

뱅크런 발생 시 예금인출요인과 예금보험의 효과*

김명원**

- 국문초록 -

본 논문은 2011년 국내 한 저축은행에서 발생한 예금인출 현상에 대하여 예금자 단위(depositor-level)의 자료를 이용하여 예금인출에 영향을 미치는 요인들을 확인하고, 이때 예금보험이 예금인출을 완화시키는 효과가 있는지를 분석한다. 분석 결과, 예금보험은 크게 두 가지 방식으로 예금인출을 억제한다. 첫 번째는, 보호한도 이내 예금에 대해 인출위험을 낮추는 효과로, 보호한도를 초과하는 예금의 인출위험이 보호한도 이내 예금의 인출위험보다 1.82~1.96배 높게 나타났다. 두 번째는, 보호한도를 초과하는 예금에 대해 인출금액을 감소시키는 효과로, 초과예금을 보유한 예금자들은 인출 시 전액을 인출하기보다는 잔액을 보호한도에 가깝게 조정하는 경향이 뚜렷하게 나타났다. 한편, 예금 및 예금자의 특성, 예금자와 저축은행의 관계, 정보의 확산 등의 요인들도 예금인출에 영향을 미친다. 구체적으로 세제혜택이 있거나 잔여만기가 긴 예금을 보유한 예금자들의 인출위험이 낮았으며, 저축은행으로부터 근거리에 거주하거나 저축은행 계좌를 통해 카드 대금·보험료 등을 납부하는 예금자들의 인출위험은 높았다. 또한, 정보의 확산이 예금자들의 인출위험에 영향을 줄 수 있음을 확인하였다. 본 논문은 뱅크런 발생 시 예금자들의 인출행태에 대한 이해를 돕고, 예금보험제도와 관련하여 정책적 시사점을 제시한다.

핵심단어: 예금보험, 예금인출요인, 예금보험의 효과, 뱅크런, 저축은행 부실사태

JEL 분류번호: D12, G21, G28

* 본 논문은 「KDIC예금보험연구」 2018년 제3호에 수록된 연구보고서 ‘뱅크런 위험 발생 시 예금인출요인과 예금보험의 효과에 관한 실증연구’를 수정·발전시킨 논문임을 밝힌다.

** 예금보험공사 예금보험연구센터 부연구위원(Tel: 02-758-1025, E-mail: mwkim@kdic.or.kr)

I. 서론

뱅크런(bank run)은 다수의 예금자들이 단기간에 은행으로부터 대량의 예금을 인출하는 현상을 일컫는다. 은행은 불특정 다수로부터 유동적인(liquid) 자금을 예치하여 비유동적인(illiquid) 대출자산에 투자하기 때문에 자산과 부채의 만기 불일치로 인한 지급불능 위험에 늘 노출되어 있으며, 뱅크런은 이러한 은행산업의 특수성에 기인하는 현상이다. Diamond and Dybvig(1983)에 따르면 은행산업은 금융중개기능(financial intermediation)을 통해 사회후생을 증가시킬 수 있지만, 동시에 이러한 유동성 전환기능은 대규모 예금인출사태가 발생할 경우 은행을 지급불능 상태에 이르게 할 수 있다. 실제 미국의 대공황 기간 동안 많은 은행들에서 뱅크런이 발생하였고, 이는 연방예금보험공사(Federal Deposit Insurance Corporation)의 설립을 촉발시켰다¹⁾.

예금보험제도는 위기상황²⁾에서 예금자들이 예금을 인출할 유인을 감소시켜 대량의 예금인출사태가 발생하는 것을 사전에 방지하는 기능을 한다. 이론적으로 예금보험의 이러한 기능은 분명하지만,³⁾ 실제로는 예금보험이 예금인출을 완벽하게 억제하지는 못한다. 왜냐하면, 예금자들은 보호한도 초과분의 예금에 대해서는 지급을 보장받지 못하며, 보호한도 이내 예금이라도 보험금 지급까지는 일정 기간이 소요되기 때문에 이로 인해 발생 가능한 유동성 위험 등을 피하고자 예금을 인출하려는 동기가 존재하기 때문이다. 2000년대 글로벌 금융위기 당시 예금보험제도를 오랜 기간 도입·운영해온 미국과 영국의 은행들⁴⁾에서 뱅크런이 발생한 것은 이러한 사실을 잘 보여준다.

예금보험제도는 개별 은행에 대한 예금인출 억제와 함께 은행 간 위험의 전이를 완화함으로써 금융시스템 전체의 안정에도 기여한다. 2008년 글로벌 금융위기 당시 리만브라더스(Lehman Brothers)의 파산을 계기로 시스템리스크(system risk) 관리가 각국 금융규제·감독 당국의 중요한 과제로 부상하자 미국, 영국, 독일을 비롯한 주요 국가들은 위험의 확산을 방지하기 위한 정책대응(policy response)으로 예금보험제도를 사용하였다⁵⁾. 하지만 예금보험이 정책적 도구로 널리 사용되고 있음에도 불구하고, 예금보험의 효과에 관해서는 충분한 실증연구가 이루어지지 않고 있다. 따라서 예금보험이 실제로 얼마나 효과적으로 작동하는지, 그리고 예금 및 예금자의 어떤 특성들이 예금인출에 영향을 미치는지를 이해하는 것은 뱅크런으로 인해 발생하는 사회적 비용을 고려했을 때 매우 중요한 의미를 가진다.

예금자 단위(depositor-level)의 자료를 이용한 뱅크런 분석은 최근에 들어서야 인도, 미국 등의 부실은행 자료를 이용하여 일부 진행되고 있다.⁶⁾ Iyer and Puri(2012)는 인도의 한 은행을 대상으로 뱅크런 발생 시 예금인출요인을 분석하였다. 이들은 예금인출에 영향을 미치는 중요한 요인으로 예금자와 은행의 관계와 예금자들의 사회연결망(social networks)을 꼽고 있다. 예금자와 은행의 관계를 거래기간, 대출경험 등으로 측정하였고, 둘 간의 관계가 밀접할수록 예금인출 위험이 낮게 나타났다. 반면, 예금자의 이웃이나 지인 중에 예금을 인출한 사람이 있을 경우에 예금을 인출할 위험이 더 높음을 발견하였다. 국내에서는 아직 예금자 단위의 정보를 이용한 뱅크런 관련 분석이 진행된 바가 없다. 뱅크런이 빈번하게 발생하는 현상이 아니고, 관련 자료를 입수하는 것도 쉽지 않

1) 대공황 기간 동안 미국의 전체 은행 중에서 1/3 이상이 문을 닫았다(Walter, 2005).

2) 본 논문에서 위기상황은 대규모 예금인출을 야기할 수 있는 상황을 통칭한다.

3) Diamond and Dybvig(1983), Bryant(1980) 등

4) Countrywide Bank(2007, 미국), Northern Rock Bank(2007, 영국), IndyMac Bank(2008, 미국) 등

5) 2008년 이후 14개국이 새롭게 예금보험제도를 도입했으며, 예금보험제도를 운영하는 국가의 96%가 보호한도를 인상하였다. 그리고 약 32%의 국가가 예금에 대한 정부보증을 실시했으며, 이 중에서 38%는 예금에 대한 전액보호를 실시하였다. 또한, 약 72%의 국가에서 은행의 비예금성부채에 대한 정부보증을, 약 36%의 국가에서는 은행 자산에 대한 정부보증을 실시했다. 그리고 약 64%국가에서 은행의 국유화 현상이 나타났다(임형석, 2018).

6) Iyer and Puri(2012), Iyer, Puri and Ryan(2016), Martin, Puri and Ufieri(2018) 등

기 때문이다. 그러나 다행히도 2017년부터 예금보험공사가 「부실저축은행DB」⁷⁾를 구축하여 부실저축은행들에 대한 상세한 자료들을 연구자들에게 개방하고 있어 관련 연구를 수행할 수 있는 여건이 마련되었다.

이러한 배경에서 본 논문은 예금보험공사의 「부실저축은행DB」를 이용하여 국내의 한 부실저축은행을 대상으로 뱅크런 위험이 발생하였을 때, 예금인출에 영향을 미치는 요인과 예금보험의 예금인출 억제효과를 실증적으로 분석하는 것을 우선 과제로 삼고 있다. 이를 위해 2011년 저축은행 부실사태 당시 영업정지 처분을 받은 한 저축은행의 원장정보로부터 예금자 단위의 다양한 예금인출요인 변수를 생성하였다. 예금인출요인은 크게 ‘예금 및 예금자 특성’, ‘예금자와 저축은행의 관계’, ‘정보의 확산’을 고려하였다. ‘예금 및 예금자 특성’으로는 예금자 나이·주소, 예금잔액, 잔여만기, 예금상품종류, 세제혜택 등의 정보를, ‘예금자와 저축은행의 관계’는 거래기간, 예금자의 거주지와 저축은행 간의 거리, 대출경험 등의 정보를 이용하였다. ‘정보의 확산’은 이에 대한 직접적인 정보⁸⁾를 이용할 수 없어서 대리변수(proxy variable)로 지역별 누적예금인출비율을 이용하였다. 정보가 확산될 때 지역 기반의 채널이 중요하게 작용한다면, 지역별로 정보의 확산 정도에 차이가 발생할 것이고, 이러한 차이가 해당 지역 예금자들의 예금인출에 미치는 영향을 보고자 하는 것이다.

이후 본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 분석대상 저축은행에서 발생한 예금인출 사건과 분석자료의 구성에 대해 간략히 소개한다. 제 III장에서는 예금인출요인과 예금보험의 효과에 대한 실증분석 결과를 설명한다. 마지막으로 제 IV장에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

II. 분석 자료

1. 사건 소개(Event description)

2008년 글로벌 금융위기를 계기로 부동산시장이 침체되자 저축은행의 주요 수익원이었던 부동산 PF 관련 여신이 크게 부실화되었고, 그 결과 2011~12년에만 24개⁹⁾ 저축은행이 부실 심화 및 유동성 부족 등으로 영업을 정지되어 매각 또는 계약이전 되었다. 이를 두고 저축은행 부실사태라 일컫는다.

저축은행 부실사태 당시 삼화저축은행은 2011년 1월 14일에 최초로 영업정지명령을 받았고, 삼화저축은행의 영업을 정지되자 일부 저축은행에서 일시적으로 대량의 예금인출사태가 발생하였다. 본 논문은 예금인출이 발생한 은행들 중에서 삼화저축은행에 이어 두 번째로 영업정지 명령을 받은 부산저축은행을 대상으로 예금인출 현상을 분석한다. 부산저축은행은 삼화저축은행의 영업정지로 촉발된 예금인출 충격과 그동안 부동산PF 등으로 누적된 부실로 인해 삼화저축은행의 영업정지 일로부터 약 1개월 후인 2011년 2월 17일에 영업정지 처분을 받았다.¹⁰⁾

7) 2011년 이후 부실화된 30개 저축은행의 영업정지 시점까지의 재무 및 원장 데이터 모음으로 예금보험공사 홈페이지(www.kdic.or.kr)에서 상세한 설명을 제공하고 있다.

8) Iyer and Puri(2012)는 예금자들의 사회연결망 정보를 이용하였다. 이들이 분석한 은행은 신규로 계좌를 개설하려면 기존 고객의 소개가 필요한데 이 소개정보를 사회연결망 정보로 이용하였다.

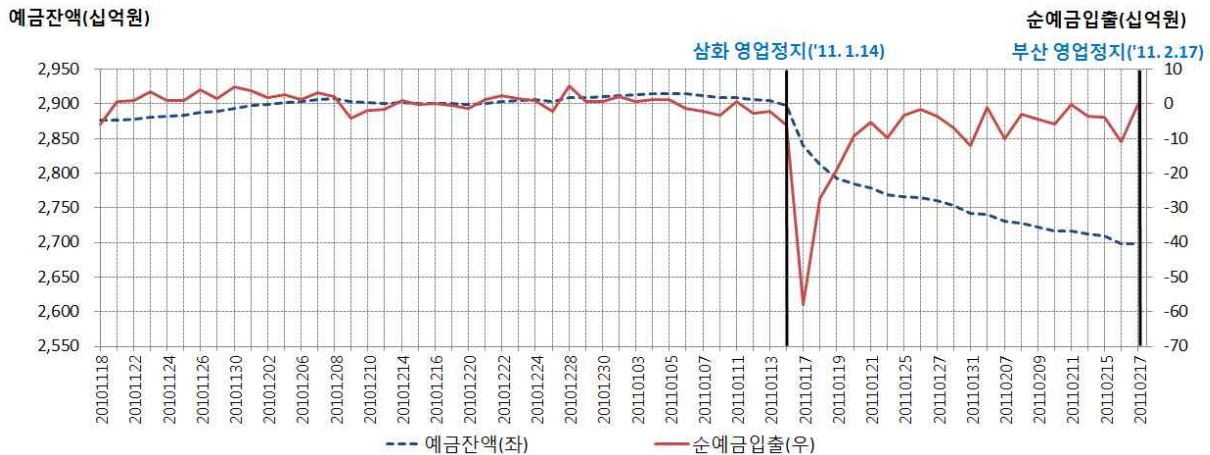
9) 2015년까지 30개 저축은행이 부실화되어 영업정지 되었다.

10) 부산저축은행 및 그 계열 저축은행들(부산2·중앙부산·대전·전주)은 대출자산이 부동산 PF대출에 과도하게 편중되었고, PF대출이 부실화됨에 따라 유동성 부족으로 영업정지 되었다. 이후 2011년 3월부터 8개월간 검찰의 수사결과 대주주와 경영진의 다수의 불법행위를 적발되었다(금융연구원, 2012).

부산저축은행은 삼화저축은행과 직접적인 경제적 관계가 없었음에도 불구하고 삼화저축은행의 영업정지로 인해 대량의 예금인출이 발생하였다는 점에서 뱅크런 위험의 전염효과(contagion effect)를 강하게 시사한다. 실제로 삼화저축은행의 영업정지 이후 5영업일 동안 부산저축은행의 예금잔액¹¹⁾은 4.14%(1,201억원) 감소하였으며, 이후 영업정지일까지 약 1개월(22영업일) 동안 7.11%(2,066억원) 감소하였다(<그림1> 참고).¹²⁾

<그림1> 부산저축은행 예금잔액 및 순예금입출

부산저축은행 영업정지 이전 3개월 동안 개인고객의 예금잔액과 순예금입출을 나타냄(요구불예금 제외).



2. 자료의 구성

앞서 언급한 바와 같이 자료는 예금보험공사의 「부실저축은행DB」를 이용하였다. 해당 자료는 2011년 이후 부실화된 30개 저축은행에 대해 영업정지 시점까지의 재무 및 원장정보를 수집·가공한 데이터모음이다. 본 논문에서는 부산저축은행의 고객원장·공동계좌원장·거래내역 정보로부터 예금자 단위로 일별 예금잔액을 산출하고, 여기에 계좌 및 예금자의 정보를 결합하였다. 단, 분석 대상은 부산저축은행 예금자 중에서 개인고객만을 대상으로 하였으며, 예금계좌 중 요구불예금은 제외하였다.¹³⁾

「부실저축은행DB」의 원장들은 구체적으로 다음과 같은 자료를 포함하고 있다. 먼저, 고객원장에는 예금자의 나이, 거주지의 우편번호, 국적 등 예금자에 대한 기본 정보가, 공동계좌원장에는 계좌종류, 가입일, 예금유형, 만기일 등 계좌에 대한 상세 정보가 담겨 있다. 또한, 거래내역에는 거래일, 거래금액, 예금잔액 뿐만 아니라 거래방식(ATM 이용여부 등)이나 거래내용(카드대금결제, 보험료 납부 등)에 대한 정보도 일부 포함되어 있다. 위 정보들을 최대한 활용하여 보호한도 초과 여부, 거래기간, (저축은행으로부터) 근거리 거주여부, 대출보유여부, 만기까지 잔여기간, 유효계좌 수, ATM 이용여부, 급여계좌 보유여부 등 다양한 변수들을 가공하여 예금인출요인을 분석하였

11) 개인고객의 예금 중 요구불예금을 제외한 예금의 잔액을 집계하였다.

12) 부산저축은행에서 대규모 예금인출이 발생하지는 않았으나, 이전에 뱅크런을 경험한 은행들의 사례에 비추어 볼 때, 예금인출의 강도가 낮은 것은 아니다. 참고로 Emigrants Industrial Savings Bank와 IndyMac은 뱅크런 발생 시 예금을 인출한 예금자의 비율은 각각 7%와 5% 미만이었다(Iyer and Puri, 2012).

13) 요구불예금은 2가지 이유에서 제외하였다. 먼저, 분석을 위한 자료의 크기(sample size)가 충분하지 않다. 저축은행 예금자들은 대부분 정기 예적금 상품을 이용하기 때문에 요구불예금의 비중이 낮을 뿐만 아니라, 보호한도를 초과하는 경우가 거의 존재하지 않는다. 둘째, 요구불예금과 정기 예적금은 인출 목적, 빈도, 비용 등의 측면에서 매우 상이하기 때문에 요구불예금에 대한 인출요인을 분석하기 위해서는 별도의 모형을 추정해야 한다. 다만 본 논문에서는 앞서 언급하였듯이 저축은행 특성상 요구불예금의 비중이 낮아 이를 제외하는 방식을 선택하였다.

다.¹⁴⁾

예금인출요인을 분석하기 위해 로짓모형(Logit model)과 대표적인 생존분석 모형인 Cox의 비례위험모형(Proportional hazards model)을 이용하였다. 그리고 관측기간 동안 예금액이 감소한 경우를 예금인출로 정의하였다.¹⁵⁾ 로짓모형의 종속변수는 예금인출이 발생한 경우에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0을 가지며, 두 관측기간(5영업일, 22영업일)에 대해 각각의 모형을 추정하였다. 그 이유는 삼화저축은행의 영업정지 이후 부산저축은행에서 일시적으로 발생한 예금인출과 약 한 달간 지속된 예금인출에 서로 다른 요인들이 영향을 미칠 수 있기 때문에 이를 구분하여 파악하기 위함이다. 한편, 예금인출여부 뿐만 아니라 예금인출까지 걸린 시간에 대한 순위정보(rank condition)까지 반영하기 위해 Cox의 비례위험모형을 추정하였다.¹⁶⁾ Cox모형은 시간가변 설명변수(time-varying covariates)를 모형에 도입하는 것이 용이하기 때문에, 일별로 집계하는 ‘하루 전 거주지역 예금인출률’을 정보확산에 대한 대리변수로서 설명변수에 추가하였다. 이는 예금인출 위험이 지역을 기반으로 한 정보의 확산에 영향을 받는지 간접적으로 확인하기 위함이다. 전날까지 예금인출비율이 높았던 지역에서 다음날 예금자들의 인출위험이 더 높다면, 예금인출 위험이 지역 기반의 채널을 통해서 확산되거나 지역별로 예금자들의 정보습득 정도에 차이가 존재함을 의미한다. 이때 지역 구분은 시·군·구 또는 광역시·도 단위를 모두 이용함으로써 의미 있는 지역 구분 단위를 찾고자 하였다.

예금인출요인을 추정하기 위해 최종적으로 이용된 변수들과 각 변수에 대한 설명은 <Appendix 1>에서 확인할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석 결과

본 절에서는 부산저축은행의 예금인출 현황을 간단하게 살펴보고, 로짓모형과 Cox모형을 이용하여 예금인출에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석 결과를 제시한다. 또한, 이를 바탕으로 예금보험의 효과를 추정한다.

모형추정 결과에 대한 설명에 앞서, 저축은행 예금자들의 특성에 대해 간단히 살펴보자. <표1>은 삼화저축은행의 영업정지 직전인 2011년 1월 13일(기준일)¹⁷⁾의 부산저축은행 예금 및 예금자 특성에 대한 요약통계량(Summary statistics)이다. 전체 예금자는 115,531명¹⁸⁾이고, 그 중에서 보호한도를 초과하는 예금을 보유한 예금자는 4%를 차지한다. 예금자들의 1인당 평균 예금액은 2,514만원이고, 예금자의 66%가 잔여만기가 1년 이내인 예금을 보유하고 있다. 50대 이상의 예금자 비중은 49%로 중장년층의 거래 비중이 높은 편이다. 거래기간(최초 계좌개설일로부터 기간)이 1년 이내인 예금자의 비중이 29%로 신규고객의 비중이 비교적 높으나, 5년을 넘기는 예금자도 22%나 존재한다. 예금자들의 거주지역을 살펴보면, 예금자의 42%가 부산저축은행 본점 또는 지점과 근거리¹⁹⁾에

14) 언급된 변수들 이외에도 후순위채 보유여부, 자영업자 여부, 외국인 여부, CD기 이용여부 등의 변수들을 생성하였으나, 자료의 적합성이 부족하거나 통계적으로 유의하지 않아 최종적으로 사용하지는 않았다.

15) 보통예금을 제외하였기 때문에 예금잔액의 감소는 정기 예적금을 일부 또는 전액 해지한 것을 의미한다. 이는 Iyer and Puri(2012)에서 예금인출의 정의와 일치한다.

16) Cox 비례위험모형은 사건 발생까지의 시간에 대한 정보를 이용하여 부분우도(Partial likelihood)를 통해 추정한다. Cox모형 및 생존분석에 대한 자세한 내용은 Cox(1972), Klein and Moeschberger(2006), Allison(2010) 등의 자료를 참고할 수 있다.

17) 2011년 1월 13일 영업종료 후를 의미하며, 이후 이 시점을 기준일로도 칭한다.

18) 이 중에서 예금자 나이 정보가 누락된 1,895명을 제외하고 로짓모형 및 Cox모형을 추정하였다.

19) 부실저축은행DB에 예금자의 상세 주소는 기재되어 있지 않으며, 우편번호만 이용이 가능하다. 따라서 우편번호를 이용하여 행정구역단위 기준으로 저축은행 소재지와 예금자의 거주지가 동일한 구에 속하면 근거리로 정의하였다. 참고로 부산저축은행의 본점 및 지점은 총 4곳으로 부산광역시 ‘동구’, ‘사하구’, ‘북구’, ‘해운대구’에 위치하며 본점 소재지인 동구 초량동은 거리상으로 ‘중구’와 인

거주한다. 대출과 관련해서, 부산저축은행의 대출을 보유하고 있는 예금자와 현재 대출은 없지만 과거에 대출을 받은 경험이 있는 예금자 비중은 모두 1% 미만이다. 이는 저축은행에 예금을 하는 사람과 대출을 받는 사람은 사회경제적(socioeconomic) 특징이 매우 다를 것을 시사한다. 한편, 저축은행 ATM(Automatic Teller Machine)²⁰⁾을 이용하는 예금자는 약 1%이고, 보통예금계좌²¹⁾에서 카드대금 또는 보험료 등을 납부하는 예금자 비중은 1% 미만으로, 예금자들은 저축은행의 계좌를 저축 이외의 목적으로는 크게 활용하지 않고 있다.

〈표1〉 요약통계량(Summary Statistics)

기준일('11. 1.13) 시점의 자료이며, 개별 변수에 대한 설명은 〈Appendix 1〉에 수록되어 있음.

Variable	Observations	Mean	Median	SD	Min.	Max.
거래건수 (최근 1년)	115,531	4.27	0	17.94	0	1091
거래기간 (1년 이하)	115,531	0.29	0	0.45	0	1
거래기간 (3년 이하)	115,531	0.37	0	0.48	0	1
거래기간 (5년 이하)	115,531	0.12	0	0.32	0	1
거래기간 (5년 초과)	115,531	0.22	0	0.42	0	1
과거 대출계좌 보유여부	115,531	0.01	0	0.07	0	1
근거리 거주여부	115,531	0.42	0	0.49	0	1
급여계좌 보유여부	115,531	0.00	0	0.02	0	1
대출계좌 보유여부	115,531	0.00	0	0.05	0	1
만기까지 기간 (1개월 이하)	115,531	0.17	0	0.38	0	1
만기까지 기간 (1년 이하)	115,531	0.49	0	0.50	0	1
만기까지 기간 (1년 초과)	115,531	0.33	0	0.47	0	1
보호한도 초과여부	115,531	0.04	0	0.20	0	1
예금자 나이 (20대)	113,636	0.11	0	0.31	0	1
예금자 나이 (30대)	113,636	0.23	0	0.42	0	1
예금자 나이 (40대)	113,636	0.17	0	0.38	0	1
예금자 나이 (50대)	113,636	0.18	0	0.38	0	1
예금자 나이 (60대 이상)	113,636	0.31	0	0.46	0	1
예금잔액 (백만원)	115,531	25.14	20.00	20.46	0.00	1,674
예금잔액 (백만원, 보호한도초과=0)	115,531	22.18	19.72	16.91	0.00	50
유효계좌수	115,531	2.03	2	1.35	1	44
납부정보 유무	115,531	0.00	0	0.03	0	1
장기주택마련저축 보유여부	115,531	0.02	0	0.15	0	1
정기적금 보유여부	115,531	0.32	0	0.47	0	1
ATM 이용여부	115,531	0.01	0	0.08	0	1

1. 예금인출 현황

저축은행 예금자들은 예금보험제도를 인지하고 보호한도를 적극적으로 활용하여 예금을 예치하고 있는 것으로 보인다. 〈그림2〉는 기준일의 부산저축은행 예금자들의 예금잔액을 천만원 단위로 구분하여 금액대별 예금액 및 예금자 분포를 나타낸 것이다. 전체 예금자의 95.7%가 보호한도 이내의 예금을 보유하고 있으며, 특히 '4천만원 초과 5천만원 이하' 구간의 예금자는 21.7%에 이르는 것으로 나타났다. 금액 기준으로는 전체 예금의 88.2%가 보호한도 이내 예금이며, '4천만원 초과 5천만원 이하'의 예금이 40.6%에 이른다. 즉, 대부분의 예금이 보호한도 이내에 분포하며 '4천만원 초과 5천만원 이하' 구간에 집중해 있기 때문에 저축은행 예금자들은 예금보험제도를 인지하

접해있기 때문에 근거리 거주지에 '중구'를 포함하였다.

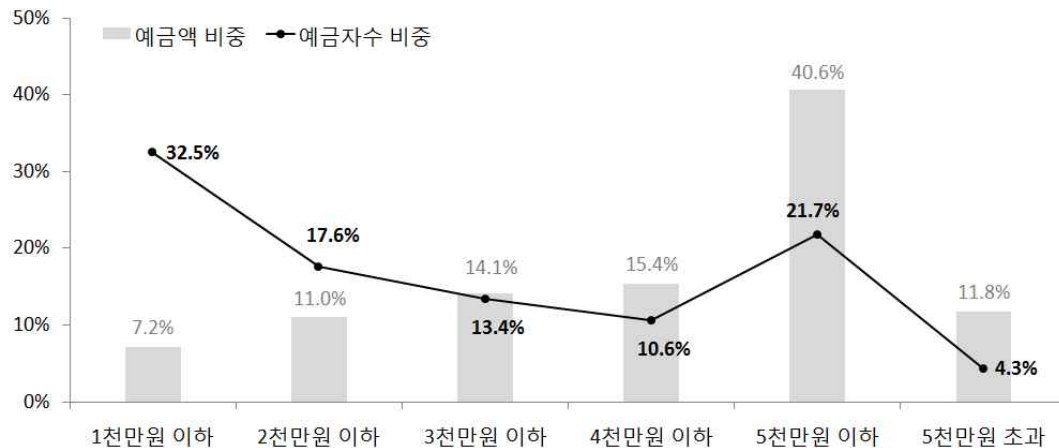
20) 저축은행의 ATM은 본점 및 영업점을 중심으로 설치되어 있어, ATM 이용정보는 저축은행에 대한 예금자의 물리적 접근의 용이성 정도를 나타낸다고 볼 수 있다.

21) 보통예금계좌는 예금인출을 확인하기 위한 대상에서는 제외하였으나, 예금자 특성을 파악하기 위한 목적으로 보통예금계좌의 거래 적요, 거래건수 등의 정보는 이용하였다.

고 의도적으로 예금을 보호한도 이내로 예치하고 있음을 알 수 있다. 이를 다시 저축은행의 입장에서 보면, 자금조달의 상당 부분이 예금보험에 의존하여 이루어지고 있음을 의미하며, 보호한도가 변경될 경우 저축은행 예금액이 크게 변동될 수 있음을 예상할 수 있다.

〈그림2〉 부산저축은행의 예금잔액 및 예금자 분포

기준일(11. 1.13)의 부산저축은행 예금잔액 및 예금자 분포를 나타냄.



다음으로, 보호한도 5,000만원을 기준으로 예금인출의 차이를 살펴보자. 잔액이 5,000만원을 초과하는 예금은 보호한도 초과분에 대해서는 예금보험에 의해 보호받지 못하기 때문에 잔액이 5,000만원 이하인 예금보다 인출경향이 더 강하게 나타날 것을 예상할 수 있다. 〈표2〉는 기준일부터 부산저축은행의 영업정지일까지 약 한 달 동안의 예금인출 현황을 나타낸다.

예금인출비율은 인출자수와 인출금액을 기준으로 각각 정의할 수 있다. 인출자수 기준의 인출비율은 전체 예금자 중에서 관측기간 동안 예금액이 감소한 예금자의 비율로 정의한다. 마찬가지로, 예금액 기준의 인출비율은 전체 예금액 중에서 관측기간 동안 예금액이 감소한 예금자들의 예금 감소분의 비율로 정의한다.

먼저, 인출자수를 기준으로 인출비율을 살펴보면, 보호예금²²⁾과 비보호예금²³⁾의 인출비율은 각각 13.7%와 32.5%로, 비보호예금의 인출비율이 보호예금의 인출비율보다 2.38배 높다. 특히 보호한도 5,000만원을 기준으로 예금액이 ‘4,000만원 초과 5,000만원 이하’인 그룹과 ‘5,000만원 초과 6,000만원 이하’인 그룹의 인출비율을 비교하면, 후자의 인출비율이 전자에서보다 약 2배 높게 나타난다. 즉, 예금보험제도에 의해 보호되지 않는 초과예금을 보유한 예금자들은 위기상황에 매우 민감하게 반응한다. 특히 두 집단은 예금액의 차이가 크지 않아 소득 등 관측되지 않는 요인에 의한 영향이 어느 정도 통제되었기 때문에 이러한 인출비율의 차이는 예금보험제도에 의해 유발된 것으로 해석할 수 있다. 예금보험제도의 효과는 이후 관련 분석에서 다시 자세하게 다룬다.

이번에는 예금액을 기준으로 인출비율을 살펴보면, 보호예금과 비보호예금의 인출비율은 각각 10.7%와 16.6%로 비보호예금의 인출비율이 보호예금에서보다 1.55배 높다. 앞서 살펴본 인출자수 기준 인출비율에서의 2.38배보다 다소 낮은 수치인데, 이는 비보호예금을 보유한 예금자들은 상대적으로 인출 시 전액을 인출하기보다는 예금액의 일부만을 인출하는 경향이 높음을 의미한다.

22) 예금자별 예금잔액의 합계액이 보호한도 5,000만원 이하인 예금으로 정의한다.

23) 예금자별 예금잔액의 합계액이 보호한도 5,000만원을 초과하는 예금으로 정의한다.

〈표2〉 금액대별 예금잔액 및 예금인출 현황

기준일('11. 1.13)의 예금자들을 대상으로 부산저축은행의 영업정지일('11. 2.17)까지 예금액 구간별로 예금인출 비율을 산출함. 이때 예금인출은 관측기간 동안 예금액이 감소한 경우로 정의되며, 예금인출 비율은 인출자수와 인출금액을 기준으로 다음과 같이 정의함.

- 인출비율(인출자) = (기준일보다 예금액이 감소한 예금자수)/(기준일 예금자수)
- 인출비율(인출금액) = (기준일보다 예금액이 감소한 예금자들의 예금 감소분)/(기준일 예금액)

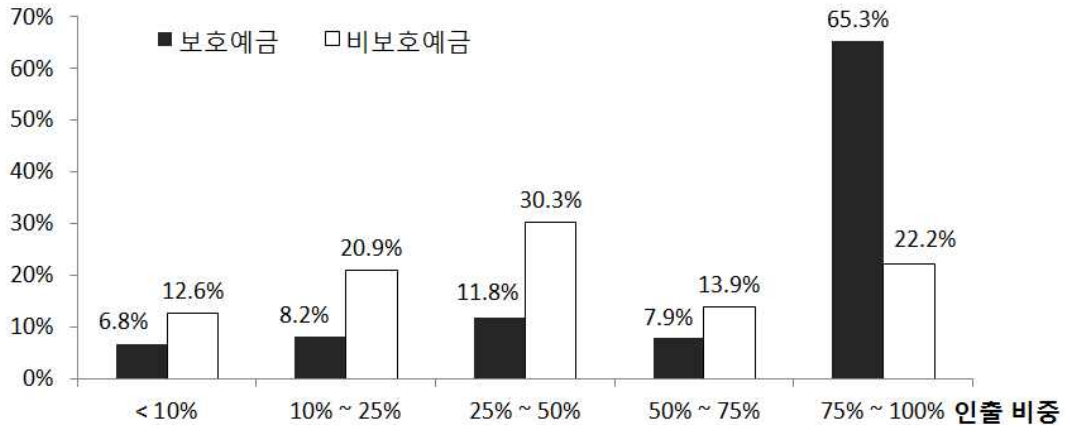
구분	기준일 (2011. 1. 13)					관측기간 (~2011. 2.17)			
	예금자수 (명)	예금액 (백만원)	예금자수 구성비	예금액 구성비	1인당 평균예금액 (백만원)	인출자수 (명)	인출금액 (백만원)	인출비율	
								인출자	인출금액
1천만원 이하	37,512	207,947	32.5%	7.2%	5.5	3,936	21,138	10.5%	10.2%
2천만원 이하	20,331	319,741	17.6%	11.0%	15.7	3,032	36,585	14.9%	11.4%
3천만원 이하	15,425	408,562	13.4%	14.1%	26.5	2,323	44,958	15.1%	11.0%
4천만원 이하	12,193	447,683	10.6%	15.4%	36.7	2,131	54,652	17.5%	12.2%
5천만원 이하	25,126	1,178,722	21.7%	40.6%	46.9	3,707	116,841	14.8%	9.9%
6천만원 이하	2,838	155,052	2.5%	5.3%	54.6	819	19,079	28.9%	12.3%
7천만원 이하	794	51,866	0.7%	1.8%	65.3	262	7,562	33.0%	14.6%
8천만원 이하	476	35,897	0.4%	1.2%	75.4	188	6,681	39.5%	18.6%
9천만원 이하	261	22,276	0.2%	0.8%	85.3	113	5,075	43.3%	22.8%
1억원 이하	234	22,513	0.2%	0.8%	96.2	96	4,996	41.0%	22.2%
1억원 초과	341	54,062	0.3%	1.9%	158.5	131	13,342	38.4%	24.7%
보호예금 계	110,587	2,562,655	95.7%	88.2%	23.2	15,129	274,173	13.7%	10.7%
비보호예금 계	4,944	341,666	4.3%	11.8%	69.1	1,609	56,735	32.5%	16.6%
계	115,531	2,904,320	100.0%	100.0%	25.1	16,738	330,909	14.5%	11.4%

〈그림3〉은 분석기간 동안 예금을 인출한 경험이 있는 예금자들을 대상으로 예금잔액 대비 인출 금액의 비중을 보호예금과 비보호예금으로 구분하여 표시한 것이다. 보호예금을 보유한 예금자들은 예금액의 대부분(75% 이상)을 인출하는 경우가 65.3%에 이르는 반면, 비보호예금을 보유한 예금자의 경우에는 22.2%에 불과하다. 이는 위기상황에서 비보호예금을 보유한 예금자들은 예금액을 전부 인출하기보다는 부분 인출을 통해 예금잔액을 보호한도 이내로 조정할 가능성을 보여준다. 다시 말해, 비보호예금을 보유한 예금자들도 위기상황에서 예금보험제도의 안전망을 활용하고 있음을 시사한다. 한편, Martin, Puri and Ufier(2018)는 미국의 부실은행을 대상으로 예금인출 현상을 분석한 결과, 예금자들은 비보호예금 인출 시 보호한도 이내의 예금액을 포함하여 예금잔액의 대부분을 인출함을 확인하였고, 예금자들의 이러한 행태가 금융안정의 저해요인으로 작용할 수 있음을 지적하였다. 이처럼 위기상황에서 국내와 국외 예금자들의 인출행태는 다를 수 있으며, 이러한 차이는 국가별로 예금보험제도에 대한 예금자들의 인지도, 보험금 지급시기·방식 등의 차이로 인해 발생할 수 있다. 그런 점에서 국내 저축은행 예금자들은 예금보험의 기능을 이해하고, 이를 잘 활용

하고 있음을 알 수 있다.

〈그림3〉 인출금액 비중별 예금자의 분포

보호예금과 비보호예금의 인출비중에 따른 예금자 분포를 나타냄. 보호예금과 비보호예금은 기준일('11. 1.13)의 예금잔액을 기준으로 구분함. 인출비중은 기준일로부터 부산저축은행의 영업정지일까지 예금을 인출한 예금자들을 대상으로 기준일의 예금잔액 대비 인출금액의 비중을 나타냄.



2. 예금인출요인 분석

이번에는 예금자들의 어떤 특성들이 예금인출에 영향을 미치는지 살펴보자. <표3>의 (1)-(2)열은 예금인출에 영향을 미치는 요인을 로짓모형으로 추정한 결과이고, (3)-(5)열은 Cox모형으로 추정한 결과이다.

로짓모형의 종속변수는 관측기간 동안 예금을 인출하면 1, 그렇지 않으면 0을 가진다. 모형(1), (2)는 삼화저축은행 영업정지일로부터 5영업일, 22영업일 동안의 예금인출요인을 각각 추정하였다. 5영업일 동안의 예금인출은 삼화저축은행의 영업정지로 인한 예금자 패닉에 의해 짧고 강하게 발생한 반면, 22영업일 동안의 예금인출은 부산저축은행의 부실화 가능성이 커짐에 따라 예금인출이 지속적으로 나타난 경향이 있다. 따라서 두 가지 충격의 원인에 따라 예금인출요인이 다를 수 있기 때문에 관측기간을 달리하여 인출요인을 추정하였다.

로짓모형은 정해진 기간 동안의 예금인출 여부를 이용하는 정태적(static) 모형으로 예금자들의 인출 순서를 고려하지 않기 때문에 선택편의(selection bias)가 발생할 수 있으며, 이 경우 위험모형(hazard model)을 이용하면 편의를 완화시킬 수 있다(Shumway, 2002). 모형(3)-(4)는 22영업일 동안의 예금인출 자료를 일별로 구성하여 정보확산이 예금인출에 미치는 영향을 Cox모형을 통해 추정하였다. 정보확산을 나타내는 직접적인 변수는 입수가 불가하여, 전날까지의 예금자 거주지역의 예금인출 비율을 해당 지역의 정보확산에 대한 대리변수로 사용하였다. 이때 예금자 거주지역을 구분하는 단위는 모형(3)은 광역시·도이고, 모형(4)는 시·군·구이다. 모형(5)는 관측기간에 따른 인출요인의 차이를 확인하기 위해 모형(1)과 (2)를 구분한 것처럼, Cox모형에서도 예금인출요인의 효과가 시간이 지남에 따라 변하는 것을 반영하기 위해 시간변수와의 교차항을 추가하였다.

〈표3〉 모형추정 결과

(1), (2)는 로짓모형에 대한 추정결과이며, (3), (4), (5)는 Cox모형에 대한 추정결과임. 자료의 기간은 (1)은 기준일('11. 1.13)로부터 5영업일이며, (2)-(5)는 기준일로부터 22영업일('11. 2.17)임. 예금인출은 각각의 관측기간 동안 예금액이 감소한 경우로 정의됨. Cox모형에서 예금인출은 일단위로 인식하였으며, (3),(4)는 '하루 전 거주지역 예금인출률' 산출 시 지역구분 단위가 각각 '광역시·도'와 '시·군·구'임. (5)는 시간변수와의 교차항을 추가함. 개별 변수에 대한 설명은 〈Appendix 1〉에서 확인할 수 있음.

괄호 안의 값은 표준오차이며, ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

	Logit		Cox's model		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
[예금 특성]					
보호한도 초과여부	1.0184 *** (0.0591)	0.9436 *** (0.0464)	0.5957 *** (0.0344)	0.5940 *** (0.0344)	0.5964 *** (0.0344)
예금잔액 (백만원, 보호한도초과=0)	0.0080 *** (0.0010)	0.0024 *** (0.0007)	0.0015 *** (0.0006)	0.0015 ** (0.0006)	0.0016 *** (0.0006)
정기적금 보유여부	-0.2411 *** (0.0362)	0.0245 (0.0248)	0.0494 ** (0.0197)	0.0496 ** (0.0197)	-0.1715 *** (0.0311)
정기적금 보유여부*t					0.0261 *** (0.0028)
장기주택마련저축 보유여부	-0.2438 ** (0.1107)	-0.1647 ** (0.0720)	-0.0631 (0.0599)	-0.0648 (0.0599)	-0.0651 (0.0599)
만기까지 기간 (1개월 이하)	1.7819 *** (0.0402)	2.6073 *** (0.0273)	2.2481 *** (0.0243)	2.2477 *** (0.0243)	2.2463 *** (0.0243)
만기까지 기간 (1년 이하)	0.2951 *** (0.0408)	0.1319 *** (0.0277)	0.1528 *** (0.0262)	0.1525 *** (0.0262)	0.1444 *** (0.0262)
만기까지 기간 (1년 초과) (reference group)					
[예금자 특성]					
예금자 나이 (20대)	-0.3329 *** (0.0555)	-0.0782 ** (0.0366)	-0.0733 ** (0.0303)	-0.0735 ** (0.0303)	-0.3082 *** (0.0520)
예금자 나이 (30대)	-0.3178 *** (0.0407)	0.0009 (0.0279)	-0.0025 (0.0227)	-0.0033 (0.0227)	-0.2553 *** (0.0382)
예금자 나이 (40대)	-0.1338 *** (0.0402)	0.0429 (0.0291)	0.0356 (0.0235)	0.0338 (0.0235)	-0.1108 *** (0.0390)
예금자 나이 (50대)	-0.0713 * (0.0384)	0.0385 (0.0284)	0.0344 (0.0230)	0.0339 (0.0230)	-0.0485 (0.0377)
예금자 나이 (60대 이상) (reference group)					
예금자 나이(20대)*t					0.0277 *** (0.0048)
예금자 나이(30대)*t					0.0299 *** (0.0036)
예금자 나이(40대)*t					0.0179 *** (0.0038)
예금자 나이(50대)*t					0.0104 *** (0.0037)
[저축은행과의 관계]					
근거리 거주여부	0.1862 *** (0.0278)	0.0934 *** (0.0197)	0.0752 *** (0.0159)	0.0642 *** (0.0160)	0.0648 *** (0.0160)
ATM기 이용여부	0.4431 *** (0.1390)	0.2342 ** (0.1053)	0.2082 *** (0.0761)	0.2086 *** (0.0761)	0.2043 *** (0.0760)
대출계좌 보유여부	-0.5132 (0.3385)	-0.0948 (0.1968)	-0.1692 (0.1598)	-0.1685 (0.1598)	-0.7852 ** (0.3109)
대출계좌 보유여부*t					0.0657 *** (0.0249)
과거 대출계좌 보유여부	0.3937 ** (0.1601)	0.5528 *** (0.1151)	0.4078 *** (0.0867)	0.4061 *** (0.0867)	0.4067 *** (0.0868)
유효계좌수	0.0699 *** (0.0088)	0.0654 *** (0.0070)	0.0463 *** (0.0046)	0.0466 *** (0.0046)	0.0473 *** (0.0046)
거래기간 (1년 이하)	-0.1339 *** (0.0484)	0.1369 *** (0.0321)	0.0516 * (0.0274)	0.0493 * (0.0274)	0.0491 * (0.0275)
거래기간 (3년 이하)	0.3867 *** (0.0360)	0.4032 *** (0.0262)	0.2870 *** (0.0211)	0.2847 *** (0.0211)	0.2841 *** (0.0211)
거래기간 (5년 이하)	0.2092 *** (0.0449)	0.2330 *** (0.0327)	0.1793 *** (0.0257)	0.1779 *** (0.0257)	0.1777 *** (0.0257)
거래기간 (5년 초과) (reference group)					

거래건수	-0.0045 *** (0.0009)	-0.0019 *** (0.0005)	-0.0014 *** (0.0004)	-0.0014 *** (0.0004)	-0.0014 *** (0.0004)
납부정보 유무	0.1607 (0.4939)	0.7963 *** (0.2786)	0.4786 ** (0.1860)	0.4788 *** (0.1858)	0.4846 *** (0.1859)
급여계좌 보유여부	0.3079 (0.6441)	1.9294 *** (0.3052)	0.9555 *** (0.1963)	0.9636 *** (0.1961)	0.9862 *** (0.1958)
[정보의 확산]					
하루 전 거주지역(광역시도) 예금인출률				0.1439 *** (0.0295)	0.1453 *** (0.0295)
하루 전 거주지역(시군구) 예금인출률			0.1355 (0.0950)		
Observations	113,636	113,636	2,227,067	2,227,067	2,227,067
Likelihood Ratio	5027.9	19970.7	19701.8	19722.2	19973.8

추정결과는 크게 4가지로 나누어 정리할 수 있다. 첫째, 예금보험은 보호예금에 대하여 인출을 억제하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 모든 모형에서 일관되게 비보호예금의 인출 경향이 보호예금보다 더 강하게 나타나는 것을 통해 확인할 수 있다. 모형(5)의 추정결과를 이용하면 보호예금과 비보호예금의 위험비(hazard ratio)²⁴⁾는 1.82로, 비보호예금의 인출위험이 보호예금보다 1.82배 더 높음을 의미한다. 즉, 예금 및 예금자 특성을 비롯하여 다양한 요인들을 통제한 상태에서 예금보험은 보호예금의 인출을 억제하는 효과가 뚜렷하게 나타난다. 다만 보호한도 이내 예금이라도 잔액이 증가함에 따라 인출경향이 높게 나타나는데, 이는 직관적으로 예금액이 많을수록 예금자들이 저축은행의 영업정지로 인해 겪게 될 피해(유동성 위기 등) 정도가 증가하기 때문일 수 있다. 만약 보험금이 저축은행의 영업정지 직후에 간편한 방식으로 예금자들에게 즉시 지급된다면 보호예금의 인출은 더욱 감소하여 예금보험의 효과는 증대될 것이다.²⁵⁾

둘째, 예금 및 예금자의 특성과 관련된 다양한 요인들이 예금인출에 영향을 미친다. 예금특성과 관련하여, 장기주택마련저축을 보유하고 있거나, 잔여만기가 긴 예금을 보유한 예금자들의 인출위험이 낮게 나타났다. 장기주택마련저축은 7년 이상 유지할 경우 비과세 및 소득공제²⁶⁾ 등의 혜택이 있기 때문에 상대적으로 인출 위험이 낮은 것으로 보이며, 잔여만기가 짧은 예금의 인출위험이 높은 것은 만기일에 맞추어 목돈을 사용할 계획이 있는 예금자들은 예금의 지급정지를 우려하여 상대적으로 더 민감하게 반응할 수 있다. 예금자 특성과 관련해서는, 예금자의 연령대가 높을수록 인출위험이 높게 나타났다. 다만 이러한 차이는 모형(1)에서는 뚜렷하게 관측되나 모형(2)에서는 그렇지 않다. 연령대에 따른 인출위험의 차이는 여러 가지 이유로 설명될 수 있다. 먼저, 연령대가 높을수록 예금보험에 대한 인지도가 낮다면, 연령대에 따른 인출성향의 차이가 자연스럽게 발생할 수 있다. 또는 당시에는 저축은행 인터넷뱅킹이 활성화되지 않았기 때문에 예금을 인출하려면 대부분의 예금자들은 저축은행에 직접 방문해야했는데 젊은 연령대의 예금자일수록 경제활동으로 인해 저축은행을 방문하는 것 자체가 물리적 제약으로 작용하였을 수도 있다. 하지만 연령대에 따른 인출성향의 차이가 모형(2)에서는 사라진다. 이것은 삼화저축은행의 영업정지로 인한 예금자패닉에는 상대적으로 약하게 반응한 20~40대 예금자들이 한 달 정도의 기간 동안에는 거래저축은행의 부실 가능성에 강하게 반응함으로써 연령대별 차이가 사라진 것으로 보인다. 모형(5)에서는 예금인출요

24) Cox모형의 추정계수를 지수화하여 위험비를 구할 수 있다($\exp(0.5964) \approx 1.82$).

25) 저축은행의 영업정지 이후 보험금 지급까지는 통상 수개월이 소요되었으나, 예금보험공사는 2012년 10월 영업정지와 동시에 보호한도 이내 예금 등을 가교저축은행 또는 제3자에게 계약이전하는 '금융거래 중단없는 정리방식'을 도입하여 영업정지로 인한 금융소비자의 피해를 감소시켰다(박창균, 권은지, 2018). 또한, 2016년과 2017년에는 국내 저축은행과 은행에 '예금자정보 사전유지시스템' 각각 구축하여, 국제예금보험기구(IADI)가 핵심준칙을 통해 권고하고 있는 7영업일 이내 보험금 지급이 가능하게 되었다.

26) 2010년 1월 1일 이후 가입자는 소득공제는 받지 못한다.

인의 효과가 시간이 지남에 따라 달라지는 것을 반영하기 위해 시간변수와의 교차항을 추가하였다. 그 결과는 앞선 로짓모형의 결과에서 예상할 수 있듯이 젊은 연령대에서는 외부 충격(삼화저축은행의 영업정지)이 발생한 직후에는 예금인출 성향이 확연히 낮으나 시간이 지남에 따라 인출강도가 크게 증가하는 것으로 나타났다.

셋째, 예금자와 저축은행의 관계가 예금인출에 영향을 미치나, 그 관계가 긴밀할수록 예금인출 위험이 꼭 낮은 것은 아니다. 예금자와 저축은행의 관계는 예금자의 거주지로부터 저축은행까지의 거리, 거래기간, 대출경험 등 다양한 측면을 고려하였다. 먼저, 저축은행의 본점 및 지점으로부터 근거리에 거주하거나 저축은행의 ATM²⁷⁾을 이용하는 등 저축은행까지 물리적 접근이 용이할수록 인출위험이 높게 나타났다. 또한, 저축은행과 거래기간이 5년 이상인 장기 고객 또는 1년 미만의 신규고객의 인출위험이 상대적으로 낮게 나타났다.

다음으로, 대출경험에 대한 추정결과를 살펴보기 전에 선행연구를 먼저 소개하겠다. Iyer and Puri(2012)는 대출경험을 통한 예금자와 은행의 관계가 예금인출에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 해당 은행의 대출을 보유한 예금자들의 인출위험이 낮게 나타났으나, 이후 후속 연구(Iyer, Puri and Ryan, 2016)를 통해 거래은행의 대출을 보유한 예금자들의 인출행태가 지급불능충격(solvency-risk shock)의 강도에 따라 다르게 나타남을 발견하였다. 즉, 낮은 수준의 충격(low-solvency-risk shock)²⁸⁾에는 거래은행의 대출을 보유한 예금자의 인출위험이 낮으나, 높은 수준의 충격(high-solvency-risk shock)²⁹⁾에는 오히려 인출위험이 더 높다는 것이다. 이를 본 논문의 분석상황에 비추어 보면, 삼화저축은행의 영업정지는 경제적으로 직접적인 관계가 없는 저축은행에서 발생한 충격이기 때문에 상대적으로 낮은 수준의 충격에 해당하며, 부산저축은행의 부실징후는 높은 수준의 충격으로 볼 수 있다. 즉, 선행연구에 의하면 본 논문의 분석기간 동안에는 대출보유의 효과가 인출위험을 낮추는 방향과 높이는 방향으로 혼재하여 작용하고 있다. 실제로 모형(1)-(4)에서 대출보유여부의 추정계수는 유의하지 않지만, 모형(5)에서 시간의 효과를 구분하면, 삼화저축은행의 영업정지 충격에는 대출을 보유한 예금자들의 인출위험이 유의하게 낮으나, 시간이 지남에 따라 대출을 보유한 예금자들의 인출위험이 대출을 보유하지 않은 예금자들보다 오히려 증가하고 있다. 한편, 분석 시점에는 부산저축은행의 대출을 보유하고 있지 않으나 과거에 보유했던 경험이 있는 예금자들의 인출위험은 그렇지 않은 예금자들보다 일관성 있게 높게 나타난다. 이는 분석 시점에 대출을 보유하고 있는 예금자들과 과거에 대출을 보유했던 예금자들 간에도 경제적 특성이나 저축은행과의 관계에 있어서 차이가 있음을 의미한다.

그 외에도 부산저축은행의 보통예금계좌를 적극적으로 활용하는 예금자들은 그렇지 않은 예금자들보다 인출위험이 높게 나타났다. 예를 들어, 보통예금계좌로 급여를 이체 받거나, 카드대금·보험료·공과금 등을 납부하는 예금자들은 그렇지 않은 예금자들보다 인출위험이 높은 경향이 있다. 참고로 ‘납부정보 유무’는 최근 1년 내 보통예금계좌에서 카드대금·보험료·공과금 등을 납부한 거래기록이 있으면 1을 가지는 더미변수이며, ‘급여계좌 보유여부’는 보통예금계좌로 급여가 입금된 기록이 있으면 1을 가지는 더미변수이다.³⁰⁾ 두 변수는 삼화저축은행의 영업정지 직후에는 예금인출에 유의한 영향을 미치지 않으나(모형(1)), 약 한 달의 관측기간 동안에는 예금인출 위험을 높이는 방향으로 작용한다(모형(2)-(5)). 이는 저축은행 계좌의 활용도가 높을수록 해당 저축은행의 영

27) 시중은행의 ATM기와는 달리 당시 저축은행의 ATM기는 본점 및 지점 위주로 설치되어 있었으며, 저축은행 ATM기의 사용이 빈번할 경우 예금자는 해당 저축은행이 위치한 지역을 자주 방문했음을 예상할 수 있다.

28) 거래 은행의 경영상태와는 무관하게 타은행의 영업정지 등으로 발생한 충격을 의미한다.

29) 거래은행의 경영상태의 악화로 인해 발생한 충격을 의미한다.

30) 보통예금계좌의 적요란에 카드대금, 보험료, 공과금 인출 시 기재되는 내용들을 파악하여 비정형데이터 분석기법을 이용하여 해당 거래들을 인식하였다.

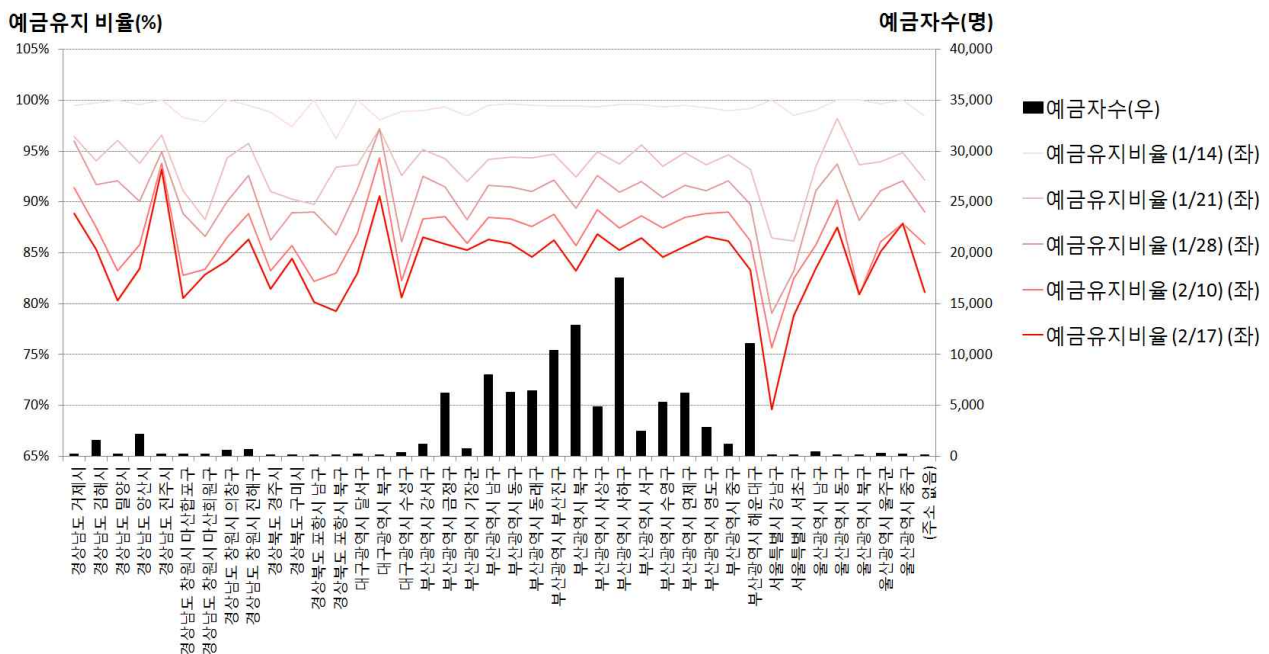
업정지로 인해 겪게 될 피해 정도가 증가할 수 있기 때문에³¹⁾ 영업정지에 대비하여 선제적으로 조치를 취하는 것으로 판단된다. 다만 통계적 유의성과는 별개로 이러한 거래기록을 보유한 예금자들의 표본크기(sample size)가 전체의 0.1% 미만으로 매우 작기 때문에 전체 예금자에 대한 대표성을 지니지 못함에 유의할 필요가 있다.

마지막으로, 지역 기반의 정보확산이 예금의 인출위험에 영향을 주는 것으로 나타났다. 모형(3)과 모형(4)는 예금인출 위험이 정보의 확산에 따른 영향을 받는지 간접적으로 확인하기 위해 각각 광역시·도와 시·군·구를 단위로 ‘하루 전 거주지역 예금인출률’³²⁾을 설명변수로 추가하였다. 추정 결과, 광역시·도 단위에서는 정보의 확산효과가 뚜렷하지 않으나(모형(3)) 시·군·구 단위에서는 지역단위의 정보확산 효과가 통계적으로 매우 유의한 수준에서 관측되었다. 즉, 전날까지 예금인출비율이 높은 지역일수록 소문 또는 불안심리가 빠르게 확산되어 다음날 예금자들의 인출행태에 영향을 미칠 가능성이 있으며, 이러한 영향은 시·군·구 이하의 단위에서 관측된다.

참고로 <그림4>는 시·군·구 단위의 지역별로 예금자수와 예금유지비율(1-예금인출비율)을 나타낸 것이다. 지역별로 예금인출 정도에 차이가 크게 존재하며, 이러한 차이는 앞서 언급하였듯이 지역 기반의 채널을 통한 정보의 확산 또는 지역별 예금자들의 소득·학력 등 사회경제적 특징의 차이에 기인하는 것으로 생각된다. 특히 소득 및 교육수준이 높은 것으로 알려진 서울 강남구와 서초구의 예금인출비율이 전국에서 가장 높은 것은 이 지역에 거주하는 예금자들의 정보공유 속도가 빠르거나 이들의 정보습득 능력이 상대적으로 높을 가능성을 시사한다.

〈그림4〉 지역별 예금자 분포 및 인출 현황

기준일('11. 1.13)의 각 지역 예금자들 중에서 일별로 예금을 인출한 예금자의 비율을 누적하여 예금인출 비율로 정의함. 예금유지비율은 '1 - 예금인출비율'로 정의하고, 이를 약 7일 간격으로 표시함.



31) 카드대금·공과금 등의 납부가 지연되어 연체가 발생하거나 급여를 인출하지 못하는 상황 등이 발생할 수 있다.

32) 광역시·도 또는 시·군·구 단위로 구분된 지역을 기준으로 지역별 전체 예금자들 중에서 예금을 인출한 예금자의 누적비율을 일별로 산출하였다.

3. 예금보험의 효과

이제 앞선 분석결과들을 바탕으로 뱅크런 위험 발생 시 예금보험의 예금인출 억제효과에 대해 조금 더 자세히 살펴보자. 예금자 i 의 예상인출액은 반복기대의 법칙(law of iterated expectation)에 따라 아래와 같이 인출확률과 인출 시 인출금액의 기댓값의 곱으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} E(Withdrawal_i) &= P(Run_i = 0) \cdot E(Withdrawal_i | Run_i = 0) + P(Run_i = 1) \cdot E(Withdrawal_i | Run_i = 1) \\ &= P(Run_i = 1) \cdot E(Withdrawal_i | Run_i = 1) \end{aligned}$$

여기서 Run_i 는 예금자 i 가 예금을 인출하면 1, 그렇지 않으면 0을 가지는 확률변수이며, $Withdrawal_i$ 는 인출금액, $P()$ 와 $E()$ 는 확률분포함수와 기댓값연산자를 나타낸다. 위 수식의 두 번째 등식은 예금을 인출을 하지 않을 경우 조건부 예상인출금액이 0임을 이용하였다. 즉, 예상인출액은 예금자가 예금을 인출할 확률과 인출이 발생하였을 때 (조건부) 예상인출액에 의해 결정된다. 이에 본 논문에서는 예금보험의 효과를 예금의 인출확률을 낮추는 부분과 예금인출 시 인출액을 감소시키는 부분으로 나누어 살펴보고자 한다.

먼저, 예금보험이 예금의 인출확률을 낮추는 효과를 살펴보자. 비보호예금의 인출위험이 보호예금의 인출위험보다 높다면, 예금보험은 보호예금의 인출위험을 낮추는 효과가 있다고 할 수 있을 것이다. <표2>에서 보호예금과 비보호예금의 인출비율을 단순 비교하면, 비보호예금의 예금인출 비율은 32.5%로 보호예금의 인출비율 13.7%보다 2.38배 높다. 다만 이러한 비교는 보호예금과 비보호예금의 인출비율에 영향을 줄 수 있는 다른 인출요인들이 통제되지 않은 상태에서의 비교라는데 한계가 있다. 따라서 다른 인출요인들에 의한 영향을 제거할 필요가 있으며, 이를 위해 통제되지 않은 요인의 효과를 제거하는 방식과 통제되지 않은 요인들을 추가로 통제하는 방식을 이용하여 예금보험의 효과를 추가로 추정한다.

우선, 통제되지 않은 요인의 효과를 완화하기 위하여 예금액은 유사하지만 보호한도 5,000만원을 기준으로 예금액이 보호한도를 일부 초과하는 그룹과 일부 미달하는 그룹의 예금인출비율을 비교해보자.³³⁾ 예금액이 ‘4천만원 초과 5천만원 이하’인 그룹의 인출비율(14.8%)과 예금액이 ‘5천만원 초과 6천만원 이하’인 그룹의 인출비율(28.9%)을 비교하면, 후자의 인출비율이 1.96배 높다. 즉, 초과예금 보유여부에 따라서 예금자들의 인출위험은 두 배 가까이 차이가 난다. 다음으로, 예금 및 예금자 특성을 비롯하여 다양한 예금인출요인들을 통제한 상태에서 예금보험의 효과는 Cox모형의 추정결과를 이용하자. <표3>의 모형(5)에서 보호예금과 비보호예금의 위험비는 1.82로 비보호예금의 인출위험이 보호예금보다 1.82배 높음을 이미 확인하였다.

요컨대, 다른 요인으로 인한 영향을 가능한 한 배제한 상태에서 비보호예금의 인출위험이 보호예금의 인출위험보다 1.82~1.96배 높게 나타났고, 이는 예금보험이 예금인출을 억제하는 효과가 있음을 의미한다. 다만 이는 1개 저축은행을 대상으로 분석한 결과이기 때문에 성급하게 일반화하기 보다는, 국내자료를 이용한 후속 연구들을 통해 검증되고 보완될 필요가 있다.

33) 이는 보호한도를 기준으로 예금액이 비슷한 두 집단의 인출비율을 비교함으로써 통제되지 않은 요인들에 의한 영향을 완화하고 예금보험의 순수한 효과를 측정하기 위함이다. 예금보험의 순수한 효과를 측정하기 위해서는 회귀불연속(regression discontinuity)이나 성향점수매칭(propensity score matching) 등 다른 방법론을 고려하였으나, 회귀불연속기법의 경우 예금액이 보호한도를 기준으로 무작위로 나뉘어야 하나 실제로는 그렇지 않기 때문에 기본 가정이 만족되지 않는다. 또한, 성향점수매칭은 보호한도를 초과할 성향이 유사한 보호예금과 비보호예금을 매칭하기 위해서는 보호한도를 초과할 확률을 의미 있게 추정할 수 있어야 하는데, 이를 위한 소득, 신용도, 직업 등의 정보가 존재하지 않아 이를 적용하지 않았다.

이번에는 예금보험이 예금인출 시 인출액을 감소시키는 효과가 존재하는지를 살펴보자. 만약 초과예금을 보유한 예금자들이 예금을 인출할 때 전액을 인출하지 않고 잔액을 보호한도에 가깝게 조정하는 경향이 있다면, 예금보험은 비보호예금에 대해서 인출액을 감소시키는 효과가 있다고 할 수 있을 것이다.

〈표4〉는 이를 확인하기 위해 기준일부터 부산저축은행 영업정지일까지 예금잔액의 변동을 전이행렬(transition matrix) 형태로 표현한 것이다. 〈표4〉의 세로축과 가로축은 기준일(시작일)과 부산저축은행 영업정지일(종료일)의 예금자별 예금잔액을 천만원 단위로 구분하여 표시하였다. 표 안의 비율은 시작일에 세로축의 각 구간에 속하는 예금 중에서 종료일에 가로축의 잔액구간으로 변동된 예금의 비율을 의미한다. 우선 관측기간 동안 동일한 예금구간을 유지하는 비율은 보호예금의 경우에는 78.3%~88.0%인 반면, 비보호예금의 경우에는 56.7%~70.9%로 상대적으로 비보호예금에서 잔액의 유지비율이 낮다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이 비보호예금의 인출위험이 높기 때문이다.

〈표4〉 예금잔액 전이행렬(transition matrix)

시작일('11. 1. 13)과 종료일('11. 2.17)의 예금을 천만원 단위로 구분하여 예금잔액의 변동현황을 전이행렬로 표현함. 세로축은 삼화저축은행 영업정지 직전일의 예금잔액 구간이며, 가로축은 부산저축은행 영업정지일의 예금잔액 구간을 나타냄. 표 안의 숫자는 시작일에 세로축의 각 구간에 속하는 예금 중에서 종료일에 가로축의 잔액구간으로 변동된 예금의 비율을 나타냄.

종료일 시작일	예금자수 (명)	예금액 (십억원)	0원 (전액 인출) (%)	1천 만원 이하 (%)	2천 만원 이하 (%)	3천 만원 이하 (%)	4천 만원 이하 (%)	5천 만원 이하 (%)	6천 만원 이하 (%)	7천 만원 이하 (%)	8천 만원 이하 (%)	9천 만원 이하 (%)	1억원 이하 (%)	1억원 초과 (%)	계 (%)
1천만원 이하	37,512	208	7.7	88.0	3.4	0.4	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100
2천만원 이하	20,331	320	8.3	4.6	81.5	4.1	0.9	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100
3천만원 이하	15,425	409	7.8	2.4	3.3	81.1	4.0	1.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100
4천만원 이하	12,193	448	8.3	2.0	2.3	3.4	78.3	5.4	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	100
5천만원 이하	25,126	1,179	7.6	0.8	0.9	1.4	1.9	86.7	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100
6천만원 이하	2,838	155	4.9	1.9	1.8	2.4	4.2	12.4	70.9	1.4	0.1	0.1	0.0	0.0	100
7천만원 이하	794	52	3.7	1.6	1.6	3.1	4.7	12.5	3.9	66.5	2.3	0.0	0.0	0.1	100
8천만원 이하	476	36	4.2	1.1	1.1	3.2	4.8	17.2	3.8	3.6	58.8	1.7	0.4	0.2	100
9천만원 이하	261	22	6.9	1.5	0.8	1.9	5.7	15.3	3.1	3.1	3.4	56.7	1.5	0.0	100
1억원 이하	234	23	6.4	0.4	1.3	0.4	1.3	23.1	0.9	1.7	2.1	3.0	56.8	2.6	100
1억원 초과	341	54	5.6	1.8	0.9	1.2	2.3	7.6	2.6	3.2	2.3	1.8	2.6	68.0	100

이번에는 금액대별로 예금잔액의 전이율을 살펴보면, 보호예금은 전액을 인출하는 경우가 가장 빈번한 반면, 비보호예금은 잔액을 4천만원과 5천만원 사이로 조정하는 경우가 가장 빈번하며, 전액을 인출하는 경우보다 전이율이 약 2~4배 높다. 보호한도를 기준으로 이러한 인출행태의 차이는 뚜렷하게 나타난다. 비보호예금을 보유한 예금자들은 예금보호가 되지 않는 초과예금에 대해서는 민감하게 반응하여 예금을 인출하지만, 보호한도 이내의 예금은 예금보험제도에 의해 지급이 보장되기 때문에 인출을 보류하는 것으로 보인다. 즉, 예금자들은 예금보험제도를 인지하고 이를 안전

망으로 적극 활용하고 있으며, 이는 예금보험이 비보호예금의 인출금액을 감소시키는 효과로 나타난다. 흥미로운 점은 Martin, Puri and Ufier(2018)는 미국의 부실은행자료를 이용하여 예금자들의 인출행태를 분석한 결과, 비보호예금 인출 시 오히려 보호한도 이내 예금의 상당 부분도 함께 인출됨을 발견하였고, 이러한 인출행태가 금융안정의 저해요인이 될 수 있음을 지적하였다. 그런 측면에서 예금보험의 효과는 금융환경(예금보험에 대한 인지도, 예금의 종류, 보호한도 등)의 차이로 인해 국가별로 상이할 수 있음을 예상할 수 있다.

IV. 결론

이 논문은 국내의 한 부실저축은행의 계좌 및 예금자 단위의 미시자료를 이용하여 뱅크런 위험이 발생하였을 때 예금자들의 행태와 예금인출에 영향을 미치는 요인을 분석하고, 이때 예금보험의 예금인출 억제효과를 실증적으로 추정하였다.

분석 결과에 따르면, 뱅크런 위험 발생 시 예금보험은 예금인출을 완화시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 예금보험의 이러한 효과는 보호예금에 대해서는 인출위험을 낮추는 방식으로, 비보호예금에 대해서는 인출금액을 감소시키는 방식으로 작동한다. 전자의 경우, Cox모형 등을 이용하여 추정한 결과에 따르면 비보호예금의 인출위험이 보호예금의 인출위험보다 1.82~1.96배 높은 것으로 나타났다. 후자의 경우, 비보호예금을 인출 할 때 예금자들은 예금액 전부를 인출하기보다는 잔액을 보호한도 이내에서 높은 수준으로 조정하는 경향을 뚜렷하게 보였다. 이는 비보호예금을 보유한 예금자들도 예금보험제도를 인지하고 적극적으로 활용하고 있음을 의미한다. 즉, 예금보험제도는 보호예금의 인출위험과 비보호예금의 인출금액을 감소시켜 예금자패닉을 진정시킴으로써 금융안정에 기여한다.

다음으로, 위기상황에서 예금인출은 ‘예금 및 예금자 특성’, ‘예금자와 저축은행의 관계’, ‘정보의 확산’ 등 다양한 요인들에 영향을 받는다. ‘예금 및 예금자 특성’과 관련하여, 세제 혜택이 있거나 잔여만기가 긴 예금을 보유할 경우 인출성향이 낮게 나타났다. 아쉬운 점은 데이터입수의 한계로 인해 예금자들의 특성을 충분히 반영하지 못했다. 예금자의 직업·소득·성별·학력·가족관계 등 추가정보를 입수할 수 있다면 예금자들의 보다 다양한 특성을 반영할 수 있을 것이다. ‘예금자와 저축은행의 관계’와 관련하여 특징적인 것은 저축은행과 긴밀한 관계를 형성할수록 인출위험이 꼭 낮은 것은 아니라는 것이다. 저축은행과 거래기간이 5년 이상인 예금자들의 인출위험은 낮으나, 보유한 예금계좌가 많거나 보통예금계좌의 활용도가 높은 예금자들은 인출위험이 높게 나타났다. 그리고 저축은행에 접근이 쉬운 예금자들의 인출위험은 높게 나타났다. ‘정보의 확산’이 예금인출에 미치는 영향은 시·군·구 단위로 구분한 지역별 예금인출비율을 통해 측정하였을 때, 전날까지 예금인출비율이 높은 지역에서 다음날 예금자들의 인출위험이 높게 나타나, 정보의 확산정도가 예금인출에 영향을 미친 것으로 보인다.

한편, 부산저축은행은 직접적인 경제적 관계가 없었던 삼화저축은행의 영업정지로 인해 5일간 예금액의 4.14%가 인출되었으며, 이는 뱅크런의 전염효과(contagion effect)가 존재함을 시사한다. 다만 본 논문에서는 분석 대상을 1개 저축은행으로 한정하였기 때문에 여러 저축은행의 인출강도의 차이를 확인할 수는 없었다. 향후 여러 은행 및 저축은행의 데이터가 확보된다면, 금융회사의 경영상태, 은행 간 경제적 관계, 예금자 특성 등을 고려하여 뱅크런의 전염효과와 이에 영향을 미치는 요인들을 분석하는 것도 의미 있을 것이다.

분석결과를 바탕으로 예금보험제도 관련 정책적 시사점을 살펴보자. 먼저, 예금보험을 보다 효과적으로 운영하기 위해 예금보험공사는 예금보험제도에 대한 예금자들의 인지도를 높이고 보험금 지급기한을 단축할 필요가 있다.뱅크런 위험이 발생했을 때 보호예금의 인출위험이 비보호예금에 비하면 상대적으로 낮으나, 보호예금의 인출도 상당 부분 발생하였다. 이는 예금자들이 예금보험제도를 모르거나, 알고 있더라도 보험금 지급시점까지 감수해야하는 불편함이 크기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 한편, 예금보험공사는 저축은행 부실사태 이후 저축은행업권(2016년)과 은행업권(2018년)에 ‘예금자정보 사전유지 시스템’을 구축하여 해당 금융기관이 영업정지 될 경우 7영업일 이내에 예금자들에게 보험금 지급이 가능하도록 제도를 개선하였다. 또한, ‘예금보험관계 표시·설명·확인 제도’ 등 홍보활동을 통해 예금보험제도에 대한 인지도를 제고하였다. 따라서 이러한 변화들로 인해 현재 예금보험은 위기상황 발생 시 더욱 효과적으로 작동할 것으로 예상되며, 예금보험공사는 앞으로도 예금보험제도의 인지도 제고와 보험금 지급 관련 편의성 개선을 위해 지속적인 노력이 필요하다.

다음으로, 금융안정을 위해 예금 및 예금자 단위의 미시정보를 감독 및 모니터링에 활용할 필요가 있다. 뱅크런이 발생하였을 때 금융기관별로 예상되는 예금인출의 강도는 금융기관의 경영상태뿐만 아니라 예금 및 예금자들의 구성에 따라 다르게 나타날 것이다. 예금인출 위험은 금융기관의 경영상태에 대한 기존의 조사·감독만으로는 파악하기 쉽지 않기 때문에 예금자 단위의 추가 정보를 이용한다면 뱅크런으로부터 취약한 구조를 가진 금융기관을 모니터링 할 수 있을 것이다. 또한, 기존 금융감독업무에 예금 및 예금자정보를 활용하는 방법도 있다. 예를 들어, Basel III 단기 유동성 규제비율인 LCR(Liquidity Coverage Ratio)³⁴⁾을 산출할 때, 분모의 순현금유출액은 스트레스 상황에서 예금자행태를 고려하여 예금의 이탈률을 조정할 수 있는데(BCBS, 2013), 이때 이탈률을 예금 및 예금자 특성에 근거하여 조정할 수 있을 것이다.

마지막으로, 금융당국은 향후 예금보험 보호한도의 변경을 검토할 때, 국내 저축은행 예금액의 변동에 따른 위험요인을 함께 고려해야 한다.³⁵⁾ 왜냐하면, 앞서 살펴본 바와 같이 저축은행 예금자들은 예금을 예치할 때 보호한도를 중요한 요소로 고려하기 때문에³⁶⁾ 보호한도가 변경될 경우 저축은행의 예금액도 크게 변동할 것으로 예상된다. 즉, 추후 보호한도를 상향조정할 경우 저축은행은 낮은 비용으로 대규모 자금을 추가로 조달할 수 있기 때문에 예금액이 크게 증가할 가능성이 있다. 이는 저축은행의 대형화 및 위험추구행위를 부추길 수 있다. 따라서 금융당국은 보호한도 변경 시 저축은행 업권의 영향을 사전에 충분히 검토하여, 업권별로 차등적인 보호한도를 설정하거나 자본규제 및 예대출규제 등을 통해 이에 대응할 필요가 있다.

34) LCR은 순현금유출액 대비 고유동성자산의 비율로 정의되며 자세한 내용은 BCBS(2013)를 참고할 수 있다.

35) 물론 보호한도를 변경할 경우에는 은행·증권·보험 등 다른 권역에서의 영향과 함께 목표자금, 예보료 등 다양한 측면을 고려해서 결정해야 한다. 이는 본 논문에서 다루는 내용이 아니기 때문에 추가로 언급하지는 않는다.

36) 부산저축은행 예금자의 95.7%가 보호한도 이내의 예금을 가지고 있었으며, 보호한도에 근접한 ‘4천만원 초과 5천만원 이하’ 예금액의 비중이 40.6%에 이른다.

〈참 고 문 헌〉

1. 박창균 · 권은지, “통합예금보험제도 도입에 따른 성과와 향후 과제,” 『예금보험기금 통합 20년의 성과와 과제』, 한국경제학회 · 예금보험공사, 2018, 11-39.
2. 예금보험공사, 『預金保險의 理論과 實際』, 예금보험공사, 2000, 연구총서 2000-1.
3. 정찬우 · 박창균 · 이시연, 『상호저축은행 백서』, 한국금융연구원, 2012.
4. Allison, P. D., *Survival analysis using SAS: a practical guide*. Sas Institute, 2010.
5. Basel Committee on Banking Supervision, *Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and Liquidity Risk Monitoring Tools*, Bank for International Settlements, 2013.
6. Bryant, J., “A Model of Reserves, Bank Runs, and Deposit Insurance,” *Journal of Banking and Finance* 4(4), 1980, 335-344.
7. Cox, D. R. "Regression models and life-tables," *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological)* 34.2, 1972, 187-202.
8. Diamond, D. W. and P. H. Dybvig, “Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity,” *Journal of Political Economy* 91(3), 1983, 401-419.
9. Iyer, R. and M. Puri, “Understanding Bank Runs: The Importance of Depositor-Bank Relationships and Networks,” *American Economic Review* 102(4), 2012, 1414-1445.
10. Iyer, R., M. Puri, and N. Ryan, “A Tale of Two Runs: Depositor Responses to Bank Solvency Risk,” *Journal of Finance* 71(6), 2016, 2687-2726.
11. Klein, J. P. and M. L. Moeschberger, *Survival analysis: techniques for censored and truncated data*. Springer Science & Business Media, 2006.
12. Martin, C., M. Puri, and A. Ufieri, “Deposit Inflows and Outflows in Failing Banks: The Role of Deposit Insurance,” *FDIC Working Paper*, 2018.
13. Shumway T., “Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model,” *Journal of Business* 74(1), 2001, 101-124.
14. Walter, J. R., “Depression-Era Bank Failures: The Great Contagion or the Great Shakeout?,” *FRB Richmond Economic Quarterly* 91(1), 2005, 39-54.

〈Appendix 1〉 변수 정의(definition of variables)

기준일은 삼화저축은행 영업정지 전날('11. 1.13) 영업종료 이후 시점을 의미함.

변수명	변수 설명
거래건수 (최근 1년)	최근 1년간 보통예금계좌의 입출거래 건수
거래기간 (1년 이하)	최초 거래일로부터 기준일까지 기간이 1년 이하이면 1, 아니면 0
거래기간 (3년 이하)	최초 거래일로부터 기준일까지 기간이 1년 초과 3년 이하이면 1, 아니면 0
거래기간 (5년 이하)	최초 거래일로부터 기준일까지 기간이 3년 초과 5년 이하이면 1, 아니면 0
거래기간 (5년 초과) (reference group)	최초 거래일로부터 기준일까지 기간이 5년 초과이면 1, 아니면 0
과거 대출계좌 보유여부	과거에 부산저축은행으로부터 대출을 받은 경험이 있으면 1, 아니면 0
근거리 거주여부	예금자 주소가 부산광역시 '동구', '중구', '사하구', '북구', '해운대구'에 속하면 1, 아니면 0 ※ 부산저축은행의 본점 및 지점은 총 4곳으로 부산광역시 '동구', '사하구', '북구', '해운대구'에 위치하며 본점 소재지인 동구 초량동은 거리상으로 중구와 인접해있기 때문에 근거리 거주지에 중구를 포함
급여계좌 보유여부	최근 1년간 급여가 입금된 거래가 있으면 1, 아니면 0
납부정보 유무	최근 1년간 카드대금, 보험료, 공과금을 납부한 거래가 있으면 1, 아니면 0
대출계좌 보유여부	기준일에 예적금담보대출을 제외한 대출을 보유하고 있으면 1, 아니면 0
만기까지 기간 (1개월 이하)	기준일로부터 최초 미도래 만기일까지의 기간이 1개월 이하이면 1, 아니면 0
만기까지 기간 (1년 이하)	기준일로부터 최초 미도래 만기일까지의 기간이 1년 이하이면 1, 아니면 0
만기까지 기간 (1년 초과) (reference group)	기준일로부터 최초 미도래 만기일까지의 기간이 1년 초과이면 1, 아니면 0
보호한도 초과여부	기준일의 예금잔액이 예금보호한도를 초과하면 1, 아니면 0
예금자 나이 (20대)	예금자 나이가 20살 이상 30살 미만이면 1, 아니면 0
예금자 나이 (30대)	예금자 나이가 30살 이상 40살 미만이면 1, 아니면 0
예금자 나이 (40대)	예금자 나이가 40살 이상 50살 미만이면 1, 아니면 0
예금자 나이 (50대)	예금자 나이가 50살 이상 60살 미만이면 1, 아니면 0
예금자 나이 (60대 이상) (reference group)	예금자 나이가 60 이상이면 1, 아니면 0
예금잔액 (백만원, 보호한도초과=0)	기준일의 예금잔액으로 보호한도 5,000만원을 초과할 경우에는 0
유효계좌수	기준일에 잔액이 0 이상인 예금계좌의 개수
장기주택마련저축 보유여부	장기주택마련저축계좌를 보유하고 있으면 1, 아니면 0
정기적금 보유여부	적금계좌를 보유하고 있으면 1, 아니면 0
하루 전 거주지역(광역시도) 예금인출률	기준일부터 전날까지 예금자 거주지역(광역시도 단위)의 전체 예금자 중에서 예금을 인출한 사람의 비율
하루 전 거주지역(시군구) 예금인출률	기준일부터 전날까지 예금자 거주지역(시군구 단위)의 전체 예금자 중에서 예금을 인출한 사람의 비율
ATM 이용여부	최근 1년간 ATM을 이용한 거래가 있으면 1, 아니면 0
t	기준일로부터 기간(일)