

금융기관의 대손준비금조정후이익과 당기순이익의 상대적 가치관련성

김효진(주저자)

전주대학교 회계세무학과 부교수
(hjkim@jj.ac.kr)

이기훈(교신저자)

전주대학교 경영학과 교수
(kilee@jj.ac.kr)

본 연구는 한국채택국제회계기준(K-IFRS) 도입에 따른 대손충당금 산출방법 변경 후 금융규제상 공시가 요구되고 있는 금융기관 이익정보의 가치관련성을 알아보고자 하였다. 이를 위하여 K-IFRS 도입 후 상장 금융기관을 대상으로 하여 회계기준상 당기순이익과 금융규제상 대손준비금조정후순이익의 상대적 가치관련성을 검증하였다.

K-IFRS 도입 후 금융감독당국은 발생손실모형으로의 전환에 의해 우려되는 문제를 완화하기 위하여 대손준비금을 적립하도록 하였다. 대손준비금 잔액은 규제자본 산출시 차감하는 한편, 당해 연도 적립액을 비용처리한 경우를 가정하여 산출한 대손준비금조정후순이익을 보고 공시하도록 하고 있다. 이에 따라 각 금융기관은 연결손익계산서에 연결당기순이익과 함께 조정후순이익을 직접 공시하거나 주석에 공시하는 방법을 선택하고 있다. 이와 관련하여 본 연구는 K-IFRS 도입 후 대손충당금의 과소설정액을 보완하기 위해 규제되는 조정후순이익 정보의 증가 및 수익률에 대한 가치관련성을 실증적으로 분석한다.

K-IFRS를 도입한 금융기관을 대상으로 2011년~2014년 기간 동안 당기순이익 및 조정후순이익의 가치관련성을 비교한 결과, 당기순이익을 설명변수로 하는 모형보다 조정후순이익을 설명변수로 하는 모형의 설명력이 유의한 수준에서 높은 것으로 나타났다. 이는 금융기관의 경우 금융규제상의 조정후순이익이 회계기준상의 당기순이익보다 높은 수준에서 시장반응에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

조정후순이익의 보고형태에 따라 차별화된 가치관련성을 보이는지 알아보기 위한 분석을 실시한 결과, 우선 조정후순이익을 손익계산서에 직접 보고한 금융기관의 경우에 이익정보와 주가와의 관련성이 주석에 보고하는 금융기관에 비해 상대적으로 더욱 높은 것으로 나타났다. 또한 손익계산서에 직접 보고한 그룹만을 대상으로 당기순이익과 조정후순이익의 주가에 대한 상대적 가치관련성을 알아보기 위하여 Vuong 검정을 실시한 결과, 조정후순이익을 사용한 모형의 설명력이 당기순이익을 사용한 모형의 설명력보다 유의하게 높은 것으로 나타났다. 즉, 당기순이익과 조정후순이익을 손익계산서에 함께 보고한 금융기관의 경우 당기순이익보다 조정후순이익의 가치관련성이 상대적으로 더욱 높다는 것을 의미한다.

본 연구는 그동안 다루어지지 않았던 회계기준과 금융규제간의 상호보완적 정보제공 역할을 실증적으로 확인해보고자 하였다. 대손충당금 회계처리 변경에 따라 나타날 수 있는 현상에 대한 논리적 접근 및 사례분석 중심의 선행연구들과 달리, K-IFRS 도입에 따른 대손충당금 변경효과에 대한 완충장치로 규제하고 있는 감독당국의 조정후순이익의 정보유용성을 실증적으로 검증하고, 회계기준상 당기순이익의 가치관련성과 비교하여 살펴보았다는 점에서 의미가 있다. 특히, 2015년 현재 대손실모형으로의 회귀가 결정되었으나 그 적용이 2018년에야 이루어지므로, K-IFRS 도입 전의 손상모형이 다시 적용되기 전에 조정후순이익의 가치관련성을 살펴봄으로써 금융규제에 의한 이익정보유용성을 검증한다는 점에서 시의적절한 연구가 될 것이라고 기대한다.

주제어: K-IFRS, 금융기관, 대손준비금, 조정후순이익, 대손충당금, 손상모형, 가치관련성

1. 서론

자본시장의 급속한 세계화 추세 속에 2016년 현재 120여개 나라가 국제회계기준(IFRS)을 의무적용하거나 허용하고 있다.¹⁾ 우리나라는 앞서 2007년 3월에 국제회계기준을 전면 도입하기로 결정하고, 공개초안에 대한 외부의 의견수렴 절차를 거쳐 2007년 12월 21일 한국채택국제회계기준(K-IFRS)을 공표하였다. K-IFRS는 2011년부터 국내 모든 상장법인에게 의무적으로 적용되고 있으며 조기도입 희망기업은 2009년부터 선택적용을 허용하였다. 단, 금융기관의 경우는 K-IFRS의 선택적용이 배제되어 은행업을 비롯한 모든 금융기관이 2011년부터 의무적으로 도입하여야 했다.

국제회계기준의 도입은 금융업의 회계처리 및 재무제표에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상되어 왔다. K-IFRS 도입이 금융업에 가장 큰 영향을 주는 요소 중 하나는 대손충당금 산출방법의 변화이다. K-IFRS 도입 전 금융감독당국에서 최소한의 기준으로 정한 자산건전성별 충당금 적립률 적용이라는 기준 대신 발생손실(incurred loss)이라는 개념의 새로운 적립기준을 적용하도록 하였기 때문이다. 과거의 감독기준은 회계적 목적과 정책적 목적이 함께 반영된 것으로 회계적 목적으로는 기대손실(expected loss) 개념을 반영한 국내 은행의 자산건전성별 최소 필요적립률을 준수하도록 하였고, 정책적 목적으로는 충당금 적립수준의 가이드라인을 제공함으로써 미래 발생할 수 있는 위기상황에 대처할 수 있는 여력을 확보할 수 있도록 하였다. 이에 따라 국제회계기준에서 정한 현재 발생한 손실에 대해서만 충당금

을 적립하라는 발생손실 기준에 따른 충당금설정액은 기존의 충당금보다 낮아질 것이라는 예측이 지배적이었다(고승의, 2012; 김수성과 · 고윤성, 2011; 김효진 · 이기훈, 2015).

실제로 국내 유수의 금융기관의 경우 미국 NYSE (New York Stock Exchange)에 상장되어 있어 매년 미국회계기준에 따라 작성한 재무제표를 미국 SEC에 제출하고 있는데 K-GAAP에 의한 대손충당금과 비교해보면 그 차이가 매우 크다는 것을 발견할 수 있다(신한금융지주 보고서). 선행연구의 실증분석결과에서도 K-IFRS 도입 후 대부분의 금융기관은 대손충당금이 K-IFRS 도입전 수준보다 상당히 감소한 것으로 나타났다(김효진 · 이기훈, 2015).

또한 IFRS에 의하면 대출실행 후 일정기간이 경과하지 아니한 여신에 대해서는 충당금을 적립하지 않아도 되는 개념(Day 1 Profit or Loss)까지 도입하고 있어 이 기준을 적용할 경우 결산일인 12월 31일에 실행한 대출의 경우에는 충당금을 적립하지 않아도 된다. 하루밖에 안된 여신이라면 발생손실 개념에서 본다면 결산일 현재 손실이 발생하지 않는 상태가 확실하다는 것을 의미한다고 하겠다. 이 한 가지 예만 보더라도 충당금 적립기준의 변경이 가져오는 금액적 영향은 중요성면에서 매우 크다고 할 수 있으며 이에 따라 회계상 자본이 기존 회계기준에 비하여 전반적으로 증가할 것으로 예상되는 분위기였다.

이와 같이 새로운 손상 회계처리의 도입으로 인한 대손충당금 산출방법의 변경은 대손충당금을 과소설정하도록 하며 대손충당금 환입에 따라 당기손익의 사외유출을 야기함으로써 은행업의 자산건전성은 크게 악화될 것으로 우려되었다(김효진 · 이기훈, 2015). 이에 따라 감독당국에서는 회계기준 변경에 따른 충

1) 2016년 한국회계기준원 발표

당금 적립액의 감소분이 사외로 유출되는 것을 우려하여 해당 감소액 만큼을 사내에 대손준비금으로 유보하도록 하고 있다.

금융감독당국에서 규제하고 있는 대손준비금은 IFRS의 계정과목 범주에 포함되지 않은 Non-GAAP 측정치라고 볼 수 있다(김효진·이기훈, 2015). 대손준비금 잔액은 규제자본 산출시 차감하는 한편, 당해연도 적립액을 비용처리한 경우를 가정하여 산출한 '대손준비금조정후순이익'을 보고 공시하도록 하고 있다. 이에 따라 각 금융기관은 연결손익계산서에 연결당기순이익과 함께 대손준비금조정후순이익을 직접 공시하거나 주석에 공시하는 방법을 선택하고 있다. 이와 관련하여 대손충당금에 대한 회계기준 변경효과를 살펴본 선행연구(김효진·이기훈, 2015)를 바탕으로, K-IFRS 도입 4년째인 2014년까지의 금융업 자료를 실증적으로 살펴봄으로써 발생손실모형으로의 전환에 의한 대손충당금의 과소설정액을 보완하기 위해 규제되는 대손준비금 및 대손준비금조정후순이익의 정보유용성에 대해서 확인해보아야 할 시기라고 판단된다.

한편, 2015년 6월 현재 국제회계기준위원회(IASB)는 대손충당회계를 발생손실모형(*incurred loss model*)에서 다시 기대손실모형(*expected loss model*)으로 전면 개편하는 내용의 공개초안을 발표하였다. 주요내용은 2018년부터 대손충당금 설정방법을 발생손실 개념에서 기대손실 개념으로 환원하여 적용을 시작한다는 것이다. IASB에서는 금융자산 취득시 대손예상액(*expected credit loss*)을 미리 추산하고, 명목이자수익에서 대손예상액을 차감한 금액을 실질이자수익으로 인식한다는 주장이다. 즉, 기간의 경과에 따라 실질이자수익과 명목이자수익의 차액 누적액을 현재가치로 평가하여 대손충당금을 설정하는 것으로 기대손실효과를 즉시 반영한다는

것이다.

본 연구는 이와 같은 현안문제를 감안하여 2011년부터 K-IFRS를 도입한 금융기관의 대손충당금 설정에 대한 회계기준 변경의 효과를 알아보기 위하여 당기순이익 및 대손준비금조정후순이익의 가치관련성을 비교함으로써, 그동안 다루어지지 않았던 회계기준과 금융규제간의 상호보완적 정보제공 역할을 실증적으로 확인해보고자 한다. 대손충당금 회계처리 변경에 따라 나타날 수 있는 현상에 대한 논리적 접근 및 사례분석 중심의 선행연구들과 달리, K-IFRS 도입 후 금융기관의 대손충당금 회계기준 변경효과에 대한 보완장치로 공시를 요구하고 있는 대손준비금조정후이익의 가치관련성을 당기순이익의 가치관련성과 비교하여 실증적으로 알아본다. 또한 금융기관의 경우 대손준비금조정후순이익을 손익계산서에 직접 보고하는 형태와 주석에 보고하는 형태가 가능한데, 조정후순이익의 보고형태에 따라 주가나 수익률에 차별화된 영향을 미치는지 알아보려고 한다.

이를 위하여 K-IFRS를 적용하여 재무제표에 공시하기 시작한 2011년부터 2014년까지를 분석기간으로 하고, 정보유용성의 측정치로 가치관련성을 이용하여 IFRS 도입 이후의 당기순이익과 대손준비금조정후순이익의 상대적 가치관련성을 살펴보았다.

본 연구는 IFRS 도입 후 그동안 다루어지지 않았던 금융업의 대손준비금 효과 검증에 확장한 연구로서, 최근 중요성이 더욱 대두되고 있는 비회계이익으로서의 대손준비금조정후순이익의 정보유용성을 실증적으로 살펴보았다는 점에 의미가 있다. 즉, IFRS 도입 이후 당기순이익과 대손준비금조정후순이익이라는 두 가지 이익정보의 가치관련성을 비교함으로써, 회계이익과 비회계이익의 상대적인 유용성을 발견하였다는 점에서 투자자와 회계기준 입안자 및 금융감독기구에 시사하는 바가 클 것이라 기대한다. 특

히, 2015년 현재 기대손실모형으로의 회귀가 결정되었으나 그 적용이 2018년에야 이루어지므로, K-IFRS 도입 전의 손상모형이 다시 적용되기 전에 조정후순이익의 가치관련성을 살펴본다는 점은 회계기준변경 효과에 대한 시장반응 및 금융규제에 의한 이익정보 유용성을 검증한다는 점에서 시의적절한 연구가 될 것이라고 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 연구의 이론적 배경 및 가치관련성 관련 선행연구에 대해 살펴보고 가설을 도출한다. 제Ⅲ장에서는 연구방법론을 전개하고 제Ⅳ장에서는 실증분석의 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서 결론과 한계점을 논한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

2.1 국제회계기준(IFRS)에 의한 대손충당금 처리기준

K-IFRS 제1039호(자산손상)에서는 대출채권을 포함한 금융자산의 손상발생에 대한 객관적인 증거가 있는지를 매 보고기간 말에 평가하고, 그러한 증거가 있는 경우 상각후원가(amortized cost)를 장부금액으로 하여 손상차손을 인식하도록 하고 있다. 즉, K-IFRS에서는 매 결산기말에 대출채권을 포함한 모든 금융상품에 대하여 손상되었는지에 대하여 평가하도록 규정하고 있는데, 손상된 경우 원칙적으로 대출채권의 장부금액과 미래 현재가치와의 차이를 손실로 인식하여야 한다(윤순석 등, 2015).

K-IFRS에서는 금융자산의 손상손실은 미래의 기대손실이 아닌 과거 발생사건의 결과 현재의 대출채권에 내재된 손실임을 명확히 하고 있다. 손상 사건이 미래 추정현금흐름에 영향을 미치는 객관적인 증거가 존재할 때를 손상을 인식하는 시기로 인정하고 있는 것이다. 실제 금융기관들은 현금흐름을 직접 추정하기 어렵기 때문에 IFRS를 도입한 해외 은행들의 경우에는 대체적인 방법을 허용하고 있다(김효진 · 이기훈, 2015).²⁾ 대손충당금과 관련하여 현재 금융감독당국에서 근간으로 삼고 있는 기존의 기업회계기준(K-GAAP)과 한국채택국제회계기준(K-IFRS)과의 주요 차이를 요약하면 <표 1>과 같다.

한편, 2015년 6월 현재 국제회계기준위원회(IASB)는 대손충당회계를 발생손실모형(incurred loss model)에서 기대손실모형(expected loss model)으로 전면 개편하는 내용의 공개초안을 발표하였다. 공개초안의 주요내용은 2018년부터 대손충당금 설정 방법을 발생손실 개념에서 다시 기대손실 개념으로 환원하여 적용을 시작한다는 것이다. IASB에서는 금융자산 취득시 대손예상액(expected credit loss)을 추산하고, 명목이자수익에서 대손예상액을 차감한 금액을 실질이자수익으로 인식한다는 주장이다.³⁾

2011년 IFRS의 발생손실모형 도입으로 대손충당금 회계의 복잡성이 증가했고, 대손추산을 결정시에 객관적인 증거확보의 곤란 등을 감안할 때 실무 적용상의 애로가 있었던 것이 사실이다. IASB의 공개초안은 기존 방법의 문제점이 부각되어 과거의 방법으로 다시 회귀하는 것이라 할 수 있는데, 현행 발생손실모형은 손상 발생의 증거가 있는 경우에만 손

2) 해외에서는 기존의 연체이자율 모형을 준용하거나 바젤 II상의 위험조정계수 산출데이터를 조정하는 방식 등을 허용한다.

3) 공개초안의 내용에 따르면 금융자산 취득시 기대 신용손실을 결정하여 만기까지에 걸쳐 이자수익에서 차감하여야 하며, 동 금액을 충당금으로 적립하되 손상인식시 별도의 손상인식사건(loss recognition triggers)을 요구하지 않는다. 매기 기대신용손실 변동으로 인한 효과는 즉시 손익 인식한다(김효진 · 이기훈, 2015).

〈표 1〉 기업회계기준과 국제회계기준의 차이 비교⁴⁾

구분	K-GAAP	K-IFRS
개념	2006년부터 기대손실기준 대손충당금 적립방법을 도입하였음	발생손실만을 포함하여야 함
인식	손상사건이 발생하지 않는 경우에도 손상차손을 인식할 수 있음	손상사건이 발생한 경우에 한하여 손상차손을 인식함
측정	Max(감독규정에 따라 설정한 대손충당금 적립액, 객관적이고 합리적인 방법을 통해 추정된 대손충당금 적립액)	매 결산기에 손상평가 실시, 손상된 경우 대출채권의 장부가액과 미래 현재가치와의 차이를 손실로 인식
집합평가	감독규정에 따라 자산건전성 분류기준에 따라 5가지로 분류	은행의 과거손실 경험에 기초하여 대손충당금을 산출
최소적립률	대출채권의 대손충당금은 회사의 경험률에 근거하되, 감독규정에서 정한 최저적립률* 이상을 적립 *정상 0.85%, 요주의 7%, 고정 20%, 회수의문 50%, 추정손실 100%의 대손충당금을 적립(감독규정 제7-4조)	회사의 과거 경험에 기초한 발생손실모형*을 적용하여 평가한 충당금만을 인정 *과거 손실사건으로 인해 대출채권에 내재된 손실금액을 산출(경험부도율*경험손실인지기간*부도채권 경험회수율)
대손충당금 적립률	감독규정(자산건전성 분류기준)에 의한 대손충당금 적립액과 공정가치평가, 경험손실률평가, 기대손실 산출모형 평가방식 등을 적용한 가액 중 큰 금액	개별적 평가와 집합적 평가를 이용하여 평가하며, 기본적으로 장부가액-PV(최초 유효이자율, 미래추정현금흐름)의 방법론으로 평가함.

상을 인식하도록 하여 손실을 너무 늦게 인식할 수 있기 때문이다(김효진·이기훈, 2015). 또한 최초에 이자 설정시 신용위험을 고려하지만 대출채권이 전액 상환될 것이라고 전제하므로 특정사건 발생 이전까지 이익이 과대계상되며, 특정사건 발생시 일시에 손실을 인식하여야 한다는 단점도 고려한 것이라고 판단된다.

즉, 발생손실모형에 의한 대손충당금 산정방식은 경기상황에 따라 대손충당금 설정규모의 변동성이 커질 가능성을 내재하고 있을 뿐 아니라, 기대손실의 일부 즉, 실제손상이 발생한 부분만이 대손충당금에 반영됨으로써 금융기관의 성격과 대출포트폴리오의 현재 리스크 특성에 따라서 이전보다 대손충당금이 과소설정되는 결과를 초래할 수 있었던 것이다.

2.2 국제결제은행(BIS)의 금융규제와 대손준비금

금융업의 대손충당금 회계는 K-IFRS 외에도 국제결제은행(BIS)의 규제를 받는다. 금융업에 대한 자기자본 규제는 1980년대 금융규제완화에 따른 금융기관의 위험증가에 따라 금융업의 건전성을 확보하고, 예금자 보호와 국제 금융질서의 안정성을 확보하기 위하여 BIS 회원국가를 중심으로 1988년에 도입되었다. BIS 산하 바젤위원회(Basel Committee)의 최초 협약이 도입된 이후 금융기관이 보유한 리스크를 보다 잘 반영할 수 있는 방향으로 자기자본 요구량을 규제하고 있다. 따라서 K-IFRS와 BIS의 대손충당금 측정방법이 서로 다를 경우 은행은 이를 조정할 수 있는 방법을 강구해야 한다(김효진·이기

4) 김수성·고윤성(2011), 김효진·이기훈(2015) 참조

훈, 2015).

2012년까지 금융기관이 대손충당금을 설정한 경우에는 바젤 II에서 정하고 있는 자산건전성 기준과 국제회계기준에서 정하고 있는 재무건전성 기준을 모두 고려하여 관련정보를 공시하여야 했다.⁵⁾ 바젤 II와 IFRS는 공시의 확대라는 측면에서 공통점을 갖고 있지만, 대손충당금과 관련하여 바젤 II와 발생손실모형을 주장하는 국제회계기준 사이에는 중요한 차이점이 존재한다.

우선, 바젤 II에서는 신용손실을 기본적으로 기대손실(expected losses)과 비기대손실(unexpected losses)로 구성하고 있다. 이에 반해 IAS 39의 경우 대손충당금은 발생손실(incurred losses)만을 적정하게 반영할 것을 요구하고 있다. 이에 따라 금융기관은 K-IFRS에 근거한 대손충당금 수준이 바젤 II의 자산건전성 기준을 충족시킨다고 간주하여서는 안 되며, 결국 금융감독당국의 상이한 기준에 충족되도록 대손충당금을 적립하여야만 하는 상황이다.

이에 따라 금융감독당국은 K-IFRS 도입 후 대손충당금 감소에 따른 이익잉여금 증가액을 배당 등으로 사외유출한 경우 금융기관의 건전성 및 손실부담능력이 저하될 가능성을 우려하였다. 또한 이로 인해 K-IFRS 도입 전후 은행의 재무상태 관련정보의 비교가능성이 저하될 수 있다. 금융감독당국은 이와

같은 문제를 완화하기 위하여 대손준비금을 적립하도록 하였다. 즉, 대손준비금은 이익잉여금의 사외유출을 제한하여 활용하도록 하며, 금융감독 목적으로는 적격 대손충당금과 동일하게 취급하도록 하는 것이다. 즉, 금융감독당국은 K-IFRS 후 대손충당금이 기존의 K-GAAP에 의한 최소 대손충당금 적립액에 미달하는 경우 미달액 만큼을 매 결산시 이익잉여금에서 구분하여 별도의 대손준비금으로 적립하도록 하고 있다.⁶⁾

대손준비금 잔액은 규제자본 산출시 차감하는 한편, 더 나아가서 당해 연도 적립액을 비용처리한 경우를 가정하여 산출한 '대손준비금조정후순이익'(이하 조정후순이익)을 보고 공시하도록 하고 있다. 이에 따라 금융규제상 의무공시대상인 금융기관의 조정후순이익이 회계기준상 당기순이익의 정보유용성에 추가로 어떠한 증분적인 역할을 하는지 또는 시장에 당기순이익 정보와 차별화된 정보를 제공하는지 반응을 살펴봄으로써 그 중요성 검증은 하여야 할 시기라고 판단된다.

한편, 세법에서도 K-IFRS 도입과 대손충당금 환입에 대해서 특례를 두고 있다. K-IFRS 도입연도에 대손충당금이 환입되면서 K-IFRS 도입기업의 법인세 부담이 급격히 증가할 것으로 예상됨에 따라, 2014년 이전에 K-IFRS를 적용하는 내국법인

5) 바젤위원회(BCBS)는 글로벌 금융위기 이후 은행시스템의 복원력 강화를 위하여 바젤 II를 보완 및 확장한 바젤 III 기준을 마련하여 발표하였고, 우리나라는 은행업감독규정 개정을 통해 2013년 12월 1일부터 기존보다 강화된 자본규제인 바젤 III를 시행하고 있다. 동 기준은 연결실체를 포함한 국내은행이 보통주자본비율, 기본자본비율, 총자기자본비율에 대해 시행일로부터 단계적으로 각각 일정 비율 이상을 유지할 것을 의무화하고 있으며, 국내은행은 감독기구인 금융감독원에 은행관련 법규에 따른 자기자본비율의 준수 여부를 보고한다(김효진·이기훈, 2015).

6) 은행감독규정 제29조 1항 및 2항.

- 대손준비금 산출방집(2015년말 우리은행 사업보고서 참조)

은행업감독규정 제29조 대손충당금등 적립기준에 따라 아래와 같이 산출한다.

(1) '한국채택국제회계기준'에 따라 산출된 총당금 적립액(IFRS 총당금)이 감독목적상 요구되는 각 호별 총당금 적립액(MAX[최소적립기준, 예상손실])의 합계금액에 미달하는 금액을 대손준비금으로 적립한다.

(산출식) 대손준비금 = \sum {각 호별 MAX[최소적립기준 적립액, 기대손실]} - IFRS 대손충당금

(2) 상기 (1)항의 각 호는 기업, 가계, 신용카드, 지급보증 및 미사용약정으로 구분하여 산출하여야 한다.

의 적용 첫째 대손충당금 환입액을 과세소득에 포함하지 않는 익금불산입 특례가 도입되었다.⁷⁾ 그러나 여기서 대손충당금은 대손준비금⁸⁾을 포함하지 않은 순수한 회계보고 목적의 대손충당금 중 세법상 손금산입한도를 초과하지 않은 금액을 의미하므로, 이익잉여금의 내부유보 성격을 지니는 대손준비금의 전입액 또는 환입액은 과세소득에 영향을 미치지 아니한다(김효진·이기훈, 2015). 즉, 금융규제상 조정후순이익이 회계상 당기순이익을 보완하는 중요한 정보임을 알 수 있다. 이에 따라 두 이익정보가 시장 반응에 어떠한 영향 및 가치관련성을 가지는지에 대해 실증적으로 살펴봄으로써, 향후 과세소득산출구조에서 대손준비금을 추가 고려대상으로 할 것인지에 대한 시사점을 제공할 것이라 기대한다.

2.3 금융기관의 대손충당금 관련 선행연구

금융업의 경우 국제회계기준 도입으로 인해 기존 K-GAAP과는 상당한 차이를 가져왔을 것으로 예상된다. 2011년부터 K-IFRS가 도입됨에 따라 IFRS의 효과에 대한 연구는 활발하게 진행되고 있으나 주로 제조업을 연구대상으로 하였을 뿐, 금융업의 경우 표본 및 자료의 부족으로 실증연구보다는 사례 중심 혹은 단편적 분석이 주를 이루었다(김효진·이기훈, 2015).

우리나라에서 K-IFRS 도입 시 금융기관에 가장 큰 영향을 주는 것 중의 하나는 대손충당금 산출방식의 변화로 인한 대손충당금의 감소와 이로 인한 보고이익의 증가이다. K-IFRS에서는 금융감독당국에서 요구하는 자산건전성별 최소적립률 대신 발생

손실개념의 적립기준을 요구하기 때문이다. 즉, 현재 손상발생의 객관적 증거가 있는 경우에만 대손충당금을 적립할 수 있도록 하여 K-IFRS 도입 후 금융기관의 충당금 적립의무가 감소하고 회계상 자본이 기존 K-GAAP 대비 전반적으로 증가할 것으로 예상되었다. 이와 관련하여 고승의(2012)는 A은행의 사례를 중심으로 발생손실모형에 의한 대손충당금 산출방법과 금융감독당국의 관련 감독규정 및 개별 자산의 건전성등급 분류 등의 영향을 분석하였다. A은행의 경우 금융감독당국의 최저적립률과 기대손실 모형에 의한 대손충당금에 비해 발생손실모형에 의한 대손충당금이 실제로 낮아지는 것으로 나타났다.

김지홍 등(2011)은 IFRS 도입이 국내 은행 및 금융기관에 미치는 영향에 대해 이익잉여금을 중심으로 사례분석을 한 바 있다. 분석결과 K-IFRS 도입으로 이익잉여금이 34.6% 증가하였고, 이러한 이익잉여금의 증가는 주로 대손충당금 설정기준 변경에 의한 대손충당금 환입효과, 신종자본증권 계정제 분류로 인한 잉여금효과 등이 원인이라고 해석하였다.

최원욱 등(2012)은 국내은행의 사례연구를 통해 K-IFRS 도입 후 대손충당금 감소 등으로 인해 과세소득이 증가하였으며, 특례조항 등으로 일정 수준 완화되긴 했으나 특례조항은 일시적 대안일 뿐 국제회계기준과 현행 세법간의 차이에 대한 근본적인 해결책이 필요하다는 점을 주장하였다.

한편, K-IFRS 도입 이후 회계상 대손충당금이 오히려 더 높아지거나 유의한 변화가 없다는 연구도 존재한다. 박성종 등(2012)은 상호저축은행을 사례로 하여 K-IFRS 도입이 대손충당금에 미치는 영향에 대해 연구하였는데, K-GAAP을 적용한 경우보다

7) 조세특례제한법 제104조의 23: 국제회계기준 적용 내국법인 등에 대한 대손충당금 환입액의 익금불산입

8) K-IFRS 도입 이전에도 대손준비금 계정은 존재하였는데, 적립이 강제되지 않는 임의적립금이었던 반면 현재는 강제적립되는 법정적립금 형태이다.

대손충당금 적립액이 60%이상 증가하는 것을 발견하였다. 상호저축은행의 경우 주로 영세 서민층을 대상으로 대출거래가 발생하고 PF(Project Finance) 등의 비중이 상대적으로 높으므로 대출 포트폴리오의 신용리스크가 시중 은행보다 높기 때문에 나타난 결과라는 해석이 가능하다.

K-IFRS의 발생손실모형은 손실발생의 객관적 증거가 있을 때에만 대여금 및 수취채권의 손상차손을 인식하도록 하는 방법으로서 임의적인 손상차손 인식을 억제하는 긍정적인 효과가 있다. 그러나 미래에 기대되는 손실을 적절히 반영하기 어려워 손상차손을 과소평가하고 당기순이익을 과대평가할 것이라는 우려가 있어왔는데(김수성 · 고윤성, 2011), 금융감독당국이 공시하도록 규제하는 조정후순이익과의 비교를 통해 발생손실모형 전환 후 회계상 보고이익의 과대계상액을 실증적으로 검증한 연구도 있다(김효진 · 이기훈, 2015).

김효진 · 이기훈(2015)은 K-IFRS 도입 후 2011년부터 2013년까지의 회계상 당기순이익과 금융규제상 대손준비금조정후순이익의 차이를 살펴봄으로써 대손준비금이 보고이익에 어떠한 차이를 가져오는지를 실증적으로 검증하였다. 여기에서 대손준비금전입액은 기대손실모형에서 발생손실모형으로 전환함에 따라 발생하는 회계상 보고이익의 증가액이라고 볼 수 있는데, 2011년 K-IFRS 도입 후 대손준비금전입액이 반영된 대손준비금 조정후의 보고이익이 회계상 당기순이익과 유의한 차이를 나타냄으로써, 대손충당금 설정모형 변화로 우려되었던 보고이익 증가가 실증적으로 의미가 있음을 발견하였다. 이에 따라 회계기준상의 보고이익과 차별화되는 금융규제상의 보고이익인 조정후순이익에 대해 시장에서 어떠한 반응을 하는지 두 이익정보의 유용성을 확인해 볼 필요가 있다고 판단된다. 이를 위하여 본

연구는 당기순이익과 조정후순이익의 상대적 가치관련성을 실증적으로 검증한다.

2.4 회계이익정보의 가치관련성 관련 선행연구와 가설설정

2009년 IFRS의 자발적 도입과 2011년 IFRS의 의무도입 이후 학계를 중심으로 IFRS의 도입효과를 검증하기 위하여 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 특히, IFRS 도입 이후 회계정보의 유용성이 향상되었는지 검증하고자 한 연구들이 주를 이루고 있다. 그러나 이와 같은 다양한 연구에도 불구하고, IFRS 도입 이후 금융기관의 중요한 회계정보인 당기순이익과 금융규제상의 대손준비금조정후순이익의 정보 유용성에 대한 비교연구는 전무한 실정이다.

정보유용성은 기업의 규모나 성장성 등 기업의 개별적인 특성에 의해 영향을 받는다. 또한 외부적인 요소 즉, 회계처리방식(financial reporting practices)과 주식시장의 유인 및 감사인과 제도, 법률 등에 의해 이익품질은 변화할 수 있다(Dechow et al., 2010).

특별히 IFRS의 도입은 금융업의 대손충당금 산출방법의 변경에 영향을 미치는데, 이로 인해 새로운 회계기준의 적용은 금융기관의 보고이익에도 영향을 미칠 것으로 예상되는바 중요한 회계정보의 비교가능성이 훼손될 가능성에 대한 우려가 있어 왔다. 따라서 금융감독당국은 금융기관을 대상으로 당기순이익과 함께 IFRS 도입으로 우려되는 대손충당금 감소분을 비용으로 인식했을 경우를 가정한 조정후순이익을 공시하도록 규제하고 있는 형편이다. 즉, 금융업의 경우 제조업과 달리 대손준비금조정전이익(당기순이익) 및 조정후순이익을 함께 공시해야하는 특성을 가지고 있는데, 금융감독당국의 이러한 조치

가 과연 시장에 어떠한 영향을 미치는지 살펴볼 필요가 있다. 이에 따라 본 연구는 K-IFRS 도입 후에 금융감독당국에 의해 대손준비금조정후순이익의 공시가 의무화됨에 따라 조정후순이익이 자본시장에서 어떠한 추가적인 역할을 하는지 살펴보고자 한다. 회계기준이 아닌 금융규제에 의한 조정후순이익이 시장반응에 어떠한 영향을 미치는지 알아보기 위하여, 당기순이익과 대손준비금조정후이익의 상대적 가치관련성을 실증적으로 검증하고자 한다. 따라서 본 연구는 다음과 같은 귀무가설을 설정하고 IFRS 도입 후 금융기관의 이익품질을 알아보기 위하여 당기순이익과 조정후순이익간의 상대적 가치관련성을 알아보고자 한다.

가설 1: IFRS 도입 후 금융기관의 당기순이익과 조정후순이익의 가치관련성은 차이가 없을 것이다.

공시하는 정보의 내용뿐만 아니라 보고형식에 대해서도 이익정보의 가치관련성이 차별화될 수 있다 (Chambers et al., 2007; Hirst and Hopkins, 1998; Hunton et al., 2006; Kanagaretnam et al., 2009; Mains and McDaniel, 2000). 특히 조정후순이익 정보는 회계기준이 아닌 금융규제상의 공시내용이므로 반드시 손익계산서에 제공되어야 하는 정보는 아니다. 실제로 손익계산서보다는 대손준비금 등의 정보와 함께 주석에 공시하고 있는 금융기관의 수가 더 많은 것으로 조사되었다. 이에 따라, 본 연구는 금융규제상의 보고이익인 조정후순이익의 보고형태가 시장반응에 영향을 미칠 수 있을 것이라고 기대한다. 물론 시장이 효율적이라면 IFRS 도입 후 금융기관 손익계산서에 조정후순이익 정보의 보고형태가 기업가치를 평가하는데 영향을 미쳐

서는 안된다는 주장도 가능하다. 이는 기대손실모형에 의한 대손충당금 및 전입액과 조정후순이익에 대한 정보는 재무제표 여러 부문에 공시되기 때문에 단지 보고형식이 달라졌다고 해서 그 결과에 영향을 미쳐서는 안 됨을 의미한다. 따라서 다음과 같은 귀무가설을 설정하여 조정후순이익의 보고형태에 따른 가치관련성 차이를 알아보고자 한다.

가설 2: 조정후순이익 보고형태에 따라 이익정보의 가치관련성은 차이가 없을 것이다.

III. 연구설계

3.1 당기순이익 및 조정후순이익의 상대적 가치관련성 (value relevance)

본 연구에서는 먼저 당기순이익과 조정후순이익의 상대적 가치관련성을 분석한다. 회계정보의 가치관련성은 회계정보의 수치가 주가를 통하여 측정된 기업의 경제적 가치를 반영할 수 있는 능력을 의미한다. 본 연구에서 정보이용자들이 미래 현금흐름에 대한 예측치로서 주가를 대용변수로 이용하고 있다고 가정하고, 어느 이익정보가 주가를 더 잘 반영하고 있는가를 검증한다. 선행연구에서 실시된 회계정보의 가치관련성 분석은 주로 주가를 통한 수준(level)이나 주식수익률을 통한 변동(change)을 측정하는 형태로 실시되었다(Biddle et al., 1995). 이러한 연구는 근본적으로 Ohlson(1995)의 가치평가 모형에 기초한다. 경제적인 관점에서 주가를 통한 분석이 주식수익률을 통한 분석보다 더 우월하다고 할 수 있다 (Kothari and Zimmerman, 1995). 주가를 통한

분석의 또 다른 이점은 순자산의 장부가액(stock)과 순이익(flow)의 가치관련성을 동시에 검증할 수 있는데 있다(Hung and Subramanyam, 2007).

조정후순이익이란 금융감독당국에 의해 공시하도록 요구된 비회계기준 이익으로서 당기순이익에 대손준비금전입액이 추가적으로 반영된 성과측정 수단이므로, 두 이익정보에 대한 시장반응이 차별적으로 나타날 수 있다. 즉, 당기순이익과 조정후순이익의 가치관련성이 차이를 보일 수 있다. 따라서 본 연구에서는 IFRS 도입이후 회계정보인 당기순이익과 비회계정보인 조정후순이익이라는 두 이익정보와 기업가치 수준을 의미하는 주가와 상대적 가치관련성을 분석한다. 그러나 주가를 통한 분석의 가장 큰 단점으로 이분산성(heteroskedasticity)과 규모효과(scale effect)에 관련한 계량경제학적인 문제가 지적된다(Kothari and Zimmerman, 1995).⁹⁾ 본 연구에서는 이러한 점을 감안하여 모든 변수를 총자산으로 나누어 표준화하고 수익률 모형에 의한 분석도 병행한다.

금융기관에서 제공하는 두 이익정보의 상대적인 가치관련성을 알아보기 위하여 IFRS 도입 후의 당기순이익 및 조정후순이익의 주가에 대한 회귀계수 차이를 검증하고,¹⁰⁾ 설명력 차이는 Vuong(1989)

통계치로 검증한다.¹¹⁾ 즉, 본 연구의 가설을 검증하기 위하여 K-IFRS 도입이후인 2011년~2014년 기간에 대해 상장 금융기관의 당기순이익과 조정후순이익에 대한 수정결정계수를 산출하고, 동일기간 별 설명력의 차이를 Vuong 검정에 의해 확인한다. 또한 조정후순이익의 보고형태에 따라 차별화된 시장반응이 나타나는지 알아보기 위하여 보고형식에 따라 표본을 구분하여 이익변수의 회귀계수와 모형의 설명력을 각각 비교한다.

본 연구의 첫 번째 가설을 검증하기 위하여 당기순이익과 조정후순이익의 주가에 대한 가치관련성을 살펴봐야 하는데, 가치관련성을 대응하는 설명력 계산을 위한 회귀모형은 식 (1-1)과 같다. 식 (1-1)은 Ohlson(1995) 모형을 변형하여 당기순이익과 조정후순이익의 상대적 가치관련성을 분석하기 위하여 설정되었다. 선행연구(Biddle et al., 1995; Lev, 1989)와 같이 상대적 가치관련성 분석은 두 회계정보 중 어느 수치가 주가를 더 잘 설명할 수 있는가를 비교하는 형태로 실시된다.¹²⁾

한편 Vuong 검정은 순자산 및 회계이익 전체에 대한 상대적 가치관련성을 보여주며, 순자산과 회계이익 각각에 대한 상대적 가치관련성을 보여주지는 못한다. 따라서 당기순이익 및 조정후순이익 각각의

-
- 9) 규모효과란 기업규모가 회계수치와 주가에 미치는 영향을 의미하는데, 주가가 높은(낮은) 기업은 순자산의 장부가액(BV)과 주당이익(E)이 높은(낮은) 경향이 있다(Barth and Kallapur, 1996; Brown et al., 1999; Easton and Sommers, 2003). 규모효과는 종속변수와 독립변수 간에 피상적인 상관관계(spurious correlation)를 초래할 수 있기 때문에 둘 이상의 표본집단 간의 설명력 비교를 방해할 수 있다(Brown et al., 1999).
- 10) 두 회귀계수의 차이는 다음과 같이 분석한다. $t = (b_j - b_j) / \sqrt{s^2(b_j) + s^2(b_j)}$ 여기서 $s(b_j)$ 는 회귀계수 추정치 b_j 의 표준편차이다. 이 값은 자유도 $(n_1 + n_2 - k_1 - k_2 - 2)$ 인 t 분포를 따른다. 단, n_1, n_2 는 각 모형의 표본수이고 k_1, k_2 는 각 모형의 독립변수의 수이다.
- 11) Vuong(1989) 통계치는 회계학연구에서 두 회귀모형의 R^2 의 차이에 대한 통계적 유의성 검증에 많이 이용된다. Vuong(1989) 검증은 두 모형이 모두 “참(true)”이 아니라는 귀무가설 아래 어느 한 모형이 다른 모형보다 자료 생성과정을 더 진실하게 나타내고 있다는 것에 대한 우도비(likelihood-ratio) 검증이라고 할 수 있다. 이 검증에 대한 두 가지 요건은 두 모형의 종속변수가 동일하여야 하며, 회귀모형이 서로 경쟁적(non-nested)이어야 한다는 것이다(Dechow et al., 1995; Hung and Subramanyam, 2007).
- 12) 이러한 분석은 두 회계기준으로 작성된 자료를 상호 독립된 두 표본으로 가정하고, 무조건적으로(unconditionally) 두 집단 간의 결과를 비교하는 형태라고 볼 수 있다(Biddle et al., 1995).

상대적 가치관련성을 검증하기 위하여 식 (1-2)와 같은 주식수익률 모형이 추가적으로 이용된다(김효진 · 박민경, 2015).

$$P_t = a_0 + a_1BV_t + a_2NI_t + a_3NL_t + e_t$$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1BV_t + \beta_2adjNI_t + \beta_3NL_t + e_t \quad \text{식 (1-1)}$$

$$RET_t = a_0 + a_1NI_t + a_2\Delta NI_t + a_3NL_t + e_t$$

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1adjNI_t + \beta_2\Delta adjNI_t + \beta_3NL_t + e_t \quad \text{식 (1-2)}$$

여기에서,

- P_t = t+1년 3월 말(6월 말) 현재 시가총액/총자산,
- BV_t = t년 현재 순자산의 장부가액/총자산,
- NI_t = t년 현재 당기순이익/총자산,
- NL_t = t년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0,
- $adjNI_t$ = t년 현재 조정후순이익/총자산,
- RET_t = t년 4월(7월)부터 t+1년 3월(6월)까지 12개월간 누적시킨 연간 주식수익률,¹³⁾
- ΔNI_t = t년 당기순이익의 변화 즉, $(NI_t - NI_{t-1})$ /총자산,
- $\Delta adjNI_t$ = t년 조정후순이익의 변화 즉, $(adjNI_t - adjNI_{t-1})$ /총자산.

P_t 는 3월(6월)말 주가를 의미한다. 한편, 식 (1-1)에서 BV_t 와 NI_t 의 회귀계수인 a_1 와 a_2 는 선행연구와 같이 모두 통계적으로 유의한 양(+의 값)을 보일 것으로 예상한다. 식 (1-2)에서 종속변수는 시장수익률을 차감한 조정된 연간주식수익률(RET , market

adjusted annual returns)이다.

선행연구(Hayn, 1995; Collins et al., 1997)는 순이익과 주가간의 상관관계에 있어서 순이익이 음(-)의 값을 갖는 경우에는 양(+의 값을 갖는 경우와 다르게 나타난다고 주장하였다. 즉, 적자기업의 경우에는 시장이 이를 일시적으로 해석하기 때문에 양(+의 값을 갖는 경우보다 이익의 지속성이 감소하여 순이익과 주가간의 상관관계가 감소한다. 따라서 당기순손실의 영향을 통제하기 위하여 당기순손실을 나타내는 더미변수(NL_t)를 모형에 포함한다.

3.2 보고형태에 따른 조정후순이익의 가치관련성

본 연구의 두 번째 가설을 검증하기 위한 회귀모형은 다음과 같다. 조정후순이익의 보고형태에 따라 이익정보의 가치관련성에 차이가 있는지를 알아보기 위하여 다음 식 (2-1)과 같이 연결손익계산서에 당기순이익 정보와 함께 조정후순이익을 직접 보고하는 기업을 1, 그렇지 않고 주식에 보고하는 기업을 0으로 하는 더미변수(D_t)를 포함한다. D_t 의 회귀계수가 유의한 값을 보인다면, 조정후순이익을 주식에 표기하는 기업과 직접 손익계산서에 표기한 금융기관의 주가(P_t)가 유의하게 차별화된다는 것을 의미한다.

$$P_t = \beta_0 + \beta_1BV_t + \beta_2adjNI_t + \beta_3NL_t + \beta_4D_t + e_t \quad \text{식 (2-1)}$$

여기에서,

D_t = 조정후순이익을 손익계산서에 보고하면 1, 주식에 보고하면 0인 더미변수.

13) 1년간 수익률은 KIS-VALUE 데이터베이스에서 추출한다. KIS-VALUE에서는 1년간 시장조정수익률((해당 종목의 증가/1년 전 증가)/(KOSPI 또는 KOSDAQ 당일 지수/ 1년 전 KOSPI 또는 KOSDAQ 지수))과 초과수익률((해당종목의 증가/1년 전 증가)-(KOSPI 또는 KOSDAQ 당일 지수/1년 전 KOSPI 또는 KOSDAQ 지수))을 주식수익률로 제공하고 있다.

식 (2-2)는 조정후순이익($adjNI_t$)과 조정후순이익의 손익계산서 직접보고를 나타내는 더미변수(D_t)와의 상호변수($adjNI_t * D_t$)를 추가한 모형이다. $adjNI_t * D_t$ 의 값이 유의한 값을 보인다면, 조정후순이익을 손익계산서에 직접 보고한 금융기관이 주식에 보고한 금융기관에 비해 상대적으로 조정후순이익과 주가와의 관련성이 높음을 의미한다.

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 adjNI_t + \beta_3 NL_t + \beta_4 D_t + \beta_5 adjNI_t * D_t + e_t \quad \text{식 (2-2)}$$

또한 본 연구는 조정후순이익 보고형태에 따라 표본을 구분하여 그룹별로 모형의 가치관련성을 검증하고자 한다. 최종표본 중 조정후순이익을 손익계산서에 당기순이익과 함께 직접 보고한 금융기관과 주식에 다른 관련정보와 함께 보고한 금융기관을 구분하여, 당기순이익(NI_t)과 조정후순이익($adjNI_t$)의 주가에 대한 상대적 가치관련성을 알아보기 위하여 Vuong 검정을 실시하고, 보고형태에 따른 그룹별 상대적 가치관련성을 확인하기 위해서 Cramer(1987) 검정을 실시한다.

3.3 표본의 선정

본 연구의 표본기간은 2011년부터 2014년까지 총 4년간으로 <표 2>에 표본선정절차를 보고하였다.¹⁴⁾ 재무자료는 한국신용평가(주)의 KIS-Value에서 수집하였고 금융업 중 유가증권상장법인과 코스닥상장법인을 표본으로 선정하였다. 본 연구에서의 표본은 금융업을 대상으로 다음과 같은 제조조건을 만족시키는 기업을 선정하기로 한다.

- (1) 12월말 또는 3월말이 결산일인 상장금융기관¹⁵⁾
- (2) 공정공시를 통해 대손충당금 및 대손준비금 정보를 공시한 기업
- (3) KIS-Value에서 재무자료가 이용가능한 기업

표본의 수집과 관련하여 우선 주가 및 수익률 자료가 필요하므로 상장된 금융기관 360개 기업-연도를 대상으로 한다. 그런데 이 중 대손준비금 자료추출이 불가능한 금융기관이 무려 180개이다.¹⁶⁾ 또한 가치관련성 추정에 필요한 재무자료를 수집할 수 없는 24개 기업-연도를 제거하였다. 이를 반영한 최종

<표 2> 표본선정과정

선정기준	기업-연도	
2011년부터 2014년까지 상장 금융기관	360	
대손준비금 자료가 없는 금융기관	(180)	
자본잠식 및 재무자료 추출이 불가능한 금융기관	(24)	
상장시장별 최종표본	KOSPI	KOSDAQ
	148	8
합계	156	

14) 당기(t)의 이익반응계수 및 가치관련성을 구할 때 차기(t+1) 3월까지의 주식수익률이 반영되므로 2015년의 자료는 2014년의 분석을 위해 필요하다. 따라서 2015년의 경우 분석대상에는 포함되나, 표본기간에는 반영되지 않는다.
 15) 표본수 확보를 위하여 12월말 결산법인과 함께 3월말 결산법인을 모두 연구에 포함하였다.
 16) 전체 상장 금융기관 90개 중 절반에 해당하는 45개 금융기관이 투자회사 등(예, 코리아퍼시픽01호선박투자회사, 에스비아이인베스트먼트 등)으로 대손준비금제도를 도입하지 않고 있다. 또한 나머지 45개 금융기관의 180개 표본 중 합병 등으로 기존 재무자료가 누락되어 있는 경우(예, 광주은행, 경남은행 등) 24케이스를 제거하고 최종 156케이스를 획득하였다.

표본은 총 156개 기업-연도이다. 본 연구의 최종표본으로 사용된 상장 금융기관의 분포는 <표 2>와 같다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량

<표 3>은 분석에 사용된 변수들의 기술통계량을 나타낸다. 3월(6월) 말 현재 시가총액을 총자산으로 표준화한 P_t 의 평균은 0.1255이며, 순자산의 장부가액(BV_t)은 0.1828의 평균을 나타낸다. 당기순이익(NI_t)은 0.0107의 평균을 보임으로써, IFRS 도입 후 국내 상장 금융기관의 총자산 대비 당기순이익의 비율이 1.07% 정도임을 알 수 있다. 반면, 조정후순이익($adjNI_t$)은 0.0095를 나타냄으로써, 회계기준에 의한 당기순이익보다 낮다는 것을 알 수

있고 이와 같은 결과는 금융규제에 의한 대손준비금 및 대손준비금전입액이 금액적으로 중요하다는 것을 의미한다.

<표 4>는 분석에 사용된 변수들의 상관관계 분석 결과를 나타낸다. 기대한 바와 같이 주식의 시가(P_t)는 순자산의 장부가액(BV_t) 및 당기순이익(NI_t)과 양(+)의 유의한 상관관계를 가진다. 또한 조정후순이익($adjNI_t$)은 시가(P_t)와 유의한 상관관계를 가지며, 조정후순이익의 변화($\Delta adjNI_t$)도 시가(P_t)와 양(+)의 상관계수를 보이고 있다. 초과수익률(RET_t)의 경우, 순자산의 장부가액(BV_t)과는 유의한 상관관계를 보이지 않은 반면, 당기순이익(NI_t) 및 조정후순이익($adjNI_t$), 이익의 변화(ΔNI_t , $\Delta adjNI_t$)와 각각 유의한 양(+)의 상관관계를 가졌다.

<표 5>는 IFRS 도입 후 연도별 당기순이익 대비 대손준비금전입액의 비율을 나타내고 있다. IFRS 도입 후 4년간 당기순이익 대비 대손준비금전입액의 비중은 평균 5.57% 정도임을 알 수 있다. 특히

<표 3> 기술통계량

Variables	표본기간(표본수)	Mean	Std. Dev.	Min.	Median	Max.
P_t	11~14년(156)	0.1255	0.0910	0.0186	0.0998	0.4400
BV_t	11~14년(156)	0.1828	0.1541	0.0127	0.1298	0.7800
NI_t	11~14년(156)	0.0107	0.0178	-0.0282	0.0079	0.1100
NL_t	11~14년(156)	-0.0008	0.0034	-0.0282	0.0000	0.0000
$adjNI_t$	11~14년(156)	0.0095	0.0144	-0.0285	0.0073	0.0900
RET_t	11~14년(156)	0.0048	0.0226	-0.0375	0.0014	0.0800
ΔNI_t	11~14년(156)	0.0007	0.0097	-0.0293	-0.0002	0.0500
$\Delta adjNI_t$	11~14년(129) ¹⁷⁾	-0.0001	0.0088	-0.0251	-0.0007	0.0400

변수정의: $P_t = t+1$ 년 3월(6월) 말 현재 시가총액/총자산; $BV_t = t$ 년 현재 순자산의 장부가액/총자산; $NI_t = t$ 년 당기순이익/총자산; $NL_t = t$ 년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0; $adjNI_t = t$ 년 조정후순이익/총자산; $RET_t = t$ 년 4월(7월)부터 $t+1$ 년 3월(6월)까지 12개월간 누적시킨 연간 주식수익률; $\Delta NI_t = t$ 년 당기순이익의 변화; $\Delta adjNI_t = t$ 년 조정후순이익의 변화.

17) $\Delta adjNI_t$ 의 경우 $t-1$ 기의 조정후순이익 자료의 제약으로 인해 다른 변수에 비해 표본수가 감소하였다.

〈표 4〉 상관분석결과

변수	P_t	BV_t	NI_t	NL_t	$adjNI_t$	RET_t	ΔNI_t	$\Delta adjNI_t$
BV_t	0.716***	1						
NI_t	0.718***	0.657***	1					
NL_t	0.100	0.107	0.337***	1				
$adjNI_t$	0.727***	0.645***	0.978***	0.394***	1			
RET_t	0.247***	0.117	0.253***	0.034	0.261***	1		
ΔNI_t	0.331***	0.192**	0.488***	0.029	0.509***	0.371***	1	
$\Delta adjNI_t$	0.158*	0.044	0.239***	0.103	0.318***	0.367***	0.908***	1
N	156	156	156	156	156	156	156	129

1) 변수정의: P_t = t+1년 3월(6월) 말 현재 시가총액/총자산; BV_t = t년 현재 순자산의 장부가액/총자산; NI_t = t년 당기순이익/총자산; NL_t = t년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0; $adjNI_t$ = t년 조정후순이익/총자산; RET_t = t년 4월(7월)부터 t+1년 3월(6월)까지 12개월간 누적시킨 연간 주식수익률; ΔNI_t = t년 당기순이익의 변화; $\Delta adjNI_t$ = t년 조정후순이익의 변화.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 5〉 당기순이익 대비 대손준비금전입액의 비중

연도	2011	2012	2013	2014	평균
대손준비금전입액/당기순이익	4.74%	11.28%	3.00%	3.28%	5.57%

IFRS 도입 후 2년째인 2012년에는 대손준비금전입액이 당기순이익 대비 11.28%에 해당하는 비교적 높은 비중을 차지하는 모습을 보이고 있다. 이를 통해 당기순이익과 조정후순이익과의 차이가 유의할 것이라는 예상이 가능하다. 한편, 2013년 이후 점차 순이익 대비 대손준비금전입액의 비중이 낮아지는 추세를 보이고 있다.

4.2 회귀분석 결과

〈표 6〉은 본 연구의 첫 번째 가설을 검정하기 위하여 2011년부터 2014년까지의 금융기관 표본을 이용하여 당기순이익과 조정후순이익의 상대적 가치 관련성을 분석한 결과이다. 〈표 6〉의 Panel 1에 의하면 당기순이익(NI_t)보다 조정후순이익($adjNI_t$)의

금융기관의 주가(P_t)에 미치는 회귀계수값이 높은 것으로 나타남으로써, IFRS 도입 후 국내 상장 금융기관의 경우 조정후순이익이 당기순이익에 비해 기업가치에 더 높은 영향을 미치는 것으로 보인다. 가치관련성을 나타내는 모형의 설명력의 경우, 당기순이익(NI_t)을 설명변수로 하는 모형(0.623)보다 조정후순이익($adjNI_t$)을 설명변수로 하는 모형의 설명력(0.652)이 유의한 수준에서 높게 나타났다(Vuong's $Z = -2.600$). 이는 금융기관의 경우 IFRS 도입 후 당기순이익과 조정후순이익 간 가치관련성에 차이가 없을 것이라는 본 연구의 귀무가설 1을 기각하는 결과이다.

한편 수익률을 종속변수로 하여 가치관련성을 검증한 Panel 2에 의하면, 조정후순이익이 연간 주식수익률(RET)에 미치는 영향이 유의미하지만($t=3.746$),

〈표 6〉 당기순이익과 대손준비금조정후이익의 상대적 가치관련성(가설1 검증)

Panel 1	모형: $P_t = a_0 + a_1 BV_t + a_2 NI_t + a_3 NL_t + e_t$		모형: $P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 adjNI_t + \beta_3 NL_t + e_t$	
변수	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	0.053	7.361	0.048	7.015
BV_t	0.241	6.165***	0.227	5.997***
NI_t	2.487	6.944***		
$adjNI_t$			3.408	7.794***
NL_t	-2.853	-2.026***	-4.087	-2.893***
R^2	0.623		0.652	
Vuong's test	Vuong's Z = -2.600, p=0.009			
Panel 2	모형: $RET_t = a_0 + a_1 NI_t + a_2 \Delta NI_t + a_3 NL_t + e_t$		모형: $RET_t = \beta_0 + \beta_1 adjNI_t + \beta_2 \Delta adjNI_t + \beta_3 NL_t + e_t$	
변수	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	0.004	1.634	0.006	3.376***
NI_t	0.239	1.858*		
$adjNI_t$			1.917	3.746***
ΔNI_t	1.059	4.729***		
$\Delta adjNI_t$			-0.791	-1.519
NL_t	-0.153	-0.285	0.410	0.804
R^2	0.211		0.204	
Vuong's test	Vuong's Z = 1.500, p = 0.130			

1) 변수정의: $P_t = t+1$ 년 3월(6월) 말 현재 시가총액/총자산; $BV_t = t$ 년 현재 순자산의 장부가액/총자산; $NI_t = t$ 년 당기순이익/총자산; $adjNI_t = t$ 년 조정후순이익/총자산; $NL_t = t$ 년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0; $adjNI_t = t$ 년 조정후순이익/총자산; $RET_t = t$ 년 4월(7월)부터 $t+1$ 년 3월(6월)까지 12개월간 누적시킨 연간 주식수익률; $\Delta NI_t = t$ 년 당기순이익의 변화; $\Delta adjNI_t = t$ 년 조정후순이익의 변화.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

3) Panel 1은 156개 표본, Panel 2에서는 $\Delta adjNI_t$ 를 구할 수 있는 129개 표본을 이용하여 분석하였다.¹⁸⁾

수익률과 조정후순이익의 변화($\Delta adjNI_t$)간의 관련성에 비해 수익률과 당기순이익의 변화(ΔNI_t)간의 관련성이 상대적으로 더욱 높은 것으로 나타났다($t=4.729$). 이에 따라 두 이익변수와 그 변화량을 설명변수로 하여 주식수익률에 미치는 영향을 검증한 두 모형의 상대적 가치관련성은 유의한 차이가 없는 것으로 보인다(Vuong's Z = 1.500).

〈표 7〉은 본 연구의 두 번째 가설을 검증하기 위하여 조정후순이익의 보고형태에 따른 당기순이익과 조정후순이익의 상대적 가치관련성을 분석한 결과이다.

〈표 7〉의 Panel 1은 조정후순이익 공시형태를 나타내는 더미변수를 사용한 회귀분석결과이다. 금융감독원전자공시시스템(DART)을 검색한 결과, 조정후순이익을 연결손익계산서에 당기순이익과 함께

18) 일관성을 위하여 Panel 1의 경우도 129개 표본을 이용하여 분석을 실시해본 결과, 분석결과는 유의하게 다르지 않았다.

직접 공시하는 금융기관이 있는 반면, 대손준비금 관련정보를 공시하면서 주석에 함께 공시하는 금융기관이 있는 것으로 조사되었다. 이에 따라 본 연구는 당기순이익 정보와 함께 조정후순이익을 연결손익계산서에 직접 보고하는 기업을 1, 그렇지 않고 주석에 보고하는 기업을 0으로 하는 더미변수를 포함하여 가치관련성을 검증하였다.

Panel 1의 첫 모형(식 2-1) 분석결과에 의하면 조정후순이익을 손익계산서에 당기순이익과 함께 보고한 금융기관을 의미하는 더미변수(D_i)의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 나타냄으로써, 조정후순이익을 주석에 보고하는 기업에 비해 당기순이익과 함께 직접 손익계산서에 공시한 금융기관의 주가(P_i)가 상대적으로 더 높아지는 것으로 해석된다.

조정후순이익과 손익계산서 직접보고 더미변수와 의 상호변수($adjNI_i * D_i$)를 추가한 Panel 1의 두 번째 모형(식 2-2) 분석결과에 의하면, 더미변수 자체의 통계적 유의도는 더 이상 나타나지 않는 반면 상호변수의 값이 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 즉, 조정후순이익을 손익계산서에 직접 보고한 금융기관의 경우에 주석에 보고한 금융기관에 비해 상대적으로 조정후순이익과 주가와의 관련성이 높아짐을 의미한다.

또한 Panel 1의 세 번째 모형은 조정후순이익의 보고형태가 당기순이익과 주가와의 추가적인 관련성에도 영향을 미치는지 알아보기 위하여, 당기순이익과 손익계산서 직접보고를 나타내는 변수와의 상호변수($NI_i * D_i$)를 추가한 모형이다. 분석결과에 의하면, $NI_i * D_i$ 의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 나타냄으로써 조정후순이익을 손익계산서에 당기순이익과 함께 직접 보고한 금융기관의 경우 그렇지 않은 기업에 비해 조정후순이익뿐만 아니라 당기순이익(NI_i)과 주가(P_i)와의 추가적인 관련성이 더욱 높

아지는 것으로 보인다. 조정후순이익을 손익계산서에 함께 보고한 금융기관의 경우, 회계이익 및 금융이익 모두 주가와의 관련성이 조정후순이익을 주석에 보고하는 금융기관에 비해 상대적으로 더욱 높은 경향이 있다는 것을 의미함으로써 보고형태에 따른 기업의 주가관련성 특성을 엿볼 수 있는 결과이다. 한편, Vuong 검정결과 두 이익정보를 이용한 모형간의 가치관련성 차이는 발견되지 않았다.

〈표 7〉의 Panel 2는 조정후순이익 보고형태에 따라 표본을 구분하여 그룹별로 모형의 가치관련성을 검증한 결과를 나타낸다. 최종표본 156개 중 조정후순이익을 손익계산서에 당기순이익과 함께 직접 보고한 금융기관 표본이 65개인 반면, 주석에 다른 관련정보와 함께 보고한 금융기관이 91개로 주석에 보고하는 기업이 더 많은 추세라는 것을 알 수 있다.

우선 손익계산서에 직접 보고한 그룹의 당기순이익(NI_i) 및 조정후순이익($adjNI_i$)의 회귀계수가 주석에 보고한 그룹의 두 이익정보의 회귀계수에 비해 더욱 유의한 양(+)의 값을 보임으로써(계수동일성 검정 $t=3.577, 3.182$), 〈표 7〉의 Panel 1의 분석결과와 일관된다.

손익계산서에 직접 보고한 그룹만을 대상으로 당기순이익(NI_i)과 조정후순이익($adjNI_i$)의 주가에 대한 상대적 가치관련성을 알아보기 위하여 Vuong 검정을 실시한 결과, $adjNI_i$ 를 사용한 모형의 설명력이 NI_i 를 사용한 모형의 설명력보다 유의하게 높은 것으로 나타났다(Vuong's $Z = -2.100$). 즉, 당기순이익과 조정후순이익을 손익계산서에 함께 보고한 금융기관의 경우 당기순이익보다 조정후순이익의 가치관련성이 상대적으로 높다는 것을 의미한다.

한편 NI_i 와 $adjNI_i$ 가 삽입된 모형의 설명력을 검증하고, 보고형태에 따른 그룹별 상대적 가치관련성

〈표 7〉 보고형태에 따른 상대적 가치관련성(가설2 검증)

Panel 1: 보고형태 더미변수를 이용한 모형의 가치관련성						
모형	식 (2-1) $P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 adjNI_t + \beta_3 NL_t + \beta_4 D_t + e_t$		식 (2-2) $P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 adjNI_t + \beta_3 NL_t + \beta_4 D_t + \beta_5 adjNI_t * D_t + e_t$		식 (2-3) $P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 NI_t + \beta_3 NL_t + \beta_4 D_t + \beta_5 NI_t * D_t + e_t$	
변수	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	0.040	5.093***	0.044	5.698***	0.048	6.147***
BV_t	0.221	5.895***	0.213	5.846***	0.218	5.822***
NI_t	3.549	8.124***	3.282	7.599***	2.479	7.154***
NL_t	-4.384	-3.125***	-4.879	-3.563***	-3.983	-2.934***
D_t	0.019	2.169**	-0.003	-0.284	-0.007	-0.585
$adjNI_t * D_t$			2.796	3.233***		
$NI_t * D_t$					3.249	3.786***
R^2	0.653		0.674		0.662	
Vuong's test	Vuong's Z = -0.810, p=0.420				Vuong's Z = -1.400, p=0.160	
Panel 2: 보고형태에 따른 그룹별 가치관련성 비교						
모형: $P_t = a_0 + a_1 BV_t + a_2 NI_t + a_3 NL_t + e_t$						
	손익계산서에 공시한 기업(n=65)		주식에 공시한 기업(n=91)		계수동일성검정	
변수	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	계수차이	t-값
절편	0.044	3.397***	0.041	4.674***	0.003	0.194
BV_t	0.168	3.278***	0.286	5.132***	-0.118	-1.551
NI_t	6.355	5.650***	2.062	4.917***	4.294	3.577***
NL_t	-5.675	-1.456	-3.368	-2.372**	-2.307	-0.556
R^2	0.541		0.728		Cramer's Z = -2.486, p=0.013	
모형: $P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 adjNI_t + \beta_3 NL_t + e_t$						
	손익계산서에 공시한 기업(n=65)		주식에 공시한 기업(n=91)		계수동일성검정	
변수	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	계수차이	t-값
절편	0.045	3.612***	0.037	4.427***	0.008	0.535
BV_t	0.158	3.109***	0.283	5.357***	-0.125	-1.700*
$adjNI_t$	6.669	5.948***	2.747	5.367***	3.922	3.182***
NL_t	-5.943	-1.559	-4.225	-2.926***	-1.718	-0.422
R^2	0.557		0.739		Cramer's Z = -2.459, p=0.015	
Vuong's test	Vuong's Z = -2.100, p=0.033		Vuong's Z = -1.100, p=0.270			

1) 변수정의: P_t = t+1년 3월(6월) 말 현재 시가총액/총자산; BV_t = t년 현재 순자산의 장부가액/총자산; NI_t = t년 당기순이익/총자산; NL_t = t년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0; $adjNI_t$ = t년 조정후순이익/총자산; D_t = t년 조정후순이익을 연결손익계산서에 보고하면 1, 주식에 보고하면 0인 더미변수.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

을 확인하기 위해서 Cramer(1987) 검정¹⁹⁾을 실시하였다. 보고형태에 따라 표본을 구분하여 같은 모형에 대한 그룹별 가치관련성을 검증한 결과, 조정후순이익을 당기순이익과 함께 손익계산서에 보고한 금융기관에 비해 대손준비금 관련정보와 함께 주석에 보고한 그룹의 모형 설명력이 모두 유의하게 높은 것으로 나타났다(Cramer's Z = -2.486, -2.459). 이는 조정후순이익의 보고형태에 따라 이익정보의 가치관련성에 차이가 없을 것이라는 본 연구의 두

번째 귀무가설을 기각하는 결과이며, 손익계산서에 당기순이익 및 조정후순이익을 함께 공시하는 경우 오히려 시장에서 혼란을 느껴(최정호, 2013) 회계정보가 아닌 다른 정보에 대한 탐색욕구가 증가됨으로써, 장부금액(BV_t) 등의 정보유용성이 함께 감소(회귀계수: 0.168 vs 0.286, 0.158 vs 0.283)하여 모형의 설명력이 상대적으로 낮아졌을 가능성이 있는 것으로 보인다.

(표 8)은 본 연구의 두 번째 가설 검정을 위한 추

(표 8) 보고형태에 따른 그룹별 가치관련성 비교(가설2 추가검정)

Panel 1: $RET_t = a_0 + a_1NI_t + a_2\Delta NI_t + a_3NL_t + e_t$						
변수	손익계산서에 공시한 기업(n=58)		주석에 공시한 기업(n=71)		계수동일성검정	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	계수차이	t-값
절편	0.003	0.716	0.004	1.150	-0.000	-0.017
NI_t	0.398	0.844	0.245	1.805*	0.152	0.310
ΔNI_t	1.669	3.212***	0.850	3.399***	0.818	1.420
NL_t	1.272	0.844	-0.631	-1.067	1.902	1.176
R^2	0.245		0.222		Cramer's Z = 0.764, p=0.445	
Panel 2: $RET_t = \beta_0 + \beta_1adjNI_t + \beta_2\Delta adjNI_t + \beta_3NL_t + e_t$						
변수	손익계산서에 공시한 기업(n=58)		주석에 공시한 기업(n=71)		계수동일성검정	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	계수차이	t-값
절편	0.002	0.521	0.002	.584	0.001	0.092
$adjNI_t$	0.480	1.001	0.449	2.437**	0.031	0.061
$\Delta adjNI_t$	1.635	3.114***	0.576	2.237**	1.059	1.811*
NL_t	1.132	0.746	-1.089	-1.743*	2.221	1.353
R^2	0.239		0.161		Cramer's Z = 2.600, p=0.009	
Vuong's test	Vuong's Z = 0.290, p=0.770		Vuong's Z = 1.200, p=0.220			

- 1) 변수정의: RET_t = t년 4월(7월)부터 t+1년 3월(6월)까지 12개월간 누적시킨 연간 주식수익률; ΔNI_t = t년 당기순이익의 변화; ΔNI_t = t년 당기순이익의 변화; $adjNI_t$ = t년 조정후순이익/총자산; $\Delta adjNI_t$ = t년 조정후순이익의 변화; NL_t = t년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0; D_t = t년 조정후순이익을 손익계산서에 보고하면 1, 주석에 보고하면 0인 더미변수.
 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

19) 회귀분석의 모형은 동일하나 적용한 연도 및 표본이 다를 경우에는 Cramer(1987)의 결과에 의하여 다음과 같은 Z값을 통해 회귀 모형의 설명력 차이를 통계적으로 검증할 수 있다.

$$Z = (R_1^2 - R_2^2) / \sqrt{\sigma^2(R_1^2) + \sigma^2(R_2^2)}$$

여기서, R^2 는 각 회귀모형의 결정계수이고, σ^2 는 각 회귀모형에서 구한 결정계수의 분산이다.

가분석으로서 연간주식수익률(RET_t)을 종속변수로 하여 조정후순이익의 보고형태에 따른 그룹별 가치관련성을 분석한 결과이다. <표 8>의 Panel 1과 Panel 2에 의하면 당기순이익(NI_t)과 당기순이익의 변화량(ΔNI_t)을 이용한 모형의 그룹별 설명력차이는 발견되지 않았으나, 조정후순이익($adjNI_t$)과 조정후순이익의 변화량($\Delta adjNI_t$)을 설명변수로 하여 주식수익률과의 관련성을 알아보기 위한 모형의 경우에는 그룹별 설명력차이가 유의한 것으로 나타났다(Cramer's $Z = 2.600$). 즉 Panel 2의 결과에 의하면, 조정후순이익의 변화량($\Delta adjNI_t$)의 회귀계수가 손익계산서 직접보고 그룹에서 주식보고 그룹보다 유의하게 높은 것으로 나타났고, 이에 따라 모형의 전체 설명력($R^2=0.239$)도 주식에 보고한 그룹($R^2=0.161$)보다 통계적으로 유의한 수준에서 더 높다는 것을 의미한다. 이는 본 연구의 두 번째

귀무가설을 부분적으로 기각하는 결과이며, 주가와 연간수익률을 종속변수로 사용하여 가치관련성을 검증하였을 때 나타나는 차별화를 확인할 수 있는 결과이다.

4.3 추가분석 결과

<표 9>와 <표 10>은 첫 번째 가설의 추가분석으로 대손준비금전입액이 기업특성과 주가나 수익률 및 가치관련성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 회계기준상의 당기순이익과 금융규제에 따라 공시가 요구되는 조정후순이익과의 차액인 대손준비금전입액(*provision*)은 기대손실모형에서 발생손실모형으로 전환함에 따라 발생하는 보고이익의 증가액이라고 볼 수 있는데, 대손준비금전입액의 부호 및 크기에 따라 기업특성에 차이가 있는지를 확인하였다.

<표 9> 대손준비금전입액에 따른 기업특성차이

Panel 1: 대손준비금전입(+)과 환입(-)에 의한 기업특성차이 ($n=156$)			
	(+) <i>provision</i> ($n=122$)	(-) <i>provision</i> ($n=34$)	<i>t</i> 값
<i>NI</i>	0.0122	0.0056	2.301**
<i>adjNI</i>	0.0106	0.0059	1.771*
<i>Leverage</i>	0.8414	0.7923	1.417
<i>SIZE</i>	30.3006	29.4345	3.033***
<i>Capital</i>	0.1777	0.2010	0.737
Panel 2: 대손준비금전입액(<i>provision</i>)의 크기에 의한 기업특성차이 ($n=122$)			
	<i>above median</i> ($n=61$)	<i>under median</i> ($n=61$)	<i>t</i> 값
<i>NI</i>	0.0160	0.0083	2.343**
<i>adjNI</i>	0.0130	0.0081	1.859*
<i>Leverage</i>	0.8315	0.8513	0.738
<i>SIZE</i>	30.1827	30.4185	0.822
<i>Capital</i>	0.1931	0.1624	1.123

1) 변수정의: *provision* = 대손준비금전입액 (= $NI_t - adjNI_t$; (-)의 값은 환입액을 의미); *NI* = 당기순이익/총자산; *adjNI* = 조정후순이익/총자산; *Leverage* = 총부채/총자산; *SIZE* = 총자산의 자연로그값; *Capital* = 자기자본/총자산.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 9〉의 Panel 1은 대손준비금전입과 환입에 의해 표본을 구분한 후 기업특성을 나타내는 재무변수별 차이분석을 실시한 결과이다. 전입액을 발생시킨 기업(+)*provision_t*의 보고이익(*NI_t*, *adjNI_t*)과 기업규모(*SIZE_t*)가 환입액을 발생시킨 기업(-)*provision_t*의 그것들보다 유의하게 높은 값을 보이고 있다는 것을 알 수 있다(*t* = 2.301, 1.771, 3.033).

〈표 9〉의 Panel 2는 전입액 발생기업(*n* = 122)만을 대상으로, 표본의 중위수를 기준으로 하여 대손준비금전입액의 크기에 따른 기업의 재무변수 차이를 분석한 결과이다. 전입액의 크기가 높은 기업의 *NI_t* 및 *adjNI_t*이 전입액의 크기가 낮은 기업보다 유의하게 높은 값을 나타내고 있음을 확인할 수 있다(*t* = 2.343, 1.859).

또한, 대손준비금전입액이 주가나 수익률에 미치는 직접적인 영향을 살펴보는 것이 추가적인 의미가 있을 것이라고 판단하여 다음의 식(3-1) 및 식(3-2)

와 같은 모형을 이용하여 분석을 실시하였다.

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 NI + \beta_3 provision_t + \beta_4 NL_t + e_t \quad \text{식 (3-1)}$$

$$RET_t = \beta_0 + \beta_2 NI + \beta_2 \Delta NI + \beta_3 provision_t + \beta_4 NL_t + e_t \quad \text{식 (3-2)}$$

여기에서,

provision_t = 대손준비금전입액 (= *NI_t* - *adjNI_t*; (-)의 값은 환입액을 의미).

〈표 10〉의 Panel 1에 의하면 기대손실모형을 가정하였을 경우 회계상 비용의 성격에 해당하는 대손준비금전입액(*provision_t*)은 주가에 음(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(*t* = -3.271). 즉, 회계기준상 보고이익(*NI_t*)에 비해 상대적으로 금융규제상의 보고이익(*adjNI_t*)을 감소시키는 대손준비금전입액이 시장에서 유의한 의미를 가진다는 것을 나

〈표 10〉 대손준비금전입액이 주가와 수익률에 미치는 영향

모형	Panel1: $P_t = \beta_0 + \beta_1 BV_t + \beta_2 NI + \beta_3 provision_t + \beta_4 NL_t + e_t$		Panel2: $RET_t = \beta_0 + \beta_2 NI + \beta_2 \Delta NI + \beta_3 provision_t + \beta_4 NL_t + e_t$	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
절편	0.046	6.455***	0.003	7.015
<i>BV_t</i>	0.231	6.085***		
<i>NI_t</i>	3.678	7.311***	0.164	0.845
ΔNI_t			0.740	3.521***
<i>provision_t</i>	-4.991	-3.271***	-0.154	-0.251
<i>NL_t</i>	-4.440	-3.064***	-0.111	-0.194
<i>R</i> ²	0.646		0.122	

1) 변수정의: *P_t* = *t*+1년 3월(6월) 말 현재 시가총액/총자산; *BV_t* = *t*년 현재 순자산의 장부가액/총자산; *NI_t* = *t*년 당기순이익/총자산; ΔNI_t = *t*년 당기순이익의 변화; *NL_t* = *t*년 현재 당기순손실이면 그 값/총자산 아니면 0; *RET_t* = *t*년 4월(7월)부터 *t*+1년 3월(6월)까지 12개월간 누적시킨 연간 주식수익률; *provision_t* = *t*년 대손준비금전입액(= *NI_t* - *adjNI_t*; (-)의 값은 환입액을 의미).

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

타내는 결과로써, 조정후순이익의 높은 상대적 가치 관련성을 시사하는 앞의 <표 6>의 결과를 지지하고 있다.

V. 결론

본 연구는 한국채택국제회계기준(K-IFRS) 도입에 따른 금융업의 대손충당금에 대한 회계기준 변경으로 인해 금융규제상 공시가 요구되고 있는 이익정보의 가치관련성을 살펴보는 데 목적이 있다. 이를 위하여 K-IFRS 도입 후 우리나라의 상장 금융기관을 대상으로 하여 회계기준상 당기순이익과 금융규제상 대손준비금조정후순이익의 상대적 가치관련성을 검증하였다.

K-IFRS 도입 후 금융자산의 손상(impairment)은 앞으로 예상되는 손실이 아니라 이미 발생했다는 객관적인 증거에 근거하여 대손충당금을 산정하도록 규정한 발생주의 개념을 적용하고 있다.

K-IFRS의 발생손실모형이 손실발생의 객관적 증거가 있을 때 대여금 및 수취채권의 손상차손을 인식하도록 하는 방법으로서 임의적인 손상차손 인식을 억제하는 효과가 있지만, 미래에 예상되는 손실을 적절히 반영하기 어려워 손상차손을 과소평가하고 당기순이익을 과대평가할 것이라는 우려가 있어왔다(김효진·이기훈, 2015). 또한 이로 인해 K-IFRS 도입 전후 은행의 재무상태 관련정보의 비교가능성이 저하될 수 있다. 금융감독당국은 이와 같은 문제를 완화하기 위하여 대손준비금을 적립하도록 하였다. 대손준비금 잔액은 규제자본 산출시 차감하는 한편, 당해 연도 적립액을 비용처리한 경우를 가정하여 산출한 조정후순이익을 보고 공시하도록 하고

있다. 이에 따라 각 금융기관은 연결손익계산서에 연결당기순이익과 함께 조정후순이익을 직접 공시하거나 주석에 공시하는 방법을 선택하고 있다. 이와 관련하여 대손충당금에 대한 회계기준 변경효과를 살펴보고, K-IFRS 도입 4년째인 2014년까지의 금융업 자료를 실증적으로 살펴봄으로써 발생손실모형으로의 전환에 의한 대손충당금의 과소설정액을 보완하기 위해 규제되는 조정후순이익의 정보유용성을 살펴보는 것은 중요한 의미가 있다.

이에 따라 K-IFRS를 도입한 금융기관을 대상으로 2011년~2014년 기간 동안 당기순이익 및 조정후순이익의 가치관련성을 비교한 결과, 당기순이익을 설명변수로 하는 모형보다 조정후순이익을 설명변수로 하는 모형의 설명력이 유의한 수준에서 높은 것으로 나타났다. 이는 금융기관의 경우 IFRS 도입 후 당기순이익과 조정후순이익 간 가치관련성에 차이가 없을 것이라는 본 연구의 첫 번째 귀무가설을 기각하는 결과이며, 금융규제상의 조정후순이익이 회계기준상의 당기순이익보다 높은 수준에서 시장반응에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

조정후순이익의 보고형태에 따라 차별화된 가치관련성을 보이는지 알아보기 위한 분석을 실시한 결과, 우선 조정후순이익을 손익계산서에 직접 보고한 금융기관의 경우에 이익정보와 주가와의 관련성이 주석에 보고하는 금융기관에 비해 상대적으로 더욱 높은 것으로 나타났다. 그러나 Vuong 검정결과 두 이익정보를 이용한 모형간의 설명력차이는 발견되지 않았다.

한편 손익계산서에 직접 보고한 그룹만을 대상으로 당기순이익과 조정후순이익의 주가에 대한 상대적 가치관련성을 알아보기 위하여 Vuong 검정을 실시한 결과, 조정후순이익을 사용한 모형의 설명력이 당기순이익을 사용한 모형의 설명력보다 유의하

게 높은 것으로 나타났다. 즉, 당기순이익과 조정후순이익을 손익계산서에 함께 보고한 금융기관의 경우 당기순이익보다 조정후순이익의 가치관련성이 상대적으로 더욱 높다는 것을 의미한다. 또한 연간수익률을 종속변수로 하고 조정후순이익과 이익의 변화량을 설명변수로 사용한 모형의 분석결과에서도 손익계산서 직접보고 그룹의 설명력이 주식보고 그룹의 설명력보다 통계적으로 유의한 수준에서 더 높은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과들은 조정후순이익의 보고형태에 따라 가치관련성에 차이가 없을 것이라는 본 연구의 두 번째 귀무가설을 부분적으로 기각하는 것으로 보인다.

본 연구는 그동안 다루어지지 않았던 회계기준과 금융규제간의 상호보완적 정보제공 역할을 실증적으로 확인해보고자 하였다. 대손충당금 회계처리 변경에 따라 나타날 수 있는 현상에 대한 논리적 접근 및 사례분석 중심의 선행연구들과 달리, K-IFRS 도입에 따른 금융기관의 대손충당금에 대한 회계기준 변경효과에 대한 완충장치로 규제하고 있는 감독당국의 조정후순이익의 정보유용성을 검증하기 위하여 회계기준상의 당기순이익의 가치관련성과 실증적으로 비교하였다는 점에서 의미가 있다.

참고문헌

- 고승의(2012), “은행의 대손충당금 측정 사례연구,” **회계저널**, 21, 213-238.
- 김수성 · 고윤성(2011), “K-IFRS 도입에 따른 은행업의 대손충당금이 과세소득에 미치는 영향,” **회계저널**, 20, 109-134.
- 김지홍 · 박우진 · 유혜영(2011), “국제회계기준(K-IFRS) 도입 금융업 사례연구: 은행업과 손해보험업을 중심으로,” **회계저널**, 20, 153-172.
- 김효진 · 박민경(2015), “K-IFRS 도입 후 당기순이익과 포괄이익의 가치관련성 비교,” **한국회계학회 하계 학술발표대회**.
- 김효진 · 이기훈(2015), “K-IFRS 도입에 따른 은행업의 대손충당금 관련 회계기준 변경효과,” **회계세무와 감사연구**, 57, 167-198.
- 박성중 · 허광복 · 마희영(2012), “K-IFRS의 도입이 대손충당금에 미치는 영향: 상호저축은행 사례연구,” **회계저널**, 20, 123-152.
- 최원욱 · 이현아 · 임주현(2012), “IFRS 도입 후 세무상 변화에 대한 국내 은행의 사례연구,” **회계저널**, 21, 331-359.
- 최정호(2013), “IFRS 채택과 회계정보의 가치관련성,” **회계학연구**, 38, 391-424.
- 윤순석 · 송인만 · 김효진(2015), **K-IFRS 재무회계**, 신영사.
- Barth, M., and S. Kallapur(1996), “The Effects of Cross-sectional Scale Differences on Regression Results in Empirical Accounting Research,” *Contemporary Accounting Research*, 13, 527-67.
- Biddle, G. C., G. S. Seow, and A. Siegel(1995), “Relative versus Incremental Information Content,” *Contemporary Accounting Research*, 12, 1-23.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys(1999), “Use of R² in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades,” *Journal of Accounting and Economics*, 28, 83-115.
- Chambers, D., T. J. Linsmeier, C. Shakespeare, and T. Sougiannis(2007), “An Evaluation of SFAS No. 130 Comprehensive Income,” *Review of Accounting Studies*, 12, 557-593.
- Collins D. W., E. Maydew, and I. Weiss(1997), “Changes in the Value-relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years,”

- Journal of Accounting and Economics*, 24, 39-67.
- Cramer, J. S.(1987), "Mean and Variance of R^2 in Small and Moderate Samples," *Econometric Reviews*, 35, 253 - 266.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70(April), 193-225.
- Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand(2010), "Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, their Determinants and their Consequences," *Journal of Accounting and Economics*, 50, 344-401.
- Easton, P., and G. Sommers(2003), "Scale and the Scale Effect in Market-Based Accounting Research," *Journal of Business, Finance and Accounting*, 30, 25-55.
- Hayn, C.(1995), "The Information Content of Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125-153.
- Hirst, E., and P. Hopkins(1998), "Comprehensive Income Reporting and Analysts' Valuation Judgments," *Journal of Accounting Research*, 36, 47-75.
- Hung, M., and K. Subramanyam(2007), "Financial Statement Effects of Adopting International Accounting Standards: The Case of Germany," *Review of Accounting Studies*, 12, 623-657.
- Hunton, J., R. Libby, and C. Mazza(2006), "Financial Reporting Transparency and Earnings Management," *The Accounting Review*, 81, 135-157.
- Kanagaretnam, K., R. Mathieu, and M. Shehata (2009), "Usefulness of Comprehensive Income Reporting in Canada," *Journal of Accounting and Public Policy*, 28, 349-365.
- Kothari, S., and J. Zimmerman(1995), "Price and Return Models," *Journal of Accounting and Economics*, 20, 155-192.
- Lev, B.(1989), "On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research," *Journal of Accounting Research*, 27, 153-192.
- Maines, L. A., and L. S. McDaniel(2000), "Effects of Comprehensive Income Characteristics on Nonprofessional Investors' Judgments: The Role of Financial Statement Presentation Format," *The Accounting Review*, 75, 179-207.
- Ohlson, J. A.(1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687.
- Vuong, Q. H.(1989), "Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-nested Hypotheses," *Econometrica*, 57, 307-333.

Value Relevance of Loan Loss Reserve Adjusted Income and Net Income in the Banking Industry

Hyo Jin Kim* · Ki Hoon Lee**

Abstract

This paper examines the relative value relevance between IFRS net income and loan-loss reserve adjusted net income for Korean banks, which was mandated for banking industry regulation purpose as a result of IFRS adoption in 2011.

IFRS requires firms to use the incurred loss model for recognizing bad debt expenses. The incurred loss model is considered to recognize less loan loss allowance as compared to the expected credit loss model. As a result, the Korean Financial Supervisory Commission requires banks to record additional loan-loss reserves in the wake of IFRS adoption in fear of recognizing insufficient loan loss. The additional loan-loss reserve is a non-GAAP approach which is imposed for regulation purpose. But it is considered necessary to comply with the leverage ratio set by the Basel Committee on Banking Supervision. The non-GAAP additional loan-loss reserve affects two elements of financial statements. First, it is subtracted from the capital measure, the numerator in the leverage ratio. It is subtracted from the IFRS net income to arrive at the loan-loss reserve adjusted income. The additional loan-loss reserve is allowed to be disclosed in the face of or in the notes to the financial statements.

From an analysis of the relative value relevance between the non-GAAP adjusted income and the IFRS net income for 156 firm-years in the period of 2011 to 2014, we document that the non-GAAP income has higher value relevance than the IFRS net income. We also document that the disclosure pattern also affect value relevance differently. More specifically, those banks which report the income adjustments on the income statements have higher value relevance than those banks which report them in the notes to the financial statements. Furthermore,

* Associate Professor, Department of Accounting and Tax, Jeonju University, First Author

** Professor, Department of Business Administration, Jeonju University, Corresponding Author

using a sub-sample of firm-years which report the adjustments on the income statements, we document that the value relevance of the adjusted income is higher than that of the IFRS net income.

We contribute to the literature by empirically showing that the non-GAAP additional loan-loss reserve has additional information content and can be justified for regulation purpose. Our result also provides empirical supports for the validity of the expected credit loss model in IFRS 9 which supersedes the incurred loss model.

Key words: IFRS, banking industry, loan-loss reserve, non-GAAP adjusted income, impairments, value relevance

-
- 저자 김효진은 현재 전주대학교 경영대학 회계세무학과 부교수로 재직 중이다. 주요연구분야는 국제회계기준, 기업지배구조, 자본시장론 및 이익관리 등이다.
 - 저자 이기훈은 현재 전주대학교 경영대학 경영학과 교수로 재직 중이다. 주요연구분야는 경영통계, 광고매체, 기업지배구조 등이다.