

Factors of Insolvency Risks in Non-Bank Saving Institution: The Case of Mutual Banks*

Dong Jin Lee**

Sang Myung University

Abstract

This paper estimates the insolvency risk of non-bank saving institution in Korea financial institutions focusing on mutual banks, and evaluates factors that can preemptively explain this risk. To achieve this, we define insolvency as a situation where the net capital ratio of mutual finance falls to a level of prompt corrective action and estimate the risk of insolvency and explanatory factors for the following year using a binary dependent variable model. Additionally, for comparative analysis, a dynamic panel model with the net capital ratio of the following year as the dependent variable was estimated. Using panel data from 2,173 mutual financial institutions from 2008 to 2021, we evaluated the explanatory power of around 50 indicators. The estimation results indicated that, for agricultural cooperatives engaged in both financial and economic activities, economic business-related indicators had significant explanatory power for the insolvency risk of the following year. Secondly, the explanatory power for default risk in terms of asset quality and profitability differed between NH and SH, suggesting that the distinct operational characteristics of these two types of mutual financial institutions could influence their default risks. Thirdly, the factors explaining default risk and those explaining the net capital ratio itself were somewhat different, implying that the management approach for the net capital ratio in general business conditions differs from that in situations where default risk is elevated. Fourthly, capital adequacy indicators demonstrated high explanatory power, whereas liquidity indicators were estimated not to be statistically significant.

* This Paper was supported by National Research Foundation of Korea

** Associate Professor in Economics and Finance, Sangmyung University,
email:rheedj@smu.ac.kr

Keywords

Non-bank saving institution, CAEL, Complementary log-log model, credit unions, default risk, dynamic panel model, Nong-hyup union banks, Shin-hyup union banks.

비은행 예금기관의 부실 요인 분석: 상호금융 사례*

이동진**

상명대학교 경제금융학부

요약

본고는 농축협과 신협 등 상호금융기관의 부실 리스크를 추정하고 사전적으로 리스크를 적절히 설명할 수 있는 요인들을 평가하는데 목적이 있다. 이를 위해 상호금융의 순자본비율이 적기시정조치 대상으로 하락하는 상황을 부실로 정의하고 익년도 부실 리스크 및 설명요인을 이항중속변수 모형을 통해 추정하였다. 로짓모형의 회귀 이벤트 편의를 고려하여 complementary log-log 모형을 이용하여 추정하였다. 또한 비교분석을 위해 익년도 순자본비율 자체를 중속변수로 하는 동태패널모형도 추정하였다. 2,173개 상호금융기관에 대해 2008년부터 2021년까지의 패널자료를 이용하여 50개 내외의 자본적정성, 자산건전성, 수익성, 유동성, 비금융사업 관련 지표들에 대해 설명력을 평가하였다. 설명변수가 많은 관계로 사전적으로 EBA(Extreme Bounds Analysis)를 통해 설명력이 낮은 변수들을 제거한 뒤 다양한 변수조합을 검토하였다. 추정결과 우선 금융사업과 경제사업을 같이 하는 농축협의 경우 경제사업 관련 지표들이 익년도 부실 리스크에 설명력이 유의적이었다. 둘째, 자산건전성과 수익성 부분에서 부실리스크에 대한 설명력은 농축협과 신협간 상이한 것으로 추정되어 두 상호금융간 영업형태의 차별성이 부실리스크에도 영향을 미칠 수 있음을 시사하였다. 셋째, 부실리스크에 대한 설명요인과 순자본비율 자체에 대한 설명요인이 다소 상이하여 일반적인 경영 상황에서의 순자본비율 관리 방식과 부실 리스크가 확대된 상황에서의 관리 방식이 차별됨을 시사하였다. 넷째, 부실 리스크와 관련하여 자본적정성 지표는 설명력이 높은 반면 유동성 지표의 설명력은 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다.

주제어

농축협, 동태패널 모형, 로그-로그 모형, 부실리스크, 상호금융, 신협

* 본 연구는 한국연구재단의 지원을 받아 진행되었다. 연구과정에 소중한 조언을 해 주신 경제학공동체학회 세션 참가자들에게 감사의 마음을 드린다. 그리고 논문의 완성도를 높이는 데 훌륭한 조언을 해 주신 익명의 심사자들에게도 감사드린다.

** 상명대학교 경제금융학부 부교수, email:rheedj@smu.ac.kr

분류코드

G23, G28, G33

I. 서론

금융기관은 기본적으로 가계와 기업의 예금을 이용하여 대출업을 영위하게 되며 예금의 일부에만 지분을 보유하는 현재의 금융시스템 하에서는 비 금융기관에 비해 상대적으로 높은 부도 위험을 가지고 있는 것이 일반적이다. 이에 따라 민간들의 금융기관에 대한 예금이나 투자에도 부도 리스크는 매우 중요한 결정 요소가 되며 금융당국은 금융기관의 부도 리스크에 기반하여 예금보험료를 부과하거나 추가적인 자본규제를 진행하게 된다. 특히 부실 리스크가 확대되는 시기에는 예금자 보호 및 예금자보호 기금의 안정적 운영을 위해서도 선제적으로 부실 가능 기관을 포착하고 경영지도 등 적절한 조치를 취하는 것이 중요하다. 또한 시스템 리스크 방지가 긴요한 금융당국 입장에서도 금융기관들의 부실 리스크와 관련한 선제적 평가가 매우 중요하다. 이에 따라 금융기관의 부실 리스크와 관련해서는 국내외에서 많은 연구가 진행되어 왔다.

그러나 대부분의 국내 연구는 시중은행과 2010년대 초반 대규모 부실사태를 겪었던 저축은행에 집중되어 있는 반면 상호금융에 대한 연구는 미미한 수준이다. 농축협, 신협, 수협 등으로 대표되는 상호금융기관은 개별 금융기관 규모는 작으나 2,000여개가 넘는 금융기관에서 1만여개의 지점이 전국에 산재해 있으며 여신 규모는 2024년 3월말 기준 500조에 달해 예금은행 총여신의 25%에 육박한다. 또한 도시에 집중되어 있는 시중은행과 달리 기관의 특성상 지역 곳곳에 분포되어 있어 실제 서민들의 금융활동과 매우 밀접한 관계가 있다. 따라서 상호금융기관의 부실은 지역 경제에 파급되는 영향력이 크고 서민 경제생활에도 심각한 영향을 줄 수 있다.

본고는 상호금융기관의 부실 리스크를 선제적으로 식별할 수 있는 재무 및 경영관련 요인들을 평가하는데 목적이 있다. 상호금융 기관의 경우 해당 기관의 중앙회를 통해 부실 여부가 매년 평가되고 있으며 순자본 비율을 기준으로 적정수준에 이르지 못할 경우 합병, 매각 또는 경영개선 등의 조치를 취하게 된다. 본고에서는 순자본비율이 적기시정조치 대상수준까지 하락할 경우 부실금융기관으로 정의하고 현 시점에서 1년 뒤 부실기관으로 전락할 리스크를 선제적으로 판단할

수 있는 요인들을 사전적으로 평가할 수 있는 지표들을 분석하였다. 이를 위해 농협 및 신협이 2,000여개 상호금융기관에 대한 2008년부터 2021년까지의 패널자료를 이용하였으며 자본적정성, 자산건전성, 수익성, 유동성, 비금융경영여건 등 네 가지 범주에 대해 50개 내외의 관련 지표들을 대상으로 부실리스크 설명력을 평가하였다.

본고는 다음과 같은 점에서 기존 연구와 차별되는 기여도를 가지고 있다. 첫째, 상호금융을 대상으로 부실 리스크를 선제적으로 평가할 수 있는 요인들을 분석한 첫 번째 연구라는 점에서 의의가 있다. 중요성에 비해 연구빈도가 낮은 환경을 극복하고 본격적인 상호금융기관들의 건전성을 분석하기 위한 선도적 연구로서의 의미를 갖는다. 둘째, 2,000여개의 모든 농축협 및 신협을 대상으로 분석하여 모수 분석에 가까우며 50개에 가까운 재무, 경영, 수익성 관련 지표들을 모두 평가함으로써 종합적이고 강건한 분석결과 및 개별 지표 활용도에 대한 시사점을 제공하고 있다. 셋째, 실제 부도가 발생한 기관만을 대상으로 한 것이 아니라 해당 금융기관에 대한 적기시정조치 대상 기준을 적용해 분석함에 따라 효율적인 부실리스크 관리와 예금자보호 및 예금자보호기금 관리에 중요한 시사점을 제공해 줄 수 있다는 점이다.

분석모형은 직접적으로 부실 리스크의 확률을 추정하는 패널 이항 종속변수(panel binary dependent variable)와 순자본비율을 종속변수로 하는 동태패널모형(dynamic panel regression)을 사용하였으며 이항종속변수 모형의 경우 부실의 빈도가 매우 작다는 특성을 고려하여 로그-로그모형(complementary log-log model)을 기본 모형으로 사용하였으나 강건성 차원에서 보편적으로 사용되는 로짓 모형(logit model)도 같이 고려하였다. 동태패널모형은 Arrelano and Bover (1995), Blundell and Bond (1998)의 시스템 GMM 방식으로 추정하였다. 본고의 모형이 1년 후의 부실여부를 종속변수로 설정하는 것이며 본고에서 고려하는 지표들은 금융기관의 경영활동을 평가하는 것이므로 1년 후 부실 리스크에 잠재적인 영향을 가지고 있는 후보 지표들이라 할 수 있다. 따라서 본고의 분석을 부실 리스크에 대한 결정요인으로 정의할 수도 있겠으나 구조적 모형을 통해 구체적인 인과관계를 설정하거나 지표별로 결정 경로를 구체화하지 않아 본고에서는 결정요인이라는 표현 대신 설명 요인으로 사용하였다.

추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째 금융사업과 경제사업을 같이 하는 농축협 의 경우 경제사업 관련 지표들이 익년도 부실 리스크에 설명력이 유의적이었다. 비금융사업 대비 금융사업의 성장세가 높을수록 부실 리스크가 감소되며 재고회전율이 추가적으로 부실 리스크에 유의한 설명력을 가진 것으로 추정되었다. 둘째, 자산건전성과 수익성 부분에서 부실리스크에 대한 설명력은 농축협과 신협간 상이한 것으로 추정되었다. 농축협의 경우 자산성장률과 대손충당금, 순이자마진이 익년도 부실리스크에 대한 설명력이 높았으나 신협의 경우에는 이들 변수들의 설명력이 유의적이지 않은 것으로 추정되었다. 반면 수익률관련은 신협의 경우 부실리스크 설명력이 높았으나 농축협에서는 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 셋째, 부실리스크에 대한 설명요인과 순자본비율 자체에 대한 설명요인이 다소 상이한 것으로 추정되었다. 이는 일반적인 경영 상황에서의 순자본비율 관리 방식과 부실 리스크가 확대된 상황에서의 관리 방식이 차별됨을 시사한다. 넷째, 부실 리스크와 관련하여 총자본비율과 순자본 비율 등 자본적정성 지표는 설명력이 높은 반면 유동성 지표의 설명력은 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 낮은 유동성 지표의 설명력은 부실의 판단 기준이 실제 부도가 현실화된 것이 아니라 이를 선제적으로 방지하기 위한 적기시정조치 대상 포함 여부로 평가한 점에도 기인하는 것으로 판단된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 상호금융의 부실 리스크와 관련한 기존 연구들에 대해 검토하였다. 3장에서는 분석기법과 분석에 사용될 자료에 대해 소개하였다. 4장에서는 분석결과를 설명하였다. 마지막으로 5장에서는 결론을 제시하였다.

II. 기존문헌 검토

예금과 대출업무를 담당하는 금융기관의 건전성은 학문적 영역만이 아니라 정책담당자나 금융투자자 모두에게 매우 중요한 요소이다. 은행은 기본적으로 가계와 기업의 예금을 이용하여 대출업을 영위하게 되며 예금의 일부에만 지분을 보유하는 현재의 금융시스템 하에서는 비 금융기관에 비해 상대적으로 높은 부도

위험을 가지고 있는 것이 일반적이다. 이에 따라 정부는 금융기관의 부도로부터 예금자들을 보호하기 위한 다양한 제도들을 마련하고 상대적으로 강한 규제를 부과하게 된다. 이러한 제도들과 금융 규제에 있어 가장 중요한 요소는 금융기관의 부도 또는 부실 리스크이다. 민간들의 금융기관에 대한 예금시 부도 리스크는 매우 중요한 결정 요소가 되며 금융당국은 금융기관의 부도 리스크에 기반하여 예금보험료를 부과하거나 추가적인 자본규제를 진행하게 된다. 특히 금융기관들의 부도 리스크가 높아지는 상황에서는 시스템 리스크로의 전이를 예방하기 위해 금융당국의 선제적인 조치가 매우 중요해 지는데 이를 위해서는 특히 금융시장의 불안정성이 심화되면서 부실 리스크가 상승하는 시점에서의 정교한 리스크 평가가 필요하다. 이에 따라 금융기관의 부실 리스크 평가와 관련해서는 국내외에서 많은 연구들이 진행되어 왔다.

상장된 금융기관의 부실가능성을 평가하거나 예측하는데 가장 광범위하게 활용되는 모형은 Merton (1974) 모형이다. 이 모형은 옵션가격 결정모형으로 해석될 수 있는데 금융기관의 주식가치를 보유자산(underlying asset)으로, 금융기관의 부채를 행사가격(strike price)으로 하는 콜 옵션으로 해석하는 방식으로 이후 KMV 모형(Crosbie and Bohn, 2002)으로 개선되어 많이 사용되고 있다. 자산가치가 기하브라운 모션을 따른다고 가정하여 미래 시점의 자산가치를 추정하며 미래 자산의 시장가치가 부채보다 낮거나 부채의 일정 비율에 못미칠 경우 부도가 발생한 것으로 정의하여 기대부도확률(Expected Default Frequency: EDF)를 산출하는 방식이다. 해당 모형은 주요 신용평가기관 뿐만 아니라 학술적으로도 금융기관 및 비금융기관의 부도확률을 추정하는데 많이 활용되고 있다(Tudela and Young, 2002; Vassalou and Xing, 2004; Agarwal and Taffler, 2008; Campbell et al., 2008; Aretz and Pope, 2013; Bauer and Agarwal, 2014). 국내에서도 장영민(2004), 변재권(2004), 이지언(2019) 등에서 Merton 모형을 활용하여 국내 기업들의 부도가능성 또는 건전성 등을 평가한 바 있다.

다만 Merton, KMV 모형은 상장된 기관의 부실가능성 평가에는 광범위하게 활용되고 있으나 상호금융 기관과 같이 상장되지 않은 금융기관에는 적용될 수 없다. 또한 우리나라의 경우 모든 시중은행을 포함한 상당수 금융회사들이 지주회사의 자회사 형태로 운영되고 있고 지주회사만이 상장된 상황이어서 지주회사의 시

가총액으로부터 개별 금융기관의 기업가치를 추출해 내는데 어려움이 있다. 이에 따라 비상장 금융기관에 대해서는 Merton-KMV 모형 대신 계량적 모형을 활용할거나 CAMEL 기법을 사용하는 것이 일반적이다. 계량적 기법은 부실 리스크를 예측하는데 유효한 정보변수들을 통해 실제로 금융기관이 부도 또는 부실이 발생할 확률을 추정하는 방식이다. 주로 로짓 모형과 같이 부실이 발생한 경우 1, 아닐 경우 0인 값을 갖는 이항변수를 종속변수로 하는 회귀모형을 많이 사용하며 정보변수로는 금융기관의 재무, 경영적 특성을 반영할 수 있는 변수를 사용한다. Betz et al. (2014), Camassi et al.(2018), Antunes et al. (2018)은 이항모형을 이용하여 유로 지역 금융기관들의 부실 리스크를 추정하였다. Basim et al. (2021), Mare(2015), Mathonnat and Minca (2018) 등은 사이즈, 거시요인 등 특정 요인이 금융기관의 부실 리스크에 미치는 영향 등을 분석하였다. CAMEL 기법은 자본적정성(capital), 자산 건전성(asset), 경영 역량(management), 수익성(earnings), 유동성(liquidity) 등 5 가지 기준에 의해 부실 리스크를 평가하는 방식으로 미 금융감독기구(Fed, OCC 등)이 활용하고 있으며 국내에서도 예금보험공사나 금융감독원 등의 금융기관 건전성 평가지표로 사용되고 있다. 미 예금보험공사(FDIC)는 경영역량을 제외한 CAEL 방식을 사용하기도 한다.

한편 국내 비은행 예금취급 금융기관의 부실 리스크를 평가한 연구는 많지는 않다. 시스템 리스크로의 전이 가능성이 높은 시중은행과 달리 저축은행이나 상호금융은 개별 금융기관의 부실이 시스템리스크로 전이될 가능성이 낮을 뿐만 아니라 해당기관들이 너무 광범위하여 자료 수집의 어려움 등에 기인한다. 다만 저축은행의 경우 2010년대 저축은행들의 대규모 부실 사태를 경험하며 이와 관련한 연구가 진행되었다. 배정환(2014)은 패널데이터를 이용하여 2010년대 초반 저축은행의 대규모 부실 리스크에 대한 결정요인을 추정하여 수익률, 기본자본비중, 유동성 비중, 기업대출 비중 등이 부실 리스크에 중요한 요인으로 제시하였다. 강선민 외(2013) 역시 로짓모형을 통해 부실 리스크 예측에 부채비율과 BIS자기자본비율의 역할을 검증하였다. 김광남 외(2021)은 유사한 모형을 통해 급속한 자산성장 속도와 투자의 편중성이 저축은행의 부실에 중요한 요인으로 작용하였음을 추정하였다. 반면 아직까지 상호금융에 대한 연구는 매우 미미한 수준이다. 그러나 농협, 신협과 같은 상호금융기관들은 전국에 걸쳐 서민들의 금융활동에 주도적인 역할을 하며 특히 대형 시중은행들로의 접근성이 어려운 농어촌 지역 등에서는 이

들 상호금융의 중요성이 매우 크다고 할 수 있다. 또한 수신 규모만 하더라도 은행권 수신의 30%, 자산운용사의 70%이며 저축은행권과 새마을금고에 비해 각각 5배, 2.3배에 해당할 정도의 상당한 규모로 국내 경제에 미치는 영향이 클 수밖에 없다. 상호금융의 부실 리스크와 관련한 연구는 김학균·백재승(2012)이 거의 유일한데 이들은 주성분분석(Principal Component Analysis) 방식을 사용하여 농협을 대상으로 CAMEL보다 부실 예측력이 높은 지표를 제시하였다. 부실리스크 예측에 도움이 되는 다양한 지표들 중 예측력이 있는 것으로 평가된 지표들만 선별한 뒤 주성분 분석 방식을 활용하여 가중평균한 지표를 제시하는 방식이다. 다만 이 방식은 부실 리스크에 대한 설명력을 가지는 지표들을 평가하는 것이 아니라 부실 예측을 위한 종합지표를 만드는 데 중점을 둔 논문으로 본고의 목적과 상이하다. 또한 부실의 기준을 실제 부도로 정의한 반면 본고에서는 각 상호금융중앙회 및 감독당국의 건전성 감독에 대한 정책적 시사점을 위해 상호금융기관들이 적기시정조치 대상으로 전략하는 상황을 부실로 정의하였다는 점에서도 차이가 있다.

II. 기존문헌 검토

1. 분석기법

실증분석의 목적은 연말 기준 개별 상호금융기관들의 재무, 경영 관련 여러 여건들을 기준으로 1년 뒤 해당 기관의 부도 또는 경영위기 가능성을 평가하는데 유의한 지표들을 분석하는데 있다. 농축협, 신협, 수협 등 상호금융기관들은 해당 기관 중앙회에서 부도 가능성을 판단하고 있으며 예금자보호 차원에서 대부분의 경우 실제로 부도가 발생하기 이전에 선제적으로 판단하여 해당 금융기관에 대해 지원 또는 경영개선 요구를 진행하게 된다. 현재 모든 상호금융기관들의 부도가능 여부 판단 기준은 순자본비율이다. 농축협, 수협, 신협 등은 모두 순자본비율 수준에 따라 부도 위험이 있는 기관에 대해 적기시정조치를 실시한다. 농협의 경우 순자본비율이 5% 미만일 경우 적기시정조치의 대상이 되며 신협은 순자본비율이 -3%를 하회할 경우 신협중앙회로부터 경영개선조치를 받게 된다. 다만 적기시정조치 대상으로 되었다고 해서 바로 부도처리가 되는 것은 아니다. 앞서 말한 바와

같이 적기시정조치 대상이 되었다고 부도처리가 되는 것은 아니면 경영상황에 대한 추가적인 판단 및 순자본비율 정도에 따라 여러 가지 조치가 취해진다. 크게 재무구조 개선권고 또는 요구, 합병, 계약이전 등 여러 가지 방법으로 진행하게 되는데 이러한 경우 모두 실제로 해당 상호금융 중앙회에서 적립하고 있는 예금자보호기금의 지원이 이루어지게 된다는 점에서 공통점이 있다. 따라서 본고에서 정의하는 부실 금융기관은 순자본비율이 예금자보호기금의 지원을 받아야 할 정도로 순자본비율이 낮은 기관이며 부실 리스크는 개별 금융기관이 부실 금융기관 수준으로 순자본비율이 하락할 확률을 의미하게 된다.

따라서 본고에서는 1년 후 순자본 비율을 기준으로 부실 리스크에 대한 실증분석을 진행하였다. 실증분석은 크게 두 가지로 진행하였다. 첫째는 각 상호금융기관의 기준에 따라 1년 후 순자본비율이 적기시정조치 대상 수준으로 하락할 확률을 분석하는 것이며 두 번째는 1년후 순자본비율 수준을 종속변수로 하는 모형을 통한 분석이다.

첫 번째 분석기법은 금융기관 부실 여부를 나타내는 이항모형을 종속변수로 하는 회귀모형을 사용하는 방식이다. 구체적으로 종속변수 $y_{i,t+1}$ 을 i 금융기관이 $t+1$ 년도에 적기시정조치 대상으로 분류되면 1, 아니면 0인 이항 변수로 정의할 때 회귀식은 다음과 같다.

$$y_{i,t} = f(x_{i,t}) + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

여기서 $\epsilon_{i,t}$ 는 조건부 평균이 0인 오차항이다. 이항 변수의 특성상 $E[y_{i,t+1}|x_{i,t}] = \Pr(y_{i,t+1} = 1|x_{i,t})$ 라는 성격과 오차항의 평균이 0이라는 성격을 이용하면 $f(x_{i,t})$ 는 특정 조건 $x_{i,t}$ 하에서 i 기관이 $t+1$ 년도에 적기시정조치 대상으로 분류될 확률을 의미한다. 즉

$$f(x_{i,t}) = \Pr(y_{i,t+1} = 1|x_{i,t}) \quad (2)$$

$f(x_{i,t})$ 는 정의상 연속함수이며 0과 1사이의 값을 가지게 된다. 대표적인 $f(x_{i,t})$ 의 형태로는 Probit 함수와 로지스틱 함수(logistic function)가 있으며 함수 형태에 따라 각각 전자를 Probit 모형, 후자를 로짓모형이라고 한다. 본고에서는 다음과 같은 로지스틱 함수를 사용하였다.

$$f(x_{i,t}) = \frac{\exp(\alpha_1 + \alpha_{1,i} + \gamma c_{i,t} + \beta_1' x_{i,t} + \delta_1' d_t)}{1 + \exp(\alpha_1 + \alpha_{1,i} + \gamma c_{i,t} + \beta_1' x_{i,t} + \delta_1' d_t)} \quad (3)$$

금융기관의 부실리스크를 추정한 기존 국내 연구들은 로짓 함수를 사용하여 부도 가능성을 추정하였다. 그러나 로짓 모형은 특정 이벤트의 발생 확률을 직접 추정한다는 측면에서 적합한 모형이나 발생 빈도가 매우 작을 경우 소표본 편이가 커진다는 문제가 있다. King and Zheng (2001)로부터 널리 알려져 있듯이 이벤트 발생 비중이 매우 작을 경우 로짓모형의 편이는 소표본에서만 발생하지 않고 본고에서와 같은 대표본에서도 발생하게 된다. 본고에서도 각 상호금융에서 공식적인 적기시정조치 기준에 따라 분류했을 때 부실이 발생할 빈도는 1%에 미치지 못하며 기준을 내부 평가용으로 조금 더 강화하더라도 5% 미만에 불과하다. 따라서 기존 연구들과 같은 방식으로 추정할 경우 부실리스크가 과소추정되고 부실 리스크를 설명할 수 있는 지표들에 대한 추정결과도 편이가 발생할 우려가 있다. 이러한 문제를 완화시키기 위한 모형으로 log-log 모형(complementary log-log model)이다. 모수평균 방식을 사용할 경우 $f(x_{i,t})$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$f(x_{i,t}) = 1 - \exp(-\exp(\mu + \alpha_i + \beta' x_{i,t} + u_{i,t})) \quad (4)$$

로짓모형의 경우 0.5를 중심으로 상방과 하방이 대칭이며 양 끝인 0과 1에 가까워질수록 함수값의 변화가 거의 없는 반면 log-log 모형은 함수가 비대칭으로 1에 가까워질수록 함수의 변화가 없으나 0에 가까워질 경우 여타 함수에 비해 설명변수에 대한 반응도가 높은 특징을 가진다. 이에 따라 실제 이벤트 확률이 0에 근접

할 경우 여타 모형보다 설명변수와 확률과의 관계를 잘 포착한다는 장점이 있어 부도나 경제위기 등 빈도수가 낮은 이벤트에 대해서 활용도가 높으며 금융기관 부도에 대한 연구에도 많이 활용되고 있다.(Barth and Miller, 2019; von Wijnbergen and Jomar, 2014). 부실 리스크의 낮은 빈도수를 반영하여 본고에서는 log-log 모형을 사용하여 추정하되 모형의 강건성과 기존연구와의 비교를 위해 로짓모형을 이용한 추정결과도 동시에 제시하였다.

두 번째 방식으로는 부도확률 대신 순자본 비율 자체를 추정하는 것으로 이를 위해서는 다음과 같은 동태패널(Dynamic Panel) 회귀모형을 추정하였다.

$$c_{i,t+1} = \alpha_{0,i} + \phi_0 c_{i,t} + \beta_0' x_{i,t} + \delta_0' d_t + u_{i,t+1} \quad (5)$$

여기서 $c_{i,t}$ 는 i 금융기관의 t 년도 순자본 비율, $\alpha_{0,i}$ 는 개별기관 효과, $x_{i,t}$ 는 설명변수 벡터, d_t 는 연도 더미 벡터이며 $u_{i,t}$ 는 조건부 평균이 0인 오차항이다. 식 (5)와 같은 동태패널 모형은 t 가 충분히 크지 않을 경우 고정효과 모형을 통해 추정할 경우에는 $c_{i,t}$ 와 오차항 $u_{i,t+1} - \bar{u}_i$ 간 상관관계가 해소되지 않아 일치성(consistency)을 만족하지 않는다. 따라서 일반적으로는 이러한 내생성 문제를 해결하기 위해 도구변수를 활용한 GMM 추정법을 활용하게 된다. Arellano and Bond (1991)은 고정효과를 제거하기 위해 식 (1)에 1차 차분을 취하고 종속변수와 설명변수의 시차값을 도구변수로 사용하는 1차 차분 GMM(first differenced GMM) 방식을 제안하였다. 다만 이 경우 도구변수의 약상관성(weak instruments) 문제가 발생하여 편의성이 제대로 해결되지 못하는 문제가 종종 발생한다. 이를 해결하기 위해 Arrelano and Bover (1995), Blundell and Bond (1998)는 차분 회귀식과 수준 회귀식을 모두 사용하는 System GMM 방식을 제안하였다. 동 방식에서 차분 방정식에 대해서는 수준방정식에서 설명변수의 시차변수를 도구로 사용하며 반대로 수준방정식에서는 차분방정식에서 설명변수의 시차변수를 도구로 사용하게 된다.

2. 데이터 및 부실리스크 요인 설명변수

본고는 농협과 신협의 재무 및 경영관련 자료를 활용하여 분석을 진행하였다.

종속변수로는 동태패널 모형의 경우 익년도 순자본비율을 사용하였으며 동태이항 종속변수모형의 경우 해당 상호금융의 기준에 따라 익년도에 적기시정조치 대상인 경우 1, 아니면 0인 값을 갖는 것으로 정의하였다. 이에 따라 농협은 순자본비율 5%를 기준으로 하였고 신협은 공식적인 기준은 -3%이나 0% 이하에 대해서도 자체적으로 경영개선권고를 내리는 방식으로 수행하고 있음을 감안하여 동 기관에 동일한 기준을 적용하도록 0% 이하이면 적기시정조치 대상으로 정의하였다.

부실 리스크를 설명하는 변수로는 자본적정성, 자산건전성, 수익성, 유동성, 비금융지표 등 5가지 범주로 구분한 뒤 각 범주별로 이를 대표할 수 있는 변수들을 48개 선정하여 사용하였다.

우선 자본적정성과 관련하여서는 순자본비율, 총자본비율 및 단순자기자본비율을 사용하였다. 앞서 언급한 바와 같이 상호금융의 부실리스크 판단기준은 순자본비율이다. 따라서 익년도의 순자본비율을 설명하는데 있어 금년도의 순자본비율은 가장 중요한 설명력을 가질 수 있을 것으로 판단된다. 본고에서는 이와 함께 순자본비율이 주어진 상황에서 여타 자본건전성 지표인 총자본비율과 단순자기자본비율 역시 유의한 설명력을 가지는지 판단하였다. <그림 A-1>에서 볼 수 있듯이 총자본비율과 단순자기자본비율은 순자본비율과 강력한 선형관계를 가지고 있다. 이는 익년도 순자본비율을 평가하는데 있어 중요한 정보가 된다고 할 수 있으나 다른 한편으로는 이미 순자본비율 정보가 있을 때 총자본비율이나 단순자기자본비율은 추가적인 정보가 미미하다고 볼 수도 있다. 따라서 실증분석에서는 익년도 순자본비율에 가장 연관성이 높은 금년도 순자본비율을 기본 변수로 두고 총자본비율과 단순자기자본비율의 추가적인 설명력을 평가하였다. 이외에도 순자기자본증가율, 차입금 자기자본비율, 운전자금 차입비율, 순자기자본대비 가중부실자산, 단순자기자본이익률 등도 지표로 검토하였다. 자산건전성 지표들은 자산축적도, 부실자산 비중 및 부실에 대응한 자산축적정도 등을 평가하는데 목적을 두고 있다. 이를 평가하기 위해 본고에서는 자산건전성 부분을 3개 카테고리별로 4-6개의 지표들을 사용하였다. 자산축적도 부분은 자산성장률 지표를 사용하였으며 농협상호금융의 경우 금융사업과 비금융사업으로 구분되어 있다는 점을 감안하여 자산성장률 역시 신용자산 및 예수금 성장률과 비신용자산 성장률을 구분하였다. 부실

자산의 경우 다양한 부실여신 및 연체 규모 평가지표를 사용하였다. 부실대응 관련 지표로는 대손충당금 및 준비금 변수를 사용하였다. 이 외에도 자산회전율, 자산구성 관련 변수들을 추가로 검토하였다. 구체적인 본적정성 및 자산건전성 지표들은 <표 1>에 정리하였다.

<표 1. 자본적정성 및 자산건전성 지표>

자본적정성	자산건전성			
	자산축적속도	부실자산	부실대응	기타
순자본비율	총자산성장률	요주의이하 채권비율	대손충당금비율	요구불예금비율
총자본비율	예수금성장률	부실여신비율	대손충당금적립비율	일반자산회전율
단순자기자본비율	신용자산성장률	고정이하여신비율	상환준비금비율	유가증권비율
	일반자산성장률	손실위험도가중여신비율	지급준비율	고정자산비율
		연체대출비율		무수익자산비율
		투자유가증권건전성비율		부채비율
				이자부자금대비수익자산비율
				차입금비율

수익성 관련 지표로는 다양한 수익률 관련 지표와 예대금리차 변수, 운영비용관련 지표를 사용하였다. 유동성 관련 지표로는 유동성비율 지표를 사용하였다. 한편 농축협 상호금융의 경우 금융기관으로서의 업무인 예금 및 신용사업도 있는 반면 지역 농축산 어민들을 위한 경제사업도 병행하고 있다. 이러한 경제사업들은 금융업무는 아니라 하더라도 신용사업의 수익을 기반으로 운영하고 있으며 경제사업에 문제가 발생할 경우 해당 상호금융기관 전반의 건전성에도 영향을 미침에 따라 부실리스크에 영향을 줄 가능성이 높다고 평가할 수 있다. 이를 반영하여 본 고에서는 비금융 요인으로 경제사업 영역에서의 재고자산회전율, 유동비율, 요주의이하채권비율, 매출액원가율, 매출액영업이익률, 매출액순이익률, 대손충당금비율 매출채권회전율을 부실리스크 요인으로 검토하였다. <표 2>는 본고에서 활용된 수익성, 유동성 및 비금융관련 설명변수들을 정리한 것이다.

〈표2. 수익성, 유동성 및 비금융 관련 지표〉

수익성		유동성	비금융 (경제사업)
수익률	금리 및 경비		
총자산순이익률	순이자마진을	자산회전을	재고자산회전을
총자산영업이익률	예대마진을	유동성자산비율	유동비율
총자산경비율	예대율	차입여력대비 유동성 비율	요주의이하채권비율
예치금수입이자율	예금지급이자율		매출액원가율
대출금수입이자율	차입금지급이자율		매출액영업이익률
복지회계투자수익률	총자산경비율		매출액순이익률
경제사업수익률			대손충당금비율

한편 동일한 회귀식에 48개 모형을 모두 포함시킬 경우 다공선성 문제가 심각할 수 밖에 없다. 이를 해결하기 위해 능형회귀, LASSO, LARS-EN 등 변수의 개수를 줄이거나 다공선성 문제를 완화시키려는 데이터 마이닝 기법들이 있으나 이러한 기법들은 예측력을 높이는 측면에서는 의미가 있을 수 있으나 추정량이 일치성을 만족시키지 않아 본고의 목적과 같이 부실 리스크를 사전적으로 감지할 수 있는 요인들을 평가하는 데에는 적합하지 않다. 김학균·백재성 (2012) 등과 같이 모든 개별 요인들에 대해 Accuracy Ration 또는 AUROC 분석 등을 통해 예측력이 높은 변수들을 선별하는 방식을 사용하는 경우도 있다. 그러나 실제로 부실 리스크에 대해 여러 변수들을 종합적으로 검토할 경우 각각의 변수들이 독립적인 설명력이 있는지 여부를 평가해야 하는데 요인들을 개별적으로 평가할 경우 독립적인 설명력은 판단할 수 없다. 이를테면 익년도 순자본비율을 예측하는데 있어 금년도 총자본비율은 그 자체로는 설명력이 높을 수 있다. 그러나 금년도 순자본비율 정보를 알고 있는 상황에서 금년도 총자본비율이 추가적인 설명력이 있는지는 명확치 않은데 이를 알기 위해서는 순자본비율 정보를 알고 있다는 조건 하에서 개별 변수들의 설명력을 평가하지 않으면 목적에 부합한 변수 평가가 이루어질 수 없게 된다.

이를 감안하여 본고에서는 EBA(Extreme Bounds Analysis) 방식을 통해 강건성 있는 요인들만을 우선적으로 선정하고 이들 변수들을 대상으로 설명력을 평가하는 회귀분석을 진행하였다. EBA는 우선 부실리스크 결정요인을 세가지 변수군으로 분류한다. 첫째는 강건성이 확인되었거나 검정 필요 없이 모형에 추가될 변수

군이며 두 번째는 강건성 여부를 검정할 필요가 있는 변수군, 그리고 세 번째는 잠재적인 추가 변수군이다. 본고에서는 Leamer(1991)가 제안한 방식을 사용하였는데 동 방식은 두 번째 변수군에 대해 가능한 모든 변수 조합으로 추정을 실시한 뒤 추정계수의 하한(extreme lower bound)과 상한(extreme upper bound)이 동일한 부호이면 강건성이 있는 변수로 판단한다. 모형별 비교의 일관성을 위해 EBA 분석은 로그로그 모형에 대해서 실시한 결과를 모든 모형에 적용하였다. 농협 상호금융을 대상으로 한 추정에서는 우선 순자본비율을 검정 필요 없이 모형에 추가할 변수로 선정할 뒤 각 범주별로 가능한 모든 변수조합을 통해 통계적 유의성이 가장 높은 변수를 선정하여 이들 변수 역시 모형에 추가하였다. 이에 따라 수익성 지표로 순이자마진율을, 비금융지표로서는 재고자산 회전을 선정하였으며 유동성에서는 통계적 유의성이 높지 않았으나 EBA 기준 강건성이 있는 변수가 유동성자산비율이 유일하여서 이를 포함하였다. 자산건전성 변수는 변수군도 많은데다 통계적 유의성에서 뚜렷한 변수가 발견되지 않아 변수 모두를 강건성 대상으로 포함시켰다. 다음 단계로 각 범주별로 모든 변수조합에 대해 EBA 분석을 실시하여 강건성이 없는 것으로 판별된 지표들은 분석대상에서 제외하였다.

본고에서는 농협 상호금융 1,179개, 신협 상호금융 994개 기관 등 2,173개 개별 상호금융에 대해 2008년부터 2021년까지 총 28,972개의 표본을 대상으로 분석을 진행하였다. 중간에 사업이 철수되거나 타 금융기관과 합병한 경우들이 존재하여 데이터는 불균형(unbalanced) 패널 자료이다. 동태패널 log-log 모형은 모수평균 방식으로 추정하였으나 랜덤효과 모형으로 추정을 한 경우에도 결과는 매우 유사하였다. 동태패널 로짓모형의 경우 Hausman 검정결과 대부분에서 고정효과 모형이 적절한 것으로 나타났으나 일부 모형에서는 랜덤효과 모형이 유효한 것으로 추정되었다. 랜덤효과 모형이 유효한 경우에도 고정효과 모형이 여전히 일치추정량임을 고려하여 로짓모형에서는 고정효과 모형으로 통일하였다. 동태패널 선형모형의 경우 시스템 GMM으로 추정하였으며 잔차항의 자기상관성 검정결과를 기준으로 수준변수 방정식에서 도구변수의 시차는 2기로 설정하였다. 모든 모형에서의 Sargan 검정결과 미약 도구(weak instruments) 문제는 없는 것으로 판단하였다. 부록의 그림에서 볼 수 있듯이 많은 설명변수들에서 이분산성이 존재하는 것으로 판단하였다. 이에 따라 모든 모형에서 표준오차 추정은 이분산 강건(heteroscedasticity robust) 추정량을 사용하였다. 모든 모형에서 연도별 효과는 연도

더미변수를 활용해 반영하였으며 설명변수가 많은 관계로 연도더미변수의 계수추정치는 표에 삽입하지 않았다.

Ⅲ. 분석 결과

<표 3>은 EBA 분석을 통해 설명력이 없는 것으로 평가된 지표들을 보여주고 있다. 자본적정성 부분에서는 총자본비율은 농축협과 신협 모두의 경우에서 순자본비율에 더해 추가적인 설명력이 있는 것으로 나타났으나 단순자기자본비율은 설명력이 없는 것으로 나타났다. 자산건전성 범주의 경우 농축협 지표들 중에서는 총자산성장률이 설명력이 없는 것으로 나타났는데 아래의 추정결과에서 보겠지만 이는 총자산 중 신용자산의 성장률과 일반자산의 성장률이 정 반대의 설명력을 가지고 있는데 기인하는 것으로 보인다. 반면 신협에서는 신용자산 성장률이 설명력이 없는 것으로 나타나 농축협의 경우와 다른 특성을 나타내고 있다. 수익성 범주에서는 농축협과 신협 모두 영업이익률이나 수익률이 부실 리스크에 대한 설명력이 없는 것으로 추정되었다. 이는 상호금융 기관의 부실 발생 여부는 영업수익 보다는 건전성 관리가 보다 중요함을 시사하고 있다. 유동성 지표인 차입여력대비 유동성 비율 역시 설명력이 없는 것으로 나타났는데 전반적으로 순자본비율을 기준으로 한 상호금융기관들의 부실리스크에 유동성은 큰 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다.

〈표3. EBA 분석을 통한 제외 지표〉

농축협	신협
단순자기자본비율	단순자기자본비율
총자산성장률	신용자산성장률
일반 총자산 영업이익률	총자산순이익률
신용 총자산 영업이익률	투자유가증권 건전성 비율
차입여력대비 유동성비율	상환준비금비율
	지급준비율
	총자산경비율
	차입금지급이자율

<표 4>는 농협 상호금융을 대상으로 익년도 부실여부를 종속변수로 하는 이항 모형을 log-log 기법으로 추정한 결과 중 대표적인 4개의 추정결과를 제시한 것이다. 추정결과 범주별로 익년도 부실리스크의 설명력에 대한 통계적 유의성이 상이하였으며 동일한 범주 내에서도 지표에 따라 설명력이 상이하였다. 자본적정성의 경우 모든 모형에서 금년도 순자본비율의 상승은 익년도 부실 리스크를 낮추는 것으로 추정되었다. 또한 총자본비율도 순자본비율과 유사한 지표임에도 순자본비율에 더해 추가적인 익년도 부실리스크 설명력이 있는 것으로 추정되었으며 계수의 부호 역시 직관에 부합하였다. 총자본비율은 위험가중자산 대비 총자본(기본자본+보완자본) 비율로 정의되며 순자본비율¹⁾은 이와 달리 자산, 부채, 출자금, 후순위차입금, 대손충당금 등이 종합적으로 고려된 것이다. 따라서 두 지표의 성격이 다소 상이하며 이로 인해 두 지표 모두 금융기관의 부실 리스크를 선제적으로 판별하는데 중요한 정보를 제공하는 것으로 나타났다. 반면 차입금 자기자본비율, 운전자금 차입비율 등 세부지표들은 모든 모형에서 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

〈표4. 농협 부실리스크 모형 추정결과(log-log)〉

	설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
		계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)	계수(표준오차)
자 본 적 정 성	총자본비율	-0.165** (0.058)		-0.115** (0.058)	-0.295** (0.054)
	순자본비율(X)	-0.923** (0.162)	-0.740** (0.192)	-1.055** (0.172)	-0.769** (0.109)
	차입금 자기자본비율		-0.000** (0.001)	0.000** (0.001)	
	운전자금차입비율	-0.007** (0.006)	-0.002** (0.003)		
자 산 건 전 성	신용자산성장률		-0.046** (0.017)		-0.045** (0.018)
	일반자산성장률		0.029** (0.008)	0.030** (0.007)	0.031** (0.006)
	예금증가율	-0.055** (0.036)		-0.046** (0.023)	
	요주의이해채권비율		0.506** (0.299)		0.009** (0.008)
	부실여신비율	0.355** (0.100)		0.258** (0.091)	
	대손충당금비율	-0.004** (0.003)	-0.007** (0.003)	-0.004** (0.002)	-0.007** (0.003)

1) 순자본비율=(총자산-총부채-출자금+후순위차입금+대손충당금)/(총자산+대손충당금)

	요구불예금구성비율			-0.008** (0.026)	
	일반자산회전율				0.040** (0.024)
	변동금리대출비율	0.008** (0.007)	-0.098** (0.526)		
수익성	총자산순이익률			-0.239** (0.155)	-0.234** (0.152)
	예대마진율		0.506** (0.299)	0.078** (0.240)	0.525** (0.283)
	순이자마진율	-0.924** (0.287)	-1.146** (0.357)		-1.570** (0.403)
유동성	유동성자산비율		-0.014** (0.077)		0.026** (0.008)
	차입여력대비 유동성 비율	-0.002** (0.001)		0.001** (0.003)	
경제사업	재고자산회전율	-0.204** (0.049)	-0.160** (0.093)	-0.204** (0.054)	-0.145** (0.068)
	유동비율		-0.000** (0.001)		-0.001** (0.001)
	경제매출액원가율				-0.077** (0.022)
	경제매출액영업이익률	-0.023** (0.023)	-0.029** (0.019)		0.050** (0.017)
	경제매출액순이익률				
	경제대손충당금비율	-0.036** (0.026)		-0.084** (0.032)	-0.063** (0.017)
	경제매출채권회전율		0.003** (0.008)		0.002** (0.007)
	Wald 검정치(p-값)	215.34 (0.000)	579.51 (0.000)	228.58 (0.000)	562.28 (0.000)
	표본수	10,380	그룹수	1,179	

- 주: 1) *, **은 각각 10%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 통계적 유의성이 있음을 의미
 2) 모수평균 추정법으로 추정하였으며 연도더미의 경우 부실금융업체가 발생하지 않은 2017~2018년에는 완전다공선성 문제로 인해 제외
 3) 표준오차는 금융기관 클러스터 조정치

자산건전성 부분의 경우 자산성장률과 부실여신 지표들이 설명력이 뛰어난 것으로 추정된 반면 기타 지표들의 설명력은 통계적 유의성이 없었다. 특히 자산성장률의 경우 신용자산과 일반자산이 상이한 효과를 나타내는 것으로 나타난 점이 흥미롭다. 신용자산 성장률이 높을수록 익년도 부실 리스크는 낮아지지만 일반자산 성장률이 높을 경우에는 오히려 부실 리스크가 높아진다는 것이다. 신용자산 성장률을 예금성장률로 바꿀 경우에도 그 결과는 동일하게 나타났다. 따라서 총자산성장률이 통계적 유의성이 없었던 이유는 일반자산과 신용자산의 영향이 상반되어 두 효과를 종합한 데 기인한 것이다. 신용자산은 금융업과 관련되며 일반자산의 경우 구매·판매·창고·이용·가공·운송·교육지원·관리 등을 망라한 것으로 경제

사업관련 자산들이 여기에 속한다. 따라서 본고의 추정결과는 금융관련 업무의 성장세가 높을 수록 부실 리스크는 낮아지지만 경제사업과 같은 비금융관련 업무의 성장세가 높을수록 부실 리스크는 오히려 높아질 우려가 있다는 점을 시사한다. 설립목적상 단위농축협은 경제사업과 금융사업을 동시에 수행해야 하며 지역경제 발전에 있어 경제사업의 중요성은 매우 크다고 할 수 있다. 그러나 농촌 부흥과 지역경제 발전의 역할을 하는 농축협의 경제사업은 금융기관으로서의 건전성 약화 및 부실리스크 확대라는 비용을 초래한다는 점이다. 따라서 금융기관으로서의 건전성과 지역경제 발전 기여라는 두 목적은 서로 상충되기 쉬우며 두 사업간의 적절한 균형을 어떻게 유지할 것인가가 매우 중요하다고 할 수 있다. 부실자산 여부를 판단하기 위한 부실여신 비율의 증가는 모든 모형에서 익년도 부실리스크를 확대시키는 것으로 추정되었으며 통계적 유의성도 강한 것으로 나타났다. 반면 부실에 대응한 대손충당금 적립정도는 부실리스크를 낮추는 것으로는 나타났으나 통계적 유의성은 모형에 따라 상이하게 나타나 부실규모 변수에 비해 설명력에 대한 통계적 유의성은 높지 않았다. 반면 요구불예금 구성비율, 자산회전율, 변동금리 대출비율 등 여타 자산건전성 관련 지표들은 익년도 부실리스크에 대한 설명력이 높지 않은 것으로 추정되었다.

수익성 관련지표들의 경우 자산대비 수익성 지표들은 익년도 부실 리스크에 대한 설명력이 높지 않은 것으로 추정되었다. 총자산, 신용자산, 일반자산과 관계 없이 모든 모형에서 수익률 지표는 익년도 부실 리스크에 대해 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 수익성 지표 중에서 익년도 부실 리스크에 대한 설명력이 가장 높은 것은 순이자마진율이었다. 모든 모형에서 순이자마진율이 높을수록 익년도 부실리스크는 크게 하락하는 것으로 추정되었다. 반면 유사한 지표인 예대마진율의 경우 통계적 유의성도 낮고 부호도 직관과 상반되는 경향이 있었다. 특히 예대마진율과 순이자마진율을 모두 포함시킬 경우 예대마진율 계수는 통계적으로 유의하게 플러스를 띄는데 이는 동일한 순이자마진 수준에서 예대마진율이 높은 기관은 오히려 부실리스크가 높아진다는 점을 의미한다. 예대마진은 대출금리에서 예금금리를 뺀 금리차를 의미하는데 전통적인 금융기관의 수익성 지표로 사용되어 왔으나 금융기관의 수익 원천이 다양화 되면서 수익성을 대표하기 어렵다는 지적이 제기되어 왔다. 반면 순이자마진은 예대금리차의 한계를 개선하기 위해 예대금리에 채권, 유가증권 등에서의 이자수익, 경비, 대손비용, 여러 기금 출연금

등의 비용 요인까지 반영한 것이다. 본고의 추정결과는 부실 리스크와 관련해서는 농협상호금융에서도 예대금리차의 한계와 순이자마진의 효용성이 뚜렷하게 나타나고 있음을 시사한다. 또한 동일한 순이자마진이라도 그 성격에 따라서 부실리스크에 미치는 영향이 상이하다. 순이자마진의 차이가 예대마진에 주로 기인할 경우 부실리스크 개선효과는 약해지는 반면 기타 요인, 즉 대손비용, 기금 출연금 등의 비용절감 효과에 기인하는 경우가 부실리스크 개선효과가 크다는 것이다. 이 역시 부실리스크와 관련해서는 전통적인 여수산업무보다도 비금융업무 관련 건전성 강화가 매우 중요한 요인이 되고 있음을 시사한다.

유동성 관련 지표들의 경우 자본적정성, 자산건전성, 수익성 지표들과 달리 모형에 따라 통계적 유의성이 크게 달라졌으며 계수의 부호도 직관에 제대로 부합하지 않는 것으로 추정되었다. 충분한 유동성은뱅크런을 방지하는데 중요한 요소이며 특히 글로벌 금융위기 이후 주요국에서는 자기자본비율만으로는 금융기관의 건전성을 평가하기 어렵다고 판단하고 추가적으로 유동성 지표를 금융기관의 주요 건전성 지표로 활용하고 있다. 다만 본고에서의 부실리스크는 실제로 뱅크런이 발생한 것이 아니라 각 상호금융 중앙회가 선제적으로 예금자를 보호하기 위해 적기시정조치 대상에 포함되는 지 여부로 판단하고 있으며 현재까지는 모든 상호금융기관의 자본건전성 지표인 순자본비율을 기준으로 평가하고 있는 상황이다. 이에 따라 일시적 유동성 하락이 순자본비율에 따른 적기시정조치 대상 여부에는 유의적인 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 판단된다.

비금융 영업지표인 경제사업은 부실 리스크에 유의적인 영향을 미치는 것으로 추정되어 농협상호금융의 건전성 관리에 경제사업의 중요성이 큰 것으로 나타났다. 다만 세부지표별로 부실리스크에 미치는 영향은 상이했는데 흥미로운 점은 수익률 지표의 경우 부실리스크에 대한 설명력이 미미한 반면 재고자산 회전율은 모든 모형에서 통계적 유의성이 매우 높은 것으로 추정되었다는 점이다. 즉, 재고자산 보유기간이 짧을수록 익년도 부실 리스크는 낮아진다는 것이다. 이는 단위농협들이 앞다투어 사업을 확장하였으나 상대적으로 판매실적이 부진한 것을 반영하고 있다고 볼 수 있다. 농협홍삼의 경우 수년째 재고액이 매출액을 넘어서고 있는 등 많은 농협 제품들이 사업추진에 비해 실적이 저조하여 재고가 처리되고 있지 않는 문제들을 갖고 있음을 시사한다. 반면 매출관련 지표들은 거의 모든 모형

에서 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 이외에 부실에 대비한 대손충당금 비율은 부실 리스크를 감소하는 것으로는 추정되었으나 통계적 유의성은 모형별로 상이하게 나타났다. <표 A-1>은 동일한 모형을 로짓 모형으로 추정한 결과를 보여주고 있는데 대부분의 모형에서 log-log 추정결과와 매우 유사한 모습을 보여주고 있다.

<표5. 농협 순자본비율 동태패널모형 추정결과>

	설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
		계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
자 본 적 정 성	총자본비율	-0.036** (0.067)		0.001** (0.001)	-0.017** (0.005)
	순자본비율	1.051** (0.027)	0.931** (0.007)	0.915** (0.008)	0.937** (0.011)
	차입금 자기자본비율		0.004** (0.001)	-0.000** (0.001)	
	운전자금차입비율	0.001** (0.002)	0.003** (0.003)		
자 산 건 전 성	신용자산성장률		0.000** (0.000)		-0.000** (0.001)
	일반자산성장률		-0.002** (0.001)	-0.003** (0.000)	-0.002** (0.001)
	예금증가율	0.030** (0.002)		0.001** (0.002)	
	요주의이허채권비율		-0.003** (0.002)		-0.138** (0.047)
	부실여신비율	0.146** (0.035)		0.072** (0.029)	
	대손충당금비율	-0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
	요구불예금구성비율			0.002** (0.002)	0.050** (0.021)
	일반자산회전율				
	변동금리대출비율	-0.003** (0.001)	-0.001** (0.001)		
	수 익 성	총자산순이익률			0.248** (0.063)
예대마진율			-0.172** (0.045)	-0.000** (0.024)	-0.138** (0.047)
순이자마진율		-0.208** (0.054)	0.305** (0.060)		0.239** (0.069)
유 동 성	유동성자산비율		0.004** (0.000)		
	차입여력대비 유동성 비율	-0.000** (0.000)		-0.000** (0.000)	
경 계 사 업	재고자산회전율	-0.001** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
	유동비율		-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
	매출액원가율				0.002** (0.002)

매출액영업이익률	-0.000** (0.001)	0.002** (0.000)		
매출액순이익률				0.001** (0.001)
대손충당금비율	0.001** (0.000)		-0.000** (0.000)	
매출채권회전율		0.005** (0.000)		0.000** (0.004)
AR(1) test p-값	0.000**	(0.000)	0.000**	0.000**
AR(2) test p-값	0.000	0.281	0.126	0.152
Sargan Test p-값	0.000	0.000	0.000	0.000
표본수	12,504	그룹수	1,166	

주: 1) *, **은 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 의미

2) 모수평균 추정법으로 추정하였으며 연도더미의 경우 부실금융업체가 발생하지 않은 2017~2018년에는 완전다공선성 문제로 인해 제외

3) 표준오차는 금융기관 클러스터 조정치

<표 5>는 순자본비율을 종속변수로 한 동태패널모형의 추정 결과를 보여주고 있는데 몇 가지 부분에서 부실 리스크 평가모형과의 차이를 보이고 있다. 우선 자산건전성 범주에서 설명력이 높았던 신용자산 성장률은 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 또한 경제사업의 경우도 부실리스크 모형에서는 일관되게 유의한 설명력을 가졌던 재고자산회전율은 모든 동태패널 모형에서 설명력의 유의성이 없는 것으로 추정되었고 유동비율의 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 전반적으로는 경제사업 지표가 익년도 순자본비율에 대한 설명력은 통계적 유의성이 약한 것으로 추정되었다.²⁾

이항모형과 선형모형과의 차이는 주요 설명변수들과 익년도 순자본비율과의 관계가 일반적 상황과 위기적 상황에서 비대칭적이라는 것을 의미하며 따라서 위기 관리 측면에서 고려해야 할 지표가 일반적 상황과 상이함을 시사한다. 이항모형의 경우 순자본 비율이 특정 수준, 즉 부실로 판별되는 수준 이하로 하락할 가능성을 평가하는 모형이다. 따라서 이항모형은 순자본비율과의 설명변수들간의 일반적인 선형 연관성을 평가하는 것이 아니라 순자본 비율이 특정 범위에서 있을 경우 순자본 비율의 하락여부를 평가하는 비선형 모형이다. 따라서 일부 변수들이 일반적

2) 다만 동태패널 모형에서의 Sargant Test결과 여전히 내생성의 문제가 있어 해석에는 유의를 기할 필요가 있다. 해당 결과는 시차를 1로 최소화 하였을 때에도 발생하고 있어 까다로운 도구변수의 문제는 아닌 것으로 판단되었다.

인 선형모형에서는 순자본비율과 통계적 유의성이 낮으나 부실 리스크로 판단되는 이항모형에서는 통계적 유의성이 높다는 것은 해당 지표들이 일반적 상황에서는 연관성이 높으나 순자본 비율이 부실 판단기준 이하로 하락할 가능성이 있는 상황에서는 중요한 설명력을 가진다는 것을 의미한다. 부실여신비율, 순이자마진을 등은 이항모형과 동태패널모형 모두에서 통계적 유의성이 높은 것을 추정되었다. 반면 신용자산성장률과 재고자산 회전율은 이항모형에서만 통계적 유의성이 높으며 경제사업 지표들의 전반적인 설명력은 이항모형에서 더 높게 나타났다. 즉 이들 변수들이 일반적으로는 순자본비율에 대한 설명력은 높지 않으나 순자본비율의 하락으로 부실리스크가 심화될 경우에는 중요한 설명력을 지닌다는 점이다. 즉, 금융부분보다 비금융부분의 성장세가 빠른 것은 일반적 상황에서보다는 부실리스크가 확대되는 상황에서 더 중요해지며 경제사업 역시 부실리스크가 확대되는 상황에서 더 중요한 설명요인이 되고 있다. 따라서 농협의 비금융사업은 정상적 경영상황에서보다 건전성이 악화되고 있는 상황에서 부실리스크를 확대시키는 경향이 더욱 커지고 있음을 시사한다.

〈표6. 실험 부실리스크 모형 추정결과(log-log)〉

	설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
		계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
자 본 적 정 성	총자본비율	-0.065** (0.021)	-0.034** (0.017)	-0.585** (0.022)	
	순자본비율(NCR)	-0.546** (0.066)	-0.659** (0.054)	-0.521** (0.072)	-0.699** (0.037)
	NCR대비 가중부실자산		-0.000** (0.000)		-0.000** (0.000)
	단순자기자본이익율			0.000** (0.001)	0.000** (0.000)
자 산 건 전 성	총자산성장률	-0.002** (0.005)		-0.003** (0.005)	
	예금증가율		-0.006** (0.006)		-0.001** (0.004)
	순 고정이하 여신비율	0.114** (0.026)			
	손실위험도가중 여신비율		-0.000** (0.000)		
	연체대출비율			0.067** (0.014)	0.054** (0.019)
	대손충당금비율	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.000** (0.001)
	고정자산비율	-0.000** (0.000)		-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)

	무수익자산비율		-0.022** (0.026)		-0.027** (0.026)
	부채비율	-0.000** (0.000)			
	이자부자금대비 수익자산비율			-0.008** (0.027)	
	차입금비율		0.048** (0.028)		
수 익 성	수지비율	0.012** (0.003)		0.011** (0.003)	0.007** (0.004)
	예치금수입이자율	0.374** (0.144)	0.292** (0.147)		
	대출금수입이자율			0.082** (0.056)	0.087** (0.057)
	공계사업수익율		-0.000** (0.000)		
	예금지급이자율			0.295** (0.306)	0.516** (0.284)
	예대마진율	0.081** (0.050)			
	순이자마진율	0.005** (0.006)	-0.013** (0.004)	0.007** (0.007)	0.007** (0.006)
	유동성자산비율	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.001)
	Wald 검정치(p-값)	538.47 (0.000)	645.75 (0.000)	522.93 (0.000)	515.42 (0.000)
	표본수	9,996	그룹수	955	

주: 1) *, **은 각각 10%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 통계적 유의성이 있음을 의미
2) 표준오차는 금융기관 클러스터 조정치

<표 6>은 신탁 상호금융을 대상으로 log-log 모형으로 추정한 결과를 보여주고 있다. 농축협과 달리 신탁은 경제사업이 없는 관계로 자산건전성과 수익성 관련 지표들을 추가하여 분석을 실시하였다. 분석결과 자본적정성 부분은 농협과 유사하게 순자본비율과 총자본비율이 통계적으로 유의하게 익년도 부실리스크에 대한 설명력이 높은 것으로 나타났으며 유동성 지표는 설명력이 낮았다. 반면 자산건전성과 수익성 부분은 농축협과 다소 상이한 모습을 보였다. 우선 농축협 분석에서 설명력이 매우 높았던 자산성장률은 신탁의 경우에는 설명력의 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 농협의 경우 신용자산과 일반자산의 성장률이 상반된 효과를 가져왔으나 신탁의 경우에는 신용자산 성장률이 EBA 분석에서 설명력이 없는 것을 제외되었으며 총자산성장률이나 예금증가율은 통계적 유의성이 없었다. 또한 대손충당금 적립비율도 농축협의 경우와 달리 통계적 유의성이 매우 낮았다. 이로 인해 자산건전성 부분에서는 부실자산의 비중을 반영하는 고정이하 여신비율이나 연체대출비율에 대한 설명력만이 통계적 유의성이 높은 것으로 추정되었

다. 수익성 부분에서도 농축협에서 통계적 유의성이 매우 높았던 순이자마진율이 EBA 분석에서 설명력이 없는 것으로 제외된 반면 농축협에서 설명력이 낮았던 수익률 관련지표들은 오히려 부실리스크에 대한 설명력이 오히려 높은 것으로 추정되었다. 결론적으로 동일한 상호금융기관이라 하더라도 부실리스크에 대한 설명력은 농축협과 신탁이 매우 상이한 모습을 보이고 있는 것이다. 경제사업의 포함 여부에 대한 차이 역시 있지만 이와 무관한 자산건전성과 수익성 측면에서도 지표의 차이가 명확하다는 점은 두 상호금융기관의 금융관련 영업행태가 매우 상이할 가능성을 시사한다. 또한 상이한 영업행태에 따라 부실 리스크가 달라진다면 영업행태의 개선을 통해서 부실 리스크가 개선될 여지가 높다는 것을 의미하기 때문에 부실리스크와 관련해서는 중요한 정책적 시사점을 제시하고 있다.

〈표7. 신탁 순자본비율 동태패널모형 추정결과〉

설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	
	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	
자 본 적 정 성	총자본비율	0.007** (0.001)	0.006** (0.001)	0.006** (0.001)	
	순자본비율(NCR)	1.064** (0.019)	1.062** (0.017)	1.081** (0.028)	1.093** (0.013)
	NCR대비 가중부실자산	1 rkwd	-0.000** (0.000)		-0.000** (0.000)
	단순자기자본이익율			-0.000** (0.001)	-0.000** (0.000)
자 산 건 전 성	총자산성장률	0.001** (0.003)		-0.001** (0.003)	
	예금증가율		0.000** (0.000)		0.000** (0.000)
	순 고정이하 여신비율	-0.034** (0.017)			
	손실위험도가중 여신비율		-0.000** (0.000)		
	연체대출비율			-0.021** (0.027)	-0.011** (0.035)
	대손충당금비율	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.001)
	고정자산비율	0.000** (0.000)		0.000** (0.000)	0.000** (0.000)
	무수익자산비율		-0.006** (0.014)		-0.012** (0.018)
	부채비율	0.000** (0.000)			
이자자금대비			-0.012** (0.017)		

	수익자산비율				
	차입금비율		0.050** (0.019)		
수 익 성	수지비율	-0.003** (0.003)		-0.003** (0.003)	-0.003** (0.004)
	예치금수입이자율	0.584** (0.573)	0.425** (0.570)		
	대출금수입이자율			0.051** (0.156)	0.001** (0.172)
	공제사업수익율		0.000** (0.000)		
	예금지급이자율			0.003** (0.000)	0.003** (0.000)
	예대마진율	-0.003** (0.000)			
	순이자마진율	-0.123** (0.081)	-0.018** (0.022)	-0.143** (0.082)	-0.158** (0.084)
	유동성자산비율	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.000** (0.001)
AR(1) test p-값	0.010**	0.005	0.008**	0.006**	
AR(2) test p-값	0.055	0.067	0.047	0.077	
Sargan Test p-값	0.000	0.000	0.000	0.000	

주: 1) *, **은 각각 10%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 통계적 유의성이 있음을 의미
2) 표준오차는 금융기관 클러스터 조정치

<표 7>은 신탁의 순자본비율을 대상으로 동태패널 모형을 추정한 결과를 보여 주고 있다. 자본적정성 부분은 이항모형과 동일하게 설명력이 높았으며 자산건전성 부분에서는 예금증가율이 이항모형과 달리 순자본비율을 높이는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 그러나 대손충당금 비율에 대한 설명력이 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났으나 충당금이 높을수록 순자본비율이 하락하는 것으로 나타나 직관과 다른 모습을 보였다. 이 부분에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 판단된다. 수익성 부분에서는 순이자마진율의 설명력에 대한 통계적 유의성이 향상된 것으로 추정되었으며 예금지급 이자율이 추가적인 설명력이 있는 것으로 추정되었다. 신탁의 경우에도 농협과 비슷하게 부실리스크를 판단하는 이항모형과 순자본비율을 설명하는 동태패널모형간 설명요인의 차이가 존재하고 있어 일반적인 순자본비율 관리와 부실리스크 관리간에는 다소 차별성이 있는 것으로 평가되었다.

V. 맺음말

본고에서는 농축협과 신협 상호금융의 익년도 부실 리스크 및 순자본 비율을 사전적으로 평가할 수 있는 지표들을 자본적정성, 자산건전성, 수익성, 유동성 및 비금융지표 범주별로 구분하여 실증적으로 분석하였다. 분석결과를 요약하면 우선 금융사업과 경제사업을 같이 하는 농축협의 경우 경제사업 관련 지표들이 익년도 부실 리스크에 설명력이 유의적이었다. 둘째, 자산건전성과 수익성 부분에서 부실 리스크에 대한 설명력은 농축협과 신협간 상이한 것으로 추정되어 두 상호금융간 영업형태의 차별성이 부실리스크에도 영향을 미칠 수 있음을 시사하였다. 셋째, 부실리스크에 대한 설명요인과 순자본비율 자체에 대한 설명요인이 다소 상이하여 일반적인 경영 상황에서의 순자본비율 관리 방식과 부실 리스크가 확대된 상황에서의 관리 방식이 차별됨을 시사하였다. 넷째, 부실 리스크와 관련하여 자본적정성 지표는 설명력이 높은 반면 유동성 지표의 설명력은 통계적 유의성이 없는 것으로 추정되었다.

상호금융은 개별 금융기관의 규모는 상대적으로 작으나 국내에서만 2,000개가 넘는 기관이 존재하여 여수신 규모가 저축은행 전체보다 훨씬 클 뿐만 아니라 전국에 걸쳐 비도심지역까지 골고루 분포해 있어 서민금융생활에 큰 기여를 하고 있는 기관이다. 따라서 상호금융기관들의 부실리스크를 사전에 예방하여 건전성을 강화하는 것은 그 의미가 매우 크다고 할 수 있다. 이런 의미에서 아직까지는 미미한 상호금융의 건전성 관련 연구가 활발히 이루어질 필요가 있다. 이와 관련하여 본 연구에서는 개별 지표들을 중심으로 개별 금융기관이나 감독기관이 부실을 예방하기 위해 중심으로 모니터링하고 관리하여야 할 지표들에 대한 분석을 진행하였다. 이에 후속하여 우리 실정에 맞는 상호금융기관의 부실 예측 기법들을 만들고 발전시키는 것도 필요하다고 생각된다. 기존에는 여러 개별지표들을 가중평균하여 단일지표화 하는 방식이 많이 사용되었고 김학균백재승 (2012)도 이러한 일환으로 상호금융의 부실 예측기법을 제시한 바가 있다. 그러나 최근에는 보다 예측에 적합한 기법들이 많이 개발되었는 바 이를 상호금융에 활용하는 연구들이 필요하다. 이를테면 가중치 산정방식을 주성분분석이 아니라 인공신경망 방

식으로 할 경우 가중치 자체가 표본의 예측력을 극대화 하도록 진행될 수 있어 보다 부실 리스크 예측력을 높일 수 있을 것으로 전망된다.

참고문헌

- 강선민, 황인태 & 진선지. (2013). BIS비율과 부채비율. *경영학연구* 제42권 제1호. 1-27.
- 김광남, 박종원, & 장욱. (2021). 자산성장과 편중투자가 저축은행의 부실에 미치는 영향. *재무관리연구* 제38권 제4호. 199-232.
- 김학균 & 백재승. (2012). 국내 금융기관 경영실태평가모형 개선에 관한 연구: 상호금융기관을 중심으로. *한국증권학회지* 제41권 제1호. 41-91.
- 배정환. (2014). 저축은행 부도 확률의 결정 요인에 관한 패널 계량 분석. *경제분석* 제20권 제2호. 92-128.
- 이지연. (2019). 기업부채 리스크와 은행대출 건전성-Merton 모델을 중심으로. *KIF 금융분석 보고서* 제2019-01호.
- 장영민 & 변재권 (2004). 회사채 신용위험의 가격 추정과 Merton 모형의 유효성. *응용경제* 제6권 제3호. 49-84.
- Agarwal, V., & Taffler, T. (2008). "Comparing the performance of market-based and accounting-based bankruptcy prediction models". *Journal of Banking and Finance*, 32. pp. 1541-1551.
- Antunes, A., Bonfim, D., Monteiro, N., & Rodrigues, P.M.M. (2018), "Forecasting banking crises with dynamic panel probit models". *International Journal of Forecasting*. 34(2). pp. 249-275.
- Aretz, K., & Pope, P.F. (2013), "Common factors in default risk across countries and industries". *European Financial Management*. 19(1). pp.108-152.
- Arellano, M & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*. 58(2). pp.277-297.
- Arellano, M & Bover, O. (1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models" *Journal of Econometrics*. 68(1). pp. 29-51.
- Barth, J.R., & Miller, S.M. (2018). "Benefits and Costs of a Higher Bank Leverage Ratio". *Journal of Financial Stability*. 38. pp. 37-52.
- Basim A., Jairaj G., Andrew M., & Ahmed, R. (2021). "Relevance of size in predicting bank failures," *International Journal of Finance and Economics*.

- 26(3). pp. 3504-3543.
- Betz, F., Oprica, S., Peltonen, T., & Sarlin, S. (2014). "Predicting Distress in European Banks". *Journal of Banking and Finance*. 45, pp. 225-241.
- Bharath, S., & Shumway, T. (2008). "Forecasting default with the Merton distance to default model". *Review of Financial Studies*. 21, pp. 1339-1369.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models". *Journal of Econometrics*. 87(1), pp.115-143.
- Camassi, J., Dobkowitz, S., Evrard, J., Parisi, L, Silva, A., & Wedow, M. (2018). "Completing the Banking Union with a European Deposit Insurance Scheme: who is afraid of cross-subsidisation?". *ECB Occasional Paper*, No.208.
- Campbell, J.Y., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). "In Search of Distress Risk". *Journal of Finance*. 63(6), pp. 2899-2939.
- Crosbie, P. J. & Bohn, J. R. (2002). *Modeling Default Risk*. KMV LLC, Mimeo.
- Mare, D. S. (2015). "Contribution of macroeconomic factors to the prediction of small bank failures". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 39. pp. 25-39.
- Mathonnat, C. & Minea, A. (2018). "Financial development and the occurrence of banking crises". *Journal of Banking and Finance*. 96(C). pp. 344-354.
- Merton, R. C. (1974). "The Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates". *Journal of Finance*. 29(2). pp.449-70.
- Tudela, M. & Young, G. (2002). *A Merton Model Approach to Assessing the Default Risk of UK Public Companies*. Bank of England, Mimeo.123
- Vassalou, M., & Xing, Y. (2004). "Default risk in equity returns". *Journal of Finance*. 59, pp. 831-868.
- Wijnbergen, S. & von Jomar, T. (2014). "On Zombie Banks and Recessions after Systemic Banking Crises: Government Intervention Matters". *Tinbergen Institute Discussion Paper*. no. 13-039.

〈참고〉

Logit 모형 추정결과

〈표 A-1〉 농협 부실리스크 모형 추정결과(logit)

	설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
		계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
자본	총자본비율	-0.183** (0.063)		-0.101* (0.068)	-0.313** (0.060)
	순자본비율	-1.010** (0.207)	-1.529** (0.197)	-1.153** (0.222)	-0.838** (0.216)
적정성	차입금 자기자본비율		0.000 (0.007)	0.000 (0.001)	
	윤전자금차입비율	-0.009** (0.004)	-0.003 (0.003)		
자산	신용자산성장률		-0.049** (0.020)		-0.046** (0.020)
	일반자산성장률		0.030** (0.009)	0.030** (0.007)	0.031** (0.007)
건	예금증가율	-0.057** (0.022)		-0.060** (0.023)	
	요주의이하채권비율		0.012 (0.012)		0.007 (0.008)
전	부실여신비율	0.340** (0.132)		0.289** (0.137)	
	대손충당금비율	-0.003 (0.003)	-0.007** (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.007** (0.003)
성	요구불예금구성비율			-0.004 (0.024)	
	일반자산회전율				0.036 (0.026)
수익	변동금리대출비율	0.006 (0.007)	0.010 (0.007)		
	총자산순이익률			-0.481** (0.213)	-0.352* (0.206)
성	예대마진율		0.505 (0.329)	0.085 (0.266)	0.554* (0.319)
	순이자마진율	-0.912** (0.257)	-1.228** (0.397)		-1.595** (0.467)
유동성	유동성자산비율		0.001 (0.009)		0.029** (0.009)
	차입여력대비 유동성 비율	-0.001** (0.000)		-0.001 (0.001)	
경제	재고자산회전율	-0.221** (0.083)	-0.172* (0.084)	-0.183** (0.082)	-0.146** (0.073)
	유동비율		-0.000 (0.001)		-0.000 (0.001)
사업	매출액원가율				-0.011 (0.052)
	매출액영업이익률	-0.028 (0.018)	-0.032 (0.020)		
	매출액순이익률				0.024 (0.029)
	대손충당금비율	-0.041** (0.017)		-0.043** (0.018)	
	매출채권회전율		0.004 (0.010)		0.005 (0.008)

주: 1) *, **은 각각 10%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 통계적 유의성이 있음을 의미
 2) 모수평균 추정법으로 추정하였으며 연도더미의 경우 부실금융업체가 발생하지 않은 2017-2018년에는 완전다공선성 문제로 인해 제외
 3) 표준오차는 금융기관 클러스터 조정치

〈표 A-2〉 실험 부실리스크 모형 추정결과(logit)

설명변수	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
자본적정성				
총자본비율	-0.072** (0.025)	-0.039* (0.025)	-0.066** (0.030)	
순자본비율(NCR)	-0.591** (0.085)	-0.708** (0.075)	-0.571** (0.109)	-0.765** (0.059)
NCR대비 가중부실자산		-0.000 (0.000)		-0.000 (0.000)
단순자기자본이익율			0.000 (0.001)	0.000 (0.000)
자산건전성				
총자산성장률	-0.003 (0.007)		-0.004 (0.007)	
예금증가율		-0.007 (0.009)		-0.001 (0.004)
순 고정이하 여신비율	0.124** (0.026)			
순실위험도가중 여신비율		-0.000 (0.000)		
연체대출비율			0.080** (0.020)	0.082** (0.022)
대손충당금비율	-0.001** (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001* (0.000)
고정자산비율	-0.000 (0.000)		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
무수익자산비율		-0.010 (0.055)		-0.018 (0.040)
부채비율	-0.000 (0.000)			
이자부자금대비 수익자산비율			-0.014 (0.038)	
차입금비율		0.048 (0.030)		
수익성				
수지비율	0.014** (0.002)		0.014** (0.002)	0.010* (0.002)
예치금수입이자율	0.353** (0.238)	0.247 (0.288)		
대출금수입이자율			0.078 (0.063)	0.070 (0.067)
공제사업수익율		-0.000 (0.000)		
예금지급이자율			0.296 (0.310)	0.504* (0.259)
예대마진을	0.051 (0.062)			
순이자마진을	0.008 (0.005)	-0.014** (0.004)	0.010** (0.004)	0.010* (0.005)
유동성자산비율		-0.000 (0.000)		-0.000 (0.001)

주: 1) *, **은 각각 10%, 5% 유의수준에서 회귀계수가 통계적 유의성이 있음을 의미

2) 표준오차는 금융기관 클러스터 조정치