

거시경제변수와 은행특성변수가 부실채권비율에 미치는 영향 실증분석

백 강** | 한밭대학교 경영회계학과 조교수



I. 서론

II. 선행연구 및 연구가설

III. 연구모형 및 분석자료

IV. 실증 분석 결과

V. 결론 및 시사점

* 접수일(2016년 5월 29일), 최종수정일(2016년 6월 13일), 게재확정일(2016년 6월 16일)

** E-mail : 백 강(kbaek@hanbat.ac.kr)

논문초록

거시경제변수와 은행특성변수가 부실채권비율에 미치는 영향 실증분석

백 강

부실채권비율(NPL ratio)을 분석하는 것은 금융기관 경영과 금융안정(financial stability)에 중요한 시사점을 제공한다. 금융기관의 신용위험(credit risk)을 측정하는 지표로 부실채권비율이 주로 사용되며, 부실채권비율 분석을 통해 금융산업의 신용위험 수준도 평가할 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 우리나라 금융시장의 특성을 고려하여 부실채권비율 결정요인을 분석한 연구는 매우 부족한 실정이다. 이에 본 연구는 Louzis et al.(2012)이 부실채권비율 결정요인으로 제안한 연구가설을 참고하여, 거시경제변수(macroeconomic)와 은행특성변수(bank-specific)가 국내 금융기관의 부실채권비율에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석 결과, 국내 금융기관의 부실채권비율은 실질GDP성장률, 주가지수와 유의한 음(-)의 관계, 실업률, 환율, 대외부채와 유의한 양(+)의 관계를 나타내었다. 또한 은행특성변수로서 금융기관의 규모, 부채비율과 유의한 양(+)의 관계, 수익성과는 유의한 음(-)의 관계에 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 최근 저성장, 저금리 상황에서 수익성과 재무건전성이 낮은 금융기관을 중심으로 적극적인 부실채권비율 관리가 필요함을 시사한다고 해석할 수 있다. 본 연구는 거시경제변수와 은행특성변수를 동시에 고려하여 부실채권비율에 미치는 영향을 분석함으로써, 금융기관의 경영뿐만 아니라 부실채권비율 관련 금융감독의 방향을 정하는 데 실무적으로 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

주제어

거시경제변수, 금융기관, 부실채권비율, 신용위험, 은행특성변수

경제학 문헌분류

G21, G20

Abstract

Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loan(NPL) ratios

Kang Baek

The analysis of non-performing loan(NPL) ratios provides important implications for financial stability. Because credit risks of financial institutions and financial industry can be evaluated primarily through investigating NPL ratios, Nevertheless, the research analyzes the determinants of non-performing loan ratios taking into account the characteristics of the Korean financial market is scarce. This study identifies macroeconomic and the bank specific determinants of Korean financial institutions' NPL ratios proposed by Louzis et al.(2012). The results demonstrate that NPL ratios of domestic financial institutions show the significantly negative relationships with the real GDP growth rate and stock market index, and the significantly positive relationships with the unemployment rate, exchange rate and sovereign debt. In addition, it is confirmed that NPL ratios have the positive relationships with the scale and debt ratios and the negative relationships with profitability of financial institutions. These results can be interpreted that NPL ratios of financial intermediaries with low profitability and financial strength requires to be actively controlled in recession. Besides, this research contributes to improve the financial supervision system related with the NPL ratios.

Keywords

Bank specific variables, Credit risk, Financial institution, Macroeconomic variables, Non-performing loan ratio

JEL Classification

G10, G20

I. 서론

금융감독원에 따르면 2015년말 기준 국내 은행의 부실채권비율(고정이하여신비율, NPL ratio)은 1.71%로 2014년말 1.55% 대비 0.16%p 상승하였고(전분기 대비는 0.30%p 상승), 부실채권 규모는 28.5조원으로 2014년말 24.2조원 대비 4.3조원 증가한 것으로 나타났다(〈표 1〉 참조). 우리나라 금융기관의 부실채권비율(1.71%)은 미국(1.59%, 2015.9월말), 일본(1.53%, 2015.9월말) 등 주요국에 비해 높은 수준을 기록하고 있는 것으로 파악된다.¹⁾

부문별로는 기업여신 부실이 2014년말 21.5조원에서 2015년말 26.4조원으로 4.9조원 증가하였으며, 전체 부실채권 규모에서 차지하는 비중도 2014년말 88.8%에서 2015년말 92.6%로 3.8%p 상승한 것을 확인하였다. 이는 2015년에 구조조정 대상기업이 증가한 것에 기인한 것으로 판단된다. 기업여신의 부실채권비율도 2012년말 1.66%, 2013년말 2.39%, 2014년말 2.09%, 2015년말 2.42%로 상승 추세에 있으며, 특히 조선업(12.92%), 건설업(4.35%) 등 경기민감 업종의 부실채권 비율이 높은 수준을 보이는 것으로 나타났다(금융감독원, 2016). 상기 내용은 국내 금융기관의 자산건전성이 주요국에 비해 다소 낮은 수준에 있으며, 기업부문 여신관리에 크게 영향을 받고 있음을 의미한다고 해석할 수 있다.

〈 표 1 〉 국내 은행의 부실채권 추이(조원, %, %p)

구분	2012	2013	2014				2015				증감	
	12월	12월	3월	6월	9월	12월 (a)	3월	6월	9월 (b)	12월 ¹⁾ (c)	연간 (c-a)	분기 (c-b)
부실채권 계	18.5	25.7	26.6	25.7	26.1	24.2	24.7	24.1	23.2	28.5	4.3	5.3
기업여신	15.0	22.7	23.3	22.4	23.0	21.5	22.0	21.7	20.9	26.4	4.9	5.5
가계여신	3.2	2.8	3.1	3.1	2.9	2.6	2.5	2.3	2.2	1.9	-0.7	-0.3
신용카드	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	-	-
부실채권비율	1.33	1.79	1.81	1.73	1.72	1.55	1.56	1.50	1.41	1.71	0.16	0.30

주 : 1) 기업여신에는 공공·기타부문 포함. 2) 부실채권비율=고정이하여신/총여신
 자료 : 금융감독원(<http://www.fss.or.kr>)

1) 미국은 예금보험공사(FDIC)에서 제공하는 상업은행 평균 Noncurrent Loan Ratio를, 일본은 금융감독청(FSA)에서 제공하는 전체 은행 평균 NPL Ratio를 사용하였다(금융감독원, 2016).

2015년에 신규로 발생한 부실채권 규모 역시 26.5조원으로 2014년 23.6조원 대비 2.9조원 증가하였는데, 기업여신 신규부실이 23.4조원으로 대부분(88.1%)을 차지하는 것으로 나타났다(<표 2> 참조).²⁾ 특히 중소기업의 신규부실채권 규모는 2015년 4분기를 제외하고 모든 기간에서 대기업을 크게 상회하고 있어, 중소기업 여신관리가 국내 금융기관의 자산건전성에서 매우 중요한 비중을 차지하고 있음을 확인하였다.

〈 표 2 〉 부실채권 신규발생 추이(조원)

구분	2012	2013	2014					2015				
	계	계	1/4	2/4	3/4	4/4	계	1/4	2/4	3/4	4/4 ^p	계
신규발생	24.3	31.6	5.4	5.8	5.7	6.7	23.6	4.4	5.9	4.5	11.8	26.5
기업여신	18.6	26.3	4.2	4.7	4.7	5.7	19.3	3.5	5.1	3.7	11.1	23.4
(대기업)	4.8	11.9	1.6	1.0	1.7	2.8	7.1	1.3	2.0	1.2	8.4	12.8
(중소기업)	13.8	14.4	2.6	3.7	3.0	2.9	12.1	2.2	3.1	2.5	2.7	10.6
가계여신	5.0	4.7	1.1	1.0	0.9	0.9	3.8	0.8	0.7	0.7	0.6	2.7
(주담대)	2.6	2.0	0.4	0.4	0.3	0.3	1.4	0.3	0.2	0.3	0.2	1.0
신용카드	0.7	0.6	0.1	0.1	0.1	0.1	0.5	0.1	0.1	0.1	0.2	0.4

주 : 1) 기업여신에는 공공·기타부문 포함. 2) 대기업여신은 기업여신 중 중소기업여신 제외분
 자료 : 금융감독원(<http://www.fss.or.kr>)

금융기관의 부실채권비율을 연구하는 것은 금융기관 경영과 금융산업 안정에 중요한 시사점을 제공한다. 금융기관의 신용위험(credit risk)을 측정하는 지표로 부실채권비율이 주로 사용되며, 부실채권비율 분석을 통해 금융산업의 신용위험 수준도 평가할 수 있기 때문이다(Reinhart and Rogoff, 2010). 금융기관의 부실채권비율을 결정하는 변수들을 찾을 수 있다면 부실채권비율 변화에 대한 예측지표로 활용할 수 있으며, 이를 통해 정책적·실무적인 관점에서 여러 시사점을 얻을 수 있을 것으로 판단된다(Louzis et al., 2012).

그럼에도 불구하고 우리나라의 금융시장 특성을 고려하여 부실채권비율 결정요인을 분석한 연구는 매우 부족한 실정이다(이은서, 2013). 많은 선행연구들이 국가별 부실채권비율의 결정요인으로서 거시경제변수(macroeconomic variables)나 은행특성변수(bank-specific variables)를 분석하였으나, 이들을 동시에 고려한 연구는 극히 드물다(Louzis et al., 2012).³⁾ 예를 들어 Beck

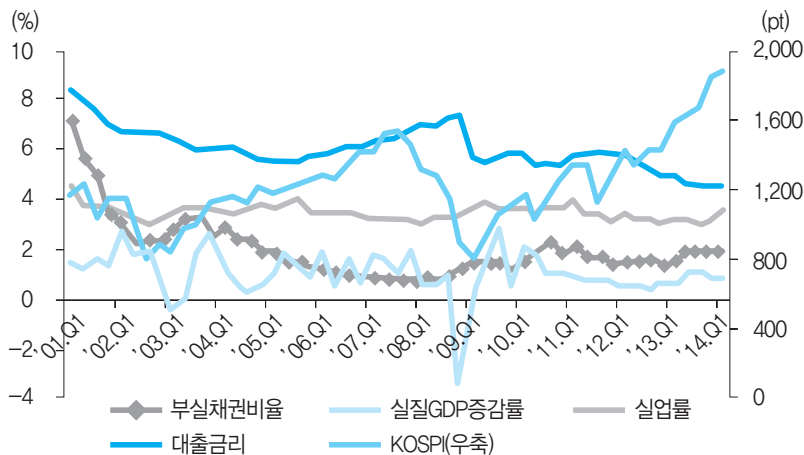
2) 반면, 가계여신의 신규부실은 2.7조원에 불과하며 2014년 대비 1.1조원 감소하였다.

et al.(2013)은 거시경제변수 관점에서 실질GDP성장률, 실업률, 주가, 환율, 실질대출금리 등이 부실채권비율에 유의미한 영향을 준다고 보고하였다. 또한 다양한 은행특성변수가 부실채권비율에 미치는 영향을 분석한 연구도 Berger and DeYoung(1997)을 시작으로 점차 증가하고 있다. 그러나 거시경제변수와 은행특성변수를 동시에 고려하여 우리나라 금융기관의 부실채권비율 결정요인을 분석한 연구는 전무하다고 할 수 있다.

따라서 본 연구는 국내 금융기관의 부실채권비율에 거시경제변수와 은행특성변수가 미치는 영향을 함께 고려하여 분석함으로써 실무적인 시사점을 도출하고자 하였다. 먼저 실질GDP증감률, 실업률, 실질대출금리, 주가지수, 환율, 대외부채 등의 거시경제변수가 국내 금융기관의 부실채권비율에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 또한 거시경제변수 통제 후 국내 금융기관의 특성변수(규모, 자본적정성, 수익성 등)가 부실채권비율에 미치는 영향을 분석하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 1장에 이어 2장에서는 선행연구 및 연구가설에 대해 정리하고, 3장에서는 연구모형 및 분석자료에 대해 설명한다. 4장에서는 실증 분석 결과를 기술하고, 마지막으로 5장에서는 본 논문의 결론을 맺는다.

〈 그림 1 〉 우리나라 부실채권비율과 거시경제변수 추이



자료 : 금융감독원, 한국은행 경제통계시스템(ECOS)

3) 거시경제변수와 은행특성변수를 고려한 소수의 선행연구가 존재한다. Salas and Saurina(2002)는 1985~1997년 동안 스페인 상업은행과 저축은행을 대상으로 거시경제변수와 은행특성변수가 부실채권비율에 미치는 영향을 분석하였으며, 이 밖에 Clair(1992), Gonzalez-Hermosillo et al.(1997) 등도 유사한 접근법을 사용하였다.

II. 선행연구 및 연구가설

선행연구에 따르면, 실질GDP성장률, 실업률, 실질대출금리, 주가, 환율 등의 거시경제변수가 금융기관 자산건전성 및 부실채권비율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 파악된다. Espinoza and Prasad(2010)는 1995~2008년 기간 동안 걸프협력회의(GCC)의 80개 은행을 대상으로 분석한 결과, 저성장, 높은 이자율, 신용증가 등이 은행의 부실채권 증가를 유발한다고 보고하였다. Glen and Mondragon-Velez(2011)은 1996~2008년 기간 동안 22개 선진국을 대상으로 분석하여 실질GDP성장률, 가계부문 부채비율, 금융기관 자본화율을 대손충당금의 동인(driver)으로 선정하였다. Beck et al.(2013)의 75개국에 대한 연구에서는 대출금리가 상승할수록 부실채권비율이 증가하고 실질GDP성장률과 주가가 상승할수록 부실채권비율은 감소한다는 결과를 도출하였다.

거시경제변수의 영향과 더불어 금융기관 규모, 수익성, 자기자본비율, 부채비율, 시장지배력 등의 은행특성변수가 부실채권비율 또는 신용위험에 통계적으로 유의미한 영향을 미친다는 연구결과도 존재한다. Salas and Saurina(2002)은 실질GDP성장률과 신용증가 등 거시경제변수 외에 은행의 규모, 자기자본비율, 시장지배력 등이 부실채권비율 변동에 영향을 미친다고 설명하였다. Louzis et al.(2012)은 2003~2009년 기간 동안 그리스의 주요 9개 은행을 분석한 결과, 부실채권비율이 거시경제변수(실질GDP성장률, 실업률, 실질대출금리)와 은행경영지표(성과, 규모, 부채비율)에 의해 결정된다고 보고하였다.

국내 선행연구로서 전선애, 이민환(2008)은 1999~2007년 기간 동안 국내 상호저축은행의 소유·지배구조가 금융기관 경영성과와 위험도에 미치는 영향을 분석하였는데, 분석 결과 대주주지분율 50% 이상인 저축은행이 수익성과 운영효율성 측면에서 상대적으로 우수하다고 보고하였다. 이은서(2013)는 1999~2009년까지 국내 7개 시중은행과 6개 지방은행을 대상으로 무수익여신에 영향을 미치는 다양한 은행특성변수를 분석한 결과, 비이자수익률, 고정자산, 규모 등이 무수익여신과 양(+)의 상관관계를, 총자산수익률, 담보대출 등이 음(-)의 상관관계를 나타낸다는 연구결과를 도출하였다. 그러나 상기 국내 선행연구들은 거시경제변수에 대한 통제가 적절히 이루어지지 않은 것이 한계라고 지적할 수 있다.

〈 표 3 〉 부실채권비율 결정요인 관련 국내·외 선행연구

거시경제변수(macroeconomic variables) 고려	
논문저자	주요내용
Espinoza and Prasad (2010)	<ul style="list-style-type: none"> 1995~2008년 기간 동안 걸프협력회의(GCC)의 80개 은행을 대상으로 분석한 결과, 저성장, 높은 이자율, 신용증가(credit growth)가 NPL 증가를 유발한다고 보고
Glen and Mondragon-Velez (2011)	<ul style="list-style-type: none"> 1996~2008년 기간 동안 22개 선진국을 대상으로 분석하여 실질GDP성장률, 가계부문 부채비율, 금융기관 자본화율을 대손충당금의 동인(driver)으로 선정
Beck et al. (2013)	<ul style="list-style-type: none"> 75개국의 부실채권비율을 분석하여 실질GDP성장률(-), 주가(-), 환율(+/-), 대출금리(+)가 유의한 영향을 미친다고 보고 선진국 경제에서는 환율요인을 제거하고 신흥국 경제에서는 주가요인을 제거하여 분석할 것을 권고
은행특성변수(bank-specific variable) 고려	
논문저자	주요내용
Salas and Saurina (2002)	<ul style="list-style-type: none"> 1985~1997년 기간 동안 스페인 상업 및 저축은행을 대상으로 신용위험(credit risk)이 실질GDP성장률과 더불어 은행특성변수(규모, NIM, 자기자본비율, 시장지배력 등)에 의해 결정된다고 보고
Louzis et al. (2012)	<ul style="list-style-type: none"> 2003~2009년 기간 동안 그리스의 주요 9개 은행을 분석한 결과, 부실채권비율이 거시경제변수(실질GDP성장률, 실업률, 실질대출금리)와 은행경영지표(성과, 규모, 부채비율)에 의해 결정된다고 보고
전선애, 이민환 (2008)	<ul style="list-style-type: none"> 1999~2007년 기간 동안 국내 상호저축은행의 소유·지배구조가 금융기관 경영성과와 위험도에 미치는 영향을 분석 분석결과, 대주주지분을 50% 이상인 저축은행이 수익성과 운영효율성 측면에서 상대적으로 우수한 것으로 확인
이은서 (2013)	<ul style="list-style-type: none"> 1999~2009년까지 국내 7개 시중은행과 6개 지방은행을 대상으로 무수익여신 결정요인을 분석 분석결과, 무수익여신은 비이자수익률(+), 고정자산(+), 규모(+), 총자산수익률(-), 담보대출(-) 등과 유의한 관계가 있음을 확인

본 연구에서는 이러한 선행연구 결과들을 바탕으로, Louzis et al.(2012)의 부실채권비율 결정요인에 대한 연구가설을 참고하여 아래와 같이 연구가설을 설정하였다(〈표 4〉 참조).⁴⁾

4) Louzis et al.(2012)은 Berger and DeYoung(1997) 등을 참조하여 부실채권비율 결정요인에 대해 9가지 연구가설을 설정하고 그리스 주요 은행들을 대상으로 실증 분석하였다.

〈 표 4 〉 부실채권비율 결정요인 관련 연구가설

구분	가설	연구가설	가설내용
거시 변수	1	국가 대외부채(sovrenign) 가설	♦ 국가 대외부채가 증가하면 금융기관 부실채권비율이 증가
은행 특성 변수	2	대마불사(too big to fail; TBTF) 가설	♦ 규모가 큰 금융기관이 TBTF에 대한 기대를 바탕으로 과도하게 레버리지를 높이므로 부실채권비율이 증가
	3	비효율적 경영(bad management) 가설	♦ 금융기관의 성과는 자산건전성 관리의 대용치(proxy)로 볼 수 있으므로, 부실채권비율과 음(-)의 관계 ♦ 금융기관의 당기성과를 증가시키기 위해 대손충당금을 사용함으로써 부실채권비율과 음(-)의 관계를 형성
	4	경기순행적(procyclical) 신용정책 가설	♦ 금융기관이 경기순행적 신용정책을 통해 이익조정을 시도할 수 있으므로, 현재 성과는 미래 부실채권비율과 정(+)의 관계
	5	도덕적 해이(moral hazard) 가설	♦ 자본화(capitalization)가 낮은 금융기관에서 위험추구에 대한 유인이 높아 부실채권비율이 증가

자료 : Louzis et al.(2012)을 재구성

Ⅲ. 연구모형 및 분석자료

본 연구는 부실채권비율 변화(ΔNPL)를 종속변수(dependent variable)로 설정하고 Louzis et al.(2012), Beck et al.(2013)에 따라 동적패널모형(dynamic panel model)을 적용하였다. 금융기관의 부실채권비율은 높은 지속성(persistence)을 가지고 있으므로, 종속변수의 ($t-1$)기 값을 설명변수에 포함하였기 때문이다. Arellano and Bover(1995)가 제안한 difference GMM(generalized method of moment)을 통해 계수(coefficient)를 추정하였고, 과대식별(over-identified) 조건이 적절한지 판단하기 위해 Sargan 검정 결과를 제시하였다. 또한 1계와 2계 자기회귀(auto-regressive) 검정을 실시하여 오차항의 자기상관 여부(2계 자기상관이 존재하지 않음)를 확인함으로써 분석결과에 신뢰도를 확보하였다. 계절요인과 금융위기 등의 특정 이벤트 발생에 따른 부실채권비율 변화를 통제하기 위해 연구모형에 분기별, 연도별 더미변수(dummy variables)도 포함시켰다.

$$\begin{aligned}
\Delta NPL_{i,t} = & \alpha \Delta NPL_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \beta_{1j} \Delta RGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \beta_{2j} \Delta UN_{t-j} + \sum_{j=0}^1 \beta_{3j} \Delta KOSPI_{t-j} \\
& + \beta_{4j} \sum_{j=0}^1 \Delta KOSPI_{t-j} + \beta_{5j} \sum_{j=0}^1 \Delta EX_{t-j} + \sum_{j=0}^4 \beta_{6j} X_{i,t-j} + \sum_{t=0}^4 \beta_{7j} Debt_{t-j} \\
& + \sum_{t=2000}^{2014} \beta_{8j} Year_t + \sum_{t=1}^4 \beta_{9j} Qrt_t + \eta_i + \epsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{1}$$

단, $\Delta NPL_{i,t-j}$: t 시점에서 j 시차(lag j) 부실채권비율의 변화. 예를 들어, j 가 1이면 전 분기(lag 1)의 부실채권비율 변화를 의미함

$\Delta RGDP_{t-j}$: t 시점에서 j 시차 실질GDP성장률 변화

ΔUN_{t-j} : t 시점에서 j 시차 실업률 변화

ΔRLR_{t-j} : t 시점에서 j 시차 실질대출금리 변화; 3년만기 국채수익률을 사용

$\Delta KOSPI_{t-j}$: t 시점에서 j 시차 주가지수(KOSPI) 증감률

ΔEX_{t-j} : t 시점에서 j 시차 환율(원/달러) 증감률

$\Delta X_{i,t-j}$: t 시점에서 j 시차의 금융회사 경영지표(bank-specific) 벡터; 금융기관의 규모(TA; 총자산), 부채비율(LR), 수익성(NIM)

$\Delta Year_t$: 2000~2014년 연도 더미, Qrt_t : 1~4분기 더미

다수의 선행연구에서 금융기관의 여신건전성을 설명하는 요인으로 거시경제변수에 주목하였다. 경기 호황 국면에서는 가계와 기업의 수입이 늘어나기 때문에 고정이하여신 비중이 감소할 것으로 예상되고, 반대로 경기 불황 국면에서는 경기 호황기에 저신용 계층까지 확대되었던 여신이 부실화될 것으로 예상되기 때문이다(Carey, 1998). Quagliarello(2007)은 이탈리아 상업은행의 1985~2002년 패널데이터(panel data)를 분석하여 경기순환주기(business cycle)가 부실채권비율에 유의하게 영향을 주었음을 확인하였고, Salas and Saurina(2002)도 GDP성장률과 부실채권비율이 유의하게 음(-)의 관계에 있음을 확인하였다. 본 연구에서도 Louzis et al.(2012)에 따라 실질GDP성장률($\Delta RGDP_{t-j}$), 주가지수 증감률($\Delta KOSPI_{t-j}$), 환율(원/달러) 증감률(EX_{t-j})을 설명변수로 채택함으로써 경기 상황과 금융기관의 여신건전성 사이의 관계를 살펴보았다.

부실채권비율을 결정하는 거시경제변수로서 생애주기소비모형(life-cycle consumption model)에 주목한 선행연구도 존재한다. Lawrence(1995)는 수입이 낮은 대출자들이 실업(unemployment)에 처할 가능성이 크기 때문에 채무를 감당하지 못할 확률이 크다고 보고하였다. 또한 균형상태(in equilibrium)에서 은행은 이렇게 위험이 큰 채무자들에게 높은 대출이자율을 요구한다고 주장하였다. 이에 본 연구에서도 실업률(ΔUN_{t-j})과 실질대출금리(ΔRLR_{t-j})를 설명변수로 포함하여 부실채권비율과의 관계를 분석하였다.

선행연구에서 소개한 것과 같이, 부실채권비율을 설명하는 변수로서 금융산업에 외생적인(exogenous) 거시경제변수만 존재하는 것은 아니다. 금융산업 자체의 특성이나 효율성 제고, 위험관리 등과 같은 각 개별 금융기관의 정책들이 부실채권비율에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 규모가 큰 금융기관은 건전성이 악화될 경우에도 채권자들이 정부의 보호를 기대하기 때문에 과도하게 위험 수준을 높이는 경향이 존재한다. 이에 따라 신용위험이 존재하는 계층까지 대출이 확대되어 부실채권비율이 상승할 가능성이 크다. 그러나 앞선 선행연구에서 명확하게 대마불사 가설을 실증적으로 입증하지는 못하였다. Boyd and Gertler(1994)는 1980년대 미국 정부의 대마불사 정책에 힘입어 대규모 은행들이 위험포트폴리오 비중을 높였다고 보고하였으나, Ennis and Malek(2005)은 1983~2003년 기간 동안 은행의 성과를 규모별로 분석하여 대마불사의 증거를 확인할 수 없다고 주장하였다. 이에 본 연구도 은행특성변수로서 금융기관의 규모(TA)를 설명변수로 채택함으로써 한국시장에서의 대마불사 가설(TBTF)을 실증분석하였다.

금융기관 성과(NIM)의 시차변수와 부실채권비율의 관계도 분석대상에 포함되었다. 금융기관의 수익성은 영업활동에 대한 성과이므로 과거 성과와 고정이하여신 규모는 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 이에 대해 Rajan(1994)은 금융기관의 당기성과를 증가시키기 위해 대손충당금(loop loss provision)을 사용할 요인이 있다고 보고하기도 하였다.

금융기관의 자본구조(capital structure) 역시 부실채권비율의 결정요인으로 포함시킬 필요가 있다. Berle and Means(1933)는 주주들이 금융기관의 경영에 대해 모니터링(monitoring)할 유인이 낮기 때문에 분산된 소유구조(dispersed ownership)가 금융기관의 저성과를 유발한다고 보고하였다. 반면, Fama(1980)는 효율적 자본시장에서는 경영활동에 대한 시장규율(market discipline)이 존재하기 때문에 소유구조가 경영성과에 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 이에 본 연구에서도 한국시장을 대상으로 금융기관의 부채비율(LR)과 부실채권비율의 관계를 분석하였다.

본 연구에 사용된 자료는 2000~2014년 기간 동안 17개 국내 은행(시중은행, 지방은행, 특수은행 포함)의 분기별 부실채권비율과 주요 경영변수(총자산, 부채비율, 순이자마진 등), 거시경제변수(전분기 대비 실질GDP성장률, KOSPI 지수, 원/달러 환율, 실업률, 3년만기 국채수익률 등)로 구분

된다. 국내 은행의 분기별 부실채권비율은 금융감독원 보도자료를 통해 입수하였고, 주요 경영변수는 금융감독원 금융통계시스템(FISIS)을 활용하였다. 우리나라 주요 거시경제변수는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 확보하였다.

IV. 실증 분석 결과

〈표 5〉는 거시경제변수와 부실채권비율의 관계를 실증 분석한 결과이다. 동적패널모형의 과대식별을 판별하기 위해 실시한 Sargan 검정 결과 귀무가설이 기각되지 않았고 2계 자기회귀 계수(AR(2))도 유의하지 않아, 연구모형이 본 논문의 가설을 검증하기에 적합함을 확인하였다.

Reinhart and Rogoff(2010)는 실증분석을 통해 금융산업의 위기(banking crisis)와 국가 대외부채 위기(sovrenign debt crisis)가 유의한 관계를 갖는다고 보고하였다. 국가재정이 악화되면 신용(credibility)의 시장가치가 하락하므로 금융기관들은 유동성(liquidity) 압박에 직면하기 때문이다. 따라서 우리나라 대외부채의 증가를 나타내는 $\Delta DEBT_t$ 의 계수가 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 갖는다면, 본 연구의 가설인 ‘국가 대외부채(sovrenign) 가설’은 지지된다고 할 수 있다. 분석 결과, 〈표 5〉의 모형 (4)에서 나타난 것과 같이 전년 동기 대비 대외부채($\Delta DEBT_{t-4}$)의 계수가 1% 신뢰수준에서 유의하게 양(+)의 값을 갖는 것을 확인함으로써 [가설 1]이 지지되는 것을 확인하였다.⁵⁾ 최근 우리나라 대외부채 규모가 지속적으로 증가하고 있음을 감안한다면, 국내 금융기관 부실채권비율을 적극적으로 관리할 필요가 있을 것으로 판단된다. 또한 금융기관의 자산건전성을 유지하기 위해서 국가 차원에서 대외부채에 대한 적절한 관리가 수반되어야 할 것으로 생각된다.

다음으로 선행연구들에서 언급한 거시경제변수인 실질GDP성장률, 실업률, 실질대출금리, 주가지수, 환율 등에 따른 부실채권비율 변화를 실험하였다. 먼저 실질GDP성장률($\Delta RGDP_t$)의 계수는 (t) 시점과 ($t-1$) 시점에서 모두 유의하게 음(-)의 값을 가짐으로써, 성장률이 하락할 경우 금융기관의 부실채권비율이 높아진다는 Beck et al.(2013)의 선행연구 결과가 우리나라에도 적용됨을 확인하였다. 우리나라의 2016년 경제성장률이 3%를 하회할 것으로 예상되며 전망치마저 점차 하락하고 있음을 감안한다면, 저성장 시기에 부실채권비율에 대한 관리가 더욱 강화되어야 할 것으로 판단된다.

5) 본 연구의 실증분석 과정에서 대외부채 변수에 대해 다양한 시차를 연구모형에 적용해보았으나, 전년 동기 대비($t-4$)에서만 유의한 관계를 나타냈기 때문에 〈표 5〉에서 이를 보고하였다.

실업률(ΔUN_t)의 계수는 (t)시점에서만 유의하게 양(+)의 값을 갖는 것을 확인하였다. 이는 Lawrence(1995)의 연구결과와 일치하는 것으로, 실업률 증가가 채무자의 수입(income) 악화로 이어져 부실채권비율 상승을 유발하는 것으로 판단된다. 또한 주가지수($\Delta KOSPI_t$)의 계수와 원/달러 환율(ΔEX_t)의 계수는 (t)시점에서만 유의하게 각각 음(-)의 값과 양(+)의 값을 나타내었다. 이는 동기의 주가 상승(감소)이 부실채권비율의 감소(증가)와 통계적으로 유의미한 관계를 갖고 있으며, 원화가치의 상승(하락)이 부실채권비율의 감소(증가)와 연결됨을 의미한다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 거시경제 환경의 변화에 따른 금융기관 부실채권비율 예측에 시사하는 바가 있을 것으로 생각된다. 최근 미국의 금리인상이 가시화되고 있다는 측면에서도 국내 금융기관의 부실채권 비율에 대해 주목할 필요가 있다고 하겠다. <표 6>은 이러한 거시경제변수들과 부실채권비율의 관계를 정리한 것이다.

〈 표 5 〉 거시경제변수와 부실채권비율의 관계 실증분석 결과

Specification	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔNPL_{t-1}	-.0329 (.0664)	-.0178 (.0660)	-.0309 (.0652)	-.0387 (.0481)
$\Delta RGDP_t$	-.0799*** (.0171)	-.0535*** (.0188)	-.0757*** (.0171)	-.0695*** (.0186)
$\Delta RGDP_{t-1}$	-0.769*** (.0233)	-.0530** (.0256)	-.0688*** (.0250)	-.0675*** (.0225)
ΔUN_t	.4160** (.1728)	.6190*** (.2303)	.3580* (.1915)	.4079** (.1718)
ΔUN_{t-1}	-.0179 (.1296)	.1299 (.1256)	-.0577 (.1090)	-.0723 (.1166)
ΔRLR_t	-.0860 (.0825)	.0294 (.1477)	-.0354 (.0888)	-.0392 (.0872)
ΔRLR_{t-1}	-.1452 (.0908)	-.2152* (.1297)	-.1358 (.1051)	-.1003 (.0881)
$\Delta KOSPI_t$		-1.653*** (.3004)		
$\Delta KOSPI_{t-1}$.3672 (.7348)		
ΔEX_t			.7659** (.3630)	
ΔEX_{t-1}			.7244 (.5202)	
$\Delta DEBT_{t-4}$				1.608*** (.3387)
Sargan	519.55 (1.000)	511.44 (1.000)	517.23 (1.000)	561.73 (1.000)
AR(1)	-3.031*** (.0024)	-3.066*** (.0022)	-3.029*** (.0025)	-2.822*** (.0048)

AR(2)	-.1039 (.9172)	-.3458 (.7294)	-.2303 (.8178)	1.466 (.1424)
Chi-squared	1187.20	1516.92	1315.13	1364.51

주 : 1) 종속변수는 부실채권비율 변화(ΔNPL_{it})임

2) 모형 (1)은 실질GDP성장률, 실업률, 실질대출금리 변화와 종속변수의 관계를 분석하기 위한 것임. 모형 (2), (3), (4)는 각각 모형 (1)에 추가지수, 원/달러 환율, 대외부채 변화가 추가된 것임

3) $\Delta RGDP_t$ 는 실질GDP성장률 변화, ΔUN_t 는 실업률 변화, ΔRLR_t 는 실질대출금리 변화, $\Delta KOSPI_t$ 는 추가지수 변화, ΔEX_t 는 원/달러 환율 변화, $\Delta DEBT_{t-4}$ 는 대외부채 변화를 나타냄

4) 본 연구에서는 동적패널모형인 difference GMM을 이용하여 계수를 추정하였고, 과대식별(over-identified) 조건이 적절한지 검정하기 위해 Sargan 검정을 시행하였으며, Hansen 검정을 통해 오차항의 자기상관 여부를 검정하였음

5) 괄호 안의 값은 표준오차(standard error)이고, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 신뢰수준에서 통계적 유의성을 나타냄

〈 표 6 〉 우리나라 금융기관의 부실채권비율과 거시경제변수의 관계

독립변수	부실채권비율에 미치는 영향	독립변수의 설명력이 유의한 시점
실질GDP성장률	음(-)의 상관관계	동기, 전 분기
주가	음(-)의 상관관계	동기
실업률	양(+)의 상관관계	동기
환율	양(+)의 상관관계	동기
대외부채	양(+)의 상관관계	전년 동기
실질대출금리	유의미한 관계 나타나지 않음	-

주 : 〈표 6〉은 독립변수의 설명력이 유의미한 시점을 기준으로 종속변수와의 관계 및 신뢰수준을 정리하였음

〈표 7〉은 거시경제변수를 통제한 후 은행특성변수들이 부실채권비율에 유의한 영향을 미치는지 분석한 결과이다. 먼저 총자산($\Delta InTA_{it}$) 변수는 금융기관의 규모를 나타내는 대용치(proxy)로 사용되었으며, 만약 부실채권비율 변화와 유의한 양(+)의 관계를 갖는다면 본 연구의 가설인 ‘대마불사(too big to fail; TBTF) 가설’이 지지된다고 해석할 수 있다. 관련 선행연구로서 Boyd and Gertler(1994)는 1980년대에 미국의 대형 은행들이 연방정부의 TBTF 정책을 바탕으로 대출 포트폴리오의 위험을 증가하였다고 보고하였다. 분석 결과, 〈표 7〉의 모형 (1), (2), (4)에 나타난 것과 같이 1분기 전 총자산($\Delta InTA_{it-1}$)의 계수는 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것을 확인함으로써 본 연구의 [가설 2]가 지지됨을 확인하였다. 규모가 큰 금융기관은 ‘대마불사(TBTF)’에 대한 기대를 바탕으로 과도하게 레버리지(leverage)를 높일 유인을 가지고 있다. 따라서 규모가 큰 은행에서는 신용도가 낮은 채무자에 대한 대출이 보다 쉽게 이뤄질 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 지방은행만을 대상으로 한 추가 분석에서는 모형 (5)와 같이 총자산($\Delta InTA_{it-1}$)의 계수가 유의하지 않은 경우도 발생하였다. 이는 대부분의 지방은행이 규모가 크지 않기 때문에 대마불사에 대한 기대가

상대적으로 크지 않음을 의미한다고 해석할 수 있다. 추가적인 연구로서 저축은행만을 대상으로 선정하거나 전체 표본에 저축은행을 포함하여 분석한다면 새로운 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

금융기관의 성과(performance)는 자산건전성 관리의 결과라고 생각할 수 있다. 따라서 수익성이 높은 금융기관일수록 부실채권비율이 낮을 가능성이 높다. 연구모형에서 국내 은행의 수익성 지표인 순이자마진(net interest margin; NIM)의 계수가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 본 연구의 가설인 ‘비효율적 경영(bad management) 가설’은 지지된다고 할 수 있다. 분석 결과, <표 7>의 연구모형 (3), (6)에서 보는 것과 같이 1분기 전 순이자마진($\Delta NIM_{i,t-1}$)의 계수가 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있어 본 연구의 [가설 3]이 부분적으로 지지됨을 확인하였다. 따라서 1분기의 시차를 고려하여 수익성이 낮은 금융기관에 대해 집중적인 부실채권비율 관리가 필요할 것으로 판단된다.

또한 금융기관은 경기순행적(procyclical) 신용정책을 통해 이익조정(manipulation)을 시도할 수 있으므로 금융기관의 과거 성과는 현재 부실채권비율과 양(+)의 관계를 가질 수도 있다. 만약 순이자마진 변수의 계수가 유의하게 양(+)의 값을 갖는다면 본 연구의 ‘경기순행적(procyclical) 신용정책 가설’은 지지된다고 해석할 수 있다. 분석 결과, <표 7>의 연구모형 (3), (6)에서 보는 것과 같이 2분기 전 순이자마진($\Delta NIM_{i,t-2}$)의 계수가 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있어 본 연구의 [가설 4]가 2분기 시차를 두고 부분적으로 지지됨을 확인하였다.

마지막으로 ‘도덕적 해이(moral hazard) 가설’을 검증하기 위해 금융기관의 부채비율(=총부채/총자산)을 자본화(capitalization)의 대용치(proxy)로 사용하여 부실채권비율 변화와 관계를 살펴보았다. <표 7>의 연구모형 (2), (5)에서 보는 것과 같이 전체 은행을 대상으로 분석한 것보다 지방은행만을 대상으로 분석한 결과에서 2분기 전 부채비율($\Delta LR_{i,t-2}$)의 계수가 유의하게 양(+)의 값을 나타냄을 확인하였다. 따라서 본 연구의 [가설 5]는 지방은행을 대상으로 부분적으로 지지된다고 해석할 수 있다. 이는 규모가 작은 지방은행에 대해 시장규율(market discipline)이 상대적으로 약하게 작동하는 것에 기인하는 것으로 판단된다. <표 8>은 이러한 은행특성변수들과 부실채권비율의 관계를 정리한 것이다.

〈 표 7 〉 은행특성변수와 부실채권비율의 관계 실증분석 결과

Sample	Entire banks			Local banks		
Specification	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta NPL_{i,t-1}$	-.0319 (.0670)	-.0455 (.0443)	-.0353 (.0466)	-.2276*** (.0398)	-.1141*** (.0252)	-.1549*** (.0365)
$\Delta RGDP_t$	-.0785*** (.0175)	-.0786*** (.0170)	-.0776*** (.0174)	-.0479** (.0205)	-.0305 (.0251)	-.0506*** (.0173)

ΔRGDP_{t-1}	-.0755*** (.0232)	-.0756*** (.0232)	-.0566** (.0226)	-.0950* (.0536)	.0155 (.0438)	-.0459 (.0384)
ΔUN_t	.4120** (.1711)	.4537** (.1930)	.2983* (.1639)	.7746* (.4221)	.6424* (.3328)	.2863 (.3716)
ΔUN_{t-1}	-.0305 (.1338)	.0140 (.1167)	-.1134 (.1599)	-0.364 (.1327)	.1543 (.1293)	-.4064* (.2156)
ΔRLR_t	-.0814 (.0832)	-.0712 (.0849)	-.1578* (.0845)	-.0558 (.2245)	-.2539 (.1805)	-.2091 (.1668)
ΔRLR_{t-1}	-.1402 (.0903)	-.1176 (.0721)	-.0646 (.0916)	-.2145** (.0922)	-.0720 (.1183)	-.2747*** (.0482)
$\ln \text{TA}_{t-1}$.3297* (.2002)	.5037** (.2341)		.7466*** (.2438)	.6658 (.5383)	
LR_{t-1}		-6.851* (3.844)			-8.159 (11.09)	
LR_{t-2}		2.403 (8.266)			64.58*** (14.83)	
LR_{t-3}		-5.371 (12.66)			-121.2*** (27.22)	
LR_{t-4}		6.899 (6.381)			45.43*** (15.79)	
NIM_{t-1}			-.6639* (.3827)			-1.614*** (.2956)
NIM_{t-2}			.7197** (.3451)			1.274*** (.2305)
NIM_{t-3}			.1158 (.1679)			.3804* (.2084)
NIM_{t-4}			-.2456* (.1455)			-.1089 (.1549)
Sargan	517.32 (1.000)	619.82 (1.000)	584.23 (1.000)	292.69 (.4121)	294.67 (.3190)	274.86 (.6561)
AR(1)	-3.032 (.0024)	-2.858 (.0043)	-2.948 (.0032)	-1.757 (.0789)	-2.012 (.0442)	-1.805 (.0711)
AR(2)	-.0817 (.9349)	1.242 (.2142)	.8066 (.4199)	-1.186 (.2353)	.0254 (.9797)	-.7433 (.4573)
Chi-squared	655.82	851.72	468.62	33.73	28.60	79.80

주 : 1) 종속변수는 부실채권비율 변화(ΔNPL_{it})임

2) 모형 (1)은 실질GDP성장률, 실업률, 실질대출금리 변화와 종속변수의 관계를 분석하기 위한 것임. 모형 (2), (3), (4)는 각각 모형 (1)에 추가지수, 원/달러 환율, 대외부채 변화가 추가된 것임

3) ΔRGDP_t 는 실질GDP성장률 변화, ΔUN_t 는 실업률 변화, ΔRLR_t 는 실질대출금리 변화, $\Delta \ln \text{TA}_{t-1}$ 는 총자산 변화, ΔLR_{t-1} 는 부채비율의 변화, ΔNIM_{t-1} 는 순이자마진을 나타냄

4) 본 연구에서는 동적패널모형인 difference GMM을 이용하여 계수를 추정하였고, 과대식별(over-identified) 조건이 적절한지 검정하기 위해 Sargan 검정을 시행하였으며, Hansen 검정을 통해 오차항의 자기상관 여부를 검정하였음

5) 괄호 안의 값은 표준오차(standard error)이고, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 신뢰수준에서 통계적 유의성을 나타냄

〈 표 8 〉 우리나라 금융기관의 부실채권비율과 은행특성변수의 관계

독립변수	부실채권비율에 미치는 영향	독립변수의 설명력이 유의미한 시점
총자산	양(+)의 상관관계	전 분기
순이자마진	음(-)의 상관관계	전 분기
부채비율	양(+)의 상관관계	2분기 전, 4분기 전

주 : 1) 〈표 8〉은 전체 은행에 대한 분석 결과 중 독립변수의 설명력이 유의미한 시점을 기준으로 종속변수와의 관계 및 신뢰수준을 정리하였음

2) 부채비율과 부실채권비율의 양(+)의 상관관계는 지방은행에서 제한적으로 나타남

V. 결론 및 시사점

부실채권비율(NPL ratio)은 금융기관의 신용위험(credit risk)을 측정하는 지표로 많이 사용된다. 이를 통해 금융산업 전체의 신용위험 수준까지 평가할 수 있기 때문에, 부실채권비율과 관련된 연구는 금융안정(financial stability) 측면에서 매우 중요하다. 국내 금융기관의 부실채권비율 결정요인을 찾을 수 있다면 금융환경 변화에 따른 부실채권비율 변화를 예측하는 데 활용함으로써, 정책적·실무적으로 다양한 시사점을 얻을 수 있을 것으로 판단된다(Louzis et al., 2012). 이에 본 연구는 국내 금융기관의 부실채권비율에 거시경제변수와 은행특성변수가 미치는 영향을 동시에 분석함으로써 실무적인 시사점을 도출하고자 하였다.

분석 결과, 국내 금융기관의 부실채권비율은 실질GDP성장률, 주가지수와 유의한 음(-)의 관계, 실업률, 환율, 대외부채와 유의한 양(+)의 관계를 나타내었다. 또한 은행특성변수로서 금융기관의 규모, 부채비율과 유의한 양(+)의 관계, 수익성과는 유의한 음(-)의 관계에 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 최근 저성장, 저금리 상황에서 수익성과 재무건전성이 낮은 금융기관을 중심으로 적극적인 부실채권비율 관리가 필요함을 시사한다고 해석할 수 있다. 예를 들어, 특정 금융기관의 부채비율이 과도하게 증가하는 모습을 보이거나 순이자마진(NIM)이 감소하는 경향을 나타낸다면, 선제적으로 부실채권비율을 점검하고 관리에 나설 필요가 있을 것이다. 추후 추가적인 연구를 통해 부실채권비율에 대한 예측 지표들이 개발된다면 보다 구체적인 대응 방안들이 마련될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 데이터 수집의 제한으로 부실채권비율에 영향을 줄 수 있는 다양한 은행특성변수들을 활용하지 못한 한계가 존재한다. 전선애, 이민환(2008) 등에서 언급한 금융기관의 소유·지배구조나 김보영, 이세우(2014) 등이 보고한 금융지주회사 소속 여부, Salas and Saurina(2002) 등이 제한한

시장지배력(market power) 등은 향후 추가적인 연구를 통해 분석되어야 할 것으로 판단된다. 또한 저축은행을 포함하여 금융업권별로 부실채권비율 결정요인 차이를 비교·분석한다면 다양하고 새로운 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 금융감독원, 2016, '15년말 국내은행의 부실채권 현황(잠정), 보도자료, 2016.3.2.
2. 이은서, 2013, “은행의 무수익여신 결정요인”, 경영교육연구, 제28권 제3호, pp. 487~507.
3. 전선애, 이민환, 2008, “상호저축은행의 소유·지배구조가 경영성과 및 위험도에 미치는 영향”, 보험개발연구, 제19권 제3호, pp. 229~261.
4. Arellano, M. and O. Bover, 1995, “Another Look at Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, Journal of Econometrics, 68, pp. 29-51.
5. Beck, R., P. Jakubik and A. Piloju, 2013, “Non-performing Loans, What Matters in Addition to the Economic Cycle?”, Working paper series, No 1515, European Central Bank.
6. Berger, A. and R. DeYoung, 1997, “Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks”, Journal of Banking and Finance, 21, pp. 849-870.
7. Berle, A., and G. Means, 1933, “The Modern Corporation and Private Property”, MacMillan, New York.
8. Boyd, J. and M. Gertler, 1994, “The Role of Large Banks in the Recent US Banking Crisis”, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 18, pp. 1-21.
9. Carey, M., 1998, “Credit Risk in Private Debt Portfolios”, Journal of Finance 53, pp. 1363-1387.
10. Clair, R. T., 1992, “Loan Growth and Loan Quality: Some Preliminary Evidence from Texas Banks”, Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review 9, 22.
11. Ennis, H., and H. Malek, 2005, “Bank Risk of Failure and the Too-big-to-fail Policy”, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly (91/2), pp. 21-44
12. Espinoza R. and A. Prasad, 2010, “Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects”, IMF Working Paper 10/224.
13. Fama, E., 1980, “Agency Problems and Residual Claims”, Journal of Political Economy 88, pp. 288-307.
14. Glen J. and C. Mondragón-Vélez, 2011, “Business Cycle Effects on Commercial Bank Loan Portfolio Performance in Developing Economies”, International Finance Corporation, World Bank Group.

15. Gonzalez-Hermosillo, B., C. Pazarbasioglu and R. Billings, 1997, “Determinants of Banking System Fragility: a Case Study of Mexico”, IMF Staff Papers 44, pp. 295–314.
16. Lawrence, E., 1995, “Default and the Life Cycle Model”, Journal of Money, Credit and Banking 27, pp. 939–954.
17. Louzis, D. P., A. T. Vouldis and V. L. Metaxas, 2012, “Macroeconomic and Bank-specific Determinants of Non-performing Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business and Consumer Loans Portfolios”, Journal of Banking and Finance, 36 (4), pp. 1012–1027.
18. Quagliariello, M., 2007, “Banks’ Riskiness Over the Business Cycle: a Panel Analysis on Italian Intermediaries”, Applied Financial Economics 17, pp. 119–138.
19. Rajan, R., 1994, “Why Bank Policies Fluctuate: a Theory and Some Evidence”, Quarterly Journal of Economics 109, pp. 399–441.
20. Reinhart, C. and K. Rogoff, 2010, “From Financial Crash to Debt Crisis”, NBER Working Paper 15795.
21. Salas, V. and J. Saurina, 2002, “Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks”, Journal of Financial Services Research 22, pp. 203–224.

