

무수익여신 상승률의 결정요인과 실물 경제로의 전달 효과

Determinants and Impact on Macroeconomic Performance of Non-Performing Loans Growth

이 인 로* · 이 웅 기**

Inro Lee · Woongki Lee

본 연구는 최근 연구 동향을 반영하여 국내 은행의 무수익여신(NPL) 상승률의 결정요인에 대한 연구를 수행하였다. 본 연구는 NPL의 상승률에 관한 거시변수 가설과 은행변수 가설을 2단계 실증절차를 사용하여 순차적으로 분석하였다. 그리고 패널 VAR 모형을 사용하여 NPL의 영향이 실물 경제로 이어지는 전달 효과를 분석하였다. 본 연구의 표본은 2000년부터 2016년까지 164개 일반은행과 저축은행의 반기 관측치이다. 패널 VAR 모형을 바탕으로 직교화된 충격반응함수를 측정한 결과, 은행 시스템에서 발생한 충격이 약 1년 동안 실물 경제에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이것은 개별은행이 NPL을 효과적으로 관리하는 것이 거시경제적으로 긍정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 또한, 물가 경로와 이자율 경로에서 전달 효과가 뚜렷했는데, 이는 통화 정책을 수행할 때 실물 경제의 부담을 경감하기 위해 먼저 은행 시스템을 점검해야 함을 시사한다.

국문 색인어: 무수익여신(NPL), 전달 효과(feedback effect), 동태적 패널 모형, 패널 VAR 모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030602

* 한국은행 금융안정국 과장(einro@bok.or.kr), 제1저자

** 고려대학교 경영대학 박사과정(w_lee@korea.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2018. 02. 14, 논문 최종 수정일: 2018. 04. 30, 논문 게재 확정일: 2018. 05. 10

I. 서론

최근 미국, 유럽 등의 국가를 중심으로 은행의 무수익여신(Non Performing Loans; 이하 NPL)에 대한 연구가 다수 수행되었다(Podpiera and Weill, 2008; Louzis et al., 2012; Ghosh, 2015; US, 2017 등). NPL은 은행의 위험관리 분야에서 전통적으로 연구되고 있던 주제이지만, 최근 NPL 관련 연구가 급증하는 것에는 다음과 같은 배경이 있다.

첫째, 다수의 유럽국가에서 NPL이 꾸준히 상승해 왔다. 2017년 7월 EU 이사회 이사회에서 발표한 NPL 축소를 위한 실행계획에 따르면, 2016년 말 EU 은행의 NPL은 GDP의 6.7%를 차지하여 경제 및 금융의 위협으로 작용하고 있다고 한다. NPL이 상승하면 은행의 관리 비용과 자금조달 비용이 증가하여 은행 수익성이 악화될 뿐 아니라, 이것이 거시경제적 문제로 이어질 수 있다.

둘째, 금융위기를 진단하고 예측하는 데 NPL을 활용하는 것이 효과적이라는 연구 결과가 발표되고 있다. Sorge(2004), Reinhart and Rogoff(2011)는 NPL이 금융위기를 예측하는 데 효과적이므로 금융 부문의 취약성을 검증하는 데 NPL을 이용하도록 권고한 바 있다. 지난 수십 년간 금융위기가 반복되었기 때문에 최근의 연구들은 금융 부문의 취약성을 진단하고자 NPL의 추세와 결정요인에 대한 분석 결과를 내놓고 있다.

이외에도 NPL은 개별은행의 위험관리 측면에서 효과적이기 때문에 관련 연구가 지속해서 수행되고 있다. 미국의 FDIC에서는 예금보장기관인 은행의 건전성을 조사하기 위해 CAEL 등급을 이용한다. CAEL 등급은 자본적정성(capital adequacy), 자산 건전성(asset quality), 수익성(profitability), 유동성(liquidity)에 기초하는데, 여기서 NPL은 자산건전성에 대한 핵심요소로 사용된다. 이는 NPL이 개별은행의 부도를 예측하는 데 효과적이라는 실증 결과로 뒷받침된다. 은행 시스템에 대한 스트레스 테스트에서도 NPL은 부도율에 대한 대리변수로 폭넓게 이용되고 있다(Martinez Peria et al., 2001).

은행업감독규정 27조의 자산건전성 분류기준에 의하면 NPL은 90일 이상 연체

된 부실여신으로 정의된다. 여기서 부실여신은 부실대출금과 부실지급보증금을 합친 것으로 금융기관에서 회수가 불가능한 대출금을 의미한다. 금융기관의 보유 자산은 자산건전성에 따라 정상, 요주의, 고정, 회수의문, 추정손실의 5단계로 구분되는데, NPL은 ‘고정이하여신(고정, 회수의문, 추정손실)’을 나타낸다. 이와 관련하여 Bholat et al.(2016)은 여러 국가에서 NPL을 정의하는 방법을 종합적으로 소개하고 있다.

NPL을 결정하는 요인에 대한 기존의 연구는 크게 두 가지로 구분된다. 첫째, NPL에 영향을 주는 은행변수 요인(bank-level factor)에 대한 연구들이 있다. 여기서 은행변수는 은행의 재무제표에서 산출한 재무비율이 주를 이룬다. 대표적으로 Berger and DeYoung(1997)은 1985~1994년의 기간 동안 미국 시중은행의 은행변수 요인이 NPL에 미치는 영향을 연구한 바 있다. 그들은 대출 관련 모니터링 비용을 줄이거나 자본손실에 적절히 대응하지 못하는 은행에서 NPL이 상승한다는 가설을 제안하였다. 그들의 가설은 이후 다양한 국가에서 국가별 특수성을 고려하여 검증되었다(Williams, 2004; Podpiera and Weil, 2008; Louzis et al., 2012 등). 둘째, 거시변수 요인(macroeconomic factor)을 NPL 결정요인으로 둔 연구들이 있다. 이들은 대출 수요나 차주의 상황 여건 등에 영향을 주는 거시경제적 조건에 중점을 둔다(Salas and Saurina, 2002; Rajan and Dhal, 2003; Fofack, 2005; Festic et al., 2011; Chaibi and Ftiti, 2015 등).

해외에서 NPL 결정요인에 대한 연구가 활발히 진행된 것과 달리 국내에서는 관련 연구가 많지 않다. 대신 국내에서는 NPL의 효율적 관리에 대한 연구가 더 많이 진행된 상황이다(김상헌, 2010; 구재운과 맹경희, 2012; 이석영, 2012 등). 국내의 NPL 결정요인에 대한 연구로는 1999년부터 2009년까지 국내 일반은행(commercial bank)을 대상으로 합동 회귀분석(pooled OLS)을 시행한 이은서(2013)의 연구와, 2003년부터 2015년까지 20개 은행의 연간 관측치 표본에서 동태적 패널 모형(dynamic panel model)을 사용한 변현수(2016)의 연구가 있다. 이은서(2013)의 연구에서 비이자순이익, 총자산순이익률, 담보대출, 기업대출, 업무용고정자산, 자산규모, 대손충당금, 대출금변화, 소비자물가지수, 그리고 광의통화상승률이 NPL

결정요인으로 사용되었고, 변현수(2016)의 연구에서는 대출증가율, 판관비/영업 수익, 순이익/자기자본, 총자본비율, GDP 성장률, 물가상승률, 대출금리, 환율이 결정요인으로 사용되었다.

본 연구는 표본을 2000년부터 2016년까지 일반은행과 저축은행을 포함한 164개 은행의 반기(반년) 관측치로 확대하였고, NPL/총여신 비율 대신 NPL 상승률을 주요 분석 변수로 사용하였다. 다수의 NPL 관련 연구가 NPL의 수준 및 NPL/총여신 비율을 핵심 변수로 사용하는 가운데, Podpiera and Weill(2008), Klein(2013), Skarica(2014), Beck et al.(2015), Cifter(2015) 등에서는 NPL의 변화량 및 NPL 상승률을 사용하기도 하였다. NPL 결정요인 분석에서는 은행 개별 특성을 조정한 NPL/총여신 비율이 더 중요하지만, 은행 시스템에서 실물 경제로 이어지는 전달 효과를 분석할 때는 거시적 관점에서 NPL 상승률이 더 중요하다. 본 연구는 두 분석에 사용할 변수를 통일하기 위해 NPL 상승률을 핵심 변수로 사용하되, NPL 결정요인 분석에서 은행별 고정효과(fixed effect)를 고려하고 은행변수를 설명변수로 설정함으로써 개별은행의 특성이 조정될 수 있도록 하였다.

본 연구는 NPL 결정요인에 대한 7개의 거시변수 가설과 7개의 은행변수 가설을 종합적으로 분석하여 세부적인 후속 연구를 위한 기틀을 마련하였다. NPL 상승률에 대한 결정요인 가설을 검증할 때 2단계 실증절차를 시행하였는데, 이는 1) 거시변수 가설을 통과한 거시변수를, 2) 은행변수 가설 검증의 통제변수로 사용하는 방식이다.

본 연구는 은행 시스템에서 실물 경제로 이어지는 전달 효과(feedback effect)를 분석하기 위해 패널 VAR 모형(panel VAR model)을 사용하였다.¹⁾ 패널 VAR 모형을 추정한 후 동시적 관계(contemporaneous effect), 인과적 관계(Granger causal effect), 직교화된 충격반응함수(orthogonalized impulse response function), 그리고 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition) 분석을 시행하였다.

이때 패널 VAR 모형의 벡터에 무작위의 거시변수들을 배치하는 것이 아니라,

1) 해외 연구에 패널 VAR 모형을 사용한 것으로는 Espinoza and Prasad(2010), De Bock and Demyanets(2012), Klein(2013) 등이 있고 국내 연구에서는 변현수(2016)가 있다.

NPL 상승률을 가장 앞에, GDP 성장률을 가장 뒤에 배치한 후, 그 사이에 하나의 거시변수를 경로(channel)의 역할로서 배치하였다. 즉, NPL에서 시작된 충격이 경로에 위치한 거시변수를 거쳐 GDP의 반응으로 이어지는 설정이다. 또한, 다양한 분석을 위해 벡터의 변수 순서(ordering)를 바꾼 모형 설정도 검증하였다.

본문의 내용은 다음의 순서로 구성되어 있다. 2장에서는 본 연구에서 사용한 표본과 변수, 그리고 기존의 연구를 토대로 추려진 NPL 상승률에 관한 결정요인 가설을 설명한다. 3장에서는 2장에서 설명한 거시변수 가설과 은행변수 가설을 검증한다. 4장에서는 금융 부문과 실물 경제의 상호 영향 및 전달 효과를 여러 거시경제적 경로에서 분석한다. 마지막으로, 5장에서 분석의 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 변수 및 가설

1. 표본의 선택

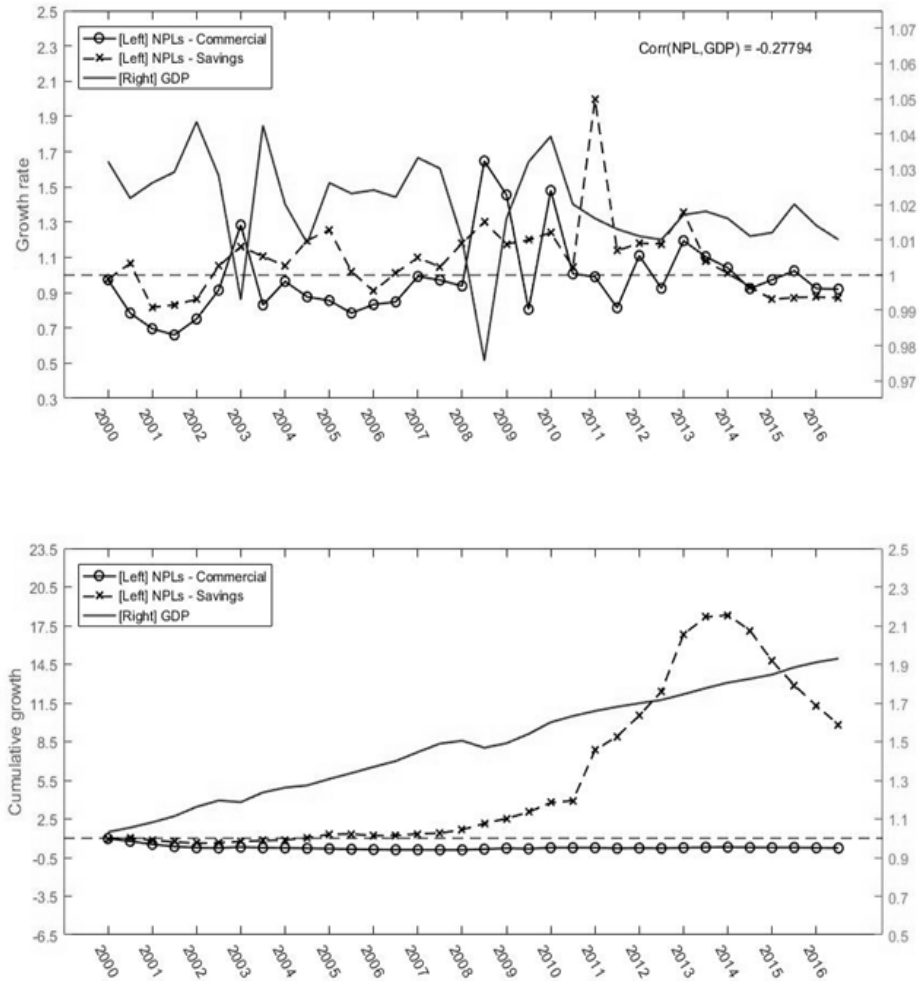
본 연구는 2000년부터 2016년까지 164개의 일반은행(시중은행, 지방은행) 및 저축은행(savings bank)에 대한 분석을 진행하였다. 일반은행만을 대상으로 분석하는 것이 해외 연구들의 통상적 접근이지만 예외적으로 Salas and Saurina(2002) 등은 저축은행도 표본에 포함한 바 있다. 국내의 경우, 2011년 저축은행 부도사태를 경험하였기 때문에 저축은행을 포함할 필요가 있다고 판단하였다.

은행의 재무제표 자료는 금융감독원 금융통계정보시스템(FISIS)에서 수집하였다. 이 시스템은 일반은행 자료는 분기로, 저축은행 자료는 대부분 반기로 제공하고 있다. 이에 본 연구는 표본의 주기를 반기에 맞추고 변수의 값을 반기 수준으로 적절히 변환하였다.²⁾

2) 개별은행의 재무변수를 변환할 때 자료가 저장(stock) 혹은 유량(flow)인지를 고려하였다. 저장일 경우 반기말의 값을 그대로, 유량일 경우 분기의 합산을 이용하였다. 거시변수의 계산은 작성 주기와 변수의 속성에 따라 월별 증가율인 경우에는 6개월 누적증가율이 되도록 곱하였다(KOSPI, HPI, 그리고 CPI). 기타 월별 자료인 무위험이자율(risk-free rate), 실업률(unemployment rate), 정부지출/수입(government spending-to-taxes), 채권의 부도스프레드

〈Figure 1〉 Average NPLs Growth for Commercial Banks and Savings Banks, and GDP Growth as a Benchmark of Economic Growth

The figure plots the average NPLs growth for commercial banks and savings banks, comparable to the GDP growth over the period from 2000 to 2016.



〈그림 1〉의 상단은 일반은행과 저축은행의 평균 NPL과 GDP 추이를 보여준다.

(default spread)와 명목환율(nominal exchange rate)은 6개월 평균으로 계산하였다. 분기별 자료인 경우인 GDP는 2분기 누적성장률을, 비금융업신용/GDP(non-financial sector credit-to-GDP), 기업부채(corporate sector leverage), 그리고 정부부채/GDP(government debt-to-GDP)는 최근 시점의 값을 이용하였다.

NPL이 상승률로 계산되었기 때문에 1보다 크면(작으면) 해당 변수의 상승(하락)을 의미한다. 일반은행과 저축은행의 NPL이 동시에 상승한 시기는 2003년 상반기, 2008년 하반기부터 2010년 상반기, 그리고 2012년 상반기부터 2013년 하반기까지이다. 그러나 저축은행의 NPL은 2002년 하반기부터 지속해서 상승하였고, 2011년 저축은행 사태를 거쳐 2014년 하반기에야 감소세로 돌아섰다. <그림 1>의 하단은 이들의 누적된 차이를 나타낸다. 저축은행의 NPL이 2011년과 2014년에 추세가 변했지만, 그 변화가 GDP만으로는 잘 설명되지 않는다.³⁾

2. NPL 상승률 결정요인에 관한 가설

이 절에서는 기존 연구에서 비중 있게 다루어진 NPL 상승률 결정요인에 관한 가설 및 관련 변수를 선정하여 소개한다. <표 1>의 패널 A는 본 연구에서 선정한 거시변수 가설 및 GDP 성장률, 주가 수익률, 주택가격 상승률 등의 거시변수를 보여준다. 본 연구는 기존 연구를 고려하여 거시경제변수와 관련된 일곱 가지 가설(3장의 1.가~1.바)을 설정하여 검증하고자 하였다. 첫째(1.가)는 부의 효과(wealth effect) 가설이다. 이 가설은 차주의 부가 감소함에 따라 대출의 상황이 어려워져 결국 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 둘째(1.나)는 투기(speculation) 가설이다. 이 가설은 투자자산의 가치가 상승하면 투기수요가 커지고 투기성 대출이 증가하게 되어 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 셋째(1.다)는 지급 능력(solvency) 가설이다. 이 가설은 부채와 이자부담의 증가, 실업 등으로 기업과 민간의 상황 여력이 악화함에 따라 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 넷째(1.라)는 정부 위험(government risk) 가설이다. 이 가설은 정부 재정정책의 실패 여파로 금융시장이 불안해지고 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 다섯째(1.마)는 신용 위험(credit risk) 가설이다. 이 가설은 경제 전반에 신용이 팽창하고 신용위험이 커짐에 따라 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 여섯째와 일곱째(1.바)는 각각 수출 충격(export impact)과 수입 충

3) NPL 상승률 추이에 대한 기초분석에서 은행 평균 NPL은 기간별로 상이하고 자기상관성이 높게 관찰되었지만, 지면 관계상 보고는 생략하였다. 본 연구에서 사용하는 동태적 패널 모형과 패널 VAR 모형은 이러한 자기상관성을 통제할 수 있다.

격(import impact) 가설을 나타낸다. 이들은 환율 변동이 수출기업 또는 수입기업의 경영조건에 영향을 미쳐 이들의 NPL을 상승시킨다는 가설이다.

〈Table 1〉 Definition of Variables Used as Determinant Factors of NPLs Growth, and the Various Hypotheses

The table displays the definition of macroeconomic variables and bank-level variables used to test the various hypotheses on determinants of NPLs growth. Exp.Sign is the expected sign that the corresponding coefficient in the regression testing the hypothesis should have. Bad management (Berger and DeYoung, 1997), Skimping (Berger and DeYoung, 1977), Moral Hazard (Keeton and Morris, 1987), Too-big-to-fail (Rajan, 1994; Stern and Feldman, 2004), Liquidity risk (Keeton, 1999), Lending supply (Ruckes, 2004; Geanakoplos, 2010; Ghosh, 2015), Income diversification (Louzis et al., 2012) are the hypotheses analyzed in the literature.

Variable	Definition	Hypothesis	Exp.Sign
Panel A. Macroeconomic variables			
GDP	Growth rate of real GDP	Wealth effect	(-)
Stock	Growth rate of KOSPI	Wealth effect	(-)
		Speculation	(+)
House	Growth rate of HPI	Wealth effect	(-)
		Speculation	(+)
Infl	Growth rate of CPI	Wealth effect	(+)
RF	Risk-free rate	Solvency	(+)
Lev	Corporate sector leverage	Solvency	(+)
Unemp	Unemployment rate	Solvency	(+)
Debt	Government debt-to-GDP	Government risk	(+)
Deficit	Government spending-to-taxes	Government risk	(+)
Credit	Non-financial sector credit-to-GDP	Credit risk	(+)
Default	Default spread	Credit risk	(+)
NER	Growth of nominal exchange rate	Export impact	(-)
		Import impact	(+)
Panel B. Bank-level variables			
NPL	Growth rate of NPL		
NIE	Non-interest expenses-to-total assets	Bad management	(+)
		Skimping	(-)
Exp	Total expenses-to-total income	Bad management	(+)
		Skimping	(-)
ROA	Return on assets	Bad management	(-)
		Skimping	(+)
E/A	Equity-to-total assets	Moral hazard	(-)
Size	Bank size in log	Moral hazard	(-)

		Too-big-to-fail	(+)
Liq	Liquid assets-to-total deposits	Liquidity risk	(-)
L/A	Total loans-to-total assets	Lending supply	(+)
L/D	Total loans-to-total deposits	Lending supply	(+)
II	Interest income-to-total loans	Lending supply	(+)
NII	Non-interest income-to-total income	Income diversification	(-)

〈표 1〉의 패널 B에는 일곱 가지 은행변수 가설(3장의 2.가~2.바)을 검증하기 위해 사용된 변수들이 제시되어 있다. 첫째(2.가), 부실 경영(bad management) 가설은 비용 관리가 비효율적이고 경영이 좋지 못한 은행일수록 NPL이 높다는 가설이다. 여기서 비이자지출/총자산(이하 NIE)과 총지출/총수입(이하 Exp)은 비용 비효율성(cost inefficiency)을, 반대로 총자산순이익률(이하 ROA)은 비용 효율성(cost efficiency)을 의미한다. 둘째(2.가), 과도 긴축(skimping) 가설은 성과를 극단적으로 추구하는 은행이 오히려 대출 심사와 관리에 적은 예산을 편성하여 결국 NPL의 상승을 초래한다는 가설이다. 셋째(2.나), 도덕적 해이(moral hazard) 가설은 시장 지배력이 낮은 은행이 규모를 확대하는 방편으로 비우량 대출을 지나치게 공급할 가능성이 있다고 지적한다. 여기서 자본/총자산(이하 E/A)과 자산규모(이하 Size)는 은행의 시장 지배력 의미한다. 넷째(2.다), 대마불사(too-big-to-fail) 가설은 정부가 거대 은행의 파산을 막기 위해 공적 자금을 투입하는 관행이 오히려 이들의 방만한 경영을 부추긴다는 가설이다. 여기서 정부 보호(government protection)의 기대치를 나타내는 지표로 Size가 사용된다. 다섯째(2.라), 유동성 위험(liquidity risk) 가설은 은행이 대출자산에 비해 현금을 적게 보유하면 경영 위기와 함께 NPL이 상승한다는 것을 의미한다. 여섯째(2.마), 대출 공급(lending supply) 가설은 은행이 공격적으로 대출자산을 증대하면 불황기에 이를 잘 회수하지 못할 가능성이 있다고 지적한다. 여기서 총여신/총자산(이하 L/A)과 총여신/예수부채(이하 L/D)는 은행의 대출 선호도 또는 위험 선호도(risk preference)를, 이자 수익/총여신(이하 II)은 은행이 보유한 대출자산의 비우량도(poor credit quality)를 의미한다. 일곱째(2.바), 수익 다각화(income diversification) 가설은 은행이 영업적 수익과 비영업적 수익을 적절히 분산하지 못하면 경영 위기와 함께 NPL이 상승한다는 것을 의미한다. 여기서 NII는 비영업 수익이 전체 수익에서 차지하는 비율로 정의되며, 이 비율

이 높을수록 수익이 잘 분산된 것으로 본다.

이상에서 설명한 가설 중에서 Berger and DeYoung(1997)이 제안한 부실 경영 가설과 과도 긴축 가설은 서로 반대의 주장을 담고 있어 여러 연구에서 검증되어 왔다. Keeton and Morris(1987)는 도덕적 해이 가설을, Rajan(1994), Stern and Feldman(2004)은 대마불사 가설을, Ruckes(2004), Geanakoplos(2010), Ghosh(2015)는 대출 공급 가설을 제안하고 조명한 바 있다. 그 밖에 Keeton(1999)은 유동성 위험 가설을 Louzis et al.(2012)은 수익 다각화 가설을 검증하였다.

3. 단위근 검정

분석에 들어가기에 앞서 우선 변수들의 안정성(stationary characteristics)을 점검하여 <표 2>에 기록하였다.⁴⁾ 거시변수 중에서는 무위험이자율(RF), 정부부채/GDP(Debt), 비금융업신용/GDP(Credit)가 10% 유의수준에서 단위근을 갖는 것으로 판별되었으나(패널 A), 은행변수에서는 어떤 단위근도 검출되지 않았다(패널 B). 이때 거시변수에는 Dickey and Fuller(1979)의 시계열 단위근 검정(augmented Dickey-Fuller; 이하 ADF)을, 은행변수에는 Choi(2001)의 패널 단위근 검정(inverse chi-squared for ADF)을 시행하였다.⁵⁾ 발견된 비정상 시계열은 차분하여 정상 시계열로 변환하였다. 이후 분석에서는 RF, Debt, Credit 대신 ΔRF , $\Delta Debt$, $\Delta Credit$ 을 사용한다.

4) 회귀분석에서 종속변수와 설명변수가 모두 정상과정(stationary process)이 아니면 부적절한 표준오차가 산출될 수 있으므로 주의해야 한다(Granger and Newbold, 1974).

5) 시계열 단위근 검정: $\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \phi \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$, $H_0 : \theta \equiv \rho_i - 1 = 0$

패널 단위근 검정: $\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i y_{i,t-1} + \phi_i \Delta y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$, $H_0 : (\forall i) \theta_i \equiv \rho_i - 1 = 0$

Dickey and Fuller(1979)의 시계열 단위근 검정과 Choi(2001)의 패널 단위근 검정은 “ $|\rho| < 1$ 일 때 $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \epsilon_t$ 가 정상과정을 따른다”는 것에 기반을 둔다. O’Connell(1998)에 따르면, 패널 단위근 검정에서 오차항에 동시적 상관관계가 존재할 때 통계적 검정력이 과대 편향되는 문제가 발생한다. 본 연구에서는 이 편향을 줄이기 위해 Levin et al.(2002)의 제안을 따라, 시계열 평균을 제거한 패널(은행변수)에 대해 패널 단위근 검정을 시행하였다.

〈Table 2〉 Preliminary Statistical Diagnostics: Summary Statistics and Unit Root Tests

The table presents the summary statistics for the macroeconomic variables and bank-level variables to be studied in this paper. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. Mean, Std, and Skew are the mean, standard deviation, and skewness of the variables, and Q1, Q2, and Q3 are the first quartile (25%), the second quartile (50%), the third quartile (75%). UnitRoot is p-value used in the context of null hypothesis testing unit root tests whether a time-series variable or a panel variable is non-stationary and possess a unit root. The null hypothesis will be rejected if the variable is stationary. We use Dickey and Fuller (1979)'s time-series unit root test for the macroeconomic variables and Choi (2001)'s panel unit root test for the bank-level variables.

Variable	Mean	Q1	Q2	Q3	Std	Skew	#obs	UnitRoot
Panel A. Macro variables								
GDP	1.02	1.01	1.02	1.03	0.02	0.52	36	0.00
Stock	1.05	0.95	1.07	1.16	0.18	0.09	36	0.00
House	1.02	1.01	1.01	1.03	0.02	1.30	36	0.00
Infl	1.01	1.01	1.01	1.02	0.01	0.79	36	0.01
RF	0.03	0.02	0.03	0.04	0.01	-0.22	36	0.11
ΔRF	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	-2.97	35	0.00
Lev	1.28	1.01	1.05	1.29	0.49	1.82	35	0.00
Unemp	0.04	0.03	0.04	0.04	0.01	2.56	35	0.00
Debt	26.81	19.05	28.70	31.60	6.82	-0.20	35	0.49
ΔDebt	0.64	0.00	0.00	1.28	1.17	1.26	34	0.00
Deficit	0.91	0.81	0.94	0.99	0.13	-0.45	35	0.01
Credit	1.70	1.61	1.62	1.79	0.11	0.77	36	0.32
ΔCredit	0.01	0.00	0.01	0.02	0.01	-0.34	35	0.00
Default	0.05	0.04	0.05	0.06	0.01	-0.38	32	0.04
NER	1.00	0.97	0.99	1.02	0.06	1.45	35	0.00
Panel B. Bank-level variables								
NPL	1.07	0.79	0.96	1.16	0.72	9.80	4206	0.00
NIE	0.03	0.02	0.02	0.03	0.05	16.49	3829	0.00
Exp	1.14	0.81	0.92	1.05	1.85	29.17	3828	0.00
ROA	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	-17.79	3829	0.00
II	0.05	0.04	0.05	0.06	0.02	6.39	3778	0.00
E/A	0.12	0.08	0.11	0.14	0.16	7.35	4448	0.00
Size	11.71	11.08	11.46	11.98	0.94	1.32	4506	0.00
Liq	0.15	0.07	0.11	0.18	0.14	4.60	4323	0.00
L/A	0.75	0.67	0.76	0.84	0.18	1.91	4344	0.00
L/D	0.93	0.80	0.90	0.99	0.43	8.79	4287	0.00
NII	0.14	0.04	0.09	0.19	0.39	-41.05	3828	0.00

III. NPL 상승률의 결정요인 분석

전 세계의 은행을 대상으로 진행된 NPL 결정요인 연구들의 공통된 결론 중 하나는 ‘거시변수 요인의 NPL 결정력은 높은 반면 은행변수 요인의 결정력은 다소 약하다’는 것이다. 본 연구에서도 기존 연구와 유사한 결과가 나타났다. 우리나라의 일반은행과 저축은행에 대해서도 거시변수 요인의 결정력이 은행변수 요인의 결정력을 상회하는 것으로 나타났다.⁶⁾ 따라서 두 요인을 동시에 사용하면 은행변수 가설을 통계적으로 검증하기 어려워진다.

이에 본 연구는 앞서 서술한 문제를 해결하고자 2단계 실증절차를 따랐다. 1단계에서는 고정효과 모형을 사용하여 어떤 거시변수 가설이 지지되는지 확인하고 가설에 부합하는 거시변수 요인을 선별하였다. 그리고 이 선별된 거시변수들을 통제변수로 두고 2단계에서는 동태적 패널 모형으로 은행변수 가설을 검증하였다. 2단계 실증절차의 장점은 거시변수 요인과 은행변수 요인을 동시에 분석하되 거시경제적 영향을 적절히 제한함으로써 은행변수 요인과 NPL의 관계를 선명하게 드러내는 데 있다.

1. 거시변수 가설 검증을 통한 변수 선별

이 절에서 거시변수 가설 검증을 위해 사용하는 고정효과 모형은 다음과 같은 구조를 갖는다.

$$NPL_{i,t} = FE_i + \theta_0 Macro_t + \theta_1 Macro_{t-1} + \phi_1 Avg[NPL]_{t-1} + \epsilon_{i,t}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$$
(1)

여기서 FE_i 는 은행별 이질성을 통제하는 역할을 수행하는 고정효과이다. $Avg[NPL]_{t-1}$ 은 전기 NPL 상승률의 전체 은행 평균인데 식 (1)에서 지정되지 않은 (misspecified) 잠재적 내생변수(endogenous variable)를 통제하는 역할을 수행한다.

6) 이는 실증분석에 앞서 실시한 사전실험(pilot) 결과이고, 지면 관계상 보고는 생략하였다.

거시변수 요인이 시차 없이 은행의 NPL에 영향을 미치는지, 혹은 시차를 두고 영향을 미치는지 사전에 알기 어렵다. 따라서 본 연구는 거시변수 요인들의 현재 값($Macro_t$)과 반년 전 과거값($Macro_{t-1}$)을 모두 고려하되, <표 3>의 모형 I, 모형 II, 모형 III 등과 같이 여러 경우를 상정하여 실험하였다.

그리고 이 절에서는 거시변수 요인을 선별하는데, 어떤 거시변수 요인이 선별되기 위해서는 다음의 두 가지 기준을 충족해야 한다. 첫째, <표 3>의 하나 이상의 모형에서 거시변수의 통계적 유의성이 나타난 경우이다. 둘째, 그 통계적 유의성이 가설과 부합하는 경우이다. 다음에서는 거시변수의 통계적 유의성이 관찰된 모형을 기준으로 실증 결과를 설명하였다.

<Table 3> Macroeconomic Determinants of NPLs Growth:
Fixed Effects Model Estimation

The table reports the coefficient estimates and their statistical significance of the tests of the macroeconomic determinants of NPLs growth. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. The fixed effects model is specified in Eq.(1) and estimated via within transformation. Overall R^2 , Between R^2 , and Within R^2 are $corr[\hat{\theta}x_{i,t}, y_{i,t}]^2$, $corr[\bar{\theta}x_i, \bar{y}_i]^2$, and $corr[\hat{\theta}(x_{i,t} - \bar{x}_i), (y_{i,t} - \bar{y}_i)]^2$, respectively. Significance at the 1% level is denoted by ***, at the 5% level by **, and at the 10% level by *.

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
GDP _(t)	-5.06 **	-7.20 ***		-4.77 *	-7.34 ***	
Stock _(t)	-0.89 ***	0.05		-0.26	0.09	
House _(t)	-7.59 ***	-0.89		-5.42 **	-1.30 *	
Infl _(t)	9.63 ***	11.40 ***		15.74 ***	12.36 ***	
$\Delta RF_{(t)}$	47.05 ***	14.43 ***		21.88 **	16.38 ***	
Lev _(t)	0.70 *	0.30 ***		1.14 ***	0.35 ***	
Unemp _(t)	68.47 ***	-13.15 *		4.96	-18.75 **	
$\Delta Debt_{(t)}$	-0.15 ***	0.01		-0.12 ***	0.01	
Deficit _(t)	2.91 ***	1.52 ***		2.29 ***	1.67 ***	
$\Delta Credit_{(t)}$	21.28 **	9.43 ***		12.53	9.61 ***	
Default _(t)	-31.07 **	-5.21 **		-10.05	-4.86 *	
NER _(t)	-1.10 **	-0.65		-2.12 ***	-0.54	
GDP _(t-1)	-9.35 ***		-3.90 ***	-11.69 ***		-4.62 ***
Stock _(t-1)	0.49		0.41 **	0.23		0.41 **
House _(t-1)	2.87 **		-2.03 ***	3.30 **		-2.14 ***

Infl _(t-1)	-10.51 *		5.22 **	13.21 *		6.39 **
Δ RF _(t-1)	30.91 ***		9.89 **	24.80 ***		11.41 *
Lev _(t-1)	0.89 ***		0.12	-0.07		0.16 **
Unemp _(t-1)	-5.03		-25.87 ***	-0.79		-27.54 ***
Δ Debt _(t-1)	-0.22 ***		-0.01	-0.15 ***		-0.01
Deficit _(t-1)	3.05 ***		0.21	2.72 ***		0.37 *
Δ Credit _(t-1)	-5.18		7.94 ***	-0.68		8.83 ***
Default _(t-1)	1.06		-1.26	-4.21		-1.87
NER _(t-1)	0.75 **		-0.54 *	-0.43		-0.61 **
Avg[NPL] _(t-1)	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Overall R ²	0.05	0.04	0.02	0.06	0.04	0.02
Between R ²	0.01	0.04	0.03	0.00	0.04	0.03
Within R ²	0.06	0.05	0.03	0.07	0.05	0.03
#obs	3596	3730	3691	3596	3730	3691

가. 부의 효과 가설

〈표 3〉의 모형 I을 보면, GDP성장률(GDP), 주가수익률(Stock), 주택가격상승률(House)이 NPL에 미치는 영향은 동일 시점에서 각각 -5.057, -0.894, -7.586으로 매우 유의하게 나타났다. 이 결과는 ‘가설 1.가’의 예상과 동일하다. 그리고 동일 시점의 인플레이션(Infl)은 9.630의 유의한 값으로 나타났는데, 인플레이션은 부의 실질 가치를 하락시키므로 이 역시 가설에 부합하는 결과이다.

- 선별된 변수: GDP(t), Stock(t), House(t), Infl(t).

나. 투기 가설

‘가설 1.나’는 투자자산에 대한 투기적 수요가 NPL의 상승으로 이어진다고 예상한다. 모형 III을 보면 반년 전의 주가 수익률이 통계적으로 유의한 양의 효과(0.405)를 갖는 것으로 나타나 가설을 지지하였다. 주가 수익률이 먼저 상승한 후 NPL이 시차를 두고 상승하는 것으로 해석할 수 있다.

- 선별된 변수: Stock(t-1).

다. 지급 능력 가설

무위험이자율(ΔRF)은 시차와 관계없이 모든 모형에서 매우 유의한 양의 값을 보였다. 이는 이자부담의 증가가 차주의 상환 여력을 약화시켜 NPL을 상승시킨다는 것을 의미한다. 또한, 기업부채(Lev)도 시차와 관계없이 대부분의 모형에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다(예: 모형 II, 0.300). 이러한 결과는 ‘가설 1.다’의 예상을 지지한다. 반면 실업률(Unemp)의 추정계수는 모형에 따라 상이하게 나타났다.⁷⁾

- 선별된 변수: $\Delta RF(t)$, $\Delta RF(t-1)$, Lev(t), Lev(t-1).

라. 정부 위험 가설

정부지출/수입(Deficit)은 시차와 관계없이 거의 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다(예: 모형 II, 1.517). 이는 적자 재정의 위험이 두드러질 경우 NPL이 상승할 수 있다는 ‘가설 1.라’와 부합한다. 한편 정부부채/GDP($\Delta Debt$)의 경우 가설의 예상과 상이한 결과가 나타났다.

- 선별된 변수: Deficit(t), Deficit(t-1).

마. 신용 위험 가설

은행의 NPL과 비금융업신용/GDP($\Delta Credit$)는 시차와 관계없이 대부분의 모형에서 유의한 추정계수를 갖는 것으로 나타났다(예: 모형 II, 9.435). 이 결과는 비금융 부문의 신용 위험에 기인하여 NPL이 상승한다는 ‘가설 1.마’를 지지한다. 반면 채권의 부도스프레드(Default)는 가설의 예상과 상반된 결과로 나타났다. 그러나 Diwan and Rodrik(1992), Louzis et al.(2012), Klein(2013) 등에서 강조된 신용변수의 중요성을 간과할 수 없어, 부도스프레드는 예외적으로 이후 분석에 포함하였다.

- 선별된 변수: $\Delta Credit(t)$, $\Delta Credit(t-1)$, Default(t).

7) 그런데 만약 은행들이 실업률을 주요한 위험 지표로 간주한다면, 실업률이 높은 시기에 은행들이 보수적으로 신규 대출자에 대한 심사를 강화하여 오히려 NPL이 하락할 가능성이 있다.

바. 수출 충격 ($\leftrightarrow$ 수입 충격)

모형 I을 보면 동일 시점에서 NPL과 대미 명목환율(NER) 사이에는 통계적으로 유의한 음의 관계가 관찰되었다. 이것은 환율 하락(원화 절상)에 따라 수출경쟁력을 감소하여 수출기업의 상황 여력이 악화될 수 있다는 ‘수출 충격 가설’을 지지한다. 그러나 반년 전의 환율에는 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

- 선별된 변수: $NER(t)$.

이 절의 거시변수 가설 검증을 통과한 선별된 거시변수 요인은 동일 시점의 $GDP(t)$, $Stock(t)$, $House(t)$, $Infl(t)$, $\Delta RF(t)$, $Lev(t)$, $Deficit(t)$, $\Delta Credit(t)$, $NER(t)$ 와 반년 전의 $Stock(t-1)$, $\Delta RF(t-1)$, $Lev(t-1)$, $Deficit(t-1)$, $\Delta Credit(t-1)$ 이다. 예외적으로, 여러 연구에서 중요성이 부각된 부도스프레드(Default(t))를 <표 3>의 결과와 관계없이 추가로 선별하였다. 선별된 거시변수 요인은 다음 절의 은행변수 가설 검증에서 통제 변수로 사용되고, 4장의 전달 효과 분석에서도 거시경제적 경로로서 고려된다.

2. 은행변수 가설 검증

이 절에서 은행변수 가설 검증을 위해 사용하는 동태적 패널 모형은 다음과 같은 구조를 갖는다.

$$\begin{aligned} NPL_{i,t} &= FE_i + \rho_1 NPL_{i,t-1} \\ &\quad + \beta_1 Bank_{t-1} + \theta_0 Macro_t + \phi_1 Avg[NPL]_{t-1} + \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{i,t} &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 FE_i 는 은행별 이질성을 통제하고 $NPL_{i,t-1}$ 은 NPL의 자기상관성을 통제한다. 앞 절에서 선별된 거시변수 요인인 $Macro_t$ 는 거시경제적 영향을 통제하고 전기 NPL 상승률의 전체 은행 평균인 $Avg[NPL]_{t-1}$ 는 지정되지 않은 잠재적 내생변수를 통제한다. 그리고 $Bank_{t-1}$ 는 선결변수(predetermined variable)로 간주되는 은행변수 요인이다. 거시변수가 외생변수(exogenous variable)로 간주되는 것에 비해 은행변수는 선결변수로 간주되는데, 이는 Roodman(2006)의 방식을 따

른 것이다.⁸⁾

다양한 분석을 위해서, <표 4>에서는 은행변수 요인만 단독으로 사용한 분석(모형 I, 모형 III, 모형 V)과 은행변수와 거시변수 요인을 모두 사용한 분석(모형 II, 모형 IV, 모형 VI)의 결과 모두 제시하였다. 은행변수 요인만 사용한 모형 I과 모형 V에서는 $Avg[NPL]_{t-1}$ 의 추정계수가 각각 0.152와 0.180의 유의한 양의 값으로 산출된 반면, $Macro_t$ 를 추가한 모형 II와 VI에서는 $Avg[NPL]_{t-1}$ 추정계수의 통계적 유의성이 사라졌다. 이러한 결과는 모형 I과 모형 V에서 은행 평균값인 $Avg[NPL]_{t-1}$ 이 어떤 거시경제적 영향을 통제하고 있었음을 암시한다.

<표 4>의 모든 모형에서 NPL_{t-1} 추정계수는 모두 유의한 음의 값으로 나타났다(예: 모형 I, -0.106). 즉, 동태적 패널 모형으로 NPL 상승률의 결정요인을 통제할 경우 NPL의 자기상관성은 음수이다. 그러나 결정요인을 통제하지 않을 때의 NPL의 자기상관성은 양수로 나타난다. 표본기간에서 5년 이상 존재한 개별은행에 대해 자기상관성을 계산하면, 평균적으로 약 0.049의 자기상관계수를 보인다.

한편 동태적 패널 모형은, 전진 직교차분(forward orthogonal deviation; 이하 FOD) 변환한 후 Arellano and Bond(1991)의 차분 GMM(generalized method of moments)을 적용하여 추정되었다. Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998)의 시스템 GMM을 적용하지 않은 이유는 표본이 신설된 은행을 다수 포함하는 경우 일치추정량을 산출되지 않는다는 계량적 근거 때문이다. 본 연구는 164개의 은행을 포함한 가능한 넓은 표본을 사용하고 있으므로, 추정방식 선택에 주의하였다. Anderson and Hsiao(1982), Arellano and Bond(1991)의 단순차분(first-difference; 이하 FD) 변환을 시행하지 않은 이유도 FD 변환이 FOD 변환보다 비효율적이라는 계량적 근거 때문이다.⁹⁾ 그러나, 지면 관계상 보고하지는 않았지만, FD 변환을 시행한 결과도 FOD 변환을 시행한 <표 4>와 비슷하다.

8) 자기회귀 모형의 오차항(ϵ_t)과 설명변수 사이에 다음과 같은 관계를 가정한다. 외생변수는 $x_{\tau}^{exo} \perp \epsilon_t (\forall \tau)$, 선결변수는 $x_{\tau}^{pre} \perp \epsilon_t (\tau = t, t-1, \dots, 0)$, 그리고 내생변수는 $x_{\tau}^{end} \perp \epsilon_t (\forall \tau = t-1, t-2, \dots, 0)$ 을 가정하고 있다.

9) 동태적 패널 모형 $y_{i,t} = \alpha_i + \rho y_{i,t} + \theta x_{i,t} + \epsilon_{i,t}$, $\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$ 의 FD 변환은 $\Delta y_{i,t} = \rho \Delta y_{i,t-1} + \theta \Delta x_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t}$ 이고, FOD 변환은 $y_{i,t}^* = \rho y_{i,t}^* + \theta x_{i,t}^* + \epsilon_{i,t}^*$ 이다. 여기서

〈표 4〉의 패널 A는 전체 은행을 표본으로한 추정 결과를, 패널 B와 패널 C는 각각 일반은행과 저축은행을 표본으로한 추정 결과를 요약적으로 보여준다.¹⁰⁾ Sargan(1958), Hansen(1982)의 과대식별제약(over-identifying restriction) 검정에 이상이 없고, Arellano and Bond(1991)의 1계 및 2계 자기상관(second-order autocorrelation) 검정에도 이상이 없으므로, 모형설정의 문제(misspecification)가 없는 것으로 판단할 수 있다.¹¹⁾

$X_{i,t}^* \equiv \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} (X_{i,t} - \frac{X_{i,t+1} + \dots + X_{i,T}}{T-t})$ 이다 FOD 변환의 도구변수는 두 기간 전 종속 변수($y_{i,t-2}$)와 내생변수($x_{i,t-2}^{end}$) 혹은 한 기간 전 선결변수($x_{i,t-1}^{pre}$)가 될 수 있다. 이에 반해 FOD 변환의 도구변수는 한 기간 전 종속변수($y_{i,t-1}$)와 내생변수($x_{i,t-1}^{end}$) 혹은 동일 시점의 선결변수($x_{i,t}^{pre}$)가 가능하다. 그러므로 FOD 변환 시 종속변수와 가장 가까운 시점에 있는 도구변수로 GMM을 적용할 수 있고, 보다 효율적인 추정치가 산출된다.

- 10) 대표본에서는 two-step GMM 추정치가, 소표본에서는 one-step GMM 추정치가 더 효율적이다. 그러므로 154~157개 은행이 표본인 패널 A에는 two-step GMM을, 22~25개 은행이 표본인 패널 B에는 one-step GMM을 적용하였다. 도구변수의 개수에서 패널 B는 패널 A보다 적다. 패널 C는 패널 B의 설정을 그대로 따른다. 모든 추정에서 도구변수의 결측치는 0으로 치환하였고(Holtz-Eakin et al., 1988), 오차항의 공분산은 로버스트 추정치로 계산되었다.

- 11) $\Delta\epsilon_{i,t} \equiv \epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}$ 에 1계 자기상관은 있고, 2계 자기상관이 없다는 것은 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 에 자기상관이 없다는 것을 암시한다.

〈Table 4〉 Bank-Level Determinants of NPLs Growth: Dynamic Panel Model Estimation

The table reports the coefficient estimates and their statistical significance of the tests of the bank-level determinants of NPLs growth. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. The dynamic panel model is specified in Eq.(2) and estimated via forward orthogonal deviation transformation in the difference GMM scheme. The selected set of macroeconomic variables used in models (II), (IV), and (VI) includes GDP(t), Stock(t), House(t), Inf(t), Δ RF(t), Lev(t), Defict(t), Δ Credit(t), Default(t), NER(t); Stock(t-1), Δ RF(t-1), Lev(t-1), Deficit(t-1), Δ Credit(t-1), which coincide with the expected sign in table 1. #lag of END, #lag of PRE, and #instrument are the numbers of endogenous, predetermined, and total instrumental variables, AR(1) and AR(2) are Arellano and Bond (1991)'s tests for no autocorrelation applied to the differenced residuals, $\Delta\epsilon_{i,t}$. Significance at the 1% level is denoted by ***, at the 5% level by **, and at the 10% level by *.

	Panel A. Commercial/savings banks		Panel B. Commercial banks		Panel C. Savings banks	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
NPL _(t-1)	-0.11 ***	-0.10 ***	-0.10 **	-0.11 ***	-0.09 **	-0.09 **
Avg[NPL] _(t-1)	0.15 ***	0.01	0.03	-0.22 **	0.18 ***	0.08
NIE _(t-1)	-1.04 ***	-1.05 ***	-0.95 **	-0.35	-5.64 ***	-8.78 ***
Exp _(t-1)	-0.03 ***	-0.01 *	-0.10	-0.18 ***	-0.05	0.03
ROA _(t-1)	0.68 ***	0.28	4.79	4.89 *	-2.47	-4.53 *
E/A _(t-1)	-0.06	-0.09	0.05	-0.10	0.27	0.18
Size _(t-1)	0.67 ***	0.84 ***	0.78 ***	0.15	0.79 ***	1.13 ***
Liq _(t-1)	-0.73 ***	-0.56 ***	-0.92 **	-0.62 ***	-1.34 ***	-0.73
L/A _(t-1)	-0.04	0.22 ***	1.03 ***	-0.07	0.34	1.51 ***
L/D _(t-1)	0.13 ***	0.06	0.07 ***	0.03 **	0.05	-0.10
II _(t-1)	1.00 ***	0.73	12.90 ***	0.10	2.48	2.50
NII _(t-1)	-0.04 ***	-0.01	0.12	0.00	0.05	0.16
Macro Var.	No	Yes	No	Yes	No	Yes
GMM	Two-step	Two-step	One-step	One-step	One-step	One-step
#lag of END	5	5	5	5	5	5
#lag of PRE	3	3	1	1	1	1
#instrument	1,101	1,059	502	490	464	463
AR(1)	0.001	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000
AR(2)	0.523	0.438	0.324	0.446	0.430	0.317
#obs	3,372	3,259	540	505	2,832	2,754

가. 부실 경영 가설 (↔ 과도 긴축 가설)

비용 비효율성의 척도인 NIE와 Exp는 모형 I(모형 II)에서 각각 통계적으로 매우 유의한 -1.043(-1.047)과 -0.032(-0.013)를 갖는 것으로 나타났다. 다른 모형에서도 대체로 유사한 결과가 나타났다. 이는 성과를 내기 위해 비용 효율성을 극단적으로 추구하는 은행에서 오히려 높은 NPL 상승이 일어날 수 있다는 것을 의미한다. 이 결과는 '부실 경영 가설'을 지지하는 반면 '과도 긴축 가설' 기각한다. 한편 은행의 NPL과 ROA의 관계는 모호해 보인다.

나. 도덕적 해이 가설

분석 결과 시장 지배력의 척도인 E/A와 Size에서 '가설 2.나'를 지지할 뚜렷한 결과가 나타나지 않았다. 본 연구에서는 상대적으로 시장 지배력이 낮은 저축은행이 더욱 비우량 대출을 남용하여 시장 지배력을 확장할 것이라고 예상하였으나, 저축은행 표본(패널 C)에서도 역시 가설에 부합하는 결과가 나타나지 않았다.

다. 대마불사 가설

모형 I에서 Size는 0.669의 매우 유의한 양의 계수를 보였다. 다른 모형에서 관찰되는 결과도 대체로 유사하다. 이는 정부의 보호를 기대할 수 있는 거대 은행이 더 많은 부실여신에 노출된다는 '가설 2.다'를 지지하는 결과이다. 이 가설에 따르면, 구제금융의 정책적 관행이 거대 은행의 역선택을 초래했다는 주장도 가능하다.¹²⁾

라. 유동성 위험 가설

은행 유동성의 지표인 Liq는 모형 I에서 매우 유의한 음의 값(-0.728)을 갖는 것으로 나타났다. 다른 모형에서도 대체로 유사한 결과가 나타났다. 이러한 결과는

12) 반대로, 같은 결과를 두고, 단지 거대 은행이 거대 부실기업에 대출을 해야만 하는 불가피한 상황에 놓여 있는 것으로 해석할 수도 있다.

은행 자신의 유동성 문제가 해당 은행의 NPL 상승을 초래한다는 ‘가설 2.라’의 예상에 부합한다.

마. 대출 공급 가설

‘가설 2.마’는 은행이 공격적으로 공급한 대출자산의 부메랑 효과를 논하고 있다. 위험 선호도의 지표인 L/A 및 L/D 는 다수의 모형에서 유의한 양의 계수로 산출되었다. 대출자산의 비우량도를 측정하는 Π 역시 모든 모형에서 양의 값을 보였고, 특히 모형 I과 모형 III에서 Π 의 추정계수는 각각 1.004와 12.903으로 통계적 유의성을 보였다. 이는 가설을 지지하는 결과이다.

바. 수익 다각화 가설

은행이 수익의 원천을 적절히 분산하여 경영을 안정시키고 부실여신을 줄일 수 있다는 ‘가설 2.바’를 지지할 뚜렷한 결과가 발견되지 않았다. 수익 다각화의 척도인 NII 의 추정 결과는 모형마다 일관되게 나타나지 않았다.

이 절에서는 은행별 이질성과 자기상관성, 지정되지 않은 내생변수와 거시변수 요인의 영향을 모두 통제한 후 은행변수 가설을 검증하였다. 분석 결과, 과도 긴축 가설, 대마불사 가설, 유동성 위험 가설, 그리고 대출 공급 가설은 지지되었지만, 부실 경영 가설, 도덕적 해이 가설, 그리고 수익 다각화 가설에 대해서는 이를 지지할만한 뚜렷한 결과가 나타나지 않았다.

IV. 금융 부문 위기의 전달 효과

이 장에서는 NPL과 실물 경제 사이의 상호 영향 및 전달 효과가 어떤 거시경제적 경로를 통해 나타나는지 여러 지표로써 분석하였다. 금융 부문과 실물 경제 사

이의 동시적 관계와 인과적 관계를 측정하였고, 전달 효과의 속도와 방향(충격반응함수), 그리고 금융 부문이 실물 경제에 미치는 영향력(분산분해)을 기간별로 측정하였다. 본 연구에서 은행 시스템의 위기가 실물 경제로 전달되는 과정을 별도의 장으로 분석하는 이유는, 동 결과가 정책 당국에 시사점을 제공하기 때문이다. 만약 NPL의 상승이 은행 단위의 문제를 넘어 실물 경제에 부정적 영향을 주는 것으로 분석된다면, 이는 정책 당국이 은행의 NPL을 적극적으로 감독해야 할 근거로 볼 수 있다.

1. 패널 VAR 모형 설명

패널 VAR 모형은 은행 시스템에서 실물 경제로의 전달 효과를 설명하는데 적합한 모형이다. 패널 VAR 모형을 사용하면 은행별 이질성과 종속변수의 자기상관성을 통제하고, 종속변수 간 교차상관성(cross-correlation)을 설명할 수 있다. 본 연구에서 사용하는 패널 VAR 모형은 다음의 식 (3)과 같다.¹³⁾ <표 5>의 'G.E. (Granger casual effect)' 열에 기록된 인과적 관계는 식 (3)의 3×3 계수행렬인 B_1 과 B_2 로부터 산출되었다.

$$\begin{pmatrix} NPL_{i,t} \\ Channel_t \\ GDP_t \end{pmatrix} = FE_i + B_1 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-1} \\ Channel_{t-1} \\ GDP_{t-1} \end{pmatrix} + B_2 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-2} \\ Channel_{t-2} \\ GDP_{t-2} \end{pmatrix} + \epsilon_{i,t}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim N(0, \Sigma) \quad (3)$$

여기서 벡터를 구성하는 $NPL_{i,t}$ 은 금융 부문을, $Channel_t$ 은 거시경제적 경로를, GDP_t 는 실물 경제를 의미하는 변수이다. 식 (3)의 모형 설정은 동일 시점에서 $NPL_{i,t}$ 의 충격을 가장 외생적인 것으로, GDP_t 의 반응을 가장 내생적인 것으로 간주한다.¹⁴⁾ 충격과 반응을 잇는 전달 경로 $Channel_t$ 에는 앞 장에서 선별된 거시변수

13) 또한, 계절성(seasonality)을 통제하기 위해 종속변수 자신의 반년 전(t-1) 값과 일년 전(t-2) 값까지 설명변수로서 모형에 포함하였다.

14) 식 (3), 패널 VAR 모형에서는 벡터의 변수 순서에 의해 변수 간 외생성이 결정된다. 이때의 외생성은 단지 변수 간 동시적 관계를 제약하여 구조형태를 추정하기 위해 도입된 식별체계(identification scheme)일 뿐 인과적 관계를 제약하는 것이 아니다. 만약 변수 간 인

(Stock, House, Infl, Δ RF, Lev, Deficit, Δ Credit, Default, NER) 중 하나가 배치된다. 이와 같이 은행 시스템 변수를 가장 앞에 배치하는 모형 설정은 Marcucci and Quagliariello(2008), De Bock and Demyanets(2012), Klein(2013) 등에서 제안된 것이다.

식 (3)은 패널 VAR 모형의 축약형태(reduced form)인 반면, 다음의 식 (4)는 패널 VAR 모형의 구조형태(structural form)이다. <표 5>의 'C.E. (contemporaneous effect)'에 기록된 동시적 관계는 식 (4)의 3×3 구조행렬인 Γ 로부터 산출되었다.

$$\Gamma \begin{pmatrix} NPL_{i,t} \\ Channel_t \\ GDP_t \end{pmatrix} = FE_i + A_1 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-1} \\ Channel_{t-1} \\ GDP_{t-1} \end{pmatrix} + A_2 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-2} \\ Channel_{t-2} \\ GDP_{t-2} \end{pmatrix} + e_{i,t}$$

$$e_{i,t} \sim N(0, I_3) \quad (4)$$

다시 패널 VAR 모형을 Wold(1938)의 $VAR(\infty)$ 로 표현하면 다음의 식 (5)와 같다. <표 5>의 'Impulse Response Functions' 열에 기록된 (직교화된) 충격반응함수는 식 (5)의 3×3 계수행렬인 Ψ_h 로부터 산출되었다.¹⁵⁾

$$\begin{pmatrix} NPL_{i,t} \\ Channel_t \\ GDP_t \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j e_{i,t-j} \quad (5)$$

한편 <표 5>의 'Variance Decompositions' 열에 기록된 분산분해 결과는 충격반응 함수를 직접 사용하여 계산되었다.¹⁶⁾

과적 관계가 제약된다면, 이들 변수를 사용한 어떤 시계열 모형도 무의미하다. 한편 3장 2절의 식 (2), 동태적 패널 모형에서는 Roodman(2006)의 방식을 따라 GDP 등의 거시변수를 NPL 잔차의 외생변수로 간주하였다. 이때의 외생성은 단지 모형 추정에 필요한 도구변수를 정성적으로 선별하기 위해 도입된 관념일 뿐 변수 간 동시적 관계나 인과적 관계를 제약하는 것이 아니다. 따라서 본 연구의 두 모형이 가정하고 있는 각각의 외생성은 모순되지 않는다.

15) Ψ_h 는 h기간 후의 충격반응함수이다. 동일 시점(h=0)에서는 $\Psi_0 = \Gamma^{-1}$ 가 성립하므로, 동일 시점의 충격반응함수 Ψ_0 는 동시적 관계 Γ 와 밀접한 관련이 있다.

16) $FEVD_h^{(3,1)} \equiv \sum_{j=0}^{h-1} (\Psi_j^{(3,1)})^2 / \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^{h-1} (\Psi_j^{(3,k)})^2$ 의 의미는, h기간 후 발생할 GDP의 예상외 총변동에서 NPL의 누적된 충격에 기인한 GDP의 예상외 변동이 차지하는 비율이다. 본 연구에서는 $FEVD_h^{(3,1)}$ 를 금융 부문이 실물 경제에 미치는 영향력으로 해석한다.

(Table 5) Feedback effects from the Banking Sector to the Real Economy: Panel VAR Model Estimation

The table reports the coefficient estimates and their statistical significance of the tests of the feedback effects from the banking sector to the real economy. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. The panel VAR model is specified in Eq.(3)-(5) and estimated via forward orthogonal deviation transformation in the difference GMM scheme. All estimates from the models satisfy the stability condition. C.E., G.E. are contemporaneous effects found in the structural form, Eq. (4), and Granger causal effects found in the reduced form, Eq. (3). The orthogonalized impulse response function and forecast error variance decomposition are estimated from Wold (1938)'s VAR(∞) representation, Eq. (5). Significance at the 10% level is highlighted in bold type.

Channel	C.E.	G.E.	Impulse Response Functions						Variance Decompositions					
			0	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	2.5Y	3Y	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	
Panel A. Ordering of the variables: NPL, Channel, GDP (in that order)														
Stock	-0.0019	No	-0.0017	-0.0013	-0.0004	0.0001	-0.0000	0.0000	0.0000	1.7%	2.0%	2.1%	2.0%	
House	-0.0018	No	-0.0017	-0.0015	-0.0005	0.0002	0.0006	0.0005	0.0001	1.5%	2.1%	2.2%	2.1%	
Infl	-0.0028	Yes	-0.0017	-0.0014	-0.0006	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0001	1.5%	2.2%	2.3%	2.3%	
ΔRF	-0.0024	No	-0.0015	-0.0016	-0.0006	0.0000	0.0001	0.0000	-0.0000	1.4%	2.5%	2.6%	2.6%	
Lev	-0.0016	No	-0.0010	-0.0007	0.0000	0.0003	0.0002	0.0001	0.0001	0.6%	0.7%	0.7%	0.7%	
Deficit	-0.0024	No	-0.0015	-0.0015	-0.0002	0.0003	0.0007	0.0007	0.0006	1.0%	1.4%	1.3%	1.3%	
ΔCredit	-0.0013	No	-0.0009	-0.0005	0.0002	0.0003	0.0001	0.0001	0.0001	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%	
Default	-0.0021	Yes	-0.0017	-0.0000	0.0011	0.0006	-0.0001	-0.0003	-0.0002	1.5%	1.3%	1.8%	1.9%	
NER	-0.0027	No	-0.0018	-0.0013	-0.0003	0.0002	0.0001	-0.0001	-0.0002	1.8%	2.0%	2.0%	1.9%	

〈Table 5—continued〉

Channel	C.E.	G.E.	Impulse Response Functions							Variance Decompositions				
			0	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	2.5Y	3Y	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	
Panel B. Ordering of the variables: GDP, Channel, NPL (in that order)														
Stock		No	0.0000	-0.0003	-0.0002	-0.0001	-0.0002	-0.0000	0.0000	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	
House		No	0.0000	-0.0005	-0.0005	-0.0002	0.0002	0.0003	0.0002	0.0%	0.0%	0.1%	0.2%	
Infl		No	0.0000	-0.0007	-0.0005	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000	0.0%	0.0%	0.2%	0.3%	
ΔRF		No	0.0000	-0.0009	-0.0007	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0000	0.0%	0.0%	0.4%	0.7%	
Lev		No	0.0000	-0.0002	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	
Deficit		No	0.0000	-0.0006	-0.0000	0.0001	0.0002	0.0002	0.0002	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	
ΔCredit		No	0.0000	-0.0001	0.0003	0.0003	0.0002	0.0001	0.0000	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	
Default		Yes	0.0000	0.0005	0.0009	0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0000	0.0%	0.0%	0.1%	0.5%	
NER		No	0.0000	-0.0003	-0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	

2. 전달 효과에 대한 경로 분석

이 절에서는 전달 효과에 대한 경로 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다. <표 5>는 NPL의 충격을 시작점으로, GDP의 반응을 종착점으로 하고, 'Channel' 열에 표시된 거시변수가 경로 역할을 수행하는 패널 VAR 모형의 분석 결과를 보여준다. 이때 패널 VAR 모형은 FOD 변환과 차분 GMM로 추정되었으며, 패널 VAR 모형이 안정조건(stability condition)을 만족한다는 것을 확인하였다.¹⁷⁾

<표 5>의 패널 A는 은행 시스템 변수를 가장 앞에 배치한 모형이고, 패널 B는 은행 시스템 변수를 가장 뒤에 배치한 모형이다. 즉, 패널 A는 NPL의 충격이 동일 시점에서 GDP의 반응으로 전달되는 것을 허용하지만, 패널 B는 이를 허용하지 않는다.¹⁸⁾ 따라서 패널 B에서는 충격변수(NPL 상승률)와 반응변수(GDP 성장률)의 동시적 관계는 관측되지 않으며, 첫 번째 직교화된 충격반응함수($\psi_0^{(1,3)}$)와 첫 번째 예측오차 분산분해($FEVD_{0.5Y}^{(1,3)}$)는 모두 0으로 제약된다.

패널 A의 'C.E.' 열에 기록된 NPL과 GDP의 동시적 관계는 모든 거시경제적 경로에서 일관되게 음의 값으로 관찰된다. <그림 1>의 상단에서도 일반은행 또는 저축은행의 NPL 상승률이 GDP 성장률과 뚜렷한 음의 관계에 있음이 확인되었다.¹⁹⁾ 이와 같은 결과는 은행 시스템의 충격이 곧바로 실물 경제의 문제로 이어지고 있음을 시사한다.

패널 A의 'G.E.' 열에 기록된 결과는 Granger(1969) 귀무가설의 통계적 검정 결과이다. 'Yes'는 NPL 상승률로부터 GDP 성장률로의 Granger 인과적 관계가 존재함을, 'No'는 존재하지 않음을 의미한다. 여러 거시경제적 경로 중에서도 Infl 경로와 Default 경로에서만 인과적 관계가 발견되었다. 즉, 이들 경로를 경유한 은행 시스템의 충격이 다른 경로에 비해 보다 지속적으로 실물 경제에 영향을 미치고 있음

17) 동반행렬(companion matrix)의 모든 고유값(eigenvalue)이 단위원(complex unit circle) 내부에 위치할 때 안정조건이 만족된다. 안정조건이 만족되면 모든 종속변수가 정상과정을 따른다.

18) 패널 B와 같이 은행 시스템 변수를 가장 뒤에 배치하는 모형 설정은 Espinoza and Prasad(2010)에서 사용된 바 있다.

19) 전체 은행 평균 NPL 상승률과 GDP 성장률의 시계열 상관관계는 -0.278이다.

을 시사한다. 특히 Default 경로에서 발견된 인과적 관계는, 금융 부문 위기의 전달 과정에서 신용변수(ΔCredit , Default)가 중요한 매개 역할을 수행한다고 주장한 Diwan and Rodrik(1992), Louzis et al.(2012), Klein(2013) 등의 연구 결과와 일치한다.

패널 A의 'Impulse Response Functions' 열에 기록된 충격반응함수는 대체로 약 1년까지 음의 값으로 나타났다. Stock 경로를 예를 들어, 1년까지의 충격반응함수는 $\psi_0^{(3,1)} = -0.0017$, $\psi_{0.5Y}^{(3,1)} = -0.0013$, $\psi_{1Y}^{(3,1)} = -0.0004$ 로 산출되었는데, 이는 은행 시스템의 한 단위 충격이 당기의 GDP 성장률을 -0.17% 하락시키고, 6개월 후 다시 -0.13%, 1년 후 다시 -0.04% 하락시키고 있음을 의미한다. 이러한 전달 효과는 1년 동안 누적되어 GDP 성장률을 -0.34% 하락시켰다. Default 경로에서는 GDP 성장률을 하락시키는 기간이 더욱 짧았다. 당기의 충격반응함수($\psi_0^{(3,1)} = -0.0017$)는 음의 값으로 나타났지만, 1년 후와 1년 6개월 후에 양의 값으로 나타난 충격반응함수($\psi_{1Y}^{(3,1)} = 0.0011$, $\psi_{1.5Y}^{(3,1)} = 0.0006$)가 이를 상쇄하였다.

충격반응함수의 분석 결과는 NPL 상승률이 높을수록 GDP 성장률이 낮아지는 전달 효과를 지지하고 있지만, 3장 1절의 <표 3>, 고정효과 모형에서는 GDP 성장률이 낮을 때 NPL이 급격히 상승한다는 부의 효과 가설을 지지하고 있다. 두 결과를 연결하면, 먼저 NPL에서 발생한 충격이 약 1년까지 GDP 성장률을 하락시키고, 하락한 GDP 성장률이 다시 NPL을 상승시켜 금융 부문의 위기를 고조시키는 역의 시너지를 추정할 수 있다. 이러한 역의 시너지를 '균형 파괴적 관계'라고 부른다.

패널 A의 'Variance Decomposition' 열에 기록된 분산분해 결과는 예측 기간에 관계없이 약 2% 수준으로 관찰되었다. 구체적으로 Stock 경로를 보면, 6개월(0.5Y) 후 GDP의 예상외 총변동 중 1.7%는 NPL의 충격에 기인하였다. 기간이 1년(1Y), 1년 6개월(1.6Y), 2년(2Y)으로 늘어남에 따라 NPL의 충격으로 설명되는 비율이 2.0%, 2.1%, 2.0%로 변했다. 즉, NPL이 GDP에 미치는 영향력은 GDP의 예상외 총변동 중 약 2%를 설명하는 수준이다. 앞서 서술한 NPL과 GDP의 균형 파괴적 관계까지 고려하면, 실물 경제의 안정을 위해 정책 당국이 은행의 NPL을 적극적으로 감독해야 함을 알 수 있다.

한편 패널 B에서는 NPL의 충격으로부터 GDP의 반응으로 이어지는 전달 효과

가 전반적으로 약화되었다. 그러나 이러한 결과가 동일 시점에서의 전달 효과를 허용하지 않는 인색한(parsimonious) 모형 설정에 의한 것임을 고려해야 한다. 모형 설정에 의해 동시적 관계는 관측되지 않았고, 인과적 관계는 Default 경로에서만 발견되었다.

패널 B의 여러 거시경제적 경로에서 단기 충격반응함수는 여전히 음(-)의 값이지만, 예외적으로 Default 경로에서는 양의 값($\psi_{0.5Y}^{(1,3)} = 0.0005$)으로 나타났다. 이것은 패널 A의 Default 경로에서 충격반응함수가 당기에만 음의 값으로 나타난 것과 일치하는 결과이다.

동일 시점에서의 전달 효과를 허용하지 않는 인색한 모형 설정에도 불구하고 패널 B의 Infl 경로에서의 충격반응함수($\psi_{0.5Y}^{(1,3)} = -0.0007$, $\psi_{1Y}^{(1,3)} = -0.0005$)와 ΔRF 경로에서의 충격반응함수($\psi_{0.5Y}^{(1,3)} = -0.0009$)는 통계적으로 유의한 음수로 나타났다. 분산분해 결과도 다른 경로에서의 결과보다 높은 값으로 관찰되었다. 이러한 결과는 금융부문에서 위기가 전달되는 과정에서 물가 요인(Infl)과 이자율 요인(ΔRF)이 중요한 매개 역할을 수행하는 것을 의미한다. 따라서 정책 당국은 통화 정책을 수행함에 있어 실물 경제의 부담을 경감하기 위해 먼저 은행 시스템을 점검할 필요가 있다.

마지막으로, <표 5>와 반대 방향($GDP \rightarrow NPL$)의 충격반응함수를 두 모형에서 각각 산출해 보았다. 지면 관계상 보고하지는 않았지만, GDP로부터 NPL로의 충격반응함수는 대부분 통계적으로 유의한 음의 값으로 나타났다. 이는 NPL 결정요인에 관한 <표 3>의 분석에서 GDP의 계수가 유의하게 관측된 것과 일치하는 결과이다.

V. 결론

본 연구는 표본을 164개 일반은행과 저축은행으로 확대하였고, NPL의 상승률에 관한 거시변수 가설과 은행변수 가설을 2단계 실증절차를 사용하여 순차적으로 분석하였다. 그리고 패널 VAR 모형을 사용하여 금융 부문의 영향이 실물 경제로

이어지는 전달 효과를 분석하였다.

결정요인에 대한 분석 결과, NPL의 거시변수 요인 중에서 GDP 성장률, 주가 수익률, 주택가격 상승률, 인플레이션, 무위험이자율, 기업부채, 정부지출/수입, 비금융업신용/GDP, 그리고 명목환율이 기존 연구를 참고하여 설정한 여러 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 거시경제 변수의 대부분은 통계적으로 유의하였다. 한편 은행변수 요인 중에서는 비이자지출/총자산(NIE)과 총지출/총수입(Exp)이 과도 긴축 가설을, 자산규모(Size)는 대마불사 가설을, 유동자산/예수부채(Liq)는 유동성 위험 가설을, 총여신/총자산(L/A), 총여신/예수부채(L/D), 그리고 이자수익/총여신(II)은 대출공급가설을 지지하는 것으로 나타났다.

전달 효과에 대한 분석 결과, 은행의 NPL과 GDP 사이에 동시적 음의 관계가 발견되었다. 반면 NPL에서 GDP로의 인과적 관계는 물가 경로와 신용 경로에서만 나타났다. 충격반응함수를 측정한 결과에 따르면, 금융 부문에서 발생한 충격은 약 1년 동안 실물 경제에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 개별은행이 NPL이 효과적으로 관리할 때 거시경제적으로도 긍정적인 효과가 있음을 의미한다.

전달 효과는 벡터의 변수 순서를 바꾸어 동일 시점에서의 전달 효과를 허용하지 않는 인색한 모형 설정에서도 검증되었다. 대부분의 거시경제적 경로에서 단기 충격반응함수는 음의 값으로 나타났다. 비록 충격반응함수의 통계적 유의성은 낮아졌지만, 금융 부문에서 발생한 충격이 실물 경제에 부정적 영향을 준다는 주장을 뒷받침한다. 인색한 모형 설정에도 불구하고 특히 물가 경로와 이자율 경로에서 전달 효과가 뚜렷했는데, 이는 정책 당국이 통화 정책을 수행할 때 먼저 은행 시스템을 점검해야 함을 시사한다.

참고문헌

- 구재운·맹경희, “주거래은행의 재무상태가 기업투자에 미치는 효과”, **산업경제연구**, 제25권 3호, 2012, pp. 2147-2168.
- (Translated in English) Koo, J.W. and Maeng, K.H., “The effect of balance sheet of main bank on investment”, *Korea Industrial Economic Association*, Vol. 25 No. 3, 2012, pp. 2147-2168.
- 김상현, “자기자본비율의 상향조정 유인이 은행의 후순위채 발행에 미치는 영향”, **경영교육연구**, 제62권, 2010, pp. 1-20.
- (Translated in English) Kim, S.H., “The effects of capital adequacy ratio on the flotation of subordinated notes and debentures”, *Korean Association of Business Education*, Vol. 62, 2010, pp. 1-20.
- 변현수, “국내은행의 부실여신 결정요인과 실물경제에 미치는 영향”, **산은조사월보**, 제732호, 2016, pp. 3-36.
- 이석영, “은행산업의 효율성 영향요인 분석”, **회계연구**, 제17권 4호, 2012, pp. 249-276.
- (Translated in English) Lee, S.Y., “Efficiency Analysis of the Korean Banking Industry”, *Korean Academic Society of Accounting*, Vol. 17 No. 4, 2012, pp. 249-276.
- 이은서, “은행의 무수익여신 결정요인”, **경영교육연구**, 제28권, 2013, pp. 487-507.
- (Translated in English) Lee, E.S., “Determinants of Non Performing Loans”, *Korean Association of Business Education*, Vol. 28, 2013, pp. 487-507.
- Anderson, T.W. and Hsiao, C., “Formulation and estimation of dynamic models using panel data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 18 No. 1, 1982, pp. 47-82.
- Arellano, M. and Bond, S., “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of*

Economic Studies, Vol. 58 No. 2, 1991, pp. 277-297.

and Bover, O., “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 68 No. 1, 1995, pp. 29-51.

Beck, R., Jakubik, P., and PiloIU, A., “Key determinants of non-performing loans: new evidence from a global sample”, *Open Economies Review*, Vol. 26 No. 3, 2015, pp. 525-550.

Berger, A.N. and DeYoung, R., “Problem loans and cost efficiency in commercial banks”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21 No. 6, 1997, pp. 849-870.

Bholat, D.M., Lastra, R.M., Markose, S.M., Miglionico, A., and Sen, K., “Non-performing loans: regulatory and accounting treatments of assets”, *Working Paper*, 2016.

Blundell, R. and Bond, S., “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 87 No. 1, 1998, pp. 115-143.

Chaibi, H. and Ftiti, Z., “Credit risk determinants: Evidence from a cross-country study”, *Research in International Business and Finance*, Vol. 33, 2015, pp. 1-16.

Choi, I., “Unit root tests for panel data”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20 No. 2, 2001, pp. 249-272.

Çifter, A., “Bank concentration and non-performing loans in Central and Eastern European countries”, *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 16 No. 1, 2015, pp. 117-137.

De Bock, R. and Demyanets, M.A., “Bank Asset Quality in Emerging Markets: Determinants and Spillovers”, *Working Paper*, 2012.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A., “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*,

- Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
- Diwan, I. and Rodrik, D., "Debt reduction, adjustment lending, and burden sharing", *Working Paper*, 1992.
- Espinoza, R.A. and Prasad, A., "Nonperforming loans in the GCC banking system and their macroeconomic effects", *Working Paper*, 2010.
- Festić, M., Kavkler, A., and Repina, S., "The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35 No. 2, 2011, pp. 310-322.
- Fofack, H., "Nonperforming loans in Sub-Saharan Africa: causal analysis and macroeconomic implications", *Working Paper*, 2005.
- Geanakoplos, J., "The leverage cycle", *NBER Macroeconomics Annual*, 24 No. 1, 2010, pp. 1-66.
- Ghosh, A., "Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states", *Journal of Financial Stability*, Vol. 20, 2015, pp. 93-104.
- Granger, C.W., "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, Vol. 37 No. 3, 1969, pp. 424-438.
- and Newbold, P., "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2 No. 2, 1974, pp. 111-120.
- Hansen, L.P., "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, Vol. 50 No. 4, 1982, pp. 1029-1054.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H.S., "Estimating vector autoregressions with panel data", *Econometrica*, Vol. 56 No. 6, 1988, pp. 1371-1395.
- Keeton, W.R., "Does faster loan growth lead to higher loan losses?", *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol. 84 No. 2, 1999.
- and Morris, C.S., "Why do banks' loan losses differ?", *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol. 72 No. 5, 1987.

- Klein, N., “Non-performing loans in CESEE: Determinants and impact on macroeconomic performance”, *Working Paper*, 2013.
- Levin, A., Lin, C.F., and Chu, C.S.J., “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, Vol. 108 No. 1, 2002, pp. 1-24.
- Louzis, D.P., Vouldis, A.T., and Metaxas, V.L., “Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36 No. 4, 2012, pp. 1012-1027.
- Marcucci, J. and Quagliariello, M., “Is Bank Portfolio Riskiness Procyclical?: Evidence from Italy Using a Vector Autoregression”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 18 No. 1, 2008, pp. 46-63.
- Martinez Peria, M., Majnoni, G., Jones, M.T., and Blaschke, W., “Stress testing of financial systems: an overview of issues, methodologies, and FSAP experiences”, *Working Paper*, 2001.
- O'Connell, P.G., “The Overvaluation of Purchasing Power Parity”, *Journal of International Economics*, Vol. 44 No. 1, 1998, pp. 1-19.
- Podpiera, J. and Weill, L., “Bad luck or bad management? Emerging banking market experience”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 4 No. 2, 2008, pp. 135-148.
- Rajan, R.G., “Why bank credit policies fluctuate: A theory and some evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109 No. 2, 1994, pp. 399-441.
- Rajan, R. and Dhal, S.C., “Non-performing loans and terms of credit of public sector banks in India: An empirical assessment”, *Reserve Bank of India Occasional Papers*, Vol. 24 No. 3, 2003, pp. 81-121.
- Reinhart, C.M. and Rogoff, K.S., “From financial crash to debt crisis”, *The American Economic Review*, Vol. 101 No. 5, 2011, pp. 1676-1706.

- Roodman, D., "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata", Working Paper, 2006.
- Ruckes, M., "Bank competition and credit standards", *Review of Financial Studies*, Vol. 17 No. 4, 2004, pp. 1073-1102.
- Salas, V. and Saurina, J., "Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 22 No. 3, 2002, pp. 203-224.
- Sargan, J. D., "The estimation of economic relationships using instrumental variables", *Econometrica*, Vol. 26, 1958, pp. 393-415.
- Škarica, B., "Determinants of non-performing loans in Central and Eastern European countries", *Financial theory and practice*, Vol. 38 No. 1, 2014, pp. 37-59.
- Sorge, M., "Stress-testing financial systems: an overview of current methodologies", *Working Paper*, 2004.
- Stern, G. H., and Feldman, R. J., "Too big to fail: The hazards of bank bailouts", *Brookings Institution Press*, 2004.
- Us, V., "Dynamics of non-performing loans in the Turkish banking sector by an ownership breakdown: The impact of the global crisis", *Finance Research Letters*, Vol. 20, 2017, pp. 109-117.
- Williams, J., "Determining management behaviour in European banking", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 No. 10, 2004, pp. 2427-2460.
- Wold, H., "A study in the analysis of stationary time series", *Doctoral dissertation*, 1938.

Abstract

This paper examines the determinants of non-performing loans (hereafter NPLs) in the perspective of the macroeconomic and bank-level variables. Our contributions to the literature are in three folds. First, we employ the fixed effect model controlling for bank-level heterogeneity and the dynamic panel model controlling for autocorrelation to examine the determinants of NPLs growth in the Korean banking sector. On top of that, we extend the sample to commercial banks and savings banks. Including savings bank is crucial since those banks were distressed during the sample periods. Third, this paper analyzes the feedback effects of the banking sector on the real economy using panel vector autoregressive model.

The results show that, among other macroeconomic factors, 'growth rate of GDP', 'growth rate of KOSPI', 'growth rate of HPI', 'inflation', 'risk-free rate', 'corporate sector leverage', 'government spending-to-taxes', 'non-financial sector credit-to-GDP', and 'growth of nominal exchange rate' support the macroeconomic hypotheses. For the bank-level hypotheses, it was found that 1) 'non-interest expenses-to-total assets' and 'total expenses-to-total income' satisfy the skimping hypothesis, 2) 'bank size in log' satisfies the too-big-to-fail hypothesis, 3) 'liquid assets-to-total deposits' satisfy the liquidity hypothesis, and 4) 'total loans-to-total assets', 'total loans-to-total deposits', and 'interest income-to-total loans' satisfy the lending supply hypothesis.

Furthermore, as for the impact of the banking sector on the real economy, a simultaneous negative relationship was found between bank's NPLs and GDP. The causal relationship between the NPLs and GDP, on the other hand, was only found in the inflation and credit channels. According to the impulse response functions estimated, shocks in the banking sector result in negative consequences of the real economy for about one year. This implies that there exists the positive macroeconomic effect if individual banks effectively manage their NPLs.

※ Key words: Non-Performing Loans, Feedback Effects, Dynamic Panel Model, Panel VAR Model