

은행의 시장력과 통화정책의 예금경로

황순주*
(KDI)

국문초록

본 연구는 통화정책의 새로운 파급경로인 예금경로가 존재하는지, 그 정도는 얼마나 큰지 분석한다. 완화적인 통화정책이 은행의 대출태도를 개선함으로써 실물경제를 부양하는 효과가 있다고 하는 신용경로는 널리 알려져 있다. 반면 완화적인 통화정책으로 은행예금이 증가하면서 그 결과 대출도 증가한다고 하는 예금경로에 대해서는 알려진 바가 적다. 기준금리가 인하되면 은행예금은 실제로 증가하는가? 본 연구에서는 이론분석 결과 예금시장의 불완전 경쟁의 정도가 충분히 높은 경우, 통상적인 인식과는 달리 기준금리 인하가 예금의 증가로 이어진다는 것을 발견했다. 또한 실증분석 결과 기준금리가 1%p 인하되면 예금은 약 5.45% 증가하는데, 대출재원인 예금이 1% 증가하면 대출은 약 0.73% 증가하므로, 결국 기준금리 1%p 인하는 예금경로를 통해 대출을 약 4% 확대하는 효과가 있음을 발견했다. 그런데 기준금리 1%p 인하는 신용경로를 통해 대출을 약 3.7% 확대하는 것으로 밝혀져, 예금경로가 신용경로 못지않게 중요한 통화정책의 파급경로임을 알 수 있다.

핵심주제어: 금리, 예금시장 불완전 경쟁, 예금의 특수성, 예금경로, 신용경로
JEL Code: G2, L1

* 한국개발연구원(KDI) 시장정책연구부 부연구위원, hwang.sunjoo@kdi.re.kr

제1장 서론

본 연구는 통화정책의 새로운 파급경로인 예금경로가 우리나라에 존재하는지, 그 정도는 얼마나 큰지 분석한다. 예금경로란 기준금리 인하가 은행예금의 증가로 이어지고, 이에 따라 예금이 많아진 은행들이 대출을 확대하면서 실물경제를 부양시킨다는 것이다.¹⁾ 이러한 예금경로는 기존에 잘 알려져 있는 통화정책의 파급경로인 신용경로와 상이하다.²⁾ 한국은행에 따르면 신용경로란 기준금리 인하가 은행의 대출태도를 확대하여 경기부양으로 이어지는 것을 의미한다.³⁾ 이러한 신용경로는 통화정책이 직접적으로 대출에 영향을 미친다는 것이므로, 통화정책이 자금조달 수단인 예금을 통해 간접적으로 대출에 영향을 미친다고 하는 예금경로와는 구별된다.

만약 우리나라에서도 이러한 예금경로가 존재한다면 중앙은행이 기준금리를 결정할 때 금리와 은행예금 사이의 관계 및 예금과 대출 사이의 관계를 심도 있게 고려해야할 것이다. 만약 신용경로만 존재한다면 예금시장은 중요하지 않다. 또한 이 경우 대출의 재원으로서 예금이 기준금리 변동에 따라 얼마나 모이고 얼마나 줄어드는지 여부도 중요하지 않다. 뱅크런과 관련하여 금융안정과 직결되는 예금의 안정성 또한 통화정책과 크게 관련이 없다. 반면, 신용경로 뿐 아니라 예금경로도 존재한다면 은행예금시장은 통화정책 측면에서도 중요한 고려요소로 부상하게 된다. 기준금리가 조정되면 시중금리 변동을 통해 예금금리에도 변동이 발생하는데, 이러한 예금금리는 예금시장에서 은행들이 얼마나 활발하게 경쟁을 하고 있는지에 따라 달라질 것이다. 즉, 예금시장 내 경쟁도에 따라 통화정책이 실물경제에 미치는 영향도 달라질 수 있다. 또한 우리나라는 2010년 1월부터 예금 대비 대출의 비중을 100% 이내로 제한하는 예대출 규제를 시행하고 있어 예금이 대출을 결정하는 정도가 매우 클 뿐 아니라 이러한 규제는 주요국에서는 찾아보기 어려운 것이므로 예금경로의 중요성이 우리나라에서는 특히 크다고 할 수 있다.⁵⁾⁶⁾

이러한 예금경로에 관하여 핵심적인 이슈는 과연 기준금리와 은행예금이 부의 관계를 갖는지 여부이다. 통상적인 인식에 따르면 기준금리가 하락할 때 은행예금은 줄어든다. 기준금리 하락이 예금금리 하락을 초래할 것이고, 따라서 예금의 수익성이 떨어지면서 예금자들이 예금을 줄인다

-
- 1) 또는, 예금경로란 기준금리 인상이 은행예금의 감소로 이어지고, 이에 따라 예금이 줄어든 은행들이 대출을 축소하면서 실물경제를 위축시킨다는 것이다.
 - 2) 그 밖에도 자산가격경로, 금리경로 등 다양한 파급경로가 존재하나, 본 연구에서는 통화정책이 은행을 통해 실물경제에 영향을 미치는 경로인 신용경로(또는 대출경로)와 예금경로에 논의를 집중한다.
 - 3) 한국은행(www.bok.or.kr, 최종접속일: 2019년 7월 31일)
 - 4) 은행의 대출태도가 확대되는 이유로는 기준금리 인하에 따라 대출금리가 하락하면 우량한 차주들이 대출시장에 많이 진입하게 되고 결과적으로 은행이 인식하는 평균적인 대손확률이 하락하는 것 등이 있다.
 - 5) 박형근 외(2012)에 따르면 예대출 규제의 공식 시행시점과 달리 은행들이 실질적으로 당해 규제에 응하기 시작한 시점은 2010년 1월이다. 예대출 규제가 주요국에서 찾아보기 어렵다는 부분에 대해서는 주석 15번을 참조하기 바란다.
 - 6) 한편, 선행연구에 따르면 ‘은행의 대출경로(bank lending channel)’란 기준금리 인하로 인해 예금에 대한 지급준비금이 감소하면서 은행들이 은행채 발행 등 시장성 수신보다는 예금을 통한 자금조달을 확대하게 되고, 결과적으로 시장성 수신 금리가 하락하면서 은행들이 대출을 확대하는 것과 관련된다(Bernanke and Blinder 1988). 비록 이러한 대출경로에는 자금조달의 중요성이 일부 고려되고 있지만 그 채널이 예금시장이 아닌 은행의 지급준비금인데, 최근 우리나라와 미국을 비롯한 주요국에서는 지급준비금 정책이 사실상 사용되지 않고 있기 때문에 이러한 대출경로의 실효성에 대한 의문이 제기되고 있다(Romer and Romer 1990, Bernanke and Gertler 1995, Woodford 2010). 요컨대, 기존의 대출경로의 실효성이 낮은 상황에서 예금경로가 존재한다면 예금경로의 상대적인 중요성이 더욱 부각될 수 있다.

는 것이다. 그런데, 최근 미국에서 이루어진 선행연구는 오히려 기준금리와 은행예금 사이에 부의 관계가 존재한다는 것을 확인하고 있다. Drechsler et al.(2017)은 1986년 이후 최근까지 미국의 단기 시중금리인 연방기금금리와 미국은행 예금 사이에 강력한 음의 상관관계가 존재한다는 것을 발견했다([그림 2-1] 참조).

본 연구에서는 먼저 집계변수 단위(aggregate-level) 자료를 활용하여 (기준금리와 밀접하게 연관되어 움직이는) 시중금리인 콜금리와 은행예금 사이의 대략적인 관계를 파악하고, 예금시장 불완전경쟁 모형을 구성하여 이론적인 분석결과를 도출한 후, 은행단위(bank-level) 자료를 통해 구체적인 실증분석을 수행한다.

먼저 집계변수 단위 자료를 토대로 한 실증분석 결과, 시중금리인 콜금리와 예금 사이에 부의 상관관계가 관측되었다. 예금을 부문별로 나누어보면 결제성예금은 콜금리와 강력한 부의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으나 순수저축성예금은 콜금리와의 상관관계가 유의미하지 않았다. 한편, 예금은 주로 자산운용 수신을 중심으로 비은행 수신과 음의 상관관계를 형성하는 것으로 나타났는데, 이를 통해 예금에서 이탈한 자금이 펀드 등 비은행 금융상품으로 이동했을 것이라는 추측이 가능하다.

다음으로 이론분석에서는 예금시장내 불완전경쟁이 기준금리와 은행예금 간 부의 관계를 설명할 수 있음을 다음과 같이 보였다. 잠재적인 예금자는 예금과 비예금 자산(채권, 펀드, 부동산 등) 중 하나에 투자하려 할 것인데, 예금의 수익률은 예금금리이고 비예금 자산의 수익률을 대표하는 지표는 시중금리이다. 따라서 기준금리 인하로 인해 시중금리가 하락하면 비예금 자산의 수익률이 떨어지면서 비예금 자산의 대체자산인 예금에 대한 투자자들의 수요가 증가할 것이다. (이를 시중금리 하락의 ‘직접적 예금증가효과’라고 하자.) 그러나 동시에 은행들은 시중금리 하락에 따라 예금금리를 낮출 것이고 그 결과 예금의 수익률이 하락하면서 투자자들의 예금 수요도 감소할 것이다. (이를 시중금리 하락의 ‘간접적 예금감소효과’라고 하자.) 요컨대, 직접적 예금증가효과의 크기는 ‘예금의 시중금리에 대한 민감도’에 비례하고 간접적 예금감소효과의 크기는 ‘예금의 예금금리에 대한 민감도’에 ‘예금금리의 시중금리에 대한 민감도(=‘예금금리 베타’)'를 곱한 값에 비례할 것이다. 그런데 예금시장은 일반적으로 불완전경쟁 시장이므로 예금금리의 시중금리 민감도는 1보다 낮을 것이다. 이는 은행업에 대한 정부의 강력한 진입규제로 인해 예금시장은 불완전경쟁이 이루어지고 있고, 따라서 은행들이 일반적으로 예금금리를 경쟁가격인 시중금리에 비해 일정한 비율만큼 낮은 수준으로 책정할 것이기 때문이다. 만약 불완전경쟁의 정도가 충분히 크다면 예금금리의 시중금리 민감도가 매우 낮을 것이고 결과적으로 직접적 예금증가효과가 간접적 예금감소효과를 상회하면서 예금의 순증가가 이루어질 것이다.

한편, 추가적인 이론분석 결과, 예금을 세분화하면, 시중금리 하락으로 예금이 순증가할 가능성은 결제성예금이 순수저축성예금에 비해 크다. 결제성예금의 예금금리에 대한 민감도는 순수저축성예금의 예금금리 민감도에 비해 낮을 것이다. 왜냐하면 투자자는 순수저축성예금에 투자할 경우 주로 금융수익만 얻지만 결제성예금에 투자하면 지급결제와 관련된 편익도 추가로 얻으므로 금융수익이 조금 낮더라도 결제성예금을 수요할 것이기 때문이다. 동일한 이유로 결제성예금은 순수저축성예금에 비해 은행들이 예금자를 유치하기 위해 경쟁하는 정도가 낮을 것이다.

이상을 종합하면, 결제성예금은 순수저축성예금에 비해 예금금리에 대한 민감도도 낮고 예금금리 베타도 낮아 전술한 시중금리 하락에 따른 직접적 예금증가효과가 간접적 예금감소효과를 상회할 가능성이 크다. 현실에서도 결제성예금 금리는 0% 수준에 불과하며 이는 시중금리 등락에도 불구하고 크게 변동하지 않는다.

마지막으로 은행단위 자료를 기초로 한 실증분석 결과, 콜금리가 1%p 하락할 때 예금은 약 5.45% 증가하는 것으로 나타나, 앞서 이루어진 집계변수 단위 실증분석 및 이론분석 결과에 부합했다. 또한, 예금이 1% 증가할 때 대출은 약 0.73% 증가하는 것으로 나타났는데, 이를 콜금리와 예금 간 관계에 대한 분석결과와 결부시키면, 결과적으로 콜금리 1%p 하락은 예금경로를 통해 대출을 약 4% 증가시키는 것으로 해석된다. 그런데 콜금리가 1%p 하락할 때 대출이 직접적으로 증가하는 크기는 약 3.71%인 것으로 드러나, 예금경로의 크기(4%)가 신용경로의 크기(3.71%)에 못지않게 중요한 것으로 나타났다.

그런데, 이러한 실증분석은 잠재적으로 심각한 내생성 문제에 직면할 수 있다. 왜냐하면 콜금리가 하락할 때 예금이 증가하는 분석결과에 대해서 서로 다른 두 가지 해석이 가능하기 때문이다. 첫 번째 해석은 본 연구의 이론분석에서 예측하는 바와 같이 예금시장의 불완전경쟁으로 인해 예금금리의 시중금리 민감도가 충분히 낮기 때문에 시중금리(콜금리) 하락폭보다 예금금리 하락폭이 작아서 비예금 자산에 비해 예금의 상대적인 가치가 상승하고 따라서 예금이 늘어났다는 것이다. 반면, 두 번째 해석은 콜금리가 하락하면 차주의 부실위험이 낮아지면서 은행의 대출 기회(lending opportunity, 일정 수준 이상의 건전성이 확보된 차주에 대한 대출기회를 의미)가 증가하고, 따라서 은행들이 대출을 확대하기로 결정하면서 대출재원인 예금을 늘려야 하는 유인이 생겼다는 것이다. 전자는 예금경로에 입각한 해석이고 후자는 신용경로에 입각한 해석인데 상기의 실증분석 결과는 이러한 두 가지 해석에 모두 부합하므로 반드시 예금경로를 지지하는 발견이라고 보기는 어렵다.

본 연구는 이러한 내생성 문제에 대응하기 위해 예대출 규제의 도입시점을 더미변수로 활용한 다. 예대출 규제는 예금 대비 대출의 비율을 100% 이내로 제한하는 규제로서 2010년 1월에 실질적으로 도입되어 현재까지 지속되고 있다. 그런데, 국내 일반은행들의 예대출은 규제 도입 이전에는 140% 수준까지 육박했으나 규제 도입 직후부터 현재(2019년 말)까지 지속적으로 100% 수준을 유지하고 있어, 이러한 예대출 규제가 ‘구속력이 있는 제약’(binding constraint)으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 즉, 예대출 규제 도입 이전에는 은행들이 예금 뿐 아니라 시장성 수신을 적극적으로 활용하여 대출했으므로 대출기회가 예금을 초과했으나, 규제 도입 이후에는 이러한 초과 대출기회를 실제 대출로 연결시킬 수 없게 된 것이다. 규제 도입 이후에도 여전히 (기준금리의 조정 에 따른) 시중금리의 변동이 대출기회에 영향을 줄 수는 있지만 은행의 실제 대출규모는 대출기회와는 무관하고 예금의 규모에 1대1로 대응하여 결정된다. 따라서, 실증분석 결과, 규제 도입 이후에도 시중금리 하락이 예금 증가를 초래하는 것으로 나타난다면, 이는 신용경로가 아닌 예금경로를 지지하는 발견으로 해석되어야 할 것이다. 실제로 2010년 1월 이후에도 이러한 부의 관계가 경제적, 통계적으로 유의하게 관찰되었다.

추가적인 실증분석 결과, 결제성예금에서는 시중금리인 콜금리가 하락할 때 예금이 증가하는 모습이 유의하게 나타나지만 순수저축성예금에서는 이러한 부의 관계가 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 앞서 이루어진 집계변수 단위 실증분석 및 이론분석 결과와 부합한다.

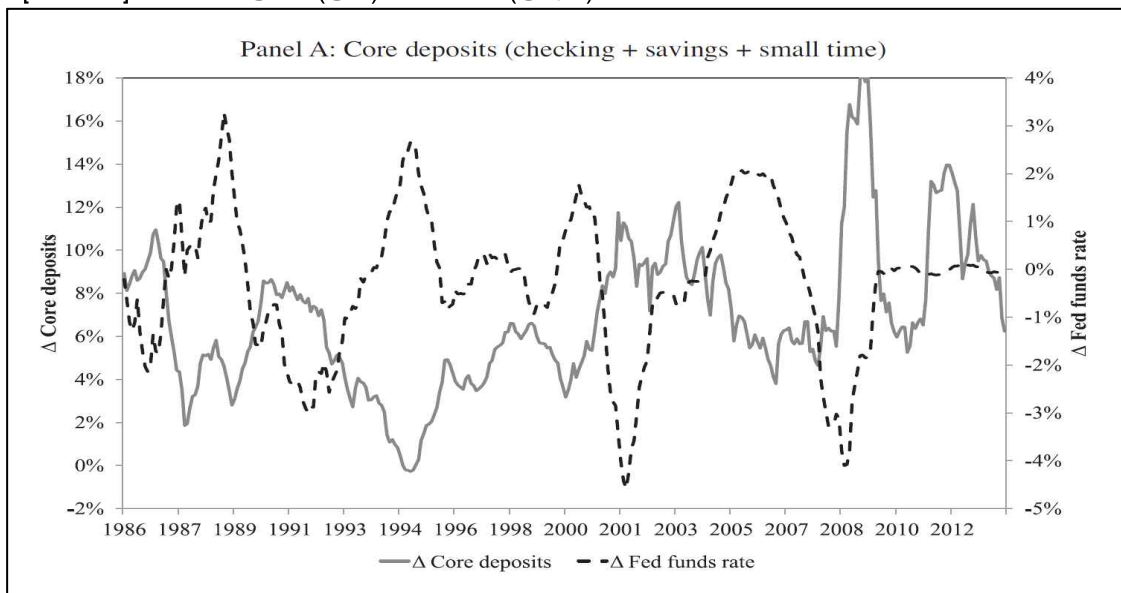
본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 집계변수 단위 자료를 활용한 실증분석을 수행하고, 제3장에서는 예금시장 불완전경쟁에 관한 이론모형을 분석하며, 제4장에서는 은행단위 자료를 이용한 실증분석을 수행한다. 마지막으로 제5장은 본 연구의 결론이다.

제2장 집계변수 단위(aggregate-level) 실증분석

1. 미국의 선행연구

최근 미국에서 이루어진 선행연구는 통화정책의 새로운 파급경로인 예금경로(deposits channel)가 존재한다는 것을 발견하였다(Drechsler et al.(2017)). 이러한 예금경로는 두 개의 부분경로로 구성되는데, 첫 번째 부분경로는 기준금리 인하에 따른 시중금리 하락이 예금의 증가로 이어진다는 것이고, 두 번째 부분경로는 예금의 증가가 대출의 증가로 이어진다는 것이다. 이중 첫 번째 부분경로가 통상적인 인식과 다르기 때문에 논란의 여지가 크다. 그런데, [그림 2-1]에 따르면 미국에서는 시중금리와 예금이 서로 음의 상관관계를 형성하고 있음을 알 수 있다. 미국의 대표적인 단기 시중금리인 연방기금금리(Federal funds rate)와 핵심예금의 규모는 모두 비정상 시계열 변수(nonstationary time-series variables)일 가능성이 높다. 따라서 Drechsler et al.(2017)은 시중금리의 증감(차분)과 예금의 증가율 간의 관계를 분석했는데, 그 결과 시중금리 증감이 감소하면 예금증가율이 증가하는 모습이 나타났다. 이러한 음의 상관관계는 1986년부터 2014년까지 장기간 일관되게 관찰되었다. Drechsler et al.(2017)은 추가적으로 은행단위(bank-level) 변수를 활용한 실증분석에서도 기준금리가 인하되면 예금이 확대되면서 대출이 늘어나는 예금경로가 성립한다는 것을 밝히고 있다.

[그림 2-1] 미국의 시중금리(증감)와 핵심예금(증가율)의 관계



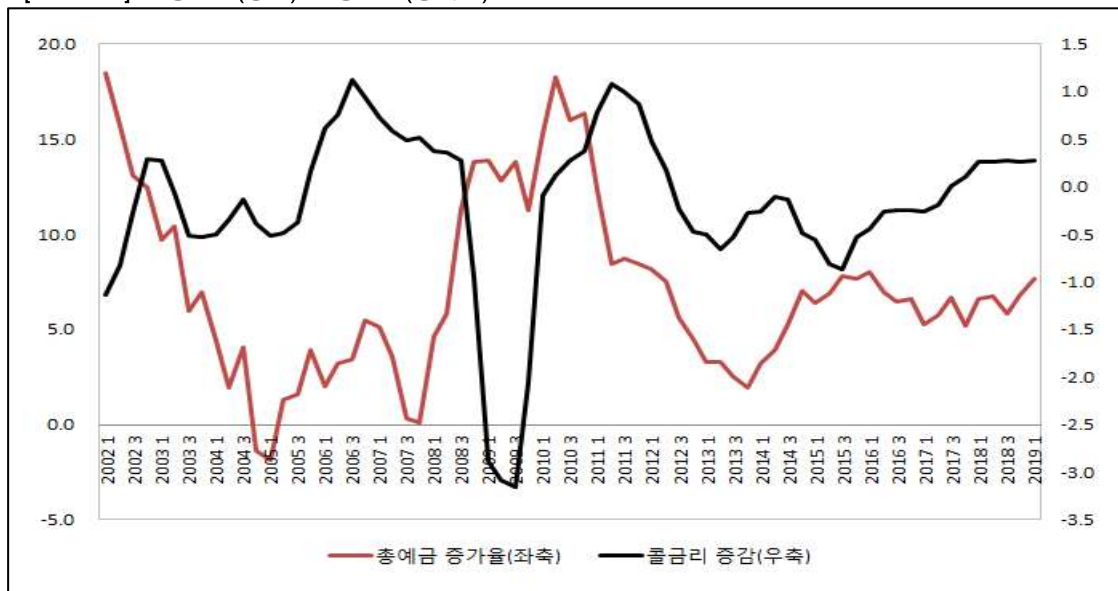
주: 'Core deposits'는 핵심예금으로 금리가 0%에 가깝고 입출금이 자유로운 체크 어카운트, 금리가 0%에 가깝지만 체크 어카운트에 비해서는 금리가 다소 높고 입출금은 비교적 자유롭지만 일정한 제한이 있는 세이빙 어카운트 및 단기 기간부 예금을 포괄함. Δ 는 전년동기 대비 증감 또는 증가율을 의미.

자료: Drechsler et al.(2017)

2. 우리나라의 현황

우리나라에서도 대표적인 시중금리인 콜금리와 총예금이 서로 음의 상관관계를 형성하고 있는 것으로 나타났다([그림 2-2] 참조). 콜금리와 총예금이 비정상 시계열 변수일 가능성을 고려하여 총예금의 증가율과 콜금리의 증감 간의 관계를 자료가 존재하는 시작시점인 2002년 1분기부터 2019년 1분기까지 추적한 결과, 대체로 콜금리 증감이 증가할 때는 총예금 증가율이 하락하고 반대로 콜금리 증감이 감소할 때는 총예금 증가율이 상승하는 모습이 관찰되었다.

[그림 2-2] 시중금리(증감)와 총예금(증가율)의 관계

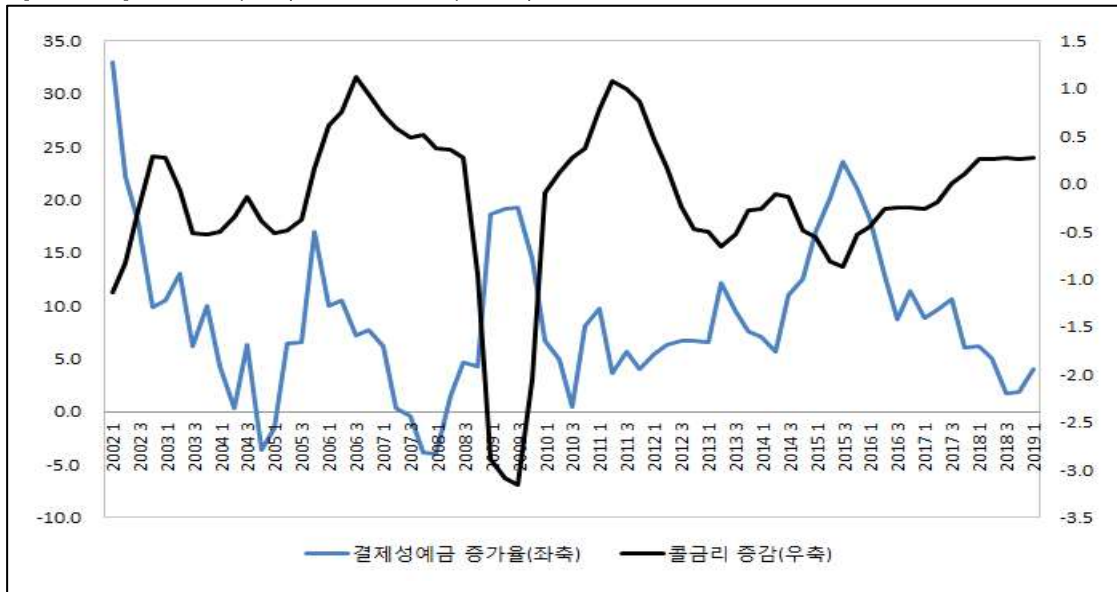


주: 전년동기 대비

자료: 한국은행경제통계시스템의 원자료를 토대로 저자가 가공한 것임.

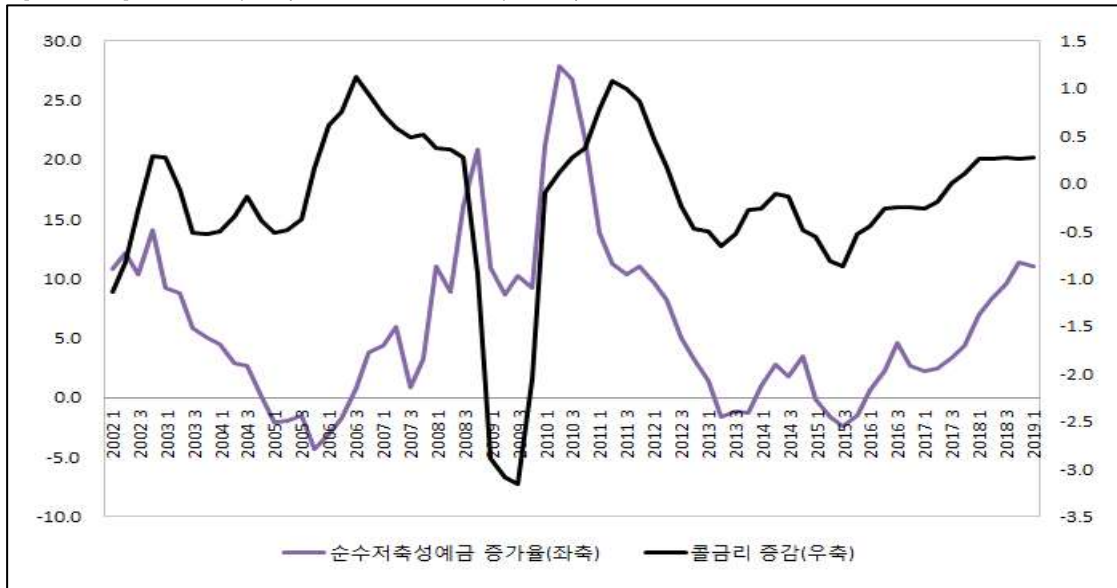
총예금을 결제성예금과 순수저축성예금으로 구분한 결과, 결제성예금은 콜금리와 뚜렷한 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으나, 순수저축성예금은 콜금리와 밀접한 관계가 없는 것으로 보인다([그림 2-3], [그림 2-4] 참조). 한국은행경제통계시스템은 총예금을 요구불예금과 저축성예금으로 구분하고 있는데, 전체 저축성예금에서 상당히 큰 비중을 차지하는 저축예금과 기업자유예금은 예금금리가 0%에 가까운 수시입출식 예금으로써 사실상 요구불예금과 큰 차이가 없다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 총예금을 구분하되, 요구불예금에 저축예금과 기업자유예금을 추가한 ‘결제성예금’과, 저축성예금에서 저축예금과 기업자유예금을 차감한 ‘순수저축성예금’으로 구분하여 인식하였다. 따라서 상기의 관찰결과는 기준금리 인하로 시중금리가 하락하면 주로 결제성예금에 자금이 유입되고 순수저축성예금에서는 자금의 순변동이 크지 않음을 시사한다. 이는 순수저축성예금에서의 자금 유출입이 미미하기 때문일 수도 있고, 유출되는 자금과 유입되는 자금이 상당하지만 그 규모가 유사하기 때문일 수도 있다.

[그림 2-3] 시중금리(증감)와 결제성예금(증가율)의 관계



주: 전년동기 대비. 결제성예금은 요구불예금에 기업자유예금과 저축예금을 합산한 것임.
자료: 한국은행경제통계시스템의 원자료를 토대로 저자가 가공한 것임.

[그림 2-4] 시중금리(증감)와 순수저축성예금(증가율)의 관계



주: 전년동기 대비. 순수저축성예금은 저축성예금에서 기업자유예금과 저축예금을 차감한 것임.
자료: 한국은행경제통계시스템의 원자료를 토대로 저자가 가공한 것임.

<표 2-1>은 콜금리 증감과 예금증가율의 상관관계를 분석한 결과이다. 상기의 그림에서 확인한 바와 같이, 콜금리는 총예금과 -0.2742 의 음의 상관관계를 보이고 있다. 결제성예금으로 국한하면 -0.5373 의 강력한 음의 상관관계가 관찰되며 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 반면 순수저축성예금은 콜금리와의 상관관계가 0에 가까운 것으로 나타났다.

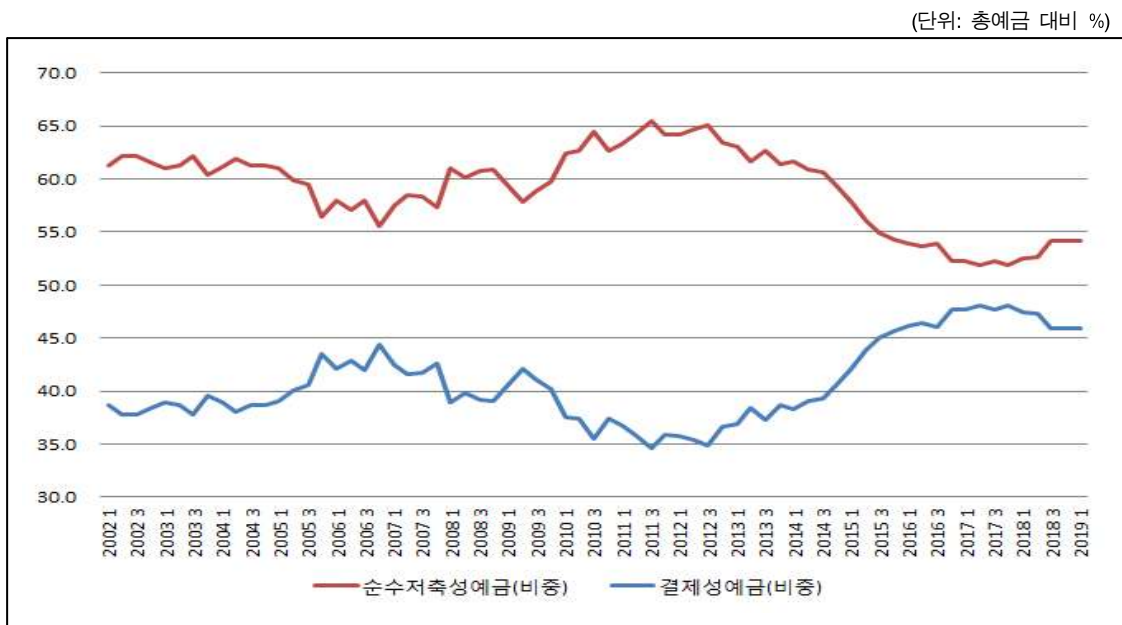
<표 2-1> 콜금리 증감과의 상관관계

변수	총예금 증가율	결제성예금 증가율	순수저축성예금 증가율	가계예금 증가율	기업예금 증가율
콜금리 증감과의 상관관계	-0.2742	-0.5373***	0.0451	-0.4022***	-0.2786

주: ***는 1% 유의수준에서 유의함을 의미. 고려대상 표본 수는 69개임.
자료: 자체 분석결과

비록 콜금리와의 음의 상관관계는 결제성예금에 국한해서 관찰되고 있지만, 결제성예금 역시 총예금의 약 45%를 차지할 정도로 중요하다([그림 2-5] 참조). 2002년 이후 결제성예금은 총예금의 최소 35%에서 최대 47.5%를 차지하고 있으며 2015년 이후에는 최근까지 45% 이상을 기록하고 있다. 따라서 결제성예금과 콜금리 사이의 음의 상관관계는 총예금과 콜금리 간의 음의 상관관계를 상당 부분 설명하는 것으로 보인다.

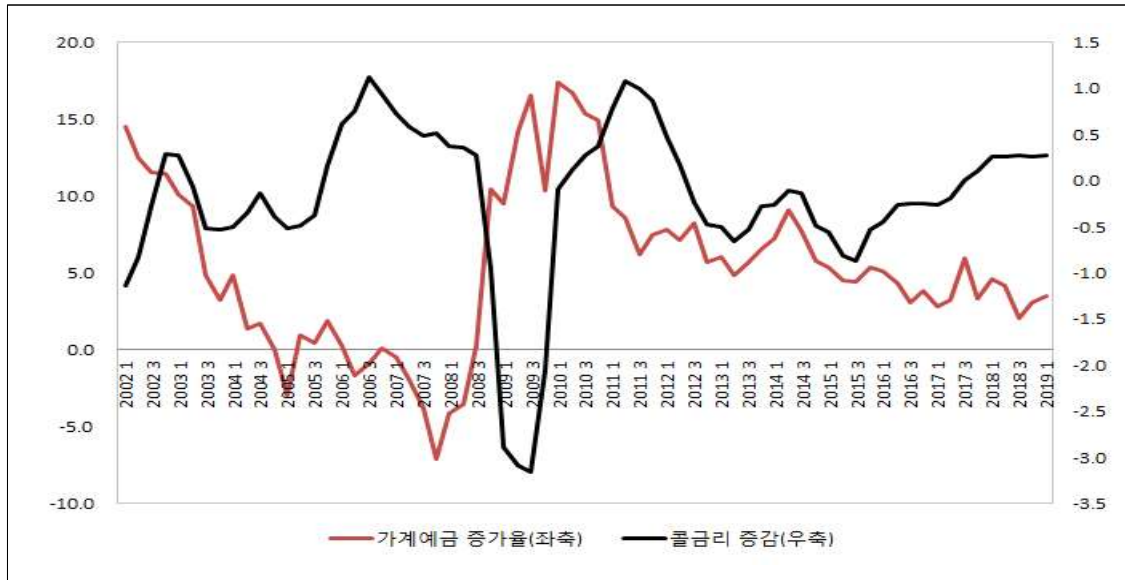
[그림 2-5] 결제성예금과 순수저축성예금의 비중



주: 전년동기 대비. 결제성예금은 요구불예금에 기업자유예금과 저축예금을 합산한 것이고 순수저축성예금은 저축성예금에서 기업자유예금과 저축예금을 차감한 것임.
자료: 한국은행경제통계시스템의 원자료를 토대로 저자가 가공한 것임.

한편, 총예금을 예금주에 따라 구분할 경우, 가계예금은 콜금리와 뚜렷한 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. [그림 2-6]에서 가계예금 증가율은 2012년 3분기부터 2015년 4분기까지 3년 동안의 기간을 제외하면 2002년부터 최근까지 대체로 콜금리 증감과 반대 방향으로 움직이는 것을 확인할 수 있다. 또한, 상관계수도 -0.4022로 나타나 그 크기가 경제적으로 유의했고 1% 수준에서 통계적으로도 유의했다(<표 2-1> 참조).

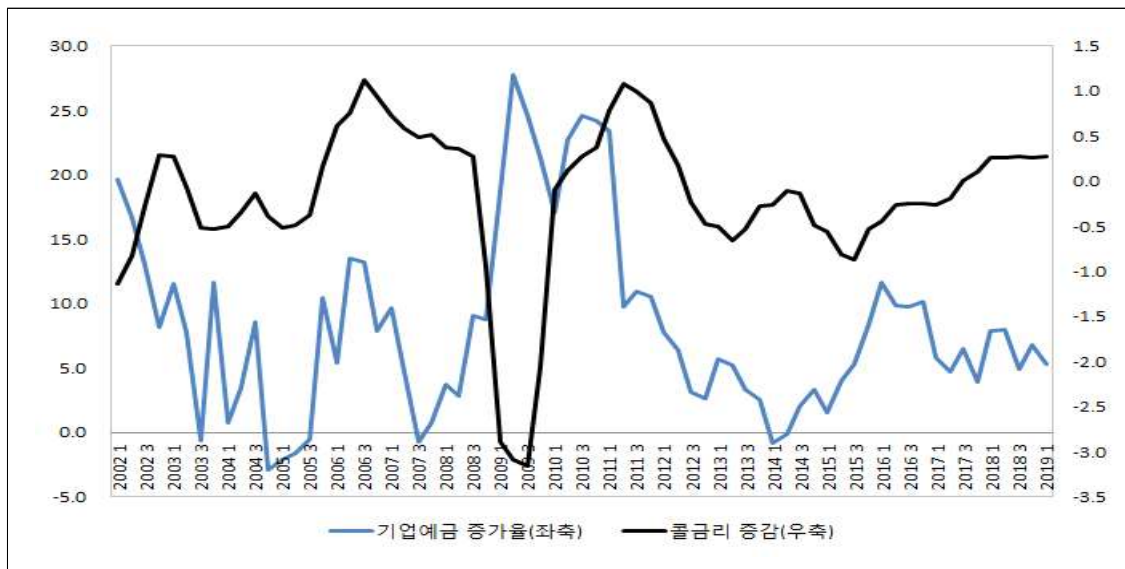
[그림 2-6] 시중금리(증감)와 가계예금(증가율)의 관계



주: 전년동기 대비.

자료: 한국은행경제통계시스템의 원자료를 토대로 저자가 가공한 것임.

[그림 2-7] 시중금리(증감)와 기업예금(증가율)의 관계



주: 전년동기 대비.

자료: 한국은행경제통계시스템의 원자료를 토대로 저자가 가공한 것임.

[그림 2-7]에 따르면 기업예금 역시 대체로 콜금리와 반대 방향으로 움직이는 것으로 보이나, 가계예금에 비해서는 콜금리와와의 부의 관계가 뚜렷하게 관측되지는 않는다. 실제로 상관계수도 -0.2786 을 기록하여 콜금리와 가계예금 간 상관계수에 비해 그 크기가 작다. 이와 같이 상관계수의 절대적 크기에서 경제적으로 유의한 차이가 있는 이유는, 아마도 기업이 가계에 비해 주거채 은행과의 장기적인 관계를 중시하고 있어 금리변동에 상대적으로 덜 민감하게 반응하기 때문인 것으로 추측된다.

3. 예금과 비예금 수신 간 상관관계

콜금리의 하락이 예금의 확대에 이어졌다면 그 자금은 어디에서 흘러들어왔을까? 아마도 시중 금리에 민감하게 연동되는 각종 펀드나 저축성 보험상품에서 이동했을 수도 있고, 대출의 상환을 줄이면서 발생한 잉여자금일 수도 있다. 본 연구에서 관심의 초점은 콜금리 하락이 예금의 확대를 통해 대출의 확대에 이어졌는지 분석하는 것이며, 예금으로 유입된 자금이 어디에서 이동했는지는 본 연구의 분석범위를 벗어난다. 이는 특히 비예금 금융상품에 대한 자료가 충분하지 않기 때문에 향후 분석이 쉽지 않은 부분이기도 하다. 다만 이하의 내용에서는 자료의 제약에도 불구하고 집계변수 단위에서 예금과 그 밖의 금융상품 간 자금 유출입의 상관관계를 분석함으로써 자금이동의 정황을 파악하고자 한다.

<표 2-2>는 2002년 1분기부터 2018년 4분기까지의 기간 동안 우리나라 전체 예금은행의 예금 증가율과 비은행 수신 증가율 간 상관관계를 조사한 결과이다. 비은행 수신에는 종금사 수신, 자산운용사 수신, 증권사 예탁금 등 금융투자업권 수신과 신탁, 새마을금고 등 상호금융권 수신, 저축은행 수신, 생명보험사 수신 등이 포함되어 있다. 분석결과 비은행 수신 증가율은 총예금 증가율과 -0.2873의 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 관찰결과는 예금에서 유출된 자금이 비은행 수신으로 일정 부분 흘러가는 것으로 해석될 여지가 있다. 다양한 비은행 수신 중에서 자산운용사 수신, 종금사 수신, 생명보험 수신이 총예금과 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으며, 특히 자산운용사 수신은 상관계수가 -0.4119를 기록하여 음의 관계가 상당히 두드러졌고 5% 수준에서 통계적으로 유의했다. 이는 투자자들이 주로 예금과 펀드를 대체재로 인식하고 있음을 시사한다.

<표 2-2> 예금과 비예금수신 간 상관관계

변수	총예금 증가율	결제성예금 증가율	순수저축성예금 증가율
비은행 수신 증가율	-0.2873	-0.1779	-0.1997
종금사 수신 증가율	-0.2175	-0.0899	-0.1892
자산운용사 수신 증가율	-0.4119**	-0.1399	-0.3583
신탁회사 수신 증가율	0.0023	-0.1498	0.0988
상호저축은행 수신 증가율	0.1188	0.0388	0.0953
신탁 수신 증가율	0.2262	0.0562	0.2111
상호금융 수신 증가율	0.3288	0.1786	0.2388
새마을금고 수신 증가율	0.3907*	0.2050	0.3007
생명보험 수신 증가율	-0.0033	-0.0758	0.0494
증권사 예탁금 증가율	0.2481	0.5180***	-0.0539

주: **, ***는 각각 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미. 고려대상 표본 수는 69개임.
자료: 자체 분석결과

예금 부문별로 나누어 보면 결제성예금과 순수저축성예금이 모두 자산운용사 수신을 중심으로 한 비은행 수신과 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 앞서 콜금리가 상승할 때 주로 결제성예금이 줄어들고 순수저축성예금의 변화는 미미한 것으로 나타났고, 본문에서 보고하지는 않았으나 결제성예금과 순수저축성예금 사이에는 일정한 음의 상관관계가 관찰되었다. 따라서 이상의 관측결과를 모두 종합하면 다음과 같은 시나리오도 가능한 것으로 판단된다. 즉, 결제성예금에서 주로 자금이 유출되어 순수저축성예금이나 비은행 수신으로 이동하고, 순수저축성예금에서도 비슷한 규모로 자금이 유출되어 역시 비은행 수신으로 이동했다는 시나리오이다. 결과적으로 순수저축성예금의 변동폭은 미미하다. 다만 구체적인 비은행 수신 자료가 존재하지 않아 이는 다양한 시나리오 중 하나에 불과하다.

<표 2-3> 예금과 자산운용 수신 간 상관관계

변수 ¹⁾	총예금 증가율	결제성예금 증가율	순수저축성예금 증가율
MMF ²⁾ 증가율	0.0206	0.2118	-0.1078
채권형 펀드 증가율	0.0525	0.1467	-0.0439
주식형 펀드 증가율	-0.2378	-0.0186	-0.2387
채권·주식 혼합형 펀드 증가율	-0.0929	0.2141	-0.2277
신종펀드 ³⁾ 증가율	-0.2777	-0.0714	-0.2219

주 1) 고려대상 표본 수는 69개임.

2) MMT와 MMDA는 제외.

3) 파생상품, 부동산(ELF 등), 재간접, 특별자산, 혼합자산 펀드 등(간접투자펀드 운용액 포함). 2014년 7월부터 재간접펀드 통계 산정방식이 바뀜.

자료: 자체 분석결과

다음으로 <표 2-3>은 비은행 수신 항목 중 예금과의 대체관계가 가장 큰 것으로 추측되는 자산운용 수신을 보다 세분화하여 예금과의 상관관계를 분석한 결과이다. 총예금이 증가할 때, 주로 주식형·혼합형·신종 펀드가 감소했고 머니마켓펀드(MMF)와 채권형 펀드 수신액의 변화는 미미했다. 다양한 펀드 중에서 특히 신종펀드는 규모 면에서 가장 중요한데, 이는 2019년 5월 기준 수신액 275조 원을 기록하여 전체 자산운용 수신액 605조 원 중 가장 큰 비중(45.5%)을 차지하고 있다. 이러한 신종펀드 수신액은 총예금, 결제성예금, 순수저축성예금 모두와 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 총예금 항목별로 구분하면, 결제성예금은 신종펀드를 제외하면 유의미한 음의 상관관계를 찾기 어려웠으나, 순수저축성예금의 경우 모든 종류의 펀드 수신액과 음의 상관관계를 나타냈다.

마지막으로 주식 거래량과 예금의 상관관계를 분석한 결과, 총예금이 증가할 때 주식 매수 총액이 감소하는 모습이 관찰되었다.⁷⁾ 또한 이 경우 기관과 외국인을 중심으로 순매수가 미미하게 줄어드는 모습이 발견되었다. 결제성예금은 주식 거래량과 음의 관계를 갖지 않는 것으로 보이

7) 예금과 채권 간 대체관계를 분석하는 것도 의미가 있으나 자료의 한계로 인해 분석이 가능하지 않았다.

나, 순수저축성예금은 매수 총액 뿐 아니라 개인, 기관, 외국인 순매수 금액 모두와 (증가율 관점에서) 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 2-4> 예금과 주식 간 상관관계

변수	총예금 증가율	결제성예금 증가율	순수저축성예금 증가율
주식 개인 순매수 증가율	0.1040	0.2971	-0.0852
주식 기관 순매수 증가율	-0.0530	-0.0009	-0.0726
주식 외국인 순매수 증가율	-0.0464	0.0394	-0.0743
주식 매수 총액 증가율	-0.1600	0.1497	-0.2687

주: 고려대상 표본 수는 69개임.
자료: 자체 분석결과

제3장 이론분석

1. 불완전경쟁 예금시장 모형⁸⁾

예금시장에는 수많은 예금자(혹은 예금수요자)들이 존재한다. 예금자들은 가용자금의 일부를 은행예금에 투자하고 또 다른 일부는 채권, 주식, 펀드 등 여타 시장성 금융상품 또는 부동산 등 실물자산에 투자하며, 그 밖에 나머지는 소비에 사용한다.

예금자들이 투자하는 비예금 금융상품 또는 실물자산의 투자수익률은 일반적으로 중앙은행이 지정하는 기준금리나 이에 밀접하게 연동되는 단기 시중금리에 따라 달라진다. 편의상 아래의 모형에서는 비예금 금융상품과 실물자산의 투자수익률, 중앙은행의 기준금리(base rate) 및 단기 시중금리가 모두 동일하다고 가정하고 이를 b 로 표시한다. 물론 수익률은 자산의 만기, 위험 등에 따라 달라질 것이나 금융시장이 충분히 효율적이어서 차익거래(arbitrage trading)가 활발하게 이루어질 경우 만기, 위험 등을 고려한 조정수익률은 단기 시중금리와 차이가 없을 것이다.

예금시장에는 또한 동질적인(homogeneous) 은행들이 다수 존재한다. 개별은행들은 예금자를 유치하기 위해 다른 은행들과 경쟁하고, 또한 비예금 금융상품이나 실물자산을 공급하는 비은행 금융회사와 경쟁하기도 한다. 이러한 경쟁에서 핵심적인 선택변수는 예금금리 r 이다.

개별은행 예금에 대한 예금자들의 수요함수를 $q = D(r, b, \gamma)$ 로 설정한다. 이 예금수요 함수 $q = D(r, b, \gamma)$ 는 예금시장 전체의 수요가 아니라 개별 은행이 직면하는 수요함수임을 상기하기 바란다. 따라서 여기서 예금금리 r 은 시장 균형이자율이 아니라 개별은행이 책정하는 이자율이다. 물론 본 모형에서 은행들은 동질적이므로 최종적으로는 개별은행의 이자율과 균형이자율이 동일해지기는 하나 사전적으로는 이러한 구분이 필요하다. 이러한 예금수요 함수는 당해 은행예금에 대한 이자율 r 과 비예금 금융상품 또는 실물자산의 수익률 b 의 함수이다. 또한 γ 는 예금시장의 경쟁도를 나타내는데, γ 가 클수록 은행 간 경쟁 또는 은행과 예금을 취급하는 비은행 금융회사 사이의 경쟁의 강도가 크며 ‘ $\gamma \rightarrow \infty$ ’는 완전경쟁시장을 의미한다.

개별은행이 직면하는 예금수요는 당해 은행의 예금금리가 높을수록, 시중금리가 낮을수록 클 것이다(가정 1 참조). 왜냐하면 일반적으로 각 은행이 책정하는 예금금리가 높을수록 예금자는 더 많은 이자소득을 얻게 되어 예금에 가입할 유인이 증가하고, 예금과 경쟁하는 여타 금융상품이나 실물자산의 수익률 b 가 높을수록 예금에 가입할 유인이 감소할 것이기 때문이다.

가정 1: $D_r > 0 > D_b$

(여기서 D_r 과 D_b 는 수요함수를 각각 r 과 b 로 편미분한 계수)

8) 본 모형은 주요 선행연구인 Drechsler et al.(2017, 2018)의 모형과 결론적으로 유사하나 세부 내용은 상이한 면이 많다. 두 모형 간 차이에 대해서는 본 절 마지막 부분에서 상세하게 논의하기로 한다.

본 모형에서는 예금시장의 경쟁이 중요한 역할을 하는데, 이러한 경쟁의 강도인 γ 가 클수록 예금자들은 예금금리의 변동에 민감하게 반응할 것이다(가정 2 참조). 예컨대 예금시장이 독점적인 경우($\gamma = 0$) 독점은행이 예금금리를 낮추어도 이를 대체할 수 있는 다른 은행이 없기 때문에 이자율 하락폭이 예금이 제공하는 핵심적인 금융서비스를 포기할 정도로 충분히 크지 않은 이상 예금자들은 해당 은행에 남아 있을 수밖에 없다. 즉, 예금수요의 예금금리에 대한 탄력성(D_r/D)은 매우 낮다. 반면 예금시장이 완전경쟁적일 경우($\gamma \rightarrow \infty$) 시장에 무수히 많은 예금은행들이 예금자를 유치하기 위해 경쟁하고 있기 때문에 한 은행이 예금금리를 소폭이라도 올리면 다른 은행과 거래하고 있던 많은 수의 예금자들이 당해 은행으로 이동할 것이다. 즉, 개별은행의 예금수요가 당해 은행의 예금금리에 반응하는 정도(탄력성)는 매우 클 것이다. 요컨대, 예금시장의 경쟁도가 증가할수록 예금수요는 예금금리에 더욱 탄력적으로 반응한다고 볼 수 있다.

$$\text{가정 2: } \frac{D_r}{D} < \infty \text{ if } \gamma < \infty, \frac{\partial}{\partial \gamma} \left(\frac{D_r}{D} \right) > 0, \lim_{\gamma \rightarrow \infty} \frac{D_r}{D} = \infty$$

예금금리가 높아질수록 예금수요는 증가할 것이나 그 증가율은 한계생산 체감의 법칙을 따를 것이다(가정 4 참조). 예컨대, 예금금리가 1% 수준으로 낮을 때는 이자율이 추가적으로 1%p 상승하면 이는 큰 폭의 상승으로 인식될 것이고 따라서 예금수요는 비교적 크게 증가할 것이다. 반면 예금금리가 10% 수준으로 높은 경우에는 추가적인 1%p 상승이 큰 폭의 상승으로 여겨지지 않을 것이고 그에 따라 예금수요의 증가폭은 비교적 낮을 것이다.

$$\text{가정 3: } D_{rr} \leq 0$$

(D_{rr} 은 예금수요를 예금금리에 대하여 두 번 편미분한 계수)

한편 본 모형에서는 분석의 단순화를 위해서 편의상 예금금리와 비예금 금융상품 또는 여타 실물자산의 수익률이 예금수요에 미치는 교차탄력성은 0이라고 가정한다. (즉, $D_{rb} = 0$ 이다.) 다시 말하면, 시중금리의 수준과 상관없이 예금금리 1단위 인상에 따라 예금수요가 증가하는 정도는 동일하다. 그러나 이러한 가정을 완화하여 예금금리가 예금수요에 미치는 영향이 비예금 금융상품 및 여타 실물자산의 수익률이 높을수록 작아진다고 하는 보다 현실적인 가정을 고려하더라도(즉, $D_{rb} < 0$)⁹⁾, 일정한 기술적 조건(regularity conditions)을 추가하면 이하의 분석결과에 차이가 없다.¹⁰⁾

Drechsler et al.(2017)은 본 모형과 마찬가지로 예금시장의 불완전경쟁을 미시적으로 고려한 상황에서 시중금리와 예금수요 간 관계를 분석하였다. 그러나 본 모형과 선행연구의 모형 사이

9) 시중금리가 1% 수준으로 낮아서 여타 금융자산과 실물자산의 수익률도 1% 수준으로 낮은 경우를 생각해보자. 이 경우 다른 자산의 수익률에 변화가 없는데 예금금리만 1%p 상승하면 예금이 여타 자산에 비해 매력도가 매우 커지는 것이고 따라서 예금수요는 비교적 큰 폭으로 증가할 것이다. 반면 시중금리가 10% 수준으로 높은 경우에 여타 자산과는 달리 예금금리만 1%p 상승하면 예금수요가 증가하기는 하나 예금이 여타 자산에 비해 그 상대적인 매력도가 미미한 수준으로 향상되는 것에 불가하므로 예금수요의 증가폭은 비교적 작을 것이다.

10) 이러한 기술적 조건이란 $|D_{rb}|$ 의 크기가 충분히 작다는 조건이다.

에는 모형의 구성과 결과 측면에서 다음과 같은 차이가 있다.

첫 번째 차이는 예금이 비예금 투자수단에 비해 지급결제 수단으로서 갖는 특수성에 대한 모델링 방식과 관련이 있다. 본 모형에서는 D_b 와 D_r 의 상대적인 크기가 이러한 특수성을 측정하는 지표가 되는데, 이 지표값에 어떠한 제한도 두지 않았다. 반면, Drechsler et al.(2017)은 이와 유사한 지표가 특정한 값에 수렴하는 경우만을 분석하고 있다. 이와 같이 분석상황을 제한한 이유는 Drechsler et al.(2017)이 현금, 예금, 부(wealth), 유동성에 대한 투자자의 편익을 모두 고려하여 투자자의 행동을 분석하는 비교적 복잡한 모형을 상정했고 따라서 수학적 해를 용이하게 발견하기 위해 예외적인 경우에 집중했기 때문이다. 반면, 본 연구에서는 단순한 모형을 상정함으로써 일반적인 모수구간에 대해서도 해를 도출할 수 있었다.

둘째, 이론분석의 핵심결과도 본 모형과 선행연구의 모형에서 상이한 부분이 존재한다. Drechsler et al.(2017)은 예금수요가 모수값과 상관없이 항상 시중금리의 감소함수라는 결과를 얻었으나, 본 모형에서는 보다 일반적인 모수구간을 분석함에 따라 예금수요가 시중금리의 감소함수일 조건, 시중금리의 증가함수일 조건, 시중금리와 무관할 조건을 모두 규명했다. 특히, 예금시장에서의 불완전경쟁의 정도가 충분히 큰 경우에만 예금수요가 시중금리의 감소함수임을 밝히고 있어, 본 모형은 예금경로가 존재하는 근본적인 이유가 예금은행의 시장력에 있다는 것을 발견했다.

2. 은행의 예금금리 최적화

본 모형에서 개별은행은 주어진 예금수요 하에서 이윤을 극대화하는 최적의 예금금리를 선택한다. 은행의 비용은 예금을 조달함에 따른 이자비용 지불액과 기타 운영비용으로 구성된다. 이러한 예금 한 단위당 운영비용은 c 로 표시하기로 한다.

한편, 은행은 조달한 예금을 대출이나 금융자산에 투자하여 수익을 발생시킬 것이다. 대출은 크게 변동금리 대출과 고정금리 대출이 있고 만기에 따라서는 단기대출과 장기대출로 나눌 수 있다. 이중 변동금리 대출과 단기대출은 단기 시중금리와의 연동성이 높고 고정금리 대출이나 장기대출은 시중금리와의 연동성이 낮다고 볼 수 있을 것이다. 또한 은행은 자금을 대출 뿐 아니라 채권, 주식, 파생상품 등 금융자산에도 투자한다. 이러한 비대출 금융자산도 단기성 금융상품처럼 시중금리에 밀접하게 연동된 상품이 있고 주식 및 일부 파생상품처럼 시중금리와의 연동성이 비교적 낮은 상품도 있다. 본 모형에서는 은행이 전체 가용자금 중 α 비율의 자금은 수익률이 단기 시중금리 b 에 연동되는 대출이나 금융자산에 투자하고 나머지 자금은 수익률이 미리 정해진 특정 금리 ρ 로 고정된 대출이나 금융자산에 투자한다고 설정한다. 이에 따라 개별은행의 자금 1단위당 수익률 $l(b)$ 는 아래와 같다.

$$(1) \quad l(b) = \alpha b + (1 - \alpha)\rho, \quad \rho > 0$$

본 모형에서는 예금시장과는 달리 대출시장에 대해서는 불완전경쟁 모형을 적용하지 않고 비교적 단순하게 모델링하였다. 이는 대출시장이 예금시장에 비해 경쟁도가 높고¹¹⁾ 대출은 예금에 비하면 실생활에 반드시 필요한 핵심 금융서비스라고 인정하기는 어렵기 때문이기도 하지만, 본 연구의 주안점에 따라 예금시장의 불완전경쟁에 논의의 초점을 맞추기 위해서이기도 하다. 또한 본 모형에서는 금융시장의 대표적인 문제인 정보의 비대칭성 문제를 다루고 있지는 않다. 예컨대, 시중금리 b 가 상승하여 대출금리가 증가하면 부실확률이 낮은 건전한 일부 차주들이 시장에서 이탈하고 상대적으로 부실확률이 높은 차주들이 시장에 많이 남아있는 이른바 역선택의 문제가 발생한다. 이로 인해 은행들이 대출실행 이후 손실을 입게 될 가능성, 즉 대손가능성이 증가하고 이는 은행의 자산수익률을 감소시키는 효과를 초래한다. 본 모형에서는 예금시장의 불완전경쟁을 통해 예금금리가 어떻게 결정되며 이로 인해 은행의 수익성에 어떠한 영향이 있는지 분석하는데 초점을 맞추기 위해 정보의 비대칭성 문제를 명시적으로 고려하지는 않는다. 한편, 본 연구에서는 은행의 대손가능성을 반영하여 상기의 기본모형을 확장하였는데, 확장모형의 분석결과는 후술하기로 한다.

은행은 주어진 예금수요 D 와 수익률 $l = l(b)$ 하에서 아래의 이윤함수 π 를 극대화하는 최적의 예금금리를 선택한다.

$$(2) \pi = [l(b) - r - c]D(r, b, \gamma)$$

최적 예금금리는 상기 이윤함수를 예금금리로 미분한 값이 0이 되도록 하는 일계조건(first-order condition)에 의해 다음과 같이 결정된다.

$$(3) (l - r - c) = \frac{D}{D_r}$$

여기서 $(l - r - c)$ 는 은행의 마진(margin)인데 본 모형에서는 예금스프레드(deposit spread)로 부르기로 한다. 즉, 은행은 예금 1단위를 유치하여 운영비용 c 를 지출하고 예금금리 r 을 지불하며 l 이라는 수익을 거둔다. 만약 단위당 수익 l 이 단위당 비용 $(r + c)$ 와 동일하다면 은행은 초과수익이 전혀 없이 단지 예금자의 자금을 대출자에게 그대로 이전시키는 역할만 담당한다. 반면 예금스프레드가 0보다 큰 경우 은행은 금융중개 과정에서 일정한 마진을 남긴다.

식 (3)은 개별은행의 예금스프레드가 예금수요의 탄력성에 의해 결정된다는 것을 보여준다. 예금수요의 탄력성(D_r/D)이 높을수록 예금스프레드는 감소하는 것이다. 그런데 예금시장에서 은행 간 경쟁 또는 은행과 예금을 취급하는 비은행 금융기관 사이의 경쟁이 활발할수록 예금수요는 예금금리에 민감하게 반응한다. 따라서 경쟁도가 높을수록 예금스프레드가 낮아진다. 극단적으로 완전경쟁시장인 경우 예금수요는 예금금리에 완전히 탄력적으로 반응하기 때문에 예금스프레드가 0으로 축소된다. 아래의 명제 1은 이러한 분석결과를 요약하고 있다.

11) 예금시장과는 달리 대출시장은 은행 뿐 아니라 보험사, 카드사 등 여타 금융회사에도 진입이 허용되어 있다.

명제 1: 가정 1, 2, 3이 성립하고,

(1) 완전경쟁($\gamma \rightarrow \infty$)인 경우, 예금스프레드 ($l - r - c$)는 0이다.

(2) 불완전경쟁($\gamma < \infty$)인 경우, 예금스프레드는 0보다 크고, 경쟁도 γ 의 감소함수이다.

증명: 먼저 이윤함수를 예금금리로 두 번 미분하면 가정 1, 2, 3에 따라 아래의 식 (4)와 같이 이계조건(second-order condition)이 충족되므로 일계조건인 식 (3)에서 결정되는 예금금리는 최적 예금금리가 된다. 여기서 예금스프레드 ($l - r - c$)는 일계조건 (3)에 따라 탄력성의 역수인 D/D_r 와 동일한데 가정 1과 2에 따라 이 역수는 양의 값 또는 0의 값을 갖기 때문에 이계조건이 충족된다는 것을 알 수 있다.

$$(4) \pi_{rr} = -2D_r + (l - r - c)D_{rr} < 0$$

(1)의 증명: 완전경쟁인 경우($\gamma \rightarrow \infty$) 가정 2에 따라 D/D_r 는 0이므로 예금스프레드도 0이다.

(2)의 증명: 예금스프레드는 D/D_r 와 동일한데 가정 2에 따라 불완전경쟁($\gamma < \infty$)일 때 $D/D_r > 0$ 이므로 예금스프레드는 0보다 크다. 또한 경쟁도 γ 가 증가하면 가정 2에 따라 D/D_r 는 감소하므로 예금스프레드도 감소한다. **증명완료**

(보론) 예금은행의 시장력이 발생하는 이유는 무엇인가?

본 항의 내용은 본 연구의 핵심주제에서 약간 벗어나서 은행의 시장력이 발생하는 근본적인 원인이 무엇인지에 대해 논의한다. 따라서 독자들은 편의에 따라 바로 다음 내용으로 넘어가더라도 전체 맥락을 이해하는데 무리가 없을 것이다.

일부 독자는 예금의 특수성으로 인해 예금시장이 완전히 경쟁적이라든가 예금스프레드가 0보다 클 것이라고 예상할 수도 있을 것이다. 이는 지급결제, 가치저장 등 실생활에서 필수적인 금융서비스를 제공하는 예금의 특성이나 채권 또는 여타 자산에 비해 접근성이 큰 예금의 특성 등으로 인해 은행은 비예금 금융상품에 비해 낮은 예금금리를 적용해도 예금자를 유치할 수 있을 것이라는 판단에서 비롯된다.

그러나 명제 1에 따르면 이러한 예상은 지지되지 않는다. 먼저 수학적인 측면에서 설명하면, 예금의 특수성의 정도는 $D_r/(-D_b)$ 의 크기로 나타낼 수 있는데, 명제 1에서 최적 예금스프레드는 $D_r/(-D_b)$ 의 크기와는 무관하며, 단지 경쟁도를 나타내는 D_r/D 의 크기에 의해 결정되기 때문이다.

이러한 예상이 지지되지 않는 직관적인 이유를 설명하면 다음과 같다. 예금의 특수성으로 인해 예금자와 예금은행의 거래는 금융서비스라는 가치를 창출한다. 이 가치로 인한 효용은 누가 가져갈 것인가? 독점시장에서는 독점은행이 가격을 높게 책정할 것이므로 당해 가치로 인해 발생하는 효용의 상당 부분을 가져갈 것이다. 반면 완전경쟁시장에서는 은행 간 가격 경쟁으로 인해 예금자들이 당해 효용의 전부를 가져갈 것이다. 만약 가격이 그리 낮지 않아서 효용의 일부를

어떤 은행들이 가져간다고 하자. 이 경우 시장이 경쟁적이므로 다른 은행들이 가격을 조금 더 낮추어 효용의 일부를 누리지 못하고 있는 예금자들을 유치하려할 것이다. 결국 균형에서는 모든 효용이 예금자들에게 귀속된다. 그 결과 예금스프레드가 0이 되는 것이다. 일반적인 버트랜드(Bertrand) 가격경쟁 모형에서도 균형가격이 한계비용과 일치함에 따라 소비자의 후생이 극대화되는 것과 마찬가지로, 예금시장에서의 완전경쟁은 예금거래를 통해 발생하는 소비자의 편익이 균형에서 모두 소비자에게 귀속되도록 한다.

보다 단순한 설명으로서 쌀의 예를 고려할 수 있다. 쌀은 우리나라 국민의 주식으로서 일종의 필수재이며 따라서 특수한 상품이다. 그럼에도 불구하고 쌀은 진입규제 없이 사실상 완전경쟁적으로 공급되기 때문에 공급자인 농부의 시장력은 없다고 할 수 있다. (물론 정부가 쌀의 가격을 인위적으로 조정하는 것은 별개의 문제이다.) 만약 예금시장의 진입규제가 완전히 철폐되어 (전산장비 구축 등이 가능한 일정 수준 이상의) 어떤 회사도 예금을 수신할 수 있다면 예금의 특수성에도 불구하고 경쟁에 의해서 예금금리는 시중금리 수준으로 상승할 것이며 따라서 예금공급자의 시장력은 사실상 사라질 것이다.

한편 본 모형에서는 대출금리가 시중금리에 의해 주어져 있기 때문에 은행들이 예금금리를 최적화할 때 대출금리와의 상호작용을 특별히 고려하지 않는다. 그러나 현실에서는 예금규모가 크면 대출의 한도를 늘려주고 예금계좌를 월급통장으로 사용하면 대출금리를 할인해주는 등 예금과 대출을 일종의 결합상품으로 제공하기도 한다. 따라서 예금금리와 대출금리, 예금의 양과 대출의 양을 한꺼번에 최적화 과정에서 고려하는 것이 보다 현실적일 수도 있다. 다만 본 연구는 예금시장의 불완전경쟁이 주는 시사점에 초점을 맞추기 위해 이러한 예금-대출 결합상품 전략은 모형에서 고려하지 않고 있다.

3. 예금수요와 시중금리 간 부의 관계가 존재할 조건

아래의 명제 2는 시중금리가 하락할 때 예금 수요가 증가하기 위한 조건을 분석한 결과이다.

명제 2: 가정 1, 2, 3이 성립할 때, α^D 를 다음과 같이 정의하면,

$$(5) \quad \alpha^D \equiv \min \left\{ \left[\frac{-D_b}{D_r} \right] \left[1 + \frac{(-D_{rr}/D_r)}{(D_r/D)} \right], 1 \right\} > 0$$

- (a) $\alpha > \alpha^D$ 인 경우 예금수요는 시중금리 b 의 증가함수이다.
- (b) $\alpha = \alpha^D$ 인 경우 예금수요는 시중금리와 무관하다.
- (c) $\alpha < \alpha^D$ 인 경우 예금수요는 시중금리의 감소함수이다.

증명: 예금수요를 시중금리로 미분하면 다음과 같다.

$$(6) \quad \frac{dD}{db} = D_b + r'(b)D_r$$

먼저 불완전경쟁($\gamma < \infty$) 상황을 고려하자. 여기서는 (a)만 증명할 것이며 (b)와 (c)의 증명은 (a)의 증명과 매우 유사하다. 상기의 식에 따라 예금수요가 시중금리의 증가함수이기 위한 필요충분조건은 본문의 식 (8)과 같다. 일계조건 (3)에 음함수 정리(implicit function theorem)를 적용하면 다음의 결과를 얻는다.

$$(7) \quad r'(b) = \frac{\alpha + [-D_b/D_r]}{2 + [-D_{rr}/D_r]/[D_r/D]} \in (0, 1)$$

식 (7)의 $r'(b)$ 를 식 (8)에 대입하면 다음과 같은 결과를 얻고 이로서 증명이 완료되었다.

$$\alpha > \left[\frac{-D_b}{D_r} \right] \left[1 + \frac{(-D_{rr}/D_r)}{(D_r/D)} \right] = \alpha^D$$

다음으로 완전경쟁($\gamma \rightarrow \infty$) 상황을 고려하자. 예금스프레드가 0이므로 $r(b) = l(b) - c$ 이고, $r'(b) = \alpha$ 이다. 또한 가정 2에 따라 $D_r/D \rightarrow \infty$ 이다. 따라서 예금수요가 시중금리의 증가함수이기 위한 필요충분조건은 ' $D_b + \alpha D_r > 0$ ' 이고 이는 ' $\alpha > \alpha^D$ '와 동치이다. **증명완료**

명제 5의 직관적인 의미는 다음과 같다. 기준금리 인하로 인해 시중금리가 하락하면 비예금 자산의 수익률이 떨어지면서 대체자산인 예금에 대한 투자수요가 증가할 것이다. (이를 시중금리 하락의 '직접적 예금증가효과'라고 명명하기로 하자. 그 절대적인 크기는 $-D_b$ 와 같다.) 그러나 동시에 은행들은 시중금리 하락에 따라 예금금리를 낮출 것이고 그 결과 예금의 수익률이 하락하면서 투자자들의 예금 수요도 감소할 것이다. (이를 시중금리 하락의 '간접적 예금감소효과'라고 하자. 그 절대적인 크기는 $r'(b)D_b$ 와 같다.) 요컨대, 직접적 예금증가효과의 크기는 '예금의 시중금리에 대한 민감도'인 $-D_b$ 와 같고, 간접적 예금감소효과의 크기는 '예금의 예금금리에 대한 민감도' D_r 에 '예금금리의 시중금리에 대한 민감도'(="예금금리 베타") $r'(b)$ 를 곱한 값과 같다. 그런데 예금시장은 일반적으로 불완전경쟁 시장이므로 예금금리 베타 $r'(b)$ 는 1보다 낮을 것이다. 이는 은행업에 대한 정부의 강력한 진입규제로 인해 예금시장은 불완전경쟁이 이루어지고 있고(i.e. D_r/D 가 작음), 따라서 은행들이 일반적으로 예금금리를 경쟁가격인 시중금리에 비해 일정한 비율만큼 낮은 수준으로 책정할 것이기 때문이다(식 (8) 참고). 만약 불완전경쟁의 정도가 충분히 크다면 예금금리의 시중금리 민감도 $r'(b)$ 가 매우 낮을 것이고 결과적으로 직접적 예금증가효과가 간접적 예금감소효과를 상회하면서 예금의 순증가가 이루어질 것이다.

$$(8) \quad r'(b) < \frac{-D_b}{D_r} \Leftrightarrow \frac{dD}{db} < 0$$

4. 결제성예금과 순수저축성예금의 차이

투자자들은 결제성예금에 투자할 경우 금융수익(예금금리) 뿐 아니라 지급결제 수단으로서의 편익도 얻는 반면, 순수저축성예금에 투자할 경우 주로 금융수익(예금금리)만을 얻게 된다. 따라서 결제성예금에 대한 수요는 예금금리에 상대적으로 둔감하게 반응하나 순수저축성예금 수요는 예금금리에 상대적으로 민감하게 반응할 것이다. 즉, 결제성예금 수요를 D^P 라고 하고 순수저축성예금 수요를 D^S 라고 하면 다음의 관계가 성립할 것이다.

가정 4: $D_r^P < D_r^S$

한편, 예금금리가 아닌 시중금리에 대한 민감도 측면에서는 결제성예금과 순수저축성예금이 특별히 차이가 있다고 하기 어려운 것으로 보인다. 혹자는 채권, 펀드 등 비예금 투자수단에서 자금이 빠지면 결제성예금보다는 순수저축성예금으로 이동할 가능성이 크다고 생각할 수도 있을 것이다. 이는 비예금 투자수단에 투자된 자금이 소위 여윌돈이므로 이를 예금에 투자한다면 저축성예금에 투자하는 것이 자연스럽다고 생각할 수 있기 때문이다. 그러나, 한편으로는, 시중금리 하락으로 비예금 투자수단에서 빠져나온 자금이 오히려 결제성예금으로 이동할 가능성도 배제할 수는 없다. 왜냐하면, 결제성예금은 금융수익(예금금리)은 낮아도 지급결제의 편익을 제공하기 때문에 종합적인 편익은 순수저축성예금의 금융수익을 반드시 하회하지 않을 수도 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 아래와 같이 결제성예금과 순수저축성예금이 예금수요의 시중금리에 대한 민감도 측면에서 이렇다 할 차이를 보이지 않는다고 가정한다.

가정 5: $D_b^P = D_b^S$

추가적으로 본 연구에서는 결제성예금에 대한 은행(예금을 취급하는 비은행 금융회사 포함)간 경쟁이 순수저축성예금에 대한 은행간 경쟁에 비해 그 정도나 낮다고 가정한다. 순수저축성예금은 제1금융권 은행뿐 아니라 저축은행, 증권사 등 여타 비은행 금융회사들도 빈번하게 취급하며, 예금자들은 저축목적의 예금의 경우에는 전체 금융권을 모두 고려하여 수익률을 따져 어디에 예금할지 결정할 것이다. 반면 결제성예금의 경우 신뢰도와 편의성이 높은 주거래 은행과 주로 거래할 것이므로 결제성예금에 대한 은행간 경쟁의 정도는 순수저축성예금에 대한 경쟁도에 비해 낮다고 판단하는 것이다. 따라서 아래의 가정 6과 같이 개별은행 예금수요의 해당은행 예금금리에 대한 탄력성은 다른 조건이 동일할 때 결제성예금이 순수저축성예금에 비해 상대적으로 낮다고 가정한다.

가정 6: $\frac{D_r^P}{D^P} < \frac{D_r^S}{D^S}$

마지막으로 예금수요함수의 볼록성(convexity)이라는 기술적인 측면에서 결제성예금과 순수저축성예금 사이에 차이가 없다고 가정한다(가정 7 참조).

가정 7: $\frac{-D_{rr}^P}{D_r^P} = \frac{-D_{rr}^S}{D_r^S}$

이상의 4개 가정이 성립하는 경우 시중금리 하락에 따른 ‘간접적 예금감소효과’ $D_r r'(b)$ 는 결제성예금이 순수저축성예금보다 작으나 ‘직접적 예금증가효과’ $-D_b$ 에는 두 예금간 차이가 없다. 따라서 아래의 따름명제 1에서 증명한 바와 같이 시중금리가 하락할 때 예금수요가 상승할 가능성은 결제성예금이 순수저축성예금보다 크다.

따름명제 1: 가정 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7이 성립할 때, 순수저축성예금 수요 D^S 가 시중금리의 감소함수이면 결제성예금 수요 D^P 도 시중금리의 감소함수이나 그 역은 성립하지 않는다.

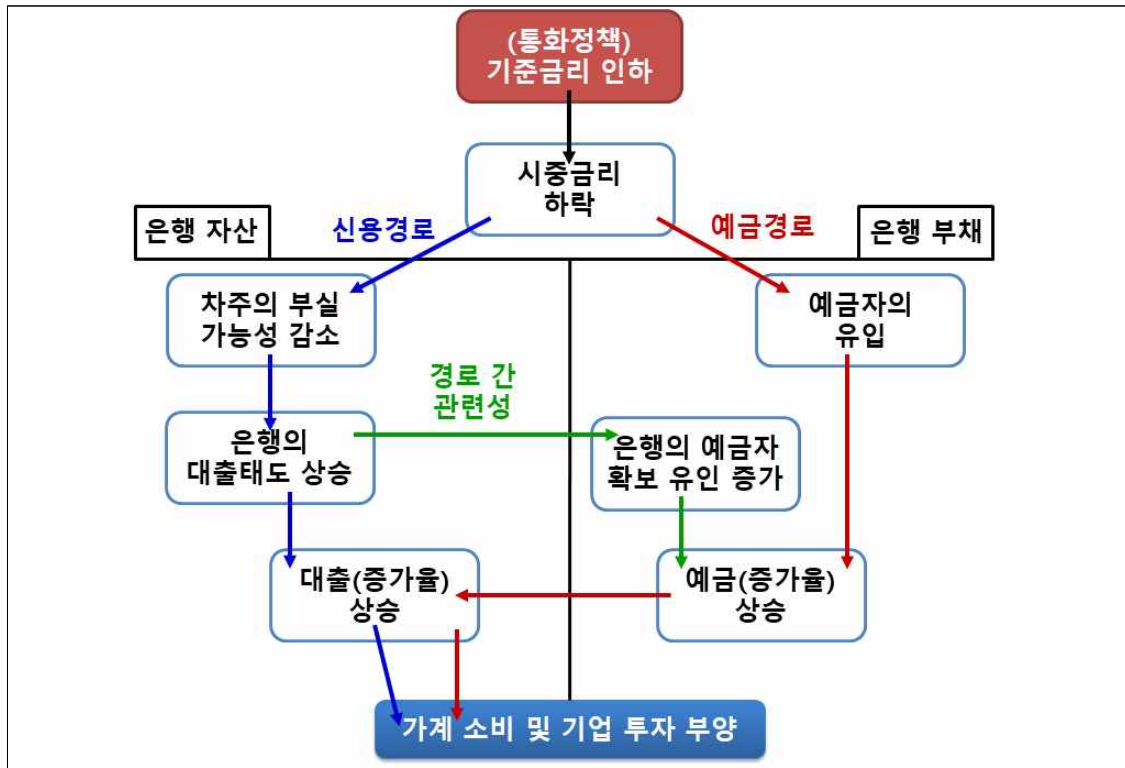
증명: 명제 2에서 정의된 α^D 를 결제성예금과 순수저축성예금에 대해 동일하게 정의하고 이를 각각 $\alpha^{P,D}$, $\alpha^{S,D}$ 라고 표시하자. 가정 4, 5, 6, 7에 의해 $\alpha^{P,D} > \alpha^{S,D}$ 가 성립한다. 예금 수요가 시중금리의 감소함수이기 위한 필요충분조건은 ‘ $\alpha < \alpha^D$ ’이므로 증명이 완료되었다.

따름명제 1에 대한 직관적인 설명은 다음과 같다. 식 (6)에 따르면 예금금리의 시중금리에 대한 민감도 즉, 예금금리 베타가 충분히 낮은 경우 시중금리 하락은 예금의 증가로 이어진다. 현실에서 결제성예금의 예금금리는 0%에 가깝고 시중금리 변화에도 불구하고 0% 수준에서 거의 변동하지 않는 것으로 알려져 있다. 즉, 결제성예금은 예금금리 베타가 순수저축성예금에 비해 매우 낮을 것으로 예상된다. 이는 순수저축성예금과는 달리 결제성예금은 지급결제 편의를 제공하기 때문에 예금금리가 동일하면 소비자의 충성도(royalty)가 높기 때문이다. 이에 따라 예금자 유치를 위한 은행간 경쟁의 정도도 결제성예금이 순수저축성예금에 비해 낮을 것이고, 결과적으로 은행의 시장력이 보다 크기 때문에 예금금리 베타도 낮을 것이다.

5. 통화정책의 신용경로와 예금경로

상기 분석결과는 통화정책의 파급경로 중 기존에는 잘 알려지지 않았던 새로운 경로인 예금경로(deposits channel)가 존재할 수 있음을 보여준다(Drechsler et al. 2017).

[그림 3-1] 통화정책의 예금경로와 신용경로 비교



주: 빨간색 선은 예금경로, 파란색 선은 신용경로, 초록색 선은 신용경로가 예금경로에 미치는 영향을 나타낸다.
자료: 저자 작성

명제 2의 분석결과에 따르면 예금시장의 경쟁도가 충분히 낮은 경우, 시중금리가 하락할 때 예금은 늘어난다. 그런데 본 모형에서는 대출규모와 예금수요가 동일하므로 예금의 확대는 대출의 증가로 이어진다. 즉, 본 모형은 예금경로가 성립한다는 것을 이론적으로 뒷받침하고 있다([그림 3-1] 참조).

한편, 기존에 알려져 있던 통화정책의 파급경로 가운데 신용경로는 은행산업과 밀접하게 관련되어 있다. 신용경로란 기준금리 인하로 시중금리가 하락하면 이자부담이 감소한 차주의 상환가능성이 높아질 것이므로 은행은 대손(loan loss)에 대한 우려가 낮아져 대출확대에 보다 적극적인 태도를 취할 것이고 그 결과 가계의 소비와 기업의 투자에 제공되는 자금이 늘어난다는 것이다([그림 3-1] 참조).¹²⁾

이하의 내용에서는 시중금리가 대출의 부실가능성에 미치는 효과를 고려하여, 새롭게 인식되고 있는 예금경로가 기존의 신용경로와 어떠한 점에서 차이가 있는지 또한 양대 경로 간 어떠한 관련성이 있는지 분석하기로 한다. 이를 위해 은행의 수익률을 다음과 같이 모형화 한다.

$$(9) \quad l(b) = \alpha b + (1 - \alpha)\rho - gb^2/2, \quad g \geq 0$$

12) 신용경로에 대한 한국은행의 공식적인 설명은 ‘<http://www.bok.or.kr/>’에서 찾아볼 수 있다. (최종접속일: 2019.07.31.)

식 (9)는 은행의 대손 가능성을 고려하여 식 (1)의 수익률을 보다 일반화한 것이다. 대손 가능성을 반영하는 모수는 g 인데 ' $g > 0$ '인 경우 대손이 발생할 가능성이 있다. 또한 이러한 대손 가능성은 시중금리가 상승할수록 증가한다고 가정한다. 시중금리가 상승할수록 금리부담이 증가한 차주의 상환 가능성이 낮아질 것이기 때문이다.

식 (1)을 식 (9)로 일반화하고 대출 L 이 예금 D 와 동일하다는 가정을 활용하면 시중금리와 대출의 관계는 다음과 같이 나타난다.

$$(10) \quad \frac{dL}{db} = D_b + D_r r'(b) = D_b + D_r \frac{(\alpha - gb) + [-D_b/D_r]}{2 + [-D_{rr}/D_r]/[D_r/D]}$$

대손 가능성을 고려할 경우 식 (10)에서 예금금리 베타 $r'(b)$ 는 대손에 대한 우려 g 가 높을수록 줄어든다. 즉, 대손에 대한 우려가 높으면 은행은 시중금리 하락에도 불구하고 대출을 크게 늘리지 않으려할 것이고 따라서 대출재원인 예금도 크게 늘리지 않으려할 것이다. 예금을 크게 늘릴 필요가 없으므로 은행은 예금금리도 크게 내리지 않을 것이다. 여기까지가 신용경로에서 설명하고 있는 부분이다.

그러나 신용경로가 존재하지 않더라도 예금경로는 존재할 수 있다. 대손 가능성을 나타내는 모수 g 가 0인 경우 대손에 대한 우려가 없고, 따라서 신용경로는 성립하지 않는다. 그러나 명제 2에서는 이러한 경우에도 예금시장의 경쟁도가 충분히 낮은 경우 시중금리 상승이 예금수요 감소를 통해 대출감소로 이어진다는 것을 보이고 있다. 요컨대, 예금경로는 신용경로와는 별개인 통화정책의 새로운 파급경로인 것이다. 은행의 사업을 크게 자금운용(자산) 측면과 자금조달(부채) 측면으로 나누어 생각할 경우, 신용경로는 시중금리가 하락할 때 은행이 운용자산을 보다 적극적으로 확대한다는 것이고 예금경로는 시중금리가 하락하면서 여유자금이 많아진 은행이 운용자산을 늘린다는 것이다.

제4장 은행단위(bank-level) 실증분석

본 절에서는 은행단위 자료를 활용하여 통화정책의 예금경로에 관한 실증분석을 수행한다. 특히 예금경로를 구성하는 두 가지 세부적인 부분경로에 관해 다음과 같이 분석하기로 한다.

첫째, 예금이 대출에 미치는 영향을 분석하기 위해 (은행)패널 공적분 분석을 수행한다. 예금의 양과 대출의 양은 비정상 패널 변수(non-stationary panel variable)일 가능성이 매우 높아 전형적인 회귀분석을 수행할 경우 잘못된 분석결과(spurious regression)를 초래할 수 있다. 그러나 비정상 변수 사이에 공적분 관계(cointegration)가 존재할 경우 이는 이들 변수들이 장기적이고 안정적인 관계를 갖고 있음을 의미한다. 검정결과, 예금과 대출 사이에 이러한 공적분 관계가 존재할 가능성이 매우 큰 것으로 나타났다. 구체적인 공적분 관계식 추정은 후술하기로 한다.

둘째, 시중금리가 예금에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널 공적분 분석과 차분 회귀 분석의 두 가지 방법을 함께 사용한다. 두 가지 방법을 사용하는 이유는 검정결과 시중금리와 예금 간 공적분 관계가 존재한다고 볼 수도 있고 존재하지 않는다고 볼 수도 있기 때문이다. 즉, 어떤 검정통계량을 사용하면 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나고 다른 검정통계량을 사용하면 그렇지 않은 것으로 나타났다. 일단, 첫 번째 방법론에서는 공적분 관계가 존재한다고 가정하고 그 관계식을 추정하기로 한다. 다음으로, 두 번째 방법론에서는 공적분이 존재하지 않을 가능성을 고려하여 시중금리와 예금의 차분값(first difference)을 기준으로 회귀분석을 수행한다.

1. 자료

은행단위 실증분석을 위해 2002년 1분기부터 2019년 1분기까지 전체 32개 예금은행에 대한 패널 자료를 사용하였다. 패널 자료에는 콜금리, GDP 등 시계열 자료와 예금, 대출, 이자비용률, 이자수익률 등 은행 단위 패널자료가 포함되어 있다. 이러한 자료는 한국은행경제통계시스템과 금융감독원의 금융통계정보시스템을 통해 구축하였다. 대부분의 변수는 공개된 자료이나, 은행별 결제성예금과 순수저축성예금은 비공개 자료인데 금융감독원이 본 연구를 위해 제공해 주었다.

2. 예금경로의 부분경로 1: 예금과 대출의 관계

예금과 대출의 관계를 분석하기 위해 로그 원화예수금과 로그 원화대출금을 사용한다. 우리나라 예금은행에서는 원화예수금이 전체 예금의 대부분(91.7%)을 차지하며, 원화대출금도 전체 대출의 대부분(89.0%)을 차지한다.¹³⁾ 로그값을 사용하는 이유는 후술할 관계식 추정의 결과를 % 단위로 해석하기 위해서이다.

13) 예금은행이란 국내은행(시중은행, 지방은행, 특수은행)에서 예금을 취급하지 않는 수출입은행을 제외한 모든 은행을 통칭한다. 원화예수금의 전체 예금대비 비중과 원화대출금의 전체 대출대비 비중은 모두 금융통계정보시스템의 자료를 토대로 2019년말 기준으로 산출한 수치이다.

로그 원화예수금과 로그 원화대출금의 관계에 경제적으로 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수로는 차입부채, 자기자본, 콜금리, 이자비용률, 이자수익률, 물가상승률, 동행지수 순환변동치, 주택지수상승률 등이 있다. 먼저, 주로 은행채 및 차입금으로 구성된 차입부채의 경우 시장성 수신으로서 예금 다음으로 대출을 위한 주요 재원으로 활용된다고 알려져 있어 예금과 대출의 관계 추정 시 필수적으로 고려해야할 변수인 것으로 판단된다. 자기자본 또한 대출 재원으로 활용될 것이라고 예상할 수도 있으나, 오히려 자본은 건전성을 관리하기 위한 위기대응여력으로서 보유할 뿐, 대출에 적극적으로 활용하지 않는다는 반론도 많다. 한편, 콜금리는 신용경로와 예금경로 모두를 통해서 대출에 영향을 미칠 수 있으므로 분석에서 고려해야할 핵심 변수이다. 이자비용률(=총자산 대비 이자비용의 비율)과 이자수익률(=총자산 대비 이자수익의 비율)은 각각 예금과 대출의 금리를 대표한다는 점에서, 물가상승률은 명목금리 결정요인이라는 점에서 관련성이 있다. 경기 상황도 대출을 결정하는 요인일 것이므로 동행지수 순환변동치를 고려할 필요가 있고 주택지수상승률은 대출의 상당수를 차지하는 부동산 담보대출과 밀접하게 관련될 것이다.

<표 4-1> 시계열 변수 단위근 검정 결과¹⁾

변수명	수준(level) 에 대한 P값 ²⁾	차분(difference) 에 대한 P값 ²⁾	판단
콜금리(1일물)	0.2759	0.0001	I(1)
물가상승률(CPI)	0.3038	0.0000	I(1)
로그 명목GDP	0.3287	0.0095	I(1)
주택지수상승률 (전년동기 대비)	0.0045	0.0001	I(0)
동행지수 순환변동치	0.0027	0.0000	I(0)

주 1) 귀무가설은 단위근이 존재한다는 것임.

2) I(1)이란 변수의 수준(level)은 비정상 변수이나 변수의 차분(first difference)은 정상변수인 변수를 의미

3) 증강 디키-풀러(Augmented Dickey-Fuller) 시계열 단위근 검정법을 사용하였으며 검정통계량(test statistics)인 Z(t)에 대한 맥키논(MacKinnon) 근사 P값을 산출하였음.

<표 4-2> 패널 변수 단위근 검정 결과¹⁾

변수명	수준(level) 에 대한 P값 ²⁾	차분(difference) 에 대한 P값 ²⁾	판단
이자비용률	0.9821	0.0000	I(1)
이자수익률	0.9912	0.0000	I(1)
로그 원화예수금	1.0000	0.0000	I(1)
로그 원화대출금	0.4532	0.0000	I(1)
로그 차입부채	0.1349	0.0000	I(1)
로그 자기자본	0.0109	0.0000	I(0)
총자산 성장률	0.0000	0.0000	I(0)

주 1) 귀무가설은 모든 패널에 단위근이 존재한다는 것임. 대체가설은 적어도 하나의 패널에 단위근이 존재하지 않는다는 것임.

2) I(1)이란 변수의 수준(level)은 비정상 변수이나 변수의 차분(first difference)은 정상변수인 변수를 의미

3) 증강 디키-풀러(Augmented Dickey-Fuller) 패널 단위근 검정방법을 사용하였으며 검정통계량(test statistic)은 Inverse normal Z를 사용하였음.

<표 4-1>과 <표 4-2>는 상기 변수들에 대해 단위근(unit root) 검정을 수행한 결과이다. 검정결과, 핵심변수인 로그 원화대출금과 로그 원화예수금은 단위근이 존재하는 비정상 변수인 것으로 판단된다. 또한 로그 차입부채, 콜금리, 이자비용률, 이자수익률, 물가상승률도 단위근이 존재하는 비정상 변수인 것으로 판단된다. 반면, 로그 자기자본 등 그 외의 변수들은 단위근 검정 결과 정상변수인 것으로 판단된다. 공적분에 관한 계량경제학 문헌에서는 공적분 분석 시 관련 있는 비정상 변수는 통제변수로 포함시켜야 하는 반면, 정상변수는 포함하지 않더라도 추정통계량의 일관성(consistency)에 문제가 없다는 것이 잘 알려져 있다(Engle and Granger (1987)). 따라서 아래의 공적분 분석에서는 비정상 변수로 판정된 변수만 통제변수에 포함시키기로 한다.

<표 4-3> 패널 공적분 검정 결과: 예금과 대출의 관계

기본적으로 고려하는 변수: 로그 원화예수금, 로그 원화대출금, 로그 차입부채				
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
추가변수 ¹⁾	없음	콜금리	콜금리 이자비용률 이자수익률	콜금리 이자비용률 이자수익률 물가상승률
$P_{\text{값}}$ (그룹 PP ²⁾)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$P_{\text{값}}$ (그룹 ADF ²⁾)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0039
$P_{\text{값}}$ (카오 ADF ³⁾)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: 1) 모든 모형에서 기본적으로 로그 원화예수금, 로그 원화대출금, 로그 차입부채를 공적분 고려 대상 변수로 포함한 가운데, 각 모형에 따라 추가로 고려하는 변수는 상이함.

2) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는다는 것임. 대체가설은 공적분이 존재하되 공적분 계수는 각 패널이 서로 다를 수도 있다는 것임. $P_{\text{값}}$ 은 검정통계량인 그룹 PP(필립스-페론)와 그룹 ADF(증강 디키-풀러)에 대하여 각각 산출

3) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는다는 것임. 대체가설은 공적분이 존재하되 공적분 계수는 각 패널이 서로 동일하다는 것임. $P_{\text{값}}$ 은 카오(Kao) ADF 통계량에 대하여 산출

이상의 비정상 변수들을 대상으로 패널 공적분 관계가 존재하는지 검정한 결과, 공적분 관계가 존재할 가능성이 매우 큰 것으로 판단된다(<표 4-3> 참조). 먼저 핵심변수인 로그 원화대출금과 로그 원화예수금 및 로그 차입부채만을 고려한 가장 단순한 모형(모형 1)에서는 공적분이 존재하지 않는다는 가설이 필립스 페론(Philips-Perron) 및 증강 디키-풀러(Augmented Dickey Fuller) 검정법과 카오(Cao ADF) 검정법에서 공히 0.01% 유의수준에서 기각되었다. 따라서 예금과 대출 간 패널 공적분 관계가 존재할 가능성이 매우 큰 것으로 판단된다. 모형 2부터 모형 4까지는 그 밖에 콜금리, 이자비용률, 이자수익률, 물가상승률을 통제변수로 추가했는데, 공적분 관계가 강하게 존재할 것이라는 결과는 동일했다.

로그 원화예수금과 로그 원화대출금이 다양한 모형에서 공히 공적분 관계가 있는 것으로 판단됨에 따라 이러한 공적분 관계를 추정할 필요가 있을 것이다. 추정방법은 아래의 식 (11)과 같은 패널동태적최소자승법(Panel Dynamic-OLS)이다(Pedroni (2001) 참조). Stock and Watson(1993)에 따르면 종속변수와 독립변수가 모두 단위근이 있는 비정상 ‘시계열’ 변수(I(1))일 때, 최소자승모형(OLS)을 추정하되 독립변수의 차분의 선행변수(leads)와 후행변수(lags)를 통제변수에 포함시키

면 독립변수에 대한 최소자승추정량(OLS estimator)은 일치성(consistency)의 조건을 충족시킨다. 이러한 추정방법을 동태적최소자승법(Dynamic-OLS, 간단히 D-OLS)이라고 하는데, Kao and Chiang(2000)은 D-OLS를 시계열 자료 뿐 아니라 패널 자료에 확대 적용하는 추정방법을 개발했으며 이를 패널동태적최소자승법(Panel Dynamic-OLS)이라고 한다. 아래의 모형에서 $y_{i,t}$ 는 로그 원화대출금이고 $x_{i,t}$ 는 로그 원화예수금 및 그 외 통제변수들로 구성된 벡터이며 $\Delta x_{i,t+q}$ 는 로그 원화예수금 및 그 외 통제변수들의 차분들로 구성된 벡터이다. 이때 q 는 당해 차분벡터의 선행 또는 후행변수를 의미한다.

$$(11) \ y_{i,t} = \theta + \beta' x_{i,t} + \sum_{q=-a_i}^{b_i} \gamma_i' \Delta x_{i,t+q} + \epsilon_{i,t}, \quad (a_i, b_i \text{는 자연수})$$

<표 4-4> 패널 공적분 추정 결과: 예금과 대출의 관계

종속변수 ^{*)} : 로그 원화대출금				
독립변수 ^{*)}	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
로그 원화예수금	0.8578*** ¹⁾ (0.0157) ²⁾	0.7878*** (0.0245)	0.7335*** (0.0263)	0.7383*** (0.0276)
로그 차입부채	0.3727*** (0.0177)	0.3954*** (0.0188)	0.3849*** (0.0207)	0.3805*** (0.0216)
콜금리		-0.0314*** (0.0084)	-0.0371** (0.0148)	-0.0409*** (0.0155)
이자비용률			0.0607** (0.0305)	0.0344 (0.0331)
이자수익률			-0.0706*** (0.0183)	-0.0452** (0.0197)
물가상승률				-0.0035 (0.0083)
표본수	1,129	1,122	1,094	1,092

주 1) 패널동태적최소자승법(Panel Dynamic OLS)을 사용한 결과

2) ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차이며, **, ***는 각각 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미.

3) 공적분 관계는 비정상 변수들 간 장기균형 관계를 나타내는 것으로 어떤 변수가 종속변수이고 어떤 변수가 독립변수인지 계량모형만으로 판단하기는 어려움. 따라서 이론모형을 토대로 종속변수와 독립변수를 판단할 필요.

패널동태적최소자승법을 사용한 결과, 구체적인 추정모형(model specifications)에 따라 다소 상이하지만 원화예수금이 1% 증가하면 원화대출금은 대체로 0.8% 내외로 증가하는 것으로 나타났다(<표 4-4> 참조). 먼저 가장 간단한 모형 1에서는 로그 원화대출금에 대한 로그 원화예수금의 공적분 계수가 0.8578로 추정되었고 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 모형 2부터 4의 경우에는 추정치가 0.7335에서 0.7878로서 다소 낮았으나 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 또한 대출의 가격으로서 대출과 음의 관계가 예상되는 이자수익률, 기준금리를 반영하는 지표로서 대출과 음의 관계가 예상되는 콜금리, 또 다른 대출재원으로서 대출과 양의 관계가 예상되는 차입부채 등 주요 통제변수의 부호에 대한 추정결과도 이론적인 예상과 일치하여 공적분 모형 구성에 심각한 오류는 없는 것으로 사료된다.

이러한 추정결과는 예금이 대출을 거의 1대1에 가까운 수준으로 증가시킨다는 예상과 부합한다. 물론 공적분 관계는 독립변수와 종속변수 간 장기적 상관관계를 나타낼 뿐 어느 변수가 어느 변수에 인과관계 측면에서 영향을 미치는지 파악하기는 어려우므로 단순히 공적분 추정 결과만으로 예금이 대출을 증가시킨다는 판단을 내리기는 어렵다.¹⁴⁾ 그러나 적어도 예금이 대출을 증가시킨다는 이론적, 실무적인 예상에 부합하는 발견이라고 볼 수는 있을 것이다.

한편, 차입부채가 1% 증가하면 원화대출금이 0.38% 내외로 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 예금이 차입부채보다 중요한 대출재원이라는 인식에 부합하는 발견이다. 추정결과에 따르면 자금 1단위를 예금으로 조달하면 이중 0.8단위를 대출에 사용하지만 동일한 규모의 자금을 시장성 수신을 통해 조달하면 이중 0.38단위만 대출에 사용한다는 것이다. 예금이 시장성 수신에 비해 대출재원 측면에서 최소 2배 이상의 중요성이 있는 것으로 확인되었다.

또한, 콜금리가 1%p 증가하면 원화대출금이 추정모형에 따라 3.14%에서 4.09%까지 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 통화정책의 신용경로의 크기와 밀접한 관련이 있다. 기준금리가 인하되어 시중금리가 하락하면 차주의 위험과 금리부담이 감소하여 대출 건전성이 개선되므로 은행은 대출을 보다 적극적으로 취급하게 되고 그 결과 대출이 확대된다는 것이 통화정책의 신용경로이다. 전술한 바와 같이 이러한 신용경로는 시중금리 변동이 대출에 직접적으로 미치는 영향과 관계된 것이며, 시중금리 변동이 은행의 자금조달을 통해 대출에 간접적으로 미치는 영향과는 무관하다. 상기의 공적분 분석에서도 로그 원화예수금이나 차입부채 등 주요 대출재원을 통제한 상황에서 콜금리와 로그 원화대출금 사이의 관계를 분석했으므로 콜금리에 대한 계수 추정치는 신용경로의 정도를 반영한다고 볼 수 있을 것이다.

한편, 강건성 분석의 차원에서 자기자본을 통제하고 공적분 관계를 분석하더라도 결과에 차이가 없었다. 자기자본은 단위근 검정 결과 정상변수인 것으로 나타나 기술적으로는 공적분 관계에서 고려할 필요가 없지만, 대출과의 관련성을 경제적으로 무시할 수 없다는 의견도 있으므로 통제변수로 고려하였다. 그 결과 관심변수인 로그 원화예수금과 로그 차입부채의 계수 추정치는 거의 동일했고 1% 수준에서 유의했으나, 자기자본의 계수 추정치는 10% 수준에서도 유의하지 않은 것으로 나타났다.

3. 예금경로의 부분경로 2: 시중금리와 예금의 관계

시중금리와 예금(원화예수금)의 관계에 경제적으로 영향을 미칠 것이라고 판단되는 주요변수는 명목GDP, 이자비용률, 이자수익률, 추가상승률, 주택지수상승률, 동행지수 순환변동치 등이 있다. 이중 가장 중요한 변수는 국민의 소득수준을 반영하는 명목GDP이다. 원화예수금은 여타의 금융상품과는 달리 국민의 소득수준과 밀접한 관계가 있다. 지급결제를 위한 금융서비스로서의

14) 이러한 측면에서 종속변수와 독립변수라는 표현도 엄밀한 의미에서는 적절하지 않으며, 공적분 관계식에서 정규화를 통해 등호의 왼쪽에 있는 변수와 오른쪽에 있는 변수라고 표현하는 것이 정확하다. 다만 본 연구에서는 표현의 편의상 종속변수, 독립변수라는 표현을 사용하고 있다. 또한 본 연구에서는 이론적 틀을 제공하고 있어 종속변수와 독립변수를 이론적인 측면에서 선정할 수는 있다.

특성이 강하기 때문에 소득이 높을수록 예수금이 거의 1대1에 가까운 관계로 증가하는 경향이 있을 것으로 예상된다. 국민들은 소득의 상당 부분을 일단 예금에 예치한 후 여타 금융상품이나 실물자산으로 이동시킬지 여부를 결정할 것이기 때문이다. 이러한 이유로 인해 Hahm et al.(2013)은 원화예수금을 은행의 핵심부채(core liabilities)로 분류하고, 은행들이 원화예수금은 비핵심부채인 은행채나 차입금과는 달리 실물경제 성장세 이상으로 확대하기 어렵다는 것을 밝히고 있다. 또한 계량적인 측면에서도 <표 4-1>에 따르면 로그 명목GDP는 단위근이 있는 비정상 시계열 변수인 것으로 판단되므로 공적분 분석에 포함될 필요가 있다.

그 밖에 이자비용률과 이자수익률은 은행들이 예금을 조달하여 얻게 되는 수익인 예대마진을 반영한다는 측면에서, 주가상승률이나 주택지수상승률은 예금의 대체투자처의 수익률을 반영한다는 측면에서, 동행지수 순환변동치는 경기와 예금 사이의 관계를 통제한다는 측면에서 고려할 필요가 있다. 다만 주가상승률과 주택지수상승률 및 동행지수 순환변동치는 모두 단위근 검정결과 정상 시계열 변수인 것으로 파악되므로 공적분 분석에는 포함시킬 필요가 없다.

원화예수금과 콜금리 간 공적분 관계가 존재하는지 검정한 결과, 존재할 것이라는 결과와 그렇지 않을 것이라는 결과가 혼재되어 나타났다(<표 4-5>). 로그 원화예수금과 콜금리에 주요 변수인 로그 명목GDP를 포함한 상태에서 통제변수로서 이자비용률, 이자수익률, 물가상승률을 더 추가하느냐에 따라 네 개의 추정모형(model specifications)을 구성하였다. 먼저 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대하여 공적분이 존재하되 공적분 계수가 각 패널 별로 서로 다를 수 있다는 대체가설을 고려하는 검정방법인 그룹 필립스-페론(Philips-Perron) 및 그룹 증강 디키-풀러(Augmented Dickey Fuller) 검정법을 사용한 결과 모형 2와 3에서는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났으나 모형 1과 4에서는 검정법에 따라 존재한다는 결과와 그렇지 않다는 결과가 혼재했다. 또한, 공적분이 존재하되 공적분 계수가 각 패널 별로 동일하다는 대체가설을 고려하는 카오(Cao) 검정법을 사용한 결과 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되지 않았다.

<표 4-5> 패널 공적분 검정 결과: 예금과 시중금리의 관계

기본적으로 고려하는 변수: 로그 원화예수금, 콜금리, 로그 명목GDP				
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
추가변수 ¹⁾	없음	이자비용률	이자비용률 이자수익률	이자비용률 이자수익률 물가상승률
P값 (그룹 PP ²⁾)	0.2416	0.0014	0.0000	0.0000
P값 (그룹 ADF ²⁾)	0.0967	0.0549	0.0323	0.1316
P값 (카오 ADF ³⁾)	0.2869	0.2114	0.2151	0.2332

주 1) 모든 모형에서 기본적으로 로그 원화예수금, 콜금리, 로그 명목GDP를 공적분 고려 대상 변수로 포함한 가운데, 각 모형에 따라 추가로 포함하는 변수는 상이함.

2) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는다는 것임. 대체가설은 공적분이 존재하되 공적분 계수는 각 패널이 서로 다를 수 있다는 것임. P값은 검정통계량인 그룹 PP(필립스-페론)와 그룹 ADF(증강 디키-풀러)에 대하여 각각 산출

3) 귀무가설은 공적분이 존재하지 않는다는 것임. 대체가설은 공적분이 존재하되 공적분 계수는 각 패널이 서로 동일하다는 것임. P값은 카오(Kao) ADF 통계량에 대하여 산출

로그 원화예수금과 콜금리 간 공적분 관계가 존재할 수도 있고 존재하지 않을 수도 있으므로 이하의 내용에서는 전술한 바와 같이 두 개의 상이한 분석방법을 사용하기로 한다. 첫째 분석방법은 공적분 관계가 존재한다고 가정하고 패널동태적최소자승법을 통해 공적분 관계식을 추정하는 방법이다. 둘째 분석방법은 공적분 관계가 존재하지 않는다고 가정하고 비정상 변수들의 차분을 취하여 정상화한 후, 차분 회귀분석을 수행하는 방법이다.

가. 패널동태적최소자승법

<표 4-6>은 공적분 관계가 존재할 가능성을 고려하여 패널 공적분 관계를 추정한 결과이다. 패널동태적최소자승법(Panel Dynamic OLS)을 활용하여 다양한 추정모형(model specifications)에 대하여 분석을 수행하였다. 추정결과 콜금리가 1%p 상승하면 원화예수금은 추정모형에 따라 작게는 4.84%, 많게는 6.39%까지 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 추정치는 어떤 추정모형을 사용하더라도 5% 수준에서 통계적으로 유의했다(모형 1에서는 1% 수준에서 유의). 중요한 통제변수인 로그 명목GDP의 계수는 1에 가까운 양수인 것으로 나타나, 소득이 1단위 증가하면 원화예수금도 1단위 정도 증가한다는 이론적인 예상과 부합한다.

<표 4-6> 패널 공적분 추정 결과: 예금과 시중금리의 관계

종속변수 ¹⁾ : 로그 원화예수금				
독립변수 ³⁾	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
콜금리	-0.0639*** ¹⁾ (0.0124) ²⁾	-0.0547** (0.0225)	-0.0545** (0.0228)	-0.0484** (0.0231)
로그 명목GDP	1.1415*** (0.0621)	1.1228*** (0.0776)	1.1189*** (0.0800)	1.1405*** (0.0798)
이자비용률		-0.0152 (0.0288)	-0.0182 (0.0480)	-0.0323 (0.0472)
이자수익률			0.0055 (0.0339)	0.0292 (0.0332)
물가상승률				-0.0234* (0.0127)
표본수	1,144	1,106	1,101	1,100

주 1) 패널동태적최소자승모형(Panel Dynamic OLS)을 추정한 결과

2) ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차이며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미.

3) 공적분 관계는 비정상 변수들 간 장기균형 관계를 나타내는 것으로 어떤 변수가 종속변수이고 어떤 변수가 독립변수인지 계량모형 만으로 판단하기는 어려움. 따라서 이론모형을 토대로 종속변수와 독립변수를 판단할 필요.

상기와 같이 콜금리와 로그 원화예수금 사이에 부의 관계가 나타나는 이유는 무엇일까? 제3장의 이론분석에서는 예금시장에서 은행의 시장력이 높아서 예금금리의 시중금리에 대한 민감도(즉, 예금금리 베타)가 충분히 낮은 경우 시중금리가 상승할 때 예금이 축소된다는 것을 보였다. 황순주(2020)은 실증적으로도 예금금리의 시중금리에 대한 민감도가 낮은지 여부를 분석했다. 먼저 예금금리를 대표하는 지표인 예수금 이자비용률(=총자산 대비 예수금에 대한 이자비용의 비율)과 콜금리 사이에 공적분 관계가 존재하는지 여부를 검정한 결과, 공적분의 존재 가능성이 매

우 큰 것으로 나타났다. 다음으로 공적분 관계식을 패널동태적최소자승법을 통해 추정한 결과 예금금리 베타는 구체적인 추정모형(model specifications)에 따라 다르지만 대체로 0.57 수준인 것으로 나타났다. 즉, 콜금리가 1%p 하락(상승)하면 예금금리는 그 절반 수준에 불과한 0.57%p 만 하락(상승)한다는 것이다. 0.57이라는 수치가 얼마나 낮은지는 확정적으로 판단하기 어려우나, 채권을 비롯한 비예금 투자수단의 수익률이 시중금리에 1대1 또는 그 이상으로 민감하게 변동한다는 것을 고려할 때, 상대적으로 매우 낮은 수치인 것으로 사료된다. 결과적으로 이상의 이론 및 실증분석 결과는 상호 부합하는 것으로 판단된다.

지금까지 예금경로의 두 개의 부분경로인 예금과 대출의 관계 및 시중금리와 예금의 관계를 실증적으로 분석했다. 이러한 두 개의 분석결과를 서로 조합하면 시중금리 변동이 예금을 통해 대출에 미치는 효과인 예금경로의 크기를 파악할 수 있다. <표 4-7>은 이상의 공적분 분석을 토대로 통화정책의 예금경로와 신용경로의 크기를 추정한 결과이다. 예금경로의 크기를 추정하기 위해 콜금리와 로그 원화예수금 간 공적분 분석으로 추정된 콜금리 계수를 로그 원화예수금과 로그 원화대출금 간 공적분 분석으로 추정된 원화예수금 계수에 곱하였다. 예컨대, 모형 1의 경우, 콜금리가 1%p 상승하면 원화예수금이 6.39% 감소하는 것으로 추정되었고 원화예수금이 1% 감소하면 원화대출금이 0.86% 감소하는 것으로 추정되었으므로 콜금리의 1%p 상승은 최종적으로 원화대출금의 5.48% 하락으로 이어진다고 판단된다. 동일한 방식으로 모형 2~4에서는 콜금리가 1%p 상승하면 예금경로를 통해 원화대출금이 3.57%에서 4.31% 하락하는 것으로 추정되었다. 한편, 콜금리와 원화대출금 간 공적분 분석을 통해 추정된 콜금리 계수에 따르면 콜금리가 1%p 상승하면 신용경로를 통해 원화대출금이 3.14%에서 4.09% 감소하는 것으로 판단된다. 결과적으로 예금경로와 신용경로의 상대적인 크기는 서로 비슷한 가운데, 모형 2와 3에서는 예금경로의 크기가 신용경로에 비해 다소 컸다.

<표 4-7> 예금경로와 신용경로의 정도

경로	계수 추정치 ¹⁾			
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
콜금리 ~ 예수금 ²⁾	-0.0639	-0.0547	-0.0545	-0.0484
예수금 ~ 대출금 ²⁾	0.8578	0.7878	0.7335	0.7383
예금경로 정도 ³⁾	-5.48%	-4.31%	-4.00%	-3.57%
신용경로 정도 ³⁾		-3.14%	-3.71%	-4.09%

주 1) 패널동태적최소자승모형(Panel Dynamic OLS)을 추정한 결과

2) '콜금리 ~ 예수금'은 로그 원화예수금에 대한 콜금리의 공적분 계수 추정치이고 '예수금 ~ 대출금'은 로그 원화대출금에 대한 로그 원화예수금의 공적분 계수 추정치임.

3) '예금경로 정도'는 '콜금리 ~ 예수금'에 대한 추정치에 '예수금 ~ 대출금'에 대한 추정치를 곱한 값이고, '신용경로 정도'는 로그 원화대출금에 대한 콜금리의 공적분 계수 추정치임.

다. 차분 회귀분석

이하의 내용에서는 콜금리와 원화예수금 간 공적분 관계가 존재하지 않을 가능성을 고려하여 양대 변수의 차분(first difference)을 대상으로 회귀분석을 수행한다. 차분 회귀분석의 정당성은 다음과 같이 설명될 수 있다. 콜금리가 1단위 증가하면 로그 원화예수금이 β 단위 증가하는 인과 관계가 존재하다고 가정하자. 즉, 다음의 관계식이 사실이라고 가정하자. 여기서 $y_{i,t}$ 는 로그 원화예수금이고 x_t 는 콜금리이다.

$$(12) \quad y_{i,t} = \alpha + \beta x_t + \epsilon_{i,t}$$

설명의 편의를 위해 두 변수 간 관계에 영향을 미치는 다른 변수는 없다고 가정하자. 만약 식 (12)가 성립한다면, $y_{t-1,i}$ 는 ' $\alpha + \beta x_{t-1} + \epsilon_{t-1}$ '과 동일하므로 상기 식의 좌우항에서 각각 $y_{t-1,i}$ 와 ' $\alpha + \beta x_{t-1} + \epsilon_{t-1}$ '을 차감하면 다음과 같은 관계식이 성립한다. 여기서 $\Delta y_{t,i}$ 는 $y_{t,i}$ 의 차분(아래의 내용에서는 차분 또는 증감이라고 표현)인 ' $y_{t,i} - y_{t-1,i}$ '를 나타내고 Δx_t 와 $\Delta \epsilon_{t,i}$ 역시 x_t 와 $\epsilon_{t,i}$ 의 차분이다.

$$(13) \quad \Delta y_{t,i} = \beta \Delta x_t + \Delta \epsilon_{t,i}$$

그런데 단위근 검정 결과 콜금리와 로그 원화예수금은 I(1) 변수인 것으로 판단되므로 각각의 차분은 단위근이 존재하지 않는 정상변수인 것으로 보인다. 따라서 두 변수의 차분에 대하여 회귀 분석을 수행하여 β 를 추정하면 그 추정량은 일치성(consistency)의 조건을 충족시키는 등 계량경제학적으로 신뢰할 수 있고(단 내생성 문제가 없을 경우), 그 의미도 콜금리 1단위 변동(콜금리의 차분의 1단위 변동이 아니라)이 초래하는 원화예수금의 % 단위 변동(원화예수금의 차분의 % 단위 변동이 아니라)으로 해석할 수 있다.

이러한 계량경제학적인 정당성을 근거로 하여, 이하의 내용에서는 아래의 차분 회귀모형을 추정하기로 한다. 여기서 $\Delta y_{t,i}$ 는 전년동기 대비 로그 원화예수금의 증감을 나타내고 Δx_t 는 전기 대비 콜금리의 증감을 나타내며 $z_{t,i}$ 는 다양한 통제변수를 나타낸다. 원화예수금은 계절성이 중요하므로 전년동기 대비 증감을 고려했고 콜금리는 계절성보다는 즉각적인 변동이 중요하므로 전기 대비 증감을 고려했다. 그러나 강건성 분석 차원에서 두 변수 모두에 대하여 전년동기 대비 증감이나 전기대비 증감을 고려하더라도 추정결과에 큰 차이는 없었다.

$$(14) \quad \Delta y_{t,i} = \beta \Delta x_t + \gamma' z_t + \Delta \epsilon_{t,i}$$

차분 회귀식의 추정을 위해 세 개의 추정모형(model specifications)을 고려하였다. 모든 모형에서 연도 및 은행 고정효과를 통제한 가운데, 모형 1은 가장 단순하게 여타의 통제변수 없이 콜금리가 로그 원화예수금에 미치는 효과를 추정했고, 모형 2는 공적분 분석에서 고려했던 통제변수

들을 추가했으며, 여기에 모형 3은 그 외 주가지수 상승률, 주택지수 상승률, 동행지수 순환변동치를 추가했다. 공적분 분석에서는 단위근이 있는 I(1) 변수들만 고려해도 원화예수금과 콜금리의 관계를 분석하는데 계량경제학적으로 문제가 없으나, 회귀분석에서는 추정의 오류를 방지하기 위해 정상변수라 할지라도 원화예수금 및 콜금리와 경제적으로 관련이 있는 변수들은 포함할 필요가 있을 것이다.

추정결과, 콜금리가 1%p 증가하면 로그 원화예수금은 약 3.52% 감소하는 것으로 나타났다(<표 4-8> 참조). 모든 모형(model specifications)에서 콜금리의 계수 추정치는 음수였고 이러한 추정치는 1% 수준 또는 5% 수준에서 통계적으로 유의했다. 특히 중요 변수들을 모두 통제한 모형 3에서 추정치는 1% 수준에서 유의했다. 이러한 추정치는 공적분 분석을 통한 추정치에 비해 1%p 정도 작은 수준이다(<표 4-6> 참조). 여타 통제변수의 계수에 대한 추정치도 대체로 이론적인 예상과 부합하여 추정모형이 비교적 적절하게 구성된 것으로 판단된다. 물가상승률(증감)이 증가할수록 예금에 가입하기 보다는 실물자산을 구입하거나 소비하는 것이 보다 경제적이고 소득이 증가할수록 예금이 늘기 마련인데 물가상승률 증감과 로그 명목 GDP의 계수 추정치가 각각 음수, 양수여서 이러한 이론적 예상에 부합했다.

<표 4-8> 차분 회귀분석 결과

종속변수: 로그 원화예수금 증감			
독립변수	모형 1	모형 2	모형 3
콜금리 증감	-0.0294** (0.0116)	-0.0346*** (0.0102)	-0.0352*** (0.0111)
이자비용률 증감		0.0429 (0.0269)	0.0458 (0.0268)
이자수익률 증감		0.0052 (0.0083)	0.0004 (0.0086)
물가상승률 증감		-0.0131** (0.0052)	-0.0104* (0.0051)
로그 명목GDP 증감		1.4584*** (0.1637)	0.8435* (0.4614)
주가지수 상승률			-0.0017 (0.0002)
주택지수 상승률			0.0034** (0.0013)
동행지수 순환변동치			0.0002 (0.0006)
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
은행 고정효과	Yes	Yes	Yes
표본수	1,126	1,126	1,126
R-squared	0.5430	0.5760	0.5793

주 1) 로그 원화예수금 증감은 전년동기 대비 로그 예수금의 증감치를 나타냄. 콜금리 증감은 콜금리(1일물)의 전기 대비 증감치를 나타냄. 이자비용률 증감, 이자수익률 증감, 물가상승률 증감은 전기 대비 증감치임. 로그 GDP 증감은 전년동기 대비 로그 GDP 증감치이며 주가지수 상승률은 전기 대비 KOSPI 지수 상승률이며 주택지수 상승률은 전년동기 대비 주택 매매가격 종합지수 상승률임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미. ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차(각 은행에 대한 Clustered Robust Standard Error)임.

상기 회귀분석에서는 경제학적인 이유로 콜금리 전기대비 증감이 로그 원화예수금의 전년동기 대비 증감에 미치는 효과를 추정하였다. 그러나 계량경제학적인 이유로 차분 기간을 일치시킬 필요가 제기될 수 있을 것이다. 이에 따라 <표 4-9>에서는 강건성 분석 차원에서 전년동기 대비 콜금리 증감이 로그 원화예수금의 전년동기 대비 증감에 미치는 효과를 추정했는데, 콜금리가 1%p 증가할 때 원화예수금은 4.57% 감소하는 것으로 나타나(모형 3 기준) 이전의 분석결과에 비해 큰 차이가 없었다.

<표 4-9> 차분 회귀분석 결과: 전년동기 대비 증감을 고려

종속변수: 로그 원화예수금 증감			
독립변수	모형 1	모형 2	모형 3
콜금리 증감	-0.0532*** (0.0141)	-0.0485*** (0.0118)	-0.0457*** (0.0138)
이자비용률 증감		0.0145 (0.0187)	0.0127 (0.0212)
이자수익률 증감		-0.0059 (0.0122)	-0.0050 (0.0138)
물가상승률 증감		0.0043 (0.0044)	0.0029 (0.0044)
로그 GDP 증감		1.4666*** (0.1874)	0.9236 (0.5592)
주가지수 증감			-0.00004*** (0.00001)
주택지수 상승률			0.0055** (0.0020)
경기동행지수 순환변동치			-0.0002 (0.0010)
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
은행 고정효과	Yes	Yes	Yes
표본수	1,144	1,144	1,144
R-squared	0.5510	0.5815	0.5927

주 1) 로그 원화예수금 증감, 콜금리 증감, 이자비용률 증감, 이자수익률 증감, 물가상승률 증감, 로그 GDP 증감, 주가지수 증감, 주택지수 상승률은 모두 전년동기 대비 증감치임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미. ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차(각 은행에 대한 Clustered Robust Standard Error)임.

지금까지 이루어진 차분 회귀분석 결과에 대한 반론으로 교란변수(confounding variables)의 존재 가능성이 제기될 수도 있다. 즉, 콜금리 증가가 예수금 감소를 초래한 것이 아니라 제3의 변수가 존재하여 콜금리와 예수금에 각각 영향을 미친 결과 콜금리와 예수금 사이에 음의 상관관계가 나타났을 뿐이라는 것이다. 이러한 제3의 변수의 예로는 경기상황이 존재할 수 있다. 경기가 나빠지면 중앙은행은 보통 기준금리를 내리고 이에 따라 시중금리도 하락하는데, 또 한편으로는 경기 하락으로 대체투자처의 수익률이 낮아지면서 투자자들이 예금을 늘렸을 것이라는 예상도 가능하다. 그 외에도 다양한 교란변수가 존재할 수 있으나 이 모든 것을 통제하기란 쉬운 일은 아니다.

본 연구에서는 이러한 반론에 대해 제한적이거나 두 가지 방식으로 대응하였다. 첫째, 경기와 소득을 반영하는 중요 변수인 동행지수 순환변동치와 로그 명목GDP를 통제변수로 고려한 것으로 이는 상기 분석에 이미 반영되어 있다. 두 번째로 <표 4-10>에서는 콜금리 증감이 1분기 이후

의 로그 원화예수금 증감에 미치는 효과를 분석하였다. 1분기의 시차를 뒀으로써 제한적이거나 교란변수의 영향을 줄이려는 시도이다. 분석결과 가장 많은 변수를 통제한 모형 3에서 콜금리가 당해 분기에 1% 증가할 때 원화예수금이 1분기 이후 3.98% 감소하는 것으로 추정되었고 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 이러한 추정결과는 콜금리 변동 시점과 예수금 변동 시점이 동일했던 이전의 분석결과와 상당히 유사한 것으로 나타나 교란변수의 영향이 추정에 중요한 영향을 미쳤다고 보기는 다소 어려운 것으로 판단된다.

<표 4-10> 차분 회귀분석 결과: 1분기 이전 콜금리 증감을 고려

종속변수: 로그 원화예수금 증감			
독립변수	모형 1	모형 2	모형 3
콜금리 증감 (1분기 전)	-0.0127 (0.0111)	-0.0287** (0.0121)	-0.0398*** (0.0130)
이자비용률 증감		0.0625* (0.0305)	0.0699** (0.0297)
이자수익률 증감		-0.0036 (0.0094)	-0.0064 (0.0093)
물가상승률 증감		-0.0156** (0.0058)	-0.0128** (0.0058)
로그 GDP 증감		1.3935*** (0.1570)	0.9351* (0.4568)
주가지수 상승률			-0.0006** (0.0002)
주택지수 상승률			0.0043*** (0.0014)
경기동행지수 순환변동치			-0.0001 (0.0006)
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
은행 고정효과	Yes	Yes	Yes
표본수	1,108	1,108	1,108
R-squared	0.5440	0.5702	0.5746

주 1) 로그 예수금 증감은 전년동기 대비 로그 예수금의 증감치를 나타냄. 콜금리 증감(1분기 전)은 콜금리(1일물)의 전기 대비 증감치의 1분기 이전 값을 나타냄. 이자비용률 증감, 이자수익률 증감, 물가상승률 증감은 전기 대비 증감치임. 로그 GDP 증감은 전년동기 대비 로그 GDP 증감치이며 주가지수 상승률은 전기 대비 KOSPI 지수 상승률이며 주택지수 상승률은 전년동기 대비 주택매매가격 종합지수 상승률임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미. ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차(각 은행에 대한 Clustered Robust Standard Error)임.

교란변수에 대한 상기의 두 가지 방식의 대응에도 불구하고 내생성 문제가 완벽하게 통제되지 않는 한 본 연구의 일정한 한계로 작용한다. 중앙은행은 기준금리를 결정할 때 수많은 요인을 고려하는데 이중 일부 요인은 예금에 직접적인 영향을 미칠 수도 있을 것이다. 이와 같은 수많은 요인을 모두 통제하지 않으면 내생성 문제가 완벽하게 해결되지는 않는다. 다만 이 같은 모든 요인을 통제하는 것은 현실적으로 불가능하므로 일부 중요 문제에 집중하여 이를 명시적으로 통제하는 접근방식도 일정한 의의가 있는 것으로 사료된다.

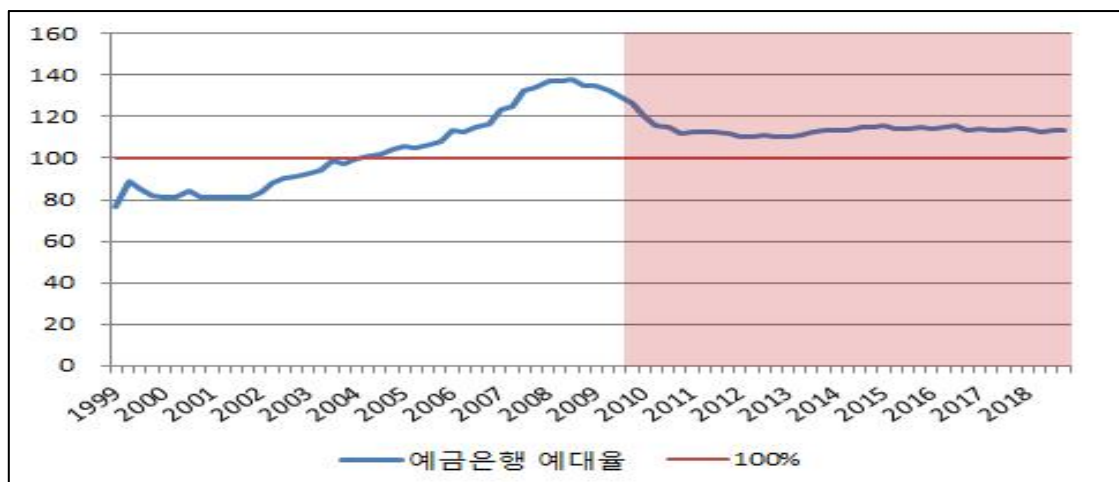
내생성 이슈와 관련하여 특히 중요한 문제는 상기 추정결과가 예금경로가 아닌 신용경로를 보여준 것에 불과할 수도 있다는 점이다. 콜금리의 하락이 예금수요를 확대한 것이 아니라, 일차적으로는 예금에 영향을 미치지 않았으나 차주의 부실위험이 감소하면서 은행의 대출기회

(lending opportunity, 건전성이 일정 수준 이상인 차주에 대한 대출기회)가 늘어났고 이에 따라 은행이 대출을 실제로 확대하면서 그 주된 재원인 예금도 늘었다는 반론이다. 즉, 콜금리와 예금 간 부의 관계는 신용경로가 성립하면서 부차적으로 관찰되는 상관관계에 불과할 뿐이라는 것이다. 이러한 반론에 대응하기 위해서는 은행의 대출기회를 효과적으로 통제하면서 콜금리와 예금 간 관계를 추정할 필요가 있을 것이다. 다만, 은행의 내부관계자가 아닌 외부연구진이 은행의 대출기회를 관찰하는 것은 사실상 불가능에 가깝고, 대출기회를 직접적이고 효과적으로 측정하는 지표도 찾기 어렵다.

그런데, 흥미롭게도 우리나라는 주요 선진국에서는 유례를 찾기 어려운 독특한 규제인 예대율 규제를 2010년 1월부터 실질적으로 도입하여 최근까지 적용하고 있는데, 이 예대율 규제를 통해 은행의 대출기회를 적절하게 통제할 수 있다.¹⁵⁾ 예대율 규제란 은행들이 원화예수금보다 더 많은 금액의 원화대출을 취급하지 못하도록 한 규제이다.¹⁶⁾ 즉, 원화예수금이 100조원이라면 원화대출은 100조원까지만 늘릴 수 있다. 은행이 차입금, 사채, 자기자본 등 여타의 수단을 통해 자금을 조달할 수 있어도 예금 이상으로 대출을 취급할 수 없다.

[그림 4-1] 예금은행 예대율

(단위: %)



주 1) 예대율은 원화예수금 대비 원화대출금의 비중(%). 금융업감독규정에서 정의하는 ‘규제상 예대율’은 원화예수금에 커버드본드 및 CD 발행액을 매우 제한적인 범위 내에 포함시키고 원화대출금에서는 일부 정책자금 대출을 제외하고 있어 엄밀한 의미에서 ‘실제 예대율’(=원화예수금 대비 원화대출금의 비중)과는 약간의 차이가 있으나 당해 정책자금 대출이 큰 농협은행과 수협은행을 제외하면 실질적인 차이는 미미함.

2) 2010년 1월 1일부터 예대율 규제가 실질적으로 도입됨.

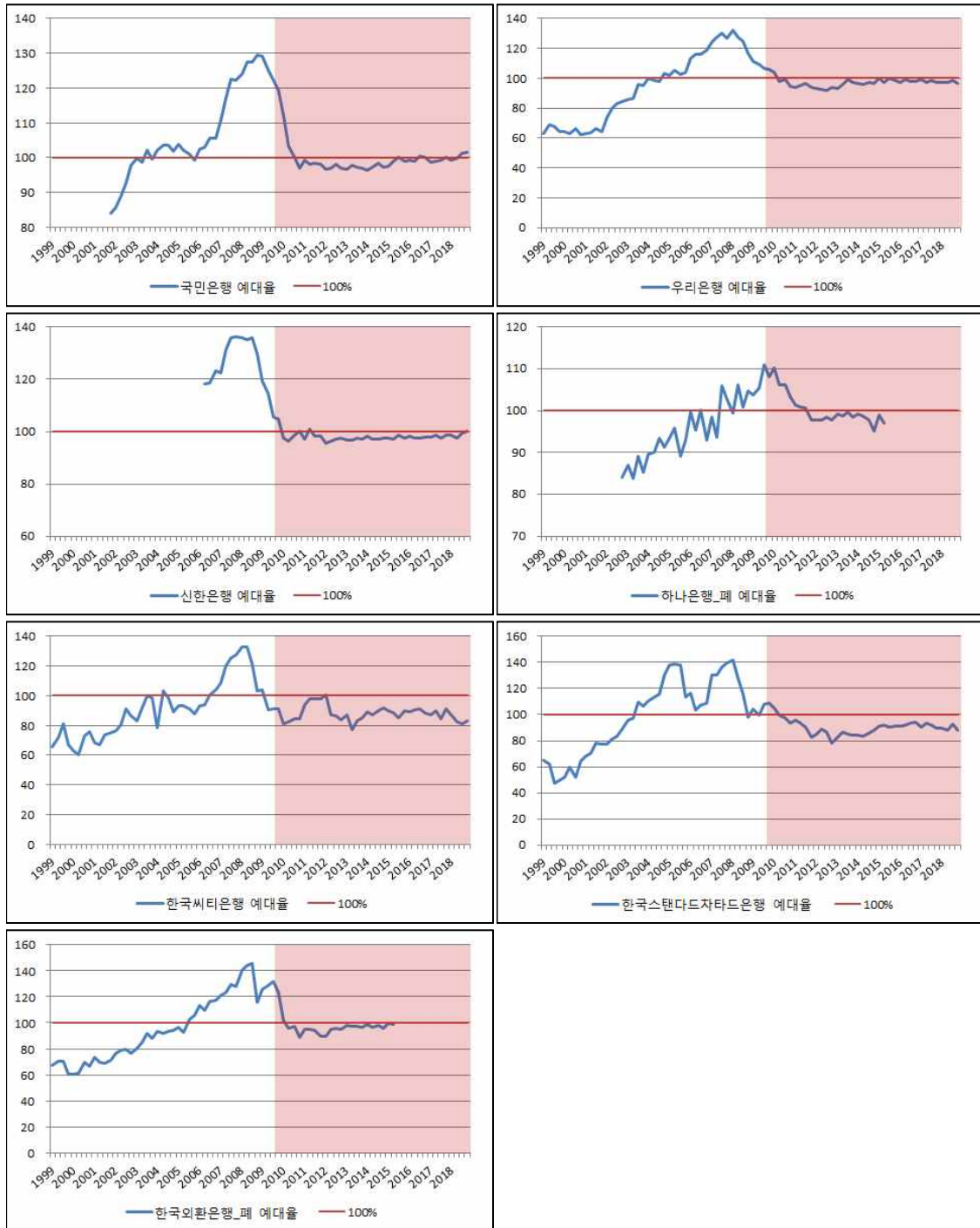
자료: 금융통계정보시스템의 원자료를 저자가 가공

15) 원화대출금이 원화예수금의 범위를 넘지 못하도록 하는 예대율 규제와는 달리 글로벌 금융위기 이후 국제적으로 도입된 바젤3 상 순안정자금규제(net stable funding ratio requirement)는 대출, 금융상품 투자, 난외계정을 통한 투자 등 익스포저가 예금, 우량 은행채, 자기자본 등으로 구성된 안정자금(stable funding)의 범위를 넘지 못하도록 하는 규제이다. 즉, 순안정자금규제가 예대율규제보다 포괄적이며 예금 뿐 아니라 우량한 시장성 수신 및 자기자본도 안정자금으로 인정한다.

16) 당해 규제는 일반적으로 모든 예금은행에 적용되나, 예외적으로 특수은행 가운데 국책은행인 산업은행과 기업은행은 적용을 받지 않는다.

[그림 4-2] 시중은행 예대율

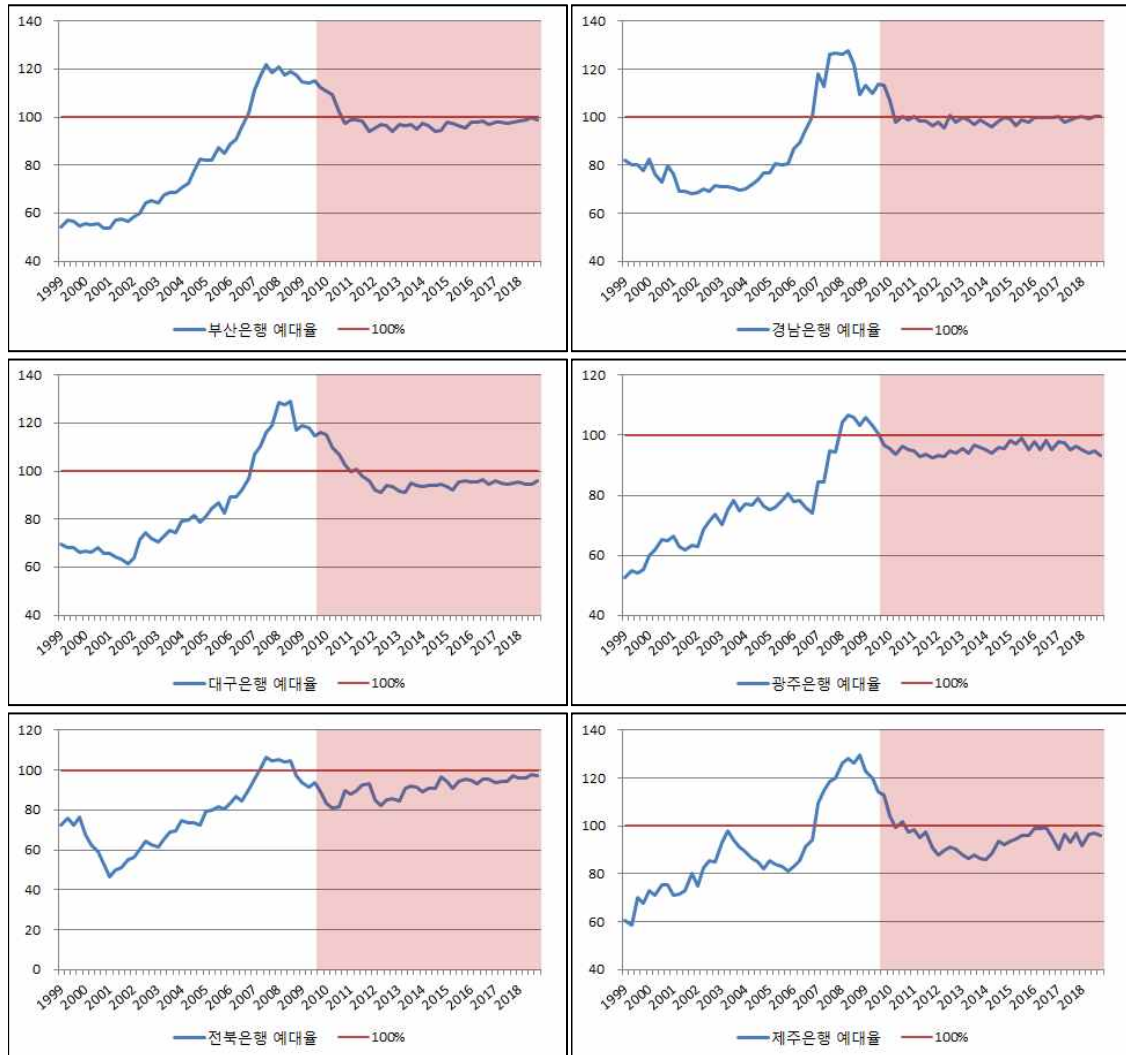
(단위: %)



- 주 1) 예대율은 원화예수금 대비 원화대출금의 비중(%)
 2) 2010년 1월 1일부터 예대율 규제가 실효적으로 도입됨.
 자료: 금융통계정보시스템의 원자료를 저자가 가공

[그림 4-3] 지방은행 예대율

(단위: %)



주 1) 예대율은 원화예수금 대비 원화대출금의 비중(%)
 2) 2010년 1월 1일부터 예대율 규제가 실효적으로 도입됨.
 자료: 금융통계정보시스템의 원자료를 저자가 가공

예대율 규제가 도입되기 전에는 은행들이 원화대출금 대비 원화예수금의 비율을 신축적으로 조정하는 가운데 동 비율을 140%까지 가져갔으나 예대율 규제 도입 이후 당해 비율은 110% 대로 하락한 후 최근까지 110% 수준을 유지하고 있다([그림 4-1] 참조). 개별은행 별로 살펴보면 이러한 경향은 보다 뚜렷하게 관찰된다. 거의 모든 시중은행과 지방은행들의 예대율은 규제 도입 이전에는 지속적으로 상승하다가 100%를 크게 넘는 수준까지 올라갔으나 당해 규제 도입 직후부터 최근까지 거의 100%에 고정되어 있다([그림 4-2], [그림 4-3] 참조).

이러한 예대율 추이가 의미하는 바는 다음과 같다. 예대율 규제 이전에는 은행들이 대출기회 (lending opportunity)에 반응하여 대출을 조정하기 위해 예금으로 충당할 수 없는 부분에 대해서는 은행채나 차입금 등 시장성 수신을 늘림으로써 재원을 마련할 수 있었다. 그러나 예대율 규제

도입 이후에는 오직 예금만을 대출에 활용할 수 있기 때문에 대출기회가 존재함에도 불구하고 대출을 더 이상 늘릴 수 없다.

즉, 규제 도입 이전에는 대출기회와 대출금이 밀접하게 관련되어 있지만, 규제 도입 이후에는 대출기회와 대출금 간 괴리가 발생한다는 것이다. 먼저 규제 도입 이전에는 시중금리가 상승하면 대출기회가 하락하면서 대출금이 줄어들고 따라서 은행들이 예금을 확보할 유인이 감소했을 것이다. 그러나 규제 도입 이후에는 이미 상당한 수준의 대출기회(예금의 약 30%)가 활용되지 않고 있었고 대출금은 대출기회가 매우 큰 폭(예금의 약 30% 초과)으로 변하지 않는 이상 대출기회와 무관하게 정해져 있는 상황이었다. 따라서 시중금리 하락에 따라 대출기회가 조금 증가하더라도 대출금은 늘어나지 않았을 것이고 은행의 예금자 유치 유인에도 변화가 없었을 것이다. 요컨대, 회귀분석을 통해 밝혀낸 콜금리와 예수금 사이의 음의 관계가 신용경로의 결과라는 반론은 예대율 규제 도입 이후에는 적용되기 어렵다.

이러한 논리에 따라 이하의 내용에서는 분석대상을 예대율 규제가 실질적으로 도입된 2010년 1월 이후의 자료에 한정함으로써 신용경로가 미치는 영향을 통제된 상황에서 콜금리와 원화예수금 간 관계를 분석하였다(<표 4-11> 참조). 분석결과 콜금리가 1%p 상승하면 원화예수금이 5.61% 감소하는 것으로 나타났으며 이는 5% 수준에서 통계적으로 유의했다(모형 3 기준). 이러한 추정치는 앞서 공적분 분석의 모형 2와 3을 통해 추정된 민감도와 유사하다.

<표 4-11> 차분 회귀분석 결과: 2010년 1분기 예대율 규제 도입 이후

종속변수: 로그 예수금 증감			
독립변수	모형 1	모형 2	모형 3
콜금리 증감	0.0838* (0.0455)	-0.0429** (0.0176)	-0.0561** (0.0230)
이자비용률 증감		0.1168 (0.0739)	0.1118 (0.0672)
이자수익률 증감		-0.0565* (0.0273)	-0.0607** (0.0236)
물가상승률 증감		0.0063 (0.0069)	0.0130* (0.0075)
로그 GDP 증감		1.8880*** (0.2342)	2.2196*** (0.6330)
주가지수 상승률			-0.0002 (0.0004)
주택지수 상승률			0.0071** (0.0029)
경기동행지수 순환변동치			-0.0004 (0.0005)
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes
은행 고정효과	Yes	Yes	Yes
표본수	574	574	574
R-squared	0.6652	0.7036	0.7055

주 1) 로그 예수금 증감은 전년동기 대비 로그 예수금의 증감치를 나타냄. 콜금리 증감은 콜금리(1일물)가 전기 대비 증감치를 나타냄. 마찬가지로 이자비용률 증감, 이자수익률 증감, 물가상승률 증감은 전기 대비 증감치임. 로그 GDP 증감은 전년동기 대비 로그 GDP 증감치이며 주가지수 상승률은 전기 대비 KOSPI 지수 상승률이며 주택지수 상승률은 전년동기 대비 주택매매가격 종합지수 상승률임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미. ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차(각 은행에 대한 Clustered Robust Standard Error)임.

라. 예금경로: 결제성예금과 순수저축성예금의 비교

시중금리 상승이 예금의 감소로 이어진다면 예금 중에서도 주로 어떤 예금에서 자금이 유출되는 것일까? 앞서 집계변수 단위 자료를 활용한 실증분석을 통해 결제성예금이 주로 감소하고 순수저축성예금에는 특별한 변화가 없다는 것을 발견하였다. 또한 이론분석을 통해 결제성예금이 순수저축성예금에 비해 시중금리와 부의 관계를 형성할 가능성이 높다는 것을 발견했다.

아래의 내용에서는 은행단위 자료를 활용하여 시중금리의 변동이 결제성예금과 순수저축성예금의 규모에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 결제성예금에 대한 은행별 자료는 공개되지 않지만 금융감독원이 본 연구를 위해 제공해 주었는데, 자료기간은 2011년 3분기부터 2019년 3분기이다. 그런데, 예대율 규제는 2010년 1분기 이후 실질적으로 도입되었으므로 상기 자료기간은 대출기회를 통제하면서 통화정책의 예금경로를 분석하는데 적합한 기간인 것으로 판단된다.

<표 4-12> 차분 회귀분석 결과: 결제성예금과 순수저축성예금의 비교

독립변수	로그 결제성예금 증감	로그 순수저축성예금 증감
콜금리 증감	-0.0869*** (.0238)	-0.0024 (0.0325)
이자비용률 증감	-0.0401 (.0371)	0.3583 (0.2607)
이자수익률 증감	-0.0092 (.0244)	-0.1506* (0.0863)
물가상승률 증감	0.0391*** (.0126)	-0.0073 (0.0136)
로그 GDP 증감	2.4591** (.9666)	1.5731 (1.8597)
주가지수 상승률	-0.0003 (.0004)	-0.0004 (0.0009)
주택지수 상승률	0.0161*** (.0045)	-0.0014 (0.0074)
경기동행지수 순환변동치	-0.0005 (.0004)	0.0005 (0.0008)
연도 고정효과	Yes	Yes
은행 고정효과	Yes	Yes
표본수	422	422
R-squared	0.8344	0.4857

주 1) 로그 결제성예금 증감과 로그 순수저축성예금 증감은 각각 전년동기 대비 로그 결제성예금과 로그 순수저축성 예금의 증감치를 나타냄. 콜금리 증감은 콜금리(1일물)가 전기 대비 증감치를 나타냄. 마찬가지로 이자비용률 증감, 이자수익률 증감, 물가상승률 증감은 전기 대비 증감치임. 로그 GDP 증감은 전년동기 대비 로그 GDP 증감치이며 주가지수 상승률은 전기 대비 KOSPI 지수 상승률이며 주택지수 상승률은 전년동기 대비 주택매매가격 종합지수 상승률임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 의미. ()안의 숫자는 각 계수 추정치에 대한 표준오차(각 은행에 대한 Clustered Robust Standard Error)임.

분석결과, 콜금리가 1%p 상승하면 결제성예금은 8.69% 감소하고 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 반면, 순수저축성예금은 감소하기는 하지만 이는 통계적으로 유의하지는 않았다(<표 4-12> 참조). 예금경로가 주로 결제성예금을 중심으로 관측된다고 하는 이러한 분석결과는 제2장의 집계변수 단위 분석결과 및 제3장의 이론분석 결과(따름정리 1)에 부합한다.

한편, 결제성예금의 시중금리에 대한 민감도는 -8.69%로서 전체 원화예수금의 시중금리에 대한 민감도인 -5.61%(예대율 규제 이후 기간에 대하여 분석한 결과 기준, <표 4-11> 참조)에 비해 그 절대적인 크기가 컸는데, 이는 결제성예금이 원화예수금의 약 45%를 차지하고 있는 것과 관련되는 것으로 보인다.

제5장 결론

본 연구는 통화정책의 새로운 파급경로인 예금경로가 우리나라에 존재하는지, 그 크기는 어느 정도인지 분석하고 있다. 분석결과 중앙은행이 기준금리를 인하하면 시중금리가 하락하면서 예금이 늘어나고, 대출의 주된 재원인 예금이 확대되면서 대출도 증가하여 실물경제에 자금이 보다 활발하게 공급된다고 하는 이른바 예금경로가 우리나라에 존재하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 예금경로의 크기는 기존의 신용경로에 못지않게 중요한 것으로 드러났다.

따라서 향후 한국은행은 기준금리를 결정할 때 금리와 은행예금 사이의 관계 및 예금과 대출 사이의 관계를 심도 있게 고려해야할 것이다. 만약 신용경로만 존재한다면 예금시장은 중요하지 않다. 또한 이 경우 대출의 재원으로서 예금이 기준금리 변동에 따라 얼마나 모이고 얼마나 줄어드는지 여부도 중요하지 않다. 뱅크런과 관련하여 금융안정과 직결되는 예금의 안정성 또한 통화정책과 크게 관련이 없다. 반면, 신용경로 뿐 아니라 예금경로도 존재한다면 은행예금시장은 통화정책 측면에서도 중요한 고려요소로 부상하게 된다. 기준금리가 조정되면 시중금리 변동을 통해 예금금리에도 변동이 발생하는데, 이러한 예금금리는 예금시장에서 은행들이 얼마나 활발하게 경쟁을 하고 있는지에 따라 달라질 것이다. 즉, 향후 한국은행은 통화정책을 운영할 때 예금시장 경쟁도에 영향을 미치는 금융당국의 진입정책과 경쟁당국의 경쟁정책을 충분히 고려할 필요가 있다.

또한 우리나라는 2010년 1월부터 예금 대비 대출의 비중을 100% 이내로 제한하는 예대출 규제를 시행하고 있는데, 이로 인해 예금이 대출을 결정하는 정도가 절대적이다. 더욱이 이러한 규제는 주요국에서는 찾아보기 어려운 것이므로 예금경로의 중요성이 우리나라에서는 특히 크다고 할 수 있다.

본 연구에는 일정한 한계도 존재한다. 특히 시중금리 하락으로 인해 예금이 증가할 때 유입된 자금이 어디에서 흘러들어왔는지에 대한 보다 정교한 후속연구가 요청된다. 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 집계변수 단위 자료를 사용하여 예금으로 유입된 자금이 주로 자산운용 수신, 특히 각종 펀드에서 유입되었을 가능성을 발견했다. 그 밖에도 대출의 조기상환액이 줄어들거나 만기보유 목적의 채권 수요가 감소했을 것으로 예상되지만 은행 또는 금융상품 단위 자료를 활용하여 예금과 비예금 금융상품 간 자금의 이동을 보다 면밀하게 파악할 필요가 있을 것이다.

또한 예금경로는 기존에는 주목받지 않은 새로운 통화정책의 파급경로이며, 시중금리와 예금 사이의 부의 관계는 통상적인 인식과는 다르므로 그 관계의 강건성을 후속연구에서 지속적으로 검증할 필요가 있을 것이다. 특히 중앙은행이 기준금리를 결정할 때 수많은 요인을 고려할 텐데 이중 일부 요인은 예금에 직접적인 영향을 미칠 수도 있어 이러한 많은 요인을 모두 통제하지 않는 한 내생성 문제를 완벽하게 해결할 수는 없다는 한계도 있다.

- 박형근·전현우·이도경, 「예대율 규제의 유용성 평가, 거시건전성 정책수단의 측면에서」, 『BOK경제리뷰』, 한국은행, 2012.
- 황순주, 「금리변동이 은행의 수익성과 예금경로를 통해 금융안정과 경기에 미치는 효과」, 한국개발연구원 연구보고서, 2020.
- Bernanke, Ben S. and Alan S. Blinder “Credit, Money, and Aggregate Demand,” *American Economic Review*, 78, pp. 435-439, 1988.
- Bernanke, Ben S. and Mark Gertler, “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp. 27-48, 1995.
- Drechsler, Itamar, Alexi Savov, and Philipp Schnabl, John H, “The Deposits Channel of Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, pp. 1819-1876, 2017.
- Engle and Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, pp.251-276, 1987.
- Hahm, Shin and Shin, “Noncore Bank Liabilities and Financial Vulnerability,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(1), pp. 3-36, 2013.
- Kao, C. and Chiang, M. H., “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data,” *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, pp. 179-222, 2000.
- Pedroni, Peter, “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels,” *Review of Economic Studies*, 83(4), pp. 727-731, 2001.
- Romer, Christina D. and David H. Romer, “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 149-213, 1990.
- Stock, J.H. and M. Watson, “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, 61, pp. 783-820, 1993.
- Woodford, Michael, “Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis,” *Journal of Economic Perspectives*, 24, pp. 21-44, 2010.