

예금보호한도 초과예금 증가가 저축은행의 경영위험에 미치는 영향*

김남현 예금보험공사 예금보험연구센터 부연구위원

김민혁** 예금보험공사 예금보험연구센터 차장

요약 본 연구는 국내 저축은행에 대해 예금보호한도인 5천만원 초과예금의 비중 증가와 경영위험과의 관계를 실증적으로 분석하고 있다. 또한 5천만원 초과예금 비중이 상이한 저축은행들의 여신구조 차이 분석을 통해 5천만원 초과예금을 통한 조달과 고위험 여신운용간의 관계를 분석한다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 5천만원 초과예금 비중이 Z-Score로 측정된 저축은행의 경영위험에 미치는 영향은 Inverted U자 형태의 비선형관계에 있는 것을 확인할 수 있었다. 즉 일정수준까지의 5천만원 초과예금을 통한 자금조달과 저축은행의 부실위험과는 음(-)의 관계에 있으나, 일정수준을 초과할 경우에는 오히려 부실위험이 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한 Z-Score의 구성요소를 분해하여 분석한 결과, 5천만원 초과예금 비중과 경영위험과의 비선형관계의 원인이 저축은행의 수익성과 유의하게 관련되어 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 저축은행의 보호한도 초과예금 비중이 증가할수록 높은 예금금리를 지급하게 되는 저축은행은 자금조달비용이 상승하고, 이를 만회하기 위한 고수익·고위험 여신 운용 등에 따른 경영위험 증가로 이어질 수 있음을 시사한다. 그리고 5천만원 초과예금 비중이 일정수준을 초과하여 부실위험이 증가하고 있는 저축은행은 건설, 부동산 대출 등 고위험기업여신이 전체 여신에서 차지하는 비중이 유의하게 높은 것으로 나타나고 있다.

주요단어 저축은행, 예금보호한도 초과예금, 경영위험, Inverted U자형, Z-Score

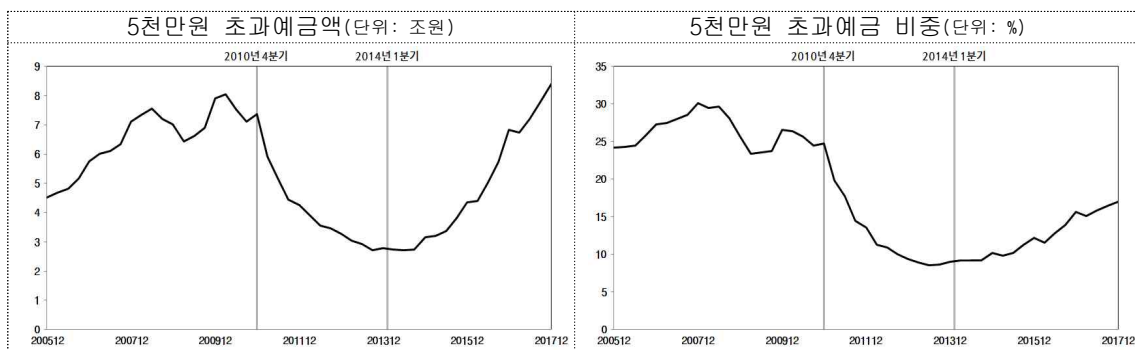
* 본 연구의 내용은 연구자 개인의 의견이며 예금보험공사(예금보험연구센터)의 공식 견해와는 무관함.

** 교신저자(재무전공박사). 주소 : 04521, 서울특별시 중구 청계천로 30, E-mail: albertuskim@gmail.com, 전화: 02-758-1091

1. 서론

예금자보호한도인 1인당 5천만원을 초과하는 예금은 금융회사의 영업정지나 파산 시 예금보호가 되지 않기 때문에¹⁾ 국내 대부분의 기존 문헌에서는 예금자규율에 초점을 맞추어 비보호예금에 대한 연구가 주로 이루어져 왔다(송홍선, 2006; 이진호, 2016; 김민혁, 2018 등). 이는 비보호예금자의 경우 금융회사 파산 시 예금이 보호되지 않기 때문에 위험도가 높은 금융회사에서 예금을 인출하는 등의 규율행사 유인이 크다는 점에 근거하고 있다고 판단된다.²⁾ 실제 저축은행업권은 2008년 글로벌 금융위기 이후 이어진 PF 대출 부실로 저축은행들이 연쇄 퇴출되는 2011년의 ‘저축은행 부실사태’에 직면하여 5천만원 초과예금액이 크게 감소하였다. 그러나 구조조정이 마무리된 2014년 6월 이후 저축은행업권의 경영상태가 회복되어 지속적인 흑자 기조를 이어가면서 5천만원 초과예금액도 크게 증가하고 있다. <그림 1>에서 볼 수 있듯이 2017년말 기준 저축은행업권의 5천만원 초과예금은 8.6조원으로 저축은행업권 부보예금 50.6조원의 17%로 2010년말 이후 최대치를 기록하고 있다.

<그림 1> 저축은행업권의 5천만원 초과예금 추이



이와 같은 5천만원 초과예금의 지속적 증가는 예금자규율 측면에서 저축은행업권의 경영상태 개선에 따른 예금자의 자연스런 반응을 의미하는 것으로 해석할 수도 있으나, 자금의 조달 및 운용 측면에서 시중은행에 비해 높은 금리를 제공하고 있는 저축은행의 5천만원 초과예금 등 고액예금의 증가는 저축은행의 수익성 및 경영위험에 부정적 영향을 미칠 우려가 존재한다. 그러나 기존의 연구들에서는 예금보호한도 초과예금의 증가가 금융회사의 경영위험에 어떠한 함의를

1) 우리나라의 예금보험제도는 1995년 12월 29일 예금자보호법이 제정되고 1996년 6월 1일 예금보험공사가 설립되면서 1997년 1월부터 전면 시행됐다. 예금자보호법 제정 당시에는 은행이 파산할 경우 1인당 2천만원 한도 내에서 보험금을 지급하였고, 1997년말 외환위기 이후 금융거래의 안정성 유지를 위하여 2000년말까지 한시적으로 예금전액을 보장하였으나, 2001년부터는 예금부분보호제도로 전환되어 1인당 5천만원까지 예금을 보호하고 있다.

2) 해외에서도 많은 연구들이 예금보호한도를 초과하는 비보호예금자에 의한 시장규율의 존재 여부를 검증하고 있다. 이와 관련된 대표적인 연구로는 Park and Peristiani(1998), Peria and Schmukler(2001), Maechler and McDill(2006) 등을 들 수 있다.

가지는지에 대한 연구는 아직 충분히 이루어지지 못한 상황에 있다. 한편, 해외 연구로서 Feldman and Schmidt(2001)은 2000년대 초반의 미국은행에서 나타났던 예금보호한도 초과예금의 비중 증가에 대해 감독당국 등이 주시할 필요가 있다고 주장하고 있는데, 이는 본 연구의 배경과도 일치하고 있다. 그들은 보호한도 초과예금 등 고액예금에 대해 더 높은 금리를 지급하게 될 경우 은행의 조달비용이 증가하게 되고, 이를 만회하기 위한 고수익·고위험 여신 운용 가능성이 높아지게 되는 문제점이 있다고 보았다. 또한 은행의 파산 시 보호되지 않는 예금보호한도 초과예금의 특성에 따라 예금이 급격히 인출될 수 있으며, 이는 은행의 자금조달 안정성을 크게 훼손할 우려가 있다는 논리를 제시하고 있다.

본 연구에서는 국내 저축은행에 대해 예금보호한도인 5천만원 초과예금의 비중 증가와 저축은행의 경영위험과의 관계를 실증적으로 분석하고자 한다. 또한 5천만원 초과예금 비중이 상이한 저축은행들의 여신구조 차이 분석을 통해 5천만원 초과예금을 통한 조달과 고위험 여신운용간의 관계를 분석하고자 한다. 이를 통해 학계뿐만 아니라 저축은행업권에 대한 감독당국의 상시감시 등 실무 및 정책수립에 활용될 수 있는 시사점을 도출하고자 한다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 5천만원 초과예금 비중이 Z-Score로 측정된³⁾ 저축은행의 경영위험에 미치는 영향은 Inverted U자 형태의 비선형관계에 있는 것을 확인할 수 있었다. 즉 일정수준까지의 5천만원 초과예금을 통한 자금조달과 저축은행의 부실위험과는 음(-)의 관계에 있으나, 일정수준을 초과할 경우에는 오히려 부실위험이 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한 Z-Score의 구성요소를 분해하여 분석한 결과, 5천만원 초과예금 비중과 경영위험과의 비선형관계의 원인이 저축은행의 수익성과 유의하게 관련되어 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 저축은행의 보호한도 초과예금 비중이 증가할수록 높은 예금금리를 지급하게 되는 저축은행은 자금조달비용이 상승하고, 이를 만회하기 위한 고수익·고위험 여신 운용 등에 따른 경영위험 증가로 이어질 수 있음을 시사한다. 그리고 여신구조 차이분석에서도 5천만원 초과예금 비중이 일정수준을 초과하여 부실위험이 증가하고 있는 저축은행은 건설, 부동산 대출 등 고위험기업여신이 전체 여신에서 차지하는 비중이 유의하게 높은 것을 확인할 수 있었다.

본 논문은 총 5장으로 구성되어 있다. 제 II장에서는 예금자규율과 경영위험과 관련된 문헌을 살펴볼 것이며, 제 III장에서는 연구 방법론에 대해 설명한다. 제 IV장에서는 실증분석 결과를 제시한 후, 끝으로 제 V장에서 결론을 기술하는 순으로 구성되어 있다.

3) 대부분의 기존연구와 마찬가지로 본 연구에서도 Z-Score를 저축은행의 경영위험(bank risk)을 나타내는 변수로 사용한다. Z-Score는 부도거리(distance from insolvency) 또는 부실위험을 의미하며 Roy(1952)가 처음으로 개념을 소개한 이후 많은 연구자들(Laeven and Levine, 2009; Demircuc-Kunt and Huizinga, 2010; Bertay et al., 2013 등)이 은행산업의 위험추구행위를 측정하기 위한 지표로서 Z-Score를 활용하고 있다(김민혁·박진우, 2018).

II. 선행연구

저축은행업권의 예금보호한도 초과예금과 관련된 연구 중 예금자 규율 측면에서 최근 김민혁(2018)은 상호저축은행의 경영위험지표와 예금증가율이 전반적으로 유의한 관계에 있으며 예금자 규율이 작동하고 있다는 결과를 제시하고 있다. 예금자를 예금보호한도인 5천만원을 기준으로 보호예금자와 비보호예금자로 나눠 분석한 결과에서 저축은행 부실사태(2011~2012년) 이후 예금자규율이 강화되었으며, 특히 5천만원 이내 보호예금자의 시장규율 행사가 더 뚜렷해지고 있음을 밝혔다. 이러한 분석결과는 저축은행 부실사태를 겪은 예금자들이 필요한 시기에 예금을 인출할 수 없는 불편을 경험한 결과로 나타나는 반응이라고 주장하였다. 반면 저축은행이 아닌 은행과 증권회사의 보호한도 초과예금에 대한 예금자 규율은 통계적 유의성이 뚜렷하지 않아 예금자에 의한 시장규율이 잘 작동되지 않고 있었다(송홍선, 2006; 이진호, 2016). 이는 상대적으로 보험사고가 발생할 가능성이 낮은 은행 등 금융회사의 경우 예금자의 선택에 있어 부도에 대한 고려가 적기 때문에 나타난 결과로 판단된다. 이 외에 은행을 중심으로 한 예금자에 의한 시장규율에 대한 연구로 전선애(2002)는 예금자에 의한 시장규율이 예금보호제도가 부분보호제도로 전환된 이후 잘 작동하는 것을 확인하였다. 또한 박정희(2009)에 따르면 부분보호제도 도입 이후부터 저축은행 부실사태 이전까지 저축은행 예금자의 시장규율은 존재하고 있었다. 마지막으로 김민혁(2017)은 저축은행 부실사태 당시 영업정지 된 30개 부실저축은행의 영업정지 전 6개월 동안의 일일 예금 자료를 통해 예금보호한도 초과예금의 누적감소율이 보호예금에 비해 평균 7배 높아 5천만원 초과예금의 변동지표가 부실예측에 유용한 지표로 활용될 수 있다고 주장하였다. 예금자 규율에 대한 연구는 예금금리를 이용하는 가격접근법과 보호한도 초과예금의 변화율을 이용하는 수량접근법으로 구분된다. 하지만 국내의 경우 저축은행의 보호한도 초과예금에 대한 금리자료를 구할 수 없는 한계가 존재하여 대부분의 연구들이 수량접근법을 이용하고 있다.⁴⁾ 반면 해외연구에서는 수량접근법과 가격접근법을 통해 예금자 규율에 대해 연구해 오고 있으며 그 중 Maechler and McDill(2006)은 미국 은행을 대상으로 가격접근법을 통한 예금자 규율의 작동여부를 검증하였다. 분석결과, 건전한 은행은 가격(금리)을 올려 보호한도 초과예금을 늘릴 수 있으나 그렇지 않은 은행은 가격으로 예금의 유인을 증가시킬 수 없었다. 즉, 예금자 규율이 작동함으로써 위험부담이 큰 자금운용에 비용이 발생하고 과도하게 위험부담이 큰 운용은 은행에 제약적으로 작용함을 확인하였다. 그 외에도 Goldberg and Hudgins(1996), Park and Peristiani(1998)는 미국 등 은행의 보호한도 초과예금이 부실직전 인출되는 등 예금자 규율이 행사되고 있음을 밝히고 있다. 특히, Park and Peristiani(1998)는 예금자 규율의 작동 근거로 경영위험이 높을수록 예금변화율이 낮고 금리가 높은 점을 지적하여 비보호예금자뿐만 아니라 보호한도 이내의 예금자도 규율을 행사할 수 있음을 주장하였다. 해외 예금자 규율에 대한 최근 연구로 Fazelina and Norhanishah(2017)는 1995년부터 2005년간 동아시아 국가의 은행들을 대상

4) 송홍선(2006)에서는 예금금리 스프레드를 이용한 가격접근법을 통해 예금자 규율을 검증하고 있으나 이 때 사용된 금리는 보호한도 초과예금에 대한 금리가 아닌 예수금이자지출을 예수금으로 나눠 구한 총 가중평균 예금금리에 해당한다.

으로 예금자 규율의 작동여부를 검증하였으며 시장집중도가 높을수록 은행의 자금조달 유인이 낮아지고, 은행의 정보공개가 시장 규율을 더욱 촉진시킨다고 주장하였다. Martin, Puri and Ufieri(2017)은 미국 1개 은행의 예금자별 거래자료를 이용하여 보호한도 초과예금이 부실직전에 보호한도 이내 예금에 비해 더 빠르게 인출되며 총 예금액에서 차지하는 비중이 지속적으로 감소하고 있음을 확인하였다.

다음으로 저축은행의 경영위험과 관련된 선행연구로 배수현(2016)은 2008년부터 2015년까지 8년간 66개 저축은행을 대상으로 자산운용 행태가 수익성 및 안정성에 미치는 영향을 분석하였다. 수익성과 안정성을 대리하는 지표인 구조적이익률, 예상부도확률(Z-Score)에 대한 기업대출 비중, 가계대출비중, 유가증권투자비중 등의 영향을 분석한 결과, 기업대출비중이 수익성에 부정적인 영향을 미치지만 경기 호황기에는 기업대출비중과 수익성이 양(+)의 관계로 나타났다. 또한 가계대출비중의 증가는 저축은행의 수익성을 향상시키고 경영안정성도 높이는 결과를 확인하였다. 김민혁·박진우(2018)는 저축은행에 대해 2017년 4월부터 단계적으로 시행된 건전성 규제 강화가 Z-Score로 측정되는 경영위험에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 건전성 규제가 강화되면 단순자기자본비율과 ROA가 감소하고 고정이하여신비율은 증가하여 결과적으로 저축은행의 경영위험이 높아지고 있었다. 또한 분석결과를 바탕으로 저축은행이 자기자본을 확충하고 대출증가율과 총자산경비율을 낮추어 경영건전화를 도모할 필요가 있음을 주장하였다. 해외연구로는 Morgan(2018)이 Z-Score를 이용한 경영위험 또는 고정이하여신비율과 주택담보대출비중이 비선형 관계에 있음을 밝혔으며 주택담보대출비중이 49~68% 보다 높을 때, 은행의 경영위험이 높아지고 부실여신비율이 높아짐을 확인하였다.

본 연구에서는 최근 예금보호한도 초과예금이 증가하고 있는 현상의 원인을 예금자 규율 측면에서 분석하고 보호한도 초과예금 비중과 경영위험이 어떤 관계를 가지고 있는지를 분석함으로써 관련 선행연구에 추가적인 기여를 하고자 한다. 또한 보호한도 초과예금 비중이 과도하게 높은 저축은행이 미래에 경영위험이 악화될 가능성이 있는지를 살펴보고 그 원인을 분석한다.

III. 연구 방법론

본 연구에서는 크게 두 가지 모형을 사용한다. 우선 예금자 규율 및 경영위험 측면에서는 개별 저축은행이 가질 수 있는 이질성을 통제하기 위해 고정효과모형(Fixed effect model)을 추정한다. 예금자 규율에 대한 추정식은 아래의 식 (1)과 같이 표현된다.

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha + \beta \Delta Y_{i,t-1} + \gamma_1 R_{i,t-1}^a + \gamma_2 X_{i,t}^a + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

식 (1)은 예금자가 저축은행에서 공시되는 $t-1$ 기의 위험지표를 확인한 후 예금액 변동에 어떤 영향을 미치는지를 확인하기 위한 식이며, 위험지표에 대한 유의성과 부호에 따라 예금자에 의한 시장규율 작동여부를 확인할 수 있다. 여기서 $\Delta Y_{i,t}$ 는 i 저축은행의 $t-1$ 기에 대한 t 기의

보호한도 초과예금 변화율(%)을 의미한다. $R_{i,t-1}^a$ 은 $t-1$ 기의 저축은행 규율변수로서 BIS자기 자본비율, 고정이하여신비율, ROA, 예금금리 스프레드 등이 사용된다. 이 때, 예금금리 스프레드는 무위험수익률을 대리할 수 있는 CD91일물과 저축은행 예금금리와의 차이를 이용한다. $X_{i,t}^a$ 는 t 기의 통제변수로서 규모를 대리하는 총자산과 거시변수로 전년대비 GDP 성장률로 구성된다. 보호한도 초과예금 비중과 경영위험 간 관계를 분석하기 위한 모형은 고정효과모형을 이용하여 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$Z_{i,t} = \alpha + \beta_1 P_{i,t-1} + \beta_2 P_{i,t-1}^2 + \gamma_1 R_{i,t-1}^b + \gamma_2 X_{i,t}^b + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서 $Z_{i,t}$ 는 경영위험을 대리하는 Z-Score이며 보호한도 초과예금 비중과 Z-Score와의 비선형 관계의 가능성을 고려하여 보호한도 초과예금 비중인 $P_{i,t-1}$ 와 제곱항인 $P_{i,t-1}^2$ 을 설명변수로 고려한다. $R_{i,t-1}^b$ 로는 예금자 규율에 사용된 위험변수와 유사한 성격을 가지며 저축은행 평가지표인 유동성지표, 부실여신지표, 위험가중자산지표, 대출비율 등으로 대체한 변수의 조합을 사용한다. $X_{i,t}^b$ 는 통제변수로 총자산, 전년대비 GDP 성장률에 추가로 지역별 주택매매가격지수, 저축은행 예금금리 등으로 구성된다.

마지막으로 보호한도 초과예금 비중이 과도하게 높은 저축은행과 아닌 저축은행의 여신구조를 비교하기 위해 성향점수매칭(Propensity Score Matching: PSM)과 평균처리효과(Average Treatment effect on the Treated: ATT)를 이용한다. 본 연구에서의 성향점수매칭은 우선 보호한도 초과예금이 과도하게 높은 저축은행 그룹($T_i = 1$)인 처리그룹과 공통특성변수 X 를 통해 매칭되는 저축은행 그룹($T_i = 0$)인 대조그룹을 대상으로 특성변수를 독립변수, 그룹더미를 종속변수로 하는 로짓(logit) 모형을 추정한다. 이 때, 공통특성변수 X 가 많은 경우 차원의 문제가 발생할 가능성이 있기 때문에 X 를 하나의 값으로 요약한 성향점수를 통해 그룹을 분류한다. 성향점수는 아래의 식 (3)과 같이 각 그룹의 저축은행에 대한 공통특성변수 X 가 주어졌을 때, 저축은행이 처리그룹일 확률을 추정한다.

$$PS = P(X) = Pr[T_i = 1 | X] \quad (3)$$

여기서 세 가지 가정을 통해 평균처리효과를 계산할 수 있는데 먼저 식 (4)와 같이 처리그룹의 저축은행 특성은 비교대상인 여신구조와 무관해야 한다(조건부 독립성 가정).

$$\text{여신구조}_{1,i}, \text{여신구조}_{0,i} \perp T_i | X_i \quad (4)$$

다음으로 식 (5)와 같이 성향점수에 대해 보호한도 초과예금 비중의 기준과 공통특성변수 X 와 무관해야 한다(강한 무관성의 가정).

$$T_i \perp X | P(X) \quad (5)$$

마지막으로 식 (6)과 같이 전체 저축은행이 보호한도 초과예금 비중의 기준을 초과할 확률이 공통영역에 존재해야 한다(공통영역의 가정).

$$0 < Pr[T_i = 1 | P(X)] < 1 \quad (6)$$

세 가지 가정하에서 성향점수매칭을 통해 분류한 저축은행의 그룹 간 평균적인 차이를 평균처리효과를 통해 추정할 수 있다. 우선 비교하고자 하는 변수(여신구조 등) $H_{j,i}$ 에서 j 가 1이면 처리그룹($T_i = 1$), 0이면 대조그룹($T_i = 0$)을 의미하며 이 때 ATT는 식 (7)과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} ATT &= E[H_{1,i} - H_{0,i} | T_i = 1] \\ &= E[H_{1,i} | T_i = 1] - E[H_{0,i} | T_i = 1] \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 저축은행 i 는 처리그룹과 대조그룹의 둘 중 하나에만 해당하므로 식 (7)에서 $H_{0,i}$ 와 $H_{1,i}$ 중 한 가지만 식별된다. 식 (7)을 추정이 가능한 형태로 변환하면 식 (8)과 같다.

$$\begin{aligned} ATT &= [E[H_{1,i} | T_i = 1, X] - E[H_{0,i} | T_i = 0, X]] \\ &\quad + [E[H_{0,i} | T_i = 0, X] - E[H_{0,i} | T_i = 1, X]] \end{aligned} \quad (8)$$

식 (8)은 모두 식별이 가능하지만 두 번째 항에서 선택편의가 존재하므로 이를 위해 조건부 독립성 가정을 만족시키면 식 (9)와 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} ATT &= E_X[E[H_{1,i} | T_i = 1, X] - E[H_{0,i} | T_i = 1, X] | T_i = 1] \\ &= E_X[E[H_{1,i} | T_i = 1, X] - E[H_{0,i} | T_i = 0, X] | T_i = 1] \\ &= E[H_{1,i} | T_i = 1] - E_{X|T_i=1}[H_{0,i} | T_i = 0] \end{aligned} \quad (9)$$

IV. 실증분석

1. 자료의 특성

본 연구에서는 2006년부터 2017년 기간동안의 저축은행의 분기별 예금 및 재무자료를 사용한 다. 분석에 사용되는 저축은행은 표본기간 동안 도산하거나 새로 추가된 저축은행을 모두 포함

하는 불균형 패널자료이며 총자산 대비 대출채권 비중이 매우 낮아 거의 영업을 하지 않거나 자본잠식 상태에 있는 저축은행을 제외한 105개 저축은행을 대상으로 분석을 실시한다. 여기에는 부실사태 기간에 도산한 30개 저축은행도 포함되어 있기 때문에 분석에서는 기간을 분리하여 저축은행 부실사태 이전인 2006년부터 2010년까지와 부실사태 이후인 2013년부터 2017년까지를 표본기간으로 선정한다. 모든 분석자료는 예금보험공사의 경영정보시스템(FIAS)을 통해 개별 저축은행이 금융감독원에 제출하는 업무보고서를 이용한다.

주요 분석자료인 예금보호한도 초과예금은 예금보험공사의 예금동향시스템을 통해 동일한 기준 예금자료를 추출한 후 5천만원을 초과한 예금자의 예금액을 의미한다. 이 때 보호한도 초과예금의 비중은 총 예금에 대한 비율을 이용한다. 경영위험을 대리하는 변수로는 식 (10)과 같이 계산되는 Z-Score를 이용한다.

$$Z\text{-Score} = \frac{\mu_{ROA(5\text{개 분기})} + \mu_{\text{단순자기자본비율}(5\text{개 분기})}{\sigma_{ROA(5\text{개 분기})}} \quad (10)$$

Z-Score를 구성하는 요소는 ROA와 단순자기자본비율로서 분자는 두 지표에 대해 각각 당기를 포함하는 과거 5개 분기까지의 평균이며 분모는 당기를 포함하는 과거 5개 분기까지에 대한 ROA의 표준편차로 계산된다. 이 때 식 (10)과 같이 계산된 Z-Score가 한쪽으로 치우친 형태를 가질 수 있기 때문에 정규화를 위해 자연로그를 취한다. Z-Score는 부도로부터의 거리를 의미하므로 이 값이 커질수록 저축은행의 경영안정성이 높고 이 값이 작을수록 경영위험이 높다는 의미로 해석할 수 있다.

<표 1> 주요 변수들의 기초통계량

본 표는 저축은행 부실사태가 발생한 2011년과 2012년을 기준으로 이전과 이후에 대한 기초통계량을 보여준다. 분석에는 예금자의 규율검정에 사용되는 변수와 저축은행 평가에 주로 활용되고 있는 변수가 사용된다. 예금금리스프레드는 시장금리(CD91일물)와 저축은행 예금금리의 차이를 의미하며 주택매매가격지수는 각 저축은행이 위치하고 있는 지역의 주택매매가격지수를 매칭하여 사용한다. 총자산과 주택매매가격지수는 자연로그를 취한 값이며, 그 외 변수의 단위는 백분율이다.

구분	2006 ~ 2010년			2013 ~ 2017년		
	관측치	평균	표준편차	관측치	평균	표준편차
BIS기준자기자본비율	1,540	11.79	10.77	1,522	17.03	17.41
유동성위험노출비율	1,524	87.43	24.15	1,520	74.80	114.80
순고정이하여신비율	1,540	6.99	7.45	1,522	8.38	8.21
총자산순이익률	1,506	0.55	3.30	1,508	0.61	2.61
위험가중자산순이익률	1,432	0.54	4.20	1,508	0.77	3.62
고정이하여신비율	1,540	11.38	10.55	1,522	13.81	11.25
총자산	1,540	12.44	0.89	1,522	12.78	0.98
전년대비 GDP성장률	1,544	4.23	2.64	1,523	3.01	0.46
주택매매가격지수	1,544	4.59	0.28	1,523	4.78	0.32
예금금리스프레드	1,540	1.26	1.69	1,522	0.74	0.32
예금금리	1,540	5.35	1.37	1,522	2.75	0.63

앞에서 서술한 주요 두 변수 외의 위험변수들은 규율변수 및 이들과 유사한 성질을 가진 위험 변수 또는 저축은행 평가에 주로 사용되는 변수⁵⁾들이다. 주요 변수들의 기초통계량은 <표 1>과 같이 나타나는데 전반적으로 저축은행 부실사태 이전인 2006년부터 2010년까지에 비해 이후기간인 2013년부터 2017년까지의 지표들의 평균이 더 개선된 것을 알 수 있다. 특히, BIS자기자본비율, 고정이하여신비율, ROA, 순고정이하여신비율은 부실사태 이전에는 각각 11.79%, 11.38%, 0.55%, 6.99%였으나 이후에는 17.03%, 13.81%, 0.61%, 8.38%로 높아지고 있다. 또한 유동성위험 노출비율은 부실사태 이전에 비해 이후에 87.43%에서 74.80%으로 낮아졌으며 예금금리 스프레드와 예금금리도 각각 1.26%, 5.35%에서 0.74%, 2.75%로 낮아지고 있다.

2. 실증결과

2.1 예금자 규율 검정

여기서는 저축은행 부실사태 이전기간인 2006년부터 2010년까지와 이후기간인 2013년부터 2017년까지에 대해 예금자 규율이 작동하는지를 확인한다. <표 2>는 고정효과모형⁶⁾을 통해 보호한도 초과예금의 변화율(%)에 대한 규율변수 및 통제변수의 추정치를 보여준다. 우선 보호한도 초과예금에 대한 추정결과를 보면, 저축은행 부실사태 이후 $t-1$ 기의 BIS자기자본비율이 1단위 증가하고 고정이하여신비율이 1단위 감소할 때, t 기의 보호한도 초과예금은 각각 0.239%, 0.729% 증가하며, 각각 10%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 즉, BIS자기자본비율과 고정이하여신비율에 기초하여 예금자 규율이 작동하고 있는데, 이는 BIS자기자본비율만 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 저축은행 부실사태 이전에 비해 예금자 규율이 다소 개선된 것을 보여주는 결과이다. 부실사태 이전에는 은행의 규모변수인 총자산이 1단위 상승할수록 보호한도 초과예금이 8.617% 증가하지만 경기변수인 GDP 성장률과는 유의적이지 않다. 반면 부실사태 이후에는 은행의 규모보다 GDP 성장률의 상승에 음(-)의 반응을 보이며 10% 수준에서 유의적이다. 즉, 예금자가 은행의 규모에 의존하여 예금을 늘리기보다 경기가 호황일 때는 은행예금 보다 더 높은 수익을 기대할 수 있는 대체상품에 투자하고 있을 가능성을 시사한다. 반면 글로벌 금융위기 기간이 포함되어 있는 부실사태 이전기간에 통계적인 유의성은 없지만 양(+)의 값으로 나타난 것은 경기가 회복되는 기간이어서 상대적으로 안전자산인 은행예금상품에 대한 선호가 반영된 결과로 보여진다. 마지막으로 예금금리 스프레드와 보호한도 초과예금은 부실사태 전후 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 관계로 나타나고 부실사태 이후기간에서 계수의 크기가 -1.177

5) 저축은행 평가에 사용되는 변수에 대한 정보는 예금보험공사 홈페이지의 ‘업권별 세부 평가항목 및 평가지표’에서 확인 할 수 있다.

6) 저축은행의 이질성을 고려하기 위해 고정효과모형을 추정하였으나 모형의 적절성 검정을 위해 하우스만 검정을 실시한 결과에서도 고정효과모형이 적절한 것으로 나타난다. 또한 종속변수의 $t-1$ 기가 설명변수에 포함되면서 발생할 수 있는 내생성 문제를 해결하기 위해 설명변수를 도구변수로 활용한 시스템 GMM의 추정결과도 유사하므로 여기서는 고정효과모형의 결과만을 제시한다.

에서 -19.51로 커진다. 이는 예금자가 시중은행보다 높은 예금금리를 제공하는 저축은행의 고금리에 의한 높은 수익을 기대하는 한편, 저축은행의 높은 위험에 대한 리스크 프리미엄이 반영된 결과일 수 있다. 이러한 가능성을 고려할 때 본 연구의 추정결과는 보호한도 초과예금이 높은 예금금리에 의해서만 결정되지 않고 저축은행의 위험지표에 대한 예금자 규율행위에 기반함을 시사한다. 이상의 결과를 통해 본 연구는 부실사태 이전에 비해 이후기간에서 예금자 규율이 전반적으로 더 잘 작동되고 있음을 확인할 수 있었다.

예금자 규율에 대한 분석에서 예금보호한도인 5천만원을 초과하는 예금을 5천만원에서 1억, 1억 초과예금으로 나누어 추정하는 경우에서도 결과는 유사하게 나타난다. 다만 1억 이하 5천만원 초과 예금에 비해 1억 초과예금의 경우에 예금금리스프레드, ROA의 추정계수가 유의한 정도로 커지고 있는 결과를 보여준다. 이는 고액 예금자일수록 큰 수익을 기대하여 예금을 늘리기 보다는 저축은행의 높은 예금금리 및 수익성이 부동산대출 등과 같은 고위험·고수익 분야에 자산을 운용하기 위한 자금조달 및 자금운용의 결과라고 판단할 수 있기 때문으로 보여진다. 즉 고액 예금자일수록 저축은행의 경영위험지표에 민감하게 반응하여 예금자규율을 행사하고 있는 것으로 판단된다.

<표 2> 예금자 규율 검정

본 표는 종속변수로 각각 예금보호한도(5천만원) 초과예금, 5천에서 1억, 1억 초과예금의 변화율을 사용한 고정효과모형의 추정결과를 보여준다. 여기서도 이전의 기초통계량에서와 마찬가지로 저축은행 부실사태가 발생한 2011년에서 2012년을 기준으로 이전과 이후에 대해 각각 분석하고 있다. 예금금리스프레드는 시장금리(CD91일물)와 저축은행 예금금리의 차이를 의미한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

설명변수	보호한도초과예금		5천 ~ 1억 예금		1억 초과예금	
	2006~2010	2013~2017	2006~2010	2013~2017	2006~2010	2013~2017
Δ 보호한도초과예금 $_{t-1}$	-0.111 (0.029)***	-0.266 (0.024)***	-0.222 (0.029)***	-0.005 (0.023)	-0.384 (0.035)***	-0.419 (0.024)***
예금금리 스프레드 $_t$	-1.177 (0.351)***	-19.51 (5.028)***	-0.188 (0.329)	-10.348 (3.455)**	-1.976 (0.655)**	-26.737 (9.923)**
BIS자기자본비율 $_{t-1}$	0.452 (0.118)***	0.239 (0.121)*	-0.311 (0.110)**	0.238 (0.083)**	0.551 (0.219)*	0.170 (0.240)
고정이하여신비율 $_{t-1}$	0.009 (0.146)	-0.729 (0.153)***	-0.296 (0.137)*	-0.287 (0.105)**	0.591 (0.273)*	-1.484 (0.302)***
ROA $_{t-1}$	-0.288 (0.302)	-0.754 (0.523)	0.161 (0.283)	0.273 (0.359)	0.168 (0.565)	-3.801 (1.032)***
ln(총자산) $_t$	8.617 (2.602)***	6.841 (4.554)	-1.101 (2.441)	1.808 (3.142)	14.271 (4.864)**	12.188 (8.981)
GDP성장률 $_t$	0.251 (0.207)	-5.260 (2.336)*	0.587 (0.195)**	-1.404 (1.606)	0.009 (0.386)	-8.019 (4.611)
상수항	-109.53 (33.31)**	-44.464 (58.407)	22.374 (31.248)	-6.453 (40.254)	-185.46 (62.29)**	-85.079 (115.198)
R^2	0.036	0.102	0.058	0.032	0.110	0.190
관측치	1,253	1,524	1,253	1,524	1,253	1,524

2.2 보호한도 초과예금 비중과 경영위험

앞에서 저축은행 부실사태 이전에 비해 이후에 예금자 규율이 잘 행사되고 있는 것을 통해 최근 보호한도 초과예금 비중의 증가가 저축은행의 경영상태 개선에 따른 것으로 해석하고 있다. 하지만 여전히 보호한도 초과예금이 과도하게 높은 저축은행은 수익구조에 차이가 있을 수 있으며 고수익·고위험을 추구하는 경우에 향후 경기 또는 은행의 경영상태가 악화될 때 경영위험이 급격하게 증가할 가능성이 존재한다. 여기서는 보호한도 초과예금 비중과 경영위험 간의 관계를 알아보기 위해 경영위험을 대리하는 Z-Score를 종속변수로 하는 고정효과모형을 추정한다. 본 연구에서는 설명변수로 단순히 보호한도 초과예금 비중이 높은 저축은행이 경영위험이 높다거나 하는 선형관계보다는 보호한도 초과예금이 과도하게 높은 저축은행의 경영위험이 높은 것이 더 합리적인 의심이라 판단하기 때문에 보호한도 초과예금 비중과 비선형 변수인 보호한도 초과예금 비중의 제곱을 고려하고 있다. 그 외 설명변수로는 저축은행의 경영위험에 영향을 미치는 변수들을 고려하기 위해 기존의 규율변수와는 달리 현재 저축은행 평가에 주로 사용되는 변수들을 고려한다. 분석기간은 예금자 규율의 경우와는 달리 보호한도 초과예금이 다시 상승하기 시작한 2014년부터 2017년까지로 선정하였다. <표 3>은 분석에 사용되는 저축은행 평가지표 및 통제변수들의 목록과 산식을 보여준다.

<표 3> 저축은행 평가지표와 통제변수

본 표에서 제시하고 있는 저축은행 평가지표는 예금보험공사 ‘업권별 세부 평가항목 및 평가지표’에서 공개되어 있다. 통제변수로는 저축은행의 규모와 경제상황을 반영하기 위해 자연로그를 취한 총자산과 전년대비 GDP성장률을 이용한다. 또한 저축은행의 경영위험은 자금조달측면에서 예금금리와도 밀접한 연관이 있을 수 있기 때문에 저축은행별 예금 가중평균금리를 사용한다.

구분	지표	계산식
저축은행 평가지표	위기대응능력	BIS기준자기자본비율 순인출위험액 / (총대출금-할인어음)
	건전성	(고정이하분류여신-대손충당금) / (총여신-대손충당금)
	관리능력	총자산순이익률 당기순이익 / 총자산(평잔)
	손실회복능력	위험가중자산순이익률 당기순이익 / 위험가중자산(평잔)
통제변수	거액대출비율	-
	총자산	ln(총자산)
	전년대비 GDP성장률	100*(ln(GDP _t)-ln(GDP _{t-4}))
	주택매매가격지수	ln(주택매매가격지수)
	예금금리	저축은행 예금금리 평균

<표 4>는 Z-Score를 종속변수로 하는 고정효과모형에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 우선 Z-Score에 대한 보호한도 초과예금 비중과 비중의 제곱 항은 각각 4.718, -6.624로 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 비중의 제곱 항에 대한 추정치가 0보다 작고, 비중에 대한 추정치

가 0보다 크기 때문에 Z-Score가 가장 커지는 비중(이하 최적비중)은 0보다 크며 위로 볼록한 역 U자형의 관계를 가지는 것을 알 수 있다. 추정결과를 2차 함수 형태로 상정하여 최적비중을 계산해 보면 그 값은 0.356으로 비중이 35.6%일 때 Z-Score가 가장 커지고 경영위험은 가장 낮아진다. 이러한 최적비중을 통해 비중이 35.6%보다 작은 저축은행은 보호한도 초과예금 비중이 증가할 때 경영위험이 낮아지지만 반대로 최적비중을 초과하는 저축은행은 보호한도 초과예금 비중이 증가할 때 경영위험이 높아지는 저축은행으로 분류할 수 있다. <표 4>의 오른쪽 2개의 열은 보호한도 초과예금 비중이 최적비중보다 낮은 저축은행과 높은 저축은행을 분류하여 다시 추정한 결과를 나타낸다. 전반적으로 보호한도 초과예금 비중이 최적비중보다 낮은 저축은행의 Z-Score는 저축은행 평가지표에 유의한 반응을 보이고 있다. 즉, BIS자기자본비율, 유동성위험 노출비율, 순고정이하여신비율, 위험가중자산순이익률이 각각 1단위 증가할 때, Z-Score는 0.014, 0.001, -0.026, 0.036만큼 반응하며 각각 5%, 10%, 1%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 반면 최적비중을 초과하는 저축은행은 대부분의 저축은행 평가지표가 유의하지 않으며 위험가중자산순이익률의 유의성도 10%로 상대적으로 낮다. 대신 최적비중을 초과하는 저축은행의 경우 거액대출비율과 예금금리가 높을수록 Z-Score가 낮아져 경영위험이 높아지고 있다. 추정결과를 종합해보면, 보호한도 초과예금 비중과 Z-Score는 비선형 관계(역 U자형)를 가지고 있었으며 Z-Score가 가장 커지는 최적비중에 비해 보호한도 초과예금 비중이 높은 저축은행의 경우 평가지표와 경영위험 간의 유의한 관계가 나타나지 않아 예금자 규율이 잘 행사되지 않는 것으로 판단된다.⁷⁾

<표 5>는 Z-Score와 보호한도 초과예금 비중이 역 U자형 관계를 가지는 원인에 대해 알아보기 위해 Z-Score를 구성하는 요소들을 분해하여 고정효과모형을 추정한 결과를 보여준다. 여기서는 모형을 단순화하고 간단히 역 U자형의 원인만을 알아보기 위해 <표 4>의 고정효과모형에서 사용된 평가지표들은 배제하였다.⁸⁾ 추정결과를 살펴보면, 평가변수들을 제외한 경우에도 Z-Score는 보호한도 초과예금 비중과 역 U자형 관계를 유지하고 있으며 1% 수준에서 통계적으로 유의적으로 나타난다. 또한 ROA와 ROA의 표준편차에 대한 보호한도 초과예금 비중의 1차 항과 2차 항은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적으로 나타난다. 또한 ROA와는 역 U자형, ROA의 표준편차와는 U자형 관계를 보여 Z-Score와 보호한도 초과예금 비중 간에 나타나고 있는 역 U자형 관계의 원인이 수익성과 깊은 관련이 있음을 알 수 있다. 반면 Z-Score를 구성하는 요소 중 단순자기자본비율과 보호한도 초과예금 비중은 통계적으로 유의적이지 않으며 1차 항과 2차 항의 추정치가 모두 음(-)의 값으로 나타나 약한 선형관계인 것으로 판단된다. 이러한 결과는 저축은행의 보호한도 초과예금 비중이 증가할수록 높은 예금금리를 제공하는 저축은행은 자금에 대한 조달비용이 상승하고, 이는 고수익이나 고위험 여신 운용 등에 따른 저축은행의 경영위험 증가로 이어질 수 있음을 시사한다.

7) 종속변수로 Z-Score를 사용하는 경우 외에 ROA의 표준편차를 동일한 경영위험변수로 간주하여 추정하여도 결과는 유사하게 나타난다. 또한 본 모형의 경우 하우스만 검정을 통해 고정효과모형이 적절함을 검증하였다. 설명변수로 종속변수인 Z-Score의 $t-1$ 기를 추가한 시스템 GMM을 추정하는 경우에도 추정결과는 유사하여 여기서는 고정효과모형의 추정결과만을 제시한다.

8) <표 5>를 <표 4>의 경우와 같이 저축은행 평가지표들을 설명변수로 고려하는 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다.

<표 4> 보호한도 초과예금 비중과 경영위험(Z-Score)간의 관계(2014 ~ 2017년)

본 표는 종속변수로 경영위험을 대리하는 지표로 Z-Score를 이용하는 경우 보호한도 초과예금 비중 및 위험변수들의 영향에 대해 분석하고 있다. 오른쪽 두 개 열의 추정결과는 보호한도 초과예금 비중과 비중의 제곱으로부터 구한 변곡점(최적비중: 0.356)을 기준으로 보호한도 초과예금 비중이 최적비중보다 작은 저축은행과 큰 저축은행을 분리하여 추정한 결과를 나타낸다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

구 분	전체	최적비중 이하 (비중 < 0.356)	최적비중 초과 (비중 > 0.356)
보호한도 초과예금비중 _{t-1}	4.718 (1.090)***	2.979 (0.608)***	-2.420 (1.621)
보호한도 초과예금비중 ² _{t-1}	-6.624 (2.215)**	-	-
BIS자기자본비율 _{t-1}	0.012 (0.004)**	0.014 (0.004)**	-0.075 (0.047)
유동성위험노출비율 _{t-1}	0.001 (0.000)*	0.001 (0.000)*	-0.016 (0.018)
순고정이하여신비율 _{t-1}	-0.025 (0.006)***	-0.026 (0.006)***	-0.001 (0.046)
위험가중자산순이익률 _{t-1}	0.035 (0.010)***	0.036 (0.010)***	0.117 (0.052)*
거액대출비율 _{t-1}	-0.008 (0.011)	-0.009 (0.011)	-0.102 (0.049)*
ln(총자산) _t	0.542 (0.124)***	0.515 (0.129)***	1.156 (0.688)
주택매매지수 _t	0.373 (0.849)	1.304 (0.899)	5.188 (4.307)
GDP성장률 _t	0.122 (0.044)**	0.156 (0.046)***	-0.273 (0.153)
예금금리 _t	-0.133 (0.094)	0.017 (0.102)	-0.960 (0.332)**
상수항	-6.312 (4.473)	-10.878 (4.617)*	-29.311 (22.852)
R ²	0.264	0.266	0.503
관측치	1,202	1,114	88

<표 5> 5천만원 초과예금 비중과 Z-Score 분해

본 표는 Z-Score를 구성하는 요소인 단순자기자본비율과 ROA, σ^{ROA} 를 종속변수로 하는 경우 보호한도 초과예금 비중의 영향을 분석하고 있다. 이 경우 모형을 단순화하기 위하여 기존의 위험지표들은 배제하여 추정하였으나 위험지표들을 추가하는 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

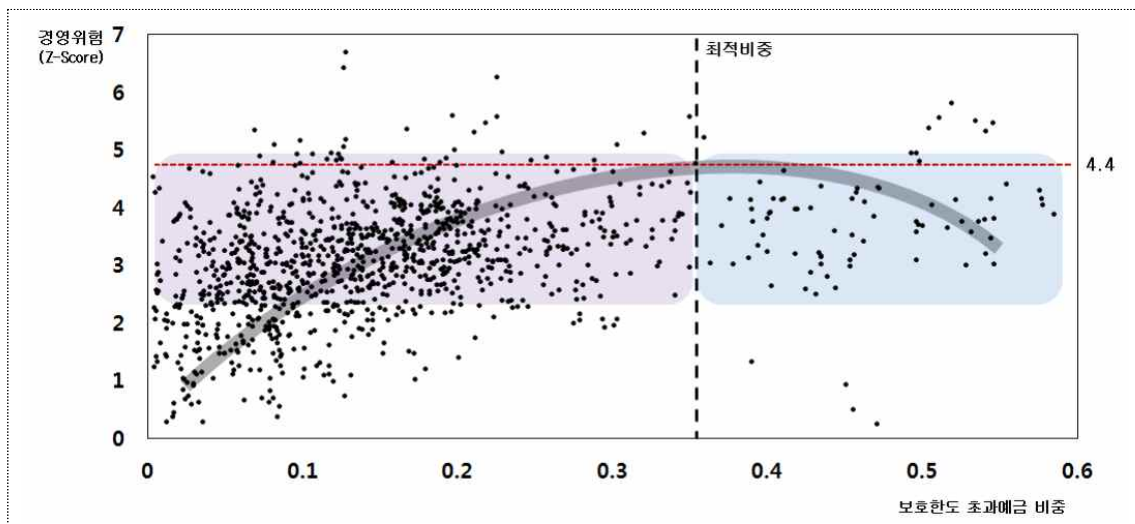
구분	(1) Z-Score	(2) 단순자기자본비율	(3) ROA	(4) σ^{ROA}
보호한도 초과예금비중 _{t-1}	5.205 (1.109)***	-2.124 (4.788)	8.216 (2.205)***	-4.348 (0.774)***
보호한도 초과예금비중 _{t-1} ²	-8.062 (2.268)***	-1.396 (9.957)	-18.645 (4.585)***	6.590 (1.584)***
ln(총자산) _t	0.866 (0.116)***	-2.950 (0.439)***	2.040 (0.205)***	-0.383 (0.081)***
주택매매지수 _t	3.401 (0.639)***	21.561 (2.786)***	8.191 (1.283)***	-0.665 (0.446)
GDP성장률 _t	0.078 (0.045)	-0.302 (0.197)	-0.570 (0.091)***	-0.101 (0.032)**
상수항	-25.117 (2.898)***	-51.403 (12.452)***	-63.132 (5.738)***	9.556 (2.024)***
R ²	0.216	0.070	0.289	0.122

2.3 성향점수매칭을 이용한 여신구조 차이분석

지금까지의 분석결과를 통해 저축은행의 보호한도 초과예금 비중과 경영위험 간 역 U자형 관계가 존재하고 그 원인이 저축은행의 수익성과 깊은 관련이 있음을 확인하였다. 여기서는 수익성과 밀접한 저축은행의 여신구조를 비교해보고자 한다. 이를 위해 우선 최적비중을 초과하는 저축은행을 처리그룹으로 선정하고 성향점수매칭을 통해 처리그룹과 경영위험 또는 위험지표들은 유사하지만 최적비중을 초과하지 않는 저축은행들을 선별한 후 평균처리효과(ATT)를 추정한다. 본 연구에서는 공통특성이 Z-Score인 경우와 Z-Score, BIS자기자본비율, ROA인 경우를 고려하고 있으며, 그 외 위험지표들은 여신구조와 밀접한 관련이 있기 때문에 제외하고 있다. <그림 2>는 보호한도 초과예금 비중을 X축, Z-Score(경영위험)을 Y축으로 하는 산포도에 <표 4>의 추정결과를 이용한 2차 함수 형태를 표시한 것이다. <그림 2>에서 보는 것과 같이 보호한도 초과

예금 비중과 Z-Score는 비선형 관계를 가지고 있으며 최적비중인 0.356일 때 Z-Score는 4.4에 해당한다. 2차 함수 형태의 기울기를 생각해보면, 보호한도 초과예금 비중이 최적비중보다 작은 저축은행은 비중이 상승할 때 Z-Score가 함께 상승하여 경영위험이 낮아지지만 최적비중을 넘어서는 저축은행은 비중이 상승할 때 Z-Score가 하락하여 경영위험이 높아진다. 즉, 이 경우 예금자 규율이 행사되지 않는다고도 볼 수 있다. 그림에서 음영으로 표시된 부분은 이러한 저축은행들을 이용하여 최적비중을 초과하는 저축은행과 아닌 저축은행을 Z-Score를 기준으로 매칭할 때 사용된 표본의 범위를 의미한다.

<그림 2> 보호한도 초과예금 비중과 경영위험 간 비선형 관계



일단 성향점수를 추정하고 점수가 유사한 저축은행들을 매칭하게 되면 매칭의 적절성을 확인할 필요가 있다. <표 6>은 매칭 전과 후의 처리그룹과 대조그룹의 특성변수에 대한 t검정 결과를 보여준다. 우선 Z-Score를 공통특성으로 이용하는 Panel A의 경우 처리그룹과 대조그룹의 Z-Score 평균의 차이는 매칭 전에 비해 매칭 후 0.710에서 0.456으로 줄어들고 통계적인 유의성도 낮아져 적절하게 매칭된 것을 확인할 수 있다. 마찬가지로 Z-Score, BIS자기자본비율, ROA를 공통특성으로 한 Panel B의 경우 이들 변수의 평균의 차이는 각각 매칭 전 3.66, 6.09, 0.365에서 매칭 후 -0.467, 1.309, -0.410으로 매칭 전에 비해 매칭 후에 작아지고 t 통계량 또한 줄어든다. 이를 통해 전반적으로 성향점수매칭이 잘 이루어진 것을 확인할 수 있으며, 여기서 선정된 처리그룹과 대조그룹의 여신구조 차이를 평균처리효과(ATT)를 이용하여 분석한다.

<표 6> 성향점수매칭의 질 평가

본 표에서는 성향점수추정을 위한 기준변수로 Z-Score 또는 Z-Score와 BIS기준자기자본비율, ROA를 사용하여 경영위험과 건전성, 수익성이 유사한 저축은행들을 매칭한다. Z-Score외에도 자본적정성 및 수익성 지표를 추가하여 사용하고 있는 반면, 여신구조의 비교를 목적으로 하기 때문에 고정이하여신비율과 같은 여신관련 변수는 기준으로 사용하지 않는다. 성향점수매칭의 질 평가 결과, 매칭 전에 비해 매칭 후 처리그룹과 대조그룹의 공통변수(Z-Score 등)의 평균에 유의적인 차이가 존재하지 않아 잘 매칭되었다는 것을 보여준다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

Panel A: Z-Score 기준

기준 변수		처리그룹		대조그룹		차이	t검정 ($p > t$)
		평균	표본수	평균	표본수		
Z-Score	매칭 전	3.658	85	2.948	1,107	0.710***	5.51
	매칭 후	3.476	77	3.932	78	0.456	-1.41

Panel B: Z-Score, BIS자기자본비율, ROA 기준

기준 변수		처리그룹		대조그룹		차이	t검정 ($p > t$)
		평균	표본수	평균	표본수		
Z-Score	매칭 전	3.658	85	2.948	1,107	3.66***	5.51
	매칭 후	3.633	84	4.100	84	-0.467	-1.26
BIS	매칭 전	23.175	85	17.085	1,107	6.09***	2.97
	매칭 후	22.986	84	21.677	84	1.309	0.34
ROA	매칭 전	1.418	85	1.053	1,107	0.365	1.57
	매칭 후	1.421	84	1.831	84	-0.410	-1.34

<표 7>은 여신구조의 비교를 위한 변수의 종류와 계산식을 보여준다. 대출관련 비중변수를 개인대출, 기업대출, 고위험대출의 세 가지로 분류하고 개인대출 항목내에서는 전체와 신용대출, 담보대출, 주택담보대출, 토지담보대출비중을 비교한다. 기업대출 항목으로는 전체와 신용대출, 토지담보대출비중을 선정하였다. 마지막으로 고위험대출 항목은 부동산 관련 대출과 금리 20% 이상 개인신용대출로 구성하였다. 여기서 부동산 관련 기업대출은 건설업, PF, 부동산 및 임대업, 도매 및 소매업, 숙박 및 음식점 업으로 구성된다.

<표 7> 여신구조 변수

본 표에서 부동산 관련 대출은 건설업, PF, 부동산 및 임대업, 도매 및 소매업, 숙박 및 음식점업으로 구성하는 것으로 가정한다. 또한 이후의 ATT 분석에서 개인의 주택담보대출과 토지담보대출 비중의 분모가 전체대출인 경우에도 결과는 유사하게 나타난다.

	변수	계산식
개인	대출비중	개인대출/전체대출
	신용대출비중	개인 신용대출/전체대출
	담보대출비중	개인 담보대출/전체대출
	주택담보대출비중	개인 주택담보대출/개인대출
	토지담보대출비중	개인 토지담보대출/개인대출
기업	대출비중	기업대출/전체대출
	신용대출비중	중소기업 신용대출/전체대출
	토지담보대출비중	토지담보대출/기업대출
고위험 대출	고위험대출비중	(부동산 관련 기업대출 + 금리 20%이상 개인신용대출) /전체대출
	부동산 관련 대출비중	부동산 관련 기업대출/전체대출
	건설업 대출비중	건설업 대출/전체대출
	PF대출 비중	PF대출/전체대출
	부동산업 및 임대업 대출비중	부동산 및 임대업 대출/전체대출
	도매 및 소매업 대출비중	도매 및 소매업 대출/전체대출
	숙박 및 음식점업 대출비중	숙박 및 음식점업 대출/전체대출
	금리 20% 이상 개인신용대출비중	금리 20%이상 개인신용대출/전체대출

<표 8-1>과 <표 8-2>는 평균처리효과(ATT)를 통해 처리그룹과 대조그룹의 여신구조 차이를 보여준다. 우선 Z-Score만을 공통특성으로 하는 <표 8-1>과 Z-Score에 BIS자기자본비율, ROA를 공통특성으로 추가하는 <표 8-2> 모두 여신구조 차이의 부호는 동일하게 나타난다. 반면 후자의 경우 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적이며 여신구조의 차이가 더욱 명확해진다. 따라서 여기서는 기준에 따라 부호에 차이가 없기 때문에 공통특성으로 Z-Score와 BIS자기자본비율, ROA의 3개의 지표를 고려한 <표 8-2>에 대해서만 서술하도록 한다. 우선 개인대출부문에서 개인대출비중과 신용대출비중은 처리그룹보다 대조그룹이 각각 0.115, 0.091만큼 더 높다. 반면 담보대출비중과 그 중에서도 주택담보대출비중, 토지담보대출비중은 처리그룹이 더 높게 나타나고 있다. 기업대출부문에서는 기업대출비중, 신용대출비중, 토지담보대출비중 모두 처리그룹이 더

높게 나타난다. 고위험대출부문에서는 처리그룹의 고위험대출비중이 대조그룹보다 0.075만큼 더 크게 나타나지만 이를 부동산 관련 대출비중과 금리 20% 이상의 개인신용대출비중으로 세분화하는 경우 개인과 기업의 부동산 관련 대출비중의 차이는 반대로 나타난다. 부동산 관련 대출비중의 경우 처리그룹이 대조그룹보다 0.122만큼 크지만 개인신용대출비중은 대조그룹이 0.076만큼 크다. 부동산 관련 대출을 세분화하는 경우에는 PF대출을 제외한 나머지 부문의 대출비중에서 처리그룹이 더 큰 것으로 나타난다. 이상의 여신구조의 차이분석 결과를 요약해보면, 보호한도 초과예금 비중이 최적비중보다 높은 저축은행은 개인대출부문에서는 담보대출비중이 대조그룹에 비해 유의하고 더 큰 것으로 나타나고 있고, 기업대출부문에서는 기업대출비중이 유의하게 더 큰 것을 알 수 있다. 특히 고위험대출비중에서도 보호한도 초과예금 비중이 높은 처리그룹의 저축은행이 PF를 제외한 부동산 관련 대출비중에서 대조그룹에 비해 높게 나타나고 있다.

<표 8-1> 여신구조별 평균처리효과(기준: Z-Score)

본 표에서는 기준변수로 Z-Score를 사용한 PSM을 통해 매칭된 처리그룹과 대조그룹에 대한 여신구조의 차이를 보여준다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

변수	처리그룹 (최적비중 초과)	대조그룹	차이	T- 통계량
대출비중	0.252	0.320	-0.068***	-3.48
신용대출비중	0.027	0.097	-0.070***	-6.99
개인				
담보대출비중	0.096	0.060	0.036***	6.43
주택담보대출비중	0.247	0.173	0.074***	3.72
토지담보대출비중	0.198	0.102	0.906***	5.45
기업				
대출비중	0.737	0.671	0.066***	3.39
신용대출비중	0.073	0.045	0.028***	2.65
토지담보대출비중	0.043	0.018	0.024***	5.65
고위험대출				
고위험대출비중	0.514	0.479	0.035*	1.89
부동산 관련 대출비중	0.492	0.413	0.079***	5.25
건설업 대출비중	0.119	0.068	0.051***	7.26
PF대출 비중	0.039	0.065	-0.026***	-4.13
부동산업 및 임대업 대출비중	0.173	0.159	0.013	1.57
도매 및 소매업 대출비중	0.099	0.066	0.032***	5.56
숙박 및 음식점업 대출비중	0.063	0.055	0.008	1.14
금리 20% 이상 개인신용대출비중	0.003	0.084	-0.081***	-6.58

<표 8-2> 여신구조별 평균처리효과(기준: Z-Score, BIS자기자본비율, ROA)

본 표에서는 기준변수로 Z-Score와 BIS자기자본비율, ROA를 사용한 PSM을 통해 매칭된 처리그룹과 대조그룹에 대한 여신구조의 차이를 보여준다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 나타낸다.

변수	처리그룹 (최적비중 초과)	대조그룹	차이	T-통계량	
개인	대출비중	0.260	0.375	-0.115***	-6.78
	신용대출비중	0.027	0.118	-0.091***	15.10
	담보대출비중	0.100	0.072	0.028***	3.48
	주택담보대출비중	0.244	0.185	0.059***	3.25
	토지담보대출비중	0.203	0.089	0.114***	6.90
기업	대출비중	0.730	0.617	0.114***	6.75
	신용대출비중	0.072	0.039	0.034***	3.40
	토지담보대출비중	0.046	0.024	0.021***	4.90
고위험 대출	고위험대출비중	0.509	0.434	0.075***	4.95
	부동산 관련 대출비중	0.490	0.369	0.122***	10.27
	건설업 대출비중	0.117	0.058	0.060***	8.97
	PF대출 비중	0.037	0.066	-0.029***	-5.18
	부동산업 및 임대업 대출비중	0.174	0.141	0.033***	4.68
	도매 및 소매업 대출비중	0.096	0.062	0.033***	6.10
	숙박 및 음식점업 대출비중	0.067	0.042	0.025***	4.27
	금리 20% 이상 개인신용대출비중	0.004	0.080	-0.076***	-5.97

V. 결론

본 연구는 저축은행업권에 대한 구조조정이 마무리된 2014년 6월 이후 현재까지 크게 증가하고 있는 예금보호한도 초과예금과 저축은행의 경영위험과의 관계를 실증적으로 분석하고 있다.

예금보호한도 초과예금과 관련한 기존의 국내문헌들이 주로 예금자규율에 초점을 맞추어 연구가 이루어진데 반해, 본 연구는 예금보호한도 초과예금의 증가가 저축은행의 경영위험에 어떠한 함의를 가지는지에 대해 분석하고 있다. 5천만원 초과예금의 지속적 증가를 예금자규율 측면에서 저축은행업권의 경영상태 개선에 따른 예금자의 자연스런 반응이라고 해석할 수도 있으나, 시중은행에 비해 높은 금리를 제공하고 있는 저축은행의 자금 조달 및 운용 측면에서는 수익성 및 경영위험에 부정적으로 작용할 우려도 존재한다. 이러한 상황에서 본 연구가 실증결과를 제시했다는 점에서 의의가 있다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

우선, 예금자 규율측면에서 저축은행이 정기적으로 공시하는 위험지표와 보호한도 초과예금의 변화율은 유의한 관계를 나타내고 있어서 저축은행의 예금보호한도 초과 예금자에 의한 시장규율은 전반적으로 작동되고 있었다. 따라서 최근의 보호한도 초과예금의 지속적인 증가는 저축은행의 위험지표 등 경영상태의 개선에 따른 것이라 판단된다. 그리고 5천만원 초과예금 비중이 Z-Score로 측정된 저축은행의 경영위험에 미치는 영향은 Inverted U자 형태의 비선형관계에 있는 것을 확인할 수 있었다. 즉 일정수준까지의 5천만원 초과예금을 통한 자금조달과 저축은행의 부실위험과는 음(-)의 관계에 있으나, 일정수준을 초과할 경우에는 오히려 부실위험이 증가하는 것으로 나타나고 있다. 또한 Z-Score를 구성요소인 단순자기자본비율, ROA, ROA의 표준편차로 분해하여 분석한 결과에서 5천만원 초과예금의 비중과 ROA 및 ROA의 표준편차와의 관계는 유의한 비선형관계에 있어, 5천만원 초과예금 비중과 경영위험과의 비선형관계의 원인이 저축은행의 수익성과 밀접하게 관련되어 있는 것으로 판단된다. 마지막으로 여신구조 차이분석에서도 5천만원 초과예금 비중이 일정수준을 초과하여 부실위험이 증가하고 있는 저축은행은 건설, 부동산 대출 등 고위험기업여신이 전체 여신에서 차지하는 비중이 유의하게 높은 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과를 종합해 보면, 저축은행의 보호한도 초과예금 비중이 증가할수록 높은 예금금리를 지급하게 되는 저축은행은 자금조달비용이 상승하고, 이를 만회하기 위한 고수익·고위험 여신 운용 등에 따른 경영위험 증가로 이어질 수 있음을 시사하고 있다.

결론적으로 예금보호한도 초과예금의 증가가 저축은행의 경영위험에 미치는 영향을 분석한 본 연구의 결과는 학계뿐만 아니라 감독당국 등에 몇 가지 중요한 시사점을 제시하고 있다. 우선 감독당국 등은 예금보호한도 초과예금이 과도하게 증가할 경우 저축은행의 수익성 및 부실위험에 부정적 영향이 나타나고 여신운용에 있어 부동산 대출 등 고위험여신의 비중이 더 커지게 된다는 점을 감안하여 저축은행의 경영위험 및 여신구조 등에 대한 리스크 모니터링을 강화할 필요가 있다고 판단된다. 개별 저축은행 차원에서도 통상적으로 고액예금에 지급되고 있는 우대금리로 인해 5천만원 초과예금 등 고액예금의 증가는 저축은행의 조달비용 상승에 따라 수익성에 부정적 영향을 미치고, 이를 만회하기 위한 고수익·고위험 대출 비중이 높은 여신구조는 시차를 두고 자산건전성의 악화로 이어져 부실위험이 높아지는 결과가 초래될 수 있다고 판단되므로 이에 대한 대비가 필요해 보인다. 특히 경제상황이 악화될 경우 관련 건전성 지표가 급격히 하락할 수 있으므로 선제적인 리스크 모니터링이 필요하다고 판단된다. 마지막으로 국내외 연구(Martin et al., 2017; 김민혁, 2017 등)에서 확인할 수 있듯이 예금보호한도 초과예금은 금융회사 파산 시 보호되지 않기 때문에 거래 금융회사의 경영건전성에 따라 급격히 증가하고 감소하는 특징이 있으므로 5천만원 초과예금의 변동지표를 부실예측모형 등에서 CAEL 재무지표를 보

완하는 지표로 추가하여 금융회사에 대한 상시감시업무에 활용할 필요가 있다고 판단된다. 예금 보호한도 초과예금에 지급되는 가격인 금리와 예금보호한도 초과예금의 변동은 감독당국 등에게 금융회사의 부실위험을 평가할 수 있는 기회를 제공하는 장점이 있다고 판단되기 때문이다 (Feldman and Schmidt, 2001). 본 연구 과정에서 아쉬웠던 점은 예금보호한도를 기준으로 5천만원 이내 예금과 5천만원 초과예금에 대한 별도의 조달비용 자료가 없어 저축은행의 경영위험에 대해 보호한도 초과예금자에게 지급되는 예금금리의 민감도를 분석하는 가격접근적인 연구가 이루어지기 어려웠던데 있다. 단순히 총예금에 지급되는 금리비용을 총예금액으로 나눠 계산되는 가중평균금리 등의 자료로는 보호한도 초과예금자의 행태를 분석하는데 한계가 있을 수밖에 없기 때문이다. 따라서 이러한 부분에 대한 연구가 미진한 것은 자료제약에 따른 본 연구의 한계점이며, 자료의 수집 및 가용성 제고를 위해서는 제도적으로 개선될 여지가 있는 부분으로 보여진다. 그리고 관련 연구는 향후 추가 연구로 다루어 볼만한 주제라고 판단된다.

참고문헌

- 김민혁, “저축은행의 예금자행태와 부실예측에 관한 실증연구”, 한국기업경영학회 추계정기학술발표회, (2017).
- (Translated in English) Kim, M. H., “Depositor Behavior and Failure Prediction: Evidence from Savings Banks in Korea,” *The Korean Corporation Management Association*, (2017), pp. 81-103.
- 김민혁, “상호저축은행 부실사태와 예금자규율에 관한 연구”, 기업경영연구, 제25권 제2호 (2018), pp. 21-38.
- (Translated in English) Kim, M. H., “MSB Failures and Depositor Discipline: Evidence from the Korean Financial Market,” *Korean Corporation Management Review*, Vol. 25, No. 2 (2018), pp. 21-38.
- 김민혁·박진우, “건전성 규제 강화가 저축은행의 경영위험에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제35권 제2호 (2018), pp. 233-256.
- (Translated in English) Kim, M. H. and J. W. Park, “Regulation and Bank Risk: Evidence from Savings Banks in Korea,” *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 35, No. 2 (2018), pp. 233-256.
- 박정희, “상호저축은행과 예금자에 의한 시장규율”, 재무관리연구, 제26권 제1호 (2009), pp. 95-125.
- (Translated in English) Park, J. H., “Market Discipline by Depositors the Case of Mutual Saving Banks in Korea,” *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 26, No. 1 (2009), pp. 95-125.
- 배수현, “상호저축은행의 자산운용이 수익성과 안정성에 미치는 영향 분석: 지역별·규모별 차이를 중심으로”, 글로벌경영학회지, 제13권 제4호 (2016), pp. 181-205.
- (Translated in English) Bae, S. H., “An Analysis on the Effect of Saving Banks’ Asset Management on Financial Profitability and Stability: Focusing on Differences by Local Areas and Capacities,” *Global Business Administration Review*, Vol. 13, No. 4 (2016), pp. 181-205.
- 송홍선, “예금자에 의한 시장규율 연구”, 금융안정연구, 제7권 제2호 (2006), pp. 39-64.
- (Translated in English) Song, H. S., “Depositor Behavior and Market Discipline in Korea,” *Financial Stability Studies*, Vol. 7, No. 2 (2006), pp. 39-64.
- 이진호, “국내 증권사에서 예금보호한도와 시장규율에 관한 연구”, 한국증권학회지 제45권 제1호 (2016), pp. 193-207.
- (Translated in English) Lee, J. H., “A Study on the Deposit Insurance Coverage and Market Discipline of Securities Firms in Korea,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 45, No. 1 (2016), pp. 193-207.

- 전선애, “우리나라 예금자의 시장규율에 관한 연구”, 한국증권학회지, 제31권 제1호 (2002), pp. 365-393.
- (Translated in English) Chun, S. E., “Market Discipline by Depositors in Korean Banks: Before and After IMF Crisis,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 31, No. 1 (2002), pp. 365-393.
- Bertay, A. C., A. Demircuc-Kunt, and H. Huizinga, “Do we need big banks? Evidence on performance, strategy and market discipline,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 22, No. 4 (2013), pp. 532-558.
- Boyd, J., G. De Nicoló and A. Jalal, “Bank risk-taking and competition revisited: new theory and new evidence,” IMF Working Paper 06/297, Washington DC: International Monetary Fund (2006).
- Boyd, J.H., S. L. Graham and R. S. Hewitt, “Bank holding company mergers with nonbank financial firms: effects on the risk of failure,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.17 (1993), pp. 43-63.
- Demircuc-Kunt, A. and H. Huizinga, “Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 98, No. 3 (2010), pp. 626-650.
- Fazelina. S. H, and M. Y, Norhanishah, “Market Discipline and Bank Risk Taking: Evidence from the East Asian Banking Sector,” *East Asian Economic Reviews*, Vol. 2, No. 1 (2017), pp. 29-58.
- Feldman R., and J. Schmidt, “Increased Use of Uninsured Deposits: Implications for Market Discipline,” Federal Reserve Bank of Minneapolis-Fed Gazette March (2001).
- Goldberg Lawrence G., and S. C. Hudgins, “Response of Uninsured Depositors to Impending S&L Failures: Evidence of Depositor Discipline,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36, No. 3 (1996), pp. 311-325.
- Hannan, T. H. and G. A. Hanweck, “Bank insolvency risk and the market for large certificates of deposit,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20 (1988), pp. 203-211.
- Laeven, L. and R. Levine, “Bank governance, regulation and risk taking,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, No. 2 (2009), pp. 259-275.
- Lepetit, L. and F. Strobel, “Bank insolvency risk and time-varying Z-score measures,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 25(2013), pp. 73-87.
- Lepetit, L. and F. Strobel, “Bank insolvency risk and Z-score measures: a refinement,” *Finance Research Letters*, Vol. 13 (2015), pp. 214-224.
- Maechler. A. M, and K. M. McDill, “Dynamic depositor discipline in US banks,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30 (2006), pp. 1871-1898

- Martin, C., M. Puri, and A. Ufier, "On Deposit Stability in Failing Banks," Working paper (2017).
- Martinez Peria, M. S., and S. L. Schmukler, "Do depositors punish banks for bad behavior? Market discipline, deposit insurance, and banking crises," *Journal of Finance*, Vol. 56, pp. 1029-1051.
- Morgan. P. J., "Financial Inclusion and Financial Stability: Some Empirical Evidence," 2018 KDIC International Conference (2018).
- Park, S., and S. Peristiani, "Market discipline by thrift depositors," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 30 (1998), pp. 347-364.
- Vincent. B, L. Lapetit, P. N. Rehault, and F. Strobel, "Bank insolvency risk and Z-score measures: caveats and best practice, Working paper (2017).