

은행 재량적 대손충당금 전입의 동태적 요인 분석

강 승 수* / 유 재 인**

본 연구에서는 패널 벡터자기상관(Panel Vector Autoregression, PVAR)모형 기반 은행의 재량적 대손충당금, 은행 경영지표 및 거시경제지표 간 동태적 관계를 분석하고 그 요인을 고찰하였다. 2007년도 1분기부터 2020년도 3분기까지 총 11개의 국내 시중 은행의 분기 별 회계 자료를 활용하여 대손충당금 계정 중 대출 부실 기여도를 제외한 재량적 대손충당금 전입액을 추정하였다. 실증 분석 결과 재량적 대손충당금은 한 시점 이전의 자신과 음의 상관관계를 보이며 일정적인 적립 추세를 유지하려는 경향을 확인하였다. 나아가 재량적 대손충당금은 고정 이하 여신 비율과는 양의 상관관계를, BIS기준 자기 자본 적립률과는 음의 상관관계를 보여 국내 평균적인 은행 경영에서 재량적 대손충당금이 은행 대출 부실에 선제적으로 대비하는데 활용되고 있음을 확인하였다. VAR모형으로 재량적 대손충당금의 동태적 요인을 분석하기 전에, 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 이용하여 은행 산업 전반의 재량적 대손충당금에 대한 거시적인 추세에 대하여도 고찰해 보았다. 또한 추가로 타 모형과의 비교를 통해 VAR모형 사용의 당위성과 모형 강건성을 확인하였다. 재량적 대손충당금과 은행 경영지표, 거시 경제적 지표와의 동태적 관련성에 따르면, 채권의 예상 부실 정도에 따라 은행 경영을 감독하는 기계적 접근보다는 경제적 충격을 반영한 적정 대손충당금 관리·감독의 필요성을 시사한다.

주제어 _ 대손충당금, 재량적 대손충당금, VAR, 은행 경영지표

* 한국자산평가 금융공학연구소 연구원(제1 저자)

** 아주대학교 금융공학과 교수(교신저자)

A Study on the Dynamic Factors of Bank's Discretionary Loan Loss Provisions

Kang, Seungsoo* / Yoo, Jane**

In this study, we estimate discretionary loan-loss provisions by excluding the part explained by bad loan of banks and analyze how the discretionary loan-loss provisions are dynamically related to other variables of bank-management and macroeconomic indicators. We use the panel Vector Autoregressive (panel VAR) model by using 11 commercial banks' quarterly data from the first quarter of 2007 to the third quarter of 2020. According to our empirical analysis, discretionary loan-loss provisions showed their strong autocorrelation with data 1-quarter ago. The provisions are positively correlated with non profit loan, and negatively related with the BIS-based equity reserves. The results from this dynamical system confirmed the relationship between discretionary loan-loss provisions, bank management and macroeconomic indicators, suggesting supervisory guidelines of banking industries, which have focused on the expected degree of default for controlling the provisions. This study contributes to developing the relevant methodology in empirical analysis on accounting variables by suggesting panel VAR model in dealing with endogenous variables that are also dynamically related.

Key words _ Loan-loss provisions, Discretionary Loan Loss provisions, VAR, Bank Management Indicators

* Analyst, Financial Engineering center, Korea Asset Pricing (First Author)

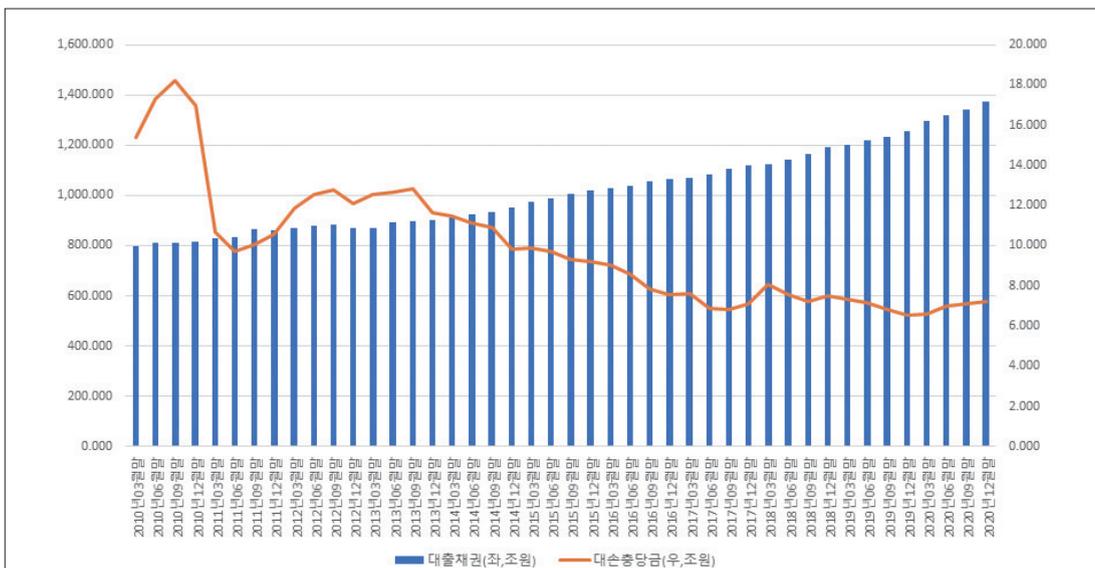
** Professor, Dept, of Financial Engineering, Ajou University (Corresponding Author)

I. 서론

1. 은행의 대손충당금 적립 현황과 추세

국내 시장을 비롯한 금융시장 참여자들은 2008년 글로벌 금융위기를 통해 은행 및 금융 기관 자산 부실의 위험성과 파급력을 경험하였다. 국내 시중 은행들의 자산 건전성 확보와 금융당국 규제의 필요성에 대하여 전선애(2011), 노철우(2015), 장영재·양동현(2020)등 여러 연구가 진행되었다. 특히 시중 은행은 자산 부실 리스크를 줄이기 위해 대표적으로 대손충당금을 적립해왔다. 대손충당금 계정의 적립 기준은 2011년 국제 회계 기준(이하 K-IFRS)이 도입되며, 기존 기업회계기준의 기대손실 모형에서 발생손실 모형으로 전환을 겪었다. 이후 은행들은 대출 채권 부실에 따른 예상 손실액에서, 이미 부실이 진행되며 현재까지 발생한 손실액에 근거하여 대손충당금 적립을 시작했다. 이에 손실에 대비해야 할 총액이 감소하면서 은행들의 대손충당금도 크게 감소하였다. 이는 <그림 1>에서 2010년 4분기와 2011년 1분기에 나타난 대손충당금의 급락을 통해 확인할 수 있다. 이후 2018년, 기대손실 모형 기준으로 전환되며 2020년 말까지 약 7조원 수준을 유지하고 있다.

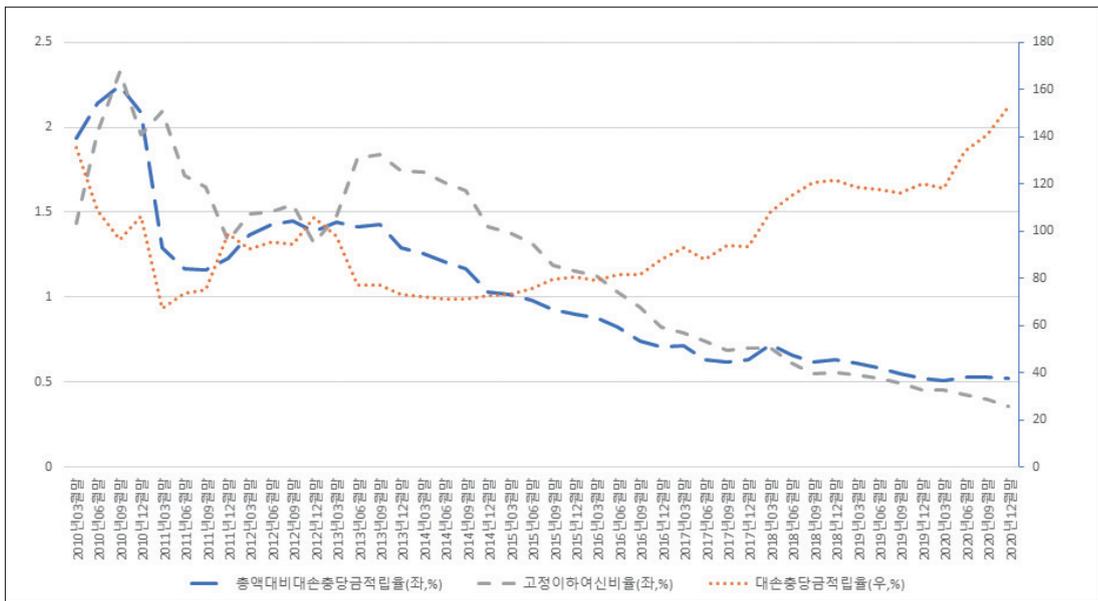
<그림 1> 시중 은행의 대손충당금과 대출채권 총액



- 1) 막대는 시중 은행과 지방은행의 대출채권 총액, 꺾은선은 대손충당금(출처: 은행연합회)
- 2) 왼쪽은 대출 채권 총액(막대), 오른쪽은 대손충당금(꺾은선)에 대한 Scale이며 두 Scale 모두 단위는 조 원임.

이에 반해 최근 10년 동안 은행의 대표적 자산 중 하나인 대출 채권 발행액은 지속적으로 증가하였다. 특히 2020년에는 자영업자 및 기업의 유동성 공급을 위한 대출 증가로 인하여 비교적 더 큰 폭으로 증가하였다. 일례로 2018년-2019년 기준 대출 채권의 증가액이 66조원인데 반해, 2019년-2020년의 대출 채권 증가액은 1258조에서 1375조원으로 약 117조원 증가하였다. 두 기간을 비교하면 2019년-2020년의 증가액이 약 1.7배 더 크다. 이처럼 대출 채권이 큰 폭으로 증가하는데도, 대손충당금이 함께 증가하지 않는 까닭은 부실 채권으로 분류되는 고정 이하 여신의 총 대출 채권 발행액 대비 비율은 2013년도부터 지속적으로 감소했기 때문이다. 이는 <그림 2>에서 고정 이하 여신 비율의 하락 추세와 총 대출 채권액 대비 대손충당금 적립률이 비슷한 추세를 통해서 확인할 수 있다.

<그림 2> 대손충당금 적립률과 고정 이하 여신 비율



- 1) 점선은 대손충당금 적립률, 긴 Dash line은 대출채권 총액 대비 대손충당금 적립률, 짧은 Dash line은 고정 이하 여신 비율.(출처: 은행연합회)
- 2) Dash line은 왼쪽의 Scale을, 점선은 오른쪽의 Scale을 따르며 단위는 %임.

그 외에도 <그림 2>에서 특이점은 2020년도 2분기의 고정 이하 여신 대비 대손충당금 적립률은 크게 증가하였다는 것이다. 이는 Covid-19의 장기화에 따라, 예상되는 경기 침체에 따른 은행 자산의 건전성 악화를 선제적으로 방지하기 위해 금융당국이 시중 은행들에게 더욱 높은 수준의 대손충당금 적립을 당부했기 때문이다.

2. 재량적 대손충당금의 개념과 논지 제기

이처럼 대손충당금 적립액의 구성은 부실 채권액을 기준으로 결정되는 비재량적 대손충당금과 거시경제적 상황에 따른 금융당국의 개입 혹은 은행 자체적인 예상 부실 리스크 대비를 대비한 재량적 대손충당금으로 나눌 수 있다. 특히 후자는 금융당국에서 적절한 적립 수준을 강제하고 감독할 수 있는 부분이 아니므로 은행의 위험 기피 성향과 부실 리스크 예측 수준에 따라 유동적이다. 은행이 보수적인 자금 운용을 추구한다면 타 은행 대비 재량적 대손충당금 적립률은 높을 것이다. 경기 하락과 금융시장의 위기를 대표하는 지표의 변화 조짐이 보이면 꼭 보수적인 스타일을 추구하지 않는 은행이라도 추후 불황에 따른 부실 리스크를 최소화하기 위해 재량적 대손충당금 적립률을 선제적으로 올릴 수 있다. 따라서 재량적 대손충당금 적립 경향은 국내 금융 산업의 주요 기관인 은행들의 자금 운용 방향뿐만 아니라 시스템리스크 발생 대비 준비 수준을 보여주는 중요한 지표이다. 그러나 재량적 대손충당금은 그 정의대로 은행의 재량적인 영역이기 때문에 은행의 내부적인 결정 사항일 뿐, 대외적 고시 사항이 아니다. 따라서 감독 기관이나 투자자들과 같은 외부인들은 은행 경영진들이 의도한 재량적 대손충당금의 과소 과대 적립의 직접적인 원인을 명확히 알 수 없다. II장 선행연구에서 더욱 자세히 기술하겠지만, 이러한 이유들로 기존의 선행연구는 재량적 대손충당금과 타 회계 계정 그리고 시장 가격과의 상관관계 분석을 통해 재량적 대손충당금이 은행의 미래 현금 흐름에 대한 신호 수단으로 사용되는지를 주로 연구하였다. 본 연구에서는 이에 더하여 본 연구에서는 재량적 대손충당금의 적립에 영향을 미치는 대외 공시적 지표들을 찾아 그 관계의 양태를 분석한다.

이를 위하여 은행의 재량적 대손충당금 적립액을 결정하는 동태적 전입 요인을 매 분기 공시되는 은행경영 지표와 거시 경제 지표를 통한 분석을 제시한다. 먼저 선행 연구에 사용된 재량적 대손충당금 전입액 추정 모형을 바탕으로 재량적 대손충당금 전입액을 추정한다. 그 후, 재량적 대손충당금 전입액을 종속 변수로 취급하고 독립 변수로부터 일방적인 영향을 받는다고 가설을 설정하는 기존 분석과 차별화된 방법을 제시하고, 재량적 대손충당금의 동태적 추이와 그 전입 요인을 분석한다.

3. 패널 VAR모형의 개념과 기대 효과

본 연구에서 제안한 실증 분석 방법은 Panel Vector Autoregression (PVAR, 패널벡터자기상관)모형으로(이하 패널 VAR 모형) 내생적인 관계에 놓여있는 변수들이라 할지라도 변수간의 변화 양상 자체를 분석한다. 따라서 재량적 대손충당금과 은행 경영지표, 거시경제지표 간 인과관계가 명확하지 않고 복잡한 상관관계가 있는 변수간의 동태적인 관계를 분석할 때 적합하다. 특히, 시차를 두고 변수 간 관

계를 고찰하는 동태적 모형은 재량적 대손충당금이 시간에 따라 변하는 거시경제 상황이나 금융당국의 규제와 같은 외부적인 영향에 따라 변화하는 양상 분석에 도움을 줄 것으로 기대된다. 이에 비해 기존 회계 자료를 활용한 경영 전략 문헌에서 주로 차용하는 일반적인 최소자승법 기반 회귀분석으로는 재량적 대손충당금 전입액에 대해 다른 변수가 미치는 영향의 변화와 재량적 대손충당금 전입액이 다른 변수에는 동태적으로 어떠한 영향을 미치는 지, 여러 변수들이 외부적 충격을 받았을 때 기타 변수에까지 얼마의 기간 동안 영향을 끼치는 지까지의 분석은 어렵다.

본 연구의 결과는 구체적인 동태적 증거를 제시할 수 있어 재량적, 비재량적 전입액을 합산한 대손충당금에 대한 금융당국의 실무적 관리 및 감독적인 측면에서 이바지하는 바가 있다. 예컨대, 현재 금융감독당국은 대손충당금 계정의 개설 목적대로 채권의 부실 정도와 총액에 대한 비율에 따라 충당금 적립 수준을 강제한다. 그러나 현재 대부분 은행들의 대손충당금 적립률은 평균 150%이상으로 의무 적립 수준을 충분히 상회하는데, 이는 각 기관별 재량적 대손충당금의 운용에 따라 결정되는 것으로 보인다. 이에 본 연구를 통해 재량적 대손충당금과 대출 채권 부실의 정도 외에 다른 요인과의 동태적 관련성을 확인한다면, 해당 요인을 추가적으로 모니터링하여 동태적 변화 및 예기치 못한 시장 충격에 대비한 대손충당금 계정 관리를 기대할 수 있을 것이다. 이를 통해 각 은행별로 적정 대손충당금과 시스템 리스크를 더욱 세밀하게 관리하는 보조 수단이 될 것으로 기대한다.

4. 연구 구성

본고는 다음과 같이 구성된다. 먼저, II장에서 대손충당금적립 관련 선행연구를 세 가지의 소분류로 나누어 정리하였다. III장에서는 시중은행과 지방은행의 회계 자료를 소개한 후, 기존 연구들에서 사용했던 재량적 대손충당금 전입액 추정 모형을 통해 재량적 대손충당금 전입액을 추정한다. 나아가 패널 VAR모형을 통한 분석을 시행하기 전에 패널 자료들의 전처리 작업을 진행한다. IV장에서는 패널 VAR모형을 이용해 은행의 경영지표들과 재량적 대손충당금 전입액의 동태적 관계를 확인한다. 그 후, 사후 분석 및 모형의 안정성을 검증함으로써 재량적 대손충당금 전입액이 타 지표와 주고 받는 영향을 분석하며 재량적 대손충당금의 동태적 유인에 대하여 분석한다. V장에서는 패널 VAR모형을 통한 충당금 적립 추세 관련 예측력과 기존 연구들에서 많이 활용되었던 타 실증 분석 모형 결과 간 예측력을 비교하고 K-IFRS 기준 도입에 따른 예측력의 차이를 제시한다. 마지막으로 VI절에서 결론을 제시한다.

II. 주요 선행연구

1. 국내 은행의 대손충당금에 관한 연구

국내 은행의 대손충당금에 관한 연구는 주로 2011년 K-IFRS 1039호(발생손실 모형)와 2018년 K-IFRS 1109호(기대손실 모형)의 도입에 따른 효과에 대한 선행 연구가 있다. 고승의(2012)는 대손충당금 산출과정을 분석하며 K-IFRS 도입 후의 대손충당금의 효과에 대하여 논하였다. 이를 위해 실제 상업은행의 자료를 이용하여 종전의 기대(예상)손실모형과 K-IFRS 도입 이후인 발생손실 모형의 충당금 적립 원리를 각각 제시하고 도입에 따른 차이를 분석했다. 이러한 분석을 통해 발생손실 모형은 손상 차손을 과소평가하는 경향이 짙어, 대손충당금이 과소 적립 되면서 은행 자산 건전성을 해칠 가능성을 주장하였다. 이에 따라 미래 예상 손실을 반영할 수 있는 기대손실 모형으로 개정의 필요성을 언급하였다.

김효진·이기훈(2015)에서는 K-IFRS 1039호 도입이후 금융기관들의 대손충당금 설정률이 현저히 감소하였다는 것을 실증적으로 확인하였다. 해당 연구에서 대손충당금과 BIS비율 그리고 순이익의 평균차이분석 그리고 상관관계분석을 통하여 K-IFRS 1039호의 도입 이후 보고이익이 증가 추세를 확인하여 기대손실 모형으로 빠른 개정과 도입을 주장하였다.

2. 재량적 대손충당금에 관한 국외 연구

재량적 대손충당금에 대한 선행 연구는 먼저 Ma(1998)를 들 수 있다. 해당 연구는 1980년부터 1984년까지 4개년의 100개의 미국 은행 자료를 사용하여, 은행 경영진이 대손충당금 전입을 통해 이익유연화를 시도하는지 살펴보았다. 대손충당금의 회귀분석 모형을 이용하여 무수익여신이 대손충당금에서 설명하지 못하는 잔차를 재량적 대손충당금 전입액으로 정의하였다. 해당 모형을 통해 잔차와 이익의 양의 상관관계를 발견하였다. 이는 높은 이익 상황에서는 대손충당금을 의도적으로 높게 설정하고 이익이 적은 상황에서는 대손충당금을 낮게 설정하여 이익의 유연을 시도하였다는 근거로 제시하였다.

이후 Wahlen(1994)은 추정 손실에 대한 은행의 조정을 통해 재량적 대손충당금이 은행의 미래 경영이익의 신호로서 활용된다고 주장하였다. 해당 연구에서는 실증 분석을 통해 은행의 미래 현금흐름과 주가 간의 양의 상관관계를 발견하면서, 재량적 대손충당금의 증가는 투자자들에게 은행의 낮은 부실가능성을 함축하는 긍정적인 신호로 받아들여질 수 있다고 주장하였다. 특히 Wahlen(1994)의 연구는 대손충당금 분석 모형에서 대출 채권의 추정 부실 위험을 이용하였다는 점에서 이후 관련 문헌의 발전

에 이바지하였다.

Beaver and Engel(1996)는 대손충당금을 본격적으로 비재량적인 부분과 재량적으로 나누고 자본 시장에서 은행의 미래 현금흐름 예상에 대한 사적정보로 이용되는 지 분석하였다. 실증적인 자료를 2-stage least squares (2SLS) 모형을 이용하여 대손충당금을 두 가지 요소로 추정하고 분석하였다. 이를 통해 대출 채권의 부실요인으로 통해 설명되는 비재량적 대손충당금이 은행 자본의 시장가치와 음의 상관관계를 보이는 것을 확인하였다. 이와 반대로 재량적 대손충당금은 양의 상관관계를 지니는 것을 확인했으며, 시장의 참여자들은 해당 정보들을 통해 비재량적 대손충당금으로 미래의 손실을 예상하고 재량적 대손충당금을 통해 재무 건전성을 확인 하는 신호로서 활용되는 것을 확인하였다.

3. 재량적 대손충당금에 관한 국내 연구

재량적 대손충당금에 대한 국내 연구는 최효순(2003)을 들 수 있다. 최효순(2003)에서는 국내 은행 자료를 활용하여 재량적 대손충당금 전입액을 자산 건전성 분류 조정에 의한 것과 추정 대손율 조정에 의한 두 가지로 분류하고 연구하였다. 이에 따라 재량적 대손충당금이 이익 유연화의 수단으로 사용될 때, 추정 대손율 조정에 의한 재량적 대손충당금과 자산 건전성 분류 조정에 의한 대손충당금이 다르게 이용되는 것을 발견하였다. 이익을 증가시키는 유연화 할 때에는 추정 대손율을 감소시켜 재량적 대손충당금을 줄이는 방법을 사용하고, 반대의 경우에는 자산 건전성 분류 조정을 강화하여 부실 채권을 증가시킨 후 재량적 대손충당금을 추가적으로 적립하는 것을 확인하였다. 또한 다른 선행 연구들에서 보였던 자본시장의 반응과 관련하여, 비재량적 대손충당금이 국내 은행들의 시장 자본 가치와 음의 관계를 가지는 것을 확인하였다.

문현주(2005)에서는 기말 추가 설정 대손충당금을 재량적인 부분과 비재량적인 부분으로 나누어 은행 가치와 상관관계를 연구하였다. 그 결과 대손충당금의 재량적 적립 부분은 은행 가치와 양의 관계를 보였고, 이는 은행의 미래 수익성이 양호할 것을 의미한다. 그러나 대손충당금의 비재량적인 부분은 은행 가치와 음의 상관관계를 보였으며, 이는 실제 부실의 발생이 손실로 반영되는 것을 타나낸다. 그리고 이러한 재량적인 적립이 유도되는 이유는 주로 이익 유연과 자본 관리라는 두 가지로 나눌 수 있으며 해당 연구에 따르면 이익 유연을 목적으로 주로 사용되는 것을 발견하였다. 또한 추가 분석을 통해 변수들이 대표적인 경제적 충격으로 여길 수 있는 1997년 외환위기 전 후로 재량적 대손충당금 전입에 영향을 미치는 정도의 차이를 확인했다.

마지막으로 시중 은행의 재량적 대손충당금과 관련한 최근 연구로는 김민혁(2018)을 들 수 있다. 김민혁(2018)에서는 분석 대상을 크게 시중 은행과 저축 은행으로 나누어 재량적 대손충당금을 추정하고

분석하였다. 또한 해당 연구에서 대손충당금 전입액에 대한 분석 모형의 잔차를 가지고 NIM, BIS비율 등 은행의 경영지표가 어떤 역할을 하는지 분석하였다. 이를 통해 해당 은행 경영지표가 재량적 대손충당금 전입액을 발생시키는 요인이 될 수 있다는 통계적 근거를 제시하였다. 김민혁의 연구에서 국내 자료 분석에 Beaver and Engel(1996)의 2SLS 모형을 차용하였는데, 분석 결과 재량적 대손충당금 전입액과 해당 은행의 주가 흐름 사이의 음의 관계를 확인하여 재량적 대손충당금 전입액이 양호한 미래 은행의 현금 흐름을 투자자들에게 사전에 알릴 수 있는 신호수단으로서의 기존 연구들과는 다른 양상을 보이는 것을 발견하였다. 이 외에도 위와 같은 분석 결과가 시중 은행과 저축은행이 서로 다른 추세를 보이는 것을 제시하며 다른 추세를 감안한 리스크 모니터링의 강화의 필요성을 제시하였다.

이러한 선행 연구들에 대하여 본 연구는 VAR모형을 사용하여 특별한 가정 없이 모든 내생변수가 동태적으로 어떠한 영향을 주고받는 지 분석할 수 있다는데 가장 큰 차이점이 있다. 또한 시간에 따라 구조적으로 변화하는 변수간의 관계가 고려된 동태적 상관관계를 알아내는 것을 통해 더욱 효과적이고 구체적인 대손충당금 관리 방안의 수립에 초석을 마련할 수 있을 것으로 기대한다.

III. 자료

1. 재량적 대손충당금 전입액의 추정

1) 재량적 대손충당금 추정을 위한 자료

재량적 대손충당금 전입액 추정을 위하여 2007년 1분기부터 2020년 3분기까지 총 55분기의 시중은행 5곳과 지방은행 6곳의 분기별 회계 패널 자료를 사용하였다. 그러나 인수 합병으로 인해 회계 자료가 불연속한 하나은행과 KEB외환은행은 본 연구 대상에서 제외하였다. 자료의 표본 기간은 재량적 대손충당금 전입액에 대한 국내 선행 연구 중 자료 수집 기간이 가장 긴 선행 연구를 따라 약 13년의 기간으로 설정하였다. 다만 본 연구에 사용된 표본의 기간은 이전 연구와는 다르게 다양한 시중은행들이 인수 합병되어 대상 은행의 수가 상대적으로 적은 편이다. 그러나 KEB외환은행과 하나은행을 제외하고 2010년대 이후 현재까지 국내의 주된 시중은행과 지방은행을 최대한 충분히 포함하고자 하였다. 해당 자료는 금융감독원의 금융통계정보시스템에 공시되어 있는 자료를 이용하였으며 재량적 대손충당금 전입액 추정 모형에 사용된 자료의 기술 통계량은 <표 2>에 정리하였다. <표 2>에서 확인되는 가장 큰 특징은 당기 상각액의 평균값이 대손충당금 전입액의 평균값을 상회하고 있다는 점이다. 또한 고정 이

하 여신 차분액의 평균값이 음수인 점을 보아, 시중 은행의 자산에 대한 건전성을 대출의 신규나 재약정 등 연장 심사에서 사전적으로 건전성을 확보하려는 경향이 있음을 확인 할 수 있다.

〈표 1〉 대상 은행

시중/지방	은행명
시중(5)	국민, 신한, 우리, Citi, SC
지방(6)	경남, 광주, 대구, 부산, 전북, 제주

〈표 2〉 기술 통계 1

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
대손충당금 전입액	84,412	140,991	-77,160	1,302,023
당기 상각액	90,652	147,154	0	1,214,958
총 대출 채권 차분액	972,520	2,462,605	-7,761,156	12,500,000
고정 이하 여신 차분액	-757	233,053	-1,774,358	1,952,898
총 자본	7,051,506	7,805,093	132,287	29,400,000

1) 단위 : 백만원

2) 재량적 대손충당금 추정 모형과 변수 설명

II장에서 언급한 Wahlen(1994), Beaver and Engel(1996), 최효순(2003), 문현주(2005) 그리고 김민혁(2018)과 같은 선행 연구들에 따르면 재량적 대손충당금 전입액은 대손충당금 전입액에 대한 회귀 분석 모형에서 대출 부실 위험으로 설명되는 부분을 제거하고 남은 잔차로 추정한다. 본 연구는 재량적 대손충당금 전입액과 은행 지표들 사이의 동태적 관계를 분석하기 이전에 선행 연구를 따라 김민혁(2018)의 재량적 대손충당금 추정 모형을 차용하였다.

제일 먼저, 차용한 모형 식에서도 재량적 대손충당금 전입액(DLLP)은 모형을 통한 분석 후 산출된 잔차이다. 그리고 다른 설명 변수로는 t 기의 대손충당금 전입액(LLP, t 기의 대손충당금 초과분의 대손상각액 일부 포함), t 기에 발생한 대손상각액(LCO), t 기 총 대출 채권의 차분액(DLOAN), t 기의 고정 이하 여신의 차분액(DNPL)이다. 선형 회귀 분석 모형을 수식 (1)에 정리하였다.

$$LLP_{i,t} = \alpha + \beta_1 LCO_{i,t} + \beta_2 DLOAN_{i,t} + \beta_3 DNPL_{i,t} + \sum_{k=1}^{55} QD_k + \sum_{i=1}^{11} Bank_i + DLLP_{i,t} \quad (1)$$

for $i = 1, \dots, 11$, $t = 1, \dots, 55$

다중공선성의 우려를 해소하기 위하여 재량적 대손충당금 전입액 추정 모형에서 사용된 변수들은 기초 자본 총액($t-1$ 기 자본총액)으로 나누어 사용하였다. 분석 식에서 $Bank_i$ 는 개별 은행의 고정 효과를

고려한 개별 은행 별 상수항을 나타낸다. QD 는 각 분기에 따른 고정 시간 효과를 위한 더미 변수로 총 55분기를 고려하였다.

추가적으로 재량적 대손충당금 추정 모형과 관련하여, 기존의 연구들은 대손준비금을 포함시킨 모형과 포함시키지 않은 두 가지 결과를 제시하였다.¹¹⁾ 김민혁(2018)의 연구에서는 대손준비금 포함에 따른 유의미한 차이를 발견하지 못하였다. 그리고 본 연구는 금융 당국의 감독이 배제된 재량적 대손충당금의 전입을 통한 은행들의 개별적인 요인을 분석하고자 하므로 감독 목적상 충당금인 대손준비금은 고려하지 않았다.

3) 재량적 대손충당금 전입액 추정 결과 및 분석

〈표 3〉은 회계 패널 자료를 이용한 은행의 재량적 대손충당금 전입액 추정 회귀분석 결과이다. 모든 결과는 통계적인 유의성을 보였으며, 당기 상각액에 대해서는 양의 상관관계, 총 대출 채권 차분액에 대해서는 음의 상관관계였다. 마지막으로 당기 고정 이하 여신 차분액이 통계적으로 가장 큰 영향을 미치며 양의 상관관계를 지닌다. 다중공선성을 검정하는 Variance inflation factor(VIF) 값의 경우 세 변수 모두 2이하로 다중공선성을 입증하는 통계적 수치는 확인할 수 없었다. 해당 결과는 기존의 연구들(김민혁(2018), 최효순(2004))과 일치하는 경향을 보였으며 통계적으로도 유의하다.

〈표 3〉 재량적 대손충당금 전입액 추정 모형 결과

종속 변수 -대손충당금 전입액 (LLP)	계수
대손상각액 (LCO)	0.105*** [0.021]
총 대출 채권 차분액 (DLOAN)	-0.007*** [0.001]
고정 이하 여신 차분액 (DNPL)	0.212*** [0.016]
상수항	0.013*** [0.001]
결정계수	0.24
F-통계량	5.93
고정 시간 효과	포함
개별 고정 효과	포함
관측치 개수	605

1) 유의수준 0.1%수준에 대하여 ***, 1%수준에 **, 5%수준 * 괄호안의 숫자는 표준오차.

11) 적립 기준이 발생손실 모형으로 변경된 후 기존 기준에 비해 대폭 감소한 대손충당금에 대한 대책으로 금융당국은 감독목적상 충당금 계정인 대손준비금 제도를 시행하였다. 이 때문에 은행들은 GAAP 기준 의무 대손충당금 적립액과 비교했을 때 K-IFRS 기준의 대손충당금 적립액의 미달액을 대손준비금으로서 추가 적립해야한다. (금융감독원(2015), 김효진·이기훈(2015))

패널 자료를 통한 분석임을 감안했을 때 모형의 결정 계수 값은 유의미한 수준이라 볼 수 있지만, 차용한 모형임에도 선행 연구에 비해 작은 값을 기록하였다. 서론의 <그림 1>과 <그림 2>에 정리한 최근 추세에 따르면 총 대출 채권액은 증가하고 고정 이하 여신의 비율은 감소해도 대손충당금은 약 7조원의 추세를 유지하였다. 이러한 추세를 감안해 볼 때 대출 채권의 부실 요인을 설명 변수인 모형의 설명력 저하는 예상 가능한 결과다.

이는 최근의 자료에 대해 기존의 모형처럼 대손충당금이 당기의 채권의 부실 요인만으로 적절하게 설명 될 수 없다는 것을 의미하거나, 대손충당금 적립에 있어 재량적 부분이 상당히 증가하였다고 할 수 있다.

2. 패널 VAR 모형의 자료 전처리

1) 거시 경제 지표와 은행 경영지표 자료

재량적 대손충당금 전입액 추정 모형을 통해 산출한 전입액 외에도 4가지의 은행 경영지표 패널 자료를 VAR 모형의 설명 변수로 포함하였다. 은행 경영지표 변수 선정은 유재인(2016)에서 제시된 은행 경영실태 모형의 4가지 평가부문의 총 12개의 지표를 참고하였다. 자본적정성, 유동성, 수익성, 자산건전성 중에서 그 가중치가 가장 큰 수익성 부문에서 2가지, 자산건전성 1가지, 자본적정성에서 1가지에서 채택하였다. 현재까지 유동성과 대손충당금과 관련하여 선행된 연구가 거의 없고 유동성과 관련이 깊은 대출 채권과 관련한 요인들은 이미 재량적 대손충당금을 추정하는 모델에서 제거된 바, 대출 채권이 주된 요소인 유동성에서의 변수 추출은 진행하지 않았다. 또한 가중치 외에도 분석의 효율성을 위하여 해당 지표의 계산에 사용된 자료들이 겹치지 않도록 선정하였다.

또한 외생변수로서 거시경제 지표를 선정한 기준은 백강(2016)의 연구에서 같은 분기의 부실채권에 영향이 있는 경제성장률(실질 GDP 성장률)과 환율을 이용하였다. 또한 해당 연구에 있어 통계적 유의미한 관계가 발견되지 않은 실질 대출 금리의 항목을 금리 스프레드로 발전시켜 사용하였다.

패널 VAR 모형을 통한 분석에서 사용될 은행 경영지표는 BIS비율, NIM, 수지비율, 고정 이하 여신 비율로 금융감독원의 금융통계정보시스템에 공시된 것을 사용하였다. 또한 해당 자료들은 11개의 은행에 대한 총 55분기의 패널 자료이다. 그리고 재량적 대손충당금 전입액과 각 은행별 경영지표들에 대한 개별적인 반응을 추정하기 위해 위에서 선정한 거시 경제 지표를 외생변수로서 통제하였다. 선정된 거시 경제 지표로는 시계열 자료로서 경제성장률, 원달러 환율의 로그차분, 신용스프레드(3년, BBB-등급), 기간스프레드(국고채 5년- 국고채 1년물)을 활용하였다. 해당 지표를 계산하기 위한 원자료는 한국은행의 ECOS에 공시되어 있는 것을 사용하였다. 패널 VAR 모형에 사용될 자료와 관련한 기술 통

계 분석은 <표 4>에 정리하였다.

<표 4> 기술 통계 2

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
재량적 대손충당금 전입액	8.24e-13	0.01	-0.039	0.05
BIS기준 자기 자본 비율	0.145	0.018	0.094	0.196
수지비율	0.897	0.068	0.016	1.027
순이자마진을	0.023	0.005	0.012	0.036
고정 이하 여신 비율	0.006	0.003	0.001	0.026
경제성장률	0.007	0.01	-0.033	0.03
신용스프레드	0.062	0.012	0.032	0.085
기간스프레드	0.005	0.005	0.000	0.019
원달러 환율 차분	0.004	0.046	-0.094	0.249

2) 시계열 자료 전처리

(1) 패널 단위근 검정

패널 VAR 모형에 쓰일 변수들의 단위근 검정을 진행하고 그 결과를 표로 정리하였다. ADF (Augmented Dickey Fuller)방식을 패널 자료에 적용한 LLC (Levin, Lin and Chu)방식과 이보다는 조금 완화된 귀무가설을 가진 IPS (Im, Pesaran and Shin) 방식을 이용하여 검정하였으며 적정시차는 BIS (Bayesian Information Criteria)에 의해 선정된 시차를 이용하였다.

검정 결과는 각 은행의 미시적인 자료이기에 Level 변수임에도 LLC과 IPS 두 가지의 검정법 모두에서 2% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않았다. 이는 변수들이 정상성을 따르는 시계열임을 보인다. 해당 결과는 다음의 <표 5>에 정리하였다.

<표 5> 단위근 검정 결과

변수	LLC		IPS	
	통계량	p-value	통계량	p-value
재량적 대손충당금 전입액	-17.97	p < .001	-11.931	p < .001
BIS기준 자기 자본 비율	-2.073	p < .01	-3.047	p < .01
수지 비율	-7.825	p < .001	-8.583	p < .001
순 이자 마진을	-2.849	p < .001	-2.236	p < .05
고정 이하 여신 비율	-5.448	p < .001	-5.701	p < .001

1) 귀무가설 : “해당 변수에 단위근이 존재한다.”에 대한 단위근 검정결과이며, 2%의 유의수준에서 모든 변수들이 귀무가설을 기각하는 것을 확인할 수 있다.

(2) 적정시차 검정

패널 VAR 모형은 각 변수들을 시차를 두고 상관관계를 추정한다. 시차를 임의로 너무 적게 설정하면 적절한 관계를 잘 설명하지 못한다. 혹은 너무 많은 시차를 설정하면 과다 추정 문제가 생길 수 있다. 이에 적정시차를 실증 분석 전에 검정하여 모형의 효율성을 확보한다.

적정시차의 검정 방법은 BIC, AIC(Akaike Information Criteria), QIC(Hannan-Quinn information Criterion)의 세 가지 기준에서 통계량을 공통적으로 최소화하는 시차를 선정한다. 해당 시차에 대한 각 정보기준의 통계량은 아래와 같으며 BIC와 QIC 두 가지의 기준이 1시차에 대하여 제일 적은 통계량을 보였다. 통계적 검정 결과에 따라 재량적 대손충당금과 은행 경영지표의 동태적 상관관계를 추정하기 위해 현재의 변수와 한 시차 과거의 변수를 통한 분석을 시행하였다.

〈표 6〉 적정시차 검정 결과

시차	BIC	AIC	QIC
1	<u>-560.28*</u>	-26.65	<u>-235.56*</u>
2	-445.59	-18.69	-185.81
3	-357.77	<u>-37.77*</u>	-163.11
4	-240.03	-26.57	-110.14

(3) 그래인저 인과 검정

마지막 전처리 작업으로 변수 간 그래인저 인과관계를 검정하였다. 결과 값은 〈표 7〉에 P-Value로 제시하였다. 재량적 대손충당금 전입액(DLLP)이 각 은행 경영지표에 대해 “종축의 변수가 횡축의 변수에 대해 그래인저 원인이 된다”를 1%의 유의수준에서 기각하지 못하였다는 것에 주목할 필요가 있다. 이는 과거 시점의 재량적 대손충당금 전입액이 현재의 경영지표들에 영향을 미칠 수 있다는 통계적 근거를 발견한 것이다. 나아가 이는 미래의 경영지표 값을 조정하기 위하여 현재의 재량적 대손충당금

〈표 7〉 그래인저 인과 검정 결과

	DLLP	BIS	NIM	PCratio	NPL
DLLP	-	0.000	0.000	0.000	0.000
BIS	0.000	-	0.237	0.000	0.399
NIM	0.463	0.663	-	0.000	0.025
PCratio	0.756	0.618	0.000	-	0.346
NPL	0.000	0.000	0.000	0.000	-

1) DLLP = 재량적 대손충당금 전입액 추정값, BIS = BIS기준 자기 자본 적립률, NIM= 순 이자 마진율, PCratio = 수지비율, NPL = 고정 이하 여신 비율

전입액을 조정할 수 있다는 것을 함의하며, 재량적 대손충당금이 부실 채권으로 인한 손실 보전 외에도 다른 용도로 사용될 수 있다는 것도 시사한다.

IV. VAR 모형 기반 실증 분석

본 장에서는 재량적 대손충당금 전입의 동태적 요인을 분석하는 패널 VAR모형을 설계하고 해당 모형의 계수를 추정한다. 그 후 사후 분석을 통해 모형의 안정성과 충격반응함수 그리고 분산분해 분석을 시행하여 재량적 대손충당금 전입의 동태적 요인을 분석한다.

1. 거시 벡터오차수정모형(VECM) 모형 분석

연구에 사용된 VAR 모형은 11개 은행의 미시적인 회계 정보를 패널 데이터 형태로 이용하였다. 이에 더하여 본 장에서는 은행 산업의 거시적인 회계 데이터 분석 결과와 비교를 통해 본 연구 모형을 검증한다. 이를 위하여 은행연합회와 금융감독원이 제공하는 총계 데이터를 사용하였으며, 데이터의 특성상 벡터오차수정모형, VECM(Vector Error Correction Model)을 적용하여 분석하였다.

사용된 거시 모형의 변수는 앞 장에서 사용된 데이터와 동일하게 재량적 대손충당금, BIS기준 자기 자본 적립률, 순이자마진율, 수지 비율, 고정이하 여신 비율을 사용하였다. 관찰 기간은 본 연구보다 더욱 넓은 2007년 1분기부터 2021년도 4분기까지 데이터를 사용하였다. 단위근 검정 결과 미시 패널 데이터와는 반대로, 거시적인 총계 데이터에서는 재량적 대손충당금을 제외한 모든 변수에서 단위근이 존재하였다. 이에 공분산 검정을 시행하였으며, 한 개의 변수 수준에서 공분산의 존재를 확인하였다.

〈표 8〉 은행 거시 변수 공분산 검정 결과

공분산 변수 개수	파라미터	추적 통계량	5% 유의수준 통계량
0	80	103,380	68,520
1	89	41,257	47,210
2	96	19,403	29,680
3	101	7,006	15,410
4	104	0,3838	3,76
5	105	-	-

이후, 적정시차 검정을 진행하였으며 적정시차 결과 한 시차 전에서 QIC와 BIC 기준에서 각각 -41.353과 -40.698로 가장 최적의 통계량을 가지는 것을 확인하였다. 따라서 한 개의 공분산 변수 수준과 시차는 한 시차로 VECM 모형을 설정하여 분석을 시행하였다. 해당 분석의 결과는 아래의 두 개의 표와 같으며 재량적 대손충당금에 대하여 공적분 방정식(Cointegrating equation)과 1%의 유의수준에서 음의 상관관계를 지닌다.

〈표 9〉 은행 거시모형 VECM 추정 결과표

재량적 대손충당금(-1)	계수
공적분 방정식	-0.907*** [0.142]
상수항	0.000 [0.002]

- 1) 공적분 방정식의 계수는 재량적 대손충당금의 차분값에 대한 조정항(Correction term)의 조정 속도를 나타낸다.
- 2) 0.1% 유의수준에 대하여 ***, 1% 유의수준에 대하여 **, 5% 유의수준에 대하여 *

〈표 10〉 요한슨 공적분 정규화 관계식 계수 추정 결과표

	계수
재량적 대손충당금	1 [0.00]
BIS기준 자기자본 적립율	-0.518** [0.178]
순이자 마진율	-4.572*** [0.936]
수지비율	-0.419*** [0.095]
고정 이하 여신 비율	3.601*** [0.701]
상수항	0.516 [0.000]

- 1) 0.1% 유의수준에 대하여 ***, 1% 유의수준에 대하여 **, 5% 유의수준에 대하여 *

공적분 방정식에서 각 변수의 계수는 〈표 10〉과 같으며 해당 식을 추정된 계수와 함께 적으면 ECT(Error Correction Term, 오차 조정 항)가 되며 해당 식은 아래의 식 (2)과 같다.

$$ECT_{t-1} = 1.000 * DLLP_{t-1} - 0.518 * BIS_{t-1} - 4.572 * NIM_{t-1} - 0.419 * PCratio_{t-1} - 3.601 * NPL_{t-1} - 0.516 \quad (2)$$

$$\Delta DLLP_t = 0.0003 - 0.907 * ECT_{t-1} \quad (3)$$

1) DLLP는 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율

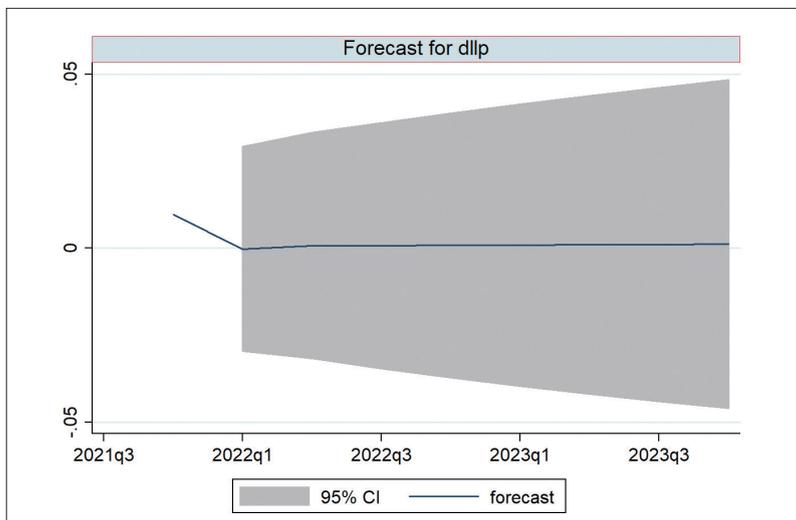
$$\Delta DLLP_t = 0.0003 - 0.907 * ECT_{t-1} \quad (3)$$

또한 식(2)와 <표 9>의 결과를 이용하면 식(3)과 같은 현재 재량적 대손충당금의 변화에 관련한 관계식을 구할 수 있다. VECM의 특성상 해당 관계는 장기 기준이며, 지난 분기에 발생한 오차에 대하여 약 91%만큼 수정하여 장기적인 추세로 수렴한다.

위의 표와 식들을 통해 은행의 거시적인 모형 기준에서 한 시차 전의 BIS기준 자기자본 적립율은 재량적 대손충당금에 대하여 양의 영향을 미친다. 또한 고정이하 여신 비율의 경우에는 음의 영향을 미치는 것을 확인하였다. 해당 결과는 미시적 패널 데이터에서 확인한 관계와는 역의 관계임을 확인할 수 있었다.

VECM 역시 VAR모형과 마찬가지로 공분산 분석을 통해 미래 재량적 대손충당금의 차분 값의 변화를 예측할 수 있다. 22년 1분기부터 차분값이 줄어드는 추세를 보이며 그 후로는 차분값이 0으로 일정 적립 추세를 지속하고자 하는 경향을 확인할 수 있다. 이는 앞서 VAR모형의 한시차 재량적 대손충당금이 현재의 재량적 대손충당금과 음의 관계로 일정 추세를 유지하려는 경향과 비슷한 경향을 보인다. 그러나 예측 기간이 길어질수록 95% 신뢰수준이 확대되는 것을 보여 대손충당금의 정확한 추세 예측에는 큰 도움이 되지 않는 것처럼 보인다.

<그림 3> VECM 재량적 대손충당금 예측 결과



2. 패널 VAR 모형

앞서 추정한 거시적 모형은 은행 별 대손충당금의 적립 추이를 추정하기에는 적합하지 않다. 나아가, 거시변수를 변동시킬만한 충격이 일시적으로 주어졌을 때, 은행별 대응 기초와 추후 대손충당금의 적립 추이를 예측하기 어렵다. 따라서 본 장에서는 은행 별 패널 자료의 특성을 적극적으로 활용한 패널 VAR 모형을 선보인다. 내생변수와 외생변수 이용한 패널 VAR(q)모형의 간단한 식은 아래와 같다. 또한 아래 식의 N은 패널 ID의 최대값이며, T는 시점의 최대값이다. 즉 총 N개의 개별 은행과 T시점까지의 시계열을 지니는 패널 자료 벡터 중 원소 하나에 대한 추정 모형 식이다.

$$Y_{i,t} = \sum_{l=1}^q Y_{i,t-l}\beta_l + X_{i,t}\gamma + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T\}$$

좌변의 $Y_{i,t}$ 는 i번째 패널의 t시점의 종속 변수이다. 그리고 여기서 $Y_{i,t-l}$ 는 최대 q만큼 시차를 두고 미리 결정된 종속 변수이다. 모형을 통해 추정된 계수인 β_l 는 각 시차에 맞게 존재한다. 또한 외생변수 $X_{i,t}$ 와 해당하는 계수를 γ 포함한다. 마지막으로 u_i 와 $\epsilon_{i,t}$ 은 각각 내생변수의 고정효과와 모형의 오차항이다. 본 연구에 쓰인 VAR모형의 형태는 Reduced form VAR 모형으로 상수항이 존재하지 않는다. 해당 모형은 시계열 자료와 횡단면 자료를 동시에 포함시켜 회귀분석을 진행할 수 있다는 장점이 있다. 이로 인해 시차에 따른 내생변수의 설명력을 분석하면서도 외생변수의 영향을 통제하여 동태적 효과를 분석하는 데 유리하다. 또한 모든 내생변수간의 영향을 볼 수 있기에 양방향 관계가 예상되는 연구에 적합하다. 그리고 본 연구는 기존의 패널 VAR모형을 이용한 선행 연구들(문권순, 1997), (김홍년·이상준·박선구, 2012), (김우석·임인섭·오현탁, 2013)과 동일한 연구 순서를 따른다.¹²⁾

III장에서 자료의 전처리 작업 중 적정 시차 검정을 통해 적정 시차를 1로 확정함에 따라 본 연구에서 사용되는 VAR 모형은 VAR(1)모형이고 변수를 포함한 상세한 모형은 다음의 수식(5)과 같다.

12) 문권순(1997)은 VAR모형을 이용하여 환율과 수출 물가를 사용하여 상품수출 모형에 대한 계수들을 추정하였다. 그리고 김홍년·이상준·박선구(2012)는 주택가격과 가계대출 그리고 은행건전성의 동태적인 관계를 분석하였으며 외생변수로 주택담보대출증가율, 주택가격상승률과 같은 거시 경제적 지표를 이용하였다. 마지막으로 김우석·임인섭·오현탁(2013)에서는 거시경제변수와 가계부채의 동태적 관계를 분석하기 위해 패널 VAR모형을 활용하였으며, 사용된 거시경제적 변수로는 가계대출금리, 주택매매 가격지수, 주택전세가격지수가 있으며 외생변수로서 사용되지 않고 종속변수로서 사용되었다는 특징이 있다.

$$\begin{bmatrix} DLLP_{i,t} \\ BIS_{i,t} \\ PCratio_{i,t} \\ NIM_{i,t} \\ NPL_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} \dots \beta_{15} \\ \dots \dots \dots \\ \beta_{51} \dots \beta_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DLLP_{i,t-1} \\ BIS_{i,t-1} \\ PCratio_{i,t-1} \\ NIM_{i,t-1} \\ NPL_{i,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} \dots \gamma_{14} \\ \dots \dots \dots \\ \gamma_{51} \dots \gamma_{54} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Gr_t \\ dEx_t \\ Creb_t \\ Term_t \end{bmatrix} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$i \in \{1, 2, \dots, 11\}, t \in \{1, 2, \dots, 55\}$

1) DLLP = 재량적 대손충당금 전입액 추정값, BIS = BIS기준 자기 자본 적립률, NIM= 순 이자 마진율, PCratio = 수지비율, NPL = 고정 이하 여신 비율, Gr = 경제성장률, dEx = 월달러 로그차분, Creb = 신용스프레드, Term = 기간스프레드

재량적 대손충당금과 은행 경영지표 4가지의 총 5개의 변수로 이루어져있으며, 4가지의 거시경제 지표를 외생변수를 고려한 모형이다. 계수의 효율적 추정과 내생성의 통제를 위하여 VAR(1)모형에 대해 일반 적률화 추정기법(General Method of Moment(GMM)) 중 선행 평균 차분(FOD)방식을 사용하여 계수를 추정하였다.

2. 패널 VAR모형 추정 결과

패널 VAR를 통한 재량적 대손충당금 전입액에 대한 동태적 관계에 대한 실증 분석 결과와 해석을 제시한다. 추정 결과 재량적 대손충당금 전입액(DLLP)에 대하여 1시차 과거의 자기 자신(재량적 대손충당금 전입액(-1))과 BIS기준 자기 자본 적립 비율(BIS), 고정 이하 여신 비율(NPL)에 대해 서로 동태적 상관관계를 보이며 추정 계수가 통계적으로 유의미하다. 이에 대한 부호는 나열된 순서대로 음의 상관관계(-), 음의 상관관계(-), 양의 상관관계(+)이다. 또한 현재의 은행 운영지표들에 대해서도 1시차 과거의 DLLP가 모두 통계적으로 유의미한 관련성을 보였다. 분석의 모든 결과는 <표 11>에 정리하였다.

<표 11> 패널 VAR모형을 통한 동태적 요인 분석 결과

	재량적 대손충당금 전입액	BIS 자기 자본 적립률	순 이자 마진율	수지 비율	고정 이하 여신 비율
재량적 대손충당금 전입액(-1)	-0.183*** [0.045]	-0.212*** [0.032]	0.032*** [0.007]	0.612*** [0.168]	0.051*** [0.008]
BIS 자기 자본 적립률(-1)	-0.248*** [0.048]	0.679*** [0.036]	0.007 [0.006]	-1.195*** [0.191]	0.009 [0.011]
순 이자 마진율(-1)	0.116 [0.158]	-0.595 [0.137]	0.897*** [0.000]	-5.253*** [0.642]	0.07* [0.031]
수지 비율(-1)	-0.002 [0.007]	0.004 [0.008]	-0.007*** [0.002]	-0.013 [0.033]	0.003 [0.003]

고정 이하 여신 비율(-1)	0.786*** [0.151]	-0.657*** [0.008]	0.087*** [0.019]	8.235*** [0.641]	0.84*** [0.034]
경제 성장률	0.109** [0.039]	0.082 [0.042]	0.026*** [0.006]	-0.675*** [0.148]	0.033*** [0.008]
원달러 환율 차분	0.035** [0.035]	-0.015* [0.007]	0.004** [0.001]	0.085 [0.034]	0.004** [0.002]
신용 스프레드	0.077 [0.051]	0.411*** [0.052]	-0.02** [0.007]	0.196* [0.216]	0.031** [0.011]
기간 스프레드	0.638*** [0.124]	-0.222* [0.09]	0.029* [0.015]	1.855*** [0.439]	-0.063* [0.026]

1) 횡축 변수에 대한 종축 변수의 설명력에 대한 추정 계수이다. 유의수준 0.1% 수준에 대하여 ***, 1% 수준에 **, 5% 수준 * 이며 괄호 안의 숫자는 표준오차이다. (-1)은 한 기간 시차 변수를 뜻한다.

수지 비율(PC ratio)과 순 이자 마진율 (NIM)은 1시차 과거의 재량적 대손충당금 전입액이 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 그러나 실무적으로 유의미한 결과 해석을 제시하기에는 어려움이 있다.¹³⁾

먼저 재량적 대손충당금 전입액과 재량적 대손충당금 전입액(-1)간 음의 관계(-0.183***)를 통해 경영진들이 재량적 대손충당금을 일정 수준으로 유지하려는 경향을 확인하였다. 예를 들어 과거의 재량적 대손충당금 전입액이 증가했으면 현재의 전입액은 감소하고(t-1 시점 음의 관계) 현재의 DLLP가 감소하면 1시차 후의 DLLP는 증가한다. 이렇게 과거 자신의 변화에만 영향을 받는 행태는 문현주(2005)에서 언급된 대손충당금 재량적 조정 유인 중 재무보고면 유인으로 볼 수 있다.¹⁴⁾ 즉 변화하는 외부와 내부 환경 속에도 일정적인 재량적 대손충당금 적립을 통해, 대손충당금의 적립수준을 관리하여 금융 당국 및 이해관계자들에게 좋은 이미지를 확보하고자 하는 유인으로 이해할 수 있다.

또한 고정 이하 여신 비율이 재량적 대손충당금 전입액과 유의미한 양의 관계로 동태적 상관관계를 지닌다. 주목해야할 점은 당기 대출 채권의 부실 요인이 제거된 재량적 대손충당금 전입액임에도 불구하고, 추정 계수가 0.786***으로 고정 이하 여신 비율(-1)과 재량적 대손충당금 전입액이 상당히

13) PCratio의 경우 DLLP(-1)가 증가함에 따라 그만큼 이익잉여금도 감소하기 때문에 양의 상관관계를 보일 수 있으나(0.612***), PCratio의 증가가 DLLP에 미치는 영향은 통계적으로 확인하지 못하였으며 그래인저 인과 검정에서도 인과성을 확인하지 못하였다.(-0.002) 즉, PC Ratio는 과거 재량적 대손충당금 전입에 따른 수익성의 결과를 나타내는 종속적인 지표이다. 그러나 NIM은 DLLP(-1)와 통계적으로 양의 관계(0.032***)를 보이고 있으나, DLLP에 대한 NIM(-1)의 설명력(0.116)은 그래인저 인과 검정에서도 그리고 추정 계수에서도 통계적으로 유의한 결과가 확인되지 않는다. 다만 실제 은행 업계와 관련한 해석에 있어, 조달 금리와 대출 금리로 통해 이루어지는 NIM에 대해 재량적 대손충당금이 일반적으로만 NIM에 영향을 미친다고 결과를 해석하기에는 다소 어려움이 있다.

14) 문현주(2005)에 따르면 재무보고 수지에 의해 명시적 또는 묵시적으로 다양한 이해 관계자들과 계약의 이행을 위해 조정하는 경우가 있다. 이를 위해 은행의 경영자들은 내부 건전성지표보다는 이해관계자들에게 좋은 이미지 등 외적인 가치지표 상승을 위해 재량적 계정을 이용해 이익을 조정 하는 유인이 있다.

강한 양의 관계를 보인다. 이는 현 시점의 대출 채권의 부실 요인뿐만 아니라 은행이 한 분기 전에 경험한 부실 채권의 규모도 재량적 대손충당금 전입액을 증가시키는 요인으로 해석 할 수 있다. 나아가 현재 시점의 고정 이하 여신 비율과 재량적 대손 충당금 전입액(-1)이 양의 관계를 지니고 있는 것은 (0.051***) 한 분기 미래의 고정 이하 여신 비율의 상승과 하락에 대해 선제적으로 재량적 대손충당금을 조정하는 요인으로 추정된다.¹⁵⁾

고정 이하 여신 비율과 재량적 대손충당금 전입액의 동태적 관계는 은행이 부실 채권에 대해 얼마나 보수적으로 대응하는지 지표로 이용될 수 있다. 은행감독 규정 상 대손충당금은 현재의 부실 채권의 정도와만 비례하기 때문이다. 즉, 은행 경영자가 현재의 규제와 상관없이 과거의 부실 리스크도 고려하여 재량적으로 대손충당금을 추가 적립할 수 있다.

마지막으로 BIS기준 자기 자본 적립률(BIS)도 재량적 대손충당금 전입에 영향을 끼치는 것을 확인했다. 이론적으로 대손충당금의 전입은 BIS 기준 Tier 1의 자기 자본을 Tier2로 전환하는 것이다. 때문에 은행의 BIS의 비율 관리는 대손충당금 적립에 있어 통상적으로도 부정적인 요인으로서 작용할 수 있다. 혹은 대손충당금이 감독 요건보다 부족하면 쌓아야 하는 대손준비금은 Tier 1 자본으로 분류되기 때문에, BIS기준 자기 자본 적립률은 재량적 대손충당금을 쌓지 않거나 임의로 대손충당금을 과소 적립하게 하는 요인이 될 수 있다.

이는 위의 <표 11>에서 현재 재량적 대손충당금 전입액에 대한 BIS기준 자기 자본 적립률(-0.248***)과 BIS기준 자기 자본 적립률에 대해 재량적 대손충당금 전입액(-0.212***)이 모두 음의 관계를 지니는 것을 통해서 확인할 수 있다. 더 나아가 ARIMA의 모형의 시계열 안정성 가정을 따르는 VAR모형의 특성상, $t-1$ 기에 BIS기준 자기 자본 적립률이 증가하면 t 기의 재량적 대손충당금 전입액은 감소하고 t 기의 재량적 대손충당금 전입액의 감소는 $t+1$ 기의 BIS기준 자기 자본 적립률의 증가로 이어질 수 있다. 즉 재량적 대손충당금 전입액은 지속적으로 감소하고 BIS 자기 자본 적립률은 지속적으로 상승하는 순환을 낳을 가능성이 있다.

3. 사후 분석

VAR모형의 사후 분석으로 VAR모형 안정성 분석, 충격반응함수 분석, 분산분해 분석에 대한 결과를 제시한다. 사후 분석은 VAR모형을 통한 분석에서 매우 중요한 부분이며 문권순(2003), 차경수(2013),

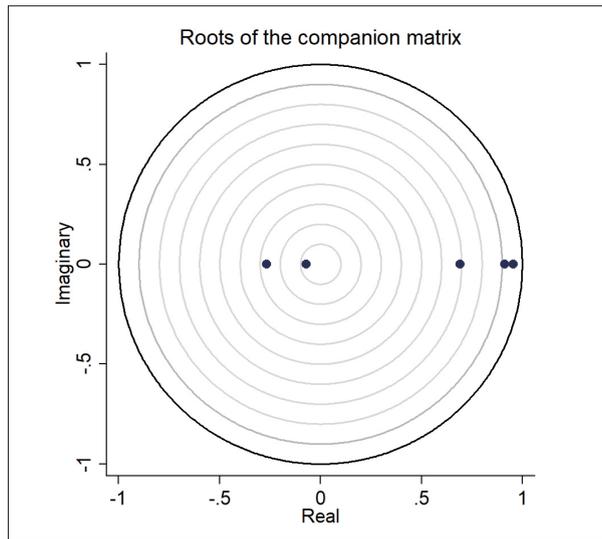
15) 혹은 과거 2011년도부터 2017년도까지 기준이 되었던 발생손실 모형에서 주로 이용된 경험 부도율이나 부도 채권 경험회수율의 영향이 반영되었다고도 해석할 수 있다. 즉 과거 NPL를 통한 은행의 경험 손실율을 통해 현재의 대손충당금 적립률을 결정 지었던 영향으로 볼 수 있다.

이동진(2016), 양인선(2016)등 VAR모형을 사용한 대부분의 선행연구에서 분석 결과의 해석에 대한 보조적 근거와 변수간의 미래 영향의 양태 예측에 대한 근거로 사후 분석을 활용한다.

1) VAR모형의 안정성

내생변수 행렬의 고유값이 1보다 작은 것을 확인하면서 사후 분석에 대한 신뢰성을 검정한다. 만약 고유값이 1보다 크다면 패널 VAR 모형에 각 변수 간 공분산 행렬이 안정성을 잃으며, 모형 사후 분석에 대한 결과를 신뢰할 수 없다. 본 연구에 사용된 VAR모형 안정성 검정의 결과는 다음의 <그림 4>로 정리하였다. <그림 4>의 점들은 재량적 대손충당금 결정 요인 회귀 분석 모형에 포함된 변수 5개 별로 해당하는 고유값이다.

<그림 4> 모형 안정성 검정 결과



1) 패널 VAR 모형에 이용된 5가지 내생변수의 고유값이다.

2) 충격반응 함수

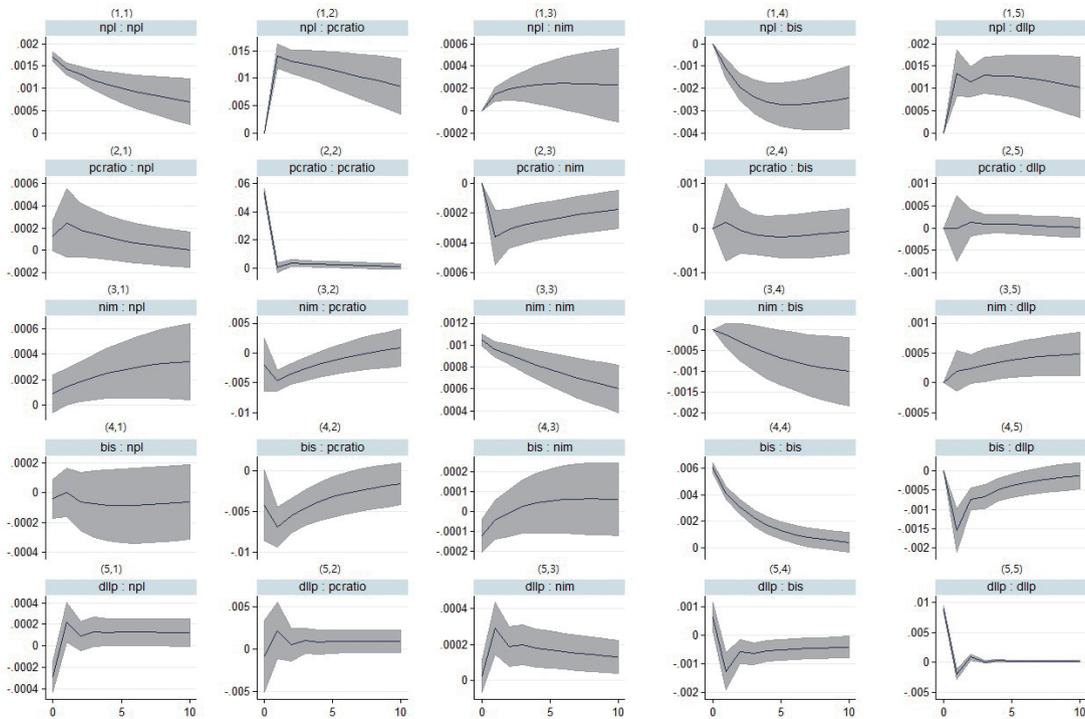
변수 별 충격반응 함수를 통해 충격 변수의 표준편차의 1%의 양의 충격이 있을 때 반응 변수에 미치는 영향의 변화를 확인하였다. 현재의 충격에 대하여 미래의 10분기 후까지 반응을 95%신뢰구간으로 충격에 대한 변수의 움직임을 그래프들로 나타내었다. 그와 관련된 결과는 다음의 <그림 5>과 같다.

충격반응 함수는 <표 11>에서 제시한 동태적 관계가 시차의 변화에 따라 양상이 어떻게 변화하는지 관

찰하는 데 이용하는 분석 방법이다. 예컨대, <그림 5>의 $dllp:dllp(5,5)$ (우측 최하단)를 보면 양의 충격에 따른 재량적 대손충당금 전입액의 증가한 수치가 3분기 내로 빠르게 다시 0으로 수렴하는 것을 확인할 수 있다. 이는 급작스러운 충격이 있더라도 본래의 기존의 재량적 대손충당금 적립 수준의 추세를 따르려는 것으로 해석 가능하며 일정한 수준을 유지하려는 <표 11>의 추정 계수 결과의 해석과 상통한다.

그리고 재량적 대손충당금 전입액의 양의 충격에 대해서 고정 이하 여신 비율이 지속적인 양수로 유지되는 것을 충격반응함수 $dllp:npl(5,1)$ (좌측 최하단)을 통해 확인할 수 있다. 이는 재량적 대손충당금 전입액의 증가가 향후 지속적인 고정 이하 여신 비율의 증가로 이어지는 것을 뜻한다. 이는 은행 경영진들이 부실 위험의 가능성이 있는 대출 채권들을 실제 부실 대출 채권이라 할 수 있는 고정 이하 여신으로 분류하기 전에 재량적 대손충당금 전입을 통해 다음 분기에 필요할 대손충당금을 사전에 확보하려하는 근거가 될 수 있다.

<그림 5> 충격반응함수 결과 1

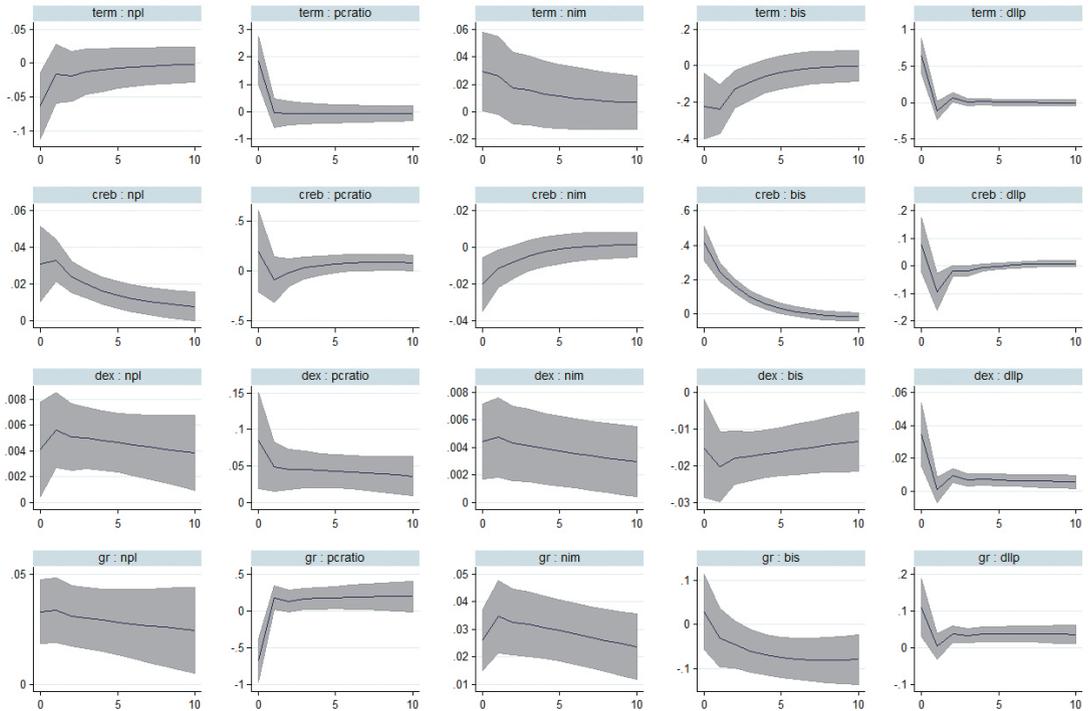


- 1) 재량적 대손충당금 전입액은 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자 마진율, PCratio는 수지비율, NPL는 고정 이하 여신 비율이다.
- 2) 충격변수 : 반응변수의 순서이다. 예를 들어 (5,1)의 $dllp:npl$ 은 재량적 대손충당금 추정액에 대한 충격에 대하여 고정 이하 여신 비율의 반응을 그래프로 나타낸 것이다.

마지막으로 충격반응함수의 $dllp:bis(5,4)$ (최하단 오른쪽 두 번째)와 $bis:dllp(4,5)$ (최우측 아래서 두 번째)의 그래프를 보면, 재량적 대손충당금 전입액이 증가하면 BIS가 변화가 지속적인 음수로 유지되는 것을 확인할 수 있다. 반대로 BIS가 증가하면 재량적 대손충당금 전입액의 변화가 지속적인 음수가 되는 것을 확인할 수 있다. (4,5) 이는 BIS기준 자기 자본 적립률은 재량적 대손충당금 전입에 대해 동태적으로 부정적 요인임을 의미한다.

또한 VAR모형은 외생변수의 충격에 대해서도 내생변수들의 반응을 확인할 수 있으며, 해당 그래프는 다음의 <그림 6>과 같다. 거시경제 지표의 충격에 대하여 재량적 대손충당금은 약 1~2시차 후에도 양이 되는 즉각적인 양의 반응을 보였다. 이는 어떤 방향이든지 거시적 변수에 충격이 주어진다면 은행들은 재량적 대손충당금을 추가적으로 쌓으려는 유인이 있음을 확인할 수 있다. 이는 재량적 대손충당금이 다양한 외생 충격에 대한 대비책으로 잘 작용하고 있음을 시사한다.

<그림 6> 충격반응함수 결과 2



1) Gr은 경제성장률, dex은 원,달러 로그 차분액, Creb은 신용스프레드, Term은 기간스프레드, DLLP는 재량적 대손충당금 전입액 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM는 순 이자 마진율, PCratio는 수지비율, NPL는 고정 이하 여신 비율이다,

3) 분산분해 분석

분산분해 분석은 미래 시점의 특정 변수 움직임에 대한 타 변수들의 영향력 가중치 변화를 확인할 수 있다.¹⁶⁾ <표 12>를 보면 재량적 대손충당금 전입액은 자기 자신에 대하여 2시차부터 10시차까지 0.952에서 0.819의 값을 가지며, 이를 통해 현재의 자기 자신이 10시차 미래까지 가장 큰 영향을 주는 것을 확인할 수 있다. 그리고 고정 이하 여신 비율이 2시차에서는 0.02의 영향만 있었지만, 10시차에서는 0.13의 높아진 비율로 영향을 주는 것을 확인할 수 있다. 이는 단기적으로는 재량적 대손충당금의 전입 유인이 앞서 제시한 바와 같이 재무보고면의 유인이 강하게 작용하는 것을 뜻한다. 그러나 장기적인 영향을 보았을 때에는 고정 이하 여신 비율의 영향력, 즉 은행의 부실 채권에 대하여 보수적인지의 여부가 재량적 대손충당금 전입에 영향을 미치는 정도가 강해짐을 시사한다.

그리고 재량적 대손충당금 전입액이 가장 큰 영향을 미친 은행 경영 지표는 BIS기준 자기 자본 적립률이며, 2시차부터 10시차까지 약 0.03의 영향을 미치는 것을 확인했다. 작은 비율이지만 재량적 대손충당금 전입액(DLLP)이 지속적으로 은행 지표들에 영향을 준다는 점이 주목할만 하다. 이는 은행 경영

<표 12> 분산분해 분석 결과

	시차	DLLP	BIS	NPL
DLLP	2	0.952	0.032	0.02
	4	0.91	0.036	0.052
	6	0.873	0.039	0.083
	8	0.843	0.039	0.11
	10	0.819	0.038	0.13
BIS	2	0.036	0.942	0.022
	4	0.034	0.832	0.129
	6	0.033	0.712	0.243
	8	0.032	0.618	0.329
	10	0.031	0.55	0.387
NPL	2	0.025	0.000	0.954
	4	0.019	0.001	0.951
	6	0.017	0.002	0.943
	8	0.017	0.003	0.933
	10	0.018	0.004	0.921

1) DLLP은 재량적 대손충당금 전입액 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자 마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율이다.

2) 종축의 변수가 횡축에 놓인 변수의 예측값에 대하여 미친 영향력의 비율을 나타낸다.

16) 본래 5개의 변수에 대한 10시차의 값으로 총 250개의 결과가 나왔으나, 앞서 분석을 통해 동태적 관계성이 확인되는 재량적 대손충당금 전입액(DLLP), BIS기준 자기 자본 적립률(BIS), 총 여신 대비 고정 이하여신 비율(NPL)과 관련하여만 <표 9>에 제시하였다. 횡축에 놓인 변수의 예측에 대하여 세로의 변수가 얼마나 상대적인 영향력이 미쳤는지를 시차별로 정리하였다.

지표의 개선을 위해 재량적 대손충당금이 적립될 수 있음을 의미한다.

V. 모형 강건성 및 비교 검증

V장에서는 연구 결과의 신뢰성을 더욱 확보하기 위해 IV장에서 추정된 모형의 예측력을 제시하고, 기존 연구에 주로 사용되었던 다른 모형과 혹은 다른 조건에서의 모형 예측력을 비교하고 검증한다. 이에 선형 OLS 모형, OLS 추정법을 이용한 VAR모형 그리고 외생변수가 없는 GMM VAR모형의 예측력을 제시하고 그에 대한 분석을 제시한다. 그리고 대손충당금 전입액 산정 모형의 변화에 따른 모형의 예측력의 차이를 확인하고 본 연구에 사용된 모형의 실용성에 대해서도 고찰한다.

1. 분석 모형 예측력

앞서 언급한 바와 같이 패널 VAR모형은 ARIMA 모형의 단변량 한계를 보완한 모형이기에 변수의 과거 행태가 미래에도 지속될 것이라는 ARIMA모형의 예측 논리를 통해 예측이 가능하다. 예측에 대한 원리를 간단하게 적은 식은 아래와 같다. 여기서 Y 는 내생변수이며 $t-1$ 기의 자료에 추정 계수를 곱하여 t 기 예측치인 \hat{Y} 를 산출할 수 있다.

$$Y_t = \beta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

$$\hat{Y}_t = \beta Y_{t-1} \quad (7)$$

해당 원리를 통한 예측치를 구하고 실측값과의 상관관계 분석과 평균제곱오차(MSE, Mean Squared Error)를 <표 13> 제시하였다.

<표 13> GMM 패널 VAR모형 예측력 검정 결과

	상관계수	MSE
DLLP	0.425	0.0005
BIS	0.927	0.0006
NIM	0.976	0.0001
PCratio	0.092	1.2931
NPL	0.859	0.0000

1) DLLP은 재량적 대손충당금 전입액 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자 마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율이다.

PCratio(수지비율)의 경우에는 VAR모형을 통한 예측은 다소 어려운 것으로 확인된다. 이는 III장의 그래인저 인과 검정을 통해 확인하였듯, 수지 비율은 타 지표들에 비해 종속성이 강한 지표이기 때문이다. 반면에 VAR모형을 통해 높은 정확성으로 예측할 수 있는 계정은 NPL(고정 이하 여신 비율)과 NIM(순 이자 마진율)그리고 BIS(BIS 기준 자기 자본 적립률)이었다. DLLP(재량적 대손충당금 전입액)의 경우 상관계수가 낮은 것으로 보이나, 타 지표와 비교했을 때 상대적으로 낮은 MSE의 값을 가진다. 따라서 VAR모형으로 DLLP의 추세를 정확하게 예측하기에는 어려움이 있다.

2. 모형 별 예측력 비교

1) 선형 OLS 모형의 예측력

선형 OLS 모형을 통한 예측력 검증 결과를 제시한다. 추정된 계수는 당기의 재량적 대손충당금 전입 추정액에 대하여 한 시차 과거의 재량적 대손충당금 전입 추정액, 한 시차 전의 BIS기준 자기 자본 적립률, 한 시차 전의 순 이자 마진율, 한 시차 이전의 수지비율 그리고 한 시차 이전의 고정 이하 여신 비율이다. 모형의 식을 적으면 다음과 같으며, 고정효과를 통하여 내생성을 통제하였다.

$$\begin{aligned}
 DLLP_{i,t} = & \alpha + \beta_1 DLLP_{i,t-1} + \beta_2 BIS_{i,t-1} + \beta_3 NIM_{i,t-1} + \dots \\
 & \beta_4 PCratio_{i,t-1} + \beta_5 NPL_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{55} QD + \sum_{i=1}^{11} Bank_i + \epsilon_{i,t} \quad (8) \\
 & \text{for } i = 1, \dots, 11, \quad t = 1, \dots, 55
 \end{aligned}$$

1) DLLP는 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율

현재의 재량적 대손충당금 추정에 대한 한 시차 전의 은행 경영지표들이 독립변수로서 설명력을 갖는다는 가정을 통해 구한 결과이며 거시경제 지표들은 다중공선성의 우려로 인해 독립변수로 채택하지 못했다. 식 (8)을 통한 예측력에 대한 결과는 아래의 <표 14>과 같다.

<표 14> 선형 OLS 예측력 검증 결과

	상관계수	MSE
DLLP	0.468	0.0001

1) DLLP = 재량적 대손충당금 전입액 추정액

표본 자료에 대해서 가장 적은 오차로 추정하는 OLS 추정법의 특성상 본 연구에서 사용된 모형의 예측치보다 상관계수와 MSE가 더 우수하게 나왔다. 그러나 해당 모형에서는 재량적 대손충당금 전입 추정액이 한 시차 전의 자기 자신과 한 시차 전의 타 은행지표들에 일방적으로 영향을 받는다는 가정을 통해서만 가능한 결과라는 점에서 한계가 있다. 또한, 본 연구에서 사용된 VAR모형은 외생변수로서 거시경제를 통제할 수 있으며 해당 지표들이 통계적으로도 유의미한 영향이 있었으나, 선형 OLS 모형에서는 다중공선성의 오류로 추정치에 영향을 줄 수 있으므로 포함시킬 수 없었다.

2) 기타 패널 VAR모형의 예측력

VAR 모형의 계수를 OLS 추정법을 통해 추정된 결과에 대한 예측력을 비교하고자 한다. 본 연구에서는 내생성의 통제를 위해 GMM 추정법을 통해 VAR 모형의 계수를 추정하였으나, 본 절에서는 더미 변수를 통해 내생성을 통제하고 OLS 추정법을 통해 계수를 추정하는데 그 차이가 있다. 그러나 분석 함수의 특성 상 외생변수를 고려하는 것이 불가하여 내생변수인 재량적 대손충당금 전입 추정액과 은행 경영지표를 이용하여 실증 분석을 진행한 후, 예측력을 검증하여 <표 15>에 제시하였다. 또한 비교를 위해 OLS VAR와 같이 내생변수만을 이용해 GMM 추정법으로 추정된 VAR 모형의 예측력 결과도 함께 <표 16>에 제시한다.

<표 15> OLS 패널 VAR 예측력 검증 결과

	상관계수	MSE
DLLP	0.468	0.0001
BIS	0.925	0.0006
NIM	0.981	0.0000
PCratio	0.524	0.5801
NPL	0.866	0.0000

1) DLLP는 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율

<표 16> 외생변수가 없는 GMM 패널 VAR 예측력 검증 결과

	상관계수	MSE
DLLP	0.311	0.0045
BIS	0.863	0.0023
NIM	0.978	0.0001
PCratio	0.185	1.1392
NPL	0.851	0.0000

1) DLLP는 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율

OLS 추정법을 통한 VAR모형의 예측력이 GMM 추정법을 통한 VAR 모형의 예측력보다 모두 상관계수가 높고 MSE가 낮은 것으로 더 우수한 것을 확인 할 수 있다. 그러나 단순히 예측력 비교결과를 바탕으로 본 연구에서 차용한 방법의 우수성 또는 미흡한 점을 판단하기는 어렵다. 모형 별로 제공하는 정보는 단순히 예측 추정치뿐만 아니라 추정 근거, 기타 추정치 관련 통계적 정보 등이 포함되어 있기 때문이다. 특히, VAR 모형은 변수간 동태적 내생성을 고려하여 상호 역학관계를 다중 시간 차원에서 분석할 수 있다는 장점이 있다. 이에 따라 오차의 공분산 행렬을 통해 OLS에서는 추정이 어려운 내생 변수나 외생변수의 충격에 따른 동태적인 관계를 보는데 큰 이점이 있다. 이런 점에서 OLS VAR모형은 첫 번째의 장점은 이용하였으나 외생변수인 거시경제 지표를 고려할 수 없기에 본 연구의 목적인 재량적 대손충당금의 동태적 요인을 고찰하는 데 한계가 있다.

3. 적립 기준 별 예측력 비교

대손충당금 적립액 산정 기준의 변화가 있던 2011년과 2018년도를 기준으로 자료 기간을 나누고 대손충당금 적립 기준에 따른 예측력을 비교한다. 더 나아가 본 절을 통해 연구에 사용된 모형이 현재에도 적용 중인 K-IFRS 1109호(기대손실 모형)의 기준에서도 예측력을 잃지 않고 실용성을 지니는지 대하여 고찰한다.

먼저, 기대손실 모형 기준의 영향이 제거된 기간들만을 추려 실증 분석을 진행하고 예측력을 검정한다. 이에 K-IFRS가 도입되기 전인 2011년까지 대손충당금 적립액 산정 기준이었던 GAAP 기준 기대손실 모형과 2018년 이후 K-IFRS 1109호가 적용된 기간을 제거하고 실증 분석을 진행하였다. 실증 분석의 추정 계수를 통한 예측 검정 결과는 아래 <표 17>와 같다.

<표 17> 발생손실 모형 기준 예측력 검정 결과

	상관계수	MSE
DLLP	0.237	0.0101
BIS	0.924	0.001
NIM	0.947	0.0004
PCratio	0.759	0.5499
NPL	0.661	0.0031

1) DLLP는 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율

<표 13>과 <표 17>에 대한 비교를 통하여 기대손실 모형의 영향을 받는 자료를 제거한 후, 예측력이

더욱 저하됨을 알 수 있다. 특히나 재량적 대손충당금 전입 추정액에 대한 예측에 있어 상관계수가 기존 0.425에서 0.237로 절반 정도 감소하였으며, MSE도 증가한 것을 확인 할 수 있다. 기대 손실 모형과 예측력에 대한 상관성을 보기 위하여 GAAP 기준의 기대손실 모형 아래의 자료기간을 추가하여 분석을 시행하였다. 자료 기간은 2007년도 1분기부터 2017년도 4분기까지로 총 44분기이며, GAAP의 기대손실 모형의 영향을 받는 자료가 16분기, K-IFRS 1039호의 발생손실 모형의 영향을 받는 자료가 28분기 포함된 자료이다. 추정된 계수를 통한 예측력 검정은 다음의 <표 18>와 같다.

<표 18> GAAP 기대손실 모형과 발생손실 모형 기준 예측력 검정 결과

	상관계수	MSE
DLLP	0.373	0.0005
BIS	0.935	0.0004
NIM	0.966	0.0001
PCratio	0.081	1.3054
NPL	0.811	0.0001

1) DLLP는 재량적 대손충당금 전입 추정액, BIS는 BIS기준 자기 자본 적립률, NIM은 순 이자마진율, PCratio는 수지비율, NPL은 고정 이하 여신 비율

GAAP의 기대손실 모형의 영향을 받는 자료가 추가되자 재량적 대손충당금 전입 추정액의 경우 상관계수가 0.237에서 0.373으로 올랐으며 MSE는 약 0.01에서 0.005로 크게 감소하는 것을 확인하였다. 이는 기대손실 모형의 영향을 받는 자료가 증가할수록 재량적 대손충당금 전입 추정액의 추세를 정확히 예측할 수 있음을 시사한다.

VI. 결론

1. 연구 정리

지금까지 은행의 재량적 대손충당금 전입과 은행 경영지표 간의 동태적 관계에 대해 분석하고 그 요인에 대하여 고찰하였다. II장에서 재량적 대손충당금 전입 모형을 차용해 대출 채권의 부실요인이 제거된 재량적 대손충당금 전입액을 추정하였고, III장에서 필요한 변수들의 자료 전처리 작업을 진행하였다. 이후 III장을 통해 재량적 대손충당금의 전입액과 은행 경영지표를 패널 VAR모형을 통해 동태적

관계를 추정하였으며, 사후 분석을 통해서 모형의 안정성과 재량적 대손충당금 전입액과 은행 경영지표 간의 충격 반응을 함께 분석하였다.

실증 분석을 통해 재량적 대손충당금 전입액은 한 분기 전의 자기 자신과 음의 상관관계를 가지는 것을 확인하였다. 재량적 대손충당금의 적립 수준을 일정 수준으로 유지하려는 경향으로 확인되며, 이는 선행 연구에서 제시한 재무보고적인 측면에서의 유인에 기인한 것으로 볼 수 있다. 또한 고정 이하 여신 비율과 재량적 대손충당금 전입액 간 유의미한 동태적 관계를 보이는 것을 확인하였다. 이를 통해 한 분기 미래에 고정 이하 여신으로 편입이 예상되는 부실 채권이 있을 경우 현재 재량적 대손충당금을 통해 대손충당금을 선제적으로 적립하는 유인이 있음을 확인하였다. 마지막으로 BIS 비율은 재량적 대손충당금과 동태적으로 음의 상관관계의 영향을 주고 받는다. 이는 BIS 비율의 유지를 위해 재량적 대손충당금이 사용될 수 있다는 점을 시사한다.

이와 더불어 타 모형과의 예측력 비교와 대손충당금 적립 기준의 변화에 따른 예측력을 비교를 통해 본 연구에 사용된 VAR모형이 현재까지 적용되고 있는 K-IFRS 1109호(기대손실 모형)하에서 정확히 예측을 할 수 있는 가능성을 확인하였다. 이러한 과정을 통해 본 연구는 이론적 그리고 정책적인 두 부문에 있어서 시사점을 제시한다.

2. 이론적 및 정책적 시사점

먼저 본 연구는 기존 연구처럼 사전 가설을 설정하지 않고, 패널 VAR모형이라는 통계적 모형을 통해 재량적 대손충당금 전입액이 다음 분기의 은행 경영지표와 주고 받는 영향을 동태적으로 분석하였다는 점에 그 학술적인 의의가 있다. 더 나아가 사용된 변수들 간의 내생성을 GMM 기법으로 극복하며 기존 선형 OLS모형에서는 수행하기 어려운 변수간의 변화 양상 자체를 분석하였다. 그리고 V장을 통해 언급된 선형 OLS와 같은 타 모형들과 VAR모형의 예측력 비교하고 VAR모형의 예측력의 우수성을 검증하였다. 이는 향후 대손충당금 외에도 복잡하고 동태적인 관련성을 갖는 회계 계정들 관계성을 파악함에 있어서 VAR모형이 또 다른 연구 수단으로 사용될 수 있다는 점을 시사한다.

그리고 본고의 실증 분석의 결과는 대출 채권의 예상 부실로 인한 손실 보전 외에도 재무적 신뢰 확보 또는 BIS 비율 관리 등 은행 경영적 측면으로도 재량적 대손충당금이 적립되는 것을 시사한다. 이는 각 은행이 보유한 채권의 부실 정도와 그 비율에 따라 의무적으로 대손충당금을 적립하게 하던 기존의 감독 체계보다 더 진보한 관리 및 감독 체계 마련이 필요한 근거가 된다.

3. 연구의 한계와 향후 연구

자료의 기간이 좀 더 보완된다면 보다 명확한 변수 간 인과관계를 밝힐 수 있을 것으로 기대된다. 예컨대, 중요한 변수 중 하나인 대손충당금의 적립 기준이 바뀐 2018년 이후 표본이 11분기로 다소 적은 것이 한계이다. 패널 VAR모형 중에서도 본 연구에 사용된 GMM VAR모형의 경우 자료와 변수의 특성이 모형의 적합도와 설명력 그리고 예측력에 크게 작용한다. 때문에 2018년 기대모형 이후의 자료들이 더 많이 포함 되어 있었다면, 특히 V장에서 모형별로 더욱 정교하고 다양한 예측력 비교가 가능할 것이다.

또한 대손준비금과 대손충당금 그리고 재량적 대손충당금의 관계를 적극적으로 고려하지 않았다는 점 역시 본 연구의 한계로 남는다. K-IFRS 1039호(발생손실 모형)의 적용으로 인한 대손충당금의 과소 적립을 방지하기 위해 신설된 대손준비금 계정은 그 목적 때문에 대손충당금과 밀접한 관련이 있다. 그러나 III장에서 차용한 재량적 대손충당금 전입액 추정모형의 선행 연구에서 대손준비금을 고려했을 때와 하지 않았을 때의 추세 차이가 크지 않다는 결과가 있다.(김민혁(2018)) 그리고 본 연구는 새로운 분석 모형인 VAR 모형을 재량적 대손충당금과 은행 경영지표 간 동태적 관련성을 더욱 분명하게 분석해야 했기 때문에 대손준비금의 영향을 고려하지 않고 분석을 진행하였다. 따라서 대손준비금까지 포함하여 고려한 VAR모형을 통한 분석은 후행 연구로 남긴다. 현재 규제 및 감독 목적인 대손준비금과 재량적 대손충당금 전입액의 관계를 더욱 명확히 밝히고 그 수준을 예측할 수 있을 것으로 기대한다. 이에 따라 대손충당금의 관리 및 규제 방안에 있어 단순히 부실 채권에 따른 비율이 아니라 각 은행 별 경영 현황에 따른 더욱 구체적인 관리와 규제하는 방안을 마련하는 학술적 근거가 될 수 있을 것이라 기대한다.

■ 참고문헌 ■

- 고승의(2012). “은행의 대손충당금 측정 사례연구”, 『회계저널』, 제 21권 제 2호, 213-238.
- 금융감독원(2015). “은행업감독업무시행세칙.”
- 금융감독원(2021). “21.6월말 국내은행의 부실채권 현황<잠정>”, 금융감독원 보도자료.
- 금융위원회(2020). “민생금융안정 패키지 프로그램 지원에 있어 금융회사의 건전성과 실물 경제지원 및 금융시장의 안정성 간 균형을 찾아나가겠습니다.”, 금융위원회 보도자료.
- 김민혁(2018). “대손충당금전입 조정에 대한 주식시장 반응 연구: 은행과 저축은행에 대한 비교분석”, 『재무관리연구』, 제 3권 제 3호, 189-216.
- 김영준·안혜진·정준희(2016). “대손상각비를 이용한 은행의 이익관리 - 상장은행과 비상장은행의 비교를 중심으로”, 『경영학연구』, 제 45권 제 4호, 1377-1405.
- 김우석·임인섭·오현탁(2013). “거시경제변수와 가계부채의 동태적 관계 분석”, 『한국산업경제저널』, 제 5권 제 2호, 65-82.
- 김효진·이기훈(2015). “K-IFRS 도입에 따른 은행업의 대손충당금 관련 회계 기준 변경효과”, 『회계·세무와 감사연구』, 제 57권 제2호, 1-32.
- 김흥년·이상준·박선구(2012). “주택가격과 가계대출이 은행건전성에 미치는 영향 -Panel VAR를 중심으로-”, 『건설경제산업연구』, Vol.3, 31-25.
- 남상욱(2014). 동태적 패널모형을 통한 무역보험의 거시경제효과 연구, 『무역상무연구』, 제61권, 165-190.
- 노상채·김창범(2007). 우리나라 신용위험의 결정요인 분석, 『산업경제연구』, 제 20권 제 2호, 441-453
- 노철우(2015). “우리나라의 금융감독체계 및 중앙은행제도 개편방안에 관한 연구”, 『법과 기업 연구』, 제 5권 제 10호, 3-46.
- 문권순(1997). “벡터자기회귀(VAR)모형의 이해”, 『통계분석연구』, 제 2권. 제 1호, 23-56.
- 문현주(2005). “대손충당금설정액의 재량성과 은행가치 관련성 연구”, 『회계저널』, 제 14권 1호, 1-26
- 백강(2016). “거시경제변수와 은행특성변수가 부실채권비율에 미치는 영향 실증분석”, 『중소기업금융연구』, Vol.36, 29-49.
- 양인선(2016). “GMM Panel VAR를 이용하여 R&D가 기업 가치에 영향을 미치기까지의 시간 측정 연구”, 『한국산학기술학회 논문지』, 17(7), 63-76.
- 유재인(2016). “은행 경영실태 평가모형의 조기경보 기능 제고 방안”, 『한국경제학보』, 제 23권, 제 1호, 103-147.
- 이혁준(2020). “금융업권 2020년 신용등급 변동과 2021 방향성 - 유동성의 힘이 만들어낸 반전, 이제

- 는 부채의 역습에 대비해야 할 때”, NICE신용평가 Special Report.
- 장영재·양동현(2020). “금융위기 이후 부실채권을 고려한 국내 은행의 비효율성과 생산성 변화”, 『한국 산학기술학회논문지』, 제 21권, 91-102.
- 전선애(2011). “금융시스템 리스크와 측정”, 『금융안정연구』, 제 12권 제 2호, 131- 167.
- 차경수(2013). “한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석 - 부호제약 구조적 벡터자기회귀모형을 중심으로”, 『한국경제연구』, 31(2), 5-41.
- 최효순(2003). “은행의 대손충당금전입액 조정과 주가반응”, 『증권학회지』, 제 32집, 제 1호, 35-70.
- Abrigo, M. R. and Love, I.(2015). “Estimation of panel vector autoregression in Stata”, *The Stata Journal*, 16, 778-804.
- Beaver, W. H. and Engel, E. E(1996). “Discretionary Behavior with respect to Allowances for Loan Loss Accruals and Behavior of Security Prices.”, *Journal of Accounting and Economics*, 22, 177-206
- Cagala T. and Glogowsky, U.(2014). Panel Vector Autoregressions for Stata(xtvar).
- J Shan(2005). “Does financial development ‘lead’ economic growth? A vector auto-regression appraisal”, *Applied Economics*, 1353-1367.
- Ma, C.(1988). “Loan loss reserves and Income smoothing, the experience in the U.S. Banking Industry.”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 15, 487-497.
- Wahlen, J. M.(1994). “The Nature of Information in Commercial Bank Loan Loss Disclosures.”, *The Accounting Review*, 69, 455-478.

원 고 접 수 일 | 2022년 7월 10일
심 사 완 료 일 | 2022년 8월 10일
최종원고채택일 | 2022년 8월 16일

강승수 sskang@koreaap.com

2021년 아주대학교 금융공학과 석사 학위를 받았다. 시중 은행에서 근무 후 현재 한국자산평가 금융공학연구소에서 연구원으로 재직 중이다.

유재인 janeyoo@ajou.ac.kr

2012년 미국 조지워싱턴대학 경제학박사 학위를 받았다. 주전공은 Quantitative Macroeconomics으로서 이질적 경제주체 모형 기반 미국의 세제 분석을 통해 거시경제학적 함의를 분석하는 박사학위 논문을 출판하였다. 2012년 9월부터 아주대학교 경영대학 금융공학과 부교수로 재직중이며 2014년 한국금융공학회 총무이사 역임, 2016년부터 현재 한국재무관리학회 이사로 활동하고 있다. 주요 연구 분야는 가계의 자산과 신용에 관한 연구, 세대 간 자원 이전과 관련 세제 연구, 금융시장 모델링 및 미시시장구조 분석이다.