

IFRS 도입 이후 국내은행의 신용손실 인식이 신용공급에 미친 영향

이건재(단독저자)

KB국민은행

(gjlee@kbf.com)

본 연구는 IFRS 도입 이후 국내은행의 신용손실 인식이 자본규제와는 별개로 후속기간의 여신취급 규모에 미친 영향을 분석한다. 이는 신용손실 인식이라는 재무보고 과정이 은행의 신용공급 의사결정에 영향을 미쳐 금융시장의 자금공급을 변화시키는지 분석한다는 측면에서 의미가 있다.

실증분석결과, IFRS 도입 이후 국내은행의 대손충당금 적립규모 증가는 자본규제와 무관하게 다음 분기의 대출채권 증가 규모를 유의적으로 감소시킨 것으로 나타난다. IFRS 도입 이후 국내은행들은 발생손실 측정 과정에서 IBNR(Incurred But Not Reported) 여신에 대한 추정손실을 포함한 결과, 충당금 적립규모가 예상손실과 유사하게 변동하는 양상을 보였다. IFRS 도입 이후 대손충당금의 증가가 다음 분기 신용공급을 감소시킨 것은 IFRS 대손충당금이 은행의 신용손실에 관한 경제적 정보를 반영하고 있어 은행의 경영자가 대손충당금의 변화를 고려하여 미래 신용공급 규모를 조절하였기 때문으로 풀이된다.

IFRS 도입 시점에 국내감독당국은 은행의 손실흡수능력 유지를 위해 회계상 대손충당금이 감독규정에 따른 최소적립금액에 미달하는 금액을 대손준비금으로 적립하도록 의무화하였다. 감독목적 충당금 규모는 획일적인 자산건전성 분류기준에 따라 결정되어 은행의 신용위험 정보를 충실히 반영하고 있다고 보기 어렵다. 실증분석결과, 대손준비금의 증가는 다음 분기 대출채권 규모에 유의적인 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. IFRS 상 대손충당금과 감독규정에 따른 대손준비금은 모두 은행의 잠재적인 신용손실을 인식하지만 대손충당금만이 은행의 미래 신용공급에 영향을 미친다는 사실은 대손충당금에 내재된 정보 효과를 입증하는 증거가 된다. IFRS 도입 이전 국내은행들은 감독목적 충당금을 그대로 회계상 충당금으로 인식해 왔는데 실증분석결과, 동 기간에는 회계상 충당금이 다음 분기 은행 신용공급 규모와 무관했던 것으로 나타나 정보 속성 관점에서 IFRS 충당금의 효과를 해석하는 것을 뒷받침한다.

한편, 자본규제 변수는 다음분기 여신취급에 유의적인 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 이는 국내은행들이 여유있는 자기자본비율을 유지해온 데 기인한 것으로 해석된다. 특히 자본규제 변수 중 신용위험량의 변화가 다음 분기 여신취급에 영향을 미치지 않은 결과는 대손충당금 변화가 미래 여신취급 규모와 음(-)의 상관관계를 보인 결과와 비교할 때 주목할 만 하다. 신용위험량과 대손충당금은 둘 다 신용위험 포트폴리오에서 발생가능한 손실을 포착하지만 전자는 손실분포 상 최대 손실규모에서 예상손실을 차감한 예상외손실(UL)로 계산하는 반면 대손충당금은 예상손실(EL) 중 회계상 인식기준을 충족하는 금액으로서 평균적으로 발생할 것으로 기대되는 정상적인 비용을 측정한다. 실증분석결과는 은행이 여신취급규모를 조절함에 있어 예상외손실이 아닌 예상손실에 해당하는 부분만을 고려한다는 사실을 보여준다.

주제어: 신용손실, 대손충당금, 대손준비금, 여신취급

1. 서론

은행에 대한 자본규제는 은행이 부담하는 위험량에 대비한 최소한의 자기자본을 유지하도록 요구함으로써 경기불황에 따른 심각한 손실이 발생하더라도 은행이 이를 흡수하고 예금자에 대한 지급능력을 유지할 수 있도록 한다. 회계기준 역시 은행을 둘러싼 정보비대칭의 부작용을 완화하고 은행의 원활한 자금조달을 도와준다. 회계기준은 은행의 재무보고가 은행의 경영성과와 재무상태에 대한 투명한 정보를 제공하도록 하여 은행의 이해관계자가 은행의 지급능력 및 건전성에 대해 판단하고 자금 공급과 관련된 의사결정을 내리는데 있어 도움을 준다. 하지만, 은행 규제와 회계기준의 목표가 반드시 일치하는 것은 아니다. 은행감독기구는 은행시스템의 안전성을 확보하는 데 중점을 두지만 회계기준 제정기구는 재무정보의 유용성 증진을 1차 목표로 한다 (Barth and Landsman, 2010; Bushman and Williams, 2012).

신용손실은 전통적인 여수신 업무를 취급하는 은행의 회계처리에 있어 이자수익 및 이자비용과 함께 가장 중요한 손익 항목이다. 과거 은행의 대손충당금 적립행태에 대한 연구들을 살펴보면 은행의 신용손실 인식이 경기변동에 강하게 연계되어 변화한다는 결과를 다수 찾아볼 수 있다(Laeven and Majnoni, 2003; Pain, 2003; Bikker and Metzmakers, 2004). 대손충당금 회계는 은행에 대한 자본규제와 연계되어 은행의 신용공급 상 경기순응성을 가져온다는 비판을 받아왔다. 불황기에는 대손충당금의 증가로 자기자본이 감소하여 최소자기자본규제 준수를 위한 추가 자본조달 필요성이 높아진다. 하지만, 시장 전반의 위기로 자본시장이 경색

되어 자본조달이 어려워지면 은행은 신용공급을 축소하는 방법으로 대응하게 되고 이는 경기를 더욱 악화시키게 되는 것이다. Beatty and Liao(2011)는 충당금 인식이 지연된 은행의 경우 불황기에 신규여신 취급을 더욱 감소시킨다는 증거를 제시하면서 신용손실 인식의 적시성이 은행 신용공급의 경기순응성에 영향을 미친다는 것을 보였다.

회계기준에 따른 은행의 신용손실 인식은 자본규제와는 별개의 통로를 통해 은행의 신용공급에 영향을 줄 수 있다. 은행의 대손충당금 인식의 적정성을 분석한 선행연구들은 은행의 대손충당금 적립규모가 NPL 비율, 상각채권 비율의 변화 등 현행 신용지표를 잘 반영한다는 사실을 보여준 바 있다 (Domikowsky et al., 2014; Schechtman and Takeda, 2018). 이를 통해 은행의 대손충당금 적립액이 은행의 신용위험에 대한 정보를 반영함으로써 은행의 경영자가 은행의 신용공급 규모를 조절하는데 활용될 수 있다는 사실을 짐작할 수 있다.

본 연구는 IFRS 도입 이후 국내은행의 신용손실 인식이 자본규제와는 별개로 후속기간의 여신취급 규모에 미친 영향을 분석하는 것을 목표로 한다. 신용포트폴리오에서 기대되는 손실은 은행 입장에서 영업비용을 구성한다. 경제적 의미에서 신용손실의 증가는 (회계상 인식 여부와 무관하게) 신용위험이 증가하여 은행의 수익성이 악화된다는 증거가 된다. 만약 대손충당금이 은행의 신용손실에 관한 경제적 정보를 반영하고 있다면 은행의 경영자가 대손충당금의 변화를 고려하여 미래 신용공급 규모를 조절할 것으로 예측할 수 있다.

국내은행들은 IFRS 도입 이전에는 감독규정 상 여신건전성 분류에 따른 충당금 적립필요액을 회계상 대손충당금으로 인식하여 왔다. 하지만 2011년 IFRS 도입과 함께 재무보고의 국제적 정합성을 도

모하기 위하여 IFRS의 발생손실모형에 따른 신용손실을 재무제표 상 대손충당금으로 인식하게 되었다. 하지만 국내은행들의 충당금 적립규모가 감소하여 미래 손실흡수능력이 저하될 것으로 우려한 감독당국은 회계상 충당금이 감독목적 상 필요적립액에 미달하는 금액을 대손준비금으로 적립하도록 요구하였고, 동 준비금을 BIS자기자본비를 계산시 자기자본금액에서 공제하도록 하였다(단, 동 공제조항은 2016년 말 규정 개정을 통해 폐지되었다.). 한편, 2018년부터는 미래 전망정보를 포함한 모든 신용정보를 통해 추정된 기대신용손실을 대손충당금으로 인식하도록 요구하는 새로운 금융상품 기준서 IFRS 9가 적용되고 있다. 또한 은행 자기자본의 질을 향상하고 경기순응성을 완화하도록 개선된 자기자본협약 바젤Ⅲ 역시 2013년 12월부터 국내 시행되었는데, 이는 신용손실 인식과 자본규제 간의 상호작용을 잠재적으로 변화시켰을 수 있다. 이와 같이 IFRS 국내 도입 이후 일련의 제도변화 과정 속에서 국내은행의 신용손실 인식이 신용공급에 미친 영향을 고찰하는 것은 중요한 의미를 가진다. Biddle and Hilary(2006)와 Bharath et al.(2008)은 재무정보의 질이 기업의 차입 및 투자 의사결정에 영향을 미쳐 자본시장의 자금수요를 변화시킬 수 있음을 보인 바 있다. 본 연구는 신용손실 인식이라는 재무보고 과정이 은행의 신용공급 의사결정에 영향을 미쳐 자본시장의 자금공급을 변화시키는지 분석한다는 측면에서 의미가 있다.

본 연구는 2009~2018년 최근 10년간 국내은행의 분기별 대손충당금 및 대손준비금 적립(예정)액의 증감이 다음 분기의 대출채권 규모 변화에 미친 영향을 실증분석한다. 본 연구는 여신취급 규모 결정요인을 분석하는 과정에서 자본규제 변수를 동시에 고려함으로써 신용손실의 인식이 자본규제라는

통로와는 무관하게 고유의 정보 효과에 기반하여 은행의 자금공급에 영향을 미쳤는지 분석한다.

IFRS가 국내 도입된 2011년 이후 기간에 대한 실증분석결과, 국내은행에서 대손충당금 적립규모의 증가는 자본규제와 무관하게 다음 분기의 대출채권 증가 규모를 유의적으로 감소시킨 것으로 나타난다. 이는 대손충당금을 통해 인식한 신용손실의 크기에 따라 은행의 경영자가 후속 기간의 여신취급 규모를 조절한 것을 의미한다. 하지만 IFRS 도입 이후 감독규정에 따라 적립한 대손준비금 적립(예정)액의 변화는 다음 분기 대출채권 규모 변화와 무관했던 것으로 나타난다. 이와 같은 차이는 은행의 대손충당금이 대손준비금에 비하여 은행의 신용손실에 대한 경제적 정보를 보다 충실히 반영하고 있다는 사실에 기인한 것으로 풀이된다. 국내은행들은 IFRS 발생손실모형 하에서도 이미 IBNR 여신에 대한 손상 추정 과정에서 예상손실 일부를 발생손실로 인식하여 왔다. 그에 따라 기대신용손실 모형 도입 이전에도 국내은행들의 대손충당금 적립 규모는 예상손실 규모와 유사하게 변동하는 행태를 보여 왔다. 따라서 국내은행들이 IFRS에 따라 인식한 대손충당금은 그것이 발생손실로 인식한 것이든 기대손실로 인식한 것이든 은행의 신용손실에 대한 경제적 정보를 반영하고 있다고 할 수 있다. 반면 자산건전성 분류별 획일적 적립비율에 따라 산출된 감독목적 충당금을 기준으로 적립되는 대손준비금은 여신규모 조절의 판단기준으로 고려할 만한 중요한 신용손실 관련 정보를 포함하고 있다고 보기 어렵다. 본 연구는 두 항목의 이러한 속성 차이가 실증분석결과와의 차이를 가져온 것으로 해석한다.

물론 이러한 차이 외에도 대손충당금 적립은 회계상 이익의 감소를 가져오나 대손준비금 적립은 자본항목 내의 재분류에 불과하다는 차이도 있다. 이를

근거로 회계 손익에의 반영 여부가 실증분석결과와의 차이를 초래한 것으로 추측할 수도 있다. 하지만, IFRS 도입 이전 시기에 대한 분석결과는 그러한 해석이 타당하지 않다는 사실을 보여준다. 앞서 언급한대로 IFRS 도입 이전에 국내은행들은 감독규정상 산출된 충당금을 그대로 회계상 대손충당금으로 인식하였다. 비교분석결과, 동 기간에는 회계상 충당금의 증감이 다음 분기 은행 신용공급 규모와 무관하였고 둘 사이의 음(-)의 상관관계는 IFRS 도입 이후에 새로이 나타난 현상인 것으로 파악된다. 이는 IFRS 도입 이후 대손충당금 증감이 후속기간 여신취급에 미치는 영향이 대손충당금의 정보적 속성에 기인한다는 해석을 뒷받침한다.

한편, 자본규제변수인 위험량 및 규제자본수준의 변화는 다음분기 여신취급에 유의적인 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 이는 국내은행들이 국제금융위기 이후 충분히 여유있는 자기자본수준을 유지해 온 결과, 자본규제가 영업활동에 실질적인 제약으로 작용하지 않았기 때문인 것으로 풀이된다. 특히 자본규제 변수 중 신용위험량의 변화가 다음분기 여신취급에 영향을 미치지 않은 결과는 대손충당금 변화가 미래 여신취급 규모와 음(-)의 상관관계를 보인 결과와 비교할 때 주목할 만 하다. 신용위험량은 손실분포 상 최대 손실규모에서 예상손실을 차감한 예상외손실(UL)로 계산한다. 반면 대손충당금은 예상손실(EL) 중 회계상 인식기준을 충족하는 금액이다. 둘 다 신용위험 포트폴리오에서 발생가능한 손실을 포착하지만 둘이 포착하는 금액은 그 성격이 서로 상이하다. 예상외손실은 발생가능한 최대손실을 나타내지만 예상손실은 평균적으로 발생할 것으로 기대되는 경상적인 비용을 측정한다. 실증분석결과는 은행이 여신취급규모를 조절함에 있어 예상외손실이 아닌 예상손실에 해당하는 부분만을 고

려한다는 사실을 보여준다.

본 연구는 국내은행의 여신취급 규모 결정요인으로서 대손충당금을 분석하였다는데 의의가 있다. 본 연구는 대손충당금 적립 규모가 자본규제와 별개로 고유의 정보효과에 기반하여 은행의 신용공급을 변화시킨다는 결론을 제시한다. 대출채권에서 잠재적으로 발생가능한 신용손실로서 측정·인식하는 수치는 대손충당금에 국한되지 않는다. 은행은 자기자본규제 준수를 위해 신용위험량을 통계적 기법을 통해 측정하고 있고, 또한 감독규정 상의 요구에 따라 대손준비금을 산출하여 적립하고 있다. 본 연구는 분석범위를 단순히 대손충당금에 한정하지 아니하고 위험량 및 대손준비금을 동시에 고려하여 실증분석을 수행함으로써 실증분석결과 해석의 신뢰성을 도모하는 한편 각 변수들이 신용공급에 미치는 영향을 상호 대비하여 분석함으로써 보다 풍부한 분석내용을 제시하고 있다.

은행의 여신은 자본시장의 주요 자금공급 원천으로서 국민경제에 미치는 파급효과가 막대하다. 은행의 회계처리로서 신용손실 인식이 은행의 신용공급에 영향을 줄 수 있다는 사실은 회계기준 제개정이나 은행 규제 관점에서 시사하는 바가 크다. IFRS 9 시행에 따른 기대손실모형의 적용은 신용손실의 조기 인식을 요구한다. 동 모형에서 신용위험이 유의적으로 증가하는 2단계 여신은 전체기간 부도율을 적용하여 신용손실을 인식하게 된다. 이에 따라 2단계 여신으로의 분류 시점에 신용손실 인식 규모가 증가하게 되어 기존 발생손실모형과 비교하여 손실 인식시기가 빨라지는 효과가 초래된다. 본 연구의 결과를 통해 향후 불경기 진입시 기대손실모형의 적용으로 은행들이 신용손실을 보다 빠르게 인식함으로써 은행의 신용공급이 보다 적시에 조절될 수 있을 것임을 짐작할 수 있다. 이는 은행의 신용공급상

경기순응성을 완화시키는데 기여할 것으로 기대된다.

본 논문의 나머지는 다음과 같이 구성된다. II장에서 선행연구를 개관하고 연구가설을 수립한 뒤, III장에서는 본 연구가 취한 연구방법론을 설명하고 실증분석모형을 수립한다. IV장에서는 연구가설에 대한 실증분석결과를 보고하고, V장에서는 결론을 맺고 마무리한다.

II. 선행연구와 연구가설

2.1 선행연구

은행의 대손충당금 적립행태를 분석한 Pain(2003) 및 Bikker and Metzmakers(2004)는 경기수축 시기에 신용위험이 증가함에 따라 충당금 적립규모와 실질GDP 성장률 간에 음의 상관관계가 나타난다고 보고하였다. Laeven and Majnoni(2003)는 불황기에 신용위험이 더 높아지지만 은행이 호황기에 신용손실 인식을 미루어 불황기까지 지연시키기 때문에 그와 같은 상관관계가 강화된다고 주장하였다.

Van den Heuvel(2009)은 자본이 취약한 은행이 대손충당금의 증가에 따라 신용공급을 줄인다는 이론 모형을 제시하였다. Beatty and Liao(2011)는 대손충당금 인식의 적시성이 떨어지는 은행일수록 불황기에 신규여신 취급규모의 감소폭이 더 컸다는 결과를 보고하였다. 경기 불황으로 대손충당금 적립 규모가 커져 자본적정성이 훼손된 은행은 신규 자본조달의 어려움으로 인해 신용공급을 감소시킬 유인을 가진다. 동 연구의 결과는 대손충당금 회계가 자본규제와 결부되어 은행의 신용공급 상 경기순응성을 악화시켰다는 증거로 간주된다.

은행 자본규제가 은행의 신용공급에 가져오는 경기순응성 효과에 대한 실증분석은 상당수 이루어졌는데 Bernanke and Lown(1991)은 바젤 자기자본 규제 도입이 은행의 신용공급에 미친 영향을 분석한 바 있고 Ivashina and Scharfstein(2010)은 금융위기 당시 자기자본 제약에 직면한 은행들이 그렇지 아니한 은행들보다 신용공급 축소폭이 컸음을 보인 바 있다. 국내에서는 진익(2005)이 국내은행의 자기자본비율과 신용공급 사이의 상관관계를 보고하였고, 오현탁·최석규(2009)는 바젤II 도입 이후 국내은행의 자기자본 증감과 전체 위험자산 중 대출채권 비중의 증감이 동조화되는 결과를 보고한 바 있다. 이진재(2019)는 바젤III 도입 이후 국내은행의 규제자본 적립규모 증가가 위험자산인 매도가능증권 순투자규모를 유의적으로 증가시켰다는 결과를 보고하였다. 김용선·홍동수(2003)는 바젤II 하에서 내부등급법을 적용하는 은행들이 경기상승기에 리스크를 과소평가하여 신용공여를 확대시킴으로써 경기과열을 초래하는 반면 경기하강기에는 오히려 리스크를 과대평가하여 불황을 심화시키는 경기순응적 행태를 보일 가능성이 있다고 주장하였다. 김현욱·이항용(2005)은 자기자본의 변동성이 완화되면 자기자본규제 도입에 따른 은행 신용공급의 경기순응성을 완화시킬 수 있다고 주장하였다.

독일의 국내회계기준은 특정 채권에서 식별된 신용손실에 대한 특정충당금 뿐만 아니라 장래 불특정 손실에 대비하기 위한 일반충당금을 적립하는 것을 허용하여 왔다. Domikowsky et al.(2014)은 독일 은행에서 현행 NPL 비율이 악화될 경우 충당금 적립액이 증가하는 것을 발견하여 현행 신용정보가 대손충당금에 충실히 반영되어 왔다는 사실을 발견하였다. Schechtman and Takeda(2018) 역시 브라질 은행을 대상으로 한 연구에서 NPL 비율이

상승하는 경우 감독기구에서 요구하는 최저 적립비율을 초과하여 적립하는 재량적 총당금의 적립규모가 증가하는 것을 발견하였다. 이러한 결과는 은행의 대손충당금 적립액이 은행의 신용위험에 대한 정보를 잘 반영한다는 사실을 보여준다.

2.2 연구가설

본 연구는 기본적으로 IFRS 도입 이후 국내은행의 신용손실 인식이 후속기간의 여신취급 규모에 미치는 영향을 분석하는 것을 연구목표로 삼는다. 스페인은 경기순응성 효과를 완화하기 위하여 2000년에 동태적 대손충당금 적립방식을 채택한 바 있다. Jiménez et al.(2012)은 동태적 총당금 제도의 도입으로 스페인에서 활황기의 신용공급 증가폭과 불경기의 신용공급 감소폭이 줄어들었다는 결과를 보고하였다. 이는 대손충당금의 적립이 은행의 신용공급을 변화시키는 실질적 효과를 가져올 수 있음을 보여준다. 선행연구는 대손충당금 적립이 자본규제와 결부되어 은행 신용공급에 미치는 영향에 초점을 두어왔다(Laeven and Majnoni, 2003; Beatty and Liao, 2011 등). 하지만, 은행 감독과 회계기준은 그 목표가 정확히 일치하지 않고 그에 따라 은행의 영업에 미치는 영향 및 그 경로 역시 상이할 수 있다. 은행이 회계상 인식하는 신용손실 역시 자본규제와는 별개의 통로를 통해 은행의 신용공급에 영향을 줄 수 있다.¹⁾

은행의 대손충당금 인식의 적정성을 분석한 선행

연구들은 은행의 대손충당금 적립규모가 은행이 노출된 신용위험에 대한 현행 정보를 잘 반영하고 있음을 보여주고 있다(Domikowsky et al. 2014, Schechtman and Takeda, 2018). 이는 은행의 대손충당금 적립액이 은행의 신용위험에 대한 정보를 반영함으로써 은행의 경영자가 은행의 신용공급 규모를 조절하는데 활용할 수 있다는 사실을 짐작하게 한다. Cohen and Edwards(2017)는 기대손실 모형의 도입에 따라 은행들의 총당금 적립규모는 증가하겠지만 규제자본에 미치는 영향은 제한적일 것으로 예측되는 반면, 기대손실모형이 미래전망적 거시경제정보를 반영하여 총당금을 적립하도록 함으로써 은행의 신용손실 인식의 적시성을 향상시킬 것이고 이는 여신공급을 조절하는데 활용됨으로써 경기진폭을 완화하는데 도움을 줄 것이라고 분석한 바 있다.

신용포트폴리오에서 기대되는 손실은 은행 입장에서 영업비용을 구성한다. 경제적 의미에서 신용손실의 증가는 (회계상 인식 여부와 무관하게) 신용위험이 증가하여 은행의 수익성이 악화된다는 증거가 된다. 이 경우 은행은 수익성 관리를 위하여 유량자산 위주로 신용포트폴리오를 축소·재조정할 필요가 생기고 그에 따라 신규여신의 취급규모를 감소시킬 유인을 가지게 된다. 만약 대손충당금이 은행의 신용손실에 관한 경제적 정보를 반영하고 있다면 은행의 경영자가 대손충당금의 변화를 고려하여 미래 신용공급 규모를 조절할 것으로 예측할 수 있다. 즉 대손충당금 적립규모의 증가는 여신취급에 따른 신용위험의 증가를 의미하므로 은행은 향후 여신취급에 따

1) Beatty and Liao(2011) 등의 선행연구는 자본규제와 결부된 대손충당금 적립의 경기순응성 효과를 상정하고 있지만, 현실적으로 그러한 효과가 발현될 가능성은 상당히 제한적이다. 은행 자본규제에 관한 협약인 바젤Ⅱ와 바젤Ⅲ는 내부등급법을 적용하여 위험자본을 산출하는 은행이 적립한 대손충당금 총액이 예상손실에 미달할 경우 그 부족액을 규제자본에서 공제하도록 하였고 예상손실을 초과하여 대손충당금을 적립할 경우에도 그 초과액을 일정 한도 내에서 보완자본에 재산입하도록 하고 있다(표준방법을 적용하는 은행 역시 일반충당금에 대해 유사한 규정이 있다). 그에 따라 회계상 대손충당금의 인식이 규제자본에 영향을 미치는 경우는 그 규모가 예상손실에 비하여 상당히 큰 경우로 제한된다.

른 경제적 손실의 규모를 줄이고자 미래 신용공급을 감소시킬 것으로 기대할 수 있는 것이다.

이와 같은 인과관계가 성립하기 위해서는 대손충당금 적립 규모가 은행이 노출된 신용위험의 크기를 충실히 반영하고 있다는 전제가 필요하다. IFRS 도입 이전 기간에는 국내은행들이 감독규정에 따른 충당금 적립액을 그대로 회계상 대손충당금으로 인식하였다. 은행업감독규정은 5단계 자산건전성 분류별로 확실적인 적립비율을 규정해오고 있다. 동 규정은 자산건전성 분류시 여신기업의 채무상환능력을 고려하도록 하고 있지만 실무적으로는 대부분 연체기간 및 부도 여부가 자산건전성 분류의 실질적 기준으로 작용하여 왔다. 따라서 감독규정을 기준으로 적립규모를 산정하여 인식하였던 IFRS 도입 이전 시기의 국내은행들의 대손충당금은 현행 신용위험을 충실히 반영하였다고 할 수 없다.

하지만, 2011년 IFRS 도입과 함께 재무보고의 국제적 정합성을 제고하기 위하여 국내은행들 역시 IFRS를 기준으로 산정한 대손충당금을 재무제표에 그대로 반영하게 되었다. 감독규정과 달리 IFRS는 은행의 개별여신 또는 그 집합의 경제적 특성을 감안하여 대손충당금 규모를 산정하므로 은행의 현행 신용위험 정보를 보다 충실히 반영하고 있다고 할 수 있다. 그에 따라 본 연구는 IFRS 도입 이후에야 비로소 국내은행들의 충당금 적립규모가 보유 여신의 신용위험 정보를 충실히 반영하게 되었고 그에 따라 은행들이 충당금 적립규모를 고려하여 후속기간의 여신취급 규모를 조절하였을 것이라는 가설을 수립한다. 동 가설에서 상정하는 효과는 대손충당금의 정보적 속성에 기초한다. 따라서 기존의 선행연구가 주로 다루었던, 대손충당금 적립이 자기자본규제와 결부되어 은행 여신취급에 미치는 영향과는 구분된다. 이에 따라 본 연구의 첫 번째 가설은 다음과

같이 표현된다.

가설 1: IFRS 도입 이후, 은행의 대손충당금 적립규모의 증가는 자본규제와 무관하게 후속기간의 은행 신용공급을 감소시켰다.

참고로 IFRS 국내 도입 당시 신용손실의 인식은 IAS 39에서 규정한 발생손실모형을 따르도록 되어 있었다. 동 모형은 금융자산 또는 그 집합이 손상되었다는 객관적인 증거가 있는 경우에만 신용손실을 인식하되 미래사건의 결과로 예상되는 손실은 반영하지 않도록 하였다. 과거지향적 속성으로 인해 발생손실모형은 많은 비판을 받았고 결국 오랜 진통 끝에 기대손실모형(IFRS 9)이 새로이 도입되기에 이르렀다. 따라서 IFRS 도입 이후 국내은행들이 발생손실모형에 따라 인식한 충당금 적립액이 과연 은행의 신용위험 정보를 충실히 반영하고 있었는지에 대해 의문이 제기될 수 있다. 하지만, 은행이 인식한 발생손실은 비록 미래전망적 정보를 반영하지 못하지만 그 자체만으로도 신용위험에 대한 중요한 정보를 포함하고 있다는 사실은 분명하다. 또한, 발생손실모형 하에서도 국내은행들은 IBNR(Incurred But Not Reported) 여신에 대한 추정손실을 발생손실에 포함하여 인식하였다. 이러한 추정손실은 손상사건이 발생하지 않은 여신금액에 손상발현기간(통상적으로 9~12개월)에 상응하는 부도율을 곱하여 계산한 예상손실로 추정한다. 이는 정상수익(1단계) 여신에 대해 12개월 부도율을 곱하여 신용손실을 인식하도록 하는 IFRS 9의 규정과 유사하다. 실제로 IAS 39의 발생손실모형을 적용한 기간 동안 국내은행의 대손충당금 적립액은 내부모형에 따라 측정된 예상손실과 유사하게 변동하는 행태를 보였다. 이는 발생손실모형 하에서도 국내은행의 대손충

당금이 미래 손상발현기간 동안의 예상손실에 대한 정보를 반영해 왔다는 것을 의미한다. 이를 통해 IFRS 도입 이후 국내은행들의 대손충당금 적립규모가 2018년 IFRS 9에 따른 기대손실모형 적용 이전에도 은행의 신용위험정보를 충실히 반영하였다는 사실을 짐작할 수 있다.

한편, 2011년에 IFRS가 국내 도입되면서 IAS 39의 발생손실모형에 따라 대손충당금을 적립할 경우 기존보다 충당금 적립 규모가 현저히 감소하여 은행의 손실흡수능력이 저하될 것이라는 우려가 제기되었다. 이에 따라 국내 감독당국은 은행의 회계상 대손충당금이 감독규정에 따른 최소적립금액 또는 내부등급법을 통해 산출한 예상손실에 미달할 경우 은행이 그 미달액을 대손준비금으로 적립하도록 의무화하였다. 동 적립금액은 회계상 손익에는 반영되지 아니하고 손익 확정 후 회계상 자본 내에서 재분류되는 유보금액의 성격을 띤다. 일반적으로 감독규정 상 최소적립금액이 내부등급법 상의 예상손실을 초과하므로 감독규정 상 최소적립금액이 대손준비금의 적립기준이 된다. 앞선 가설1의 수립단계에서 살펴본 바와 같이 감독규정에 따른 자산건전성 분류를 기초로 산출하는 최소적립금액, 즉 감독목적의 충당금은 현행 신용위험정보를 충실히 반영할 것으로 기대하기 어렵다. 따라서 감독목적의 충당금과 IFRS 상 충당금과의 차이금액으로 적립하는 대손준비금은 미래 발생가능한 손실의 흡수를 위해 자본을 충분히 내부 유보한다는 효과는 가지지만 은행의 신용손실과 관련하여 유의성이 높은 정보를 포함하고 있다고 보기 어렵다. 이에 따라 본 연구는 대손준비금의 증감이 IFRS 상 대손충당금과는 달리 은행의 신용손실에 대한 경제적 정보를 반영하지 못하고 있어 은행이 미래 신용공급 규모를 결정함에 있어 이를 고려하지 않는다고 가정하여 다음과 같은 두

번째 연구가설을 수립한다.

가설 2: 은행의 대손준비금 적립(예정)액의 증가는 후속기간의 은행 신용공급에 영향을 주지 않았다.

만약 실증분석을 통해 가설1과 가설2가 모두 지지된다면 IFRS 상 대손충당금 적립액과 감독규정에 따른 대손준비금 적립(예정)액이 모두 은행의 신용손실을 인식하는 금액이지만 대손충당금의 변화만이 은행의 미래 신용공급에 영향을 미친다는 사실을 보임으로써 대손충당금에 내재된 정보 효과를 대손준비금과 대비하여 입증하는 증거가 될 수 있을 것이다.

한편, IFRS 상 대손충당금 적립액과 감독규정에 따른 대손준비금 적립(예정)액은 적립기준의 차이 외에도 대손충당금 적립은 회계상 이익의 감소를 가져오나 대손준비금 적립은 자본 항목 내의 재분류에 불과하다는 차이도 있다. 이를 근거로 회계 손익에의 반영 여부가 미래 신용공급에 미치는 영향에 있어 차이를 초래한다고 분석할 수도 있을 것이다. 따라서 가설1과 가설2를 모두 지지하는 실증분석결과가 도출되더라도 동 결과가 대손충당금과 대손준비금의 정보적 속성 차이에 기인한다고 결론내리기 위해서는 이와 같은 해석가능성을 배제할 필요가 있다.

앞서 언급한대로 IFRS 도입 이전에 국내은행들은 감독규정 상 산출된 충당금을 그대로 회계상 대손충당금으로 인식하였다. 따라서 IFRS 도입 이전 기간의 대손충당금은 IFRS 도입 이후 IFRS에 따라 적립한 대손충당금과는 달리 은행의 신용위험정보를 충실히 반영하고 있다고 보기 어렵다. 따라서 앞선 가설1과 가설2의 논리가 성립한다면 IFRS 도입 이전에는 은행이 미래 신용공급 규모를 결정함에 있어

대손충당금의 변화를 고려하지 않았을 것으로 추측할 수 있다. 본 연구의 세 번째 연구가설은 다음과 같다.

가설 3: IFRS 도입 이전 기간 중 은행의 대손충당금 적립액의 증가는 후속기간의 은행 신용공급에 영향을 주지 않았다.

만약 실증분석을 통해 가설3이 지지된다면 이는 IFRS 도입 이전 기간 중 은행의 대손충당금 적립액이 회계상 손익에 반영되었음에도 불구하고 미래 신용공급에 영향을 주지 아니하였음을 의미한다. 따라서 가설1과 가설2를 모두 지지하는 실증분석결과(대손충당금 적립액은 미래 신용공급에 영향을 미치는 반면, 대손준비금 적립(예정)액은 미래 신용공급에 영향을 미치지 아니함)가 도출될 경우 가설3의 검증을 통해 그러한 결과가 두 항목의 재무제표 상 인식방법의 차이로 인한 것이 아니라는 사실을 확인할 수 있게 된다. 즉, 가설3을 지지하는 실증분석결과는 IFRS 대손충당금의 증감이 후속기간 여신취급에 미치는 영향이 대손충당금의 정보적 속성에 기인한다는 주장을 뒷받침하는 증거가 되는 것이다.

III. 연구방법론

3.1 실증분석모형

본 연구는 앞서 설정한 연구가설에 따라 국내은행의 신용손실 인식이 자본규제와 별개로 은행의 후속기간 신용공급에 영향을 미쳤는지 테스트한다. 본 연구의 실증분석모형에서 종속변수는 은행의 신용공

급 규모를 나타내는 대출채권 순증감액($\Delta Loan_t$)이 된다. 은행의 신용손실 인식 측정치가 본 연구의 실증분석 상 관심변수가 되는데 대손충당금 및 대손준비금 적립(예정)액의 순증감액 두 가지(ΔLLA_{t-1} 및 ΔLLR_{t-1})가 실증분석모형에 포함된다.

본 연구의 실증분석은 국내은행의 분기별 데이터를 대상으로 수행한다. 종속변수 대출채권 순증감액은 당분기 금액으로 모형에 포함하는 반면, 관심 설명변수인 대손충당금 및 대손준비금 적립(예정)액의 순증감액은 전분기 금액으로 모형에 포함한다. 신용공급이 늘어나면 그에 따라 사후적으로 신용손실 인식이 늘어나는 것이 당연한 선후관계이다. 본 연구는 이러한 선후관계 대신에, 역으로 이전 기간의 신용손실 인식이 후속 기간의 신용공급 규모에 미치는 영향을 분석한다. 이를 통해 은행의 재무정보가 단순히 은행의 재무상태와 경영성과를 표시하는 것을 넘어서서 은행 경영상의 의사결정에 영향을 미치는 실질적 효과(real effects)를 가지는지 검증하게 된다. Biddle and Hilary(2006)와 Bharath et al.(2008)이 재무정보의 질이 기업의 차입 및 투자 의사결정에 영향을 미쳐 자본시장의 자금수요를 변화시킬 수 있음을 보였다면, 본 연구는 신용손실 인식이라는 재무보고 과정이 은행의 신용공급 의사결정에 영향을 미쳐 자본시장의 자금공급을 변화시킬 수 있는지 검토한다는 측면에서 의미를 가지게 된다(Beatty and Liao, 2011).

본 연구는 핵심통제변수가 되는 자본규제 변수로 감독상의 자본규제요구를 위반하지 아니하고 추가적으로 부담할 수 있는 위험량을 나타내는 잉여자본의 증감($\Delta BufferCapital_{t-1}$)을 모형에 포함한다. 잉여자본은 은행이 현재 노출되어 있는 위험량을 초과하는 규제자본 적립 규모를 의미한다. 잉여자본의 크기는 기본적으로 BIS자기자본비율과 동일하게 은행

의 손실흡수능력을 포착하는데²⁾ 동 변수를 실증분석모형에 포함할 경우 잉여자본 계산에 포함되는 구성요소로 분리해가면서 분석을 세분화할 수 있는 이점이 있다. 한편, 자본규제 변수의 구성값들은 은행 내부부서에서 사후적으로 전문적인 측정·인식과정을 거쳐 확정하는 값들이다. 따라서 은행이 자본규제 제약을 고려하여 여신취급 규모를 결정한다고 하더라도 현재 기간의 측정치를 이용한다고 가정할 수는 없으므로 자본규제 변수 역시 직전 분기의 측정치로 모형을 구성한다.

한편 은행은 예금유치와 차입을 통해 조달한 자금으로 여신을 공급하는 것을 핵심 업무로 수행하므로 조달자금의 증가는 당연히 여신공급의 증가를 가져올 것이다. 본 연구는 은행 대출채권의 증감을 설명하는 자금조달 측면의 통제변수로서 예수금, 차입부채의 순증감액(각각 $\Delta Deposit_t$, $\Delta Borrow_t$)을 실증분석모형에 포함하였다. 이들 변수는 종속변수와 동일한 기간의 측정치를 모형에 투입하였다. 이는 은행이 자금조달에 따른 잉여자금을 신속히 여신규모 확대에 활용할 것으로 생각되기 때문이다. 참고로, 자금증개의 속성상 동일 기간에서 이들 설명변수와 종속변수 사이에 반대방향의 인과관계가 존재할 가능성은 제한적이라고 판단된다.

기타통제변수로는 은행의 신용공급에 영향을 줄 가능성이 있는 경기지표와 시장금리 변수를 실증분석모형에 포함하였다. 중소기업 대출의 경기순응성을 분석한 이태규(2018)와 마찬가지로 본 연구는 경기지표 변수로 실질 GDP 성장률($GDP_RealGrowth_t$)을, 시장금리 변수로 국고채 3년물 수익률($InterestRate_t$)을 모형에 포함하였다. 이밖

에 한국은행이 금융기관 대출행태 조사를 통해 매분기 발표하는 대출태도($LoanAttitude_t$) 및 대출수요($LoanDemand_t$) 역시 통제변수로 포함하였다. 이는 경기변동에 따른 은행여신의 공급 및 수요 변화를 반영하기 위함이다. 두 변수는 각각 그 값(-100~100)이 클수록 금융기관이 대출에 적극적이고, 금융시장에서 대출수요가 많음을 의미한다.

상기 논의에 따라 본 연구의 기초 실증분석모형은 아래(모형 1)와 같이 구성된다.

$$\begin{aligned} \Delta Loan_{t,i} = & \alpha_0 + \alpha_1 BufferCapital_{t-1,i} \\ & + \alpha_2 \Delta Deposit_{t,i} + \alpha_3 \Delta Borrow_{t,i} \\ & + \alpha_4 \Delta LLA_{t-1,i} + \alpha_5 \Delta LLR_{t-1,i} \\ & + \alpha_6 GDP_RealGrowth_t + \alpha_7 InterestRate_t \\ & + \alpha_8 LoanAttitude_t + \alpha_9 LoanDemand_t + \varepsilon_{t,i} \end{aligned}$$

잉여자본은 그 정의상 은행의 규제자본 적립액에서 은행의 위험량 측정치를 차감하여 계산된다. 여기서 위험량은 다시 신용위험, 시장위험, 운영위험으로 구분하여 측정된다. 각 구성요소는 은행에 대한 자본규제의 서로 상이한 측면을 포착하므로 각각이 은행의 신용공급에 미치는 영향은 상이할 수 있다. 본 연구는 자본규제 변수($\Delta BufferCapital_{t-1}$)를 세분화하여 실증분석모형 2와 3을 추가로 구성한다. 모형 2는 $\Delta BufferCapital_{t-1}$ 을 규제자본 증분($\Delta RegCapital_{t-1}$)과 위험량 증분($\Delta RiskCapital_{t-1}$)으로 분리하여 구성한다. 모형 3은 모형 2의 위험량 증분($\Delta RiskCapital_{t-1}$)을 다시 신용위험량 증분($\Delta CrRiskCapital_{t-1}$)과 시장위험량 증분($\Delta MaRiskCapital_{t-1}$)으로 분리하여 구성한다. 참고로, BIS자

2) 은행의 위험량 측정치를 최소자기자본 요구비율 8%로 나누면 위험가중자산(RWA)이 된다. BIS자기자본비율은 은행의 규제자본 측정치를 위험가중자산으로 나누어 산출한다.

기자본규제는 운영위험 역시 측정하여 자기자본을 적립할 것을 요구하나 운영위험은 대체로 은행규모에 비례하여 안정적인 수치로 측정되므로 본 연구에서는 고려하지 아니한다.

은행의 신용공급은 경기변동에 따른 경기순응적 속성을 나타내는 것으로 알려져 있다. 이 경우 신용여신 취급규모가 여러 은행에 걸쳐 동조화될 것으로 생각할 수 있다. 또한 개별 은행에 있어서도 자금조달, 여신취급, 위험량 변화 등에 있어 시계열 상 상관관계가 잠재되어 있을 가능성이 있다. 횡단면 및 시계열 상 상관관계를 동시에 포함하는 패널데이터의 경우 횡단면과 시계열의 두 차원에 걸쳐 각각 클러스터를 구성하는 2-way cluster-robust standard errors 방법이 올바른 통계적 추론을 가능하게 하는 것으로 알려져 있다(Petersen, 2009; Thompson, 2011). 본 논문은 횡단면 상의 '은행' 및 시계열 상 '분기' 별로 2차원에 걸쳐 구성된 클러스터를 통해 계산한 표준편차를 기초로 산출한 검정값(t -statistics)을 보고한다. 동 방법은 검정값의 계산에만 관계되며 각 설명변수의 계수는 여전히 최소자승법(OLS)에 따라 추정된다.

3.2 표본의 선정

본 연구의 실증분석은 최근 10년(2009년~2018년) 중 국내에서 은행업을 영위한 13개 일반은행(합병전의 외환은행 포함 7개 시중은행 및 6개 지방은행) 및 1개 특수은행(기업은행) 등 총 14개 국내은행의 총 543개 분기를 대상으로 수행하였다(인터넷 전문은행은 영업 속성이 상이하다고 보아 표본에서 제외하였다.). 본 연구는 우선적으로 국내에 IFRS

재무제표가 최초 공시된 2011년 2분기 이후 기간(이하, IFRS 도입 이후 기간)을 대상으로 분석을 수행하는데 이에 해당하는 표본 은행분기는 총 417개이다. 비교 목적의 분석 대상이 되는 IFRS 도입 이전 기간의 표본 은행분기는 나머지 126개이다. 은행의 재무 데이터는 기업 데이터베이스 KisValue에서 획득한 반면 은행의 자본규제 데이터는 본 연구자가 개별은행의 경영공시³⁾ 자료에서 직접 발췌하여 수집하였다. 은행 간 규모 차이로 인한 효과를 통제하기 위하여 모든 데이터는 해당 은행분기의 기초 및 기말 수신 잔액의 평균값으로 표준화하였다. 이는 은행의 영업망, 영업력 및 고객 인지도 등에 따라 결정되는 수신 규모가 은행의 영업규모에 대한 안정적인 측정치라고 볼 수 있기 때문이다.

〈표 1〉은 국내은행의 IFRS 도입 이후 표본기간 중 실증분석 기초변수의 기초통계량 및 상관관계를 표시한다. $\Delta Loan$ 은 실증분석모형에서 종속변수인(대손충당금 차감 전) 대출채권 순증감액이다. 은행의 자본규제 관련 통제변수인 $\Delta RegCapital$, $\Delta CrRiskCapital$, $\Delta MaRiskCapital$ 은 각각 규제 자본, 신용위험자본, 시장위험자본의 순증감액을 의미한다. 은행의 자금조달 관련 통제변수인 $\Delta Deposit$, $\Delta Borrow$ 은 각각 예수금, 차입부채의 순증감액이다. ΔLLA , ΔLLR 은 각각 대손충당금 및 대손준비금 적립(예정)액의 순증감액으로 실증분석모형 상 관심변수에 해당한다. 〈표 1〉의 패널B에서 변수 $\Delta Loan$ 과 다른 변수 간의 상관관계를 보면 당연하게도 $\Delta Loan$ 이 같은 기간의 신용위험량 증감($\Delta CrRiskCapital$) 및 대손충당금 증감(ΔLLA)과 높은 관련성을 가지고 있음을 볼 수 있다. 또한 $\Delta Loan$ 이 같은 기간의 자금조달 변수($\Delta Deposit$,

3) 은행업감독규정은 경영공시에 포함할 항목을 열거하고 있다(제41조).

〈표 1〉 실증분석 기초변수의 기초통계량 및 상관관계 (IFRS 도입 이후 기간)

패널 A: 기초통계량 (N=417)

Variables	Definition	Mean	Standard Deviation	The 5th Percentile	Lower Quartile	Median	Upper Quartile	The 95th Percentile
$\Delta Loan$	Δ 대출채권	-0.002	0.025	-0.043	-0.014	-0.002	0.012	0.042
$\Delta RegCapital$	Δ 규제자본	0.000	0.006	-0.009	-0.003	0.000	0.002	0.009
$\Delta CrRiskCapital$	Δ 신용위험량	0.000	0.003	-0.004	-0.001	0.000	0.001	0.003
$\Delta MaRiskCapital$	Δ 시장위험량	0.000	0.001	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.001
$\Delta Deposit$	Δ 예수금	0.000	0.020	-0.033	-0.010	0.000	0.010	0.034
$\Delta Borrow$	Δ 차입부채	-0.004	0.019	-0.031	-0.013	-0.002	0.004	0.026
ΔLLA	Δ 대손충당금	0.000	0.001	-0.002	-0.001	0.000	0.000	0.002
ΔLLR	Δ 대손준비금	0.000	0.001	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.002

패널 B: 피어슨 상관관계 행렬

	$\Delta Loan$	$\Delta RegCapital$	$\Delta CrRiskCapital$	$\Delta MaRiskCapital$	$\Delta Deposit$	$\Delta Borrow$	ΔLLA	ΔLLR
$\Delta Loan$	1.00							
$\Delta RegCapital$	0.27 0.00%	1.00						
$\Delta CrRiskCapital$	0.53 0.00%	0.58 0.00%	1.00					
$\Delta MaRiskCapital$	-0.05 29.22%	0.20 0.00%	0.10 4.03%	1.00				
$\Delta Deposit$	0.28 0.00%	0.00 94.68%	0.13 0.65%	0.02 72.90%	1.00			
$\Delta Borrow$	0.51 0.00%	0.29 0.00%	0.40 0.00%	-0.05 31.73%	-0.09 8.18%	1.00		
ΔLLA	0.27 0.00%	0.10 4.25%	0.21 0.00%	0.07 18.45%	-0.06 20.58%	0.20 0.00%	1.00	
ΔLLR	0.08 9.07%	0.01 88.33%	0.04 40.08%	-0.05 35.50%	-0.01 78.05%	0.05 34.05%	-0.27 0.00%	1.00

이 표는 국내은행의 IFRS 재무제표가 최초 공시된 2011년 2분기 이후 기간 중 국내에서 은행업을 영위한 13개 일반은행(합병 전의 외환은행 포함 7개 시중은행 및 6개 지방은행) 및 1개 특수은행(기업은행) 등 총 14개 국내은행의 총 417개 표본 은행분기를 대상으로 수집한 실증분석 기초변수의 기초통계량 및 상관관계를 표시한다. $\Delta Loan$ 은 대손충당금 차감 전 대출채권의 분기 순증감액이다. $\Delta Deposit$, $\Delta Borrow$ 은 각각 예수금, 차입부채의 분기 순증감액이다. ΔLLA , ΔLLR 은 각각 대손충당금 및 대손준비금 적립(예정)액의 분기 순증감액이다. 이상은 은행의 공시 재무제표 수치를 통해 계산하였다. $\Delta RegCapital$, $\Delta CrRiskCapital$, $\Delta MaRiskCapital$ 은 각각 BIS자기자본비율 산출과정의 투입변수인 규제자본, 신용위험자본, 시장위험자본의 분기 순증감액으로서 개별은행의 경영공시에서 수집하였다. 패널B의 항목별 상단행은 피어슨 상관계수를, 하단행은 유의성 수준을 나타낸다.

$\Delta Borrow$)와도 뚜렷한 상관관계를 나타내고 있다는 사실도 알 수 있다.

IV. 실증분석

4.1 연구가설 실증분석

IFRS 도입 이후 기간을 대상으로 국내은행 대출 채권 증감의 결정요인을 분석한 결과는 <표 2>에 보고되어 있다. 실증분석은 국내은행의 IFRS 재무제표가 최초 공시된 2011년 2분기 이후 총 417개 표본 은행분기 데이터를 대상으로 수행하였다. 패널A는 잉여자본의 증감($\Delta BufferCapital_{t-1}$)을 자본규제 변수로 포함하고 있는 모형1에 대한 추정결과를, 패널B는 $\Delta BufferCapital_{t-1}$ 대신 규제자본 증분($\Delta RegCapital_{t-1}$)과 위험량 증분($\Delta RiskCapital_{t-1}$)을 자본규제 변수로 포함하고 있는 모형2에 대한 추정결과를, 패널C는 규제자본 증분($\Delta RegCapital_{t-1}$), 신용위험량 증분($\Delta CrRiskCapital_{t-1}$), 시장위험량 증분($\Delta MaRiskCapital_{t-1}$)을 자본규제 변수로 포함하고 있는 모형3에 대한 추정결과를 보고한다.

우선 핵심통제변수인 자본규제 변수가 다음 분기 대출채권 증감에 미친 영향을 살펴보면 모형1의 추정 결과, 변수 $\Delta BufferCapital_{t-1}$ 의 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있어 잉여자본의 증가가 다음분기 여신취급에 유의적인 영향을 미치지 않았음을 볼 수 있다. 모형2 추정결과를 보면 규제자본 증분 및 위험량 증분 모두 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있다. 추가적인 위험부담 여력을 나타내는 잉여자본은 규제자본 수준이 증가하거나 위험량이 감소함에 따라 증가하는데 모형2의 추정결

과는 규제자본이나 위험량의 변화 모두 다음 분기 여신취급에 미치는 영향이 없었음을 보여준다. 모형3 추정결과를 보면 위험량을 신용위험과 시장위험으로 구분하더라도 둘 모두 유의적인 영향력을 나타내지 않았음을 확인할 수 있다. 특히 대출채권의 미상환위험에 따라 증가하는 신용위험량이 신규여신 취급규모에 영향을 주지 않았다는 사실은 주목할 만 하다.

위 결과는 표본기간 동안 은행에 대한 자본규제가 국내은행의 신용공급에 미치는 영향이 없었음을 의미한다. 이는 국내은행들이 국제금융위기 이후 최근 10년간 충분히 여유있는 자기자본비율을 유지해 온 결과, 동기간 동안 경기 악화에 따른 자본적정성 훼손으로 자본규제가 영업활동에 실질적인 제약으로 작용하는 경험을 하지 않은데 기인한 것으로 풀이된다.

<그림 1>은 2008년~2017년 중 시중은행(national banks) 및 지방은행(regional banks)의 연말 평균 BIS자기자본비율 추이를 보여주고 있다. 2008년 국제금융위기를 겪은 이후 국내은행들이 BIS가 요구하는 최소자기자본비율 8%에 비해 충분히 여유있는 규제자본을 적립해 왔음을 확인할 수 있다.

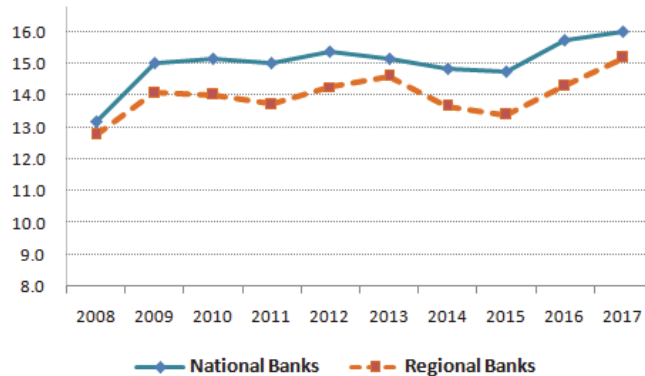
다음으로 자금조달 측면의 통제변수인 예수금 증분($\Delta Deposit_t$) 및 차입부채 증분($\Delta Borrow_t$)의 추정 결과를 보자. 세 모형에 걸쳐 $\Delta Deposit_t$ 의 계수는 0.42 내외, $\Delta Borrow_t$ 의 계수는 0.73 내외로 추정되었고 통계적 유의성도 매우 높은 것으로 나타난다. 다른 설명변수의 추정결과와 비교해 보면 국내은행에서 신용공급이 주로 자금조달에 의해 결정되고 있다는 사실을 알 수 있다.

이제 관심변수인 대손충당금 증분(ΔLLA_{t-1}) 및 대손준비금 증분(ΔLLR_{t-1})에 대한 계수 추정결과를 살펴보자. ΔLLA_{t-1} 의 경우 계수 추정치가 세 개 모형에서 -2.2 내외의 값을 보이고 있고 모두 5% 수준에서 통계적 유의성을 보이고 있다. 이는 대손충

〈표 2〉 국내은행 대출채권 증감의 결정요인 분석 (IFRS 도입 이후 기간)

모형1 : $\Delta Loan_{t,i} = \alpha_0 + \alpha_1 BufferCapital_{t-1,i} + \alpha_2 \Delta Deposit_{t,i} + \alpha_3 \Delta Borrow_{t,i} + \alpha_4 \Delta LLA_{t-1,i} + \alpha_5 \Delta LLR_{t-1,i} + \alpha_6 GDP_RealGrowth_t + \alpha_7 InterestRate_t + \alpha_8 LoanAttitude_t + \alpha_9 LoanDemand_t + \varepsilon_{t,i}$								
패널A. 모형1			패널B. 모형2			패널C. 모형3		
<i>Intercept</i>	coef	0.010	<i>Intercept</i>	coef	0.010	<i>Intercept</i>	coef	0.010
	t-stat	(1.02)		t-stat	(1.02)		t-stat	(1.11)
	Pr > t	31.0%		Pr > t	30.7%		Pr > t	26.7%
$\Delta Buffer$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.400	ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.422	ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.428
	t-stat	(1.15)		t-stat	(1.20)		t-stat	(1.24)
	Pr > t	25.2%		Pr > t	23.0%		Pr > t	21.8%
$\Delta Deposit_t$	coef	0.421	$\Delta Risk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.617	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.468
	t-stat	(3.87)***		t-stat	(-1.05)		t-stat	(-0.71)
	Pr > t	0.0%		Pr > t	29.3%		Pr > t	48.0%
$\Delta Borro_t$	coef	0.727	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.424	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-3.420
	t-stat	(6.10)***		t-stat	(3.88)***		t-stat	(-1.21)
	Pr > t	0.0%		Pr > t	0.0%		Pr > t	22.8%
ΔLLA_{t-1}	coef	-2.280	$\Delta Deposit_t$	coef	0.424	$\Delta Deposit_t$	coef	0.423
	t-stat	(-2.50)**		t-stat	(3.88)***		t-stat	(3.77)***
	Pr > t	1.3%		Pr > t	0.0%		Pr > t	0.0%
ΔLLR_{t-1}	coef	0.197	$\Delta Borrow_t$	coef	0.731	$\Delta Borrow_t$	coef	0.741
	t-stat	(0.27)		t-stat	(6.33)***		t-stat	(6.94)***
	Pr > t	78.9%		Pr > t	0.0%		Pr > t	0.0%
<i>GDP</i> <i>RealGrowth</i> _t	coef	0.000	ΔLLA_{t-1}	coef	-2.180	ΔLLA_{t-1}	coef	-2.190
	t-stat	(0.11)		t-stat	(-2.10)**		t-stat	(-2.09)**
	Pr > t	91.5%		Pr > t	3.6%		Pr > t	3.7%
<i>Interest</i> <i>Rate</i> _t	coef	-0.004	ΔLLR_{t-1}	coef	0.297	ΔLLR_{t-1}	coef	0.277
	t-stat	(-1.61)		t-stat	(0.39)		t-stat	(0.36)
	Pr > t	10.9%		Pr > t	69.6%		Pr > t	71.8%
<i>Loan</i> <i>Attitude</i> _t	coef	0.000	<i>GDP</i> <i>RealGrowth</i> _t	coef	0.000	<i>GDP</i> <i>RealGrowth</i> _t	coef	0.000
	t-stat	(2.04)**		t-stat	(0.10)		t-stat	(0.05)
	Pr > t	4.2%		Pr > t	91.7%		Pr > t	95.7%
<i>Loan</i> <i>Demand</i> _t	coef	0.000	<i>Interest</i> <i>Rate</i> _t	coef	-0.004	<i>Interest</i> <i>Rate</i> _t	coef	-0.004
	t-stat	(0.10)		t-stat	(-1.62)		t-stat	(-1.55)
	Pr > t	92.0%		Pr > t	10.6%		Pr > t	12.2%
R ²		39.2%	<i>Loan</i> <i>Attitude</i> _t	coef	0.000	<i>Loan</i> <i>Attitude</i> _t	coef	0.000
	N	417		t-stat	(2.23)**		t-stat	(2.14)**
R ²		39.1%	<i>Loan</i> <i>Demand</i> _t	coef	0.000	<i>Loan</i> <i>Demand</i> _t	coef	0.000
	N	417		t-stat	(0.09)		t-stat	(0.12)
		39.3%						

이 표는 국내은행의 IFRS 재무제표가 최초 공시된 2011년 2분기 이후 기간 중 국내에서 은행업을 영위한 14개 국내은행의 총 417개 표본 은행분기를 대상으로 수행한 실증분석결과를 보고한다. 실증분석모형 2와 3의 설명은 본문을 참조하라. *GDP_RealGrowth*는 해당 분기의 실질 GDP 성장률이고, *InterestRate*는 해당 분기의 국고채 3년물 수익률이다. *LoanAttitude*와 *LoanDemand*는 한국은행이 금융기관 대출행태 조사를 통해 매분기 발표하는 대출태도와 대출수요 지표로서 -100부터 100까지의 값을 갖는다. 나머지 변수의 정의는 〈표 1〉에 설명되어 있다. 최소자승법(OLS)에 따라 계수값을 추정하되 검정값은 시계열상 '분기'와 횡단면 상 '은행'의 2차원으로 각각 클러스터를 구성하여 산출한 표준편차에 기초하여 계산하였다(2-way cluster-robust standard errors). ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서 유의함을 나타낸다.



〈그림 1〉 국내은행의 평균 BIS자기자본비율 추이

당금 적립규모의 증가가 다음 분기 여신취급 규모를 유의적으로 감소시켰음을 의미한다. 실증분석모형에서 변수 ΔLLA_{t-1} 의 계수추정치는 통제변수인 자본규제 변수와 구분되는 고유의 증분(incremental) 효과로 해석 가능하다. 반면 ΔLLR_{t-1} 의 경우 계수 추정치가 세 개 모형에서 모두 통계적 유의성을 결여하고 있어 대손준비금 적립규모의 증감이 다음 분기 여신취급 규모에 미치는 영향이 없었던 것을 확인할 수 있다.

위 결과는 은행이 대손충당금 적립규모의 변화를 고려하여 미래 신용공급 규모를 조절하지만, 대손준비금 적립규모의 변화는 고려하지 않는다는 가설1 및 가설2와 일치한다. 앞선 가설수립 단계에서 논의했듯이 이와 같은 차이는 은행의 대손충당금이 대손준비금에 비하여 은행의 신용손실에 대한 경제적 정보를 보다 충실히 반영하고 있다는 사실에 기인한 것으로 판단된다.

한편, 자본규제 변수 중에서 은행이 노출된 신용위험의 변화를 포착하는 $\Delta CrRiskCapital_{t-1}$ 이 다음 분기 여신취급에 영향을 미치지 않은 반면 대손충당금 증감은 유의적인 영향을 미치고 있다는 사실로서 비교하여 논의할 필요가 있다. 신용위험량은

손실분포 상 최대 손실규모에서 예상손실을 차감한 예상외손실(UL)로 계산한다. 반면 대손충당금은 예상손실(EL) 중 회계상 인식기준을 충족하는 금액이다. 둘 다 신용위험 포트폴리오에서 발생가능한 손실을 포착하지만 둘이 포착하는 금액은 그 성격이 서로 상이하다. 예상외손실은 발생가능한 최대손실을 나타내지만 예상손실은 평균적으로 발생할 것으로 기대되는 정상적인 비용을 측정한다. 은행의 경영자가 여신취급규모를 조절함에 있어 예상외손실이 아닌 예상손실에 해당하는 부분만을 고려한다는 사실은 쉽게 수긍할 수 있는 대목이다.

기타통제변수들의 추정결과를 보면 오직 대출태도($LoanAttitude_t$)만이 그 계수추정치가 (5% 수준의) 통계적 유의성을 보이고 있다. 추정치는 미미하지만 양(+)의 값을 보이고 있어 은행이 대출에 적극적인 태도를 보일수록 실제로 여신취급규모가 증가한 것으로 해석된다.

다음으로 가설3의 검증을 위하여 IFRS 도입 전후 기간을 비교한 실증분석 결과는 〈표 3〉에 보고되어 있다. 추정결과는 실증분석모형 3에 대해서만 표시하였다. 동 표의 패널A는 IFRS 도입 이전 기간에 해당하는 2009년부터 2011년 1분기까지의 126개

(표 3) 국내은행 대출채권 증감의 결정요인 분석 (IFRS 도입 전후 비교)

패널A. IFRS 도입 이전 기간			패널B. IFRS 도입 이후 기간			패널C. 전체 표본기간		
<i>Intercept</i>	coef	-0.005	<i>Intercept</i>	coef	0.010	<i>Intercept</i>	coef	0.006
	t-stat	(-0.08)		t-stat	(1.11)		t-stat	(0.52)
	Pr > t	93.4%		Pr > t	26.7%		Pr > t	60.4%
ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.243	ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.428	ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.028
	t-stat	(-0.55)		t-stat	(1.24)		t-stat	(0.07)
	Pr > t	58.6%		Pr > t	21.8%		Pr > t	94.1%
$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-2.010	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.468	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.679
	t-stat	(-0.54)		t-stat	(-0.71)		t-stat	(-1.02)
	Pr > t	59.1%		Pr > t	48.0%		Pr > t	30.9%
$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-3.390	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-3.420	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-3.330
	t-stat	(-1.33)		t-stat	(-1.21)		t-stat	(-1.64)
	Pr > t	18.5%		Pr > t	22.8%		Pr > t	10.2%
$\Delta Deposit_t$	coef	0.422	$\Delta Deposit_t$	coef	0.423	$\Delta Deposit_t$	coef	0.419
	t-stat	(3.56)***		t-stat	(3.77)***		t-stat	(4.38)***
	Pr > t	0.1%		Pr > t	0.0%		Pr > t	0.0%
$\Delta Borrow_t$	coef	0.622	$\Delta Borrow_t$	coef	0.741	$\Delta Borrow_t$	coef	0.672
	t-stat	(9.47)***		t-stat	(6.94)***		t-stat	(9.06)***
	Pr > t	0.0%		Pr > t	0.0%		Pr > t	0.0%
ΔLLA_{t-1}	coef	-0.773	ΔLLA_{t-1}	coef	-2.190	ΔLLA_{t-1}	coef	-0.461
	t-stat	(-0.33)		t-stat	(-2.09)**		t-stat	(-0.31)
	Pr > t	73.9%		Pr > t	3.7%		Pr > t	75.7%
						ΔLLA_{t-1} $\times IFRS_t$	coef	-2.240
							t-stat	(-2.49)**
							Pr > t	1.3%
						<i>IFRS</i> _t	coef	-0.004
							t-stat	(-0.78)
							Pr > t	43.4%
			ΔLLR_{t-1}	coef	0.277	ΔLLR_{t-1}	coef	-0.375
				t-stat	(0.36)		t-stat	(-0.47)
				Pr > t	71.8%		Pr > t	64.2%
<i>GDP</i> <i>RealGrowth</i> _t	coef	0.002	<i>GDP</i> <i>RealGrowth</i> _t	coef	0.000	<i>GDP</i> <i>RealGrowth</i> _t	coef	0.001
	t-stat	(1.39)		t-stat	(0.05)		t-stat	(0.45)
	Pr > t	16.7%		Pr > t	95.7%		Pr > t	65.6%
<i>Interest</i> <i>Rate</i> _t	coef	-0.002	<i>Interest</i> <i>Rate</i> _t	coef	-0.004	<i>Interest</i> <i>Rate</i> _t	coef	-0.003
	t-stat	(-0.16)		t-stat	(-1.55)		t-stat	(-1.20)
	Pr > t	87.6%		Pr > t	12.2%		Pr > t	23.0%
<i>Loan</i> <i>Attitude</i> _t	coef	-0.001	<i>Loan</i> <i>Attitude</i> _t	coef	0.000	<i>Loan</i> <i>Attitude</i> _t	coef	0.000
	t-stat	(-1.07)		t-stat	(2.14)**		t-stat	(1.06)
	Pr > t	28.6%		Pr > t	3.3%		Pr > t	28.9%
<i>Loan</i> <i>Demand</i> _t	coef	0.001	<i>Loan</i> <i>Demand</i> _t	coef	0.000	<i>Loan</i> <i>Demand</i> _t	coef	0.000
	t-stat	(3.42)***		t-stat	(0.12)		t-stat	(1.35)
	Pr > t	0.1%		Pr > t	90.5%		Pr > t	17.6%
R ²		52.0%	R ²		39.3%	R ²		45.6%
N		126	N		417	N		543

이 표는 2009년부터 2018년까지의 기간 중 국내에서 은행업을 영위한 14개 국내은행의 총 543개 표본 은행분기 데이터를 대상으로 수행한 실증분석결과를 보고한다. 단, 패널B는 국내은행의 IFRS 재무제표가 최초 공시된 2011년 2분기 이후 표본기간만을 대상으로 추정된 결과를, 패널A는 그 이전 표본기간만을 대상으로 추정된 결과를 보고한다. 실증분석모형의 설명은 본문을 참조하라. 변수의 정의 및 검정값 산출방법은 <표 1>과 <표 2>에 설명되어 있다. ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서 유의함을 나타낸다.

표본 은행분기에 대한 분석결과를 보고한다. 대손준비금 관련 규정은 IFRS 도입과 함께 시행되었으므로 패널A 분석 상 변수 ΔLLR_{t-1} (대손준비금 증분)이 실증분석모형에서 생략되어 있다. 패널B는 IFRS 도입 이후 기간에 대한 모형3 추정 결과를 비교 목적으로 표시하고 있는바 <표 2> 패널C의 보고내용과 동일하다. 패널A에서 변수 ΔLLA_{t-1} 의 추정결과를 살펴보면 패널B와 달리 그 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있음을 볼 수 있다. 이는 IFRS 도입 이전기간에는 대손충당금의 변화가 다음 분기 여신취급 규모에 유의적인 영향을 미치지 않았음을 의미한다.

마지막으로 패널C는 IFRS 도입 전후 기간을 포괄하는 전체 표본기간에 대한 분석결과를 보고한다. IFRS 도입이 ΔLLA_{t-1} (대손충당금 증분)의 효과에 구조적인 변화를 가져왔는지 파악하기 위하여 IFRS 도입 이후 기간을 나타내는 더미변수 $IFRS_t$, 그리고 $IFRS_t$ 와 ΔLLA_{t-1} 의 교차항($\Delta LLA_{t-1} \times IFRS_t$)을 추가로 실증분석모형에 포함하였다. 추정결과를 보면 변수 ΔLLA_{t-1} 의 추정치는 패널B와 비교할 때 통계적 유의성을 상실한 반면 교차항 $\Delta LLA_{t-1} \times IFRS_t$ 은 그 추정치가 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다(추정치 -2.240, P 값 1.3%). 이는 국내은행에서 대손충당금 증가시 다음 분기 여신취급 규모가 감소하는 경향이 IFRS 도입 이후 새로이 나타난 구조적인 현상임을 확인시켜 준다.

IFRS 도입 이전 국내은행들은 감독규정에 따른 충당금 적립필요액을 그대로 회계상 대손충당금으로 인식해왔다. 따라서 IFRS 도입 이전 기간의 대손충당금 변화가 다음 분기 여신취급 규모에 영향을 주지 않은 것은 IFRS 도입 이후 기간에서 대손준비금 변화가 영향력을 결여하고 있는 것과 동일한 맥락에서 이해할 수 있다. 즉, IFRS 도입 이전 기간의 대

손충당금은 은행의 신용손실에 대한 경제적 정보를 정확히 반영하고 있지 못하고 있었기 때문에 은행 경영자가 다음 분기 여신취급 규모 결정시 이를 고려하지 않은 것으로 해석가능하다. 이는 가설3과 일관된다.

참고로, IFRS 도입 전후 기간의 구조적 변화를 파악하기 위하여 본 연구는 IFRS 도입을 나타내는 더미변수 $IFRS_t$ 를 이용하여 분석을 수행하였으나, 만약 변수 $IFRS_t$ 가 IFRS 도입과는 무관한 다른 시계열적 트렌드를 포착한다면 그러한 트렌드가 실증분석모형에서 생략됨에 따라 내생성을 가져와 실증분석결과 계수추정치가 왜곡될 우려가 있다. 예를 들어 만약 IFRS 도입과 비슷한 시기에 IFRS와 무관한 새로운 규제가 도입되었고 대손충당금이 미래 신용공급에 미치는 영향이 그러한 규제에 인하여 나타난 현상이라면 패널C의 교차항 $\Delta LLA_{t-1} \times IFRS_t$ 는 IFRS 도입으로 인한 구조적 변화가 아닌 해당 규제가 초래한 구조적 변화를 포착하게 되는 것이다. IFRS 도입과 같이 정책이나 제도 변화의 효과를 검증하기 위해서는 그러한 제도 변화에 노출된 표본 그룹과 그렇지 아니한 표본 그룹을 구분하여 difference-in-difference 추정치 분석을 하는 것이 일반적이다. 하지만, 본 연구의 표본에서 2011년 이후 IFRS를 적용하지 아니한 은행분기가 전무하고 본 연구의 표본이 아닌 국내은행에 있어서도 그러한 은행분기의 수가 상당히 적어서 그러한 분석을 수행하는 것이 제한되었기에 본 연구는 그러한 분석을 수행하지 아니하였다. 따라서 이러한 연구방법 상의 한계를 감안하여 패널C의 연구결과를 이해할 필요가 있다. 하지만, 2011년 당시 IFRS 도입과 무관하면서 대손충당금의 효과에 중요한 영향을 미칠 만한 또다른 시계열적 트렌드가 있었다고 보기는 어려워 연구방법 상의 한계로 인한 왜곡 우려는

제한적인 것으로 판단된다. 참고로, 본 연구의 목적과 관련하여 유의성을 가지는 IFRS 도입 이후의 중요한 제도변화에 대한 추가분석 내용은 이어지는 2절에 보고되어 있다.

4.2 추가분석

IFRS 도입 이후 기간 중 본 연구의 분석과 관련되는 중요한 제도 개정이 다수 있었다. 이번 장에서는 이러한 제도 변화가 본 연구의 실증분석 결과 해석상 유의적인 함의를 갖는지 분석한 결과를 <표 4>를 통해 보고한다. 표본분석기간은 <표 2>와 마찬가지로 IFRS 도입 이후 기간을 대상으로 하며, 통제변수인 $GDP_RealGrowth_t$, $InterestRate_t$, $LoanAttitude_t$ 및 $LoanDemand_t$ 에 대한 추정결과는 보고를 생략하였다.

대손준비금 도입 당시 감독규정은 대손준비금 적립금액을 BIS자기자본비를 산출시 자기자본금액에서 공제하도록 하였다. 자기자본은 예상치 못한 손실을 흡수할 수 있는 버퍼 역할을 하는 금액인데 이러한 규정은 마치 대손준비금이 손실흡수능력을 결여하고 있는 것처럼 해석하는 오류를 범하고 있다. 이는 BIS자기자본비율을 보수적으로 산출하도록 하여 은행의 충분한 자본적립을 유도하려고 의도한 것이지만 국내은행들의 자본비율을 축소·왜곡함으로써 경쟁력을 약화시키는 과잉규제라는 비판을 받아왔다.⁴⁾ 이러한 비판을 의식한 금융당국은 2016년 12월 감독규정 개정을 통해 대손준비금을 규제자본에서 공제하도록 하는 규정을 삭제하였다. 따라서 이러한 제도 변화를 전후하여 대손준비금 증감에 대

한 은행의 대응도 변화했을 가능성이 있다. 즉 제도 개정 이전, 대손준비금을 규제자본에서 차감하도록 한 시기에는 불이익이 더 컸으므로 은행이 대손준비금 변화에 반응하여 여신취급규모를 민감하게 조절했을 가능성이 있는 것이다(여신규모의 감소는 미래 대손준비금 적립필요액의 감소를 가져온다.). <표 4>의 패널A는 <표 2> 패널C의 실증분석을 기반으로 하되 대손준비금을 규제자본에서 공제하던 기간(2016년 3분기까지)을 나타내는 더미변수 $Deduction_t$, 그리고 $Deduction_t$ 와 $\Delta LLLR_{t-1}$ (대손준비금 증분)의 교차항($\Delta LLLR_{t-1} \times Deduction_t$)을 추가로 실증분석모형에 포함하여 분석한 결과를 보고한다. 추정결과를 보면 변수 $\Delta LLLR_{t-1}$ 및 교차항 $\Delta LLLR_{t-1} \times Deduction_t$ 이 모두 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있어 규제자본에서의 공제 여부와 무관하게 대손준비금 증감이 다음 분기 여신취급 규모에 미치는 영향이 없었던 것을 확인할 수 있다.

한편, 국제금융위기 과정에서 기존의 자본규제협약 바젤Ⅱ가 은행의 위험추구를 적절히 제어하지 못하였다는 비판이 거세지자 바젤위원회는 예상치 못한 손실을 흡수하는 은행 자기자본의 질을 향상하고 경기순응성을 완화하도록 개선한 바젤Ⅲ를 마련하였고 우리나라 역시 2013년 12월부터 도입에 들어갔다. 바젤Ⅲ는 자본요소별로 손실흡수능력이 상이하다는 점을 고려하여 자본의 단계별로 별도의 최소 유지비율을 규정하고 있다. 또한, 은행이 자본보전 완충자본과 경기대응완충자본을 추가로 적립하도록 함으로써 위기에 대비한 자본요구량을 늘리는 한편, 기타포괄손익에 누적된 미실현손익을 가감 없이 보통자본에 반영되도록 하였다. 이로써 바젤Ⅲ는 은

4) 자본규제협약 바젤2와 바젤3는 은행의 대손충당금 적립액이 예상손실에 미달하는 경우 그 부족액을 BIS자기자본비율 산출시 자기자본금액에서 공제하는 규정을 포함한다. 대손준비금은 산출 공식에 따라 동 부족액을 포함하게 되어 있어서 대손준비금을 규제자본금액에서 공제할 경우 동 부족액이 자기자본금액에서 두 번 공제되는 비논리적 결과가 초래된다.

〈표 4〉 국내은행 대출채권 증감의 결정요인 분석 (IFRS 도입 이후 제도 변화의 효과)

패널A. 대손준비금의 규제자본 포함			패널B. 바젤Ⅲ 도입			패널C. IFRS9 적용						
<i>Intercept</i>	coef	0.008	<i>Intercept</i>	coef	0.017	<i>Intercept</i>	coef	0.008				
	t-stat	(0.81)		t-stat	(1.73)		t-stat	(0.88)				
	Pr > t	41.9%		Pr > t	8.4%		Pr > t	38.1%				
ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.450	ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.612	ΔReg <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.426				
	t-stat	(1.27)		t-stat	(1.22)		t-stat	(1.21)				
	Pr > t	20.6%		Pr > t	22.2%		Pr > t	22.6%				
$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.502	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.567	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-0.503				
		t-stat			(-0.78)			t-stat	(-0.55)	t-stat	(-0.76)	
		Pr > t			43.9%			Pr > t	58.3%	Pr > t	45.0%	
	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.136	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.136	$\Delta CrRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	0.136			
			t-stat			(0.10)			t-stat	(0.10)	t-stat	(0.10)
			Pr > t			92.4%			Pr > t	92.4%	Pr > t	92.4%
$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-3.500	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	3.540	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-3.330				
		t-stat			(-1.21)			t-stat	(1.63)	t-stat	(-1.20)	
		Pr > t			22.8%			Pr > t	10.4%	Pr > t	23.2%	
	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-6.100	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-6.100	$\Delta MaRisk$ <i>Capital</i> _{t-1}	coef	-6.100			
			t-stat			(-0.74)			t-stat	(-0.74)	t-stat	(-0.74)
			Pr > t			46.6%			Pr > t	46.6%	Pr > t	46.6%
$\Delta Deposit_t$	coef	0.423	$\Delta Deposit_t$	coef	0.422	$\Delta Deposit_t$	coef	0.421				
		t-stat			(3.79)***			t-stat	(3.71)***	t-stat	(3.67)***	
		Pr > t			0.0%			Pr > t	0.0%	Pr > t	0.0%	
$\Delta Borrow_t$	coef	0.747	$\Delta Borrow_t$	coef	0.736	$\Delta Borrow_t$	coef	0.734				
		t-stat			(6.96)***			t-stat	(6.89)***	t-stat	(6.75)***	
		Pr > t			0.0%			Pr > t	0.0%	Pr > t	0.0%	
ΔLLA_{t-1}	coef	-2.110	ΔLLA_{t-1}	coef	-2.540	ΔLLA_{t-1}	coef	-2.270				
		t-stat			(-2.12)**			t-stat	(-2.29)**	t-stat	(-2.19)**	
		Pr > t			3.5%			Pr > t	2.2%	Pr > t	2.9%	
$\Delta LLLR_{t-1}$	coef	-4.300	$\Delta LLLR_{t-1}$	coef	-0.024	$\Delta LLLR_{t-1}$	coef	0.733				
		t-stat			(-1.01)			t-stat	(-0.02)	t-stat	(0.50)	
		Pr > t			31.5%			Pr > t	98.4%	Pr > t	62.3%	
	$\Delta LLLR_{t-1}$ × <i>Deduction</i> _t	coef	4.780	$\Delta LLLR_{t-1}$ × <i>Deduction</i> _t	coef	0.432	$\Delta LLLR_{t-1}$ × <i>Deduction</i> _t	coef	0.281			
			t-stat			(1.03)			t-stat	(0.34)	t-stat	(0.36)
			Pr > t			30.4%			Pr > t	73.7%	Pr > t	71.9%
$\Delta LLLR_{t-1}$ × <i>Deduction</i> _t	coef	0.182	$\Delta LLLR_{t-1}$ × <i>Deduction</i> _t	coef	0.182	$\Delta LLLR_{t-1}$ × <i>Deduction</i> _t	coef	0.182				
		t-stat			(0.04)			t-stat	(0.04)	t-stat	(0.04)	
		Pr > t			97.0%			Pr > t	97.0%	Pr > t	97.0%	

(표 4) 국내은행 대출채권 증감의 결정요인 분석 (IFRS 도입 이후 제도 변화의 효과) (계속)

패널A. 대손준비금의 규제자본 포함		패널B. 바젤III 도입		패널C. IFRS9 적용	
coef	0.004	coef	-0.005	coef	0.003
$Deduction_t$	t-stat (1.71)	$BaselIII_t$	t-stat (-1.37)	$IFRS9_t$	t-stat (1.59)
	Pr > t 8.8%		Pr > t 17.1%		Pr > t 11.2%
R^2	39.4%	R^2	40.5%	R^2	38.9%
N	417	N	417	N	417

이 표는 2009년부터 2018년까지의 기간 중 국내에서 은행업을 영위한 14개 국내은행의 총 543개 표본 은행분기를 대상으로 수행한 실증분석결과를 보고한다. 통계변수인 GDP , $RealGrowth$, $InterestRate$, $LoanAttitude$ 및 $LoanDemand$ 에 대한 추정결과는 생략하였다. 실증분석모형의 설명은 본문을 참조하라. $Deduction$ 은 대손준비금을 규제자본에서 공제하던 기간(2016년 3분기까지)을 나타내는 더미변수이다. $BaselIII$ 은 바젤III가 도입된 기간(2013년 4분기 이후)을 나타내는 더미변수이다. $IFRS9$ 은 IFRS 9 재무제표가 처음 공시된 이후 기간(2018년 2분기 이후)을 나타내는 더미변수이다. 기타 변수의 정의 및 검정값 산출방법은 <표 1>과 <표 2>에 설명되어 있다. ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서 유의함을 나타낸다.

행이 예상치 못한 손실에 대비하여 양질의 자본을 충분히 적립하고, 위험 익스포저의 변화에 선제적으로 대응하는 위험관리방식을 유도하고 있다. 그에 따라 바젤III 도입 이후 은행들이 자본규제에 대응하여 보다 민감하게 보유 포트폴리오를 조절하는 변화가 초래되었을 가능성이 있고 그에 따라 대손충당금 및 대손준비금이 여신취급에 미치는 영향 역시 변화하였을 수 있다. 이러한 가능성을 고려하여 본 연구는 바젤III 도입을 계기로 본 연구의 실증분석에 유효한 의미를 갖는 구조적 변화가 있었는지 추가분석을 수행하였다. <표 4>의 패널B는 <표 2> 패널C의 실증분석을 기반으로 하되 바젤III가 도입된 기간(2013년 4분기 이후)을 나타내는 더미변수 $BaselIII_t$, 그리고 $BaselIII_t$ 와 규제자본변수 ($\Delta RegCapital_{t-1}$, $\Delta CrRiskCapital_{t-1}$, $\Delta MaRiskCapital_{t-1}$) 및 관심변수 (ΔLLA_{t-1} 및 ΔLLR_{t-1})와의 교차항을 추가로 실증분석모형에 포함하여 분석한 결과를 보고한다. 추정결과를 보면 더미변수 $BaselIII_t$ 와 다른 변수를 교차시킨 항의 계수 추정치가 모두 통계적 유효성을 결여하고 있는 반면, 기존 실증분석변수의 추정결과는 앞선 분석과 대체로 일관되는 결과를 보이고 있다. 따라서 바젤III의 도입 여부는 본 연구의 분석에 있어 유의적인 의미를 갖

지 않는 것으로 판단된다.

2018년부터 국내에 의무적용되기 시작한 IFRS 9는 금융상품 회계처리기준에 대한 광범위한 개정을 가져왔다. 특히, 신용손실 인식에 있어 발생손실모형에서 기대손실모형으로의 전환은 IFRS 9가 초래한 가장 커다란 변화라고 할 수 있다. 기존의 IAS 39는 신용손실 인식을 위한 전제 조건으로서 손상사건(trigger event)의 발생을 필요로 하나 IFRS 9는 미래 전망정보를 포함하여 합리적으로 이용가능한 모든 신용정보를 통해 추정한 신용위험의 변화를 반영하여 기대신용손실을 인식하도록 요구한다. 이러한 기대신용손실에 기초한 대손충당금은 은행의 신용손실에 대한 보다 많은 정보를 포함하고 있다고 볼 수 있다. 이에 따라 대손충당금 변화에 대한 다음 분기 여신취급 규모의 민감도가 기대손실모형으로의 전환 이후 보다 강화되었을 가능성이 있다. 반대로 대손준비금은 IFRS 9 적용 이후 그 적립 규모뿐만 아니라 그 정보효과 또한 더욱 감소했을 것으로 생각할 수 있다. 이는 대손충당금 적립금액이 보다 충실히 신용손실 정보를 반영하게 된 데 따른 반사효과라 할 수 있다. 이에 따라 대손준비금 변화에 대한 여신취급 규모의 민감도 역시 IFRS 9 적용 전후시기에 서로 달리 나타날 가능성이 있다.

이러한 가능성을 고려하여 본 연구는 <표 2> 패널 C의 실증분석을 기반으로 IFRS 9 재무제표가 처음 공시된 이후 기간(2018년 2분기 이후)을 나타내는 더미변수 $IFRS9_t$, 그리고 $IFRS9_t$ 와 관심변수 (ΔLLA_{t-1} 및 ΔLLR_{t-1})와의 교차항을 추가로 실증분석모형에 포함하여 추가분석을 수행하였고 그 결과를 <표 4>의 패널C에 보고하였다. ΔLLA_{t-1} 및 ΔLLR_{t-1} 의 추정결과를 보면 앞선 분석과 일관되는 결과를 보이고 있고 더미변수 $IFRS9_t$ 와의 교차항 두 개는 모두 추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있다. IFRS 9 적용 재무제표가 공시된 이후의 표본기간이 상대적으로 짧은 제약이 있긴 하나, 이러한 결과는 IFRS 9(즉, 기대손실모형)의 적용 여부가 본 연구의 분석 상 유의적인 차이를 갖지 않는다는 사실을 보여준다. 이는 국내은행들이 기존 발생손실모형 하에서도 이미 IBNR 여신에 대한 손상 추정과정을 통해 손상발현기간에 대한 예상손실을 발생손실에 포함하여 대손충당금으로 인식해왔기 때문인 것으로 판단된다.

V. 결론

신용손실의 증가시 은행은 수익성 관리를 위하여 신규여신의 취급규모를 감소시킬 유인을 가진다. 본 연구는 국내은행의 대손충당금 및 대손준비금 적립(예정)액의 증감이 다음 분기의 대출채권 규모 변화에 미친 영향을 실증분석하였다. IFRS 도입 이후 국내은행에서 대손충당금 적립규모의 증가는 자본규제와 무관하게 다음 분기의 대출채권 증가 규모를 유의적으로 감소시킨 것으로 나타난다. 반면, 감독 규정 상 요구에 따라 적립하는 대손준비금의 증감은

다음 분기 대출채권 규모에 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 또한, 감독목적 충당금을 회계상 대손충당금으로 그대로 인식하였던 IFRS 도입 이전 기간에도 회계상 충당금이 다음 분기 은행 신용공급 규모와 무관했던 것으로 나타난다. IFRS 도입 이후 대손충당금의 증감이 다음 분기 신용공급을 감소시킨 것은 IFRS 대손충당금이 은행의 신용손실에 관한 경제적 정보를 반영하고 있어 은행의 경영자가 대손충당금의 변화를 고려하여 미래 신용공급 규모를 조절하였기 때문으로 풀이된다.

본 연구는 국내은행의 여신취급 규모 결정요인으로서 대손충당금을 분석하였다. 대출채권에서 잠재적으로 발생가능한 신용손실로서 측정·인식하는 수치는 대손충당금에 국한되지 않는다. 은행은 자기자본규제 준수를 위해 신용위험량을 통계적으로 측정하고 있고, 또한 감독규정 상의 요구에 따라 대손준비금을 산출하여 적립하고 있다. 본 연구는 분석범위를 단순히 대손충당금에 한정하지 아니하고 위험량 및 대손준비금을 동시에 고려하여 실증분석을 수행함으로써 실증분석결과 해석의 신뢰성을 도모하는 한편 각 변수들이 신용공급에 미치는 영향을 상호 대비하여 분석함으로써 보다 풍부한 분석내용을 제시하고 있다.

본 연구는 신용손실 인식이라는 재무보고 과정이 은행의 신용공급 의사결정에 영향을 미쳐 자본시장의 자금공급을 변화시킬 수 있음을 보여줬다는 측면에서 의미가 있다. IFRS 9 시행에 따른 기대손실모형의 적용은 신용손실을 보다 조기에 인식하는 결과를 가져온다. 본 연구의 결과를 통해 신용손실의 조기 인식이 은행의 경영자가 보다 빨리 신용위험의 증가를 식별하여 신용포트폴리오를 조절하는데 도움을 줄 것임을 짐작할 수 있다. 이는 은행의 신용공급에 내재되어 있는 경기순응성을 완화시키는데 기여할 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김용선·홍동수(2003), “신 바젤자기자본협약 도입이 국내 은행산업에 미치는 영향과 대응방향,” **한국은행 금융시스템리뷰**, (9), pp.1-20.
- 김현욱·이항용(2005), “금융산업의 자본규제와 은행대출의 경기순응성에 관한 연구: 신바젤협약 (Basel II) 도입의 영향을 중심으로,” **한국개발연구원 정책연구시리즈**, (16), pp.1-77.
- 오현탁·최석규(2009), “신 BIS 자기자본규제가 은행자산 운용행태에 미치는 영향,” **재무관리연구**, 26(3), pp.171-198.
- 이건재(2019), “바젤Ⅲ 자기자본규제가 국내은행의 유가증권 운용행태에 미치는 영향,” **경영경제연구**, 41(2), pp.23-49.
- 이태규(2018), “금융의 경기순응성 완화,” **KERI Insight**, (8), pp.1-16.
- 진익(2005), “자기자본비율 변동에 대응한 은행의 대출조정,” **한국은행 경제분석**, 11(1), pp.1-39.
- Barth, M., and W. R. Landsman(2010), “How did financial reporting contribute to the financial crisis?,” *European Accounting Review*, 19(3), pp.399-423.
- Beatty, A., and S. Liao(2011), “Do delays in expected loss recognition affect banks’ willingness to lend?,” *Journal of Accounting and Economics*, 52(1), pp.1-20.
- Bernanke, B., and C. Lown(1991), “The credit crunch,” *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), pp.205-247.
- Bharath, T., J. Sunder, and S. Sunder(2008), “Accounting quality and debt contracting,” *The Accounting Review*, 83(1), pp.1-28.
- Biddle, G., and G. Hilary(2006), “Accounting quality and firm-level capital investment,” *The Accounting Review*, 81(5), pp.963-982.
- Bikker, J. A., and P. A. Metzmakers(2005), “Bank provisioning behaviour and procyclicality,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(2), pp.141-157.
- Bushman, R. M., and C. D. Williams(2012), “Accounting discretion, loan loss provisioning, and discipline of banks’ risk-taking,” *Journal of Accounting and Economics*, 54(1), pp.1-18.
- Cohen, B., and G. Edwards(2017), “The new era of expected credit loss provisioning,” *BIS Quarterly Review*, March, pp.39-56.
- Domikowsky, C., S. Bornemann, K. Duellmann, and A. Pfungsten(2014), “Loan loss provisioning and procyclicality: Evidence from an expected loss model,” Working Paper, Deutsche Bundesbank.
- Ivashina, V., and D. Scharfstein(2010), “Bank lending during the financial crisis of 2008,” *Journal of Financial Economics*, 97(3), pp.319-338.
- Jimenez, G., S. Ongena, J. L. Peydro, and J. Saurina Salas(2017), “Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments,” *Journal of Political Economy*, 125(6), pp.2126-2177.
- Laeven, L., and G. Majnoni(2003), “Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late?,” *Journal of Financial Intermediation*, 12(2), pp.178-197.
- Pain, D.(2003), “The provisioning experience of major UK banks: a small panel investigation,” Working Paper, Bank of England.
- Petersen, M. A.(2009), “Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches,” *Review of Financial Studies*, 22(1), pp.435-480.

Schechtman, R., and T. Takeda(2018), "Capital (and Earnings) Incentives for Loan Loss Provisions in Brazil: evidence from a crisis-buffering regulatory intervention," Working Paper, Central Bank of Brazil.

Thompson, S. B.(2011), "Simple formulas for

standard errors that cluster by both firm and time," *Journal of Financial Economics*, 99(1), pp.1-10.

Van den Heuvel, S.(2009), "The bank capital channel of monetary policy," Working Paper, Federal Reserve Board of Governors.

The Effects of the Credit Loss Recognition on Loan Supply After IFRS Adoption

Gun Jae Lee*

Abstract

This study examines whether banks' loan loss recognition has an effect on banks' lending after IFRS adoption. The study contributes to the accounting literature by analyzing the possibility that financial reporting process influences banks' willingness to lend, which affects the capital availability on the macro-level.

The empirical results show that after IFRS adoption the increase in loan loss provision has reduced the next quarter lending, and the effect was not associated with capital regulation. On the other hand, the change in loan loss reserve, which is required by supervisory regulation, has not affected the next quarter lending. Similarly, the change in loan loss provision before IFRS adoption during which the provision was determined by supervisory regulation did not affect the next quarter lending.

When the expected credit losses from the credit portfolio increase, banks have incentives to reduce new lending in order to manage profitability. The results that the change in loan loss provision under IFRS affects new lending imply that banks adjust credit supply according to the loan loss allowance, because the credit loss recognition under IFRS reflects economic information regarding banks' credit risk.

Expected loss model from IFRS 9 will lead to earlier loan loss recognition. Based on the findings in this study, it can be conjectured that earlier loss recognition will help banks' managers notice the increase in credit risk and adjust banks' credit supply sooner. This will mitigate the pro-cyclicality of banks' lending.

Key words: credit loss, loan loss provision, loan loss reserve, lending

* KB Kookmin Bank, First Author

• 저자 이건재는 현재 KB국민은행에서 전문직무직원으로 재직 중이다. 서울대학교 경영대학 및 대학원 경영학과를 졸업하였으며, 고려대학교에서 경영학박사를 취득하였다. 2002년 이후 공인회계사 및 FRM으로서 삼일회계법인, 금융감독원, 한국회계기준원, 한국은행에서 근무하였다. 주로 금융상품 회계를 연구하고 있다.