

The Effects of Demand Deposit Financing on Banks' Lending Behavior

국내은행의 저원가성 예금 수신이 여신취급 행태에 미치는 영향

Gun Jae Lee(First Author)
Hana Bank Hana Institute of Finance
(mcqueen24@naver.com)

The prolonged period of low interest rates has been translating into compressed net interest margins for banks. In order to protect their margins, banks are making efforts to expand a low cost funding base, which includes raising more demand deposits. However, demand deposit financing gives rise to unanticipated withdrawal risk which makes banks more fragile (Diamond and Rajan, 2001). Banks may diminish this fragility by taking less risk on the asset side (Song and Thakor, 2007). This study examines whether demand deposit financing affects banks' lending behavior. The empirical results show that newly issued demand deposits do not influence bank loan supply until the next quarter, making them a less effective funding source for making loans than saving deposits. The study finds that funds financed by demand deposits have a higher likelihood of withdrawal and banks hold a more balance of liquid assets to accommodate demand depositors' liquidity needs. It makes sense that with increased demand deposit financing, banks take a more prudent "wait and see" approach and are more reluctant to finance new loans immediately. The study provides empirical evidence for an explicit link between banks' deposit structure and their lending behavior and the results have significant implications for banks' financing strategies.

Key Words: bank, demand deposit, lending, liquidity, net interest margin

1. 서론

저금리기조에 따라 은행의 순이자마진이 축소되고 있다. 금리 하락은 순이자마진의 원천이 되는 예대율차이를 축소시키는 한편, 이자율곡선 역시 평평하게 만들어 은행이 자금중개과정에서 만기변환을 통해 획득하는 차익 역시 줄어들게 한다(Chen et al.

2018). 한국은행의 기준금리는 2015년에 1%대에 진입한 이후 2020년 5월 0.50%까지 하향 조정되었다. 국내 시중은행의 원화순이자마진은 2010년대 초 2%를 상회하였지만 2010년대 후반 이후 1% 중반대로 떨어진 상태이다. 저금리기조는 은행의 여수신 금리를 모두 낮춘다. 하지만 예금 위주의 자본조달 구조를 가진 은행은 수신 확보를 위해 예금금리 인하에 소극적일 수 밖에 없어 저금리기조는 은행의

Submission Date: 04. 10. 2020

Revised Date: (1st: 06. 16. 2020)

Accepted Date: 07. 09. 2020

Copyright 2011 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

마진을 축소하는 효과를 가져온다(Quartz, 2019). 기준금리가 50bp 하락한 2019년 중에도 국내은행들은 저축성상품의 신규수신금리를 전년도 대비하여 12bp 하향 조정하는데 그쳤다. 국제결제은행(BIS)의 국제금융시스템위원회(Committee on the Global Financial System: CGFS)는 저금리와 평평한 이자율곡선이 은행의 순이자마진을 압박하며, 수신금리 인하 여력이 부족한 은행일수록 더욱 취약한 경향을 보인다는 결과를 보고한 바 있다(CGFS, 2018).

이에 따라 자금조달비용을 낮추는 방안으로 저원가성 예금의 수신 확대가 은행의 중요한 경영목표를 점하고 있다. 저원가성 예금이란 이자를 거의 지급하지 않는(금리 0.1% 내외) 저금리 예금을 의미하는데 수시입출금이 가능하고 결제기능을 제공하는 요구불예금이 대표적이다. 저금리기조 하에서 은행들은 여신금리의 하락에도 불구하고 수신확보 과정에서 수신금리를 인하하는데 제약을 받지만 저원가성 예금의 수신 확대는 조달자금의 이자비용부담을 경감시킴으로써 이자부문의 순이자이익 방어에 기여할 수 있다.

금융당국이 가계자금대출을 억제하고 생산부문의 자금흐름을 유도하기 위해 개정된 원화예대율 규제¹⁾ 역시 저원가성 예금의 수신 확대 필요성을 높이고 있다. 2018.7월 은행업감독규정 개정²⁾에 따라 도입된 새로운 원화예대율 규제는 은행들에게 충분한 대응 시간을 주기 위해 2020.1월부터 시행되었는데 가계자금대출에는 +15%, 기업자금대출에는 -15%의 가중치를 적용하여 원화예대율을 산정한다.

국내은행은 상대적으로 가계자금대출의 비중이 높아 새로운 산정방식은 기존 방식에 비해 예대율 수치를 높이는 결과를 가져온다. 새로운 원화예대율 규제 도입에 따라 은행은 대출포트폴리오를 조정하는 대신, 예금 규모를 늘리는 방식으로 대응할 수도 있는데 이 경우 이자비용 부담을 낮추기 위해 저원가성 예금 위주의 수신 확대가 요구되는 것이다.

최근 수년간 국내은행들은 이체수수료 면제, 포인트 지급, 여수신 금리 혜택 등의 부가혜택을 포함하는 요구불예금 상품을 경쟁적으로 출시하는 한편, 영업점 핵심성과지표(KPI)²⁾에 있어 급여통장 개설 등 저원가성 예금 관련 항목의 배점을 늘림으로써 저원가성 예금의 수신을 늘리고자 총력을 기울여 왔다. 특히, 순이자마진 수준이 낮은 은행이나 가계자금대출의 비중이 높은 은행의 경우 저원가성 예금 확보에 보다 많은 노력을 기울이고 있다. 이에 따라 저원가성 예금의 증가율이나 수신비중은 은행의 경영성과를 평가하는 핵심지표의 하나로 인용되고 있다.³⁾ 최근에는 인터넷뱅킹의 확산과 오픈뱅킹의 도입으로 은행 계좌간 자금이동이 수월해지면서 저원가성 예금을 둘러싼 은행간 경쟁이 더욱 격화되고 있다. 이에 따라 은행들은 요구불예금 계좌의 연계상품 가입을 통해 고객의 금융자산 집중을 유도하는 한편 비대면 금융서비스의 편의성을 개선함으로써 주거래 고객을 확보하는데 주력하고 있다.

은행의 자금조달원천 중 시장성수신은 금융시장 상황에 따라 조달의 변동성이 크고 금리에 대한 민감도가 높아 자금조달의 안정성이 떨어진다. 반면, 예

1) 은행업감독규정 제26조(경영지도비용)에 따르면 은행은 원화예수금 대비 원화대출금의 비율(원화예대율)을 100% 이내로 유지하여야 하는데 국내은행은 규제치에 근접한 원화예대율을 유지해 오고 있어 원화예대율 규제는 국내은행의 여신총량에 중요한 제약조건으로 작용하고 있다.

2) 은행이 영업점의 성과를 평가하는 지표로서 은행은 기간별 경영목표에 따라 동 지표를 구성하는 항목의 배점을 조정하여 영업점의 영업방향을 조정한다.

3) 국내금융그룹의 IR자료 뿐만 아니라 재무분석가 보고서에서는 은행 부문의 저원가성 예금 관련 지표를 드물지 않게 찾을 수 있다.

금은 예금보험으로 인해 금융시장 변화에 따른 입출금의 변동성이 상대적으로 작고 시장금리보다 저렴한 금리로 자금조달이 가능한 수단이다. 은행이 예금주와의 고객관계에 기반하여 시장금리보다 낮은 금리로 예금을 수신할 수 있는 능력은 은행 가치의 프리미엄을 구성한다(Carhill, 1997). 실제로 Demircuc-Kunt et al.(2010)은 금융위기 발생 당시 시장성수신에 비해 예금을 통한 자금조달 비중이 큰 은행들이 시장에서 더 긍정적으로 평가된 사실을 보고한다. 특히, 요구불예금을 포함한 저원가성 예금은 일반적으로 은행의 안정적인 자금조달 수단으로 기능하는 핵심예금으로 간주된다. 핵심예금은 예금주가 은행과 맺는 지속적인 고객관계를 기반으로 장기적으로 유지하는 예금을 의미하는데 고객 충성도가 높고 이자율에 비탄력적이어서 은행의 안정적인 자금조달 원천으로 기능한다(Davidson, 2003). 핵심예금의 규모는 입출금액을 상계할 경우 안정적으로 유지되는 경향이 있어 은행이 핵심예금 순유출규모의 확률분포를 추정하는 것이 가능하므로(Saunders, 1997), 은행은 유동성 서비스의 제공에도 불구하고 핵심예금을 장기자금으로 활용하는 것이 가능하다. 핵심예금은 은행에게 장기간 안정적인 이자비용 절감 효과를 가져오므로 무형자산으로서의 가치를 지니는 것으로 평가된다(Kohlbeck and Warfield, 2007). 핵심예금은 매수·합병과정에서 영업권과 별개의 무형자산으로 구분·인식되는데 은행 재무제표 상 부채를 구성함에도 별도의 가치를 가지는 무형자산을 창출한다는 점에서 독특한 성격을 띤다(Lee, 2010). 하지만, 핵심예금이 나타내는 은행의 가치는 단기간에 대가없이 창출되는 것이 아니다. 업력이 오래되고 고객기반이 넓은 은행의 경우 핵심예금의 규모가 상대적으로 큰 반면 후발은행의 경우 핵심예금 규모가 작은 것이 일반적이다. 요구불예금

의 수신과 유지를 위해서는 수시입출금, 자동이체 및 결제 등의 부가서비스를 제공하는 것이 필요한데, 이와 관련된 대면서비스(지점 설치 및 인력고용)와 비대면서비스(IT인프라 구축 및 운영)에는 상당한 비용이 소요된다(Bae, 2014). Carhill(1997)은 은행이 핵심예금 관련 인프라 구축에 소요되는 비용을 자산화하지 아니하고 발생시점에 비용처리하기 때문에 핵심예금을 가진 은행이 재무제표에 표시되지 아니한 프리미엄을 가지는 것으로 설명한다.

요구불예금의 유지를 위해서는 운영비용 외에도 유동성서비스의 제공을 위한 직간접적인 유동성비용이 소요된다. 은행이 낮은 금리에도 불구하고 요구불예금과 같은 저원가성 예금을 통해 자금을 조달할 수 있는 것은 은행이 예금주에게 제공하는 유동성서비스에 그 이유가 있다. 금융기관이론에서는 예금기관의 존립 근거 중 하나로 유동성의 공급을 거론한다(Bhattacharya and Thakor, 1993). 은행은 위험회피적인 예금주를 대상으로 자금을 조달하여 비유동적인 고위험 프로젝트에 자금을 공급한다. 이 과정에서 요구불예금은 예금주에게 유동성을 제공하는 수단으로 활용되어 예금보험과 함께 사회 전체의 위험 공유를 향상시키는 기능을 하게 된다(Bryant, 1980; Diamond and Dybvig, 1983). 하지만, 은행은 요구불예금을 통해 자금을 조달하여 유동성을 공급하는 구조로 인해 그 재무구조가 본질적으로 취약하다(Diamond and Rajan, 2001; Goldstein and Pauzner, 2005). 요구불예금은 은행의 예금지급능력에 대한 부정적 인식이 커질 때 예금 인출 규모가 급증할 위험을 수반한다(Chari and Jagannathan, 1988). 급격한 예금인출은 거시경제 전반의 충격으로 초래될 수도 있지만, 개별 은행의 대출 포트폴리오 위험이 지나치게 커질 때에도 초래될 수 있다(Calomiris and Kahn, 1991). 은행은 예기치 못

한 유동성 충격이 발생할 경우 신규여신 취급규모를 감축해야 할 수도 있고, 의도하지 않았던 자산 매각을 통해 손실을 감수하며 자금을 마련해야 할 수도 있다(Acharya and Mora, 2015).

유동성예금을 통해 자금을 조달함에 따라 필연적으로 초래되는 은행 자본구조의 취약성은 은행의 자산운용 상 위험추구 성향에 영향을 미칠 수 있다(Song and Thakor, 2007). 은행은 기본적으로 유동성자산을 보유함으로써 유동성 수요에 대비하지만, 요구불예금을 통한 자본조달 구조는 은행의 위험자산구성에도 영향을 줄 수 있는 것이다. Calomiris and Kahn(1991) 및 Jean-Baptiste(1999)는 수시 인출이 가능한 요구불예금의 속성이 예금주가 은행의 위험을 모니터링할 유인을 제공함으로써 은행의 위험부담행위(risk-taking)를 규율하는 효과를 가져온다는 사실을 보여준다. 은행은 요구불예금의 예금주뿐만 아니라(부채 측면) 대출약정을 맺은 차주에게도(자산 측면) 유동성 서비스를 제공할 수 있는데, Kashyap et al.(2002), Gatev and Strahan(2006) 및 Gatev et al.(2009)은 요구불예금과 대출약정에 대한 유동성 수요가 불완전한 상관관계를 보이므로 요구불예금의 비중이 높은 은행은 대출약정의 취급규모를 늘림으로써 위험분산효과에 기초한 시너지 효과를 누린다는 사실을 보인다.

은행의 수신규모는 은행의 여신규모에 직접적인 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 통화정책의 전달 경로(transmission mechanism)에 대한 'bank lending channel' 개념에 따르면 은행의 수신은 은행 여신자금의 공급원이 되므로 수신규모의 증가는 은행 여신규모의 증가를 견인한다(Bernanke and Blinder, 1988). 요구불예금으로 조달한 자금 역시 은행의 신규여신 취급규모에 영향을 줄 수 있다. 다만, 은행은 자금중개과정에서 발생하는 금리위험

과 유동성위험을 통제하기 위해서 자산과 부채를 상호 대응시켜 동시에 관리하므로(Asset Liability Management: ALM), 예금주의 유동성 수요를 수반하는 요구불예금의 수신을 통해 조달한 자금은 여신취급에 있어 다른 수신상품과는 상이한 효과를 가져올 수 있다. 은행이 안정적으로 유지해오는 요구불예금 잔액은 장기적인 자금조달 원천이 되는 핵심예금으로서의 속성을 충족시킨다고 볼 수 있다. 하지만, 요구불예금의 수신증가액은 기존에 유지해오던 잔액과 비교할 때 이탈가능성이 높아 핵심예금으로서의 속성을 가진다고 보기 어렵다. 요구불예금 규모는 시중 금리나 시장 유동성의 변화, 또는 은행의 예금특판이나 관측 등 영업상의 노력으로 인해 증가할 수 있지만 이렇게 유입된 자금은 향후 시장 상황이나 경쟁 여건이 변화하는 경우 다시 이탈할 가능성이 높다고 볼 수 있기 때문이다. 요구불예금의 수신규모 증가에 내재된 이러한 유동성위험은 은행이 동 자금을 여신으로 운용하는데 있어 제약을 줄 수 있다. 본 연구의 목적은 대표적인 저원가성 예금인 요구불예금의 수신규모 증가가 국내은행의 여신취급 행태에 미치는 영향을 분석하는데 있다. 수신으로 자금을 조달하여 여신으로 운용하는 자금중개업무를 핵심영업활동으로 영위하는 은행에 있어 요구불예금의 신규수신이 여신취급 행태에 미치는 영향을 이해하는 것은 은행 경영에 있어 중요한 시사점을 제공할 수 있다. 은행은 금융시스템 내에서 요구불예금을 통해 자금을 조달하여 비유동적인 고위험 프로젝트에 자금을 공급하는 유동성 변환을 통해 사회 전체의 위험 공유와 후생 증대에 기여한다. 국내은행이 요구불예금으로 조달한 자금을 여신운용에 활용하는 행태를 이해하는 것은 국내의 은행시스템이 얼마나 원활하게 그러한 순기능을 수행하는지 확인할 수 있게 해준다는 측면에서도 의의를 가진

다. 국내은행에서 요구불예금의 수신규모 증가가 여신취급 행태에 미치는 영향을 파악하기 위해 본 연구가 수행하는 분석 내용은 크게 두 부분으로 구분된다. 첫째, 국내은행에서 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어질 것이라는 예측을 테스트한다. 둘째, 여신규모 증가에 있어 요구불예금의 효과가 상대적으로 미약한 원인이 요구불예금의 수시인출기능으로 인해 유발되는 유동성위험에 있다고 해석하고(본 연구는 이를 '유동성위험가설'이라고 부른다.) 이러한 해석이 타당한지 테스트한다.

본 연구의 실증분석표본은 17개 국내은행을 대상으로 수집한 2009년 3분기부터 2019년 3분기까지의 594개 은행분기로 구성된다. 본 연구는 요구불예금 및 다른 수신상품(특히, 저축성예금)과의 비교 분석을 위해 다섯 가지 원화 수신상품(요구불예금, 저축성예금, 양도성예금증서, 원화차입금, 원화사채)의 순증감액이 여신(원화대출금)규모 순증감액에 미치는 효과를 분석한다. 실증분석결과, 요구불예금의 수신규모 증가가 같은 기간의 여신규모를 증가시킨다는 증거는 찾을 수 없는 반면, 저축성예금을 비롯한 다른 수신상품의 규모 증가는 모두 같은 기간의 여신규모를 증가시키는 것으로 나타난다. 요구불예금의 수신규모 증가는 다음 분기에 이르러서야 여신규모를 증가시키는 것으로 나타난다. 또한, 전체 원화예수금 중 요구불예금의 비중 상승은 같은 분기의 여신규모 순증감액을 감소시키지만 다음 분기 여신규모 변화와는 관계되지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 요구불예금의 수신증가가 여신규모를

증가시키는 효과가 저축성예금에 비해 상대적으로 약할 뿐만 아니라 그 효과도 지연되어 나타난다는 사실을 확인시켜 준다.

한편, 은행은 여신취급 동향을 토대로 향후 여신규모의 변화를 예측하고 그에 필요한 여신자금을 조달하기 위해 수신규모를 늘릴 수 있다. 이 경우 여신증가액은 후속기간의 수신증가액과 관계될 것으로 예측할 수 있다. 하지만, 수신규모 변화의 결정요인에 대한 실증분석결과, 여신증가액은 후속기간의 저축성예금 수신증가액과 관계되지만 요구불예금의 수신규모 변화와는 관계되지 않는 것으로 나타난다. 이는 은행이 여신취급 동향을 토대로 후속기간의 여신규모 변화를 예측하고 그에 필요한 자금을 조달할 때 요구불예금이 아닌 저축성예금에 의존한다는 사실을 암시한다. 이는 요구불예금을 통한 신규 수신자금이 저축성예금과 비교할 때 여신규모를 즉각적으로 증가시키는 효과가 떨어진다는 앞선 실증분석 결과를 지지하는 유력한 증거로 해석된다.

상기 실증분석결과를 통해 본 연구는 국내은행에서 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어진다고 결론내린다.⁴⁾ 본 연구는 이러한 결과가 수시인출이 가능한 요구불예금의 속성으로 인해 유발되는 유동성위험에 기인하는 것으로 해석한다. 요구불예금의 신규 수신자금은 향후 계속 유지여부에 있어 불확실성이 크기 때문에 동 자금을 유동화가 어려운 자산에 운용한다면 은행 전체의 유동성위험이 커지는 결과를 초래할 수 있다. 따라서 요구불예금의 수신규모가 증가하는 경우 은행은 다음과 같은 두 가지 방식으로 유동성위험에

4) 본 논문에서 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어진다는 표현은 여신규모를 증가시키는 효과가 상대적으로 작을 뿐만 아니라 그 효과도 지연되어 나타난다는 의미로 사용된다.

대응하는 것으로 해석된다. 첫째, 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금에 대해 여신으로 운용하는 비중을 낮춘다. 요구불예금 신규 수신자금의 유동성위험에 대비하여 다른 수신자금에 비해 보다 많은 금액을 유동성자산으로 보유하는 대신, 자금이 고정화될 수 있는 여신에 대한 운용규모는 상대적으로 줄이는 것이다. 둘째, 요구불예금 신규 수신자금은 위험부담이 상대적으로 작은 여신기회가 있는 경우에만 여신으로 운용한다. 이는 은행이 자산과 부채의 위험을 상호 대응시켜 관리하는 과정에서 유동성위험을 부담하는 요구불예금 자금에 대해 보다 보수적이고 신중하게 여신으로 운용한다는 의미이다. 그에 따라 은행은 적절한 여신기회를 탐색하는데 보다 많은 시간을 소모하게 될 것이다. 이는 결국 요구불예금 수신증가가 여신규모를 증가시키는 효과가 상대적으로 지연되어 나타나는 결과를 초래하는 것으로 보인다.

본 연구는 상기한 바와 같이 요구불예금의 수신규모 증가가 저축성예금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 떨어지는 결과를 유동성위험가설을 통해 해석하고 있다. 본 연구는 그러한 해석이 타당한지 검증하기 위하여 유동성위험가설에 기초한 예측을 수립하고 이를 실증분석을 통해 테스트한다.

우선 요구불예금의 신규 수신자금이 가지는 유동성위험은 실제로 후속기간 중에 보다 높은 예금 이탈률을 초래할 것으로 예측할 수 있다. 실증분석결과 요구불예금의 높은 이탈률을 확인할 수 있다면 이는 유동성위험가설을 입증하는 보충적인 증거가 될 것이다. 실제로 수신규모 변화의 시계열 상 지속성을 추정한 결과, 요구불예금의 수신규모 증가는 유의적인 음(-)의 자기상관관계를 보이고 있고 그 절대값(계수추정치 -0.307)도 상당히 크게 나타난다. 반면, 저축성예금 수신규모 증가의 지속성 추정

치(-0.089)는 음(-)의 값이긴 하나 절대값도 작고 통계적 유의성도 높지 않은 수준이다. 이는 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 자금을 조달하더라도 동 자금 중 상당부분이 다음 분기에 이탈할 수 있으므로 은행은 동 자금을 유동성 압박을 가져오는 여신운용에 적극 활용하기 어려울 것임을 암시한다.

유동성위험가설에 따르면 요구불예금 신규 수신자금은 요구불예금이 수반하는 유동성 수요에 대응하기 위해 저축성예금 수신자금에 비해 유동성자산인 원화예치금을 늘리는 효과가 상대적으로 클 것으로 예측할 수 있다. 실증분석결과, 요구불예금의 수신규모 증가가 원화예치금 보유규모를 증가시킬 뿐만 아니라, 그 효과도 저축성예금에 비해 큰 것으로 나타난다. 또한 원화예수금 중 요구불예금이 차지하는 비중이 상승하는 경우 원화예치금 규모 역시 상승하는 경향이 있는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 은행이 요구불예금의 유동성 수요에 대비하여 요구불예금 수신자금에 대해 보다 많은 금액을 유동성자산으로 보유한다는 사실을 보여준다.

다음으로 본 연구는 원화대출금을 기업자금대출과 가계자금대출로 구분할 경우 수신규모의 변화가 여신규모에 미치는 영향이 여신종별로 차이나는지 분석한다. 가계자금대출은 만기가 긴 주택담보대출 위주로 취급되는 반면, 기업자금대출은 만기가 상대적으로 짧고 자금회전이 빠른 운전자금대출이 비중있게 취급된다. 따라서 은행이 요구불예금의 수신규모 증가에 수반되는 유동성위험에 따라 여신운용 상 제약을 받는 경우 요구불예금 수신자금을 여신으로 운용하더라도 기업자금대출로 운용하는 것이 유동성위험의 관리를 보다 수월하게 할 수 있다. 앞선 실증분석결과에서는 요구불예금의 증가가 시차를 가지고 다음 분기의 여신규모를 증가시키는 것으로 나타났는데 여신종류를 세분하여 실증분석을 수행한 결과 그러

한 효과는 기업자금대출에서만 확인된다. 이는 은행이 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금을 여신으로 활용함에 있어 유동성위험의 관리가 중요한 고려요소를 확인시켜주는 간접적인 증거가 된다.

여기까지 본 연구는 수신규모의 변화가 같은 분기의 여신규모 변화에 영향을 주지만, 여신규모의 변화는 같은 분기의 수신규모 변화에는 영향을 주지 않고 후속 분기에 이르러서야 영향을 준다고 가정하여 분석을 진행하였다. 이는 은행이 여신취급 동향을 분석하고 이를 토대로 향후 여신규모의 변화를 예측하여 자금계획을 수립한 뒤 같은 기간의 수신규모를 조절하기에는 본 연구의 표본단위기간인 분기가 충분히 길지 않다고 보았기 때문이다. 하지만, 은행의 의사결정 과정이 충분히 신속하다면 은행이 분기 중 여신취급 동향을 토대로 같은 기간의 수신규모를 조절하는 것이 가능할 수도 있다. 또한 은행은 여신 실행시 차주가 보유한 자기 은행의 요구불예금 계좌로 대출금액을 입금하는 것이 일반적이는데, 만약 여신실행 이후 차주의 자금집행까지 시차가 존재한다면 여신규모의 증가가 같은 기간의 수신규모를 소폭이나마 증가시킬 수도 있다. 이러한 반대 방향의 인과관계로 인한 내생성의 존재 가능성을 고려하여 본 연구는 같은 분기 중의 원화대출금 순증감액, 요구불예금 순증감액, 저축성예금 순증감액이 상호 영향을 주고 받아 동시에 결정되는 내생변수라고 가정하고 추가분석을 수행한다. 각각을 설명하는 세계의 모형으로 구성된 연립방정식(simultaneous equations)을 수립한 뒤 two-stage least squares 회귀분석을 수행한 결과, 관심변수에 대한 추정 결과는 앞선 분석에서와 일관되게 나타나는 것으로 확인된다. 또한, 요구불예금과 저축성예금의 순증감액을 설명하는 모형에서 내생설명변수인 (같은 분기의) 원화대출금 순증감액은 유의적인 효과를 보이지 않

는 것으로 나타나 앞선 실증분석에서 여신규모 변화가 같은 기간의 수신규모 변화에 영향을 미치는 반대 방향의 인과관계로 인해 추정결과가 왜곡되었을 우려는 크지 않은 것으로 판단된다.

본 연구는 요구불예금의 수신규모 증가가 은행의 여신취급에 미치는 행태를 분석하고 있다. 본 연구는 은행의 부채조달구조와 연계하여 은행의 자산운용행태를 분석한 연구라는 점에서 의의를 가진다. 국내에서 요구불예금의 수신이 은행의 수익성지표에 미치는 영향을 분석한 연구는 있으나(Chun and Lee, 2014; Bae, 2014), 은행이 예금을 통해 자금을 조달하는 근본적인 이유가 되는 여신 운용과 관련지어 요구불예금의 효과를 분석한 연구는 수행된 바 없다. 본 연구는 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어지는 이유를 유동성위험가설을 통해 해석하는 한편, 그러한 가설의 타당성을 다각도로 검증하였다는 점에서 기존 연구와 차별화된 공헌점을 가진다. 최근 저금리기조에 따라 국내은행들은 순이자마진의 확보에 어려움을 겪고 있다. 이에 국내은행들은 요구불예금과 같은 저원가성 예금의 수신 확대를 통해 조달비용을 낮추어 순이자이익을 방어하고자 노력 중이다. 하지만 요구불예금이 수반하는 유동성 수요로 인해 은행은 요구불예금의 증가를 통해 조달한 자금을 자유롭게 운용하는데 제약을 받을 수 밖에 없다. 따라서 유동성 비용과 운용 제약을 함께 고려할 경우 요구불예금의 수신 확대가 무조건적으로 은행의 여신규모 증가와 수익성 개선에 기여할 것이라고 단정하기 어렵다. 조달비용이 낮은 자금이라도 여신으로 운용하여 이자수익을 획득하는데 활용하기 어렵다면 은행 경영에 미치는 이점도 제한적일 수 밖에 없다. 본 연구는 요구불예금의 수신증가가 여신 운용에 미치는 영향을 구체적으로 분석하

여 제시함으로써 은행들이 향후 수신 전략을 재정립 하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

또한, 본 연구는 거시경제적으로 국내 은행시스템의 효율성을 논하는데 있어서도 시사점을 가진다. 국내은행에서 요구불예금의 신규 수신자금을 여신에 활용하는 정도가 떨어진다는 본 연구의 실증분석결과가 최적 균형상태를 보여주는 것인지 아니면 일시적인 불균형상태를 보여주는 것인지는 명확하지 않다. 은행이론에서는 은행시스템의 요구불예금이 서로 상이한 위험에 노출되어 있어 소비자점에 대한 선호가 다른 개인의 자금을 집중시키고 이를 위험이 큰 프로젝트에 공급함으로써 사회 전체의 위험 공유를 향상시켜 파레토 개선 효과를 가져온다고 설명한다(Bryant, 1980; Diamond and Dybvig, 1983). 투자자가 유동성 수요를 가지는 경우 성과 창출에 장기간이 소요되는 기술을 가진 사업가에게 자금을 투자하기는 어렵다. 하지만, 은행은 요구불예금을 통해 지속적으로 자금을 재조달하여 예금주의 유동성 수요에 대응함으로써 차주를 유동성위험으로부터 보호한다. 아울러, 요구불예금은 예금주가 인출을 요구한 순서에 따라 유동성 수요를 충족시키므로, 요구불예금의 수신 확대는 예금주가 은행에 대한 모니터링을 강화하는 효과를 가져온다. 수시인출 기능은 은행 위험에 대한 부정적인 정보가 확산될 경우 뱅크런 가능성을 높이므로 요구불예금의 수신 확대는 은행이 여신에 대한 위험관리 및 차주에 대한 모니터링을 강화할 유인 역시 높인다. 만약 본 연구의 실증분석결과가 최적 균형상태를 보여주는 것이라면 이는 요구불예금이 가진 시장규율 효과로 인해 은행이 위험이 작은 여신 기회가 있을 때에만 요구불예금 수신자금을 여신으로 운용한 결과일 수 있다. 현실에서는 위험도가 높은 차주의 여신수요가 훨씬 풍부하므로 이러한 해석이 타당성을 가질 수 있다. 다른

한편으로 본 연구의 실증분석결과와 국내은행에서 예금수신구조가 변화하는 과정에서 나타난 불균형상태를 보여주는 것일 수도 있다. 특판이나 판촉 등 영업노력을 통해 요구불예금의 수신규모가 증가한 경우 은행은 예금주의 충성도가 높아졌다거나 예금주가 자기 은행의 주거래 고객이 되었다고 확신하기 어렵다. 요구불예금의 신규 수신자금은 기존에 유지해 오고 있는 잔액에 비해 이탈가능성이 높을 수 있는 것이다. 이에 따라 은행은 요구불예금의 신규 수신자금에 대해 보다 보수적이고 신중한 방식으로 여신에 운용함으로써 예기치 못한 유동성 비용을 줄이고자 하는 것일 수 있다. 최근 모바일뱅킹 이용이 확대되고 오픈뱅킹이 전면 시행되면서 계좌이체의 편의성이 크게 개선되었다. 요구불예금을 비롯한 저원가성 예금의 수신 확대를 위한 은행간 경쟁은 격화되고 있지만 예금의 이동성 및 변동성이 커지면서 요구불예금을 안정적으로 유지하는 것은 보다 어려워진 것이다(Basel Committee on Banking Supervision, 2018). 실증분석결과와 이러한 변화되는 영업환경에서의 은행의 대응행태를 반영한 것일 수 있다. 최근 급속한 변화 양상을 경험하고 있는 은행의 영업환경이 안정화되고 고객들의 계좌이용행태 역시 보다 높은 통계적 확신을 가지고 예측할 수 있는 시기로 접어들었다면 은행들이 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 새로이 조달한 자금을 보다 적극적으로 여신에 운용하는 것이 가능할 수도 있을 것이다.

본 논문의 나머지는 다음과 같이 구성된다. II장에서 선행연구를 개관하고 연구가설을 수립한 뒤, III장에서는 실증분석모형을 설계하고 본 연구의 연구방법론을 설명한다. IV장에서는 실증분석결과를 보고하고, V장에서 결론을 맺고 마무리한다.

II. 선행연구와 연구가설

2.1 선행연구

예금은 일반적으로 요구불예금과 저축성예금으로 구분된다. 요구불예금은 예금주의 지급청구가 있으면 언제든지 조건없이 지급해야 하는 예금으로서 주로 지급결제나 예치를 목적으로 납입되는 반면, 저축성예금은 예금의 납입과 인출에 특정 조건이 부과되는 예금으로서 주로 이자수취를 목적으로 납입된다. 보통예금, 당좌예금, 가계당좌예금, 별단예금, 공금예금, 국고예금 등을 포함하는 요구불예금은 일반적으로 은행의 안정적인 자금조달 수단으로 기능하는 핵심예금으로 간주된다. Cornett et al.(2011)은 금융위기 당시 핵심예금에 대한 자금조달 의존도가 높은 은행이 보다 지속적으로 여신을 공급한 사실을 보고한다. Kohlbeck and Warfield(2007)는 핵심예금이 대체적인 자금조달 수단과 비교하여 장기간 안정적인 이자비용 절감 효과를 가져오므로 무형자산으로서의 가치를 가진다고 설명한다. 은행에 있어 핵심예금이 나타내는 가치의 평가에 대해 활발하게 연구가 진행된 바 있다(Janosi et al., 1999; Jarrow and van Deventer, 1998; Miller, 1995; Sheehan, 2013). Nagar and Rajan(2005)은 핵심예금무형자산이 가격, 서비스, 고객관계, 고객만족 등 재무적·비재무적 차원으로 표현되는 은행의 고객관계를 나타내며 이들 요소가 결합되어 집합적으로 은행의 미래이익을 설명한다고 주장한다. Carhill(1997)은 은행이 핵심예금을 유지하기 위한 인프라를 구축하는데 소요되는 비용을 자산화하지 아니하고 발생시점에 비용처리하기 때문에 핵심예금을 가진 은행이 재무제표에 표시되지 아니한 프리미엄

을 가진다고 설명한다.

요구불예금이 은행의 자금중개 과정에서 수행하는 기능에 대한 연구로는 Diamond and Rajan(2001)을 들 수 있다. 동 연구는 은행의 요구불예금 계좌가 유동성 요구를 가지는 자금을 모아 차주 기업에게 장기 비유동성 자금을 제공하는 중개기능을 수행하는 과정을 이론 모형으로 설명한다. 예금주가 예금을 인출할 때 은행은 대출채권의 중도상환을 요구하거나 대출채권을 헐값에 매각하여 자금을 조달하는 대신 새로운 요구불예금 수취를 통해 대응함으로써 예금주의 유동성 요구로부터 차주를 보호하는 것이다.

Song and Thakor(2007)는 관계형 금융이 본질적으로 정보 투명성이 낮아 은행 예금의 인출 위험을 높이는데 핵심예금은 예금자에 대한 유동성 서비스 제공을 통해 그러한 조기 인출 가능성을 낮추므로 은행이 관계형 금융에 필요한 자금을 핵심예금으로 조달하여 자산·부채를 매칭한다고 주장한다. Berlin and Mester(1999)는 핵심예금은 금리민감도가 낮으므로 핵심예금에 대한 접근성이 높은 은행일수록 신용위험 충격을 보다 잘 흡수할 수 있어 대출가격(금리)을 기간별로 보다 평준화한다는 증거를 제시한다. 이 역시 핵심예금이 장기적인 관계형 금융의 자금조달 원천으로 기능하여 사회 전체의 부가가치 창출에 기여한다는 증거로 볼 수 있다.

Calomiris and Kahn(1991)은 정보비대칭 상황에서 수시인출이 가능한 요구불예금이 은행의 원활한 자금조달과 함께 예금주의 모니터링을 강화하는 최적조달수단임을 보여준다. Jean-Baptiste(1999) 역시 요구불예금의 수시인출 기능이 은행을 규율하는 효과가 있다고 주장한다. Qi(1998)는 요구불예금을 통한 자금조달이 은행 고유의 정보를 기초로 차주에 대한 모니터링을 강화하도록 하는 유인을 제공한다는 사실을 보인다. 은행은 예금보호를 기반으로 예

금을 통해 조달한 자금을 여신으로 배분함에 있어 전적인 재량을 보유한다. 동 연구들은 금융시스템에서 은행이 요구불예금을 통해 자금을 조달함으로써 은행의 자원배분이 개선되는 효과가 초래된다는 사실을 보여준다.

한편, 은행은 유동성자산을 보유함으로써 예금주의 예금인출 수요와 차주의 대출수요에 대응한다. Kashyap et al.(2002)는 은행이 요구불예금과 약정대출을 동시에 취급함으로써 유동성자산 보유에 따라 발생하는 비용을 예금주와 차주 사이에 분담시키는 시너지를 창출한다고 설명하면서 총 예수금 대비 요구불예금의 비율이 높은 은행일수록 총 대출금 대비 대출약정의 비율이 높다는 실증분석결과를 그 증거로 제시한다. 이러한 효과는 약정한다 사용과 요구불예금 인출 사이에 불완전한 상관관계가 있다는 것을 전제로 하는데, Gatev and Strahan (2006)과 Gatev et al.(2009)은 은행이 부담하는 자산 측면(대출약정)과 부채 측면(요구불예금)의 유동성 위험이 서로 일정 부분 상쇄되어 분산효과를 가진다는 실증분석 결과를 보고하고 있다.

국내에서는 Kim and Bae(2014)가 Z-score를 은행의 경영안정성 지표로 사용하여 은행의 요구불예금 비중이 경영안정성에 미치는 영향을 분석한 바 있다. 동 연구는 은행의 요구불예금 비중이 높을수록 은행의 경영안정성이 더 크다는 결과를 발견하고 이를 요구불예금이 안정적인 자금조달수단으로서 기능하기 때문인 것으로 해석한다.

Chun and Lee(2014)는 국내은행에서 인터넷뱅킹의 확산에 따른 요구불예금의 비중 상승이 자기자

본이익률로 측정된 은행 수익성에 미치는 효과가 불분명하다는 실증분석결과를 보고한다. 동 연구는 이러한 결과가 요구불예금이 순이자마진의 확대에는 기여하지만 부수적인 운영비용을 수반하기 때문인 것으로 해석한다. Bae(2014)는 핵심예금의 비중이 높을수록 구조적 이익률로 측정된 은행의 수익성을 감소시킨다는 실증분석결과를 보고하면서 이는 핵심예금이 다양한 운영비용과 규제비용을 발생시키기 때문인 것으로 분석하고 있다.

한편, Lee(2010)는 기존 기업회계기준 하에서 국내은행들이 기업결합시 핵심예금무형자산의 가치를 영업권과 구분하지 않고 영업권에 포함하여 회계처리한 실무관행을 보고하면서 IFRS 도입에 따라 이러한 관행을 개선할 필요성을 제기한 바 있다.

2.2 연구가설

본 연구는 국내은행의 저원가성 예금 수신이 여신 취급 행태에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 연구는 국내은행에서 요구불예금의 수신규모 증가가 여신규모의 변화에 미치는 영향을 분석한다.⁵⁾ 요구불예금으로 조달한 자금은 다른 수신자금과 마찬가지로 여신자금으로 활용 가능하므로 요구불예금의 증가 역시 여신규모를 증가시키는 효과를 보일 수 있다. 은행이 만약 요구불예금의 신규 증가분에 대해 별다른 운용 제약을 받지 않는다면 수신증가에 따라 주저하지 않고 여신취급 규모를 늘릴 수 있을 것이다. 하지만, 요구불예금의 수신증가액이 향후 이탈가능성이 커져 계속 유지 여부

5) 통상적으로 저원가성 예금에는 저축성예금으로 분류되지만 입출금의 제한이 없는 저축예금이 포함된다. 저축예금은 수시입출금이 가능하다는 측면에서 보통예금과 유사한 성격을 가지나 보통예금은 이자를 거의 지급하지 않는 대신 자동이체 등의 결제기능을 제공하는 반면 저축예금은 일정한 이자를 지급하는 대신 결제계좌로 사용할 수 없는 제한을 둔다는 차이를 가진다. 저축예금은 이자를 지급하는 저축기능을 보유하고 있어 금융시장의 상황에 따라 시중의 유동자금을 흡수할 수 있는 속성이 강하다. 본 연구는 이러한 속성 차이를 감안하여 저원가성 예금 중 요구불예금에 한정하여 분석을 진행한다.

가 불투명하다면 은행은 동 자금을 활용하여 새로이 여신을 취급하는데 주저할 수 있다. 이러한 경우 요구불예금의 수신증가가 여신규모 변화에 미치는 효과는 미약하게 나타날 수 있을 것이다.

은행이 안정적으로 유지해오는 요구불예금 잔액은 장기적인 자금조달 원천이 되는 핵심예금으로서의 속성을 가진다고 볼 수 있다. 하지만, 요구불예금 수신증가액은 기존에 유지해 오던 부분과 비교할 때 이탈가능성이 더 커서 핵심예금으로서의 속성을 가진다고 보기 어렵다. 이는 본 연구가 요구불예금의 잔액이 아닌 순증가액을 분석 대상으로 삼는 이유가 된다. 요구불예금 수신규모는 시중 금리나 시장 유동성의 변화에 따라 시중 유동자금이 유입되어 증가할 수 있다. 그러한 유동자금은 시장 상황이 다시 변화하는 경우 언제든지 유출될 수 있다. 또한 요구불예금의 수신규모는 금융시장 상황과는 별개로 저원가성 예금의 수신 확대를 위해 은행이 예금특판이나 판촉 등 영업상의 노력을 기울인 결과 증가할 수도 있다. 하지만 새로이 유치한 요구불예금은 아직 고객충성도가 높지 않고 장기적인 고객관계도 형성되지 않은 상태로 볼 수 있다. 따라서 다른 은행이 보다 나은 혜택이나 서비스를 제공할 경우 예금주 입장에서는 아직 거래은행 변경에 따른 비용(*switching costs*)이 크지 않은 상태이므로 이탈할 가능성이 크다. 두 경우 모두 은행 입장에서 요구불예금의 수신증가액이 계속 유지될 것으로 기대하기 어렵게 하는 불확실성을 가져온다. 그럼에도 만약 은행이 요구불예금 수신증가 자금을 손쉽게 유동화하기 어려운 자산에 운용한다면 은행 전체의 유동성위험이 커지는 결과가 초래된다. 이에 따라 은행은 요구불예금의 수신규모 증가가 초래하는 유동성위험에 대해 다음과 같은 두 가지 방식으로 대응할 수 있다. 첫째, 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금을 대

해 여신으로 운용하는 비중을 낮춘다. 요구불예금 신규 수신자금의 유동성위험에 대비하여 다른 수신 자금에 비해 보다 많은 금액을 유동성자산으로 보유하는 대신 자금이 고정화될 수 있는 여신에 대한 운용규모는 상대적으로 줄이는 것이다. 둘째, 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금은 위험부담이 상대적으로 작은 여신기회가 있는 경우에만 여신으로 운용한다. 은행은 자금중개과정에서 발생하는 위험을 통제하기 위해서 자산과 부채를 상호 대응시켜 동시에 관리한다. 이는 유동성 수요를 가진 요구불예금의 수신을 통해 조달한 자금을 여신으로 운용할 경우 유동성위험 관리 차원에서 운용가능한 여신의 범위가 상대적으로 제한적임을 의미한다. 또한 수시 인출이 가능한 요구불예금의 속성은 은행의 위험부담행위(*risk-taking*)를 규율하는 효과를 가지므로(Calomiris and Kahn, 1991; Jean-Baptiste, 1999) 은행은 위험이 작은 여신 기회가 있을 때에만 요구불예금 수신자금을 여신으로 운용하려고 할 수도 있다. 현실에서는 위험도가 높은 차주의 여신 수요가 훨씬 풍부한 반면 위험이 낮은 여신 기회는 제한적이다. 은행이 요구불예금의 신규 수신자금을 보다 보수적이고 신중하게 여신으로 운용하려고 한다면 적절한 여신기회를 탐색하는데 보다 많은 시간을 소모하게 될 것이다. 이는 요구불예금 수신증가가 여신규모를 증가시키는 효과가 상대적으로 지연되어 나타나는 결과를 초래할 것이다.

본 연구는 요구불예금의 수신규모 증가가 저축성 예금에 비해 여신규모를 증가시키는 효과가 약할 뿐만 아니라 그 효과도 지연되어 나타날 것으로 예측한다. 이러한 예측을 테스트하기 위해 본 연구는 두 개의 가설을 수립한다. 첫 번째 가설인 가설 1에서는 다음과 같이 요구불예금의 수신규모 증가가 같은 기간의 여신규모 변화에 영향을 미치지 않으며 후속

기간에 이르러서야 여신규모를 증가시킬 것으로 예측한다.

가설 1: 저축성예금의 수신규모 증가는 같은 기간의 여신규모를 증가시키지만 요구불예금의 수신규모 증가는 같은 기간의 여신규모 변화에는 영향을 미치지 않고 후속기간에 이르러서야 여신규모를 증가시킨다.

가설 1은 요구불예금 수신증가가 여신규모를 증가시키는 효과가 일정기간 지연되어 나타나는지 확인할 수 있게 해준다. 하지만 그 효과가 저축성예금 수신자금에 비해 상대적으로 떨어지는지는 명시적으로 예측하지 않고 있다. 따라서 본 연구는 요구불예금 및 저축성예금의 수신규모 증가가 가져오는 여신규모 증가 효과를 직접적으로 비교하기 위해 다음과 같은 가설 2를 수립한다.

가설 2: 원화예수금 중 요구불예금의 비중의 상승은 은행 여신규모 변화와 음(-)의 방향으로 관계된다.

만약 은행이 자금조달 원천의 속성을 반영하여 여신 취급을 달리한다면 예금종류별 수신규모 증가가 여신규모 변화에 미치는 영향 역시 서로 다른 양상을 보일 것이다. 요구불예금의 신규 수신자금이 수반하는 유동성위험으로 인해 은행이 동 자금을 자유롭게 여신에 운용하는데 제약을 받는다면 원화예수금에서 요구불예금이 차지하는 비중이 상승할수록 여신규모 변화에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다. 신규 수신자금의 구성이 여신규모 변화에 영향을 미치는 요인으로 작용할 수 있는 것이다. 만약 가설 2의 테스트 결과, 원화예수금에서 요구불

예금이 차지하는 비중이 여신규모의 변화에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 확인된다면 요구불예금의 수신규모 증가가 저축성예금에 비해 여신규모를 증가시키는 효과가 상대적으로 떨어진다는 사실을 의미하게 된다.

위에서 보듯이 요구불예금의 수신규모 증가가 여신규모 변화에 미치는 효과를 테스트하는데 있어 가설 1과 가설 2는 서로 보완적인 성격을 띤다. 만약 두 가설의 테스트를 통해 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신규모를 증가시키는 효과가 상대적으로 작을 뿐만 아니라 그 효과도 지연되어 나타나는 것으로 확인된다면 동 자금이 여신운용에 있어 활용 정도가 떨어지는 것으로 결론내릴 수 있을 것이다.

한편, 은행은 여신취급 동향을 토대로 향후 여신규모의 변화를 예측하고 그에 필요한 여신자금을 조달하기 위해 수신규모를 늘릴 수 있다. 이 경우 여신규모 변화는 후속기간의 수신규모 변화에 영향을 미칠 수 있다. 이는 은행이 수신으로 조달한 자금을 여신으로 활용할 수 있음을 전제로 한다. 만약 은행이 특정 수신항목으로 조달한 자금을 즉각적으로 여신에 활용하는데 제약이 있다면 여신취급에 필요한 자금을 해당 수신항목을 통해 조달하지는 않을 것이므로 과거 여신규모의 변화가 해당 수신항목의 순증가에 영향을 미치지 않을 것이다. 만약 가설 1과 가설 2가 성립한다면 은행은 여신규모의 증가 현황을 토대로 후속기간의 여신규모 증가를 예측하고 그에 필요한 자금을 조달할 때 요구불예금이 아닌 저축성예금에 의존할 것으로 예측된다. 이 경우 여신규모의 순증가는 후속기간의 저축성예금 수신규모의 순증가와 관계되지만 요구불예금 수신규모의 순증가는 관계되지 않을 것이다. 본 연구는 이러한 예측을 아래와 같이 세 번째 가설로 수립한다. 만약 동

가설이 성립한다면 요구불예금을 통한 신규 수신자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 있어 활용되는 정도가 떨어진다는 가설 1과 가설 2의 예측을 뒷받침하는 유력한 증거로 볼 수 있다.

가설 3: 여신규모의 증가는 후속기간의 저축성예금의 증가와 관계되지만 요구불예금의 변화와는 관계되지 않는다.

상기한 가설 1~3은 요구불예금의 수신규모 증가가 저축성예금에 비해 여신규모를 증가시키는 효과가 상대적으로 미약할 것이라는 예측을 담고 있다. 본 연구는 이러한 예측을 수립하는 근거로 요구불예금이 수반하는 유동성위험을 제시하고 있다('유동성 위험가설'). 본 연구는 이러한 가정이 타당한지 여부를 테스트하는 것 또한 연구범위에 포함하고 이를 검증할 수 있도록 세 개의 가설(가설 4~6)을 추가로 수립한다.

우선 요구불예금의 신규 수신자금이 가지는 유동성위험은 실제로 후속기간 중에 보다 높은 예금 이탈률을 가져올 것으로 예측할 수 있다. 만약 요구불예금의 순증가액이 저축성예금에 비하여 시계열상으로 더 강한 음(-)의 지속성을 보인다면 이는 요구불예금의 신규 수신자금이 후속기간에 이탈할 가능성이 더 크다는 사실을 의미한다. 실증분석결과 요구불예금의 높은 이탈률을 확인할 수 있다면 이는 요구불예금 신규 수신자금이 여신규모를 증가시키는 효과가 미약한 이유를 유동성위험 관점에서 설명하는데 있어 보충 증거가 될 수 있다. 은행은 요구불예금의 수신증가액의 향후 이탈가능성에 대비하여 보다 많은 유동자금을 보유해야 할 필요가 생기고 이는 여신으로 운용가능한 자금을 감소시키기 때문이다. 본 연구는 유동성위험가설을 테스트하기 위한

첫 번째 가설로서 요구불예금의 이탈률에 관한 가설 4를 수립한다.

가설 4: 요구불예금 신규 수신자금의 후속기간 이탈률은 저축성예금에 비해 더 크다.

본 연구의 다음 가설인 가설 5는 유동성위험가설에 기초하여 요구불예금의 수신규모 증가가 원화예치금 보유규모 변화에 미치는 효과를 예측한다. 요구불예금이 수반하는 유동성위험으로 인하여 은행은 요구불예금 신규 수신자금에 대하여 보다 많은 유동성자산을 보유할 것으로 예측된다. 은행에서 현금 이외에 대표적인 유동성자산으로는 원화예치금을 들 수 있다. 이에 따라 본 연구는 요구불예금의 수신규모 증가가 저축성예금에 비해 원화예치금 보유규모를 증가시키는 효과가 더 클 것으로 예측한다. 가설 5는 다음과 같다.

가설 5: 요구불예금의 수신규모 증가가 저축성예금에 비해 원화예치금 보유규모를 증가시키는 효과가 더 크다.

마지막 가설은 여신종별로 유동성 부담이 차별화될 수 있다는 사실을 고려하여 수립한다. 만약 요구불예금의 신규 수신자금이 여신규모에 영향을 미치더라도 유동성 부담이 상대적으로 작은 여신 유형에 대해서만 효과를 보인다면 이는 유동성위험가설을 지지하는 증거로 해석할 수 있을 것이다. 가계자금대출은 만기가 긴 주택담보대출 위주로 취급되는 반면, 기업자금대출은 만기가 상대적으로 짧고 자금회전이 빠른 운전자금대출이 비중있게 취급된다. 따라서 은행이 유동성 수요를 부담하는 요구불예금을 통해 새로이 조달한 자금을 여신으로 운용하려고 할 때에 기

업자금대출로 운용하는 것이 유동성위험의 관리를 보다 수월하게 할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 다음 가설 6과 같이 요구불예금의 순증가가 여신규모를 증가시키는 효과를 보이더라도 그 효과는 기업자금대출에 국한되어 나타날 것으로 예측한다.

가설 6: 요구불예금의 수신규모 증가가 은행 여신 규모를 증가시키는 경우 그러한 효과는 기업자금대출에서만 나타나고 가계자금 대출에서는 나타나지 않는다.

이상 본 절의 가설수립내용을 정리하면 가설 1~3은 요구불예금 신규 수신자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어질 것이라는 가정에 기초한 예측을 담고 있고, 가설 4~6은 여신규모를 증가시키는데 있어 요구불예금의 효과가 상대적으로 미약한 이유가 요구불예금이 수반하는 유동성위험에 있다는 가정에 기초한 예측을 담고 있다. 본 연구는 실증분석을 통해 가설 1~6을 테스트함으로써 국내은행에서 유동성위험을 수반하는 요구불예금의 수신규모 증가가 여신취급 행태에 미치는 효과를 구체적으로 파악한다.

III. 연구방법론

3.1 실증분석모형

본 연구는 가설 1을 테스트하기 위하여 다음의 실증분석모형(1)을 통해 국내은행의 요구불예금 증가가 여신취급 규모 변화에 미치는 영향을 추정한다. 본 연구의 표본단위는 은행분기로 구성되므로, 모형

의 변수에서 아래 첨자 i 와 t 는 각각 은행 및 분기를 표시한다.

$$\begin{aligned} \Delta Loan_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_2 \Delta DemandDeposit_{i,t} \\ & + \beta_3 \Delta DemandDeposit_{i,t-1} + \beta_4 \Delta SavingDeposit_{i,t} \\ & + \beta_5 \Delta SavingDeposit_{i,t-1} + \beta_6 \Delta CD_{i,t} \\ & + \beta_7 \Delta CD_{i,t-1} + \beta_8 \Delta Borrowing_{i,t} \\ & + \beta_9 \Delta Borrowing_{i,t-1} + \beta_{10} \Delta Bond_{i,t} + \beta_{11} \Delta Bond_{i,t-1} \\ & + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} \\ & + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} \\ & + \gamma_5 Loan/Deposit_Ratio_Slack_{i,t-1} \\ & + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other\ Control\ Variables_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t,1} \end{aligned} \quad (1)$$

실증분석모형의 종속변수는 원화대출금의 당분기 순증감액($\Delta Loan_{i,t}$)이다. 원화대출금의 변화는 시계열상 지속성이 있을 것으로 보아 전분기의 원화대출금 순증감액($\Delta Loan_{i,t-1}$)을 설명변수에 포함한다. 본 연구는 여신규모의 변화를 설명하는 핵심변수로서 다섯 가지 원화자금조달수단을 원천별로 구분하여 모형에 포함한다('수신규모 변수'). 원화예수금의 구성요소인 요구불예금의 순증감액($\Delta DemandDeposit$)과 저축성예금의 순증감액($\Delta SavingDeposit$)은 본 연구의 주요 관심변수가 된다. 본 연구는 이 두 변수가 여신규모 변화에 미치는 영향을 상호 비교하여 분석하는데 중점을 둘 것이다. 나머지 수신규모 변수는 원화예수부채의 구성항목인 양도성예금증서의 순증감액(ΔCD), 원화차입부채의 구성항목인 원화차입금의 순증감액($\Delta Borrowing$)과 원화사채의 순증감액($\Delta Bond$)이다. 모든 수신규모 변수를 (종속변수와 마찬가지로) 증분값으로 모형에 투입하는 것은 가설 수립단계에서 설명한 바와 같이 수신규모 증가가 여신규모 변화에 미치는 영향을 분석하는데 연구 목적

을 두기 때문이다.

본 연구의 실증분석모형은 종속변수인 여신규모 변화와 설명변수인 수신규모 변화를 같은 기간의 측정치를 이용하고 있어 인과관계 방향(Causality)에 대한 설명이 필요하다. 본 연구에서 상정하는 인과관계는 자금의 흐름을 기초로 한다. 즉, 은행은 수신을 통해 자금을 조달하고 동 자금을 여신을 통해 자금수요자에게 공급한다는 것이다. 이는 은행에서 수신규모의 증가가 여신규모 증가를 견인한다고 보는 전통적인 통화정책관점과 일관된다(Bernanke and Blinder, 1988; Stein, 1998; Walsh, 2017). 물론 은행은 여신규모를 증가시킬 것을 먼저 계획하고 수신을 늘려 자금을 조달하고 동 자금을 여신에 운용할 수도 있다. 하지만 이러한 경우에도 데이터 상으로는 수신규모의 증가가 여신규모의 증가에 선행한다. 즉, 은행이 여신을 증가시키기 위해 수신을 증가시킨 경우에도 수신규모 증가를 통해 유입된 자금이 여신취급에 투입되어 여신규모를 증가시킨 것으로 나타난다. 본 연구는 이러한 자금흐름 상의 선후관계를 포착하고자 실증분석모형을 설계한 것이다.

하지만, 다른 한편으로 여신규모의 증가가 후속 시점의 수신규모 증가를 초래할 수도 있다. 은행이 여신규모의 증가 현황을 토대로 향후 여신규모의 변화를 예측하고 그에 필요한 여신자금을 조달하기 위해 수신규모를 늘릴 수도 있는 것이다. 이 경우 여신규모 증가에 포함된 자금과 수신규모 증가에 포함된 자금은 동일하지 않더라도 여신규모의 증가가 수신규모의 증가를 가져오는 인과관계는 성립한다고 볼 수 있는데 이는 위 실증분석모형이 상정한 인과관계와는 반대방향이라고 할 수 있다(reverse causality). 하지만 이러한 반대방향의 인과관계는 은행 내부의 분석, 계획 및 실행과정을 거쳐 발생된다는데 주목할 필요가 있다. 즉 은행이 여신취급 동향을 파악하

여 향후 변화규모를 예측하고 이를 기초로 자금계획을 수립한 뒤 그에 따라 수신 목표를 세워 영업점을 통해 실행에 옮긴 결과 발현되는 효과인 것이다. 표본단위기간이 길수록 같은 기간 내에서 그러한 반대방향의 인과관계가 나타날 개연성이 높아진다. 하지만, 본 연구의 분석대상이 되는 표본단위는 은행분기이다. 위에 설명한 과정을 거쳐 반대방향의 인과관계가 나타나기에는 분기라는 단위기간이 충분히 길다고 보기 어렵다. 즉, 다른 금융업권에 비하여 의사결정이 보수적이어서 신속성이 떨어지는 것으로 알려진 은행에서 아직 진행 중인 분기 여신취급동향을 토대로 수신계획을 수정하여 실행하고 그에 따라 같은 분기 내의 수신규모가 실제로 변화한다는 것은 상당히 현실성이 떨어지는 가정으로 생각된다.

이러한 논리에 따라 본 연구는 은행이 수신을 통해 조달한 자금을 같은 분기 중에 여신에 운용하는 인과관계(또는 선후관계)는 성립하지만, 여신규모 변화를 토대로 같은 분기 중의 수신규모를 변화시키는 인과관계는 성립하지 않는다고 가정한다. 따라서 본 연구는 일단 본 연구의 실증분석모형에서 반대방향의 인과관계로 인해 추정결과가 왜곡될 가능성은 배제하고 실증분석을 진행한다. 물론 반대방향의 인과관계가 존재할 가능성이 현실적으로 제한적이긴 하지만 완전히 불가능한 것은 아니다. 이에 따라 본 연구는 반대방향의 인과관계로 인한 내생성 가능성을 고려한 추가분석 역시 수행하고 그 결과를 실증분석 보고 단락에서 함께 보고할 것이다.

한편, 수신규모의 증가가 여신규모의 증가를 가져오더라도 시차를 두고 그 효과가 발현될 수 있다. 본 연구의 표본단위가 분기이므로 여신규모 증가 효과를 포착하기에 충분히 길지 않다면 이번 분기의 수신규모 증가는 다음 분기의 여신규모 증가에 영향을 줄 수 있는 것이다. 이러한 가능성을 고려하여 본 연

구는 설명변수를 구성하는 수신규모 변수를 당분기 (t) 변수뿐만 아니라 전분기($t-1$) 변수까지 포함하여 실증분석모형을 수립한다. 다만, 본 연구는 실증 분석 보고 단락에서 설명변수인 수신규모 변수를 당분기 변수만 투입한 모형, 그리고 전분기 변수만 투입한 모형에 대한 추정 결과도 비교목적으로 함께 보고한다.

다음으로 통제변수에 대해 설명하기로 한다. $LoanRate_{i,t}$ 와 $DepositRate_{i,t}$ 는 해당 분기 중 각 은행의 원화대출채권 평균이자율과 원화예수금 평균이자율이다. 전자는 여신의 공급과 수요를 변화시켜 여신규모 변화에 직접적인 영향을 줄 수 있다. 후자의 경우 여신취급에 소요되는 비용 수준과 관계되므로 은행의 여신공급에 간접적인 영향을 줄 수 있다고 판단된다. 다음으로 은행의 규모와 유동성 수준이 은행의 여신취급 규모에 미치는 영향을 통제하기 위하여 변수 $Size_{i,t-1}$ 와 $LiquidityRatio_{i,t-1}$ 를 모형에 포함한다(Gambacorta and Mistrulli, 2004). $Size$ 는 총자산의 자연로그값이고 $LiquidityRatio$ 는 총자산 대비 현금 및 예치금의 비율이다. 두 변수 모두 전기말 시점의 측정치를 모형에 투입한다. 은행업감독규정의 경영지도비율 중 원화예대율과 자기자본비율은 은행의 여신총량을 제약하는 요인으로 작용한다. 은행업감독규정은 은행이 원화예대율을 100% 이내로, 자기자본비율을 8% 이상으로 유지하도록 요구하므로, 원화예대율이 100% 미만이거나 자기자본비율이 8%를 초과하는 경우 은행은 그 차이만큼 여신규모를 늘릴 수 있는 여유를 가진다. 이에 따라 본 연구는 각 규제비율 측정치와 요구수준의 차이로 측정된 여유분(slack) 변수를 통제변수로 포함한다. 원화예대율 관련 여유분을 측정하는 변수 $Loan/DepositRatio_Slack$ 은 $(100\% - \text{원화예대율})$ 로 측정하고 자기자본비율 관련 여유분을 측정하는 변수

$BISRatio_Slack$ 은 $(\text{BIS총자본비율} - 8\%)$ 로 측정한다. 두 변수는 백분율(%)로 측정하며, 기간 종료 후에 확정되는 수치이므로 직전분기말 기준으로 측정된 값을 모형에 투입한다. 다만, 원화예대율 규제가 도입된 이후 최초로 규제준수가 요구되는 시점은 2012년 6월말이었다. 따라서 직접적인 규제효과는 2012년 2분기부터 발현되었다고 볼 수 있다. 따라서 2012년 1분기말 이후의 원화예대율은 다음 분기의 여신총량을 제한하는 효과를 가진다. 본 연구는 그 이전 표본기간(2011년 4분기 이전)의 원화예대율 수치는 여신규모 변화에 미치는 효과가 미미하였을 것으로 가정하여 변수 $Loan/DepositRatio_Slack$ 에 대해 0의 값을 부여한다. 또한, 표본은행 중 특수은행인 기업은행과 수협은행은 원화예대율 규제에서 면제 또는 유예되어 왔기에 이들 은행의 모든 분기에서 변수 $Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}$ 에 대해 0의 값을 부여한다.

기타의 통제변수($OtherControlVariables_{i,t}$)는 여신규모 증가에 영향을 줄 수 있는 거시경제변수들로 구성된다. 기준금리, 국고채 3년물 금리, KOSPI지수 분기수익률, GDP실질성장률(전년 동기 대비), 설비투자지수, 주택매매거래수 변수 등 총 6개가 포함된다. 시장금리는 채권수급 상황에 따라 기준금리와 괴리되어 움직일 수 있으므로 시장금리 수준을 모형에서 통제하기 위하여 기준금리 변수와는 별개로 국고채 금리 변수를 모형에 포함한다. 기업자금대출은 설비투자가 주된 수요를 구성하므로 이를 반영하기 위해 통계청 설비투자지수를 통제변수로 포함하는 한편, 가계자금대출은 주로 주택담보대출에 의해 건인되므로 주택경기를 반영하기 위해 국토교통부가 발표하는 주택매매거래수를 모형에 포함한다.

가설 2는 전체 원화예수금(=요구불예금+저축성예금) 중에서 요구불예금이 차지하는 비중의 변화가

여신규모 변화에 미치는 영향을 추정할 것을 요구한다. 본 연구는 가설 2의 테스트를 위하여 실증분석 모형(1)을 부분적으로 수정한 실증분석모형(2)을 수립한다. 실증분석모형(1)의 관심변수인 요구불예금 순증감액($\Delta DemandDeposit$) 및 저축성예금 순증감액($\Delta SavingDeposit$) 변수를 원화예수금 순증감액($\Delta Deposit$) 변수 하나로 통합하는 한편, 원화예수금 중 요구불예금 비중의 변화를 측정하는 변수 $\Delta DemandDeposit_Ratio$ 를 모형에 추가한다(단, $DemandDeposit_Ratio = DemandDeposit / Deposit \times 100$). 변수 $\Delta DemandDeposit_Ratio$ 의 계수는 예수금 규모 변화가 통제된 상태에서 요구불예금의 비중 상승이 여신규모 변화에 미치는 영향을 포착한다. 실증분석모형(2)는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Loan_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_2 \Delta Deposit_{i,t} \\ & + \beta_3 \Delta Deposit_{i,t-1} + \beta_4 \Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t} \\ & + \beta_5 \Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1} + \beta_6 \Delta CD_{i,t} \\ & + \beta_7 \Delta CD_{i,t-1} + \beta_8 \Delta Borrowing_{i,t} \\ & + \beta_9 \Delta Borrowing_{i,t-1} + \beta_{10} \Delta Bond_{i,t} + \beta_{11} \Delta Bond_{i,t-1} \\ & + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} \\ & + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} \\ & + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} \\ & + \gamma_6 BIS_Ratio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other\ Control\ Variables \\ & + \varepsilon_{i,t,2} \end{aligned} \quad (2)$$

은행의 여신취급은 경기순응적 속성을 보이는 것으로 알려져 있다(Gordy and Howells 2006; Repullo and Suarez 2012). 따라서 같은 기간 중 각 은행의 여신규모 변화는 여러 은행에 걸쳐 동조화된 움직임을 보일 수 있다. 또한 개별 은행의 여신 및 수신규모의 변화는 시계열 상으로도 상관관계가 잠재되어 있을 수 있다. 횡단면 및 시계열상의 상

관관계를 동시에 포함하는 패널데이터의 경우 횡단면과 시계열의 두 차원에 걸쳐 구성된 클러스터를 통해 표준편차를 계산하는 2-way cluster-robust standard errors 방법이 올바른 통계적 추론을 가능하게 하는 것으로 알려져 있다(Petersen, 2009; Cameron et al. 2011; Thompson, 2011). 본 연구는 실증분석모형의 회귀분석을 수행함에 있어 동 방법에 따라 횡단면 상 '은행'(17개) 및 시계열 상 '분기'(41개)별로 각각 구성된 클러스터를 통해 검정값(t-statistics)을 산출한 뒤 이를 기초로 추정결과의 통계적 유의성을 판단한다. 한편, 본 연구는 모든 회귀분석에 있어 은행별로 고유의 고정효과(bank fixed effects)를 포함한다. 이는 여신 및 수신취급에 있어 은행별로 독특한 차이를 가져오는 경영철학이나 영업경쟁력 등 은행 고유의 속성을 반영하기 위해서이다. 참고로 기타의 통제변수($OtherControlVariables_{i,t}$)에 포함된 6개 거시경제지표는 기간별로 모든 은행에 걸쳐 동일한 값을 가지므로 횡단면 상의 고정효과를 포착할 것으로 볼 수 있다. 이에 따라 본 연구의 회귀분석에서는 분기 고정효과(quarter fixed effects)는 별도로 포함하지 아니한다.

3.2 표본의 선정

본 연구는 글로벌 금융위기 발생 직후인 2009년 이후 기간의 국내은행 데이터를 수집하여 실증분석을 수행한다. 본 연구의 표본단위는 금융감독원 금융통계정보시스템의 은행 경영데이터 공표주기를 감안하여 은행분기로 구성한다. 실증분석모형의 설명변수에 포함된 전분기 순증감액 변수는 직전 두 기간의 데이터를 필요로 하므로 표본기간은 2009년 3분기부터 시작되며, 연구수행시점 기준으로 데이터

가 이용가능한 가장 최근 분기인 2019년 3분기가 최종 표본분기가 된다(총 41개분기). 표본은행은 해당 기간 중 국내에서 은행업을 영위한 14개 일반은행(합병전의 하나은행 및 외환은행을 포함하되 분석 목적 상 합병 후의 하나은행과는 별개의 은행으로 간주한다.) 및 3개 특수은행(기업은행, 농협은행, 수협은행; 단, 농협은행과 수협은행은 각각 중앙회로부터 독립하여 출범한 기간부터 포함한다.) 등 총 17개 국내은행이다(인터넷 전문은행은 그 속성상 여수신행태가 상이하므로 표본에서 제외하도록 한다.). 이에 따라 총 594개의 은행분기가 표본을 구성한다. 은행의 재무데이터, 여수신행태 및 규제지표 등을 포함한 경영데이터는 금융감독원 금융통계정보시스템에서 수집하였고 거시경제지표는 한국은행 경제통계시스템에서 수집하였다(단, 주택거래수는 한국감정원 부동산통계정보시스템의 공표수치를 정리하여 집계하였다.).⁶⁾ 은행 간 규모 차이로 인한 효과를 통제하기 위하여 은행의 재무데이터에 해당하는 변수는 해당 은행분기의 직전분기말 자산총액으로 표준화한다. 따라서 해당 실증분석변수는 직전분기말 자산총액에 대한 비율이 되며 실증분석결과 역시 이러한 관점에서 이해할 수 있다.⁷⁾

<Table 1>은 표본은행분기(594개)에 있어 실증분석 기초변수의 기초통계량 및 상관관계를 표시한다(단, 변수 $Loan/DepositRatio_Slack$ 관련 수치는 원화예대율 규제가 직접적인 효과가 없는 기업은행·수협은행 및 2011년 이전의 은행분기(총 181

개)를 제외한 413개만을 대상으로 측정한다.). 요구불예금 순증감액($\Delta DemandDeposit$) 변수와 저축성예금 순증감액($\Delta SavingDeposit$) 변수의 기초통계량을 보면 요구불예금 순증감액의 평균값과 변동성이 보다 작게 나타나고 있다. 다른 수신상품 변수(양도성예금증서 순증감액(ΔCD), 원화차입금 순증감액($\Delta Borrowing$), 원화사채 순증감액($\Delta Bond$))과 비교할 때 요구불예금 및 저축성예금의 평균적인 증가폭이 크게 나타나고 있어 은행에서 예금이 보다 중요한 자금조달원천이라는 사실을 확인할 수 있다. 표본은행분기의 평균 원화대출금리($LoanRate$)는 4.85% 원화예금금리($DepositRate$)는 2.16%로 나타나 평균적인 원화예대율차이는 대략 2.69%인 것으로 나타난다. 원화예대율규제 상 원화예수금과 대비하여 원화대출을 추가 취급할 수 있는 여력을 나타내는 $Loan/DepositRatio_Slack$ 은 평균 6.5%로 나타나고 있다. 또한 자기자본규제 상 위험량 대비 추가로 보유하고 있는 규제자본 수준을 보여주는 $BISRatio_Slack$ 는 평균 6.7%로 나타난다. 측정속성상 원화예대율이 자기자본비율보다 훨씬 변동성이 큰 지표이므로 은행의 여신취급에 있어 원화예대율이 보다 강한 제약조건으로 작용해 온 것으로 볼 수 있다.

패널B에서 여신규모 변수(원화대출금 순증감액, $\Delta Loan$)가 수신규모 변수들과 가지는 상관관계를 보면 요구불예금 순증감액 변수($\Delta DemandDeposit$)와의 상관관계가 유독 작은 값(0.03)을 보이고 있

6) 수집 표본에서 예외적 현상이나 측정오류로 인해 극단적 값을 갖는 이상치가 존재하는 것으로 의심되는 경우 그로 인한 통계추정의 왜곡을 피하기 위해 윈저라이징(Winsorizing)을 수행하는 방안을 고려할 수 있다. 하지만, 은행은 일반 기업에 비해 상대적으로 내부통제 품질이 우수하여 재무수치가 왜곡 표시될 가능성은 낮다고 볼 수 있다. 이에 따라 본 논문은 윈저라이징을 통한 데이터 변환 없이 수행한 실증분석결과를 보고한다. 참고로, 본 연구는 실증분석변수에 대해 1% 기준 윈저라이징을 수행하여 본 연구의 실증분석을 재수행하였으나 관심변수의 추정결과가 중요한 차이를 보이지 않아 윈저라이징 여부가 본 연구의 실증분석 결론에 영향을 주지 않는다는 사실을 확인하였다.

7) 가령 여신규모 순증가액에 대한 여신금리(%)의 회귀분석결과, 계수추정치가 -0.02로 나타난다면 이는 여신금리 1% 상승시 전기말 자산총액의 2%에 해당하는 여신규모 감소가 초래되는 경향이 있음을 의미한다.

<Table 1> 실증분석 기초변수의 기초통계량 및 상관관계

패널 A: 기초통계량								
Variables	N	Mean	Standard Deviation	The 5th Percentile	Lower Quartile	Median	Upper Quartile	The 95th Percentile
$\Delta Loan$	594	0.010	0.013	-0.010	0.002	0.010	0.017	0.033
$\Delta DemandDeposit$	594	0.002	0.007	-0.009	-0.002	0.001	0.005	0.012
$\Delta SavingDeposit$	594	0.011	0.018	-0.019	0.000	0.009	0.020	0.044
ΔCD	594	-0.002	0.008	-0.016	-0.004	0.000	0.002	0.009
$\Delta Borrowing$	594	0.000	0.002	-0.003	-0.001	0.000	0.001	0.003
$\Delta Bond$	594	0.000	0.006	-0.010	-0.003	0.000	0.003	0.011
LoanRate	594	4.853	1.254	3.110	3.760	4.630	6.000	6.900
DepositRate	594	2.159	0.777	1.150	1.410	2.145	2.870	3.330
Size	594	11.082	1.273	8.551	10.340	10.985	12.330	12.630
LiquidityRatio	594	0.050	0.016	0.029	0.039	0.047	0.058	0.081
Loan/DepositRatio_Slack	413	6.539	5.112	1.312	3.127	4.806	8.605	17.343
BISRatio_Slack	594	6.693	1.452	4.370	5.660	6.630	7.700	8.900

패널 B: 피어슨 상관관계 행렬

	$\Delta Loan$	$\Delta Demand Deposit$	$\Delta Saving Deposit$	ΔCD	$\Delta Borrowing$	$\Delta Bond$	Loan Rate	Deposit Rate	Size	Liquidity Ratio	Loan/Deposit Ratio Slack
$\Delta Demand Deposit$	0.03	1.00									
$\Delta Saving Deposit$	0.47***	-0.06	1.00								
ΔCD	0.14***	0.02	-0.25***	1.00							
$\Delta Borrowing$	0.13***	0.05	-0.02	0.04	1.00						
$\Delta Bond$	0.15***	0.01	-0.11***	0.05	0.03	1.00					
Loan Rate	-0.07	-0.10**	0.13***	-0.24***	0.07*	-0.15***	1.00				
Deposit Rate	-0.07*	-0.11***	0.13***	-0.23***	0.06	-0.17***	0.88***	1.00			
Size	-0.19***	-0.02	-0.18***	0.08**	0.04	0.06	-0.36***	-0.16***	1.00		
Liquidity Ratio	-0.14***	-0.02	0.01	0.02	0.02	-0.04	0.24***	0.22***	-0.04	1.00	
Loan/Deposit Ratio Slack	-0.27***	-0.01	-0.01	-0.19***	-0.12**	-0.03	0.50***	0.23***	-0.33***	0.34***	1.00
BIS Ratio Slack	-0.37***	-0.09**	-0.23***	0.02	-0.13***	-0.08**	-0.21***	-0.26***	0.18***	0.01	0.26***

이 표는 2009년 3분기부터 2019년 3분기까지의 기간 중 국내에서 은행업을 영위한 17개 국내은행의 총 594개 표본은행분기를 대상으로 수집한 실증분석 기초변수의 기초통계량(패널A) 및 상관관계(패널B)를 표시한다. $\Delta Loan$, $\Delta DemandDeposit$, $\Delta SavingDeposit$, ΔCD , $\Delta Borrowing$, $\Delta Bond$ 는 각각 은행의 원화대출금, 요구불예금, 저축성예금, 양도성예금증서, 원화차입금, 원화사채의 분기 순증감액이다. LoanRate와 DepositRate는 은행의 분기중 원화대출채권 평균이자율과 원화예수금 평균이자율이다. Size는 은행 총자산의 자연로그값이고 LiquidityRatio는 은행 총자산 대비 현금 및 예치금의 비율이다. Loan/DepositRatio Slack은 '100%-은행의 분기말 원화예대율'로 측정된 변수이고, BISRatio Slack은 '은행의 분기말 BIS총자본비율-8%'로 측정된 변수이다. 재무수치는 해당 은행분기의 직전분기말 자산총액으로 표준화하였다. 상기한 모든 변수는 금융감독원 금융통계정보시스템에서 수집한 데이터를 통해 측정하였다. 패널B에서 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

고 통계적 유의성도 결여하고 있음을 볼 수 있다. 저축성예금 순증감액($\Delta SavingDeposit$), 양도성예금증서 순증감액(ΔCD), 원화차입금 순증감액($\Delta Borrowing$), 원화사채 순증감액($\Delta Bond$)과는 훨씬 큰 상관관계를 보이고 있고(각각 0.47, 0.14, 0.13, 0.15), 모두 1% 수준의 통계적 유의성을 보이고 있다. 이는 요구불예금의 증가가 원화대출금에 미치는 영향이 유의적이지 않을 가능성을 암시한다는 점에서 주목할 만한 결과이다. $\Delta Loan$ 은 $Loan/DepositRatio_Slack$ 및 $BISRatio_Slack$ 와 유의적인 음(-)의 상관관계를 보이고 있는데 이는 여신이 증가하는 경우 같은 기간의 종료시점에 측정하는 여신취급 여력이나 위험부담 여력이 줄어들기 때문으로 이해할 수 있다. 한편 원화예금금리($DepositRate$)는 통계적 유의성을 가지고 요구불예금과는 음(-)의 상관관계(-0.11)를, 저축성예금과는 양(+)의 상관관계(0.13)를 보이고 있는 점도 흥미로운 결과이다. 예금금리가 상승하는 경우 저축목적의 저축성예금 납입이 증가하는 반면 예금금리가 하락하는 경우 시중자금이 수시인출이 가능한 요구불예금으로 이동하기 때문인 것으로 풀이된다.

IV. 실증분석

4.1 연구가설의 검증

<Table 2>는 가설 1과 2를 검증하기 위하여 표본 은행분기 594개를 대상으로 실증분석모형 (1)과(2)를 회귀분석한 결과를 보고한다(Column 3과 6). 본 논문은 비교목적으로 설명변수 중 수신규모 변수($\Delta DemandDeposit$, $\Delta SavingDeposit$, ΔCD ,

$\Delta Borrowing$, $\Delta Bond$, $\Delta Deposit$, $\Delta DemandDeposit_Ratio$)에 대해 당분기(t) 변수만 투입하여 추정한 결과를 Column 1과 4에, 전분기($t-1$) 변수만 투입하여 추정한 결과를 Column 2와 5에 보고한다. 당분기 변수 또는 전분기 변수만 투입하여 각각의 수신규모 변수의 계수를 추정한 결과는 당분기 및 전분기 변수를 모두 포함하여 추정한 결과와 대체로 일관된 양상을 띠는 것으로 나타난다. 이에 따라 수신규모 변화가 해당 분기 및 다음 분기의 여신규모에 미치는 효과를 구분하여 함께 분석하기 위하여 본 논문은 당분기 및 전분기 수신규모 변수를 모두 포함하는 실증분석모형의 추정결과(Column 3과 6)를 기준으로 연구결과에 대한 해석을 기술한다.

우선 실증분석모형(1)의 추정결과(Column 3)를 보면 수신규모의 당분기 순증감액 변수($\Delta DemandDeposit_{i,t}$, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$, $\Delta CD_{i,t}$, $\Delta Borrowing_{i,t}$, $\Delta Bond_{i,t}$) 중 오직 요구불예금 당분기 순증감액($\Delta DemandDeposit_{i,t}$)만이 원화대출금 당분기 순증감액($\Delta Loan_{i,t}$)에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 특히 같은 원화예수금 항목인 저축성예금의 당기 순증감액($\Delta SavingDeposit_{i,t}$)은 0.311의 계수추정치(t 값 5.14)를 보이고 있는 것과는 뚜렷한 대조를 보인다. 양도성예금증서 당분기 순증감액($\Delta CD_{i,t}$), 원화차입금 당분기 순증감액($\Delta Borrowing_{i,t}$), 원화사채 당분기 순증감액($\Delta Bond_{i,t}$)의 계수추정치는 각각 0.311(t 값 2.83), 0.706(t 값 3.17), 0.335(t 값 4.97)이고 모두 1% 수준의 유의성을 보이고 있어 같은 분기의 여신규모를 늘리는 효과를 뚜렷이 보여준다.

요구불예금의 경우 당분기 순증감액($\Delta DemandDeposit_{i,t}$)은 유의적인 효과를 결여하고 있지만 전분기 순증감액($\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$)의 계수추정

<Table 2> 국내은행의 수신규모 변화가 여신규모 변화에 미치는 영향

	실증분석모형(1)			실증분석모형(2)		
	Column 1	Column 2	Column 3	Column 4	Column 5	Column 6
intercept	0.104* (1.92)	0.180*** (2.81)	0.083* (1.93)	0.103* (1.91)	0.181*** (2.77)	0.084* (1.94)
$\Delta Loan_{i,t-1}$	0.235*** (5.20)	0.358*** (4.11)	0.128** (2.12)	0.238*** (5.16)	0.351*** (4.08)	0.123** (1.98)
$\Delta DemandDeposit_{i,t}$	-0.021 (-0.31)		0.052 (0.70)			
$\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$		0.262*** (3.21)	0.255*** (2.72)			
$\Delta SavingDeposit_{i,t}$	0.293*** (5.24)		0.311*** (5.14)			
$\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$		0.080* (1.68)	0.143*** (4.31)			
$\Delta Deposit_{i,t}$				0.258*** (4.67)		0.282*** (4.70)
$\Delta Deposit_{i,t-1}$					0.104** (2.51)	0.158*** (5.00)
$\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t}$				-0.002*** (-4.94)		-0.002*** (-4.80)
$\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$					0.001 (1.50)	0.000 (0.84)
$\Delta CD_{i,t}$	0.309*** (3.06)		0.311*** (2.83)	0.306*** (3.04)		0.313*** (2.82)
$\Delta CD_{i,t-1}$		0.185*** (3.25)	0.167*** (2.85)		0.193*** (3.44)	0.170*** (2.91)
$\Delta Borrowing_{i,t}$	0.721*** (3.12)		0.706*** (3.17)	0.706*** (3.06)		0.686*** (3.08)
$\Delta Borrowing_{i,t-1}$		0.174 (0.77)	0.309* (1.73)		0.188 (0.85)	0.331* (1.86)
$\Delta Bond_{i,t}$	0.284*** (3.94)		0.335*** (4.97)	0.294*** (4.02)		0.345*** (5.01)
$\Delta Bond_{i,t-1}$		-0.048 (-0.64)	-0.015 (-0.22)		-0.049 (-0.62)	-0.009 (-0.12)
$LoanRate_{i,t}$	-0.003* (-1.94)	-0.002 (-1.44)	-0.003* (-1.67)	-0.003* (-1.91)	-0.002 (-1.32)	-0.003 (-1.57)
$DepositRate_{i,t}$	-0.002 (-0.54)	-0.002 (-0.55)	-0.001 (-0.35)	-0.002 (-0.55)	-0.002 (-0.52)	-0.001 (-0.35)
$Size_{i,t-1}$	-0.006 (-1.19)	-0.014** (-2.39)	-0.005 (-1.19)	-0.006 (-1.21)	-0.014** (-2.35)	-0.005 (-1.25)
$LiquidityRatio_{i,t-1}$	0.080* (1.67)	0.034 (0.74)	0.051 (1.25)	0.079* (1.66)	0.032 (0.70)	0.047 (1.18)
$Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (0.77)	0.000 (-0.35)	0.000 (0.76)	0.000 (0.83)	0.000 (-0.34)	0.000 (0.83)
$BISRatio_Slack_{i,t-1}$	-0.001* (-1.92)	-0.001 (-1.14)	-0.001 (-1.09)	-0.001* (-1.81)	-0.001 (-1.12)	-0.001 (-0.99)
Adj. R ²	46.2%	36.6%	49.6%	46.4%	36.3%	49.6%
N	594	594	594	594	594	594

이 표는 <Table 1>의 표본을 대상으로 실증분석모형(1)과 (2)를 추정한 결과를 보고한다(Column 3과 6).

$$\Delta Loan_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_2 \Delta DemandDeposit_{i,t} + \beta_3 \Delta DemandDeposit_{i,t-1} + \beta_4 \Delta SavingDeposit_{i,t} + \beta_5 \Delta SavingDeposit_{i,t-1} + \beta_6 \Delta CD_{i,t} + \beta_7 \Delta CD_{i,t-1} + \beta_8 \Delta Borrowing_{i,t} + \beta_9 \Delta Borrowing_{i,t-1} + \beta_{10} \Delta Bond_{i,t} + \beta_{11} \Delta Bond_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other_Control_Variables_{i,t} + \epsilon_{i,t,1} \quad (1)$$

$$\Delta Loan_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_2 \Delta Deposit_{i,t} + \beta_3 \Delta Deposit_{i,t-1} + \beta_4 \Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t} + \beta_5 \Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1} + \beta_6 \Delta CD_{i,t} + \beta_7 \Delta CD_{i,t-1} + \beta_8 \Delta Borrowing_{i,t} + \beta_9 \Delta Borrowing_{i,t-1} + \beta_{10} \Delta Bond_{i,t} + \beta_{11} \Delta Bond_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other_Control_Variables_{i,t} + \epsilon_{i,t,2} \quad (2)$$

비교목적으로 설명변수 중 수신규모 변수($\Delta DemandDeposit$, $\Delta SavingDeposit$, ΔCD , $\Delta Borrowing$, $\Delta Bond$, $\Delta Deposit$, $\Delta DemandDeposit_Ratio$)를 당분기(t) 변수만 투입하여 추정한 결과는 Column 1과 4에, 전분기($t-1$) 변수만 투입하여 추정한 결과는 Column 2와 5에 보고한다. $\Delta Deposit$ 은 원화예수금의 분기 순증감액이고 $\Delta DemandDeposit_Ratio$ 는 분기 중 원화예수금 대비 요구불예금의 비중 변화로 측정한다. 회귀분석은 은행 고정효과(bank fixed effects)를 포함한다. 기타의 통제변수($OtherControlVariables$)에 해당하는 6개 거시경제변수에 대한 추정결과는 보고를 생략한다. t 값(괄호 안)은 시계열상 분기(41개)와 횡단면 상 은행(17개)의 2차원으로 각각 클러스터를 구성하여 산출한 표준편차에 기초하여 계산한다(2-way cluster-robust standard errors). ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

치는 높은 통계적 유의성(t 값 2.72)을 가지고 양(+)의 값(0.255)을 보이고 있다. 따라서 요구불예금의 증가는 다음 분기 이후에야 여신규모를 증가시키는 효과를 보이고 있어 다른 수신 수단과 비교할 때 그 효과가 지연되어 나타난다는 사실을 알 수 있다. Column 3의 결과는 가설 1과 일관된다.

다음으로 전체 원화예수금 중 요구불예금의 비중 변화($\Delta DemandDeposit_Ratio$)가 여신규모 변화에 미치는 영향을 추정된 실증분석모형(2)의 추정결과(Column 6)를 살펴본다. 요구불예금과 저축성예금을 포함하는 전체 원화예수금의 순증감액($\Delta Deposit$)은 당분기 및 전분기 변수가 모두 유의적인 양(+)의 효과를 보이고 있다(계수추정치는 각각 0.282, 0.158, t 값은 각각 4.70, 5.00). 관심 변수인 $\Delta DemandDeposit_Ratio$ 의 추정치를 보면 당분기 변수의 계수추정치(-0.002)가 통계적 유의성(t 값 -4.80)을 가지고 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이러한 결과는 예수금 규모 변화가 통제된 상태에서 원화예수금 중 요구불예금의 비중이 상승하는 경우 같은 기간의 여신규모가 감소하는 경향이 있음을 의미한다. 이는 가설 2와 일관되는 결과로서 수신증가가 여신규모를 증가시키는데 있어 저축성예금에 비해 요구불예금의 효과가 상대적으로 더 작다는 사실을 의미한다.

한편, 앞선 실증분석모형(1)의 추정결과(Column 3)에서는 요구불예금의 수신규모 증가가 여신규모를 증가시키는 효과가 후속분기로 지연되어 나타나는 결과를 확인한 바 있다. 은행은 요구불예금의 신

규 수신자금을 단순히 시차를 두고 지연시켜서 여신에 운용할 뿐이고 전체 기간을 두고 볼 때 수신자금을 여신으로 운용하는 비중은 저축성예금 수신자금과 차이가 없을 가능성도 있다. 이 경우 은행은 요구불예금의 수신규모 증가 분기에 여신에 운용하지 아니한 유보자금을 다음 분기에 활용할 것이므로 다음 분기 중 여신규모를 증가시키는 효과는 저축성예금보다 더 강하게 나타날 것이다(실제로 Column 3에서 $\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$ 과 $\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$ 의 계수추정치는 0.255와 0.143로서 전자가 더 크게 나타난다.). 하지만, Column 6에서 $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$ 의 계수추정 결과를 보면 계수추정치의 크기(0.000)가 미미하고 통계적 유의성도 결여하고 있어(t 값 0.84) 요구불예금의 비중 상승이 다음 분기의 여신규모를 증가시킨다는 증거는 발견되지 않는다. 따라서 요구불예금의 여신규모 증가 효과가 단순히 후속기간으로 지연되어 나타나는 것이라고 해석하기는 어렵다.⁸⁾ Column 3과 Column 6의 결과를 종합해 볼 때 요구불예금의 수신증가가 여신규모를 증가시키는 효과는 저축성예금과 비교할 때 상대적으로 약할 뿐만 아니라⁹⁾ 그 효과도 지연되어 나타나는 것으로 결론내릴 수 있다.

은행별로 고유한 값을 가지는 통제변수들($LoanRate_{i,t}$, $DepositRate_{i,t}$, $Size_{i,t-1}$, $LiquidityRatio_{i,t-1}$, $Loan/DepositRatio_Slack$, $BISRatio_Slack$)의 추정결과를 보면 실증분석모형(1)과 (2)에서 모두 통계적 유의성이 미미한 것으로 나타나 이들 모형에서 동 변수들이 개별적으로 여신규모에 미치는 효과

8) 본 연구는 이와 같은 결론의 타당성을 확인하기 위하여 실증분석모형(2)의 설명변수 $\Delta DemandDeposit_Ratio$ 와 $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$ 를 $\Delta DemandDeposit_t$ 과 $\Delta DemandDeposit_{t-1}$ 로 대체한 수정모형에 대한 실증분석 역시 수행하였다. 수정 모형에서 이들 변수의 계수는 전체 원화예수금($\Delta Deposit_t$ 과 $\Delta Deposit_{t-1}$)에 대비한 저축성예금의 증분(incremental)효과를 포착한다. 실증분석결과 $\Delta DemandDeposit_t$ 는 유의적인 음(-)의 효과(계수추정치 -0.256, t 값 -4.82)를 보이는 반면, $\Delta DemandDeposit_{t-1}$ 는 계수추정치(0.114)가 통계적 유의성을 결여하고 있어(t 값 1.11) 본문의 결론과 일관되는 결과를 보여준다.

9) 요구불예금의 수신증가가 여신규모를 증가시키는 효과가 저축성예금에 비해 상대적으로 약한 현상은 수신증가 분기에 국한되어 나타나고 있다.

는 뚜렷하지 않은 것으로 보인다.

다음으로 본 연구는 가설 3을 테스트하기 위하여 수신규모 변화의 결정요인을 실증분석한다. 실증분석모형(1)의 추정결과에 따르면 변수 $\Delta Loan$ 는 시계열상 유의적인 자기상관관계를 가지는 것으로 나타난 바 있다. 따라서 은행은 분기 중 여신취급 동향을 감안하여 미래 여신규모 변화를 예측하고 이를 토대로 향후 수신규모를 조절할 수 있다. 앞서 실증분석모형 수립단계에서 논한 바와 같이 동일 기간 내에서 그러한 효과가 발현되기에는 표본 단위기간인 분기가 충분히 길지 않기에 본 연구는 그러한 효과가 후속 분기 이후에야 나타날 수 있다고 가정한다. 이에 따라 이번 실증분석에서는 분기 중 여신규모의 변화가 실제로 다음 분기의 수신규모 변화에 영향을 미치는지 분석한다. 본 연구는 다음과 같이 수신규모 변화의 결정요인을 설명하는 실증분석모형(3)과 (4)를 수립한다.

$$\begin{aligned} \Delta DemandDeposit_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} \\ & + \beta_2 \Delta DemandDeposit_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} \\ & + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} \\ & + \gamma_5 Loan/Deposit_Ratio_Slack_{i,t-1} \\ & + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other\ Control\ Variables_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t,3} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta SavingDeposit_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} \\ & + \beta_2 \Delta SavingDeposit_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} \\ & + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} \\ & + \gamma_5 Loan/Deposit_Ratio_Slack_{i,t-1} \\ & + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other\ Control\ Variables_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t,4} \end{aligned} \quad (4)$$

실증분석모형(3)은 종속변수가 당분기 요구불예금

순증감액($\Delta DemandDeposit_{i,t}$)이다. 핵심 설명변수는 전분기 원화대출금 순증감액($\Delta Loan_{i,t-1}$)과 전분기 요구불예금 순증감액($\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$)이다. 통제변수의 구성은 실증분석모형(1)과 동일하다. 실증분석모형(4)는 실증분석모형(3)의 종속변수 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 와 설명변수 $DemandDeposit_{i,t-1}$ 를 각각 당분기 저축성예금 순증감액($\Delta SavingDeposit_{i,t}$)과 전분기 저축성예금 순증감액($\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$)으로 대체하여 구성한다.

실증분석모형(3)과 (4)의 추정결과는 <Table 3>에 보고되어 있다. 변수 $\Delta Loan_{i,t-1}$ 은 실증분석모형(3)에서는 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있는 반면, 실증분석모형(4)에서는 계수추정치가 0.544이고 통계적 유의성(t 값은 6.82)도 매우 높게 나타나고 있다. 따라서 여신규모의 증가는 다음 분기의 저축성예금 규모의 증가와 관계되지만 요구불예금 규모의 변화와는 관계되지 않는 것으로 보인다. 이러한 결과는 은행이 당분기 여신 증가규모를 토대로 다음 분기의 여신규모 증가를 예측하고 이에 대한 자금을 조달할 때 주로 저축성예금에 의존한다는 사실을 암시한다. 이는 가설 3과 일관되는 결과로서 요구불예금의 신규 수신자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신으로 활용되는 정도가 떨어진다는 <Table 2>의 실증분석결과를 뒷받침하는 유력한 증거가 된다.

지금까지 분석한 내용을 종합하면 가설 1~3 모두 실증분석결과를 통해 지지되는 것으로 나타난다. 이에 따라 본 연구는 국내은행에서 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어진다고 결론내린다. 본 연구는 요구불예금의 수신증가에 수반되는 유동성위험을 근거로 하여 가설 1~3의 예측을 수립한 바 있다. 본 연구는 그러한

(Table 3) 국내은행 수신규모 변화의 결정 요인

종속변수 :	$\Delta DemandDeposit_{i,t}$	$\Delta SavingDeposit_{i,t}$
	실증분석모형(3)	실증분석모형(4)
<i>intercept</i>	0.037 (0.83)	0.270*** (3.46)
$\Delta Loan_{i,t-1}$	-0.021 (-0.64)	0.544*** (6.82)
$\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$	-0.307*** (-6.69)	
$\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$		-0.089* (-1.71)
<i>LoanRate_{i,t}</i>	0.000 (-0.41)	0.004 (0.93)
<i>DepositRate_{i,t}</i>	0.002 (1.03)	-0.001 (-0.28)
<i>Size_{i,t-1}</i>	-0.004 (-0.96)	-0.024*** (-3.28)
<i>LiquidityRatio_{i,t-1}</i>	-0.003 (-0.15)	-0.171*** (-3.76)
<i>Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}</i>	0.000 (-0.78)	-0.001** (-2.22)
<i>BISRatio_Slack_{i,t-1}</i>	0.000 (-0.51)	-0.001 (-0.67)
Adj.R ²	14.1%	31.8%
N	594	594

이 표는 다음의 실증분석모형(3)과 (4)를 추정한 결과를 보고한다.

$$\Delta DemandDeposit_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_2 \Delta DemandDeposit_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 OtherControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t,3} \quad (3)$$

$$\Delta SavingDeposit_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_2 \Delta SavingDeposit_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 OtherControlVariables_{i,t} + \varepsilon_{i,t,4} \quad (4)$$

회귀분석은 은행 고정효과(bank fixed effects)를 포함한다. 기타의 통제변수(OtherControlVariables)는 실증분석모형(1)과 동일한 6개로 구성되며, 추정결과는 보고를 생략한다. t값(괄호 안)은 시계열상 분기와 횡단면 상 은행의 2차원으로 각각 클러스터를 구성하여 산출한 표준편차에 기초한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

유동성위험가설의 타당성을 검증하기 위해 가설 4~6에 대한 테스트를 진행한다.

가설 4는 요구불예금과 저축성예금 수신증가액의 후속기간 이탈률에 대한 내용을 담고 있다. 수신증가액의 시계열상 자기상관관계가 음(-)의 값을 보인다면 이는 특정분기 중 수신규모가 증가하더라도 다음 분기 중에 일부분이 인출이나 계좌 해지를 통해 이탈되는 경향이 있음을 의미한다. 따라서 수신증가액이 보이는 음(-)의 지속성은 신규 수신자금의 이탈률로 간주할 수 있다. 만약 요구불예금의 이탈률이 상대적으로 크다면 동 예금을 통한 신규 조달자금의 안정성이 낮다는 것을 의미하므로 은행은 동 자금을 여신으로 운용하는데 있어 제약을 받게 된다. 이는 유동성위험가설을 지지하는 증거가 된다.

수신규모 변화의 결정요인을 분석하는 실증분석모형(3)과 실증분석모형(4)에서 설명변수 $\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$ 와 $\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$ 의 계수추정치는 둘 다 음(-)의 값을 보이고 있어 그 절대값을 해당 예금의 다음 분기 이탈률로 해석하는 것이 가능하다. 실증분석모형(3)에서 변수 $\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$ 는 계수추정치가 -0.307에 달하고 t 값도 -6.69에 달해 통계적 유의성 역시 높게 나타난다. 반면 실증분석모형(4)에서 변수 $\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$ 는 계수추정치가 -0.089에 불과하고 통계적 유의성(t 값 -1.71)도 미미하다. 따라서 요구불예금의 순증가액은 저축성예금 순증가액과 비교할 때 다음 분기에 이탈 가능성이 훨씬 크고 뚜렷한 것으로 해석할 수 있다. 이는 가설 4와 일관되는 결과이다. 동 결과는 실증분석모형(1)에서 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신규모를 증가시키는 효과가 미약한 이유를 유동성 위험 측면에서 해석하는 것을 뒷받침한다.

통제변수의 추정결과를 보면 $LiquidityRatio_{i,t-1}$

와 $Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}$ 가 종속변수 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 만을 유의적으로 감소시키고 있음을 볼 수 있다. 즉, 전분기말 현재 유동성의 여유가 있는 경우, 또 원화예대율 규제 상 예금수준의 여유가 있는 경우 저축성예금의 순증가액은 감소하지만 요구불예금은 그렇지 않다는 것이다. 이를 통해 은행이 유동성 및 원화예대율 관리 차원에서 저축성예금만을 활용하고 있음을 짐작할 수 있다.

다음으로 본 연구는 가설 5의 검증을 위해 수신규모의 변화가 원화예치금 보유규모 변화에 미치는 영향을 실증분석한 결과를 보고한다. 참고로, 매도가능증권 및 만기보유증권에 대한 투자는 자금의 고정화를 가져오므로 유동성자산인 원화예치금 보유와는 달리 은행의 유동성 부담을 높인다. 본 연구는 요구불예금의 수신규모 변화가 원화예치금 보유규모 및 유가증권 투자규모에 미치는 효과를 상호 대조하여 분석하기 위해 유가증권 투자규모 변화에 대한 분석도 같이 진행한다. 분석을 위해 실증분석모형(1)의 종속변수 $\Delta Loan_{i,t}$ 을 $\Delta DFB_{i,t}$, $\Delta AFS_{i,t}$, 또는 $\Delta HTM_{i,t}$ 으로 대체하여 실증분석모형(1a), (1b), (1c)를 구성한다. $\Delta DFB_{i,t}$ 는 원화예치금(Due From Banks)의 분기 순증감액, $\Delta AFS_{i,t}$ 는 매도가능증권의 분기 순투자액(매도가능증권의 분기 순증감액에서 분기 손상차손(환입액 상계 후)을 가산하고 기타 포괄손익으로 분류된 평가손익의 분기 순증감액을 차감하여 측정한다.), $\Delta HTM_{i,t}$ 은 만기보유증권의 분기 순투자액(만기보유증권의 분기 순증감액에서 분기 손상차손(환입액 상계 후)을 가산하여 측정한다.)이다. 2018년 IFRS 9 적용 이후 기타포괄손익-공정가치측정, 상각후원가측정 유가증권은 각각 매도가능증권, 만기보유증권과 동일한 분류범주인 것으로 간주한다. 실증분석모형(1)의 설명변수 중 $\Delta Loan_{i,t-1}$ 은 대체된 종속변수에 따라 $\Delta DFB_{i,t-1}$, $\Delta AFS_{i,t-1}$,

또는 $\Delta HTM_{i,t-1}$ 으로 대체한다. 본 연구는 또한 요구불예금과 저축성예금의 수신규모 증가가 가져오는 효과를 보다 명확하게 비교분석하기 위하여 설명변수 $\Delta DemandDeposit_Ratio$ 를 포함하고 있는 실증분석모형(2)의 수정모형에 대한 실증분석 역시 진행한다. 이를 위해 실증분석모형(2)의 종속변수 $\Delta Loan_{i,t}$ 을 $\Delta DFB_{i,t}$, $\Delta AFS_{i,t}$, 또는 $\Delta HTM_{i,t}$ 으로 대체하여 실증분석모형(2a), (2b), (2c)를 구성한다.

실증분석결과는 <Table 4>에 보고되어 있다. 먼저 실증분석모형(1a)의 추정결과에서 관심변수 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 와 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 가 종속변수 $\Delta DFB_{i,t}$ 에 미치는 효과를 살펴보면 계수추정치는 각각 0.232, 0.114이고 둘 다 높은 수준의 통계적 유의성을 보이고 있다(t 값은 각각 3.48, 3.84). 따라서 요구불예금과 저축성예금 모두 수신증가 분기에 원화예치금 규모를 증가시키지만 계수추정치를 단순 비교할 경우 요구불예금의 효과가 더 강한 것으로 나타난다. 둘의 효과를 보다 직접적으로 비교하기 위하여 실증분석모형(2a)의 결과를 살펴보고자 한다. 원화예수금 순증가액을 나타내는 변수 $\Delta Deposit_{i,t}$ 의 계수추정치는 0.133이고 t 값은 4.78로 나타나 원화예치금 순증가액과 양(+)의 관계를 보이고 있다. 관심변수인 $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t}$ 의 추정결과를 보면 계수추정치는 0.001이고 5% 수준의 통계적 유의성(t 값은 2.02)을 보이고 있다. 이는 원화예수금에서 요구불예금의 비중이 1% 상승하는 경우 전기총자산 대비 원화예치금의 비율이 0.001% 상승하는 경향이 있음을 의미한다. 동 결과는 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 유동성자산인 원화예치금의 보유규모를 증가시키는 효과가 더 강하다는 것을 확인시켜준다. 이는 가설 5와 일관되는 결과로서 유동성위험가설을 지지하는 증거로 간주할 수

있다. 참고로, 실증분석모형(1a)에서 직전 분기 변수인 $\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$ 와 $\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$ 는 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있고 실증분석모형(2a)에서 $\Delta Deposit_{i,t-1}$, $\Delta Deposit_{i,t}$, $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$ 역시 마찬가지이다. 따라서 요구불예금이나 저축성예금의 수신규모 증가가 후속 분기의 원화예치금 보유규모에도 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않는다.

한편, 실증분석모형(1b)에서 매도가능증권 투자규모에 대한 분석 결과를 살펴보면 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ (계수추정치 0.126, t 값 1.73)보다는 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ (계수추정치 0.152, t 값 2.84)의 효과가 조금 더 뚜렷해 보인다. 실증분석모형(1c)의 만기보유증권 투자규모에 대한 분석 결과에서는 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 의 계수추정치(0.028)만이 통계적 유의성(t 값 2.06)을 보이고 있다. 동 결과만을 두고 보면 요구불예금보다 저축성예금의 수신증가가 자금의 고정화를 가져오는 유가증권 투자를 증가시키는 경향이 조금 더 강한 것처럼 보일 수 있다. 하지만 둘의 효과를 보다 명확하게 비교하기 위하여 실증분석모형(2b)와 (2c)의 분석결과를 보면 $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t}$ 의 계수추정치가 모두 미미하게 나타나고(둘 다 0.000) 통계적 유의성 역시 결여하고 있다. 따라서 요구불예금이 수반하는 유동성위험에도 불구하고 요구불예금의 수신 확대가 유가증권 투자규모를 위축시키는 경향이 있는지는 통계적으로 확신하기 어려운 것으로 판단된다.

참고로, 양도성예금증서 순증감액의 경우 당분기 변수($\Delta CD_{i,t}$)는 종속변수 $\Delta DFB_{i,t}$ 를 증가시키지만(계수추정치 0.272, t 값 5.92), 전분기 변수($\Delta CD_{i,t-1}$)는 $\Delta DFB_{i,t}$ 를 감소시키는 결과를 보여주고 있다(계수추정치 -0.171, t 값 -4.29). 이러한 결과는 양도성예금증서가 단기간의 유동성확보(만기

(Table 4) 국내은행의 수신규모 변화가 예치금 보유규모 및 유가증권 투자규모 변화에 미치는 영향

종속변수 :	실증분석모형(1)의 수정모형			실증분석모형(2)의 수정모형		
	$\Delta DFB_{i,t}$ 모형(1a)	$\Delta AFS_{i,t}$ 모형(1b)	$\Delta HTM_{i,t}$ 모형(1c)	$\Delta DFB_{i,t}$ 모형(2a)	$\Delta AFS_{i,t}$ 모형(2b)	$\Delta HTM_{i,t}$ 모형(2c)
intercept	0.100 (1.31)	0.021 (0.58)	-0.032*** (-3.31)	0.099 (1.35)	0.021 (0.59)	-0.031*** (-3.28)
$\Delta DFB_{i,t-1}$	-0.305*** (-6.91)			-0.305*** (-6.72)		
$\Delta AFS_{i,t-1}$		-0.279*** (-4.45)			-0.280*** (-4.41)	
$\Delta HTM_{i,t-1}$			0.089 (1.15)			0.090 (1.17)
$\Delta DemandDeposit_{i,t}$	0.232*** (3.48)	0.126* (1.73)	0.035 (1.44)			
$\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$	-0.026 (-0.31)	0.106* (1.68)	-0.002 (-0.11)			
$\Delta SavingDeposit_{i,t}$	0.114*** (3.84)	0.152*** (2.84)	0.028** (2.06)			
$\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$	-0.014 (-0.45)	0.016 (0.97)	0.018** (2.25)			
$\Delta Deposit_{i,t}$				0.133*** (4.78)	0.149*** (2.99)	0.028** (2.19)
$\Delta Deposit_{i,t-1}$				-0.012 (-0.50)	0.028 (1.65)	0.015** (1.98)
$\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t}$				0.001* (2.02)	0.000 (-0.41)	0.000 (0.21)
$\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$				0.000 (0.29)	0.000 (0.98)	0.000 (-1.09)
$\Delta CD_{i,t}$	0.272*** (5.92)	0.100* (1.96)	0.036 (0.83)	0.289*** (6.50)	0.102** (2.03)	0.036 (0.81)
$\Delta CD_{i,t-1}$	-0.171*** (-4.29)	0.138*** (3.49)	-0.025 (-1.49)	-0.181*** (-4.79)	0.141*** (3.68)	-0.025 (-1.53)
$\Delta Borrowing_{i,t}$	-0.057 (-0.27)	-0.047 (-0.30)	0.066 (1.02)	-0.055 (-0.27)	-0.057 (-0.36)	0.066 (1.03)
$\Delta Borrowing_{i,t-1}$	0.212** (2.44)	-0.319 (-1.55)	-0.002 (-0.03)	0.164 (1.60)	-0.316 (-1.54)	-0.003 (-0.05)
$\Delta Bond_{i,t}$	0.134* (1.67)	0.072* (1.88)	0.030 (1.32)	0.149* (1.93)	0.074* (1.91)	0.029 (1.31)
$\Delta Bond_{i,t-1}$	-0.015 (-0.31)	0.178** (2.07)	-0.039 (-1.30)	-0.009 (-0.17)	0.178** (2.04)	-0.039 (-1.30)
$LoanRate_{i,t}$	0.002 (0.96)	0.000 (0.15)	0.001** (2.43)	0.002 (1.18)	0.000 (0.18)	0.001** (2.34)
$DepositRate_{i,t}$	-0.005 (-1.54)	0.001 (0.42)	-0.002* (-1.94)	-0.005* (-1.84)	0.001 (0.43)	-0.002* (-1.93)
$Size_{i,t-1}$	-0.007 (-1.00)	-0.003 (-0.97)	0.002* (2.53)	-0.007 (-0.99)	-0.003 (-1.04)	0.002** (2.48)
$LiquidityRatio_{i,t-1}$	-0.271*** (-5.71)	0.049 (1.05)	0.049*** (2.98)	-0.275*** (-6.15)	0.048 (1.02)	0.048 (2.96)
$Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (0.22)	0.000 (-1.35)	0.000 (-0.23)	0.000 (0.25)	0.000 (-1.27)	0.000 (-0.23)
$BISRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (0.88)	0.000 (0.72)	0.000** (2.07)	0.000 (1.02)	0.000 (0.74)	0.000** (2.00)
Adj. R ²	31.5%	15.7%	14.4%	32.8%	15.7%	14.4%
N	594	594	594	594	594	594

이 표는 실증분석모형(1)과 (2)의 종속변수 $\Delta Loan_{i,t}$ 을 $\Delta DFB_{i,t}$, $\Delta AFS_{i,t}$, 또는 $\Delta HTM_{i,t}$ 으로 대체한 실증분석모형(1a), (1b), (1c), (2a), (2b), (2c)를 추정한 결과를 보고한다. $\Delta DFB_{i,t}$ 는 원화예치금(Due From Banks)의 분기 순증감액, $\Delta AFS_{i,t}$ 는 매도가능증권의 분기 순투자액, $\Delta HTM_{i,t}$ 은 만기보유증권의 분기 순투자액이다. 2018년 IFRS 9 적용 이후 기타포괄손익-공정가치측정, 상각후원가측정 유가증권은 각각 매도가능증권, 만기보유증권과 동일한 분류범주로 간주한다. 실증분석모형(1)과 (2)의 설명변수 $\Delta Loan_{i,t-1}$ 은 대체된 종속변수에 따라 $\Delta DFB_{i,t-1}$, $\Delta AFS_{i,t-1}$, 또는 $\Delta HTM_{i,t-1}$ 으로 대체한다. 회귀분석은 은행 고정효과(bank fixed effects)를 포함한다. 기타의 통제변수(OtherControlVariables) 6개에 대한 추정결과를 생략한다. t 값(괄호 안)은 시계열상 분기와 횡단면 상 은행의 2차원으로 각각 클러스터를 구성하여 산출한 표준편차에 기초한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

는 통상 30~90일로 짧다.) 수단이라는 사실을 반영하는 것으로 보인다. 유동성 필요에 따라 조달자금 일부를 유동성자산으로 보유하다가 당초 조달목적에 따라 자금을 집행하거나 다음 분기에 만기상환을 하면서 유동성자산을 소진하는 것으로 풀이된다(새로운 증서 발행을 통한 차환이 가능하므로 만기금액을 모두 유동성자산으로 보유할 필요는 없다.).

마지막으로 본 연구는 가설 6의 테스트를 위하여 수신규모의 변화가 여신규모의 변화에 미치는 영향이 여신의 종류(기업자금대출 또는 가계자금대출)에 따라 차이가 나는지 분석한다. 분석을 위해 실증분석모형(1)의 종속변수 $\Delta Loan_{i,t}$ 을 $\Delta Loan_Corporate_{i,t}$ 과 $\Delta Loan_Household_{i,t}$ 로 세분하여 대체한 실증분석모형(1d)과 (1e)을 구성한다. $\Delta Loan_Corporate_{i,t}$ 은 원화기업자금대출의 분기 순증감액이고, $\Delta Loan_Household_{i,t}$ 는 원화가계자금대출의 분기 순증감액이다. 실증분석모형(1)의 설명변수 $\Delta Loan_{i,t-1}$ 은 대체된 종속변수에 따라 $\Delta Loan_Corporate_{i,t-1}$ 또는 $\Delta Loan_Household_{i,t-1}$ 로 대체한다. 실증분석모형(2) 역시 동일한 방법으로 수정하여 실증분석모형(2d)과 (2e)을 구성한다. 실증분석모형(1d), (1e), (2d), (2e)의 추정결과는 <Table 5>에 보고되어 있다. 우선 실증분석모형(2d)과 (2e)의 추정결과를 보면 $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t}$ 가 모두 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다(계수추정치는 둘 다 -0.001이고 t 값은 -2.28 및 -2.94이다.). 따라서 예금규모 변화가 통제된 상태에서 요구불예금의 비중 상승은 같은 분기의 기업자금대출 및 가계자금대출 규모를 모두 감소시키는 효과가 있는 것을 알 수 있다. 전분기 변수인 $\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$ 는 앞선 <Table 2>의 분석에서와 마찬가지로 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있다.

다음으로 실증분석모형(1d)과 (1e)의 추정결과를

보면 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 가 두 모형에서 모두 유의적인 효과를 보이지 않고 있다. 따라서 요구불예금의 규모 변화는 기업자금대출 또는 가계자금대출 여부를 불문하고 같은 기간의 여신규모 변화에 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 한편, 전분기 변수인 $\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$ 의 추정결과를 보면 종속변수가 $\Delta Loan_Corporate_{i,t}$ 인 실증분석모형(1a)에서는 계수추정치(0.159)가 통계적 유의성을 보이고 있는 반면(t 값 2.31), 종속변수가 $\Delta Loan_Household_{i,t}$ 인 실증분석모형(1b)에서는 계수추정치(0.067)가 통계적 유의성을 보이지 않고 있다(t 값 1.41). 앞선 <Table 2>의 분석에서는 요구불예금의 증가가 시차를 가지고 다음 분기의 여신규모를 증가시키는 것으로 나타났는데 이번 분석을 통해 그러한 효과가 기업자금대출에 국한되어 나타난다는 사실을 알 수 있다. 가계자금여신은 만기가 긴 주택담보대출이 차지하는 비중이 압도적이다. 반면, 기업자금대출은 만기가 길고 담보대출 위주인 시설자금대출과 만기가 짧아 자금회전이 빠른 운전자금대출이 균형있게 취급되는데 후자의 비중이 다소 높은 편이다(표본은행 분기의 기업자금대출 잔액에서 운전자금대출이 차지하는 비중은 평균 58.2%이다.). 따라서 은행이 유동성위험을 부담하는 요구불예금을 통해 수신한 자금을(시차를 두고) 여신으로 운용하더라도 유동성 관리가 보다 용이한 기업자금대출 위주로 운용하기 때문에 이러한 결과가 나타나는 것으로 짐작된다. 이는 가설 6과 일관되는 결과로서 본 연구의 유동성위험 가설을 지지하는 보충적인 증거로 간주할 수 있다.

한편, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 변수의 추정결과를 보면 (1a)와 (1b)에서 계수값이 모두 0.141이고 둘 다 통계적 유의성을 보이고 있다. 따라서 저축성예금 수신규모의 순증감액이 기업자금대출과 가계자금대출 규모 변화에 미치는 효과는 유사한 것으로 보인다.

(Table 5) 국내은행의 수신규모 변화가 기업자금대출 및 가계자금대출 규모 변화에 미치는 영향

	종속변수 : $\Delta Loan_{Corporate_{i,t}}$		종속변수 : $\Delta Loan_{Household_{i,t}}$	
	실증분석모형 (1d)	실증분석모형 (2d)	실증분석모형 (1e)	실증분석모형 (2e)
<i>intercept</i>	0.071*** (2.77)	0.070*** (2.68)	-0.007 (-0.29)	-0.006 (-0.25)
$\Delta Loan_{Corporate_{i,t-1}}$	0.023 (0.30)	0.022 (0.29)		
$\Delta Loan_{Household_{i,t-1}}$			0.417*** (6.97)	0.413*** (7.26)
$\Delta DemandDeposit_{i,t}$	0.031 (0.63)		0.011 (0.26)	
$\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$	0.159** (2.31)		0.067 (1.41)	
$\Delta SavingDeposit_{i,t}$	0.141*** (4.83)		0.141*** (4.04)	
$\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$	0.067*** (2.85)		0.037* (1.89)	
$\Delta Deposit_{i,t}$		0.129*** (4.57)		0.125*** (3.71)
$\Delta Deposit_{i,t-1}$		0.079*** (3.97)		0.040** (1.98)
$\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t}$		-0.001** (-2.28)		-0.001*** (-2.94)
$\Delta DemandDeposit_Ratio_{i,t-1}$		0.001 (1.02)		0.000 (0.24)
$\Delta CD_{i,t}$	0.139** (2.20)	0.141** (2.19)	0.130** (2.51)	0.129** (2.52)
$\Delta CD_{i,t-1}$	0.108** (2.49)	0.110*** (2.64)	0.048* (1.65)	0.048 (1.61)
$\Delta Borrowing_{i,t}$	0.607*** (3.56)	0.595*** (3.51)	0.196 (1.56)	0.187 (1.45)
$\Delta Borrowing_{i,t-1}$	0.362*** (2.95)	0.371*** (3.04)	0.019 (0.18)	0.028 (0.27)
$\Delta Bond_{i,t}$	0.104** (2.00)	0.108** (2.07)	0.201*** (5.14)	0.206*** (5.04)
$\Delta Bond_{i,t-1}$	0.012 (0.21)	0.013 (0.24)	-0.066 (-1.36)	-0.063 (-1.28)
$LoanRate_{i,t}$	-0.003 (-1.49)	-0.002 (-1.43)	0.001 (0.75)	0.001 (0.76)
$DepositRate_{i,t}$	-0.003 (-1.24)	-0.003 (-1.21)	0.004** (2.41)	0.004** (2.25)
$Size_{i,t-1}$	-0.004* (-1.65)	-0.004 (-1.64)	-0.001 (-0.25)	-0.001 (-0.32)
$LiquidityRatio_{i,t-1}$	0.086** (2.27)	0.084** (2.25)	-0.010 (-0.61)	-0.011 (-0.69)
$Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (0.04)	0.000 (0.09)	0.000* (1.89)	0.000* (1.88)
$BISRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (-0.18)	0.000 (-0.12)	0.000 (-0.75)	0.000 (-0.70)
Adj. R ²	36.5%	36.5%	51.2%	51.2%
N	594	594	594	594

이 표는 실증분석모형(1)과 (2)의 종속변수 $\Delta Loan_{i,t}$ 을 $\Delta Loan_{Corporate_{i,t}}$ 또는 $\Delta Loan_{Household_{i,t}}$ 로 세분하여 대체한 실증분석모형(1d), (1e), (2d), (2e)를 추정한 결과를 보고한다. $\Delta Loan_{Corporate_{i,t}}$ 는 원화기업자금대출의 분기 순증감액이고, $\Delta Loan_{Household_{i,t}}$ 는 원화가계자금대출의 분기 순증감액이다. 실증분석모형(1)과 (2)의 설명변수 $\Delta Loan_{i,t-1}$ 은 대체된 종속변수에 따라 $\Delta Loan_{Corporate_{i,t-1}}$ 또는 $\Delta Loan_{Household_{i,t-1}}$ 로 대체한다. 회귀분석은 은행 고정효과(bank fixed effects)를 포함한다. 기타의 통제변수(OtherControlVariables) 6개에 대한 추정결과는 보고를 생략한다. *t*값(괄호 안)은 시계열상 분기와 횡단면 상 은행의 2차원으로 각각 클러스터를 구성하여 산출한 표준편차에 기초한다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

$\Delta Borrowing$ 변수의 경우 당분기 변수 및 전분기 변수 모두 실증분석모형(1a)에서만 계수추정치(각각 0.595, 0.371)가 통계적 유의성(t 값이 각각 3.51, 3.04)을 나타내고 있다. 이는 은행에서 원화차입금의 증가가 주로 기업자금대출에 활용할 목적으로 이뤄진다는 사실을 암시한다.

통제변수 추정결과를 살펴보면 종속변수가 $\Delta Loan_Household_{i,t}$ 인 실증분석모형(1b)와 (2b)에서 $DepositRate_{i,t}$ 변수가 유의적인 양(+)의 효과를 보이고 있다(계수추정치는 둘 다 0.004이고 t 값은 각각 2.41과 2.25이다.). 원화예수금 평균이자율은 저축성예금 금리에 의해 주로 좌우되고 저축성예금의 수신규모 증가는 즉각적으로 가계자금대출 규모를 증가시키고 있는 점을 고려할 때 동 결과는 은행이 가계자금대출을 증가시키기 위한 자금을 저축성예금의 금리를 올려 조달하는 경향이 있음을 암시하는 것으로 짐작된다. 한편 유동성 수준을 나타내는 $LiquidityRatio_{i,t-1}$ 는 종속변수가 $\Delta Loan_Corporate_{i,t}$ 인 실증분석모형(1a)와 (2a)에서만 계수추정치가 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다(계수추정치는 각각 0.086과 0.084이고 t 값은 각각 2.27과 2.25이다.). 이는 은행이 유동성에 여유가 생기는 경우 기업자금대출을 증가시키는 경향이 있다는 것을 의미한다. 이는 요구불예금의 효과를 분석하면서 논의한대로 기업자금대출이 유동자금 활용에 보다 용이한 수단이기 때문인 것으로 생각된다.

4.2 추가분석

본 연구는 수신규모의 변화가 같은 분기의 여신규모 변화에 영향을 주는 반면, 여신규모 변화는 같은

분기의 수신규모 변화에는 영향을 주지 않고 후속 분기에 이르러서야 영향을 줄 수 있다고 가정하여 실증분석모형(1)을 설계하였다. 이는 앞서 실증분석모형 수립단계에서 논의한 바와 같이 은행이 여신취급 동향을 분석하여 향후 여신규모 변화를 예측하고 자금계획을 수립한 뒤 이를 토대로 같은 기간의 수신규모를 조절하기에는 본 연구의 표본단위기간인 분기가 충분히 길지 않다고 보았기 때문이다. 하지만 본 연구의 실증분석모형 상 반대방향의 인과관계가 존재할 가능성이 제한적이기는 하지만 완전히 불가능한 것은 아니다. 은행의 의사결정 과정이 충분히 신속하다면 은행이 분기 중 여신취급 동향을 토대로 수신규모를 조절하는 것도 가능할 수 있을 것이다. 하지만, 그것보다는 실무적으로 다른 이유에서 그러한 반대방향의 인과관계가 생겨날 가능성이 있어 보인다. 은행이 여신을 실행하는 경우 차주에게 자기 은행의 요구불예금 계좌를 개설할 것을 요구하는 것이 일반적이다(물론 이미 계좌를 가지고 있다면 그럴 필요가 없다.). 여실행 금액은 동 계좌에 입금되고 차주는 동 계좌를 통해 자금수요와 관련된 자금거래를 실행한다. 대부분의 경우 차주의 자금일정에 맞추어 여신이 실행되지만, 차주가 운전자금 등 미래 불확실한 자금수요에 대비하여 미리 자금을 확보하는 목적으로 대출을 받거나, 차주가 일정기간에 걸쳐 분할하여 자금을 집행한다면 여신자금 중 일부분이 상당기간 동안 차주의 예금계좌에 잔존하게 된다(이 경우 차주는 자금계획을 고려하여 여유자금을 일정 기간 저축성예금에 예치할 수도 있다.). 또한, 차주가 자금을 집행하더라도 상대방 거래처의 계좌가 여신을 취급한 은행과 동일한 은행의 계좌라면 동 자금은 다시 은행의 수신으로 유입될 수 있다.¹⁰⁾ 이러한 가능성

10) 차주가 여신자금을 집행하는 경우 동 자금은 상대 거래처의 계좌로 유입되므로 (어느 은행이 되든) 은행시스템 내의 수신을 증가시키는 결과를 가져온다. 따라서 전체 은행시스템 기준으로는 여신규모의 증가가 같은 기간의 수신규모 증가를 증가시키는 효과를 가진다.

으로 인해 여신규모의 증가는 같은 기간의 여신규모를 소폭이나마 증가시킬 수 있다. 이 경우 잔차항($\varepsilon_{i,t}$)은 종속변수인 여신규모 변화에 영향을 주고 이는 다시 설명변수인 수신규모 변화에 영향을 주게 되어 잔차항과 수신규모 변화 사이에 상관관계가 존재하는 내생성이 생길 수 있다.

본 연구는 이번 절에서 이러한 내생성 가능성을 고려하여 추가분석을 수행한 결과를 보고한다. 분석을 위하여 실증분석모형(1), (3), (4)의 종속변수인 $\Delta Loan_{i,t}$, $\Delta DemandDeposit_{i,t}$, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 이 상호 영향을 주고 받아 동시에 결정되는 내생변수라고 가정한다. 다만, 실증분석모형(3)과 (4)는 변수 $\Delta Loan_{i,t}$ 를 설명변수로 포함하고 있지 않으므로 동변수를 추가하여 실증분석모형(3a)와 (4a)를 수립한다. 이에 따라 실증분석모형(1), (3a), (4a) 세 개의 식이 연립방정식(simultaneous equations)을 구성한다. 각 모형의 종속변수는 다른 두 개 모형의 설명변수가 된다. 본 연구는 동 연립방정식을 추정하기 위하여 two-stage least squares(2SLS) 회귀분석을 수행하고¹¹⁾ 그 결과를 <Table 6>에 보고한다.

실증분석모형(1)에 대한 2SLS 추정결과를 보면 앞선 <Table 1> 실증분석모형(1)의 추정 결과와 대체로 일관되는 결과를 확인할 수 있다. 내생설명변수 중 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 만 여전히 유의한 효과를 보이고 있고 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 의 경우 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있다. 다른 수신규모 변수들 역시 <Table 1>과 유사한 추정결과를 보여주고 있다(다만, <Table 1>의 결과에서는 $\Delta Loan$ 이 유의적인 지속성을 가지는 것으로 나

타난 반면, 이번 분석에서는 그렇지 아니한 것으로 나타나 차이를 보인다.). 실증분석모형(3a)와 (4a)의 2SLS 추정결과를 보면 내생설명변수인 $\Delta Loan_{i,t}$ 의 계수추정치가 통계적 유의성을 결여하고 있는 반면 $\Delta Loan_{i,t-1}$ 의 경우 <Table 3>과 마찬가지로 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 에 대해서 유의적인 양(+)의 효과를 보이고 있다. 이러한 결과는 은행이 분기 여신규모 변화를 토대로 수신규모를 조절하더라도 그러한 효과는 다음 분기 이후에나 나타나며 그 효과는 저축성예금에 국한된다는 사실을 보여준다. 본 연구는 실증분석모형(1)에서 종속변수인 $\Delta Loan_{i,t}$ 이 같은 분기 중 설명변수 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 또는 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 에 영향을 미치는 반대방향의 인과관계가 존재할 가능성을 배제하고 모형을 수립하였는데 상기 결과는 그러한 모형 구성의 타당성을 보여주는 증거로 간주할 수 있다.

또다른 내생설명변수인 실증분석모형(3a)의 $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 과 실증분석모형(4a)의 $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 의 계수추정치 역시 통계적 유의성을 보이지 않고 있다. 따라서 요구불예금 수신규모 변화와 저축성예금 수신규모 변화가 상호 영향을 주고 받아 동시에 결정된다는 증거 역시 발견되지 않는다. 실증분석모형(3a)에서 변수 $\Delta DemandDeposit$ 는 여전히 유의적인 음(-)의 지속성을 보이고 있다. 반면, $\Delta SavingDeposit$ 의 경우 앞선 실증분석모형(3)의 추정 결과에서는 미미하게나마 음(-)의 지속성을 가지는 것으로 나타났지만, 이번 2SLS 분석에서는 지속성 추정치($\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$)가 통계적 유의성을 결여하고 있다. 따라서 요구불예금 및 저축성

11) 이 방법은 1단계에서 실증분석모형(1), (3a), (4a)가 내생설명변수 $\Delta Loan_{i,t}$, $\Delta DemandDeposit_{i,t}$, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 을 설명변수로 포함하지 않고 있다고 보아 (1), (3a), (4a)를 추정하고 이를 통해 내생변수 $\Delta Loan_{i,t}$, $\Delta DemandDeposit_{i,t}$, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 의 예측치를 도출한다. 2단계에서는 실증분석모형(1), (3a), (4a)의 내생설명변수 $\Delta Loan_{i,t}$, $\Delta DemandDeposit_{i,t}$, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 를 1단계에서 도출한 예측치로 대체하고 (1), (3a), (4a)를 추정한다.

<Table 6> 국내은행의 원화대출금, 요구불예금 및 저축성예금 규모 변화에 대한 연립방정식(system of equations)의 2SLS(two-stage least squares regression) 추정

	종속변수 : $\Delta Loan_{i,t}$ 실증분석모형(1)	종속변수 : $\Delta DemandDeposit_{i,t}$ 실증분석모형(3a)	종속변수 : $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 실증분석모형(4a)
intercept	0.038*** (3.32)	0.009 (1.09)	0.027 (1.33)
$\Delta Loan_{i,t}$		0.033 (0.43)	-0.250 (-1.34)
$\Delta Loan_{i,t-1}$	0.058 (0.68)	-0.030 (-0.56)	0.693*** (6.69)
$\Delta DemandDeposit_{i,t}$	0.431 (1.43)		-0.394 (-1.30)
$\Delta DemandDeposit_{i,t-1}$	0.369*** (3.66)	-0.284*** (-6.30)	
$\Delta SavingDeposit_{i,t}$	0.438*** (4.28)	-0.009 (-0.22)	
$\Delta SavingDeposit_{i,t-1}$	0.178*** (5.33)		-0.023 (-0.48)
$\Delta CD_{i,t}$	0.390*** (4.98)		
$\Delta CD_{i,t-1}$	0.186*** (3.25)		
$\Delta Borrowing_{i,t}$	0.696*** (3.23)		
$\Delta Borrowing_{i,t-1}$	0.375* (1.74)		
$\Delta Bond_{i,t}$	0.402*** (4.96)		
$\Delta Bond_{i,t-1}$	0.033 (0.43)		
$LoanRate_{i,t}$	-0.002* (-1.80)	0.000 (0.62)	-0.001 (-0.54)
$DepositRate_{i,t}$	-0.001 (-0.65)	-0.001 (-0.85)	0.005 (1.64)
$Size_{i,t-1}$	-0.001** (-2.20)	0.000 (-0.74)	-0.003*** (-3.13)
$LiquidityRatio_{i,t-1}$	0.021 (0.78)	-0.024 (-1.33)	-0.039 (-0.87)
$Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (1.24)	-0.000* (-1.70)	-0.001*** (-3.63)
$BISRatio_Slack_{i,t-1}$	0.000 (-1.02)	-0.000** (-1.97)	0.001 (0.86)
Adj.R ²	47.4%	14.8%	19.4%
N	594	594	594

이 표는 실증분석모형(1), (3a)와 (4a)로 구성된 연립방정식(system of equations)에 대한 two-stage least squares regression 추정결과를 보고한다. 각 실증분석모형의 종속변수인 $\Delta Loan_{i,t}$, $\Delta DemandDeposit_{i,t}$, $\Delta SavingDeposit_{i,t}$ 가 내생변수가 된다. 실증분석모형(3a)와 (4a)는 실증분석모형(3)과 (4)에 내생설명변수를 추가하여 다음과 같이 구성한다.

$$\Delta DemandDeposit_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t} + \beta_2 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_3 \Delta DemandDeposit_{i,t-1} + \beta_4 \Delta SavingDeposit_{i,t} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other\ Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t,1} \quad (3a)$$

$$\Delta SavingDeposit_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Loan_{i,t} + \beta_2 \Delta Loan_{i,t-1} + \beta_3 \Delta DemandDeposit_{i,t} + \beta_4 \Delta SavingDeposit_{i,t-1} + \gamma_1 LoanRate_{i,t} + \gamma_2 DepositRate_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t-1} + \gamma_4 Liquidity_Ratio_{i,t-1} + \gamma_5 Loan/DepositRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_6 BISRatio_Slack_{i,t-1} + \gamma_7 Other\ Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t,1} \quad (4a)$$

회귀분석은 은행 고정효과(bank fixed effects)를 포함한다. 기타의 통제변수(OtherControlVariables)는 실증분석모형(1)과 동일한 6개로 구성되며, 추정결과는 보고를 생략한다. 괄호 안은 t값이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

예금 수신증가액의 이탈률은 앞선 분석에서보다 더 뚜렷한 차이를 보여주고 있다.

V. 결론

최근 저금리 기조의 지속으로 인해 순이자마진의 축소를 경험하고 있는 국내은행들은 조달비용을 낮추어 순이자이익을 방어하고자 요구불예금을 비롯한 저원가성 예금의 수신 확대에 주력하고 있다. 본 연구는 요구불예금의 수신규모 증가가 은행의 여신취급 행태에 미치는 영향을 분석한다. 수신으로 자금을 조달하여 여신으로 운용하는 자금중개업무를 핵심영업활동으로 영위하는 은행에 있어 요구불예금의 신규수신이 여신취급 행태에 미치는 영향을 이해하는 것은 은행 경영에 있어 중요한 시사점을 제공할 수 있다. 또한, 은행은 금융시스템 내에서 요구불예금을 통해 자금을 조달하여 비유동적인 고위험 프로젝트에 자금을 공급하는 유동성 변환을 통해 사회 전체의 위험 공유와 후생 증대에 기여한다. 국내은행이 요구불예금으로 조달한 자금을 여신운용에 활용하는 행태를 이해하는 것은 국내의 은행시스템이 얼마나 원활하게 그러한 순기능을 수행하는지 확인할 수 있게 해준다는 측면에서도 의의를 가진다.

실증분석결과, 요구불예금의 수신규모 증가는 같은 기간의 원화대출금 규모 변화에 유의적인 영향을 미치지 않으며, 다음 분기에 이르러서야 원화대출금 규모를 증가시키는 것으로 나타난다. 반면 저축성예금을 비롯한 다른 수신상품의 규모 증가는 모두 같은 기간의 원화대출금 규모를 증가시키는 것으로 나타난다. 또한, 전체 원화예수금 중 요구불예금의 비중 상승은 같은 분기의 여신규모 순증감액을 유의적

으로 감소시키는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 국내은행에서 요구불예금의 수신규모 증가를 통해 조달한 자금이 저축성예금 수신자금에 비해 여신운용에 활용되는 정도가 상대적으로 떨어진다는 사실을 보여준다. 본 연구는 이러한 결과가 수신인출이 가능한 요구불예금의 속성으로 인해 유발되는 유동성위험에 기인하는 것으로 해석한다. 본 연구는 유동성위험가설에 기초한 예측에 대한 테스트를 통해 그러한 해석의 타당성을 입증한다.

본 연구는 은행의 부채조달구조와 연계하여 은행의 자산운용행태를 분석한 연구라는 점에서 의의를 가진다. 본 연구의 실증분석결과는 요구불예금의 시장규모 효과로 인해 은행이 위험이 작은 여신 기회가 있을 때에만 요구불예금 수신자금을 여신으로 활용한 결과일 수 있다. 한편으로는, 모바일뱅킹의 확대나 오픈뱅킹의 시행 등으로 인해 예금의 이동성 및 변동성이 커지면서 요구불예금을 안정적으로 유지하는 것이 어려워진 은행의 영업환경을 반영한 결과일 수도 있다. 요구불예금의 확보를 위한 은행간 경쟁이 치열해지면서 특판이나 판촉 등 영업노력을 통해 새로이 확보한 요구불예금 자금은 기존에 유지해 오던 요구불예금 잔액에 비해 이탈가능성이 더 높을 수 있다. 이에 따라 요구불예금의 신규 수신자금에 대해 보다 보수적이고 신중한 여신취급 행태를 취하는 것이 예기치 못한 유동성 비용을 줄이는 방법이 될 수 있는 것이다.

전세계적으로 저금리기조가 고착화됨에 따라 순이자마진에 기반한 은행 수익모델의 지속가능성에 대해 의문이 제기되고 있다. 저원가성 예금의 증대는 조달금리의 하락이라는 관점에서 선호되어 왔지만 본 연구는 여신운용까지 고려할 경우 저원가성 예금을 통한 자금 조달이 은행 경영에 큰 이점을 가져오지 않을 수 있음을 보이고 있다. 이는 은행들이 향후

수신 전략을 재정립하는데 있어 의미있는 시사점을 가진다.

참고문헌

- Acharya, V. V. and N. Mora(2015), "A crisis of banks as liquidity providers," *The Journal of Finance*, 70(1), pp.1-43.
- Bae, S. H.(2014), "Effects of bank's core deposits on profitability," *Tax Accounting Research*, 40, pp.109-127.
- Basel Committee on Banking Supervision, "Implications of fintech developments for banks and bank supervisors," 2018, Available at <https://www.bis.org>.
- Berlin, M. and L. J. Mester(1999), "Deposits and relationship lending," *The Review of Financial Studies*, 12(3), pp.579-607.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder(1988), "Credit, money and aggregate demand," *The American Economic Review*, 78, pp.435-439.
- Bhattacharya, S. and A. V. Thakor(1993), "Contemporary banking theory," *Journal of Financial Intermediation*, 3(1), pp.2-50.
- Bryant, J.(1980), "A model of reserves, bank runs, and deposit insurance," *Journal of Banking and Finance*, 4, pp.335-344.
- Calomiris, C. W. and C. M. Kahn(1991), "The role of demandable debt in structuring optimal banking arrangements," *American Economic Review*, 81, pp.497-513.
- Cameron, A. C., J. B. Gelbach and D. L. Miller (2011), "Robust inference with multiway clustering," *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(2), pp.238-249.
- Carhill, M.(1997), "Accounting income and market prices : explaining core-deposits premiums," *Managerial Finance*, 23(2), pp.42-64.
- Chari, V. V. and R. Jagannathan(1988), "Banking panics, information, and rational expectations equilibrium," *Journal of Finance*, 43, pp. 749-761.
- Chen, Q., M. Katagiri and J. Surti(2018), *Banking in a steady state of low growth and interest rates*, International Monetary Fund.
- Chun, B. G. and D. G. Lee(2014), "The research on the impact of internet banking on demand deposit and bank profitability," *Bank of Korea Economic Research Institute Research Paper*, 6, pp.1-36.
- Committee on the Global Financial System, "Financial stability implications of a prolonged period of low interest rates," 2018, Available at <https://www.bis.org>.
- Cornett, M. M., J. J. McNutt, P. E. Strahan and H. Tehranian(2011), "Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis," *Journal of Financial Economics*, 101(2), pp. 297-312.
- Davidson, S.(2003), "Core deposits: The backbone of community banking," *Community Banker*, 12(3), pp.46-46.
- Demirguc-Kunt, A. and H. Huizinga(2010), "Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns," *Journal of Financial Economics*, 98, pp.626-650.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig(1983), "Bank runs, deposit insurance, and liquidity," *Journal of Political Economy*, 91, pp.401-419.
- Diamond, D. W. and R. G. Rajan(2001), "Liquidity risk, liquidity creation and financial fragility:

- A theory of banking," *Journal of Political Economy*, 109(2), pp.287-327.
- Gambacorta, L. and P. E. Mistrulli(2004), "Does bank capital affect lending behavior?," *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), pp.436-457.
- Gatev, E., T. Schuermann and P. E. Strahan(2009), "Managing bank liquidity risk: How deposit-loan synergies vary with market conditions," *The Review of Financial Studies*, 22(3), pp. 995-1020.
- Gatev, E. and P. E. Strahan(2006), "Banks' advantage in hedging liquidity risk: Theory and evidence from the commercial paper market," *Journal of Finance*, 61, pp.867-892.
- Goldstein, I. and A. Pauzner(2005), "Demand - deposit contracts and the probability of bank runs," *The Journal of Finance*, 60(3), pp.1293-1327.
- Gordy, M. and B. Howells(2006), "Procyclicality of Basel II: Can we treat the disease without killing the patient?," *Journal of Financial Intermediation*, 15(3): pp.395-417.
- Janosi, T., R. A. Jarrow and F. Zullo(1999), "An empirical analysis of the Jarrow-van Deventer model for valuing non-maturity demand deposits," *The Journal of Derivatives*, 7(1), pp.8-31.
- Jarrow, R. A. and D. R. Van Deventer(1998), "The arbitrage-free valuation and hedging of demand deposits and credit card loans," *Journal of Banking & Finance*, 22(3), pp.249-272.
- Jean-Baptiste, E.(1999), "Demand deposits as an incentive mechanism," *Wharton School, University of Pennsylvania, mimeo*.
- Kashyap, A. K., R. Rajan and J. C. Stein(2002), "Banks as liquidity providers: An explanation for the coexistence of lending and deposit-taking," *Journal of Finance*, 57(1), pp.33-73.
- Kim, J. D. and S. H. Bae(2014), "Bank's situation and differential effects of demand deposits on it's stability," *The Journal of Business Education*, 28(6), pp.241-261.
- Kohlbeck, M. and T. D. Warfield(2007), "Unrecorded intangible assets: Abnormal earnings and valuation," *Accounting Horizons*, 21(1), pp. 23-41.
- Lee, J. E.(2010), "Valuation of bank's core deposit intangibles(CDI) acquired by business combination," *Korean Accounting Journal*, 19(2), pp.1-33.
- Miller, M. H.(1995), "Do the M & M propositions apply to banks?," *Journal of Banking & Finance*, 19(3-4), pp.483-489.
- Nagar, V. and M. Rajan(2005), "Measuring customer relationships: The case of the retail banking industry," *Management Science*, 51(6), pp. 904-919.
- Petersen, M. A.(2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, 22(1), pp.435-480.
- Qi, J.(1998), "Deposit liquidity and bank monitoring," *Journal of Financial Intermediation*, 7(2), pp.198-218.
- Quartz, "Low interest rates could be a "Blockbuster Video moment" for the world's biggest banks," 2019, Available at <https://qz.com>.
- Repullo, R. and J. Suarez(2012), "The procyclical effects of bank capital regulation," *Review of Financial Studies*, 26(2), pp.452-490.
- Saunders, A. and H. P. Lange(1997), *Financial institutions management: A modern pers-*

- pective, New York: Irwin.
- Sheehan, R. G.(2013), "Valuing core deposits," *Journal of Financial Services Research*, 43(2), pp. 197-220.
- Song, F. and A. V. Thakor(2007), "Relationship banking, fragility and the asset-liability matching problem," *The Review of Financial Studies*, 20(6), pp.2129-2177.
- Stein, J.(1998), "An adverse selection model of bank asset and liability management with implications for the transmission of monetary policy," *RAND Journal of Economics*, 29(3), pp.466-486.
- Thompson, S. B.(2011), "Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time," *Journal of Financial Economics*, 99(1), pp. 1-10.
- Walsh, C. E.(2017). *Monetary theory and policy*. MIT press.

• The author Gun Jae Lee is a research fellow at the Hana Bank Hana Institute of Finance. He received his PhD in business administration from Korea University and his BS and MS in business administration from Seoul National University. Since 2002, He has worked at Samil PWC, Financial Supervisory Service, Bank of Korea and KB Kookmin Bank. His research focuses on financial instruments.