

## IFRS 9 기대신용손실 모형의 적용 효과\*

### : 은행의 비정상 대손충당금 및 가치관련성을 중심으로

최승욱\*\*

#### 〈요 약〉

본 연구는 IFRS 9(K-IFRS 제1109호) 기준서 적용으로 도입된 기대신용손실(expected credit loss, ECL) 모형의 효과를 은행의 대손충당금 관점에서 조사한다. ECL 모형은 미래 신용손실을 선제적으로 반영하도록 요구하여 손실을 적시에 인식할 수 있으나 대손충당금을 필요 이상으로 인식하게 하여 은행의 재무 건전성이 악화될 가능성도 존재한다. 이에 본 연구는 대손충당금의 시계열적 추세를 살펴보고 자본시장에서 어떠한 평가를 받고 있는지 조사하였다. 국내 은행업 자료를 이용하여 분석한 결과, 대손충당금 금액은 증가하는 추세에 있으며, 특히 회귀분석(OLS)과 머신러닝(Random Forest, XGBoost) 모형으로 각각 추정된 비정상 대손충당금은 ECL 모형 적용 이전 기간에 비해 이후 기간에 일관되게 증가하는 경향이 관찰되었다. 특히 일부 은행들은 기존 발생손실 모형에 비해 ECL 모형을 적용하는 경우 동일한 시점에 어느 정도의 추가적인 기대신용손실 조정이 이루어지는지 주적으로 공시하였는데, 최대 2,671억원의 증가를 보고하였다. 또한 ECL 모형 적용은 은행 감사보고서의 핵심 감사사항에도 포함되어 외부감사인도 이를 중요한 감사위험으로 인지하고 있음을 확인하였다. 이러한 대손충당금은 코로나19 팬데믹으로 불확실성이 높아진 기간에도 지속적으로 상승하는 추세를 보였다. 한편, 가치관련성 조사결과 비정상 대손충당금은 ECL 모형 적용 이전 기간에는 증가와 양의 가치관련성을 보였으나, ECL 모형 적용 이후에는 이러한 가치관련성이 약화되는 경향이 있었다. 본 연구의 결과는 은행의 실무자들에게 대손충당금 인식 및 적정성 판단을 위한 기초자료로 활용될 수 있다. 또한 금융당국 및 회계기준 제정자에게도 ECL 모형의 활용과 평가 및 규제와의 정합성 분석에 기여하여 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

〈주제어〉 IFRS 9, 기대신용손실 모형, 은행, 비정상 대손충당금, 가치관련성, 머신러닝

\* 본 연구는 2025년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구입니다(NRF-2025S1A5C3A01010737). 한국회계정보학회 2025 추계학술대회와 한국회계학회 2025 동계학술대회에서 발표된 본 연구에 좋은 의견을 주신 박성종 교수님, 유영태 교수님, 이만우 교수님, 정재욱 교수님, 최종학 교수님 및 세미나 참석자분들께 감사드립니다. 또한 논문 심사과정에서 논문의 개선에 많은 도움을 주신 익명의 심사자님들께도 감사드립니다.

\*\* 경희대학교 경영대학 회계·세무학과 부교수, [suchoi@khu.ac.kr](mailto:suchoi@khu.ac.kr), 주저자

논문접수일 2025년 9월 19일      1차수정일 2025년 11월 17일      2차수정일 2025년 12월 15일  
게재확정일 2025년 12월 18일

## I. 서 론

본 연구는 2018년 1월 1일부터 적용되기 시작한 IFRS 9 ‘Financial Instruments’ (K-IFRS 제1109호 ‘금융상품’) 기준서의 효과를 대손충당금의 관점에서 살펴본다. 구체적으로, 은행업에 초점을 두고 IFRS 9 도입 전후의 비정상(혹은 비기대) 대손충당금 추세를 살펴보고, 이러한 대손충당금의 가치관련성을 조사하여 IFRS 9의 효과를 조사한다.

K-IFRS 제1109호 ‘금융상품’은 금융자산과 금융부채의 인식, 분류와 측정 및 금융상품의 제거, 금융자산의 손상, 위험회피회계와 관련된 기존의 기업회계기준서 제1039호 ‘금융상품 : 인식과 측정’을 대체하는 기준으로, 도입 기업의 신용위험 인식 및 손상 인식 판단 근거에 상당한 변화를 가져왔다. 예를 들어, 금융자산을 분류하는데 있어 금융상품의 사업모형(business model) 정의 및 문서화가 중요해졌으며, 신용위험 평가 모형의 정교화가 필요해졌다. 본 연구는 여러 업종들 중 금융기관, 특히 은행의 회계처리에 초점을 두는데, 은행은 금융상품의 주된 보유자 및 제공자이므로 IFRS 9(K-IFRS 제1109호)의 영향을 가장 크게 받는 업종이기 때문이다.

금융기관의 자산 건전성 평가에 있어 대손충당금은 핵심적인 회계 추정 항목으로, 은행이 보유한 여신자산(대출채권, 보증채무 등)에 대해 기존의 기준서는 발생손실(incurred loss) 모형을 적용하여 왔다. 즉, 손실이 실현된 이후에만 인식이 가능하도록 하였는데, 이러한 인식은 손실을 적시에 인식하지 못할 수 있다는 한계가 지적되어 왔다. 이에 글로벌 금융위기 이후 IFRS 9 기준에서는 기대신용손실(expected credit loss, ECL) 모형으로 손실 인식을 전환하였다. 이로 인해 현행 기준하에서 금융기관은 미래 신용손실을 선제적으로 반영하도록 요구받는다. 다만, 이러한 전환은 은행과 같은 금융기관으로 하여금 대손충당금(손실충당금)을 필요 이상으로 인식하게 하여 재정 건전성 악화로 이어질 가능성에 대한 우려 역시 제기되고 있다.<sup>1)</sup> 선행연구 역시 은행의 여러 회계처리 중 대손충당금이 가장 재량적인 성격이 있으며, 이익조정이나 영업활동의 효율성 등을 위해 대손충당금 회계처리가 활용될 가능성을 제시하고 있다(Tran et al. 2020 ; Bryan et al. 2021 ; Danisman et al. 2021 ; El Diri et al. 2021). 따라서 본 연구는 새로운 손실 인식 모형의 적용으로 은행이 보다 보수적으로 대손충당금을 인식하고 있을 가능성을 조사한다. 특히 본 연구는 선행연구에서 제시하는 대손충당금의 결정요인들로 설명하지 못하는 대손충당금의 나머지 부분 즉, 비정상 대손충당금을 회귀분석(OLS)과 Random Forest, XGBoost 등의 머신러닝 방법을 적용하여 추정한다. 구체적으로, 다음과 같은 첫 번째 연구 질문을 설정하고 이를

1) IFRS 9에서는 손실충당금(loss allowance)을 대손충당금(loan loss provision)의 의미로 사용하기도 한다. 다만, 손실충당금은 금융자산에 국한하지 않고 예상되는 전반적인 손실을 충당하기 위해 설정하는 계정으로, ECL 모형 관점에서는 대손충당금이 보다 적절한 표현일 것으로 판단된다. 또한 관련 선행연구 역시 여전히 대손충당금 계정을 이용하고 있으므로, 본 연구에서도 대손충당금 표현을 이용한다. 손실충당금 중 대출채권 등 금융자산의 신용손실에 대해 인식하는 계정이 대손충당금인 것으로 간주하면 될 것이다.

조사한다 : 비정상 대손충당금은 ECL 모형 적용 이후 증가하였는가?

한편, 선행연구는 외생요인으로 인한 충격이 은행의 대손 회계처리에 영향을 미치고 있음을 지속적으로 제시하여 왔다(Beatty and Liao 2011 ; Vyas 2011 ; Jin et al. 2018). 예를 들어, 코로나19 팬데믹은 실물경제에 광범위한 충격을 가하여 대출 건전성에 대한 불확실성을 증대시켰고, 이에 따라 금융기관의 대손충당금 인식 행태가 크게 변화하였을 수 있다. 또한 IFRS 9의 기대손실(ECL) 기반 손실 인식 체계는 경제전망을 반영하여 손실을 선제적으로 인식하도록 요구하고 있으므로, 코로나19로 인한 외부 충격이 IFRS 9의 기대신용손실 모형 하에서 금융기관의 비정상 대손충당금 산정에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석한다. 이와 관련되어 본 연구의 두 번째 연구 질문은 다음과 같다 : 코로나19 팬데믹 시기 대손충당금의 수준은 다른 기간에 비해 정상적인 수준을 더 많이 초과하였는가?

마지막으로, 본 연구는 비정상 대손충당금이 최근으로 올수록 그 수준이 증가하였다면, 가치관련성에는 어떠한 영향을 미치고 있는지를 조사한다. ECL 모형 적용과 코로나19 팬데믹이라는 외생요인으로 인한 급격한 불확실성 확대는 부실채권 증가와 회계상 대손충당금 간의 괴리를 심화하였을 가능성이 있다. 선행연구는 이와 같은 외생적 충격으로 인해 은행들이 정보유용성보다는 보수적인 불확실성 관리 전략에 따라 충당금을 설정했을 가능성을 제기한 바 있다(Bryan et al. 2021 ; 김성숙과 김문태 2022). 따라서 일부 비정상적인 대손충당금은 경제적 실질과 무관하게 나타났을 수 있다. 이에 본 연구는 다음과 같은 세 번째 연구 질문을 설정하여 조사한다 : 은행의 비정상 대손충당금의 가치관련성(value relevance)은 제도와 환경의 변화에 체계적인 영향을 받았는가? 이때 결과의 강건성을 위해 가치관련성은 전통적인 Ohlson(1995) 모형과 토빈의 Q를 활용한 기업가치 회귀모형을 모두 이용하여 조사한다.

2014년에서 2024년 사이의 국내 은행업 자료를 이용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 우선, 표본기간 동안의 비정상 대손충당금 변동을 살펴본 결과, 2014년에서 2017년까지는 감소하는 추세를 보이다가 IFRS 9(K-IFRS 제1109호)가 도입된 2018년부터 증가세로 변경되었다. 이후 코로나19를 거치면서 다시 한번 비정상 대손충당금이 급격하게 증가하였다. 한편, 본 연구는 결과의 강건성을 위해 회귀분석과 함께 Random Forest, XGBoost와 같은 트리 모델에 기반한 머신러닝 기법들을 활용하여 비정상 대손충당금을 추정하였는데, 비정상 대손충당금의 시계열 추세는 세 모형에서 대체로 유사하게 나타났다.

다음으로, 본 연구는 IFRS 9 적용 시점의 은행 사업보고서를 수집하여 ECL 모형이 미친 영향을 다각도로 조사하였다. 우선, 본 연구는 K-IFRS 제1109호를 적용함에 따라 은행의 회계정책이 변경되어 재무제표에 인식될 금액이 수정되었는지를 조사하였다. 그 결과 일부 은행은 사업보고서에 2017년 금융상품을 2018년의 새 기준 도입으로 재측정하는 경우 추가적으로 발생하는 기대신용손실 금액을 재무제표 주석으로 제시하였으며, 대출채권을 가장 많이 조정한 은행의 경우 약 2,671억원 규모의 증액이 필요한 것으로 보고하고 있었다. 다음으로, 본 연구는 외부감사

인이 ECL 모형의 도입을 감사위험으로 인지하였는지 조사하였다. 그 결과, 은행의 외부감사인은 신용손실충당금, 대출채권 평가, 대출채권 손상 등을 핵심감사사항으로 기재하고 있었다. 이는 개별 은행의 감사보고서에 ECL 모형이 기존의 모형에 비해 더 복잡하고, 주관적 추정에 근거하는 경향이 있어 이를 외부감사인이 핵심감사사항으로 보고하는 경향이 있음을 시사한다.

마지막으로, 자본시장에서의 평가 정도를 살펴보기 위해 가치관련성을 조사한 결과, ECL 모형의 도입과 코로나19로 인한 불확실성 증대로 인해 증가한 비정상적인 대손충당금은 오히려 최근으로 올수록 투자자에게 유의미한 정보를 제공하지 못하고 있는 것이 관찰되었다. 구체적으로, ECL 모형 적용 전에는 비정상 대손충당금은 주가 혹은 토빈의 Q와 양의 관계가 있었으나 적용 이후 기간에는 그 관계가 약화되었다. 이러한 결과는 비정상 대손충당금이 자본시장에서 가치평가에 적절하게 반영되지 못하고 있을 가능성을 시사한다. 또한 비정상 대손충당금이 주가를 설명하는 정도를 비교하기 위해 *Vuong test*를 수행하였다. 비정상 대손충당금의 설명력이 유의하게 증가하였는지를 수정  $R^2$ 의 증가로 살펴본 결과, 대체로 ECL 모형 적용 전에는 비정상 대손충당금이 추가적인 설명력이 있었으나, ECL 모형 적용 후에는 오히려 설명력이 감소하는 경향이 관찰되었다. 다만, 이 분석의 결과는 표본 수의 제약으로 인해 통계적 유의성은 낮았다.

이와 같이 본 연구는 은행업 자료를 이용하므로 분석대상 표본의 수가 적다는 한계점이 있으며 이를 완화하기 위해 부트스트랩(Bootstrap) 방법을 이용하여 표본 데이터를 증폭하여 재조사하였으며, 그 결과 전술한 주요 분석과 유사한 결과를 발견하였다. 또한 은행업 표본을 지방은행과 특수은행으로 확장하여 조사한 경우에도 비정상 대손충당금은 여전히 증가하는 추세가 관찰되었다.

이상 본 연구의 발견은 다음과 같은 공헌을 할 것으로 기대된다. 첫째, 본 연구는 특정 산업에 특화하여 분석하였다는 점에 의의가 있다. 즉, 대부분의 가치관련성 연구는 제조업 등 일반기업을 대상으로 조사하는데 반해, 본 연구는 주요 자산 대부분이 여신(대출채권) 중심으로 구성되어 있어, K-IFRS 제1109호에 가장 큰 영향을 받는 은행업에 초점을 두고 조사하였다. 은행업 특유의 신용리스크 중심 자산 구조, 감독체계, 규제환경을 반영하여 조사한 선행연구가 상대적으로 부족하다는 점에서 본 연구는 학술적 공헌을 한다. 둘째, 본 연구는 기대신용손실(ECL) 모형의 효과를 조사한 소수의 연구의 하나이다. K-IFRS 제1109호 도입 이후 발생손실 모형에서 ECL 모형으로 전환됨에 따라 대손충당금이 조기에 인식되고, 추정의 불확실성도 증가할 것으로 예상된다. 이러한 관점에서 본 연구의 조사결과는 손실 인식 모형 전환의 실효성을 평가하는 근거로 활용될 수 있다. 또한 본 연구는 은행업의 실무자들에게 대손충당금 인식 및 적정성 판단을 위한 기초자료로 이용될 수 있다. 셋째, 본 연구는 전통적인 회계학 연구 분야인 회계정보의 가치관련성을 조사하고 있다. 만약 자본시장에서 회계정보가 유용하다면, 기업가치(주가)와 밀접한 관련이 있어야 할 것이다. 그러나 본 연구의 발견과 같이 비정상적인 대손충당금의 가치관련성이 감소한다는 것은 대손충당금의 설정이 주가를 설명하는데 충분한 역할을 하지 못할 가

능성을 시사한다. 넷째, 본 연구는 기존의 방법론을 확장하여 트리 모델 기반의 머신러닝 기법들을 적용하였다. 특히 이들 모형이 변수들의 활용도가 높게 나타난 것은 회귀분석의 결과를 보완하는 것으로 방법론적인 관점에서 선행연구를 확장하여 후속연구 발전에 공헌을 할 것으로 기대된다. 마지막으로, 본 연구는 금융감독 당국 및 회계기준 제정자에게 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다. 즉, ECL 모형이 실제로 정보 유용성과 어떠한 관련을 가지는지 실증하여 감독기관의 충당금 적정성 평가 및 자본시장 규제와의 정합성 분석에 기여할 수 있다.

이어지는 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 IFRS 9, 대손충당금, 은행의 회계처리와 관련된 선행연구를 검토하고 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장은 비정상 대손충당금의 추정과 연구모형, 표본 등 연구 설계에 대해 소개한다. 제Ⅳ장은 비정상 대손충당금의 시계열 추세, 핵심감사사항, 대손충당금 조정금액 및 가치관련성 관련 실증분석 결과를 제시하며, 제Ⅴ장은 결론을 통해 연구를 맺는다.

## Ⅱ. 선행연구와 가설 설정

### 1. 은행의 일반적인 회계처리에 관한 연구

은행과 같은 금융기관은 일반 제조기업과는 다른 형태의 영업활동을 영위하므로 재무제표상의 주요 계정과목 역시 상이하다. 대체로 기업의 회계처리와 그 효과에 관한 연구는 대다수의 기업이 포함된 제조업종을 중심으로 이루어져 왔으나, 금융기관의 특수성을 고려한 연구들도 있다. 이 선행연구들 중 은행의 회계처리에 대해 조사하여 본 연구와도 밀접한 관련을 가지는 연구들을 소개하면 다음과 같다.

우선, Beatty et al.(2002)은 상장과 비상장 은행의 회계처리를 비교하였다. 이 연구는 비상장 은행에 비해 상장 은행은 투자자들의 모니터링이 상대적으로 더 강하므로 상장 은행의 이익이 지속적으로 증가하는 유연화 현상이 있을 것으로 보고 이를 검증하였다. 조사 결과, 비상장 은행에 비해 상장 은행은 이익의 감소가 덜 발생하였으며, 이익 감소를 회피하기 위해 충당금 계정을 활용하는 경향이 있었다. 이는 투자자가 은행의 회계처리에 영향을 미칠 가능성을 시사한다. Beatty and Liao(2011)는 경제 상황에 따른 은행의 회계처리 변화를 살펴보았다. 경제 수축기에는 팽창기에 비해 상대적으로 은행의 대출 수준이 줄어드는데, 발생손실 모형을 적용하는 시기에는 손실 인식이 지연되는 경향이 있어 이와 같은 보수적인 은행 대출 경향이 감소함을 보였다. 즉, 발생손실 모형은 기대 손실모형에 비해 손실 인식의 지연가능성이 높으므로 경제 상황이 악화되는 기간에 대체로 감소하는 은행의 대출이 발생손실 모형을 적용하는 경우에는 상대적으로 덜 감소하는 경향이 있다고 주장하고 있다. 즉, 대출 규모와 대손충당금 추정 모형은 밀접한

관계가 있음을 보이고 있다. Lim et al.(2014)은 은행의 보수적 회계처리에 대해 조사하였다. 이 연구는 손실을 적시에 인식하는 보수적 회계처리를 하는 은행의 대출금리 스프레드가 더 높음을 발견하였다. 특히 금융위기 기간에 은행은 일반적으로 스프레드를 높이는데, 관행적으로 보수적 회계처리 수준이 높았던 은행은 이러한 경향이 덜 나타났으며, 이러한 발견을 기반으로 보수적 회계처리 성향을 보이는 은행의 대출은 경기순응적인 경향이 감소함을 주장하였다.

한편, 기업의 회계처리는 기업의 고유의 특성요인과 밀접한 관련을 가지므로(즉, 내생성이 존재하므로) 어떠한 계정과목을 더 많이(혹은 더 적게) 계상하고 그 효과가 자본시장에 반영되는지를 살펴봄에 있어 선행연구는 글로벌 경제위기와 같은 외생적 요인을 고려하는 접근을 하고 있다.<sup>2)</sup> 예를 들어, Goh et al.(2015)은 금융위기 기간에 은행의 공정가치 자산 평가가 자본시장에서 어떠한 평가를 받았는지를 조사하고 있다. 관련 기준서인 SFAS 157(IFR 13)은 공정가치 측정의 신뢰성에 따라 정보의 투명성과 관측 가능성을 기준으로 분류하는데 level 1~level 3까지의 계층적인 구조를 가진다.<sup>3)</sup> Goh et al.(2015)은 상대적으로 공정가치 불확실성이 높은 level 3으로 분류된 자산이 나머지 계층에 비해 자본시장에서 투자자들로부터 저평가되고 있음을 발견하였으며, 이를 기반으로 공정가치의 신뢰성 있는 추정과 투자자의 의사결정 사이에 관계가 있음을 제시하였다. Vyas(2011) 역시 금융위기 기간 동안 미국의 금융기관을 이용한 조사에서 자산 감액(write-down)의 적시성과 위험자산 공시의 관련성에 대해 조사하였다. 대체로 기업의 지배구조가 양호하고, 감독기관의 규제정도가 강하며, 소송 압력이 있는 경우 적시성 있는 감액이 이루어지는 것으로 보았다. 반면, 위험 수준이 낮은 자산에 대해서 공시를 하거나, 위험 수준이 높은 자산을 공시하더라도 금융위기 기간 이후에 공시하는 경향은 상대적으로 자산 감액의 적시성이 적은 표본에서 관찰되었다.

많지는 않으나, 국내 은행 자료를 이용하여 조사한 연구들을 살펴보면 다음과 같다. 김효진과 이기훈(2015)은 국제회계기준의 도입과 은행의 대손충당금 회계처리에 대한 조사를 하였다. 도입 초기의 국제회계기준은 발생손실 모형을 적용하므로 손실에 대한 객관적 증거가 있는 경우에만 충당금을 인식할 수 있어 새로운 회계기준 도입으로 대손충당금이 감소할 것으로 예상하였으며, 실증결과도 이와 유사하였다. 신유정과 이영한(2020)은 IFRS 9 도입 이후 대손충당금이 증가하였으며, 금융자산의 공정가치 평가손익과 당기순이익의 관련성이 높아졌음을 발견하였다. 이상 국내외 연구들의 발견을 요약하면, 은행의 회계처리에는 재량이 존재하며, 자본시장의 평가에 반영되고 있음을 확인할 수 있다.

2) 외생 요인을 고려하는 조사는 기업 고유의 특성 요인과 회계처리 사이의 내생적 관계를 완화하기 위한 연구 설계이다.

3) Level 1은 활발한 시장에서 관측가능한 동일 자산이 있는 경우이며, level 3은 상대적으로 관측이 불가능하고 활성시장이 없는 경우에 추정된 공정가치를 의미한다. Level 2는 두 수준 사이에서 공정가치를 추정하는 상황을 의미한다.

## 2. IFRS 9 기준서의 성격과 도입 효과에 관한 연구

국제회계기준위원회(IASB)는 2008년의 금융위기를 계기로 금융상품 관련 기존의 기준서인 IAS 30을 개정하기 위해 논의를 시작하였으며(Engelmann 2021 ; Hansen et al. 2024), 그 결과 2014년 IFRS 9를 제정 및 공표하였다. 해당 기준서는 2018년부터 IFRS를 도입한 국가의 기업들에 의무적용되고 있다. 이 기준서의 특징은 일관성이 결여된 것으로 비판 받아온 IAS 30을 보완하여 금융상품 회계처리를 단순화 하고자 하였으며, 특히 손실 인식의 적시성을 위해 기대신용손실(ECL) 모형을 도입하였다. 한국은 IFRS를 완전 채택한 국가로 IFRS 9호 개정으로 인해 K-IFRS 제1109호를 제정하여 2015년 공표하였으며, 역시 2018년부터 상장기업에 의무적용하고 있다.<sup>4)</sup>

IFRS 9의 한국채택 기준서인 K-IFRS 제1109호 금융상품은 기존의 대손충당금 회계처리에 비해 선제적이고 보수적인 충당금 설정을 요구하고 있다. 구체적으로, 기존에는 신용손실이 실제 발생해야만 대손충당금을 인식했지만, K-IFRS 제1109호에서는 손실이 아직 발생하지 않았어도 미래에 발생할 가능성이 있으면 충당금을 설정한다. 이와 같은 기대신용손실 모형의 도입은 대손충당금 인식 금액의 확대로 이어질 것으로 예상된다(López-Espinosa et al. 2021 ; 이기세 등 2021).<sup>5)</sup>

IFRS 9(K-IFRS 제1109호)의 도입은 금융자산의 회계처리에 상당한 변화를 가져왔으므로 그 효과에 대한 연구가 진행된 바 있다. 이들 중 은행에 초점을 두고 효과를 조사한 연구들을 요약하여 정리하면 다음과 같다. 우선, López-Espinosa et al.(2021)은 74개 국가의 자료를 이용하여 발생손실에서 기대손실 모형으로의 변화가 야기한 여러 효과들을 검증하였다. 방대한 자료를 기반으로 조사한 결과 기대손실 모형이 미래 은행 위험을 더 잘 예측하나, 새 모형의 최초 적용시 은행들은 낮은 추가수익률을 경험하는 경향이 나타났다. 특히 기존의 발생손실 모형에서는 인식

4) 동 기준서로부터 가장 큰 영향을 받는 금융업에 미치는 파급력을 완화하기 위해 2016, 2017년에 가이드 라인을 배포하는 등 준비기간을 두었다.

5) 기대손실모형을 구체적으로 살펴보면 다음과 같은 3단계로 되어 있다. 1단계에서는 최초 인식 후에 금융상품의 신용위험이 유의적으로 증가하지 아니한 경우 보고기간 말에 12개월 기대신용손실에 해당하는 금액으로 손실충당금을 측정한다(K-IFRS 제1109호 문단 5.5.5). 2단계에서는 신용위험이 유의적으로 증가한 경우 매 보고기간 말에 전체 기간 기대신용손실에 해당하는 금액으로 손실충당금을 측정한다(K-IFRS 제1109호 문단 5.5.3). 마지막으로, 3단계에서는 신용이 손상된 금융자산에 대해서는 전체 기간 기대신용손실에 해당하는 금액으로 손실충당금을 측정하고 (총 장부금액이 아닌) 상각후원가에 유효이자율을 적용한다(K-IFRS 제1109호 문단 5.4.1).

| 단계  | 구분      | 설명                  | 대손충당금 인식 범위              |
|-----|---------|---------------------|--------------------------|
| 1단계 | 정상      | 신용위험 유의적 증가 없음      | 12개월 기대신용손실              |
| 2단계 | 신용위험 증가 | 신용위험이 유의하게 증가       | 전체 기간 기대신용손실             |
| 3단계 | 손상      | 실질적 손상(연체, 파산 등) 발생 | 전체 기간 기대손실 + 이자 인식 방식 변경 |

하지 않았던 부도가 아직 발생하지 않은 대출에 대한 충당금을 기대손실 모형이 인식하도록 하는 회계처리가 이러한 경향을 야기하는 것으로 보았다.

최근의 연구들은 또한 IFRS 9의 효과를 가치관련성 측면에서 조사하고 있다. 예를 들어, Mechelli and Cimini(2021)는 43개국의 316개 금융기관을 대상으로 IFRS 9의 효과를 가치관련성 관점에서 조사하였다. 그 결과 지배구조와 투자자 보호 환경이 결정적인 역할을 하고 있었는데, 구체적으로 기업 지배구조와 투자자 보호 환경이 우수한 경우 IFRS 9이 종전의 기준인 IAS 39보다 더 높은 가치관련성을 보이는 반면, 지배구조가 취약하거나 투자자 보호 환경이 낮은 경우에는 오히려 IAS 39가 IFRS 9보다 더 높은 가치관련성을 보이는 것을 발견하였다. Zampella and Ferri(2024)도 유사한 발견을 하였는데, 유럽의 215개 은행자료를 이용한 조사에서 지배구조가 양호한 경우에 IFRS 9 적용 이후 회계정보의 가치관련성이 높아졌다. 이러한 선행연구의 결과는 회계정보의 가치관련성에 미치는 IFRS 9의 효과가 자본시장 투자자의 의사결정에 영향을 주는 것은 지배구조와 투자자 환경에 따라 상이함을 의미한다. 이는 IFRS 9에 포함된 손실 인식의 재량적인 측면이 회계정보의 유용성으로 이어지기 위해서는 적절한 수준의 모니터링과 투자자 보호제도가 뒷받침되어야 함을 시사하는 것으로 판단된다.

한편, IFRS 9를 회계 보수주의 관점에서 조사하는 연구도 있다. Engelmann(2021)은 전체 기간 기대신용손실을 추정하도록 하는 ECL 모형이 DCF(discounted cash flows) 모형과 비교해 일관성이 떨어진다고 주장한다. 조사결과, DCF 모형이 보다 보수적인 숫자들을 유도하는 것으로 관찰되었다. 금융업이 아닌 일반기업을 대상으로 한 조사에서 이기세 등(2021)은 ECL 모형 적용 이후 보수적인 성향이 큰 기업일수록 대손충당금을 더 많이 적립함을 발견하였다. 다만, 대손충당금의 가치관련성은 음으로 나타나 기업가치 하락과 관련되었다.

또 다른 연구흐름은 대손충당금이 가지는 경기순응적인 성격이 IFRS 9 하에서 어떻게 나타나는지를 조사한 바 있다. 이현주와 김정우(2022)는 대손충당금을 조기 인식하도록 요구하는 IFRS 9의 효과가 경기순응성에 따라 어떠한 차이가 있는지를 시중은행과 지역은행으로 구분하여 분석하였다. 특히 자본규제가 강화된 바젤2 도입 전후를 비교하였으며, 대손충당금 조기 인식의 효과를 중심으로 조사하였다. 분석결과 대손충당금을 조기 인식한 시중은행의 경우 자본규제 강화기간에 대손상각비를 이용한 이익유연화가 감소한 것을 발견하였다. 또한 대손충당금을 조기 인식한 지방은행은 자본규제 강화 기간에 여신의 경기순응성이 강화된 것을 발견하였다. Hansen et al.(2024) 역시 IFRS 9와 대손충당금 및 경기순응성의 관계에 대해 조사하였다. 이 연구는 대손충당금의 인식이 가지는 경기순응적(procyclical) 성격으로 인해 금융위기가 가속화되는 경향이 있는데, IFRS 9 적용 이후 이러한 경향이 완화되는지를 조사하였다. 유로존에 속한 51개 은행을 대상으로 한 조사에서 IFRS 9 적용 직후에는 유의한 영향이 관찰되지 않았으나, 코로나19 팬데믹 이후 대손충당금이 경기역행적(countercyclical)으로 움직이는 경향을 관찰하였다.<sup>6)</sup> 즉, IFRS 9

6) 이러한 결과는 기존의 발생손실 모형이 객관적 증거가 있는 경우에만 충당금을 인식할 수 있어, 경기가

직후에는 이 기준서의 미래 기대손실을 미리 추정하여 반영하는 개념(forward-looking concept)이 관찰되지는 않았으나 코로나19와 같은 외생적 충격이 이와 같은 개념이 적용되는데 촉진제로 작용하였을 가능성을 시사한다.

이상의 선행연구를 요약하면 IFRS 9와 관련된 연구는 ECL 모형이 은행의 회계처리에 미치는 영향에 관심을 두고 조사하고 있다. 이는 대손충당금과 같은 재량적 성격이 존재하는 계정과목의 인식 행태가 변화하였을 가능성을 시사한다. 따라서 이어지는 절에서는 대손충당금 회계처리에 초점을 둔 선행연구를 소개한다.

### 3. 대손충당금의 인식과 그 효과에 관한 연구

대손충당금은 회수불가능할 것으로 예상되는 채권 금액에 대하여 미리 비용을 인식하는 계정을 의미한다. 대손상각비로 비용을 인식하고 자산의 차감계정 성격인 대손충당금을 동시에 인식하는 회계처리를 한다. 선행연구는 이러한 대손충당금 계정이 재량적인 성격을 가지고 있어 경영자의 기회주의적인 행태와 관련이 있으면서 동시에 사적정보를 외부에 제공하는 역할을 하고 있음을 제시한다. 이와 같이 선행연구는 대손충당금의 성격에 대해 상반된 결과를 제시하는 경향이 있는데 이를 아래에 요약하여 제시한다.

우선, Jin et al.(2018)은 대손충당금의 활용이 은행의 효율성을 제고하기 위한 전략인지 아니면 기회주의적 이유 때문인지에 대한 실증조사를 하였다. 2007-2009년의 금융위기 기간을 활용한 조사에서 이 연구는 금융위기 전 비정상적인 대손충당금을 많이 계상한 은행들이 위험을 수반하는 의사결정을 덜 하는 경향이 있었으며, 특히 금융위기 기간 동안에 의사결정 실패를 덜 경험하였음을 발견하였다. 또한 비정상 대손충당금이 이익 벤치마크를 달성하기 위한 이익조정과 관련이 없음을 발견하였으며 이를 기반으로 대손충당금의 인식이 은행의 효율성 관점에서 이루어지고 있다고 주장하였다. 반면, 은행이 아닌 일반 제조기업(화학물질 제조업)을 대상으로 한 조사에서 Bryan et al.(2021)은 성과가 저조한 기업에서 Big bath의 일환으로 대손상각비와 대손충당금을 더 많이 인식하는 경향이 있음을 보고하였다. 이는 고품질 감사인 표본에서는 완화되는 경향이 있었다. El Diri et al.(2021)도 대손충당금의 인식이 은행의 회계처리 중 재량적인 성격이 가장 크며 이익 조정에 활용되고 있다고 주장한다. 특히 이 연구는 적극적인 이익 증가 조정부터 보수적인 이익 감소 조정까지 모두 대손충당금이 활용될 수 있다고 주장하고 있다. 한편, Lee et al.(2023)은 은행이 아닌 일반기업을 대상으로 한 조사에서 과잉확신(overconfidence) 성향을 가진 경영자가 대손충당금을 적게 인식하여 미래 대손가능성을 낮게 판단하는 경향이

---

악화되는 시점이 되어서야 급격하게 충당금을 쌓는 한계가 있는 반면, ECL 모형은 발생가능한 손실을 미리 추정하여 반영하므로 경기가 좋을 때도 일정 수준의 충당금을 계속 쌓기 때문에 위기 시기에 충당금이 갑자기 폭증하지 않을 가능성을 시사한다. 즉, 선행연구는 IFRS 9의 긍정적 효과로 대손충당금의 경기순응성 완화 효과가 있음을 시사한다.

있음을 발견하였다. 이러한 선행연구의 결과는 대손충당금의 인식과 활용, 특히 이익조정과의 연관성은 업종에 따라 이질적일 수 있음을 시사한다.

대손충당금의 인식 자체가 은행의 정보를 외부에 전달하여 정보비대칭을 해소하는 역할을 하는 것으로 주장하는 연구도 있다. Kanagaretnam et al.(2005)은 대손충당금에 미래이익에 대해 은행이 가지고 있는 사적정보에 대한 시그널 효과(signaling)가 반영되어 저평가를 해소하는 효과가 있다고 주장한다. Tran et al.(2020)도 은행의 대손충당금 인식이 시그널 효과가 있음을 주장하고 있다. 특히 이 연구는 이익성과가 저조한 기업이 오히려 이익을 줄이는 방향으로 대손충당금을 인식하여 이익의 유연화(earnings smoothing)에 대손충당금 회계가 이용되지는 않음을 제시하고 있다. 이와는 반대로 Danisman et al.(2021)은 미국의 은행 자료를 이용하여 조사한 결과 특별한 경제 상황이 아닌 일반적인 상황에서도 은행들은 이익유연화 등을 목적으로 대손충당금 회계처리를 하는 경향이 관찰되었다. 김민혁(2018) 역시 유사한 발견을 하였으며, 국내 은행과 저축은행을 이용한 조사에서 대손충당금의 재량적 인식으로 이익유연화가 이루어지고 있다고 주장하고 있다. 지방·비상장 은행이 시중은행이나 상장은행에 비해 이익을 높이는 조정을 시도하는 경향이 더 높았으며, 최대주주가 법인인 저축은행보다 개인인 저축은행에서도 이와 같은 경향이 발견되었다.

한편, 최근의 여러 환경 변화로 인한 효과를 살펴본 연구들도 있다. 김성숙과 김문태(2022)는 코로나19가 은행의 대손충당금 설정에 미치는 영향을 조사한 바 있다. 이 연구에서는 코로나19가 국내에 전파되기 시작한 2020년과 그 이전 연도를 비교하였으며, 분석결과 2020년의 대손상각비와 대손충당금 인식 금액이 그 이전 연도에 비해 유의하게 높음을 발견하였다. 이는 코로나19로 인해 발생 가능한 위험과 불확실성에 대비하기 위하여 해당연도에 더 보수적인 대손 설정을 하고 있는 것으로 해석된다. 은행업을 이용한 조사는 아니나, 최수미와 안종훈(2025)은 국내 상장기업을 대상으로 코로나19와 대손충당금의 관련성을 조사하였다. 그 결과 코로나19 이후 대손충당금이 통계적으로 유의한 수준에서 그 이전보다 증가한 것은 아님을 발견하였다. 또한 기업의 수익성과 감사품질이 대손충당금 설정에 영향을 미치고 있음을 발견하였다.

마지막으로, 본 연구는 대손충당금의 비정상적인 부분에 초점을 두고 조사하는데, 많지는 않으나 이러한 방법론과 유사한 맥락에서 비정상적인 대손충당금을 추정하여 그 의미를 탐색하는 연구도 있다. 예를 들어, Hong et al.(2020)은 은행의 비정상 대손충당금 인식이 재무분석가 커버리지(coverage)를 잃는 악영향이 있다고 보았다. 특히 비정상 대손충당금의 효과가 이익을 줄이거나 높이는 양쪽에서 모두 재무분석가의 추종이 감소하는 경향이 있었다. 이는 은행의 대손충당금을 이용한 적극적인 이익조정 전략이 재무분석가의 활동에 제약으로 작용함을 시사한다.

이상의 연구흐름을 요약하면, 대손충당금은 은행의 전략적인 회계처리의 결과이며, 사적정보의 전달을 통해 정보비대칭을 해소하는 시그널 효과가 있음을 제시하고 있다. 다만, 선행연구는 대손충당금 회계가 은행의 이익조정에 활용되고 있는지에 대해서는 조사대상과 기간 및 방법에

따라 혼재된 결과를 보인다. 또한 일부 선행연구는 대손충당금의 재량적인 성격을 비정상 대손충당금을 추정하여 조사하고 있다.

#### 4. 가설 설정

본 연구는 우선 은행이 인식한 대손충당금의 시계열적 추세를 조사한다. 특히 2018년 도입된 IFRS 9(K-IFRS 제1109호)는 은행의 대손충당금 회계처리에 중대한 변화를 가져왔을 것으로 예상되며 따라서 시계열 추세를 살펴보는 것은 그 효과를 조사하는 의미가 있다. 전술한 바와 같이 기존 기준서(IAS 39)의 발생손실(Incurred Loss) 기반 모형보다 선제적인 손실 인식을 가능하게 하는 기대손실(Expected Credit Loss : ECL) 모형으로의 전환은 대손충당금의 판단과 수준 등 은행의 전반적인 손실 인식 행태에 구조적인 영향을 미쳤을 것으로 예상된다. 예를 들어, 선행연구는 발생손실 모형의 적용은 손실의 지연 인식을 야기하여 상대적으로 은행의 대출 규모가 높아질 가능성을 제시한다(Beatty and Liao 2011). 또한 여러 선행연구는 발생손실 모형이 경기준응적인 대손충당금의 성격을 강화할 가능성을 시사한다(Beatty and Liao 2011 ; Hansen et al. 2024 ; 이현주와 김정우 2022).

반면, 기대손실로의 전환은 대손충당금의 선제적 인식을 요구하므로 불확실성 증가에 따라 예상되는 미래 손실의 적시 인식이 이루어질 가능성이 있다. 이에 본 연구는 IFRS 9 도입이 은행의 대손충당금에 미친 영향을 실증적으로 분석하고자 하며, 특히 비정상적인 대손충당금을 추정하여 그 추세가 어떻게 나타나는지를 조사한다. 구체적으로 다음의 내용을 논의한다.

첫째, IFRS 9 도입 이후 은행의 비정상 대손충당금 규모는 유의하게 증가하였을 것으로 예측한다. 선행연구에서 아직까지 이러한 관계를 직접적으로 조사한 바는 없으나, 은행의 대손충당금 회계처리에는 재량이 있고(Bryan et al. 2021 ; El Dirir et al. 2021), ECL 모형이 은행의 미래 위험을 더 빠르게 반영하도록 요구하고 있음에 비춰볼 때(López-Espinosa et al. 2021), IFRS 9의 도입은 대손충당금의 적립을 확대하였을 가능성이 있다. 이는 특히 손상 증거가 발생한 이후 손실을 인식하던 기존 모형에 비해 ECL 모형은 향후 손실을 예상하여 보다 보수적으로 충당금을 설정하도록 요구하기 때문이다. 따라서 이를 검증하기 위해 본 연구의 첫 번째 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 1 : IFRS 9 도입 이후 은행의 비정상 대손충당금 규모는 유의하게 증가하였다.

둘째, IFRS 9에 따른 ECL 모형 기반 손실 인식의 중요한 특징 중 하나는 경제전망을 반영하여 손실을 인식하도록 요구하는 것이다. 이와 관련하여 2020년 코로나19 팬데믹은 실물경제에 극심한 충격을 주었으며, 은행 산업 역시 신용위험의 급격한 증가와 함께 대손충당금 회계처리에 있어 새로운 도전에 직면하게 되었다(Hansen et al. 2024 ; 김성숙과 김문태 2022 ; 최수미와

안중훈 2025). 선행연구는 금융기관의 회계처리를 살펴봄에 있어 내생성 통제를 위해 이와 같은 외생적인 요인의 효과를 살펴보는 경향이 있으며(Vyas 2011 ; Goh et al. 2015), 본 연구 역시 이러한 연구흐름에 기반하여 팬데믹으로 인해 불확실성과 정보비대칭이 높아졌으며(신유진과 최보람 2025), 이는 은행의 대손충당금 규모를 상대적으로 다른 기간에 비해 비정상적으로 증가하게 만들었을 것으로 보고 이를 조사한다. 이를 검증하기 위한 본 연구의 두 번째 가설은 다음과 같다.

가설 2 : 코로나19 팬데믹 이후 은행의 비정상 대손충당금 규모는 그 이전에 비해 유의하게 증가하였다.

상기한 가설들은 IFRS 9의 도입이 단순한 회계기준 변경을 넘어, 은행의 리스크 관리 및 자본 운용 전략에도 실질적인 영향을 미쳤다는 점을 밝히는 데 기여할 수 있을 것이다. 또한 외생적 충격인 팬데믹 상황에서 은행들이 회계정보를 어떻게 전략적으로 활용했는지를 살펴볼 수 있다. 이를 통해 회계기준과 감독 정책의 실효성을 평가하는 데도 중요한 의미를 가질 것이다.

마지막으로, 본 연구는 상기한 두 가지 가설에 기반하여 비정상 대손충당금의 가치관련성이 상기한 외생 효과들에 의해 기간별로 다르게 나타나는지를 세 번째 가설로 조사한다. 특정 계정 과목이나 회계처리의 적정성을 판단하기 위해 선행연구는 자본시장 및 시장 참여자들의 반응을 살펴본다(Kanagaretnam et al. 2005 ; Hong et al. 2020 ; Tran et al. 2020 ; 이기세 등 2021). 이는 자본시장의 반응이 기업의 가치와 연관되며, 따라서 회계처리의 효과를 투영하여 볼 수 있기 때문이다. 전술한 바와 같이 IFRS 9에 따른 ECL 모형과 코로나19 팬데믹은 은행의 신용위험 환경과 회계정보 제공 방식에 큰 변화를 야기하였다. 즉, 급격한 불확실성 확대는 부실채권 증가와 회계상 대손충당금 간의 괴리를 심화하였을 가능성이 있다. 이러한 환경에서는 은행들이 정보 유용성보다는 보수적인 불확실성 관리 전략에 따라 충당금을 설정했을 가능성이 있으며, 그 결과 일부 비정상적인 대손충당금은 경제적 실질과 무관하게 나타났을 수 있다.

선행연구는 은행이 불확실한 계정과목에 대해 재량적인 판단과 추정을 반영하여 가치를 인식하는 경우 자본시장에서 저평가될 가능성을 제시한다(Goh et al. 2015). 이러한 논의에 기반할 때 비교적 최근으로 올수록 불확실성 증대로 인해 대손충당금 수준이 비정상적으로 증가하였다면, 이 금액이 투자자에게 유의미한 가치정보를 제공하지 못할 것으로 예상할 수 있다. 다만, 대손충당금 회계처리가 가지는 정보성(imformativeness)에 대해서는 상반된 연구결과들이 존재한다(Liu and Ryan 1995 ; Kanagaretnam et al. 2009 ; López-Espinosa et al. 2021 ; Gao et al. 2022).<sup>7)</sup> 따라서 이는 실증조사가 필요한 주제이며, 이에 본 연구는 손실인식 모형의 변경과 외

7) 예를 들어, Liu and Ryan(1995)은 규모가 크고 대출 조건의 수정이 가능한 경우 해당 대출의 충당금에 대해서는 주가 반응이 호의적임을 발견하였다. Kanagaretnam et al.(2009) 역시 Big 5 외부감사인 혹은 산업전문감사인에게 감사받은 은행이 보고한 재량적인 대손충당금이 주가와 양의 관계가 있음을 발견

생 요인의 파급 효과를 조사하기 위해 비정상적 대손충당금의 주가와의 가치관련성을 조사한다. 또한 기업 특성 요인들을 통제하여 생략 변수 효과를 완화하기 위해 비정상 대손충당금과 기업 가치와의 관련성 역시 추가적으로 조사한다. 이를 검증하기 위한 세 번째 가설을 다음과 같이 두 가지로 구분하여 설정한다.<sup>8)</sup>

가설 3a : 은행의 비정상 대손충당금의 가치관련성은 회계기준과 환경의 변화에 체계적인 영향을 받는다.

가설 3b : 은행의 비정상 대손충당금이 기업가치에 미치는 영향은 회계기준과 환경의 변화에 체계적인 영향을 받는다.

### III. 연구 설계

#### 1. 연구 표본

본 연구는 은행업에 속한 기업을 표본으로 한다. 표본기간은 2014년~2024년이며 재무제표 자료는 한국상장회사협의회 TS2000 데이터베이스에서 추출하였다. 또한 고정이하여신 자료는 금융감독원의 금융통계정보시스템에서 추출하였다.

연구 표본은 분석에 필요한 재무자료와 가치관련성 및 기업가치 변수가 추출이 가능한 은행으로 제한된다. 이러한 조건을 모두 만족하여 분석에 활용된 총 표본의 수는 61개로 연도별 분포는 <Table 1>에 제시되어 있다. 표에서 제시된 바와 같이 연도별로 4~7개의 은행이 분포되어 있다.<sup>9)</sup>

---

하였다. 반면, López-Espinosa et al.(2021), Gao et al.(2022)은 대손충당금 인식이 주가와 음의 관계가 있음을 보고한다.

8) 가치관련성은 기업의 주가를 활용한 Ohlson(1995) 모형과 Tobin의 Q를 기업가치로 대용하여 조사하는 두 가지 방법을 활용하여 결과의 강건성을 확보한다.

9) 본 연구는 은행의 대손충당금 회계처리를 조사하므로 은행업종의 특성상 분석 대상 표본의 수는 일반기업에 비해 현저히 적다. 추가분석에서는 이러한 한계점을 보완하기 위해 표본을 증폭하는 부트스트랩(Bootstrap) 방법을 이용하였다. 또한 표본을 지방은행과 특수은행을 포함하여 확장하는 추가분석을 하였다.

〈Table 1〉 표본의 연도별 분포

| 연도    | 표본 수 | %      | 누적 표본 수 |
|-------|------|--------|---------|
| 2014  | 4    | 6.56   | 4       |
| 2015  | 5    | 8.20   | 9       |
| 2016  | 5    | 8.20   | 14      |
| 2017  | 5    | 8.20   | 19      |
| 2018  | 5    | 8.20   | 24      |
| 2019  | 6    | 9.84   | 30      |
| 2020  | 6    | 9.84   | 36      |
| 2021  | 6    | 9.84   | 42      |
| 2022  | 6    | 9.84   | 48      |
| 2023  | 6    | 9.84   | 54      |
| 2024  | 7    | 11.48  | 61      |
| Total | 61   | 100.00 | —       |

## 2. 연구 모형

### 가. 비정상 대손충당금의 추정

본 연구는 비정상 대손충당금의 시계열적 추세와 이 금액이 가치관련성에 미치는 영향을 조사하는 것을 목적으로 한다. 따라서 비정상 대손충당금의 추정이 필요하며 이는 선행연구에 기반하여 다음의 식 (1)을 이용한다(Kanagaretnam et al. 2005 ; Beck and Narayanamoorthy 2013 ; Jin et al. 2018 ; Hong et al. 2020 ; Balakrishnan and Ertan 2021 ; Bryan et al. 2021).

$$Allowance = Size + ROA + Equity\_ratio + LnNPL + GDP\_growth + \varepsilon \quad (1)$$

여기에서,

- Allowance* = 대손충당금/대출채권 ;
- Size* = 기업규모(총자산의 자연로그값) ;
- ROA* = 총자산이익률(당기순이익/총자산) ;
- Equity\_ratio* = 자기자본비율(자기자본/총자산) ;
- LnNPL* = 고정이하여신의 자연로그값 ;
- GDP\_growth* = GDP 성장률.

상기한 식 (1)에서 결정요인들은 선행연구에서 제시한 변수들을 이용한다. 선행연구는 대손충당금에 영향을 미치는 요인으로 은행의 규모(*Size*), 영업성과(*ROA*)를 제시한다(Kanagaretnam et

al. 2005 ; Beck and Narayanamoorthy 2013 ; Jin et al. 2018 ; Bryan et al. 2021). 또한 재정 건전성, 부실채권, 거시경제 요인을 제시하며 이를 각각 대응하기 위해 자기자본비율(*Equity\_ratio*), 부실채권의 규모(*LnNPL*), GDP 성장률(*GDP\_growth*)을 포함한다(Jin et al. 2018 ; Hong et al. 2020 ; Balakrishnan and Ertan 2021). 이와 같은 결정요인들로 설명하지 못하는 대손충당금의 나머지 부분이 잔차이며( $\varepsilon$ ), 이러한 잔차가 비정상 대손충당금의 대응치이다.

한편, 본 연구는 비정상 대손충당금을 추정하는데 있어 회귀분석(OLS) 뿐만 아니라 트리모델 기반의 머신러닝 기법(Random Forest, XGBoost)들을 활용한다. 이는 다음과 같은 장점이 있다. 우선, OLS 모형에 비해 머신러닝 모델은 독립변수와 종속변수 사이의 비선형관계를 고려하여 이를 반영한다. 선행연구는 대손충당금과 부실채권의 관계가 비선형일 가능성을 제시한 바 있으며(Basu et al. 2020),<sup>10)</sup> 따라서 회귀분석의 기본 가정인 선형 관계를 완화할 수 있는 보완적인 방법론을 적용할 필요가 있다(Bertomeu et al. 2025).<sup>11)</sup> 또한 이들 분석은 설명변수의 활용도가 높고 오차를 반복적으로 줄이면서 변수의 기여를 극대화할 수 있다. 이와 같은 머신러닝 방법의 효과는 실증분석 결과를 보고하면서 보다 자세히 후술한다.

본 연구의 첫 번째, 두 번째 가설은 이와 같이 산출된 비정상 대손충당금이 시계열 상에서 ECL 모형의 적용과 코로나19 팬데믹과 같은 외생 요인에 따라 어떻게 나타나는지를 예상하였으며, 실증분석에서 이를 조사한다.

#### 나. 가치관련성 모형

본 연구의 세 번째 가설을 조사하기 위해 가치관련성 모형 및 기업가치를 종속변수로 하는 회귀모형을 설정한다. 우선, 가설 3a를 조사하기 위한 가치관련성 모형은 다음과 같다. 가치관련성은 특정 회계정보가 주식가격이나 수익률 등 자본시장 변수와 통계적으로 유의한 관련성을 보이는 정도를 의미한다. 기업의 포괄손익계산서 정보를 주당순이익(EPS)으로 대응하고, 재무상태표 정도를 주당장부가치(BPS)로 대응하며, 이에 추가적으로 비정상(정상) 대손충당금이 주가와 관련성이 있는지를 조사한다. 분석모형은 다음의 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned} Price = & \alpha_0 + \alpha_1 EPS + \alpha_2 BPS + \alpha_3 Normal\_LLP + \alpha_4 Abnormal\_LLP + \alpha_5 Post \\ & + \alpha_6 EPS \times Post + \alpha_7 BPS \times Post + \alpha_8 Normal\_LLP \times Post \\ & + \alpha_9 Abnormal\_LLP \times Post \end{aligned} \quad (2)$$

10) Basu et al.(2020)은 순 대손상각(net loan charge-offs)으로 인해 대손충당금이 부실채권과 V자 형태의 관계가 있음을 발견한 바 있다.

11) 실제로 최근의 연구흐름은 회귀분석으로 추정하던 대응치들을 머신러닝 혹은 딥러닝 방법을 활용하여 추정하는 시도를 하고 있다(e.g. Choi et al. 2022 ; Bertomeu et al. 2025).

여기에서,

|                    |                                            |
|--------------------|--------------------------------------------|
| <i>Price</i>       | =보고기간 말 주가/발행주식 수 ;                        |
| <i>EPS</i>         | =주당 순이익 ;                                  |
| <i>BPS</i>         | =주당 장부가치 ;                                 |
| <i>Normal_LL</i>   | =정상 대손충당금 ;                                |
| <i>Abnormal_LL</i> | =비정상 대손충당금 ;                               |
| <i>Post</i>        | =ECL 모형 적용 이후(혹은 코로나19 팬데믹 이후)이면 1, 아니면 0. |

위 식(2)의 종속변수는 기업가치를 대용하는 기업의 주가(*Price*)이다. *EPS*와 *BPS*는 Ohlson(1995)의 모형에 따라 순이익과 장부가치가 주식가치에 미치는 영향을 잡아내며,<sup>12)</sup> 여기에 추가적으로 대손충당금의 정보성을 검증한다. 대손충당금은 전술한 식(1)의 잔차인 비정상 대손충당금(*Abnormal\_LL*)과 식(1)의 결정요인으로 추정된 정상 대손충당금(*Normal\_LL*)을 이용한다.<sup>13)</sup> 구체적으로,  $\alpha_1$ 은 순이익이 주가에 미치는 영향을 의미하며, 1 단위 증가한 순이익이 주가를 평균적으로  $\alpha_1$  만큼 높임을 의미한다. 이 계수값이 양의 방향으로 클수록 투자자들이 이익정보를 주가에 강하게 반영함을 의미한다. 마찬가지로  $\alpha_2$ 는 장부가치가 주가를 얼마나 설명하는지를 나타내며,  $\alpha_2$ 값이 양의 방향으로 클수록 투자자들이 장부가치를 신뢰해 주가 결정 시 크게 반영하고 있음을 나타낸다.

본 연구의 관심변수는  $\alpha_3$ ,  $\alpha_4$ ,  $\alpha_8$  그리고  $\alpha_9$ 이다.  $\alpha_3$ ,  $\alpha_4$ 는 각각 ECL 모형 적용 이전(혹은 혹은 코로나19 팬데믹 이전)의 정상, 비정상 대손충당금이 주가가치에 반영되는 정도를 나타낸다. 반면,  $\alpha_8$ ,  $\alpha_9$ 는 *Post* 기간의 증분적인(*incremental*) 효과를 나타낸다. 본 연구의 가설은 정상 대손충당금에 대해서는 별도의 예상을 하지 않으며, 비정상 대손충당금에 대해서는  $\alpha_4$ 는 유의한 양의 값,  $\alpha_9$ 는 유의한 음의 값을 가져 비정상 대손충당금이 주가에 긍정적으로 반영되는 경향이 *Post* 기간에는 증분적으로 감소할 것으로 예측한다. 이와 같이 *Post* 변수를 이용한 이중차분법(*difference-in-differences*)을 회귀분석에 적용한다.

한편, 본 연구는 가설 3b에서 예상한 기업가치와의 관계를 조사하여 비정상 대손충당금이 자본시장에 어떻게 반영되는지 분석하며, 이를 위한 회귀식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 TQ = & \alpha_0 + \alpha_1 Normal\_LLP + \alpha_2 Abnormal\_LLP \\
 & + \alpha_3 Post + \alpha_4 Normal\_LLP \times Post + \alpha_5 Abnormal\_LLP \times Post \\
 & + \alpha_6 Size + \alpha_7 ROA + \alpha_8 Equity\_ratio + \alpha_9 LnNPL + \alpha_{10} NPL\_ratio \\
 & + \alpha_{11} Size \times Post + \alpha_{12} ROA \times Post + \alpha_{13} Equity\_ratio \times Post \\
 & + \alpha_{14} LnNPL \times Post + \alpha_{15} NPL\_ratio \times Post
 \end{aligned} \tag{3}$$

12) 주당 장부가치(*BPS*)는 대손충당금을 반영하기 전의 값으로 조정되었다.

13) 이때, 가치관련성 모형의 변수는 모두 발행주식의 수로 스케일링 된 값이므로, (비)정상 대손충당금 변수 역시 이 변수에 대출채권 값을 곱한 후 발행주식 수로 스케일링하여 조정된 값(즉, 주당 (비)정상

여기에서,

$TQ$  =Tobin의  $Q$ , 자산의 시가/자산의 장부가 ;

$NPL\_ratio$ =고정이하여신 비중.

기타 변수의 정의는 식 (1), (2)에서와 같다.

식(3)에서 종속변수는 토빈의  $Q$ 이다. 전술한 모형에서와 같이  $Post$  변수를 이용한 이중차분법을 활용하여 조사한다. ECL 모형 적용 이전(혹은 코로나19 팬데믹 이전)의 비정상 대손충당금의 기업가치에 대한 효과는  $\alpha_2$ 로 잡아내며, 그 이후의 증분적인 효과는  $\alpha_3$ 를 통해 관찰된다.<sup>14)</sup> 본 연구는 ECL 모형 적용 이전에는 비정상 대손충당금이 기업가치와 양의 관계를 가지나 이후 증분적으로 그 효과가 감소될 것으로 예상한다. 따라서  $\alpha_2$ 는 양의 값을,  $\alpha_3$ 는 음의 값을 가질 것으로 예상한다. 식(3)은 또한 은행의 여러 특성 변수를 통제한 후의 기업가치와의 연관성을 조사하고 있다. 이는 가치관련성 모형에서 발생 가능한 생략변수로 인한 효과를 완화하는 의미가 있다. 기업 특성 요인들은 선행연구에서 제시하는 변수들을 활용한다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 주요 변수의 기술통계

본 절에서는 분석에 활용된 변수들의 기술통계를 제시한다. <Table 2>를 살펴보면, 평균적인 대출채권 대비 충당금(*Allowance*)의 비중은 0.7% 정도이다. 상하위 25%는 0.5%과 0.8%의 분포를 보인다. 회귀분석(OLS), Random Forest, XGBoost로 산출한 잔차들(각각 *Residual\_Reg*, *Residual\_RandomForest*, *Residual\_XGBoost*)의 평균은 잔차의 특성상 0에 가까운 값을 가진다. *Allowance* 변수의 편차가 크지 않으므로 이를 기반으로 산출한 잔차들의 편차 역시 크지 않다. 다음으로 변수에 *Normal\_* 및 *Abnormal\_*이 붙어 있는 변수들은 각각 정상, 비정상 대손충당금을 의미하며 가치관련성 모형에서 활용하기 위해 발행주식 수로 조정된 값들이다. 이러한 회귀분석, Random Forest, XGBoost의 정상 대손충당금 평균(*Normal\_LLPLP\_Reg*, *Normal\_LLPLP\_Random*

---

대손충당금 금액)을 이용한다. 별도의 표로 제시하지는 않았으나, 강건성 확인 및 극단치 조정을 위해 대손충당금 기댓값(*Normal\_LLPLP*)과 잔차(*Abnormal\_LLPLP*)를 크기에 따라 4분위수로 구분하여 변수화한 경우에도 가치관련성 결과의 질적인 차이는 없었다.

- 14) 본 연구는 IFRS 9의 적용과 코로나19의 확산이 모두 비정상 대손충당금의 가치관련성에 음의 영향을 미칠 것으로 본다. 이때 두 외생요인의 효과가 반영되는 기간이 중복되며 예상하는 방향 역시 같으므로 이 두 기간을 비교하기 위해 코로나19 조사에서는 표본을 IFRS 9 적용 이후로 제한하여(즉, 2018년 이후의 표본을 이용하여) 분석한다. 이를 통해 IFRS 9 적용 초기의 기간과 코로나19 전파 기간 사이의 비정상 대손충당금의 가치관련성을 비교 조사한다.

*Forest*, *Normal\_LLX\_XGBoost*)은 각각 7.046, 6.260, 6.282이다. 이들 모형의 비정상 대손충당금 평균(*Abnormal\_LLX\_Reg*, *Abnormal\_LLX\_RandomForest*, *Abnormal\_LLX\_XGBoost*)은 각각 -0.849, -0.064, -0.086이다.<sup>15)</sup>

〈Table 2〉 변수의 기술통계

| Variable                         | Mean      | Std. Dev. | Q1        | Median    | Q3        |
|----------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| <i>Allowance</i>                 | 0.007     | 0.003     | 0.005     | 0.006     | 0.008     |
| <i>Residual_Reg</i>              | -0.001    | 0.002     | -0.002    | -0.001    | 0.000     |
| <i>Residual_RandomForest</i>     | 0.000     | 0.001     | 0.000     | 0.000     | 0.000     |
| <i>Residual_XGBoost</i>          | 0.000     | 0.000     | 0.000     | 0.000     | 0.000     |
| <i>Normal_LLX_Reg</i>            | 7.046     | 12.040    | 0.000     | 1.211     | 6.700     |
| <i>Abnormal_LLX_Reg</i>          | -0.849    | 2.311     | -0.919    | 0.000     | 0.000     |
| <i>Normal_LLX_RandomForest</i>   | 6.260     | 10.984    | 0.000     | 0.875     | 5.174     |
| <i>Abnormal_LLX_RandomForest</i> | -0.064    | 0.572     | -0.093    | 0.000     | 0.000     |
| <i>Normal_LLX_XGBoost</i>        | 6.282     | 10.986    | 0.000     | 0.883     | 5.888     |
| <i>Abnormal_LLX_XGBoost</i>      | -0.086    | 0.712     | -0.175    | 0.000     | 0.000     |
| <i>EPS</i>                       | 1726.570  | 1446.550  | 643.000   | 1388.000  | 2430.000  |
| <i>BPS</i>                       | 35045.230 | 18935.500 | 15250.900 | 42582.390 | 49888.410 |
| <i>Price</i>                     | 27278.360 | 19355.780 | 8400.000  | 31250.000 | 43350.000 |
| <i>TQ</i>                        | 0.788     | 0.212     | 0.660     | 0.761     | 0.943     |
| <i>Size</i>                      | 25.745    | 1.251     | 24.686    | 26.431    | 26.744    |
| <i>ROA</i>                       | 0.006     | 0.001     | 0.005     | 0.006     | 0.006     |
| <i>Equity_ratio</i>              | 0.073     | 0.008     | 0.067     | 0.074     | 0.077     |
| <i>LnNPL</i>                     | 20.173    | 0.962     | 19.675    | 20.477    | 20.851    |
| <i>NPL_ratio(%)</i>              | 0.525     | 0.536     | 0.000     | 1.000     | 1.000     |
| <i>GDP_growth(%)</i>             | 4.547     | 2.014     | 3.700     | 4.600     | 6.200     |

15) 이 변수들은 전술한 바와 같이 잔차 추정 후 발행주식 수로 조정된 값이므로 평균값이 0으로 수렴하지는 않는다.

〈Table 3〉 변수 간 상관관계

| Variable                       | (1)   | (2)   | (3)   | (4)   | (5)   | (6)   | (7)   | (8)   | (9)   | (10)  | (11) | (12)  | (13)  | (14)  | (15)  | (16) | (17) |
|--------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|------|------|
| (1) Allowance                  | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (2) Normal_LLPL_Reg            | -0.30 | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (3) Abnormal_LLPL_Reg          | 0.24  | -0.54 | 1.00  |       |       |       |       |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (4) Normal_LLPL_RandomForest   | -0.29 | 0.99  | -0.41 | 1.00  |       |       |       |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (5) Abnormal_LLPL_RandomForest | 0.10  | -0.10 | 0.54  | -0.04 | 1.00  |       |       |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (6) Normal_LLPL_XGBoost        | -0.29 | 0.99  | -0.42 | 0.99  | -0.03 | 1.00  |       |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (7) Abnormal_LLPL_XGBoost      | 0.17  | -0.12 | 0.69  | -0.01 | 0.56  | -0.05 | 1.00  |       |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (8) EPS                        | -0.46 | 0.32  | -0.12 | 0.32  | 0.02  | 0.33  | -0.09 | 1.00  |       |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (9) BPS                        | -0.58 | 0.42  | -0.24 | 0.42  | -0.07 | 0.42  | -0.15 | 0.79  | 1.00  |       |      |       |       |       |       |      |      |
| (10) Price                     | -0.47 | 0.43  | -0.26 | 0.42  | -0.06 | 0.42  | -0.12 | 0.77  | 0.89  | 1.00  |      |       |       |       |       |      |      |
| (11) TQ                        | -0.03 | 0.30  | -0.21 | 0.29  | -0.03 | 0.29  | -0.02 | 0.37  | 0.27  | 0.62  | 1.00 |       |       |       |       |      |      |
| (12) Size                      | -0.54 | 0.41  | -0.23 | 0.41  | -0.05 | 0.41  | -0.11 | 0.64  | 0.90  | 0.75  | 0.06 | 1.00  |       |       |       |      |      |
| (13) ROA                       | 0.09  | 0.02  | 0.01  | 0.02  | 0.10  | 0.03  | 0.01  | 0.25  | -0.07 | 0.07  | 0.24 | -0.08 | 1.00  |       |       |      |      |
| (14) Equity_ratio              | 0.63  | -0.25 | 0.09  | -0.25 | -0.01 | -0.26 | 0.08  | -0.44 | -0.44 | -0.23 | 0.16 | -0.51 | 0.14  | 1.00  |       |      |      |
| (15) LnNPL                     | -0.27 | 0.32  | -0.24 | 0.31  | -0.11 | 0.31  | -0.08 | 0.41  | 0.80  | 0.72  | 0.19 | 0.86  | -0.29 | -0.18 | 1.00  |      |      |
| (16) NPL_ratio(%)              | 0.57  | -0.29 | 0.04  | -0.30 | -0.09 | -0.31 | -0.02 | -0.54 | -0.50 | -0.34 | 0.16 | -0.59 | -0.19 | 0.62  | -0.17 | 1.00 |      |
| (17) GDP_growth(%)             | 0.10  | 0.03  | -0.25 | -0.01 | -0.08 | 0.00  | -0.29 | 0.02  | 0.02  | 0.09  | 0.20 | -0.01 | -0.04 | -0.10 | 0.00  | 0.09 | 1.00 |

Note : 굵은 글씨체는 5% 이상의 수준에서 유의함을 의미한다.

기타 변수들을 살펴보면 주당순이익(*EPS*), 주당장부가치(*BPS*)의 평균값은 각각 1,726원, 35,045원이다. 한 주당 평균 주식가격(*Price*)은 27,278원이다. 토빈의 *Q* 평균값은 0.788로 제조기업에 비해 낮은 시장가치를 가지는 은행의 특성을 반영하고 있다. 나머지 변수들은 통제변수로 선행연구에서 보고한 값과 일관된다. 예를 들어, *ROA*와 자기자본비율(*Equity\_ratio*)의 평균값은 각각 0.006, 0.073이며, 부실채권 자연로그값의 평균은 20.173이다. 부실채권 비중과 GDP 성장률은 모두 %로 표시되어 있으며, 이들의 평균값은 각각 0.525%와 4.547%이다.

다음으로 <Table 3>은 변수 간 피어슨 상관관계를 제시하고 있다. 정상 대손충당금 변수들 간에는 유의한 양의 관계가, 비정상 대손충당금 변수들 간에도 상호 유의한 양의 관계가 있다. 반면, 정상과 비정상 대손충당금 사이에는 유의한 음의 상관관계가 관찰된다. 회귀분석의 종속변수인 주가와 토빈의 *Q* 변수와의 관계를 살펴보면 정상 대손충당금은 양의 관계가, 비정상 대손충당금은 음의 관계가 관찰된다. 이는 자본시장에서의 평가가 이 두 변수들 사이에 체계적인 차이가 있음을 시사한다. 기타 통제변수들과의 관계를 살펴보면, 대손충당금은 기업규모와 유의한 음의 관계가 있으며 자본비중과는 양의 관계가 있다. 흥미로운 것은 대손충당금은 고정이하여신의 수준과는 음의 관계가 있으나, 고정이하여신 비중과는 양의 관계가 있다. 이는 대손충당금 변수(*Allowance*)가 대출채권으로 스케일된 것이 기인하는 것으로 보인다.

## 2. 비정상 대손충당금의 추정과 시계열 추세

머신러닝 기법은 회계학 분야에서는 아직까지 기초적인 접근을 하고 있으나, 인접 학문에서는 상당한 방법론의 발전과 이를 적용한 연구결과를 제시하고 있다. 회계 분야에서 머신러닝을 적용한 몇몇 연구들을 소개하면 다음과 같다. 우선 Bertomeu et al.(2021)은 함수 형태에 대한 사전 예측이 제한적이며 변수를 다양하게 활용하는 회계학 분야가 머신러닝을 적용하기에 적합한 것으로 주장하고 있다. 동 연구는 중대한 회계 오류의 발생과 이러한 오류에 대한 예측에 머신러닝 알고리즘이 우수한 설명력을 가지고 있다고 보았다. 유사한 관점에서 나현종과 정태진(2022)은 회계부정의 예측에 앙상블 러닝(ensemble learning)과 RUSBoost 방법론을 적용하였을 때 예측력이 높아진다고 주장하고 있다. 본 연구와 같이 잔차의 추정에 머신러닝을 적용한 연구로 Choi et al.(2022)은 DNN(Deep Neural Network) 모델을 사용하여 감사보수의 비정상 수준을 추정하였다. 동 연구는 이와 같이 추정된 비정상 감사보수가 전통적인 OLS 회귀분석으로 추정한 값에 비해 이익조정과 더 밀접한 관련이 있음을 주장하였다. 은행의 부실채권이나 대손충당금 관점에서도 머신러닝을 적용한 연구들도 있다. Bellotti et al.(2021)은 트리기반의 머신러닝 기법들(boosted trees, random forests)을 이용하여 부실채권 회수율을 예측하였으며 이러한 접근법이 우수함을 보였다. 또한 이러한 알고리즘이 회수 가능성이 상이한 채무자에 대한 식별 가능성을 높임을 발견하였다. Abdullah et al.(2023)은 15개 개발도상국의 은행 자료를 분석한 결과,

보다 발전된 머신러닝 기법을 적용하는 것이 부실채권 예측력 향상에 도움을 주며 특히 랜덤 포레스트 방법이 가장 우수한 성능을 보인다고 주장하고 있다.

이상의 선행연구와 같이 회계정보 기반 예측이나 추정 등에 있어 머신러닝의 적용 가능성은 상당히 높다. 이에 본 연구는 전술한 식(1)의 잔차로 비정상 대손충당금을 추정하는 과정에서 머신러닝을 전통적인 OLS 방식과 함께 활용하였다.

<Figure 1>은 회귀분석, Random Forest, XGBoost를 각각 이용하여 잔차를 산출하는 과정에서 각 변수들의 활용도를 변수 중요도(feature importance)를 기반으로 제시한 것이다. 같은 자료를 활용하는 경우에도 서로 다른 산출 모델을 사용하면 변수들의 활용도는 달라진다.

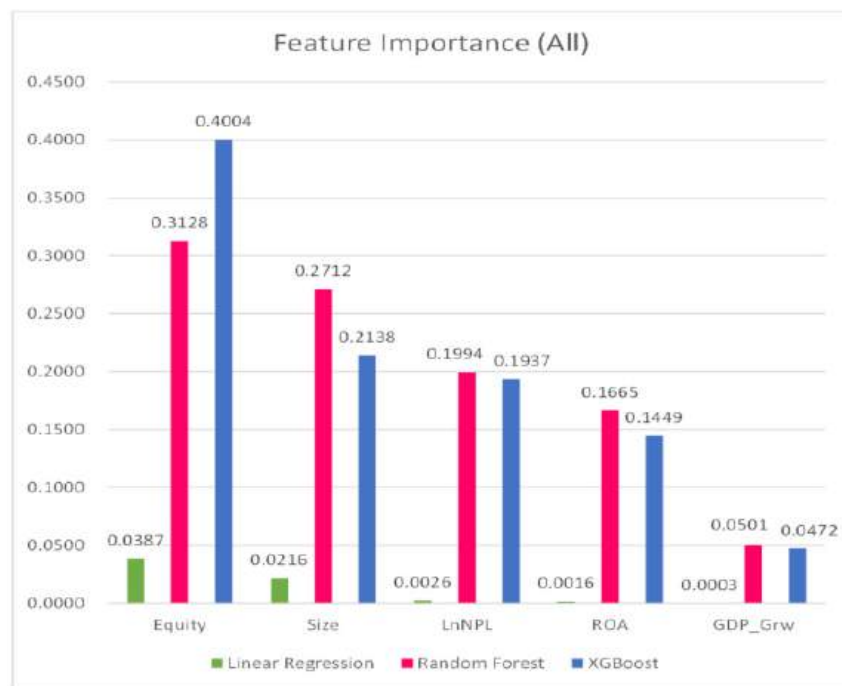
<Figure 1> 대손충당금 결정요인의 Feature Importance



<Figure 1>을 살펴보면, 변수 중요도는 자기자본비율(*Equity\_ratio*)이 0.0387로 가장 높으며, 다른 변수들의 값은 상대적으로 낮다. 반면, Random Forest, XGBoost 모델에서 변수 중요도는 자기자본비율이 여전히 가장 높으나 다른 변수들의 활용도 역시 회귀분석 모형에 비해 상대적으로 높다. 그 순서를 살펴보면 자기자본비율(*Equity\_ratio*), 기업규모(*Size*), 고정이하여신의 자연로그값(*LnNPL*), 총자산이익률(*ROA*), GDP 성장률(*GDP\_growth*)의 순으로 활용도가 높다.

다음으로, <Figure 2>는 비정상 대손충당금 결정변수의 중요도를 각 모형별로 비교한 것이다. 회귀분석 모형이 다른 두 머신러닝 기법에 비해 변수 활용도가 낮음을 시각적으로 보여준다. 이러한 결과는 회귀분석(OLS)보다 Random Forest, XGBoost 같은 트리 기반 모델에서 비선형성(non-linearity)과 변수 간 상호작용(interaction)을 반영할 가능성이 더 높기 때문이다. 또한 XGBoost 같은 부스팅 모델은 오차를 반복적으로 줄이면서 변수의 기여를 극대화할 수 있다.<sup>16)</sup> 이로 인해 변수 활용도는 트리 분할을 통해 비선형 관계와 변수 간 상호작용을 학습하여 활용하는 이 두 모델에서 상대적으로 큰 것으로 보인다.

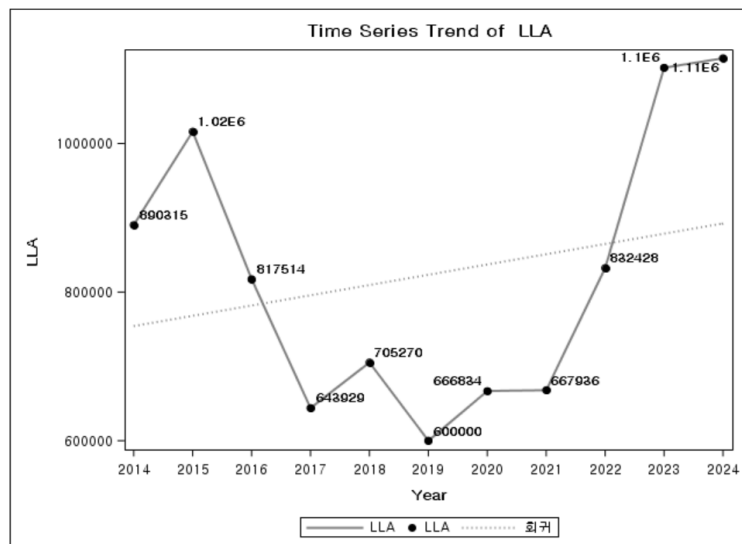
<Figure 2> 대손충당금 결정요인의 Feature Importance : 각 모형별 비교



16) 후술하는 가치관련성과 토빈의 Q 분석에서 머신러닝 기반의 잔차가 회귀분석에 비해 통계적으로 더 유의한 계수값을 보인다. 이는 Random Forest, XGBoost 모형이 상대적으로 회귀분석에 비해 변수의 활용도가 더 높아 산출되는 잔차의 효과가 더 높게 나타나는 것으로 판단된다.

이어지는 <Figure 3>~<Figure 6>은 대손충당금과 세 가지 모형으로 각각 추정한 비정상 대손충당금(잔차)의 표본기간 동안의 시계열 추세를 제시하고 있다. 우선 <Figure 3>은 표본 은행의 대손충당금 평균 금액(LLA)의 변동을 표본기간 동안에 걸쳐 보여준다. K-IFRS 도입 초기에는 발생손실 모형의 적용으로 대손충당금이 감소하였다가,<sup>17)</sup> 2011~2012년 저축은행 사태와 PF(Project Financing) 부실 등의 요인으로 대손충당금이 증가하는 추세에 있으며(박성종 등 2011 ; 김효진과 이기훈 2015 ; 김우열 등 2019), <Figure 3>을 통해 이러한 추세가 2015년까지 존재함을 확인할 수 있다. 이후 2016~2017년 기간은 상대적으로 충당금 규모가 감소하거나 안정화되는 추세를 보인다. 구체적으로, 대손충당금은 2014년에 8,903억원이었으며 그 값이 감소하여 2017년에는 6,439억원으로 감소하였다. 반면, IFRS 9의 도입 시점인 2018년에는 7,052억원으로 소폭 증가하였다.<sup>18)</sup> 다만, ECL 모형으로 대손충당금이 예상한 것보다 급격하게 증가하지는 않았는데, 이는 ECL 모형과 유사한 은행감독규정에 따라 발생손실 모형과 ECL 모형의 차이에 따라 발생하는 대손충당금 차액을 은행들이 대손준비금 항목으로 적립하여 유보하고 있었던 것에 기인하는 것으로 해석할 수 있다(금융감독원 보도자료 2015). 한편, 코로나19 전파가 시작된 2020년부터는 대손충당금 설정액이 다시 증가하는 추세에 있다. 이상의 대손충당금 설정액의 변동은 외생 요인에 따라 은행의 회계정책이 영향을 받고 있음을 시사한다.

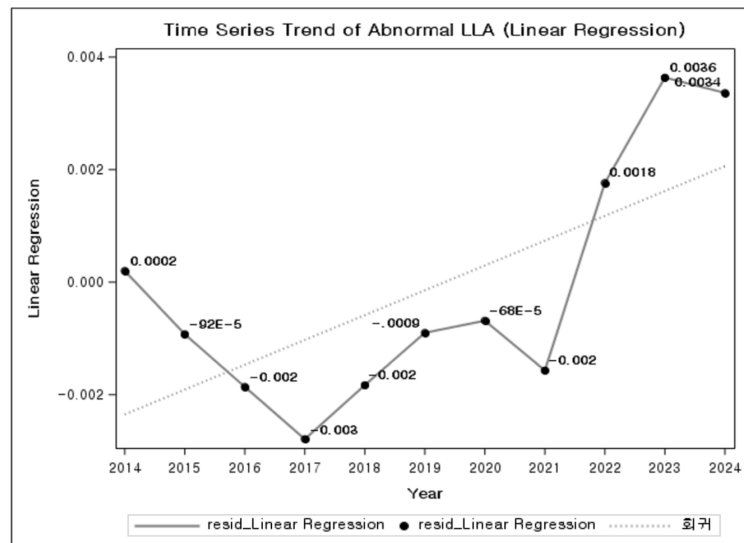
<Figure 3> 대손충당금의 시계열 추세 (단위 : 백만원)



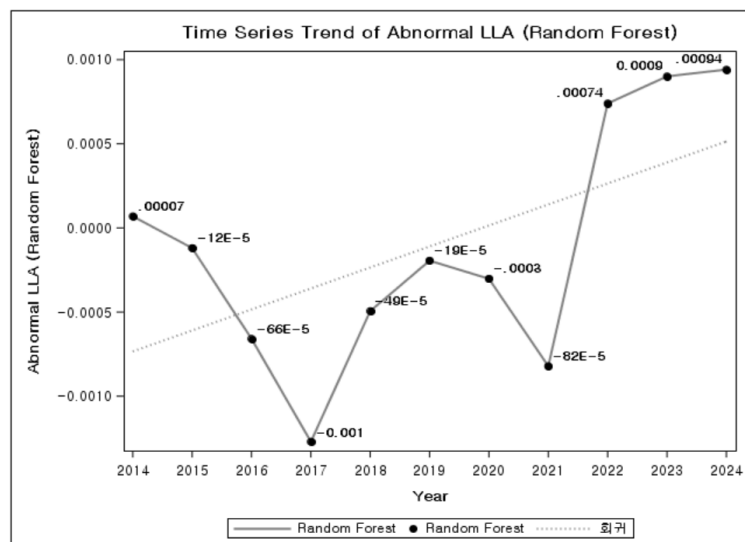
- 17) K-IFRS 도입 직후에는 발생손실 모형의 적용으로 객관적으로 손실이 인정되는 경우에 대손충당금을 설정할 수 있도록 하여 대손충당금 설정액이 감소하는 추세에 있었다(김효진과 이기훈 2015).
- 18) 이러한 결과는 은행을 표본으로 조사한 것은 아니지만, 일반 상장기업을 대상으로 한 조사에서 ECL 모형 적용 이후 일부 기업에서 대손충당금이 증가하였음을 발견한 김우열 등(2019)의 결과와 일관된다.

다음으로, <Figure 4, 5, 6>은 각각 회귀분석, Random Forest, XGBoost로 산출한 잔차 즉, 비정상 대손충당금의 표본기간 동안의 변동을 보여주고 있다. 이 변수는 전술한 식(1)의 잔차로 전체기간 동안의 평균은 0으로 수렴하나, 연도별로 비교하여 살펴보면 기간에 걸쳐 점차 그 값이 증가하는 추세에 있다.

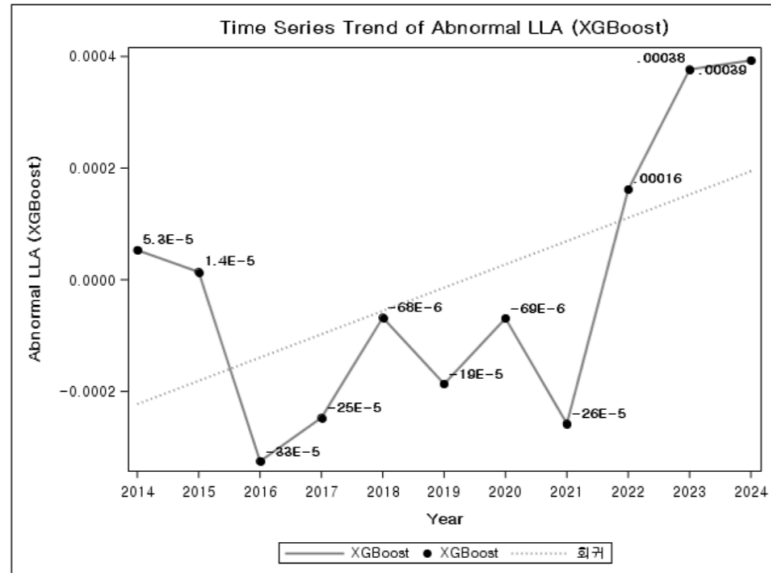
<Figure 4> 비정상 대손충당금의 시계열 추세 (Linear Regression)



<Figure 5> 비정상 대손충당금의 시계열 추세 (Random Forest)



〈Figure 6〉 비정상 대손충당금의 시계열 추세 (XGBoost)



구체적으로 살펴보면, 비정상 대손충당금은 2014년에서 2017년까지는 감소하는 추세를 보이다가 2018년부터 증가세로 변경되었다. 이후 기간을 살펴보면 OLS 모형과 XGBoost 모형에서는 2019년 대비 2020년에도 비정상 대손충당금이 증가하는 경향이 관찰된다. 이후 2021년에 감소하였다가 2022년에 다시 급격하게 증가하였으며, 이러한 추세는 세 모형에서 대체로 유사하게 나타나고 있다. 특히 세 모형에서 모두 시계열 추세선(점선으로 표시)을 그려보면 표본기간 동안에 걸쳐 비정상 대손충당금이 점차 상승하고 있음이 확인된다. 이러한 시계열 추세를 통해 본 연구의 가설 1과 2에서 예상한 바와 같이 비정상 대손충당금이 ECL 모형의 도입과 코로나19를 거치면서 점차 증가하고 있음을 확인할 수 있다.

### 3. ECL 모형 적용으로 인한 신용손실 조정금액

전술한 바와 같이 기업회계기준서 제1039호의 발생손실 모형(incurred loss model)은 객관적 증거가 있는 경우에만 손상을 인식하였다가 K-IFRS 제1109호 도입으로 인해 기대신용손실 모형(expected credit loss model)에 따라 손상을 인식하는 기준이 변경되었다. 국내 은행 역시 2018년 1월 1일부터 개정된 K-IFRS 제1109호를 적용함에 따라 회계정책이 변경되었으며, 재무제표에 인식될 금액이 수정되었다. 따라서 기준 변경으로 인해 동일한 금융상품에 대하여 추가적으로 인식되는 손실 금액을 살펴보는 것은 의미가 있을 것이다. 이는 실제로 은행들이 ECL 모형을 회계처리에 어떻게 적용하였는지를 횡단면적으로 살펴보는 것이다.

다만, K-IFRS 제1109호의 경과규정에 따라 비교표시 되는 전기말 및 전기 재무제표는 재작성되지 않았다.<sup>19)</sup> 그럼에도 불구하고 일부 은행은 2018년 사업보고서에 2017년 금융상품을 2018년의 새 기준 도입으로 재측정하는 경우 추가적으로 발생하는 기대신용손실 금액을 재무제표 주석으로 제시하였다. 본 연구는 이를 수작업으로 수집하여 그 금액을 살펴보았으며 이는 다음과 같다.

<Table 4>를 살펴보면, 2018년에 사업보고서를 보고한 10개 은행 중 5개 은행은 아래와 같이 ECL 모형 도입으로 인해 2017년 말 대손충당금이 기존 발생손실 모형에 비해 상향 조정되었음을 제시하였다.<sup>20)</sup> 은행들은 사업보고서에 대출채권 조정금액과 기타금융자산 조정금액을 구분하여 보고하고 있으며, 본 연구의 초점인 대출채권을 살펴보면, 가장 많이 조정된 K은행의 경우 2,671억원을 조정한 것으로 보고하고 있다. 이는 은행들이 새로운 손상 모형 적용으로 기존 대출채권의 손실을 상당 부분 상향 조정한 것으로 판단된다.

<Table 4> ECL 모형 적용으로 인한 기대신용손실 조정 금액 (단위 : 백만원)

| 은행   | ECL 조정 금액 (대손충당금) | ECL 조정 금액 (기타 금융자산) |
|------|-------------------|---------------------|
| H 은행 | 65,287            | 1,477               |
| S 은행 | 22                | 10                  |
| I 은행 | 78                | 0                   |
| J 은행 | 9,319             | 209                 |
| K 은행 | 267,141           | 723                 |

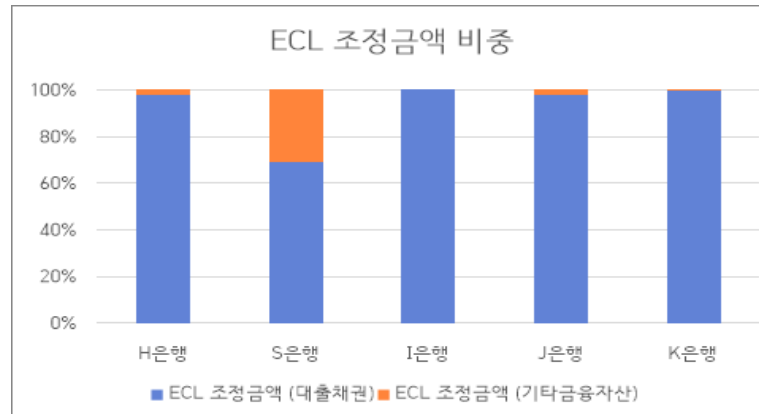
한편, <Figure 7>은 기대신용손실 조정금액을 각 표본 은행별로 100%로 두었을 때 이중 대출채권에 해당하는 조정금액의 비중이 어느 정도를 차지하는지를 시각화한 것이다. 대체로 은행들은 기타금융자산보다는 대출채권에서 많은 조정을 하고 있음을 확인할 수 있다.

이상의 조사결과를 요약하면, K-IFRS 제1109호의 적용은 같은 시점에 인식한 동일한 금융상품이라도 계상된 금액의 조정을 수반하였다. 상당수 은행이 ECL 모형 도입으로 기대신용손실 금액을 조정하였으며, 또한 조정된 금액은 대부분 대출채권에 기인하고 있다.

19) K-IFRS 제1109호의 적용은 소급적용이 원칙이나 금융상품의 손상의 경우 비교정보 재작성이 면제되는 등 일부 예외조항이 있어 대부분의 은행들은 2017년의 기대신용손실을 2018년 사업보고서에 비교표시하지는 않았다.

20) 나머지 5개 은행은 ECL 모형 도입으로 인해 추가적으로 조정되는 금액이 없다고 제시하였거나 혹은 ECL 조정 금액을 별도로 제시하지 않았다.

〈Figure 7〉 은행별 기대신용손실 조정 금액 비중 (대출채권 vs. 기타금융자산)



#### 4. ECL 모형 적용과 감사인의 대응 – 핵심감사사항

한편, 2018년 ECL 모형의 도입은 외부감사인으로서 하여금 감사위험으로 간주되었을 가능성이 있다. 특히 감사인은 재무제표 감사 과정에서 감사인이 특히 유의적으로 고려한 사항이 있는 경우 이를 핵심감사사항(Key Audit Matters, KAMs)으로 보고한다. KAM은 감사인이 지배기구와 커뮤니케이션한 사항 중에서 선별된 것으로 감사인이 해당 기업 재무제표 감사에서 가장 중점적으로 검토한 사항을 의미한다. 선행연구는 KAM의 보고가 감사보수, 감사시간 및 감사품질 등에 영향을 미쳐 감사인이 인지하는 감사위험과 체계적인 관련이 있음을 실증하고 있다(Zeng et al. 2021 ; 최승욱 2022).

이에 본 연구는 은행이 보고한 사업보고서상의 감사보고서를 수집하여 확인하였으며, 실제로 해당 사항을 감사보고서상 핵심감사사항으로 기재한 은행들이 있음을 발견하였다. 2018년의 사업보고서를 검토한 결과 본 연구 표본 은행 중 3개 은행의 감사보고서에는 해당 내용이 <Table 5>에서와 같이 핵심감사사항으로 기재되어 있으며 이는 감사인이 이를 중요한 감사위험으로 인지하고 있음을 시사한다. 감사위험으로는 신용손실충당금, 대출채권 평가, 대출채권 손상 등을 보고한 사례가 있다. 구체적으로 살펴보면, 개별평가 대상 대출채권 선정 방법, 기대신용손실 불확실성, 신용위험이 유의적으로 증가한 가계 및 기업 대출의 완전한 식별 및 분류, 신용손실충당금의 적정성 평가, 신용위험요소에 대한 경영진의 추정 근거 검토 등이 핵심감사사항으로 보고되었다.

이상의 내용을 요약하면, 개별 은행의 감사보고서에 ECL 모형이 기존의 모형에 비해 더 복잡하고, 경영진의 추정 및 판단과 같은 주관적 추정에 근거하는 경향이 있어 이를 외부감사인이 핵심감사사항 보고하는 경향이 있음이 확인된다.

〈Table 5〉 K-IFRS 제1109호 도입으로 인한 ECL 모형의 적용과 핵심감사사항

| 은행  | 핵심감사사항                            | 중요 왜곡표시 위험                                                                                                                      | 핵심감사사항에 대응하기 위해 수행한 감사절차                                                                                                                                                                                                                |
|-----|-----------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| B은행 | 상각후원가 측정 대출채권의 개별평가 대상 신용손실충당금    | - 2018년부터 적용되는 기업회계기준서 제 1109호(금융상품)의 ‘손상’ 기준은 기존에 적용되었던 기업회계기준서 제1039호에 비해 상대적으로 더 복잡하며, 보다 높은 경영진의 해석과 판단 요구                  | - 개별평가 대상 대출채권 선정 방법, 기대신용손실 산출 시 적용하는 데이터에 대한 불확실성 평가 및 중요왜곡표시위험 확인<br>- 대출채권의 완전성 및 기대신용손실의 정확성 확인                                                                                                                                    |
|     | 대출채권 손상-집합평가 및 개별평가 대상 신용손실충당금 평가 | - 부도율에 대한 핵심적 가정과 산출 모델<br>- 신용위험이 유의적으로 증가한 가계 및 기업 대출의 완전한 식별 및 분류<br>- 미래현금흐름의 발생금액과 발생시점 및 할인율 추정 시 주관의 개입                  | - 부도율의 산정과 관련된 회사의 내부통제를 평가하였으며, 감사인 측 신용위험전문가를 활용하여 회사의 신용평가모형과 부도율의 통계적 유의성 및 적정성을 점검<br>- 신용손실충당금의 적정성 평가를 위한 분석적 절차를 수행하였으며, 표본을 추출하여 신용위험이 유의적으로 증가한 채권이 적절히 분류되었는지를 점검<br>- 미래현금흐름에 반영되는 담보물건의 회수예상금액이 합리적으로 산출되었는지 확인            |
|     | 상각후원가 측정 대출채권의 기대신용손실 충당금         | - 개별평가 기대신용손실은 경영진의 추정 및 판단이 포함되는 정도가 상대적으로 높은 차주별 미래현금흐름의 추정에 근거하여 측정<br>- 집합평가 기대신용손실은 다양하고 복잡한 투입변수 및 가정 등에 경영진의 추정 및 판단이 포함 | - 경영진이 개별평가 대손충당금 산정을 위하여 설계, 적용하고 있는 내부통제에 대한 이해 및 평가<br>- 대손충당금 적립율 등 주요 재무지표에 대한 분석적 검토<br>- 샘플링 된 표본에 대하여 미래현금흐름 추정 근거에 대한 질문 및 문서검사, 주요 가정의 합리성 검토<br>- STAGE분류에 필요한 주요 정보를 샘플링하여 신뢰성 검토 및 분류 재수행 검증<br>- 신용위험요소에 대한 경영진의 추정 근거 검토 |

## 5. 가치관련성 회귀분석 결과

본 연구의 세 번째 가설에서는 앞에서 발견한 비정상적으로 높아진 대손충당금의 수준이 자본시장에서 어떻게 인지되고 있는지를 조사한다. 즉, 비정상 대손충당금의 가치관련성과 기업가치에 미치는 영향이 기대신용손실(ECL) 모형과 코로나19 팬데믹과 같은 외생 요인들에 의해 기간별로 다르게 나타나는지 조사한다.

우선, 가치관련성 모형을 조사한 결과를 <Table 6>에 제시한다.

<Table 6> 비정상 대손충당금과 가치관련성

| Independent variable             | Dependent variable = Price |                         |                        |
|----------------------------------|----------------------------|-------------------------|------------------------|
|                                  | (1)                        | (2)                     | (3)                    |
|                                  | OLS Regression             | Random Forest           | XGBoost                |
| <i>Intercept</i>                 | -3923.893**<br>(-2.08)     | -3712.874**<br>(-2.23)  | -3963.606**<br>(-2.22) |
| <i>EPS</i>                       | 8.516**<br>(2.42)          | 7.764**<br>(2.56)       | 7.749**<br>(2.48)      |
| <i>BPS</i>                       | 0.719***<br>(5.19)         | 0.726***<br>(5.38)      | 0.745***<br>(5.15)     |
| <i>Normal_LL</i>                 | 885.698*<br>(1.84)         | 439.139<br>(1.63)       | 508.522**<br>(2.32)    |
| <i>Abnormal_LL</i>               | 3622.191<br>(1.17)         | 6476.351***<br>(4.21)   | 13640***<br>(2.50)     |
| <i>Post</i>                      | -20.415<br>(-0.01)         | -259.081<br>(-0.12)     | -38.840<br>(-0.02)     |
| <i>EPS</i> × <i>Post</i>         | -3.751<br>(-0.95)          | -3.038<br>(-0.86)       | -3.023<br>(-0.84)      |
| <i>BPS</i> × <i>Post</i>         | -0.163<br>(-0.95)          | -0.167<br>(-0.98)       | -0.185<br>(-1.04)      |
| <i>Normal_LL</i> × <i>Post</i>   | -761.942<br>(-1.56)        | -313.958<br>(-1.12)     | -384.161<br>(-1.63)    |
| <i>Abnormal_LL</i> × <i>Post</i> | -3556.033<br>(-1.14)       | -6140.806***<br>(-3.40) | -13304**<br>(-2.41)    |
| F-value                          | 35.06***                   | 35.74***                | 35.83***               |
| No. of observations              | 61                         | 61                      | 61                     |
| Adjusted R <sup>2</sup>          | 0.8363                     | 0.8390                  | 0.8393                 |

〈Table 6〉 비정상 대손충당금과 가치관련성 (계속)

| Panel B. COVID-19의 효과(IFRS 9 도입 이후 기간의 표본을 이용한 조사) |                          |                      |                        |
|----------------------------------------------------|--------------------------|----------------------|------------------------|
| Independent variable                               | Dependent variable=Price |                      |                        |
|                                                    | (1)<br>OLS Regression    | (2)<br>Random Forest | (3)<br>XGBoost         |
| <i>Intercept</i>                                   | -10720**<br>(-2.60)      | 10968**<br>(-2.45)   | -10583**<br>(-2.64)    |
| <i>EPS</i>                                         | -4.054<br>(-0.92)        | -8.055*<br>(-1.80)   | -5.022<br>(-1.20)      |
| <i>BPS</i>                                         | 1.360***<br>(3.94)       | 1.474***<br>(3.98)   | 1.372***<br>(4.16)     |
| <i>Normal_LL</i>                                   | 372.874**<br>(2.12)      | 92.807<br>(0.49)     | -240.433<br>(-0.76)    |
| <i>Abnormal_LL</i>                                 | 5013.401**<br>(2.06)     | 876.010*<br>(1.74)   | 4904.789*<br>(1.83)    |
| <i>Post</i>                                        | 5919.215<br>(1.33)       | 6150.344<br>(1.29)   | 5930.733<br>(1.36)     |
| <i>EPS</i> × <i>Post</i>                           | 10.331**<br>(2.16)       | 14.332***<br>(2.94)  | 11.360**<br>(2.48)     |
| <i>BPS</i> × <i>Post</i>                           | -0.906**<br>(-2.51)      | -1.020***<br>(-2.66) | -0.928**<br>(-2.69)    |
| <i>Normal_LL</i> × <i>Post</i>                     | -231.022<br>(-1.22)      | 58.901<br>(0.29)     | 392.736<br>(1.22)      |
| <i>Abnormal_LL</i> × <i>Post</i>                   | -5039.147**<br>(-2.06)   | -1615.463<br>(-1.45) | -5797.341**<br>(-2.13) |
| F-value                                            | 29.79***                 | 28.81***             | 30.02***               |
| No. of observations                                | 42                       | 42                   | 42                     |
| Adjusted R <sup>2</sup>                            | 0.8634                   | 0.8593               | 0.8643                 |

Note : 괄호 안의 t-value는 heteroscedasticity consistency로 조정된 값이다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다(two-tailed). 만단위 이상의 계수값은 지면 관계상 소수점이 생략되어 있다.

표에서 종속변수는 주가를 발행주식수로 나눈 값(Price)이다. 패널 A는 IFRS 9 도입 전후를 *Post* 변수로 구분하여 조사한 것이다. 모형 (1), (2), (3)은 각각 회귀분석, Random Forest, XGBoost 방식으로 비정상 대손충당금을 추정된 값을 이용한 결과이다. *Normal\_LL* 변수는 정상 대손충당

금으로 세 모형에서 모두 양의 방향으로 유의한 계수값을 보이고 있다.<sup>21)</sup> 또한 비정상 대손충당금 변수(*Abnormal\_LL*P) 역시 모형 (2), (3)에서 유의한 양의 계수값이 관찰된다. 이는 IFRS 9 적용 전에는 정상 및 비정상 대손충당금이 모두 주가에 양의 방향으로 반영되고 있음을 의미한다. 이와 같이 대손충당금이 양의 값을 가지는 것은 이 계정이 은행의 보수적 회계처리와 관련이 있으며 또한 디폴트 위험 등 은행의 위험을 자본시장에 적시에 공시하는 신호 효과(signaling)를 가지고 있음을 발견한 선행연구와 일관된다(Liu et al. 1997 ; Morris et al. 2016).

한편, IFRS 9는 은행의 신용위험 환경과 회계정보 제공 방식에 큰 변화를 야기하였을 것으로 판단되며, 이에 *Post* 변수와 회계정보 변수들을 상호작용(interaction)하여 그 효과를 살펴보았다. 그 결과, 순이익이나 장부가치의 상호작용 변수들은 유의한 계수값이 관찰되지 않았다. 또한 *Normal\_LL*P×*Post* 변수 역시 세 모형에서 모두 유의하지 않다. 이와 같이 상호작용 변수들이 유의하지 않은 것은 IFRS 9의 도입이 일반적인 손익계산서와 재무상태표 계정에 미치는 영향은 제한적임을 의미한다. 반면, *Abnormal\_LL*P×*Post* 변수는 모형 (2), (3)에서 음의 방향으로 유의한 계수값이 관찰된다. 예를 들어, 모형 (2)에서 이 변수의 계수값은 -6140.806이며 이는 IFRS 9 도입 이후 비정상 대손충당금이 주가를 약 6,140원 떨어뜨리는 효과가 있음을 의미한다. *Normal\_LL*P 변수와 *Abnormal\_LL*P 변수는 양의 값을 가지나, 이 두 변수와 *Post* 변수와의 상호작용항이 음의 값을 가지는 것은 ECL 모형 도입 전에는 정상 및 비정상 대손충당금이 자본시장에서 주가 상승에 영향을 미치고 있으나, ECL 모형 도입 후에는 그러한 효과가 감소함을 시사한다.<sup>22)</sup> 이러한 결과는 ECL 모형 도입으로 과도하게 계상되었을 가능성이 있는 대손충당금의 가치관련성이 감소하였음을 의미한다. 즉, ECL 모형에 포함된 손실 인식의 재량성이 회계정보의 가치관련성을 줄일 수 있다는 해외 선행연구의 주장과 일관된다(Mechelli and Cimini 2021 ; Zampella and Ferri 2024).

한편, <Table 6>의 패널 B는 코로나19가 전파되기 시작한 2020년 전과 후를 *Post* 변수로 구분하여 조사한 결과를 제시한다. 이 기간은 IFRS 9의 적용 기간과 중복되는데, 본 연구는 IFRS 9의 적용과 코로나19의 전파가 모두 비정상 대손충당금의 가치관련성 감소에 영향을 미칠 것으로 예상하므로, 두 효과를 비교하기 위해 표본을 IFRS 9 적용 이후로 제한하여 조사한다. 분석 결과, 코로나19 팬데믹 이후 비정상 대손충당금의 가치관련성은 증분적으로 감소하고 있다.

<Table 6>의 결과를 요약하면, ECL 모형의 도입과 코로나19로 인한 불확실성 증대로 인해 비정상적인 대손충당금 수준이 증가하였으며, 이러한 회계정보가 가지는 양의 가치관련성이 최근으로 올수록 약화되고 있는 것으로 해석된다. 이러한 조사결과는 정책 및 감독기관에 회계기준

21) 모형 (2)에서도 단측검정(one-tailed)에서 10% 수준으로 유의하다.

22) 다시 말해, 상호작용 변수인 *Normal\_LL*P×*Post* 변수와 *Abnormal\_LL*P×*Post* 변수가 음의 계수값을 가지는 것에 대한 해석은 정상, 비정상 대손충당금이 주가를 떨어뜨리는 것이 아니라 주가를 높이는 효과가 감소함을 의미한다.

의 적용과 개선에 대한 시사점을 제공한다.<sup>23)</sup>

다음으로 <Table 7>은 비정상 대손충당금이 기업가치에 미치는 영향을 조사한 결과를 제시한다. 전술한 표와 같이 패널 A, B는 각각 IFRS 9 도입과 코로나19 전과 전과 후를 조사한 것이다. 우선, 패널 A의 결과를 살펴보면 IFRS 9 도입 이전 기간에는 정상, 비정상 대손충당금 변수 (*Normal\_LL*P, *Abnormal\_LL*P)가 모두 유의한 양의 값을 보여 기업가치 증가와 관련이 있음이 관찰된다. 그러나 *Post* 변수와의 상호작용항은 음의 계수값을 보이며, 특히 비정상 대손충당금 변수가 세 모형에서 모두 유의한 음의 값을 보인다. 이와 같이 기저변수인 정상, 비정상 대손충당금 변수와 이 변수들과 *Post* 변수와의 상호작용 변수가 각각 양, 음의 값을 보이는 것은 비정상 대손충당금과 기업가치와의 양의 관계가 IFRS 9 도입 이후 증분적으로 약화되었음을 시사한다.

한편, 패널 B에서 IFRS 9 도입 이후 코로나19 팬데믹의 추가적인 효과를 코로나19 전과 이전과 이후를 구분하여 조사하였다. 그 결과, 비정상 대손충당금에 의한 코로나19 전과 기간의 추가적인 기업가치 감소는 발견되지 않았다. 이를 패널 A의 결과와 함께 해석하면, IFRS 9 적용으로 비정상 대손충당금이 기업가치 감소에 영향을 미쳤는데, 코로나19 기간에 기업가치가 이보다 더 증분적으로 감소하지는 않았음을 의미한다.

<Table 7> 비정상 대손충당금과 기업가치

| Panel A. IFRS 9의 도입 효과            |                               |                      |                      |
|-----------------------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|
| Independent variable              | Dependent variable= <i>TQ</i> |                      |                      |
|                                   | (1)<br>OLS Regression         | (2)<br>Random Forest | (3)<br>XGBoost       |
| <i>Intercept</i>                  | 0.958<br>(1.02)               | 1.197<br>(1.10)      | 1.045<br>(1.09)      |
| <i>Normal_LL</i> P                | 0.033***<br>(4.20)            | 0.012**<br>(2.34)    | 0.015***<br>(3.79)   |
| <i>Abnormal_LL</i> P              | 0.135***<br>(2.99)            | 0.114**<br>(2.20)    | 0.366***<br>(2.76)   |
| <i>Post</i>                       | -2.814*<br>(-1.83)            | -3.105*<br>(-1.88)   | -2.840*<br>(-1.81)   |
| <i>Normal_LL</i> P× <i>Post</i>   | -0.027***<br>(-3.45)          | -0.006<br>(-1.20)    | -0.010**<br>(-2.27)  |
| <i>Abnormal_LL</i> P× <i>Post</i> | -0.133***<br>(-2.94)          | -0.142***<br>(-2.64) | -0.367***<br>(-2.76) |

23) 별도의 표로 보고하지는 않았으나, 패널 B의 코로나19 분석에서 전체기간을 표본으로 활용하여도 코로나19 전과 이후 비정상 대손충당금의 가치관련성은 음의 계수값을 보여 그 이전 기간에 관찰되었던 양의 가치관련성이 약화되는 경향을 보였다.

〈Table 7〉 비정상 대손충당금과 기업가치 (계속)

| Independent variable              | Dependent variable= $TQ$ |                      |                     |
|-----------------------------------|--------------------------|----------------------|---------------------|
|                                   | (1)<br>OLS Regression    | (2)<br>Random Forest | (3)<br>XGBoost      |
| <i>Size</i>                       | 0.085<br>(0.50)          | 0.006<br>(0.03)      | 0.049<br>(0.28)     |
| <i>ROA</i>                        | 72.359**<br>(2.52)       | 69.962**<br>(2.25)   | 68.948**<br>(2.38)  |
| <i>Equity_ratio</i>               | -23.354*<br>(-1.67)      | -16.843<br>(-1.18)   | -22.317*<br>(-1.75) |
| <i>LnNPL</i>                      | -0.050<br>(-0.25)        | 0.017<br>(0.07)      | -0.012<br>(-0.06)   |
| <i>NPL_ratio</i>                  | 0.217<br>(1.62)          | 0.111<br>(0.89)      | 0.187<br>(1.64)     |
| <i>Size</i> × <i>Post</i>         | -0.129<br>(-0.63)        | -0.053<br>(-0.22)    | -0.100<br>(-0.47)   |
| <i>ROA</i> × <i>Post</i>          | 56.086<br>(1.52)         | 63.140<br>(1.61)     | 59.138<br>(1.59)    |
| <i>Equity_ratio</i> × <i>Post</i> | 26.468*<br>(1.76)        | 19.929<br>(1.30)     | 25.283*<br>(1.82)   |
| <i>LnNPL</i> × <i>Post</i>        | 0.186<br>(0.78)          | 0.124<br>(0.45)      | 0.154<br>(0.63)     |
| <i>NPL_ratio</i> × <i>Post</i>    | -0.262*<br>(-1.69)       | -0.159<br>(-1.08)    | -0.237*<br>(-1.70)  |
| F-value                           | 3.80***                  | 3.77***              | 3.88***             |
| No. of observations               | 61                       | 61                   | 61                  |
| Adjusted R <sup>2</sup>           | 0.4114                   | 0.4093               | 0.4189              |

Panel B. COVID-19의 효과(IFRS 9 도입 이후 기간의 표본을 이용한 조사)

| Independent variable | Dependent variable= $TQ$        |                                  |                                 |
|----------------------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
|                      | (1)<br>OLS Regression           | (2)<br>Random Forest             | (3)<br>XGBoost                  |
| <i>Intercept</i>     | 0.227<br>(0.14)                 | -0.311<br>(-0.15)                | 0.189<br>(0.13)                 |
| <i>Normal_LL</i>     | <b>0.002</b><br><b>(0.32)</b>   | <b>0.008</b><br><b>(1.39)</b>    | <b>0.012*</b><br><b>(1.91)</b>  |
| <i>Abnormal_LL</i>   | <b>-0.058</b><br><b>(-0.78)</b> | <b>-0.128*</b><br><b>(-1.80)</b> | <b>-0.086</b><br><b>(-1.00)</b> |

〈Table 7〉 비정상 대손충당금과 기업가치 (계속)

| Independent variable               | Dependent variable = <i>TQ</i> |                                 |                                 |
|------------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                                    | (1)<br>OLS Regression          | (2)<br>Random Forest            | (3)<br>XGBoost                  |
| <i>Post</i>                        | -5.657**<br>(-2.29)            | -5.160*<br>(-1.93)              | -5.438**<br>(-2.29)             |
| <i>Normal_LL</i> P × <i>Post</i>   | <b>0.001</b><br><b>(0.18)</b>  | <b>-0.004</b><br><b>(-0.69)</b> | <b>-0.008</b><br><b>(-1.27)</b> |
| <i>Abnormal_LL</i> P × <i>Post</i> | <b>0.054</b><br><b>(0.74)</b>  | <b>0.094</b><br><b>(1.09)</b>   | <b>0.071</b><br><b>(0.82)</b>   |
| <i>Size</i>                        | -0.067<br>(-0.41)              | -0.173<br>(-0.60)               | -0.081<br>(-0.50)               |
| <i>ROA</i>                         | 380.782**<br>(2.32)            | 732.782**<br>(2.47)             | 430.727***<br>(2.74)            |
| <i>Equity_ratio</i>                | -14.574<br>(-1.31)             | -36.661<br>(-1.64)              | -17.114<br>(-1.65)              |
| <i>LnNPL</i>                       | 0.050<br>(0.32)                | 0.188<br>(0.60)                 | 0.064<br>(0.41)                 |
| <i>NPL_ratio</i>                   | -0.136<br>(-1.01)              | -0.046<br>(-0.28)               | -0.136<br>(-1.15)               |
| <i>Size</i> × <i>Post</i>          | -0.127<br>(-0.55)              | -0.003<br>(-0.01)               | -0.125<br>(-0.54)               |
| <i>ROA</i> × <i>Post</i>           | -192.955<br>(-1.15)            | -545.301*<br>(-1.83)            | -245.528<br>(-1.52)             |
| <i>Equity_ratio</i> × <i>Post</i>  | 26.369*<br>(-1.97)             | 48.528**<br>(2.12)              | 28.598**<br>(2.25)              |
| <i>LnNPL</i> × <i>Post</i>         | 0.414*<br>(1.72)               | 0.255<br>(0.73)                 | 0.408*<br>(1.69)                |
| <i>NPL_ratio</i> × <i>Post</i>     | 0.062<br>(0.32)                | -0.013<br>(-0.06)               | 0.052<br>(0.29)                 |
| F-value                            | 3.73***                        | 4.37***                         | 3.76***                         |
| No. of observations                | 42                             | 42                              | 42                              |
| Adjusted R <sup>2</sup>            | 0.5001                         | 0.5525                          | 0.5028                          |

Note : 괄호 안의 t-value는 heteroscedasticity consistency로 조정된 값이다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다(two-tailed). F-test 결과에는 P-value가 보고되어 있다.

## 6. Vuong test 결과

다음으로 본 연구는 ECL 모형 도입 전과 후에 비정상 대손충당금의 가치관련성이 어떻게 변화하였는지를 Vuong test를 통해 검증한다. 선행연구는 특정 변수의 설명력이 유의하게 증가하였는지를 수정  $R^2$ 의 증가로 살펴본다(e.g. Brown and Sivakumar 2003). 특히 이는 가치관련성 조사에서 자주 사용되는 방법이다.<sup>24)</sup> 이에 본 연구도 표본기간을 기대신용손실(ECL) 모형 도입 전과 후로 구분하고 각 기간에서 비정상 대손충당금(*Abnormal\_LL*P)을 모형에 포함하였을 때, 수정  $R^2$ 가 증가 혹은 감소하였는지, 그 통계적 효과는 어떠한지를 Vuong z-statistic으로 살펴본다.<sup>25)</sup>

분석결과는 <Table 8>에 제시되어 있다. 우선 패널 A는 ECL 모형 도입 이전의 기간을 대상으로 비정상 대손충당금의 설명력을 조사한 것이다. 세 개의 모형은 각각 비정상 대손충당금을 회귀분석, Random Forest, XGBoost로 산출한 결과를 제시한다. Vuong z-statistic은 모두 양의 값을 가지며, 비정상 대손충당금을 모형에 포함하기 전에 비해 포함한 후에 수정  $R^2$ 가 높아졌다. 다만, Random Forest의 결과에서만 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

패널 B는 ECL 모형 도입 이후 기간의 효과를 조사한 것이다. 세 모형에서 모두 Vuong z-statistic 음의 값을 가져 수정  $R^2$ 가 감소되었음을 의미하고 있다. 다만, 통계적으로 유의하지는 않다. 이상의 결과는 전술한 결과와 같이 비정상 대손충당금의 가치관련성이 ECL 모형 도입 이전에 더 높았을 가능성을 시사한다. 그러나 적은 표본 수 등의 한계로 인해 통계적 유의성은 높지 않다.

<Table 8> Vuong test를 이용한 비정상 대손충당금의 가치관련성 조사

| Panel A. Pre-ECL 기간                       |            |               |              |
|-------------------------------------------|------------|---------------|--------------|
| (1) OLS Regression 설명변수                   | Adj. $R^2$ | Adj. $R^2$ 차이 | Vuong z-stat |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL</i> P              | 0.8131     | 0.0046        | 0.438        |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL, Abnormal_LL</i> P | 0.8177     |               |              |
| (2) Random Forest 설명변수                    | Adj. $R^2$ | Adj. $R^2$ 차이 | Vuong z-stat |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL</i> P              | 0.8174     | 0.0059        | 1.564*       |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL, Abnormal_LL</i> P | 0.8233     |               |              |
| (3) XGBoost 설명변수                          | Adj. $R^2$ | Adj. $R^2$ 차이 | Vuong z-stat |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL</i> P              | 0.8181     | 0.0064        | 1.213        |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL, Abnormal_LL</i> P | 0.8245     |               |              |

24) Vuong test를 제안해 준 익명의 심사자에게 감사드린다.

25) 코로나19에 대한 조사는 코로나19 이후의 기간이 짧아 표본 수가 매우 적기 때문에 모형의 수정  $R^2$  차이를 살펴보는데 한계가 있다. 이에 <Table 8>의 조사는 기대신용손실 모형 적용 전후 비교에 국한하여 살펴본다.

〈Table 8〉 Vuong test를 이용한 비정상 대손충당금의 가치관련성 조사 (계속)

| Panel B. Post-ECL 기간                    |                    |                       |              |
|-----------------------------------------|--------------------|-----------------------|--------------|
| (1) OLS Regression 설명변수                 | Adj.R <sup>2</sup> | Adj.R <sup>2</sup> 차이 | Vuong z-stat |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL</i>              | 0.8525             | -0.0039               | -0.272       |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL, Abnormal_LL</i> | 0.8486             |                       |              |
| (2) Random Forest 설명변수                  | Adj.R <sup>2</sup> | Adj.R <sup>2</sup> 차이 | Vuong z-stat |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL</i>              | 0.8524             | -0.0038               | -0.233       |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL, Abnormal_LL</i> | 0.8486             |                       |              |
| (3) XGBoost 설명변수                        | Adj.R <sup>2</sup> | Adj.R <sup>2</sup> 차이 | Vuong z-stat |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL</i>              | 0.8524             | -0.0038               | -0.120       |
| <i>EPS, BPS, Normal_LL, Abnormal_LL</i> | 0.8486             |                       |              |

Note : \*는 10% 수준에서 유의함을 의미한다(one-tailed).

## 7. 표본을 확장한 분석

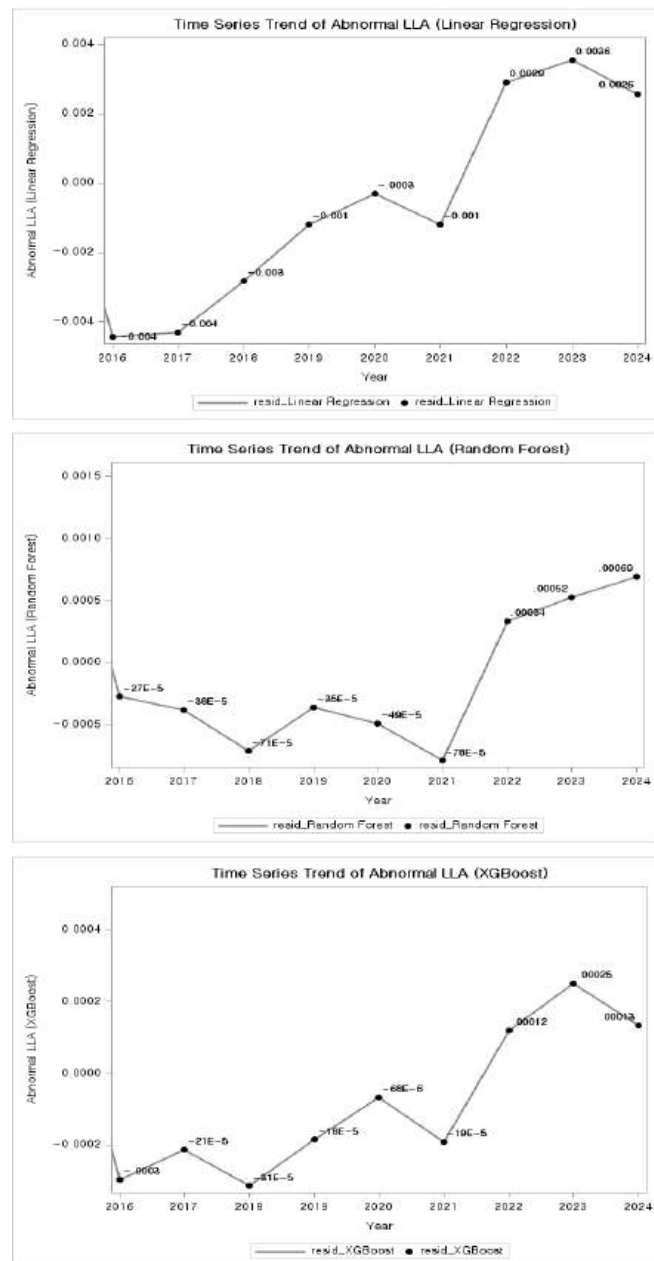
본 연구 실증분석의 한계점 중 하나는 표본 수가 적다는 것이다. 즉, 은행의 수가 일반기업에 비해 적고 따라서 은행의 대손충당금 회계처리를 살펴보는데 있어 분석 대상이 되는 표본의 수가 적다는 어려움이 있다. 본 연구는 이를 보완하기 위하여 부트스트랩(Bootstrap) 방법을 이용하여 표본 데이터를 증폭하여 분석결과를 재조사하였다. 부트스트랩은 표본 데이터를 이용해 모집단의 특성을 추정하기 위한 비모수적 재표본(resampling) 기법의 하나로, 원본 표본으로부터 동일한 크기의 표본을 복원추출하여 여러 번 반복적으로 새로운 표본 집단(부트스트랩 표본)을 생성하고, 각 표본에서 통계량(회귀계수나 잔차 등)을 계산해 분포를 추정하는 방법이다. 본 연구는 부트스트랩을 통해 표본을 100번에 걸쳐 추출하여 원표본의 100배에 해당하는 자료를 구축하였다. 이러한 재추출 표본을 이용하여 비정상 대손충당금의 가치관련성을 재분석하였다. 별도의 표로 제시하지는 않았으나 원표본(61개)을 확장한 표본(6,100개)을 이용한 분석결과에서도 비정상 대손충당금은 IFRS 9 도입 이후나 코로나19 이후에 가치관련성이 감소하고 있음을 발견하였다.

마지막으로 본 연구는 표본 은행의 수를 확장하여 조사한다. 구체적으로, 전술한 비정상 대손충당금의 시계열 추세를 이후의 가치관련성 분석이 가능한 표본을 대상으로 하였으나, 가치관련성 관련 변수가 없더라도 비정상 대손충당금의 추정이 가능한 표본으로 은행을 확장하여 이를 다시 조사한다.<sup>26)</sup> 조사결과는 <Figure 8>에 제시되어 있다. 은행 표본을 확장하여도 회귀분석,

26) 즉, 시중은행으로 전환 전에 지방은행이었던 대구은행과 특수은행(수협은행, 중소기업은행, 산업은행, 수출입은행) 등을 포함하여 표본을 확장한다. 이때, 신규로 추가된 수협은행 등이 은행조직으로 출범한 시점이 2016년부터이므로 이들의 재무자료가 수집되는 2016년부터를 분석기간으로 한다.

Random Forest, XGBoost로 산출한 비정상 대손충당금은 표본기간 동안 증가하는 추세에 있다. 이는 본 연구의 전술한 결과와 일관된다.

〈Figure 8〉 확장 표본의 비정상 대손충당금 시계열 추세  
(Linear Regression, Random Forest, XGBoost)



## V. 결 론

본 연구는 2018년에 도입된 IFRS 9(K-IFRS 제1109호)의 기대신용손실(ECL) 모형이 은행의 대손충당금에 미친 영향을 분석하였다. ECL 모형은 손실이 실현된 이후에만 인식이 가능하도록 한 기존의 발생손실 모형과는 다르게 미래 손실을 선제적으로 평가 및 인식할 수 있게 하였다. 본 연구는 이러한 ECL 모형이 실제로 외부 충격에 효과적으로 대응하였는지에 대한 실증적 증거를 제공하기 위해 이중차분법을 이용하여 그 효과를 조사한다. 특히, 비정상 대손충당금을 추정하여 대손충당금의 재량적 사용 가능성과 그에 따른 정보 왜곡 여부를 조사하여 관계기관과 회계기준 제정자에게 실무적 시사점을 제공하는 것을 목적으로 한다.

국내 은행 자료를 활용하여 조사한 결과, ECL 모형 도입 이후 비정상 대손충당금은 유의하게 증가하였으며, 이러한 추세는 코로나19 팬데믹 기간에도 지속되었다. 또한 비정상 대손충당금은 ECL 모형 도입 이전에는 주가와 긍정적인 가치관련성을 보였으나, 도입 이후에는 그러한 가치관련성이 점차 약화되는 경향을 나타냈다. 이는 토빈의 Q를 기업가치에 대한 대용치로 활용하여 조사한 분석에서도 일관되었다. 이상의 결과는 은행의 충당금 인식 행태와 자본시장에서의 회계정보 반영 방식에 중요한 변화가 있었음을 시사한다.

본 연구의 결과는 몇 가지 실무적 시사점을 제공한다. 첫째, 은행 실무자 관점에서 ECL 모형 도입 이후 비정상 충당금이 증가하였다는 점은 충당금 인식의 적정성에 대해 보다 면밀한 검토가 필요함을 의미한다. 즉, 충당금이 실제 신용위험을 반영하는 것인지, 아니면 경영자의 재량이나 규제 압력에 따라 과도하게 인식되는 것인지에 대한 판단이 필요함을 시사한다. 특히 코로나 19 팬데믹과 같은 불확실성이 높아진 시기에는 충당금이 본질적 요인과 괴리될 가능성이 크므로 더욱 신중한 접근이 요구된다. 둘째, 투자자와 자본시장 참여자 관점에서, ECL 모형 도입 이후 비정상 충당금의 가치관련성이 약화된 점은 은행 재무제표의 정보유용성(informativeness)에 대한 우려를 제기한다. 충당금은 본래 은행의 신용위험 관리 수준과 건전성을 나타내는 지표로 이해되지만, 본 연구의 결과는 이러한 지표로서의 역할이 약화되었음을 보여준다. 이는 투자자들의 충당금 수치 해석 및 기업가치 평가나 위험 분석에 반영하는 방식에 변화가 발생하였음을 유추할 수 있다. 셋째, 금융감독 당국 및 회계기준 제정자에게 본 연구의 결과는 중요한 정책적 함의를 제공한다. ECL 모형은 손실을 조기에 인식하여 회계보수성을 강화하는 긍정적 효과가 있지만, 동시에 과도한 충당금 인식으로 인해 은행의 건전성 평가가 왜곡될 수 있다. 따라서 감독 당국은 은행들이 ECL 기준을 실제로 어떻게 적용하고 있는지를 면밀히 모니터링해야 하며, 규제와 회계기준 간의 정합성을 확보할 필요가 있다.

본 연구는 ECL 모형 도입이 은행의 충당금 인식 행태와 가치관련성에 미친 영향을 실증적으로 조사하여 관련 학술연구에 기여할 것으로 기대된다. 예를 들어, 전술한 바와 같이 선행연구는 ECL 모형에 포함된 손실 인식의 재량적인 성격이 회계정보의 가치관련성 관점에서 긍정적인

방향으로 나타나기 위해서는 우수한 지배구조와 투자자 보호환경이 필요한 것으로 보고 있다. 이에 따라 본 연구의 결과를 기반으로 후속연구는 지배구조와 제도 관점에서 ECL 모형의 효과를 조사하는 것으로 연구주제를 확장할 수 있을 것이다. 다만, 본 연구는 ECL 모형에 대한 대안을 제시하는 것을 목적으로 하지는 않는다. 따라서 후속연구는 본 연구의 발견을 기반으로 ECL 모형의 개선 방안에 대해 논의할 수 있을 것이다. 다음으로 본 연구는 비정상 대손충당금이 시계열상에서 최근으로 올수록 증가하고 있음을 발견하였으나, 이러한 추세가 곧 비정상 대손충당금이 기회주의적 의도로 인식되고 있음을 의미하는 것은 아니다. 따라서 후속연구는 비정상 대손충당금의 재량적인 활용에 대해 탐색할 필요가 있을 것이다. 마지막으로 은행 자료를 이용한 조사는 특성상 표본 수의 제약이 존재한다. 즉, 은행의 수가 일반기업의 수에 비해 적기 때문에 이를 실증조사하는데 방법론상 한계가 있을 것이다. 후속연구는 본 연구의 발견을 일반기업의 대손충당금 회계처리에 적용하여 보다 확장된 표본을 이용한 조사를 할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 금융감독원 보도자료. 2015. “2018년부터 수익과 금융상품 관련 회계기준이 확 바뀝니다”. 2015. 12. 16.
- 김민혁. 2018. “대손충당금전입 조정에 대한 주식시장 반응 연구 : 은행과 저축은행에 대한 비교 분석”. 재무관리연구 제35권 제3호 : 189-216.
- 김성숙 · 김문태. 2022. “코로나 19가 은행의 대손상각비와 대손충당금 설정에 미치는 영향”. 회계정보연구 제40권 제4호 : 55-75.
- 김우열 · 이기세 · 전성일. 2019. “K-IFRS 제 1109호 대손충당금 적립금 기준 변경과 기업가치”. 한국회계학회 학술발표논문집 1-18.
- 김효진 · 이기훈. 2015. “K-IFRS 도입에 따른 은행업의 대손충당금 관련 회계기준 변경효과”. 회계 · 세무와 감사연구 제57권 제2호 : 1-32.
- 나현종 · 정태진. 2022. “머신러닝을 활용한 회계부정 탐지에 관한 탐색적 연구”. 회계학연구 제47권 1호 : 177-205.
- 박성종 · 허광복 · 마희영. 2011. “K-IFRS 의 도입이 대손충당금에 미치는 영향 : 상호저축은행 사례연구”. 회계저널 제20권 제2호 : 123-152.
- 신유정 · 이영한. 2020. “IFRS9 이 은행의 금융상품 회계처리 및 재무보고와 과세소득에 미치는 영향”. 회계저널 제29권 제4호 : 1-33.
- 신유진 · 최보람. 2025. “팬데믹 시기의 정보비대칭에 대한 기업지배구조의 완화효과의 변화 : 외국인투자자와 대형감사인을 중심으로”. 세무와회계저널 제26권 제4호 : 27-51.
- 이기세 · 전성일 · 김우열. 2021. “K-IFRS 제 1109호 대손충당금의 적립 방법 변경 효과에 관한 연구 : 보수주의와 가치 관련성을 중심으로”. 경영학연구 제50권 제3호 : 805-828.
- 이현주 · 김정우. 2022. “은행감독기준이 기대신용손실모형의 도입 효과에 미치는 영향 : 시중은행과 지방은행의 비교를 중심으로”. 회계정보연구 제40권 제3호 : 71-97.
- 최수미 · 안종훈. 2025. “코로나 19 이후 대손충당금 변화”. 동서연구 제37 제1호 : 223-247.
- 최승욱. 2022. “K-IFRS 제 1115호의 적용과 감사보수 및 감사시간 : 수익 인식 관련 핵심감사 사항을 중심으로”. 회계와 정책연구 제27권 제4호 : 59-94.
- Abdullah, M., M. A. F. Chowdhury, A. Uddin, and S. Moudud Ul Huq. 2023. Forecasting nonperforming loans using machine learning. *Journal of Forecasting* 42 (7) : 1664-1689.
- Balakrishnan, K. and A. Ertan. 2021. Credit information sharing and loan loss recognition. *The Accounting Review* 96 (4) : 27-50.
- Basu, S., J. Vitanza, and W. Wang. 2020. Asymmetric loan loss provision models. *Journal of Accounting and Economics* 70 (2-3) : 101359.
- Beatty, A. L., B. Ke, and K. R. Petroni. 2002. Earnings management to avoid earnings declines

- across publicly and privately held banks. *The Accounting Review* 77 (3) : 547–570.
- Beatty, A. and S. Liao. 2011. Do delays in expected loss recognition affect banks' willingness to lend? *Journal of Accounting and Economics* 52 (1) : 1–20.
- Beck, P. J. and G. S. Narayanamoorthy. 2013. Did the SEC impact banks' loan loss reserve policies and their informativeness? *Journal of Accounting and Economics* 56 (2–3) : 42–65.
- Bellotti, A., D. Brigo, P. Gambetti, and F. Vrans. 2021. Forecasting recovery rates on non-performing loans with machine learning. *International Journal of Forecasting* 37 (1) : 428–444.
- Bertomeu, J., E. Cheynel, Y. Liao, and M. Milone. 2025. Using machine learning to measure conservatism. *Management Science* 71 (2) : 1504–1522.
- Brown, L. D. and K. Sivakumar. 2003. Comparing the value relevance of two operating income measures. *Review of Accounting Studies* 8 (4) : 561–572.
- Bryan, T. G., M. A. McKnight, and R. Houmes. 2021. Accounting conservatism or earnings management : A study of the allowance for doubtful accounts. *Corporate Ownership & Control* 18 (3) : 175–190.
- Choi, S. U., K. C. Lee, and H. J. Na. 2022. Exploring the deep neural network model's potential to estimate abnormal audit fees. *Management Decision* 60 (12) : 3304–3323.
- Danisman, G. O., E. Demir, and P. Ozili. 2021. Loan loss provisioning of US banks : Economic policy uncertainty and discretionary behavior. *International Review of Economics & Finance* 71 : 923–935.
- El Diri, M., T. King, L. Spokeviciute, and J. Williams. 2021. Hands in the cookie jar : Exploiting loan loss provisions under bank financial distress. *Economics Letters* 209 : 110098.
- Engelmann, B. 2021. Calculating lifetime expected loss for IFRS 9 : which formula is measuring what? *The Journal of Risk Finance* 22 (3/4) : 193–208.
- Gao, P., C. Y. Lim, X. Liu, and C. C. Zeng. 2022. Loan loss provisions and return predictability : A dynamic perspective. *China Journal of Accounting Research* 15 (2) : 100224.
- Goh, B. W., D. Li, J. Ng, and K. O. Yong. 2015. Market pricing of banks' fair value assets reported under SFAS 157 since the 2008 financial crisis. *Journal of Accounting and Public Policy* 34 (2) : 129–145.
- Hansen, S., M. Charifzadeh, and T. A. Herberger. 2024. The impact of IFRS 9 on the cyclicity of loan loss provisions. *Journal of Corporate Accounting & Finance* 35 (2) :

37–49.

- Hong, Y., F. Huseynov, S. Sardarli, and W. Zhang. 2020. Bank earnings management and analyst coverage : evidence from loan loss provisions. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 55 (1) : 29–54.
- Jin, J., K. Kanagaretnam, and G. J. Lobo. 2018. Discretion in bank loan loss allowance, risk taking and earnings management. *Accounting & Finance* 58 (1) : 171–193.
- Kanagaretnam, K., G. J. Lobo, and D. H. Yang. 2005. Determinants of signaling by banks through loan loss provisions. *Journal of Business Research* 58 (3) : 312–320.
- Kanagaretnam, K., G. V. Krishnan, and G. J. Lobo. 2009. Is the market valuation of banks' loan loss provision conditional on auditor reputation? *Journal of Banking & Finance* 33 (6) : 1039–1047.
- Lee, H., D. Choi, H. Y. Lee, and I. Yoon. 2023. CEO overconfidence, loan-loss provisions, and the effect of country corruption : an international investigation. *Emerging Markets Finance and Trade* 59 (6) : 1835–1851.
- Lim, C. Y., E. Lee, A. Kausar, and M. Walker. 2014. Bank accounting conservatism and bank loan pricing. *Journal of Accounting and Public Policy* 33 (3) : 260–278.
- Liu, C. C. and S. G. Ryan. 1995. The effect of bank loan portfolio composition on the market reaction to and anticipation of loan loss provisions. *Journal of Accounting Research* 33 (1) : 77–94.
- Liu, C. C., S. G. Ryan, and J. M. Wahlen. 1997. Differential valuation implications of loan loss provisions across banks and fiscal quarters. *The Accounting Review* 72 (21) : 133–146.
- López-Espinosa, G., G. Ormazabal, and Y. Sakasai. 2021. Switching from incurred to expected loan loss provisioning : Early evidence. *Journal of Accounting Research* 59 (3) : 757–804.
- Mechelli, A. and R. Cimini. 2021. The effect of corporate governance and investor protection environments on the value relevance of new accounting standards : the case of IFRS 9 and IAS 39. *Journal of Management and Governance* 25 (4) : 1241–1266.
- Morris, R. D., H. Kang, and J. Jie. 2016. The determinants and value relevance of banks' discretionary loan loss provisions during the financial crisis. *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 12 (2) : 176–190.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (2) : 661–687.
- Tran, D. V., M. K. Hassan, and R. Houston. 2020. Discretionary loan loss provision behavior

- in the US banking industry. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 55 (2) : 605–645.
- Vyas, D. 2011. The timeliness of accounting write downs by US financial institutions during the financial crisis of 2007–2008. *Journal of Accounting Research* 49 (3) : 823–860.
- Zampella, A. and L. Ferri. 2024. Value relevance of IFRS 9 : The influence of country factors and heterogeneous strengths in the European banking sector. *Journal of International Financial Management & Accounting* 35 (1) : 115–139.
- Zeng, Y., J. H. Zhang, J. Zhang, and M. Zhang. 2021. Key audit matters reports in China : Their descriptions and implications of audit quality. *Accounting Horizons* 35 (2) : 167–192.

# The Effects of the Application of the IFRS 9 Expected Credit Loss Model : Focusing on Abnormal Loan Loss Provisions and Value Relevance of Bank

Seung Uk Choi\*

## —<Abstract>—

This study investigates the effects of the Expected Credit Loss (ECL) model under IFRS 9 (K-IFRS No. 1109), which was implemented in 2018, from the perspective of banks' loan loss provisions. The ECL model requires the forward-looking recognition of expected credit losses, thereby enabling the timely recognition of losses. However, it also entails the risk of excessive provisioning, which may undermine financial soundness. To address this, the study examines the time-series trend of loan loss provisions and their reflection in the capital market. Specifically, abnormal loan loss provisions are estimated using the residuals from regression and machine learning (Random Forest, XGBoost) models that control for the determinants of provisions identified in prior studies. Using data from domestic banks between 2014 and 2024, the analysis finds that abnormally recognized loan loss provisions increased after the adoption of the ECL model in 2018. These abnormal provisions continued to rise during the COVID-19 pandemic period. Moreover, while abnormal provisions exhibited a positive value relevance with stock prices in the pre-ECL period, their incremental value relevance tended to diminish following the adoption of the ECL model. The findings provide practical insights for bank practitioners in recognizing and assessing the adequacy of loan loss provisions. In addition, the results are expected to offer policy implications for financial regulators and accounting standard-setters by contributing to the evaluation of the ECL model's application and its consistency with regulatory frameworks.

<Key words> IFRS 9, Expected Credit Loss (ECL) model, Bank, Abnormal Loan Loss Provisions, Value Relevance, Machine Learning

---

\* Associate Professor, Department of Accounting and Taxation, School of Management, Kyung Hee University, [suchoi@khu.ac.kr](mailto:suchoi@khu.ac.kr), First Author