기준의 변경 이후 재무분석가들이 개정 기준을 적용함에 있어 혼란과 불확실성이 증가(e.g., Glaze et al., 2024)하였고, 재무분석가 예측치의 편차가 증가(e.g., Hao and Pham, 2023)함에 따라, 일관성이 부족한 다수의 정보가 회계기준의 도입 시에 오히려 정보위험을 상승시키는 요인임을 시사한다. 또한 강건성 분석을 통하여, 개정기준서의 도입으로 인한 내재자본비용의 상승이 개별기업의 정보위험 상승에서 기인하는 것임을 확인하였다. 동종 업계에 종사하는 기업 간에도 수익인식 5단계 모형의 적용에 있어 상이한 판단과 재량권을 활용한다면 기업 간의 비교가능성이 저하되며 기업의 성과와 재무상태의 왜곡은 해당 재무제표이용자들의 혼란을 야기할 수 있다. 따라서 개별 기업은 수익인식기준 적용에 있어 객관적인 판단이 필요하며 해당 판단에 대한 적절한 근거를 주식공시를 통해 명확하게 제시해야 할 필요성이 있다. 모형의 적용에 관한 상세한 공시를 통하여 해당 수치의 정당성을 부여받을 수 있기 때문이다(손혁 외, 2020).

본 연구의 결과는 혼란스러운 정보의 제공은 투자자들의 행동을 위축시킬 뿐 아니라 오히려 해당 정보위험의 상승으로 이어질 수 있다는 점을 시사한다. Hinson et al.(2024)에 의하면 보다 세분화된 수익 관련 공시를 제시하는 경우에는 재무분석가 예측치의 정확성이 증가하고 표준편차가 감소한다. 수익 인식 관련 공시의 양과 품질의 상승은 투자자들의 혼란과 정보위험을 감소시킬 수 있으므로 기업들이 해당 공시 요건을 충족시킬 수 있도록 하는 정책 당국의

노력은 자본시장에 미치는 부정적인 영향을 완화시킬 것으로 기대된다.

다만, 본 연구의 독립변수는 연도를 기반으로 한 더미변수로 설정되어 있기 때문에 K-IFRS 제1115호 도입과 더불어 기업의 내재자본비용에 영향을 줄 수 있는 시계열적인 요소가 증첩되어 측정될 개연성이 있기에 그 해석에 주의해야 하며, K-IFRS 제1115호 도입에 대한 효과와 시계열적인 요소를 명확히 구분하여 기업의 내재자본비용과의 관련성을 분석하지 못했다는 점은 본 연구의 한계점이다. 그럼에도 불구하고, 본 연구의 분석결과는 개정 수익인식기준의 도입 이후 수익인식에 따른 경영자의 재량권 활용에 관하여 투자자들이 그 위험을 인식하고 있으며, 일반적으로 대리인비용을 감소시키는 재무분석가의 활동도 정확성과 일관성이 떨어질 경우에는 오히려 기업의 정보위험을 증가시킬 수 있는 요인임을 제시한다.

참고문헌

- 곽영민, 백정환(2021), “K-IFRS 제1115호의 도입 효과: 비정상 매출액 수준과 매출액 정보의 가치관련성을 중심으로,” **회계저널**, 제30권 제3호, pp.143-178.
- (Kwak, Y. M. and J. H. Baek(2021), “The effect of K-IFRS 1115 adoption on the quality of sales information,” *Korean Accounting Journal*, 30(3), pp.143-178.)
- 금융감독원(2017), “쉽게 이해하는 신수익회계기준,” 금융감독원.
- 김용미, 이상혁(2023), “K-IFRS 제1115호 도입과 재무제표 비교가능성,” **회계저널**, 제32권 제6호, pp. 107-129.
- (Kim, Y. M. and S. H. Lee(2023), “The effect of

- IFRS 15 on financial statement comparability," *Korean Accounting Journal*, 32(6), pp.107-129.)
- 손혁, 임상균, 김문현(2020), "패키지 공급계약의 수익인식에 대한 사례연구: 새로운 수익인식 기준(K-IFRS 1115호)의 적용," *회계저널*, 제29권 제2호, pp. 251-284.
- (Shawn, H., S-G Yim, and M-H Kim(2020), "A case study on the recognition of package-type supply contract revenue: Application of new revenue recognition standards (IFRS 15)," *Korean Accounting Journal*, 29(2), pp.251-284.)
- 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.
- Arif, S., N. Marshall, J. Schroeder, and T. Yoha (2019), "A growing disparity in earnings disclosure mechanisms: The rise of concurrently released earnings announcements and 10-Ks," *Journal of Accounting and Economics*, 68, 101221.
- Baron, R. M. and D. A. Kenny(1986), "The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations," *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), pp.1173-1182.
- Botosan, C.(1997), "Disclosure level and the cost of equity capital," *The Accounting Review*, 72, pp.323-349.
- Botosan, C. and M. Plumlee(2002), "Re-examination of disclosure level and expected cost of equity capital," *Journal of Accounting Research*, 40(1), pp.21-40.
- Cheng, M. and K. R. Subramanyam(2010), "Analyst Following and Credit Ratings," *Contemporary Accounting Research*, 25(4), pp.1007-1043.
- Cho, J., H. Choi, and D. Moon(2015), "Financial statement comparability and the cost of equity capital," *Korean Accounting Review*, 40(2), pp.1-38.
- Choi, D., S. Kim, and X. Wang(2022), "Heterogeneity in the financial-reporting effects of ASC 606 adoptions: Evidence from an industry-focused approach," *Working paper*.
- Chung, K. H. and C. Chuwonganant(2020), "Effects of earnings announcements on liquidity, pricing efficiency, and trading activities: New evidence from implementation of ASC 606," *Working paper*.
- 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.
- De Franco, G., S. P. Kothari, and R. S. Verdi(2011), "The benefits of financial statement comparability," *Journal of Accounting Research*, 49, pp.895-931.
- Du, K., H. Louis, and S. Wang(2022), "Principal-versus-agent considerations in revenue recognition," *Working paper*.
- Easley, D. and M. O'Hara(2004), "Information and the cost of capital," *Journal of Finance*, 59, 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.
- Elliott, J. A. and D. R. Philbrick(1990), "Accounting

- changes and earnings predictability," *The Accounting Review*, 65(1), pp.157-174.
- Financial Accounting Standards Board(2002), "Minutes of the May 15, 2002 board meeting - Proposal for a new agenda project on issues related to the recognition," Norwalk, CT: *FASB*.
- Financial Accounting Standards Board(2010), "Conceptual framework for financial reporting. Statement of financial accounting concepts No.8," Norwalk, CT: *FASB*.
- Ferreira, P. H.(2020), "The liquidity, precision, and comparability effects of ASC 606: Revenue from contracts with customers," *Working paper*.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper (2004), "Cost of equity and earnings attributes," *The Accounting Review*, 79(4), pp.967-1010.
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson(2008), "Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 46(1), pp.53-990.
- 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.
- Glaze, J. L., A. N. Skinner, and A. Stephan(2024), "When are concurrent quarterly reports useful for investors? Evidence from ASC 606," *Review of Accounting Studies*, 29, pp.1360-1406.
- Gode, D. and P. Mohanram(2003), "Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner model," *Review of Accounting Studies*, 8(4), pp.399-431.
- Hao, J. and V. T. Pham(2023), "The ASC 606 standard, revenue informativeness, and analysts forecast quality," *Accounting & Finance*, 63, pp.2621-2652.
- Harris, M. and A. Raviv(1993), "Differences of opinion make a horse race," *The Review of Financial Studies*, 6(3), pp.473-506.
- 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.
- Hinson, L. A., G. P. Pundrich, and M. Zakota(2024), "The decision-usefulness of ASC 606 revenue disaggregation," *The Accounting Review*, 99 (3), pp.225-258.
- Holthausen, R. and R. Verrecchia(1990), "The effect of informedness and consensus on price and volume behavior," *The Accounting Review*, 65, pp.191-208.
- Imhof, M. J., S. C. Seavey, D. B. Smith(2017), "Comparability and cost of equity capital," *Accounting Horizons*, 31(2), pp.125-138.
- 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.
- Kim, O. and R. Verrecchia(1991), "Trading volume and price reactions to public announcements," *Journal of Accounting Research*, 29, pp. 302-321.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. E. Verrecchia(2007), "Accounting information, disclosure, and the cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 45(2), pp.385-420.
- Lee, W. J. and S. U. Choi(2024), "The effect of the

- new revenue recognition principle (IFRS 15) on financial statement comparability: Evidence from Korea," *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 54, 100601.
- Lee, K. and S. Lee(2020), "Rules-based vs. principles-based accounting standards: Earnings quality and the role of earnings in contracting (An analysis employing the adoption of ASC 606)," *Working paper*.
- 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.
- Mohanram, P. and D. Gode(2013), "Removing predictable analyst forecast errors to improve implied cost of equity estimates," *Review of Accounting Studies*, 18, pp.443-478.
- Mohanram, P. and S. Rajgopal(2009), "Is PIN priced risk?," *Journal of Accounting and Economics*, 47, pp.226-243.
- Ohlson, J. A.(1995), "Earnings, book values, and dividends in equity valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp.661-687.
- 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.
- Rutledge, R. W., K. E. Karim, and T. Kim(2016), "The FASB's and IASB's new revenue recognition standard: What will be the effects on earnings quality, deferred taxes, management compensation, and on industry-specific reporting?," *Journal of Corporate Accounting and Finance*, 27(6), pp.43-48.
- Srivastava, A.(2014), "Selling-price estimates in revenue recognition and the usefulness of financial statements," *Review of Accounting Studies*, 19(2), pp.661-697.
- Tillet, A.(2022), "Revenue recognition comparability and analysts' disclosure processing costs," *Working paper*.
- Vergoossen, R.G.A.(1997), "Changes in accounting policies and investment analysts' fixation on accounting figures," *Accounting, Organizations and Society*, 22(6), pp.589-607.
- Zhang, Y.(2005), "Revenue recognition timing and attributes of reported revenue: The case of software industry's implementation of SOP 91-1," *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), pp.535-561.

• 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.