금융기관 수신의 단기화에 대한 평가

최희갑*

이 연구내용은 집필자의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

---

* 아주대학교 경제학과 교수(전화: 031-219-2734, email: hgchoi@ajou.ac.kr)

** 본고에 대하여 유익한 논평을 해주신 한국은행 금융경제연구원의 세미나 참석자들께 감사드립니다.

금융기관 수신의 단기화에 대한 평가

본고는 금융기관 수신의 단기화 여부와 단기화가 존재하는 경우 그 원인을 분석하였다. 통화통계와 자금순환표를 기초로 금융기관의 단기수신 비중과 가계 및 기업의 자산 만기구조를 분석한 결과 금융기관 수신의 단기화 현상은 외환위기 이후에 나타난 구조적 변화이며 상당기간 지속된 현상으로 받아들일 수 있었다.

우리나라에 있어 금융기관 수신 단기화의 원인을 분석하기 위해 1991년 1/4분기부터 2006년 1/4분기까지의 통화통계와 거시경제 분기별 자료를 활용하여 실증분석을 수행하였다. 본고는 수신 단기화의 원인을 단기 금융상품에 대한 수요와 공급 요인으로 나누고, 각 요인을 반영하는 설명변수들을 실증분석에 사용하였다. 수요측 요인으로는 단기금융상품 보유에 따른 기회비용을 대표하는 장기 이자율과 경제 불확실성을 대표하는 실업률을 사용하였고, 공급측 요인으로는 은행산업의 발전 정도를 나타내는 변수와 설비투자자금 비중과 가계대출 비중 등 금융기관 여신의 만기와 관련한 변수를 포함하였다. 한편 은행산업의 발전과 관련된 변수를 설명변수에 포함한 것은 은행부문의 발전이 은행의 단기수신 증가에 영향을 미칠 수 있다는 Diamond(1997)의 가설을 바탕으로 하였다.

실증분석 결과 외환위기 이후 금융기관 수신의 단기화는 지속적인 장기금리의 하락과 더불어 실물경제의 불확실성 확대, 그리고 기업의 설비투자 침체 등에 기인한 것으로 나타났다.

핵심주제어: 금융기관, 수신 단기화, 은행
경제학 문헌목록 주제 분류: G2, E5

< 차 례 >

I. 머리말 ····· 1

II. 금융기관 수신의 만기구조 추이 ····· 3

1. 금융기관 수신의 만기구조 ····· 3
2. 가계 및 기업의 금융자산 만기구조 ····· 4
3. 주요국 금융기관 수신의 만기구조 ····· 9

III. 금융기관 수신 단기화의 원인에 관한 실증분석 ····· 12

1. 기존 연구 ····· 12
2. 실증분석 ····· 20

IV. 결론 및 시사점 ····· 30

<참고문헌> ····· 33

I. 머리말

외환위기 이후 금융기관의 수신이 급속히 단기화 됨에 따라 금융시장 참여자와 정책당국의 관심이 높아지고 있다. 유동성이 높아 즉시 현금화가 가능한 금융기관의 6개월 미만 단기수신이 전체수신에서 차지하는 비중을 통해 단기화의 정도를 살펴보면 6개월 미만 단기수신 비중이 1997년 말 32.8%에서 매년 지속적으로 상승하여 2005년 말 현재 51.8%에 달한다(<표 1> 참조).

<표 1> **금융기관의 6개월 미만 단기수신 추이**

항목	단위	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
단기수신	조원	197.2	259.6	264.9	275.2	338.7	367.6	381.3	398.0	435.0
단기/총수신	%	32.8	37.6	38.0	40.4	44.7	47.1	48.7	49.5	51.8

주: 은행, 자산운용사, 종금사, 은행신탁의 수신 평균잔액 기준(요구불예금, 수시입출금식 예금, 6개월미만 정기예금, CD, MMF 등)
자료: 한국은행(2006.8)

외환위기 이후 국내에서 금융기관 단기수신의 지속적 증가에 대한 관심이 높아진 반면 이에 대한 기존 연구는 국내외 모두 미흡한 수준이다. 우리나라의 경우 금융기관 수신의 단기화와 관련한 대표적 연구는 최희갑(2003), 백웅기・함정호(2003), 강종구(2003) 등을 들 수 있다.[1] 우선 최희갑(2003)은 유동성 수준의 적정성 여부를 판단하는 한편 자금순환표를 통해 전 금융권을 대상으로 단기 유동성 규모를 추계하고 이를 가계와 기업, 그리고 소득 계층별로 추정하였다. 백웅기・함정호(2003)는 통화지표와 민간신용 자료를 이용하여 유동성 수준의 적정성 여부를 재검토하는 한편 벡터자기회귀모형을 활용한 실증분석을 통해 실질금리 하락을 민간신용[2] 급증의 주요 원인으로 지적

1) 해외 연구는 주로 J.M. Keynes의 유동성 함정 관련 논쟁과 관련된다. 이에 대해서는 본고의 제III장 1절을 참고.
2) 백웅기・함정호(2003)은 민간신용과 유동성을 동일시하고 있다.

하였다. 강종구(2003)는 자금의 만기구조 결정과정을 자금의 수요 및 공급곡선을 이용하여 이론적 측면에서 살펴본 다음 실제로 우리나라에서 금융기관 자금 만기구조 단기화가 발생한 원인과 그 영향을 검토하고 유동성 함정의 발생 여부를 실증분석하고 있다.

본 연구는 금융기관 수신의 단기화와 관련한 기존연구와 다음과 같은 측면에서 차이점을 갖는다. 첫째, 금융기관 수신 단기화를 금융기관 뿐만 아니라 가계와 기업의 금융자산 만기구조를 통해서도 분석하는 한편 Hodrick-Prescott 필터를 이용해 단기적 변동을 제거함으로써 단기화의 추세성 여부를 판정한다. 둘째, 미국, EU, 일본, 독일, 캐나다 등 세계 주요국의 통화통계 분석을 통해 금융기관 수신의 단기화 현상이 일반적 현상인가의 여부를 분석한다. 셋째, 만기구조 단기화의 원인을 그랜져 인과관계와 회귀분석을 통해 규명하고자 한다.

논의의 구성은 다음과 같다. 먼저 Ⅱ장에서는 금융기관 수신 단기화의 추이를 경제 전체, 가계, 기업으로 나누어 분석하고 주요 국가에서도 유사한 현상이 발생하고 있는지 검토한다. Ⅲ장에서는 금융기관 수신 단기화의 요인을 실증분석하며 마지막 Ⅳ장에서는 본 연구의 주요 분석결과를 정리하고 결론을 맺는다.

II. 금융기관 수신의 만기구조 추이

1. 금융기관 수신의 만기구조

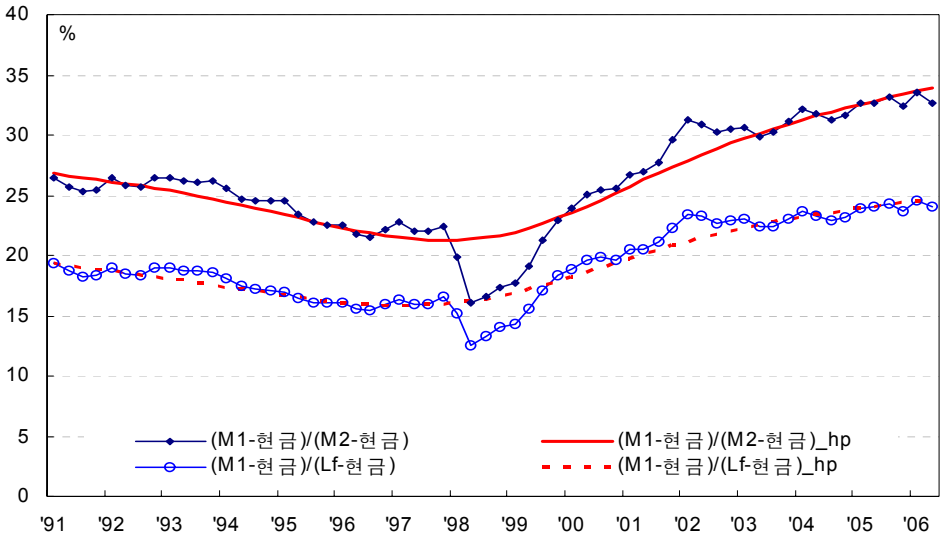
우선 금융기관 수신의 단기화 현상을 통화당국이 집계하는 통화통계를 활용해 살펴보기로 하자.[3] 통화지표는 금융상품의 유동성을 기준으로 편재되어 있어 금융기관의 주요 단기수신은 M_1에, 만기 2년 미만의 수신은 M_2에, 만기 2년 이상의 장기금융상품은 L_f로 분류하여 작성되고 있다. 따라서 통화지표에 포함되어 있는 현금을 제외한 각 통화지표의 상대적 규모를 비교할 경우 금융기관의 기간별 수신을 용이하게 파악할 수 있다. 특히 본고의 분석대상인 금융기관의 수신 단기화 현상은 협의의 통화인 M_1을 중심으로 M_2와 L_f와의 상대적 비중을 비교함으로써 파악할 수 있다. M_1은 금융기관 전체의 수시입출이 가능한 예금과 현금통화를 포함하고 있어 M_1에서 현금통화를 제외한다면 금융기관의 핵심적인 단기수신 규모를 산출할 수 있기 때문이다. <그림 1>은 「M_2-현금」에서 「M_1-현금」이 차지하는 비중과 「L_f-현금」에서 「M_1-현금」이 차지하는 비중의 추이를 보여주고 있다(편의상 우리는 이들 비중을 단기수신 비중이라 부르기로 한다).

<그림 1>에서 보듯이 단기수신 비중은 외환위기 이후 꾸준히 증가해 <표 1>의 6개월 미만 단기수신 추이와 매우 유사한 움직임을 보이고 있다. 1997년 중반 12%수준까지 하락했던 「M_2-현금」 대비 「M_1-현금」 비중은 2006

3) 금융기관의 단기수신 추이를 실증분석에 필요할 정도로 일관성 있고 장기 시계열로 파악할 수 있는 또 하나의 방법은 자금순환통계를 분석하는 것이다. 자금순환통계는 현금 및 요구불 예금, 그리고 금융기관 예금을 별도로 집계하고 있어 금융기관의 단기수신 구조를 파악할 있다는 점 외에도 이를 가계, 기업, 금융기관 등 경제주체별로도 상세히 분해해 볼 수 있다는 점이 장점이다. 그러나 자금순환통계는 수신의 단기화를 파악하는데 있어서 일정한 한계를 가진다는 점에 주의할 필요가 있다. 가장 단적인 예로 수시입출식 예금인 MMDA가 저축성예금으로 분류되어 별도로 분리하는 것이 불가능하며 MMF는 수익증권에 합계되어 있어 그 규모를 자금순환표 만으로는 파악하기 어렵다. 그러나 통화통계와 달리 자금순환표는 금융기관의 부채를 구성하는 개인과 기업의 자산운용구조를 파악할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 개인과 기업의 자산운용에 있어 단기화 현상을 파악하는데 있어서 주로 자금순환표를 사용하였다.

년 1/4분기 말 24.1%로 증가하였으며, 동기간 「L_f-현금」 대비 「M_1-현금」 비중도 16.2%에서 32.7%로 증가하였음을 확인할 수 있다.

<그림 1> 단기수신 비중의 추이



주: hp는 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 추세선을 나타냄
자료: 한국은행(2006), 경제통계시스템

단기수신 비중의 증가가 추세적 변화를 나타내는가의 여부를 파악하기 위해 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 추세선도 <그림 1>에 나타나 있다. <그림 1>에서 보듯이 단기수신 비중은 대체로 1998년부터 이전의 감소추세에서 벗어나 상승세로 반전했으며 2003년 이후에는 그 상승률이 둔화되고 있다.

2. 가계 및 기업의 금융자산 만기구조

금융기관의 수신은 금융기관의 적극적인 수신 유치 노력과 부채구조 관리에 따라 부분적으로 결정되지만 가계와 기업의 최적 자산배분 행태가 반영된

결과이기도 하다. 이하에서는 금융기관 수신의 단기화 현상을 가계와 기업의 자산배분 관점에서 살펴본다. 즉, 가계와 기업의 만기별 자산 배분 추이를 검토하여 이로 인한 영향의 여부를 간접적으로 판단해보고자 한다.

가. 가계의 자산 만기구조 추이

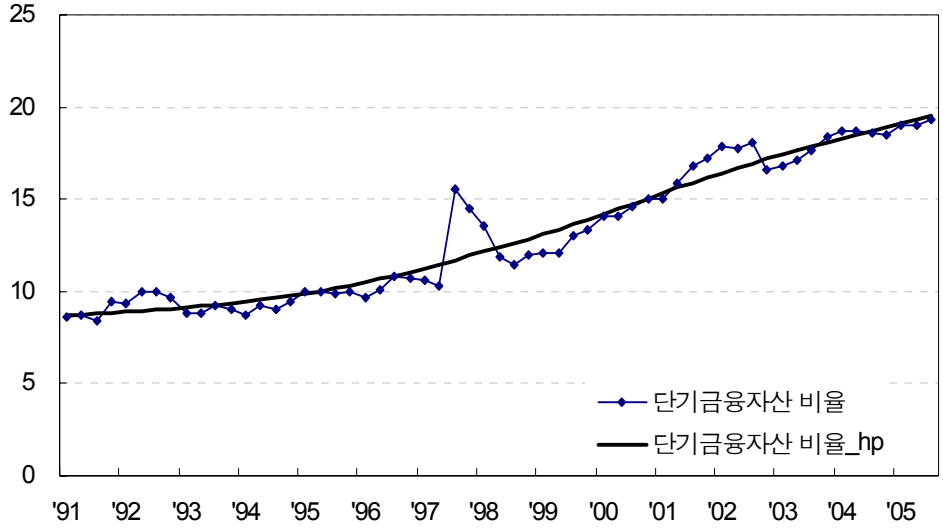
앞서 언급한 바와 같이 가계, 기업 등 경제주체별 금융자산 보유는 자금순환표를 이용해 파악할 수 있다. 그러나 자금순환표에서 수시입출식 예금은 저축성 예금에 포함되고 MMF는 수익증권에 합계되어 발표되고 있다. 따라서 자금순환표의 금융상품분류 방식을 그대로 따를 경우 가계의 단기금융자산 보유는 요구불 예금, CD, RP의 규모를 통해서만 파악이 가능하다. 이러한 점을 감안하여 본고는 통화통계를 이용하여 가계의 MMF 보유 추정액[4]과 가계가 보유한 수시입출식 예금으로 간주할 수 있는 저축예금을 가계 단기금융자산에 합산하였다. 아울러 우리의 관심은 가계가 금융기관에 공급한 자금(가계예금과 가계보유 금융기관발행 채권의 합) 중에서 단기 공급자금의 비중에 있으므로 해당 비중을 구하기 위해 자금순환표 상에 나타난 가계의 금융자산총액에서 주식, 채권 등 간접금융관련 자산과 현금을 차감한 금액(이하 가계의 금융자산)에서 단기(이하 가계의 단기금융자산)의 비중을 산출하였다.

<그림 2>는 1991년 1/4분기 이후 가계의 단기금융자산인 「요구불예금 + 저축예금+ MMF + CD + RP」가 가계의 금융자산에서 차지하는 비중의 변화를 나타내고 있다. 이에 따르면 가계의 단기금융자산 비중은 1991년 8%수

4) MMF 추계치를 사용한 것은 물론 자금순환표 상에서 MMF통계는 수익증권에 합계되어 있어 가계부문이 보유한 MMF의 금액을 별도로 파악할 수 없기 때문이다. 그러나 다행스럽게 2005년 11월부터 한국은행이 법인 MMF가입금액을 M_2로 분류하고 있어 M_2상의 MMF 총액과 M_1에 포함된 MMF를 비교할 경우, M_1에 포함된 MMF금액은 가계부문이 보유한 MMF금액이고 M_2상의 MMF 총액에서 M_1의 MMF금액을 차감하면 기업부문이 보유한 MMF금액을 파악할 수 있게 된다. 한편 2005년 11월 이전의 가계와 기업별 MMF는 2005년 11월 이후의 가계와 기업의 상대적 비중이 이전에도 성립하였다는 가정 하에서 추계하였다. 이러한 가정의 임의성 때문에 MMF를 제외하고 가계와 기업의 단기금융자산 비중을 추계하여 보았지만 이 절의 결론은 그대로 유지되었다.

준에서 지속적으로 증가하여 2005년에는 19%를 상회하고 있다. 한편 1997년 말 외환위기에 따른 가계 단기금융자산 비중에 있어서의 충격은 단기적으로 그치고 있음을 알 수 있다. 결과적으로 가계부문에 있어서의 단기금융자산의 지속적 증가는 가계의 금융자산 운용 행태에 있어서의 구조적 변화에 기인한다고 잠정적인 결론을 내릴 수 있겠다. <그림 2>에서 굵은 실선은 가계의 단기금융자산 비중의 증가가 추세적 변화를 나타내는가를 파악하기 위해 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 추세선을 나타낸 것이다. 동 추세선을 보면 가계의 단기금융자산 비중이 1990년대 초반부터 현재까지 증가추세임을 보여주고 있다.

<그림 2>　　가계 단기금융자산 비중의 추이(1991년~2005년, %)

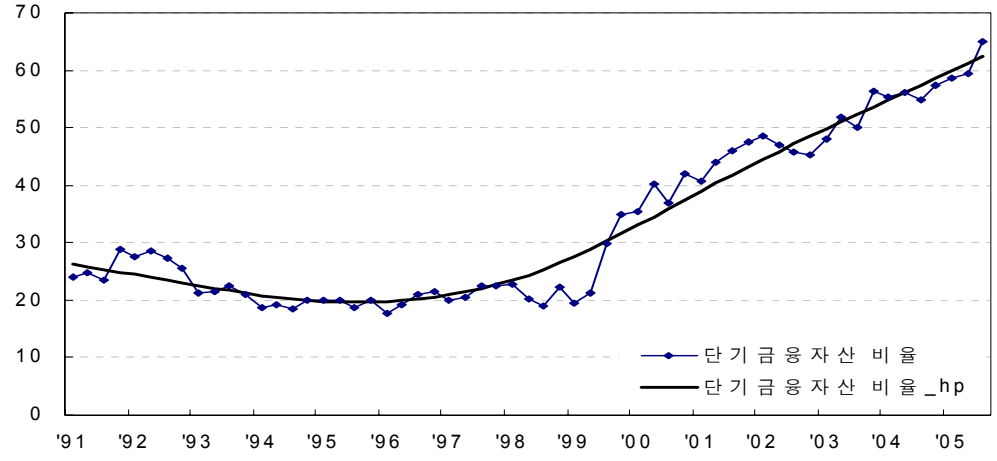


주 : 1) 여기서 단기금융자산 비중은 가계가 보유한 금융자산(현금과 직접금융시장 금융자산 제외) 중 「요구불예금+저축예금+MMF+CD+RP」의 비중을 의미한다.
2) hp는 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 추세선임을 나타낸다.
자료: 한국은행(2006), 경제통계시스템 및 자금순환표

나. 기업의 자산 만기구조 추이

<그림 3>은 기업부문의 단기자산 보유비중의 변화를 살펴보기 위해 가계부문과 동일한 방식으로 기업의 「요구불예금 + 기업자유예금 + MMF + CD + RP」(이하 기업 단기금융자산)가 「현금 및 직접금융관련 금융상품을 제외한 기업금융자산총액」(이하 기업의 금융자산)에서 차지하는 비중 변화를 나타내고 있다. <그림 3>에 따르면 기업부문의 경우 1990년대 말까지 20%대를 꾸준히 유지하였지만 1999년부터 급증하기 시작해 2005년 3/4분기에는 60%를 상회하고 있다. <그림 3>에서 굵은 실선은 단기금융자산 비중의 증가가 추세적 변화를 나타내는가를 파악하기 위해 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 추세선을 나타낸 것이다. 동 추세선을 보면 단기금융자산 비중은 1991년 1/4분기 23.9%에서 하락하다 1996년 1/4분기 17.6%로 최저치를 기록한 뒤 이후부터 증가세를 지속하여 기업의 단기금융자산 비중에 있어 추세적 변화가 시작된 것은 대략 1996년부터임을 시사하고 있다.

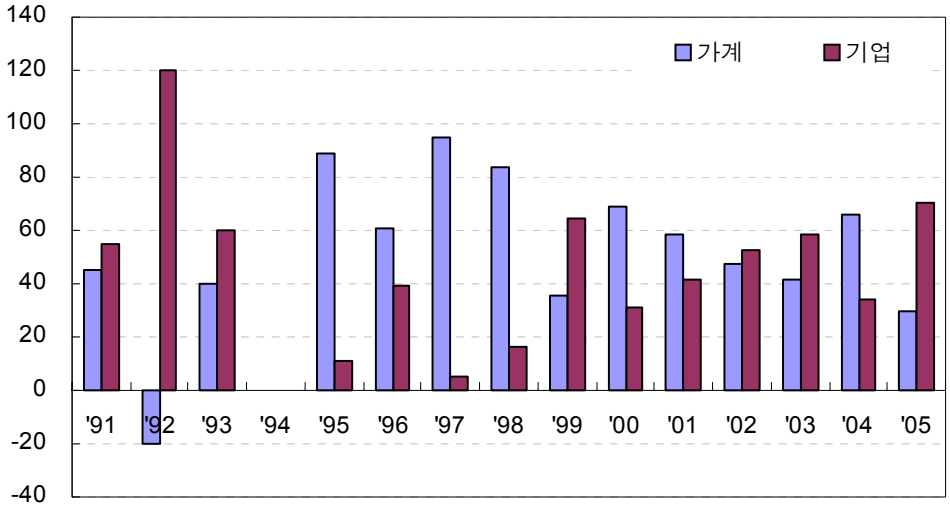
<그림 3>　　기업의 단기금융자산 비중의 추이(1991년~2005년, %)



주: 1) 여기서 단기금융자산 비중은 기업의 금융자산(현금과 직접금융시장관련 금융자산 제외) 중 「요구불예금+자유기업예금+MMF+CD+RP」의 비중을 의미
2) hp는 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 추세선임을 나타낸다.
자료: 한국은행(2006), 경제통계시스템 및 자금순환표

가계와 기업의 단기금융자산 비중의 추이에 비추어 볼 때 우리는 잠정적으로 세 가지 결론을 내릴 수 있다. 첫째, 가계의 단기금융자산 비중은 1990년대 초부터 지속적으로 증가세를 보여 상당히 오랫동안 금융기관 수신 단기화에 압력을 가해왔던 것으로 보인다. 둘째, 기업의 단기금융자산 비중은 1990년대 중반부터 서서히 증가하다가 1990년대 말부터 본격적으로 증가하면서 최근까지 금융기관 수신 단기화에 압력을 키워가고 있는 것으로 판단된다. 셋째, 가계와 기업의 단기금융자산 비중 추이를 비교하면 1990년대 말 이전에는 주로 가계가 금융기관 수신 단기화에 기여했으며 1990년대 말 이후 부터 최근까지는 기업의 금융기관 수신 단기화에 미치는 영향력이 커져가고 있는 것으로 판단된다.

<그림 4>　　단기수신 증가에 대한 가계와 기업의 기여율 추이(%)



주: 1) 단기금융자산에 대한 정의는 <그림 2>와 <그림 3>의 주를 참고
2) 1994년중 가계와 기업의 단기금융자산 증가에 대한 기여율은 각각 240.26%, -140.26% 로 그림에서는 1994년의 과도한 수치로 인한 왜곡을 최소화하기 위해 누락하였음.
자료: 한국은행(2006), 경제통계시스템

세 번째 결론을 추가로 확인하기 위해 우리는 단기금융자산 증가율에 있어 가계와 기업의 기여율을 <그림 4>에 나타내 보았다. 그림에 따르면 금융기관 수신 단기화에 가계와 기업 모두가 기여를 해왔을 알 수 있다. 하지만 1990년대 중반 이래 가계가 수신 단기화에 지배적 영향력을 미쳤지만 2000년대 들어 기업의 영향력이 더욱 커져가고 있음을 알 수 있다.

3. 주요국의 금융기관 수신 만기구조

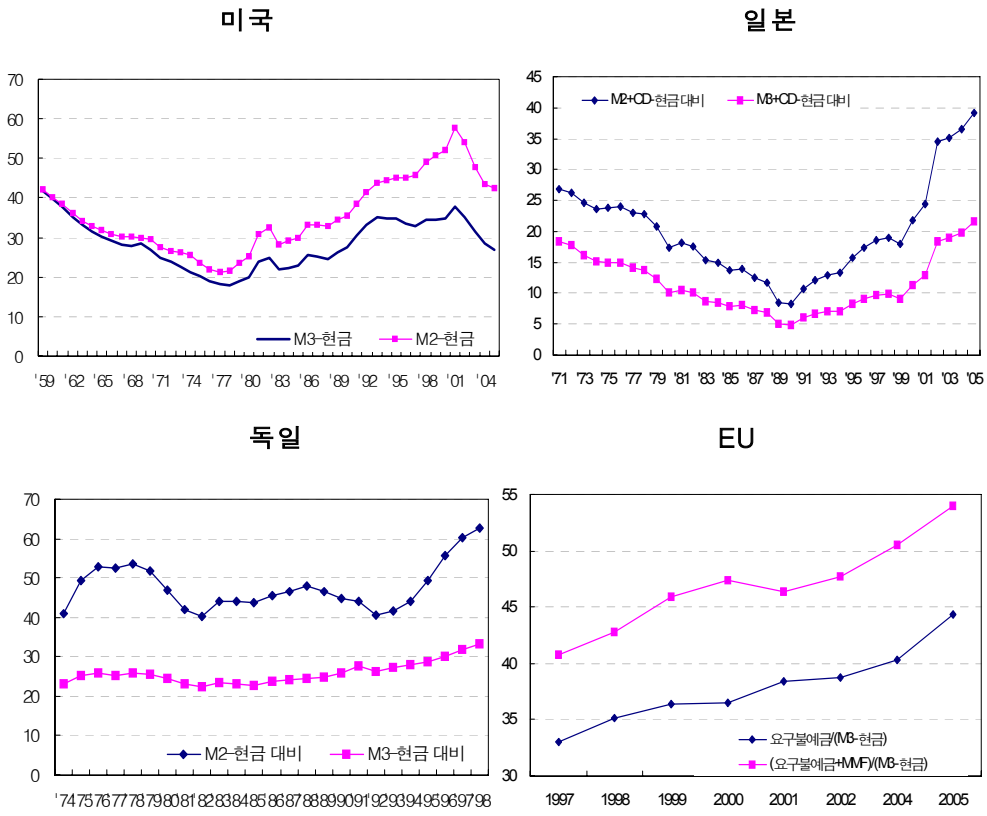
이상에서 통화통계를 통해 외환위기 이후 금융기관의 수신 단기화는 추세적 현상임을 확인할 수 있었다. 아울러 이러한 금융기관 수신 단기화는 자금순환표에서 가계와 기업의 단기 금융자산 비중이 증가하는 결과로도 확인할 수 있었다. 그렇다면 이러한 금융기관 수신 단기화는 우리나라만의 현상인지를 살펴보기 위해 미국, 유럽, 그리고 독일과 일본의 통화지표를 중심으로 금융기관 수신 만기추이를 살펴보았다.

<그림 5>는 미국, 유럽, 독일, 그리고 일본을 대상으로 「M_2-현금」과 「M_3-현금」대비 「M_1-현금」의 비중을 보여주고 있다. 우선 미국의 경우 1959년부터 2005년까지 상대적으로 장기간의 시계열이 나타나 있는데 현금을 제외한 M_1의 비중을 보면 미국에서도 MMF 도입과 더불어 다양한 고수익의 수시입출금식 상품이 도입되면서 금융상품 구조에 근본적 변화가 발생하고 있음을 알 수 있다. 즉, 현금제외 M_1의 비중이 MMF 도입 이후 감소 추세에서 벗어나 상승세로 반전하였고 상승 추세는 2000년대 초까지 상당기간 지속되었다. 결과적으로 금융기관 수신 단기화는 우리나라뿐만 아니라 미국에서도 20년 이상 지속되었던 현상으로 최근 들어 해소되고 있다고 할 수 있겠다.

한편 금융기관 수신 단기화는 일본, EU 그리고 독일에서도 찾아 볼 수 있다. 우선 1990년 이래 자산시장 침체와 더불어 장기불황을 겪어왔던 일본의 경우 M_2(현금제외)와 M_3(현금제외) 대비 M_1(현금제외)의 비중이 1990년부터

모두 증가세로 반전한 뒤 최근까지 지속되고 있는 것으로 나타나 있다. 독일의 경우에는 M_1(현금제외)의 비중이 M_2(현금제외)대비로는 1992년부터, M_3(현금제외)대비로는 1982년부터 상승세를 지속하고 있다. 즉, 독일의 경우에 단기수신의 증가 추세는 상당히 오래전인 1980년대 초반부터 시작되고 있고 1997년 이후의 데이터로 판단한 EU의 경우에도 동일한 단기수신 증가추세가 관찰된다.

<그림 5> **주요국의 단기수신 비중 추이**



자료: 미국 Federal Reserve Statistical Release, 일본은행; European Central Bank; 한국은행, 경제통계시스템

위에서 살펴본 세계 주요국의 금융기관 수신의 만기 추이는 금융기관 수신 단기화 현상이 단순히 우리나라에만 제한된 현상이 아님을 확인할 수 있다. 특히 일본이나 독일처럼 장기 불황 또는 경제 불안을 겪은 국가 외에도 미국, EU 등에서도 만기구조 단기화 현상이 발생하였다는 점이 주목할 만하다.

III. 금융기관 수신 단기화의 원인에 관한 실증분석

1. 기존 연구

이상 각국의 사례를 참고한다면 금융기관의 수신 단기화 현상은 다양한 원인에서 비롯할 수 있지만 정보기술혁신, 금융규제 완화, 저금리 등 세계경제 전체에서 발생하고 있는 공통적 경제구조 변화도 수신 단기화에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 본고에서는 이러한 요인도 감안하기 위하여 금융기관 수신의 단기화 원인을 단기 금융상품에 대한 수요와 공급요인으로 나누어 체계적으로 살펴보았다.

우선 단기금융상품에 대한 수요 측 요인은 전통적인 화폐수요 이론에 기초해 본다면 단기금융상품의 선택에 따른 기회비용을 대표하는 이자율 수준을 들 수 있으며 예상치 못한 지출 가능성, 즉 불확실성도 단기금융상품의 보유요인이라고 할 수 있겠다. 한편 단기금융상품에 대한 공급측 요인으로 금융기관, 특히 은행의 MMF 등 단기금융상품을 중심으로 한 서비스 개선과 금융기관의 자산과 부채의 만기를 일치시키려는 활동이 포함될 수 있다. 후자의 경우 가계와 기업의 자금수요 만기 구조 변화에 대응하여 금융기관이 자금조달의 만기구조를 일치시키려는 노력이 이에 해당한다. 자금수요의 만기구조는 가계와 기업의 경제활동과 밀접하게 관계되어 있다고 할 수 있다. 예를 들어 기업의 장기설비투자가 증가할 경우 금융기관에 대한 장기설비투자용 자금수요가 증가하고, 금융기관은 이에 대응하여 금융기관의 수신을 장기화하는 노력을 기울일 수 있다고 하겠다. 한편 가계의 경우 장기 주택자금수요가 일반적인 판매신용보다 빠르게 증가할 경우 금융기관은 이에 대응하기 위해 수신을 장기화하려 할 것이다. 다음에서는 위에서 제기된 금융기관의 단기금융상품에 대한 수요와 공급측 요인을 금리 요인, 불확실성 요인, 그리고 은행산업의 발전과 금융기관 대출구조의 변화로 나누어 살펴보고자 한다.

가. 은행산업의 발전

일반균형 관점에서 은행산업의 발전이 금융기관 수신의 만기구조에 미치는 파급효과에 대한 연구는 Diamond(1997)의 연구로부터 비롯한다. Diamond는 투자자의 유동성에 대한 수요와 유동성을 획득하는 비용에 주목하여 금융중개기관의 발전이 자본시장의 발전과 병행한다는 것을 보였다. Diamond의 모형은 투자자가 언제 자금을 조달해야 할지 불확실하므로 유동성을 보유하려 한다는 가정에서부터 출발한다. 유동성을 위해 보유하는 실물자산은 즉시 시장에서 매각 가능해야 하므로 수익률이 낮아야 하고 이에 따라 유동성 보유의 기회비용은 무시할 수 없는 수준에서 형성된다. 만약 투자자가 단기자산에 투자하지 않고 있었다면 긴급한 유동성 필요에 대비하기 위해 투자자는 시장에서 만기가 도래하지 않은 장기의 금융자산을 직접 매각하거나 철회가 가능한 옵션을 제공하는 은행계약을 보유해야 한다. 한편 투자자는 사전적으로 동질적이며 위험기피적이지만 사후적으로 투자자간에 이질성이 생겨난다. 즉, 투자자 중 일부는 소비를 위해 자신의 모든 부(富)를 즉시 청산해야 하지만 다른 투자자들은 장기 금융자산을 조기에 청산할 필요가 없다.

은행이 없다면 금융자산을 조기에 청산해야 하는 투자자가 금융시장에서 어떻게 기능할까? 사후적으로 자신의 부를 청산하여 소비해야하는 투자자들은 즉각 자신의 자산을 매각하기 위해 시장에 참여해야 하지만 금융자산을 즉각적으로 청산할 필요가 없는 다른 투자자들은 금융시장에 참여할 필요가 없다. 금융시장에 대한 제한적 참여는 시장에 관한 다양한 시사점을 제공한다. 첫째, 즉각 장기자산을 청산할 필요성이 있는 투자자들이 증가할수록 장기자산은 적절한 가격에 매각될 가능성이 감소하며 그에 따라 장기자산 가격은 낮아진다. 아울러 낮은 재매각 가격에 대한 우려는 투자자들로 하여금 단기자산을 과도하게 보유하게 만들 것이다. 둘째로 지금 당장 유동성을 보유할 필요성이 없는 투자자들도 낮은 수익을 제공하는 단기자산에 자신들의 자금을 재투자 할 것이다. 단기자산에 대한 과도한 투자는 낮은 수익을 낳고 그 자체도 낮은 수익을 낳는 자산에 재투자되어야 하기 때문에 비효율적이라 할

수 있다. 즉, 시장의 제한적 참여는 단기 자산에 대한 과도한 투자를 야기하며[5] 결국 금융시장 참여자의 감소는 장기증권에 대한 수요기반을 감소시켜 장기증권의 공급을 감소시킬 것이다.

은행 등의 금융중개기관은 단기 금융자산에 대한 과도한 투자 현상을 완화시킬 수 있다. 개인 입장에서는 어떤 시점에 유동성이 필요할지 불확실하지만 이러한 개인들의 연합(coalition)이라 할 수 있는 은행은 매 시점마다 필요한 유동성 규모를 예측할 수 있다. 은행은 다양한 만기의 자산을 보유하여 투자자들에게 언제든지 투자자산을 인출할 수 있도록 하는 옵션을 제공함으로써 개인들이 직접 자산을 시장에 매각할 필요성을 없애준다. 금융기관은 자산만기의 관리를 넘어 투자자를 위해 직접금융시장에 참여할 수도 있다. 규모 또는 범위의 경제에서 생겨나는 정보 접근의 개선은 보유 자산의 수익성을 제고하는 기회를 제공하기 때문이다. 결국 가계와 기업은 장기자산을 직접 보유하는 규모를 늘리기도 하지만 장기자산 관리기능이 우월한 금융기관을 통해 간접적으로 장기자산의 보유비중을 늘리게 될 것이다.

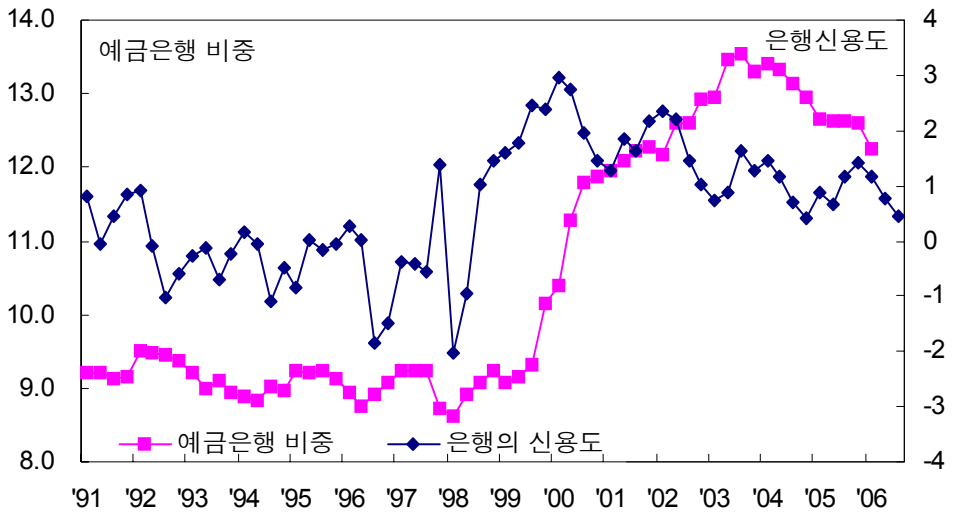
이러한 Diamond 모형은 은행 등 금융중개기관의 발전이 금융자산의 만기구성에 미치는 효과를 잘 보여준다. 은행산업의 발전에 의한 운용비용 감소는 유동성 획득을 보다 값싸게 하며 결국 시장의 유동성을 증가시킬 것이다. 이에 따라 투자자는 보다 장기의 자산을 보유할 수 있게 되고 은행부문의 발전은 자본시장 발전과 장기 금융자산의 비중 증가를 낳는다. 은행산업의 발전이 금융기관 수신단기화에 영향을 미치는 경로는 매우 다양할 수 있겠지만 Diamond 모형의 연장선상에서의 은행의 금융산업내 비중 확대(또는 은행의 신용도 개선)와 더불어 유동성관리기능의 혁신 등도 또 하나의 경로라 할 수 있다. 은행의 금융산업내 비중이 확대되거나 신용도가 제고되면 수시인출가능 예금상품을 제공하고 장기자산(장기대출, 장기회사채 등)을 보유하는 기능을 활발하게 할 수 있어 은행의 단기수신이 증가할 수 있기 때문이다.

<그림 6>은 금융산업내 은행의 비중과 은행의 신용도를 나타내기 위해 총

5) 일부는 참여할 필요가 없다고 가정되지만 실제로 이는 해당 투자자의 시장 참여비용이 매우 높은 기회비용을 낳기 때문이라고 해석하는 것이 적절할 것이다. 물론 이러한 기회비용은 매각을 위해 제공하는 자산의 가치를 평가하기 위한 정보를 획득하기 위한 비용이다.

금융자산(자금순환표 기준)중 예금은행의 비중과 CD(91일) 유통수익률과 회사채(장외 3년, AA-등급) 유통수익률간의 금리차를 보여주고 있다. 여기서 회사채 유통수익률은 Diamond 모형에서의 장기금융자산이 제공하는 수익률을 대표하며, CD유통수익률은 은행의 신용도를 대표한다. 여기에서 우리는 예금은행 비중은 1990년 초반 이래 매우 완만한 하락세를 보였지만 외환위기 이후 금융구조조정이 이루어진 2000년부터 2003년까지 급격히 증가하였음을 확인할 수 있다. 그러나 예금은행 비중은 2003년 이후 다시 하락세로 반전하였다. 한편 「회사채 금리-CD금리」로 대리한 장기금융자산 대비 은행의 신용도는 1991년 이래 완만한 하락세를 보이다 외환위기 이후 급격한 금융산업 구조조정과 더불어 크게 개선되었지만 2000년 이후 재차 완만하게 하락세를 보이고 있음을 알 수 있다.[6)]

<그림 6>　　은행산업의 비중과 은행의 신용도 추이



주: 예금은행 비중은 자금순환표상의 총금융자산대비 예금은행 비중
자료 : 한국은행(2006), 경제통계시스템

6) 외환위기 이후 회사채금리와 CD금리간 격차가 확대된 것은 은행산업의 구조조정 외에도 회사채시장이 보증채에서 무보증채 위주로 전환된 데에도 기인한다고 볼 수 있다.

나. 금리 요인

금융기관 단기수신의 증가요인에 관한 전통적인 논의는 J. M. Keynes가 제안했던 유동성함정(liquidity trap)과 관련된 연구로 단기 유동성이 왜 증가하고 단기 유동성이 증가할 경우 통화정책의 효과를 분석한다.[7] 일반적으로 유동성 함정은 화폐수요가 금리변화에 민감하게 반응하여 화폐수요의 금리탄력성이 높아지면 화폐시장을 균형시키는 산출량과 이자율 조합의 궤적을 나타내는 LM곡선의 기울기가 완만해지면서 통화정책의 유효성이 저하되는 상황으로 알려져 있다. 즉, 이자율이 일정 수준 이하로 하락할 경우 추가로 공급되는 통화는 모두 투기적 동기에 의한 화폐수요로 충당되어 통화의 이자율 탄력성이 급격히 높아지는 현상이 나타나며 통화량 변동이 이자율 변화를 낳지 못하는 상황이 발생한다.

Keynes가 제안한 유동성함정 가설은 대부분의 거시경제학이나 화폐금융론 교과서에 실려 왔지만 이에 대한 이론적·실증적 연구는 상대적으로 저조한 실정이다.[8] 물론 일본 경제가 1990년대 들어 장기 불황을 경험하면서 일부 학자들을 중심으로 유동성함정이 일본에서 발생하고 있다는 가설이 제기 되었고 이에 대한 실증분석이 부분적으로 진행되고 있다.

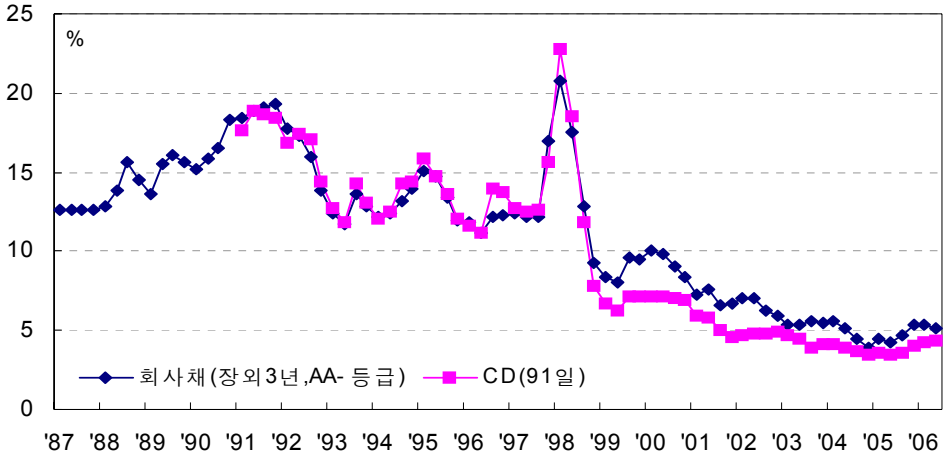
---

7) J. Hicks의 다음 문구에 따르면 유동성 함정이라는 용어는 케인즈와 자주 서신왕래를 했던 D. H. Robertson이 만들어냈다. “the interest-mechanism will not work. The special form in which this appears in the General Theory is the doctrine of the floor to the rate of interest - the ‘liquidity trap’ as Sir Dennis Robertson has called it” (Hicks, J. 1957. A Rehabilitation of “Classical” Economics? Economic Journal. 67 pp. 278-89.)

8) 과거 대공황 당시 미국이나, 버블 파열 후 일본 경제가 유동성 함정에 봉착했다는 일반적인 인식에도 불구하고 유동성함정이 실제로 존재하는지에 대한 경제학자들의 논쟁이 매우 치열하다는 점에 주의할 필요가 있다. 일부에서는 케인즈가 비록 유동성 함정의 이론적 가능성을 제기했지만 현실세계에서는 찾아볼 수 없다고 언급했음을 주장하고 있다. 케인즈 연구로 명성이 높은 경제학자 A. Leijonufvud는 “나는 이제껏 발생한 유동성 함정의 실제 예를 모른다.”라는 케인즈의 ‘일반이론’(p. 207)에 등장하는 문구를 인용하면서 이러한 주장은 보편화되었다. 그러나 케인즈가 대공황 시에 유동성 함정이 나타났었다는 언급을 스스로 한 사례도 있다는 점에 주의할 필요가 있다. 실제로 케인즈는 “미국의 경우 1932년에 합리적인 조건으로 사람들로 하여금 통화를 포기하기를 유도할 수 없었던 유동성 위기가 발생하였다.”(p. 207)라고 한 바 있다. 이외에도 유동성 함정이 발생가능하다는 언급도 자주 관찰된다. “이자율이 더 이상 하락할 수 없는 조건은 곧 실현될지 모른다.”(p. 219), “우리 세대가 당면한 문제의 심각성과 독특성은 이자율이 자산보유자가 용납할 수 없는 수준이라는 사실에 기인할 수 있다.”(p. 308)

<그림 7>은 1987년 이래 우량기업을 대상으로 한 회사채(장외 3년, AA-등급)와 CD(91일)의 유통수익률 추이를 보여주고 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 우리나라의 대표적인 장단기 금리라 할 수 있는 두 금리는 모두 1991년 이래 최근까지 장기간 하락세를 지속하여 왔음을 알 수 있다. 그러나 15년 가까이 하락세를 지속하던 장단기 금리는 모두 하락세를 멈추고 2005년 이후에는 상승하거나 과거 수준에 머무는 모습을 보이고 있다는 점에 주의할 필요가 있다.

<그림 7>　　회사채 수익률과 CD 수익률의 추이



자료 : 한국은행(2006), 경제통계시스템

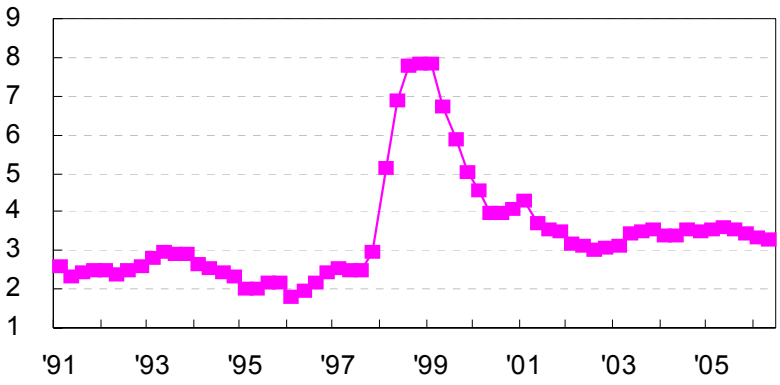
다. 불확실성 증가의 영향

금융기관의 단기금융상품에 대한 수요 증가의 또 하나의 요인은 J. M. Keynes가 제시한 예비적 동기에 기인한 화폐수요와 관련된다. 즉, 수입과 지출 시점간 불일치로 인한 거래의 교란을 완화하기 위해 화폐를 수요하며 이러한 불일치가 발생할 가능성, 즉 불확실성이 높아지는 경우 화폐수요가 증가한다. Keynes의 직관에도 불구하고 미시경제적 기초 하에서 유도된 모형은 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과에 대해서는 다소 모호한 결론을 낳고

있다. 가장 대표적으로 오성환·최운규(2000)는 소득증가의 불확실성이 화폐수요에 미치는 효과의 방향은 다양한 파라미터 값에 의존하여 실증분석에 있어서는 소득증가의 불확실성이 오히려 화폐수요를 감소시키는 현상을 발견하고 있다. 한편 주한광·주상영(2000)은 소득 증가에 대한 GARCH(1,1)모형에서 추정한 조건부 이분산으로 계측한 소득 불확실성이 M_1과 M_2 기준 화폐수요를 모두 증가시키는 것을 보여주었다.

<그림 8>은 1991년 이래 우리나라 실업률의 추이를 보여주고 있다. 외환위기와 더불어 급증했던 실업률은 1999년 이후 하락세를 거듭해 2002년 2/4분기까지 하락했다. 그러나 이후 상승 반전하여 외환위기 이전에 비해 높은 수준으로 올라섰다. 다만 2005년 중반부터 완만하게 하락하고 있다.

<그림 8> **실업률 추이**



주: 장기시계열을 이용하기 위해 구직기간 1주 기준 실업률을 사용하였으며 X11을 이용해 계절조정

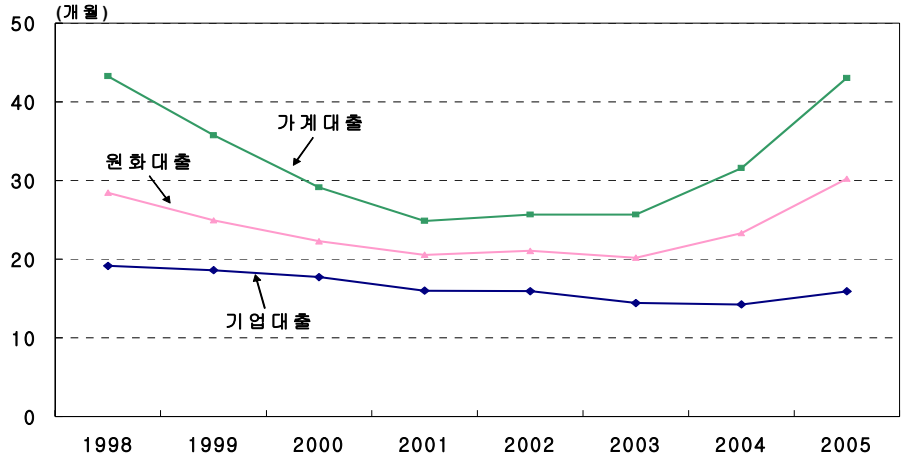
자료 : 통계청

라. 투자 침체와 가계대출

금융기관의 단기수신 증가의 마지막 요인은 금융기관자금에 대한 수요의 만기구조 변화이다. 즉, 금융기관자금에 대한 수요가 단기화할 경우 금융기관은 여신의 만기가 단기화하므로 위험관리를 목적으로 금융기관의 수신을 단기화함으로써 만기 불일치로 인한 유동성 경색을 완화하려고 노력할 것이기 때문이다.

우리나라에서 금융기관 여신에 있어 만기구조에 관한 대표적인 분석은 한국은행(2006.6)이라 할 수 있다. 한국은행(2006.6)에 따르면 일반은행의 대출평균만기(잔존만기 기준)는 1998년 말 28개월에서 2001년~2003년 중 20개월로 단축되었다가, 2004년 들어 장기 주택담보대출이 증가하면서 다시 증가하여 2005년 말에는 30개월 수준으로 늘어난 것으로 나타나고 있다(<그림 9> 참조).

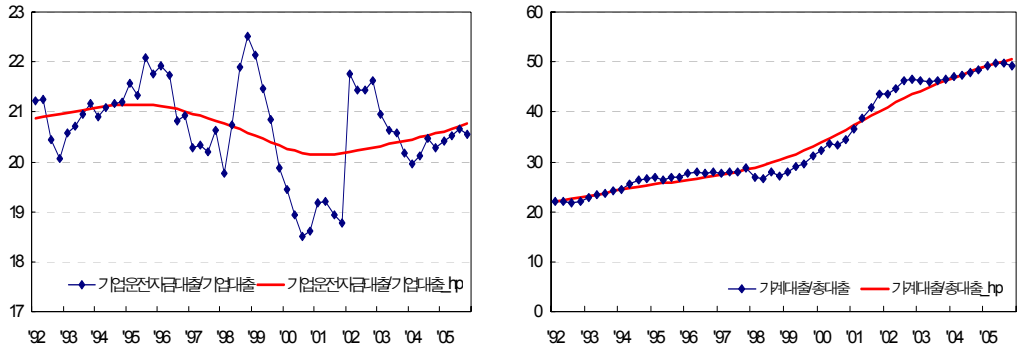
<그림 9> **일반은행의 대출 평균만기 추이**



주 : 1) 일반은행에 기업은행을 포함하였으며 외은지점은 제외
2) 한국은행, "은행대출의 만기구조 현황과 정책과제"(2006.6)에서 인용

이러한 금융기관 여신의 만기구조 단기화에는 다양한 요인이 작용할 수 있는데 이는 한국은행(2006.6)이 지적하듯이 금리의 하향 안정화와 설비투자 침체에 따른 시설 자금대출의 상대적 감소에 크게 기인하였다고 할 수 있으며, 대부분의 만기가 장기인 주택대출을 중심으로 한 가계대출 확대는 만기구조 단기화를 억제하였을 가능성이 있다(<그림 10> 참조).[9)]

<그림 10>　　시설자금 비중과 가계대출/총대출 비율추이



주 : 1) 시설자금 비중은 예금은행의 기업대출금 중 시설자금 대출의 비중임
　　2) 가계대출 비중은 예금은행의 총대출금 중 시설자금 대출의 비중임
자료 : 한국은행(2006), 경제통계시스템

2. 실증분석

가. 분석자료

본 연구에서 실증분석의 대상기간은 1991년 1/4분기부터 2006년 1/4분기까지이다. 분석에서 사용된 단기수신 지표는 앞에서 정의하였듯이 「M_1-현금」/「M_2-현금」과 「M_1-현금」/「L_f-현금」이다. 우선 은행산업 발전이

9) 한국은행(2006.6)은 기업대출의 만기구조의 단기화는 금리의 하향 안정화, 제조업의 설비투자 위축 외에도 금융기관의 위험관리 강화, 단기대출 위주의 기업여신관행 지속, 은행에 대한 유동성 규제 강화 등을 제시하고 있다.

금융기관 수신의 만기구조에 미치는 파급효과를 논한 Diamond의 가설을 검토하기 위해 우리는 금융산업 내 은행의 비중과 은행의 신용도를 대리할 수 있도록 L_f 중 예금은행의 비중과 회사채(장외3년, AA-등급) 유통수익률과 CD(91일물) 유통수익률간 금리차를 선택하였다. 한편 가계와 기업의 단기금융자산 보유에 따른 기회비용을 나타내기 위한 금리 변수로 회사채(AA- 등급) 유통수익률을 선택하였다.

경제 불확실성은 예비적 저축에 관한 연구에서 불확실성의 대리변수로 자주 사용하는 실업률을 선택하였으며 투자침체와 가계대출확대 등에 따른 금융기관의 수신구조 변화를 분석하기 위해서 기업대출 중 시설자금 대출 비중과 총대출 대비 가계대출 비중을 선택하였다. 모형의 추정기간은 자료의 이용가능성을 감안해 필요에 따라 1991년 1/4분기에서 2006년 1/4분기까지로 잡았지만 외환위기로 인한 자료의 왜곡과 그에 따른 계수 추정의 오류를 최소화하기 위해 1991년 1/4분기부터 1997년 2/4분기까지와 1998년 3/4분기부터 2006년 1/4분기까지의 두 기간으로 나누어 분석하였다.

추정에 앞서 시계열의 안정성 여부와 변수들 간의 인과관계를 검정하였다. 우선 시계열의 안정성여부에 대한 단위근 검정은 다음과 같은 검정식[10]을 설정한 후 Dickey and Fuller(1979)의 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검정과 Phillips and Perron(1988)의 Phillips-Perron검정을 활용하였다. 모형에 포함된 변수들에 대한 단위근 검정결과는 <표 4>의 (a), (b), (c)에 요약되어 있다.

---

10) 검정식은 $\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$,이며 귀무가설 $H_0 : \rho = 1$이다. 시차(m)의 값은 AIC(Akaike's Information Criteria)와 Schwarz BIC(Bayesian Information Criteria)에 근거하여 결정하였다.

<표 4> 단위근 검정결과

(a) 1991년 1/4분기 - 1997년 2/4분기

y_t	ADF 검정		Phillips Peron z_T검정	
	z_{DF}	$\widehat{\rho}_T$	z_T	$\widehat{\rho}_T$
은행 비중	-3.149(1)	-0.472	-1.994(1)	-0.251
시설자금대출비중	-2.843(0)*	-0.647	-2.822(2)*	-0.647
은행의 신용도	-3.978(1)**	-0.772	-3.263(4)*	-0.701
가계대출비중	-1.752(0)	-0.345	-1.774(1)	-0.345
M_1'/M_2' 로그값	1.889(1)	-0.197	1.582(1)	-0.148
M_1'/L_f' 로그값	-3.572(4)*1)	-0.414	-1.380(1)	-0.133
실업률	-0.166(1)	-0.450	-0.148(2)	-0.445
회사채수익률	-0.120(1)	-0.374	-0.092(2)	-0.553
은행비중 차분	-3.269(0)**	-0.652	-3.205(3)**	-0.652
가계대출비중 차분	-5.203(0)***	-1.175	-5.345(2)***	-1.175
M_1'/M_2' 로그값의 차분	-3.680(0)**	-0.763	-3.677(1)**	-0.763
M_1'/L_f' 로그값의 차분	-1.326(2)	-0.466	-3.525(3)**	-0.718
실업률의 차분	-0.783(0)***	-0.005	-0.783(2)***	-0.004
회사채수익률의 차분	-0.700(0)***	-0.006	-0.700(0)***	-0.001

(b) 1998년 3/4분기-2006년 1/4분기

y_t	ADF 검정		Phillips Peron z_T검정	
	z_{DF}	$\widehat{\rho}_T$	z_T	$\widehat{\rho}_T$
은행비중	-0.040(0)	-0.002	-0.269(2)	-0.002
시설자금대출 비중	-2.053(0)	-0.256	-2.053(0)	-0.502
은행의 신용도	-5.514(0)***	-0.502	-8.159(8)***	-0.401
가계대출비중	-0.621(2)	-0.048	-0.328(4)	-0.021
M_1'/M_2' 로그값	-2.107(7)	-0.129	-1.250(4)	-0.060
M_1'/L_f' 로그값	-2.109(7)	-0.132	-2.276(5)	-0.096
실업률	-4.083(1)***	-0.117	-1.656(1)	0.443
회사채 수익률	6.634(1)***	-0.455	-5.769(2)***	-0.537
은행비중 차분	-4.930(0)***	-0.887	-3.441(3)**	-0.563
시설자금대출비중 차분	-4.678(0)***	-0.849	-4.636(7)***	-0.849
가계대출비중 차분	-3.281(1)**	-0.686	-5.892(2)***	-1.069
M_1'/M_2' 로그값의 차분	-6.956(3)***	-0.778	-6.148(3)***	-0.778
M_1'/L_f' 로그값의 차분	-7.082(0)***	-0.859	-6.308(4)***	-0.859

(c) 1991년 1/4분기-2006년 1/4분기

y_t	ADF 검정		Phillips Peron z_T검정	
	z_{DF}	$\widehat{\rho}_T$	z_T	$\widehat{\rho}_T$
은행비중	-1.809(1)	-0.479	-3.400(2)	-0.340
시설자금대출비중	-3.904(0)***	-0.198	-2.549(2)**	-0.200
은행의 신용도	-3.438(0)*	-0.333	-3.408(1)*	-0.333
가계대출비중	2.629(4)	-0.132	1.629(2)	-0.084
M_1'/M_2' 로그값	-1.881(1)	-0.055	-1.576(4)	-0.040
M_1'/L_f' 로그값	-1.852(1)	-0.061	-1.735(4)	-0.052
실업률	-3.464(1)*	0.102	-2.031(3)	0.059
회사채수익률	-4.799(1)***	-0.333	-2.702(5)	-0.207
은행비중 차분	-4.671(0)***	-0.571	-4.693(2)***	-0.571
가계대출비중 차분	-4.344(1)***	-0.856	-8.425(3)***	-1.139
M_1'/M_2' 로그값의 차분	-4.337(0)***	-0.489	-4.381(3)***	-0.489
M_1'/L_f' 로그값의 차분	-5.014(0)***	-0.603	-5.045(3)***	-0.603

주: 1) M_1' = M_1- 현금, M_2' = M_2- 현금, L_f' = L_f - 현금
2) 괄호안의 값은 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의해 포함된 시차의 길이임
3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 귀무가설(단위근이 존재한다)의 기각이 통계적 유의성이 있음을 뜻함

우선 1991년 1/4분기~1997년 2/4분기간의 경우 단위근 검정결과 예금은행 비중, 가계대출비중, M_1'/M_2' 로그값, M_1'/L_f' 로그값, 회사채 수익률, 실업률에서 ADF검정이나 Phillips-Perron검정 모두 수준변수가 단위근을 가지고 있어 불안정적인 시계열로 나타났다.[11] 그러나 1차 차분한 변수들은 모두 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 안정적인 시계열로 나타났다. 1998년 3/4분기~2006년 1/4분기간의 경우에도 은행의 신용도, 회사채 수익률, 실업률을 제외하곤 모두 수준변수에 단위근이 있으며 차분시 안정적인 시계열로 전환하였다. 은행의 신용도와 회사채 유통수익률의 경우 단위근의 존재가 1%의 유의수준에서 기각되었다.[12] 마지막으로 1991년 1/4

11) M1/L 시계열은 1991년1/4분기~1997년 2/4분기 기간 전체에 대해 이용 불가능하므로 분석에서 제외하였다.
12) 실업률의 경우에는 ADF검정에서 단위근의 존재가 기각되었지만 Phillips-Peron 검정에서는 단위근의 존재를 기각할 수 없었다. 그러나 Phillips-Peron 검정의 경우 1999년 이후의 시계열만을 포함할 경우 단위근의 존재가 1%의 유의수준에서 기각되어 본고에서는 단위근의 존재가 기각되는 것으로 간주하여 실증분석을 수행했다.

분기~2006년 1/4분기간의 경우에는 실업률과 회사채 수익률에 대한 ADF검정과 시설자금대출비중, 은행의 신용도를 제외하곤 모든 수준 변수에 있어 단위근이 존재하는 결과가 나타났으며 1차 차분한 결과 모든 시계열은 안정적인 시계열로 전환되었다.

나. 인과관계의 검정

<표 5>에는 단기수신과 은행비중, 은행의 신용도, 투자(시설자금 대출비중), 가계대출(GDP 대비 가계대출), 금리, 불확실성 변수들 간의 그랜져 인과관계 검정(Granger causality test) 결과가 나타나 있다.[13)]

인과관계 분석은 1991년 1/4분기~1997년 2/4분기, 1998년 2/4분기~2006년 1/4분기, 그리고 1991년 1/4분기~2006년 1/4분기의 전기간에 대해 수행되었다. 우선 외환위기 이전인 1991년 1/4분기~1997년 2/4분기부터 보면 실업률에서 M_1'/L_f' 로의 인과관계를 제외하곤 어떤 변수도 단기수신 비중으로 인과관계를 갖고 있지 못함을 알 수 있다. 그러나 외환위기 이후인 1998년 2/4분기~2006년 1/4분기의 그랜져 인과관계 검정 결과에서는 인과관계가 생겨났다. 인과관계는 불확실성 변수인 실업률과 기회비용 변수인 금리에 집중되어 나타났는데 이 두 변수는 단기수신 비중을 나타내는 지표의 종류에 관계없이 인과관계를 가졌다. 특히, 두 변수에서 단기수신 비중으로 그리고 단기수신 비중에서 두 변수로 양방향의 인과관계가 관찰되었다. 한편 은행의 신용도는 M_1'/L_f'지표로 인과관계가 있는 것으로 나타났지만 통계적 유의성은 다소 약했다.

한편 1991년 1/4분기~2006년 1/4분기의 전기간에 대한 그랜져 인과관계 분석은 1998년 2/4분기~2006년 1/4분기의 기간에 비해 상당히 많은 인과관계를

13) Granger(1969)는 예측오차를 이용하여 인과(causality)라는 개념을 제시하였다. 만약 Y의 과거 정보만 가지고 Y를 예측할 때 보다 X와 Y의 과거 정보를 이용하여 Y에 대한 예측을 더욱 잘 할 수 있으면 X는 Y의 원인변수가 된다고 본다. 다시 말해서, X의 과거 정보를 가지고 Y에 대한 예측오차를 줄일 수 있으면 X는 Y의 원인변수라고 본다. 실제 검정시 Granger 인과검정 방법은 Y를 Y의 시차변수 및 X의 시차변수로 회귀식을 추정하여 X의 시차변수들의 결합검정(joint test)을 하게 된다.

보여주고 있다. 우선 불확실성 변수인 실업률과 기회비용 변수인 금리는 지표 종류와 관계없이 단기수신 비중과 쌍방향의 그랜져 인과관계를 여전히 유지할 수 있었다. 한편 시설자금대출 비중은 M_1'/M_2'로 인과관계가 있음을 보여주었고, 총대출대비 가계대출 비중, 은행의 신용도, 그리고 은행비중은 M_1'/L_f'지표로 인과관계를 나타냈다.

이상의 결과는 그랜져 인과관계가 통상적인 인과관계를 의미하지는 않는다는 전제하에서 다음과 같은 해석이 가능하다. 우선 외환위기 이후의 금융기관 수신 단기화에 은행신용도의 개선 등이 영향을 미칠 가능성이 있다. 아울러 단기수신 비중과 경제 불확실성 및 금리는 상호간에 서로 영향을 미치면서 일종의 양(+)의 피드백(feedback) 관계를 형성하였을 수 있다. 물론 단기수신 비중관련 변수간의 인과관계 검정은 해당 변수가 단기수신 비중 변화에 추가적 설명력을 보유하는가의 여부만을 판단하기 때문에 변화의 방향이나 그 정도를 판단하는 것은 어렵다는 점에 유의할 필요가 있다.

<표 5> **Granger 인과관계 검정 결과**

(a) 1991년1/4분기-1997년2/4분기

단기수신 비중	인과 방향[1)]	시설자금 대출비중	총대출대비 가계 대출	은행의 신용도	은행비중	실업률	장기금리
M_1'/M_2'	→	**0.008**	0.503	0.518	0.378	0.489	0.414
M_1'/L_f'	→	**0.092**	0.569	0.464	0.187	0.674	0.754
M_1'/M_2'	←	0.822	0.777	0.926	0.505	0.112	0.651
M_1'/L_f'	←	0.973	0.834	0.787	0.707	**0.003**	0.563
차분여부	-	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	차분변수	차분변수

(b) 1998년3/4분기-2006년1/4분기

단기수신 비중	인과 방향[1)]	시설자금 대출비중	총대출대비 가계 대출	은행의 신용도	은행비중	실업률	장기금리
M_1'/M_2'	→	0.131	0.511	0.389	0.271	**0.000**	**0.040**
M_1'/L_f'	→	0.120	0.542	0.277	0.231	**0.000**	**0.000**
M_1'/M_2'	←	0.416	0.270	0.236	0.706	**0.000**	**0.020**
M_1'/L_f'	←	0.676	0.240	**0.081**	0.725	**0.000**	**0.000**
차분여부	-	차분변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	수준변수

(c) 1991년1/4분기-2006년1/4분기

단기수신 비중	인과 방향[1)]	시설자금 대출비중	총대출대비 가계 대출	은행의 신용도	은행비중	실업률	장기금리
M_1'/M_2'	→	**0.000**	0.584	0.772	0.443	**0.000**	**0.010**
M_1'/L_f'	→	0.900	**0.083**	0.923	**0.059**	**0.000**	**0.000**
M_1'/M_2'	←	**0.008**	0.654	0.128	0.67	**0.033**	**0.000**
M_1'/L_f'	←	0.961	**0.026**	**0.014**	**0.056**	**0.051**	**0.027**
차분여부	-	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	수준변수

주: 1) →는 각 검정의 귀무가설은 "좌측변수로부터 상단변수로의 인과관계가 없다" 임
←는 각 검정의 귀무가설은 "상단변수로부터 좌측변수로의 인과관계가 없다" 임
2) 표의 숫자는 p-value이며, 10% 유의수준에서 기각된 귀무가설은 진하게 표시됨
3) $M_1' = M_1$ - 현금, $M_2' = M_2$ - 현금, $L_f' = L_f$ - 현금
4) M_1'/M_2'와 M_1'/L_f'는 모두 차분변수를 사용

다. 실증분석 결과

이제 금융기관 수신의 단기화에 영향을 미쳤다고 판단되는 변수들의 영향의 방향과 그 정도를 파악하고 아울러 이들 변수간의 상대적 중요성을 파악하기 위해 회귀분석 결과를 살펴보기로 하자.

본고에서 회귀분석은 통상최소자승법(OLS; Ordinary Least Square)을 활용하였으며 분석기간은 금융기관 수신의 단기화가 추세적으로 나타나기 시작했던 외환위기 이후 기간인 1998년 2/4분기~2006년 1/4분기의 기간과 외

환위기 이전 기간을 포함한 1991년 1/4분기~2006년 1/4분기의 전기간으로 잡았다. 추정에 있어서 이분산 문제를 조정하기 위해 Newey-West(1987)의 이분산 일치 공분산행렬 추정량(heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator)을 이용하였으며 자기상관문제를 해결하기 위해 AR(1)항을 추가하였다.

<표 6>에는 단기수신 비중인 M_1'/M_2', M_1'/L_f'를 종속변수로, 그리고 투자(시설자금 대출비중), 가계대출(총대출 대비 가계대출), 은행산업의 발전(예금은행비중과 은행의 신용도), 기회비용을 나타내는 장기금리, 불확실성 변수를 대리하는 실업률을 설명변수로 하는 회귀분석 결과가 나타나 있다. 참고로 기본 추정식은 다음과 같다.

$$SD_t = a + \beta_1 BR_t + \beta_1 UER_t + \beta_3 FLR_t + \beta_4 HLR_t + \beta_5 LI_t + \beta_6 BC_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (2)$$

여기서, SD_t: 금융기관 단기수신비중으로서 M_1'/M_2' 또는 M_1'/L_f'
BR_t: 자금순환표상 총금융자산에서 예금은행이 차지하는 비중
UER_t: 실업율
FIR_t: 시설자금대출금/기업대출금 비중
HLR_t: 가계대출금/총대출금 비중
LI_t: 장기시중금리
BC_t: 은행의 신용도(회사채금리-CD금리)

실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 우선 두 기간 모두에 있어 금융기관 수신 단기화에 대해 일관되게 유의성 있게 나타난 설명 변수는 가계와 기업의 단기자산 보유에 따른 기회비용인 장기금리 수준으로 나타났다. 장기금리의 부호는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보였다.

<표 6> 단기수신 비중 M_1'/M_2', M_1'/L_f'에 대한 회귀 분석 결과[14)]

(a) 1998년3/4분기~2006년 1/4분기

종속변수: M_1'/M_2'(차분)		종속변수: M_1'/L_f'(차분)	
변수명	계수값 (표준오차)	변수명	계수값 (표준오차)
상수항	-0.041 (0.009)***	상수항	-0.047 (0.012)***
가계대출/총대출(차분)	0.276 (0.114)**	가계대출/총대출(차분)	0.084 (0.131)***
실업률(-1)	0.014 (0.003)***	실업률(-1)	0.014 (0.003)***
시설대출/기업대출(차분)	-0.034 (0.149)	시설대출/기업대출(차분)	-0.005 (0.114)
회사채 수익률(-1)	-0.005 (0.002)***	회사채 수익률(-1)	-0.004 (0.001)**
예금은행 비중(차분)	0.022 (0.204)	예금은행 비중(차분)	-0.048 (0.159)
은행 신용도	0.025 (0.005)***	은행 신용도	0.020 (0.006)**
AR(1)	-0.327 (0.158)**	AR(1)	-0.393 (0.148)**
D-W stat= 2.165 R^2 =0.500		D-W stat= 2.294 R^2=0.493	

14) 실증분석에서 변수의 내생성 문제가 발생할 수 있다. 이에 따라 우리는 그랜져 인과관계 결과와 공통된 시차선정 기준을 통한 임의성의 배제라는 기준을 활용해 변수를 선정하였다. 즉, 그랜져 인과관계검정결과 단기수신 비중에 대해 양방향으로 상호 인과관계가 성립하는 경우 내생성 문제가 발생할 경우 시차변수를 사용하였다. 반면 그랜져 인과관계가 성립하지 않거나 단기수신비중으로만 발생하는 변수는 시차변수를 사용하지 않았다.

(b) 1991년1/4분기~2006년1/4분기

종속변수 : M_1'/M_2'(차분)		종속변수 : M_1'/L_f'(차분)	
변수명	계수값 (표준오차)	변수명	계수값 (표준오차)
상수항	0.403 (0.208)*	상수항	0.116 (0.222)
가계대출/총대출(차분)	0.144 (0.110)	가계대출/총대출(-1, 차분)	0.485 (0.225)**
실업률(-1)	0.006 (0.005)	실업률(-1)	0.006 (0.003)**
시설대출/기업대출(-1)	-0.122 (0.071)*	시설대출/기업대출	-0.037 (0.076)
회사채수익률(-1)	-0.011 (0.003)***	회사채수익률(-1)	-0.003 (0.002)**
예금은행 비중(차분)	0.328 (0.159)**	예금은행 비중(-1, 차분)	0.554 (0.253)**
은행 신용도	2.219 (0.674)***	은행 신용도	0.205 (0.610)
M_1'/M_2'(-5, 차분)	-0.348 (0.047)***	M_1'/L_f' (-5, 차분)	-0.496 (0.121)***
AR(1)	0.268 (0.158)*	AR(1)	-0.264 (0.145)*
AR(2)	0.600 (0.163)***	AR(2)	0.113 (0.128)
D-W stat = 2.243 R^2 =0.632		D-W stat= 2.070 R^2 =0.555	

주: 1) 괄호 ( ) 안의 값은 Newey and West(1987) 방식에 의해 계산한 표준오차임.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다.
3) 분석기간에 따라 각 변수의 안정성에 있어 차이가 발생하므로 우리는 앞 절의 단위근 분석 결과를 따라 수준 변수와 차분변수의 사용여부를 결정하였다. 즉, 분석기간별로 수준변수가 안정적인 경우에는 수준변수를, 차분을 하여야 안정적인 변수는 차분변수를 선정하여 설명변수를 선정하였다.

두 번째로 일관되게 유의성 높은 행태를 보여주고 있는 변수들은 실업률, 은행의 신용도로 나타났다. 실업률은 대체로 통계적으로 유의한 양(+)의 값을

보여 경제불확실성의 증가는 단기수신 비중을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 은행의 신용도 역시 예측대로 대체로 유의성 있는 양(+)의 값을 나타냈다. 한편 은행산업의 발전을 대리하는 은행비중은 비록 유의성이 다소 떨어졌지만 일관성 있는 양(+)의 값을 보였다. 이러한 결과는 II장에서 검토하였던 다른 국가들의 단기수신 비중 증가와도 관계될 수 있을 것으로 보인다. 우선, 전 세계적인 저금리 현상과 은행산업의 발전은 각국에서 단기수신 비중을 높이는 결과를 초래하였고, 독일과 일본에서 볼 수 있듯이 경제 불확실성의 증가는 단기수신 비중의 증가를 야기하였늘 가능성이 있다. 한편 시설자금대출 비중으로 살펴본 기업투자도 통계적 유의성은 미약했지만 일관되게 음(-)의 값을 나타내었다. 마지막으로 총대출중 가계대출 비중의 경우에는 예상과 달리 일관되게 양(+)의 부호를 보여주고 있다.[15] 특히 이러한 가계대출의 계수는 외환위기 이후기간인 1998년 3/4분기~2006년 1/4분기 중에 매우 높은 통계적 유의성을 가지는 것으로 나타나고 있다.

IV. 결론 및 시사점

본고에서는 금융기관 수신의 단기화 지표를 분석하여 우리나라와 주요 국가에서 실제로 금융기관 수신이 단기화하고 있는 가의 여부를 검토하였다. 아울러 단기수신의 증가 원인을 수요요인(금리수준, 불확실성)과 공급요인(투자, 가계대출, 은행 비중과 신용도)으로 구분하고 그랜져 인과관계 분석과 회귀분석을 통해 실증분석하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 우리나라에서 금융기관 수신의 단기화 여부와 관련하여 통화통계와

15) 우리나라의 경우 가계대출이 대부분 변동금리부로 이루어지며 주택담보대출을 중심으로 가계대출이 확대되어왔다는 점을 감안할 때 금융기관의 입장에서 가계대출의 위험성이 낮은 것으로 볼 수 있다. 따라서 금융기관이 장기 가계대출의 확대에 대응하여 수신자금의 만기를 장기화하지 않아도 이자율변동위험이나 유동성위험은 크게 증가하지 않으므로 수신자금의 만기를 장기화할 유인이 높지 않은 것으로 볼 수 있다. 반면 주택담보대출을 통해 공급된 자금이 금융기관으로 다시 유입되는 과정에서 단기수신이 확대되었을 가능성이 있다. 즉 주택매도자의 경우 주택매입자로부터 받은 자금을 새로운 투자처를 찾을 때까지 일시적으로 유동성이 높은 단기금융자산 형태로 보유하려고 하기 때문에 단기로 금융기관에 예치함으로써 금융기관의 단기수신이 확대되었을 수 있다.

가계 및 기업의 자산 만기구조를 검토하고 Hodrick-Prescott 필터에 의해 추세 분석을 한 결과 수신의 단기화 현상은 외환위기 이후에 나타난 구조적 변화이며 아직 까지도 지속되고 있는 현상으로 받아들일 수 있었다.

둘째, 미국, 독일(EU통합이전), EU, 그리고 일본에 있어서 금융기관 수신의 단기화 여부를 검토한 결과 금융기관 수신의 단기화는 많은 국가에서 관찰 가능한 현상이며 일시적 현상이라기보다는 장기적 현상임을 찾아볼 수 있었다. 각국의 금융시장 변화, 경제 여건 변화를 감안해 볼 때 세계적 저금리 현상, MMDA 등 은행산업의 발전, 장기 불황에 따른 투자침체, 소비자신용의 발전 등 다양한 요인이 금융기관 수신의 단기화에 기여했을 것으로 추정할 수 있었다.

셋째, 1991년 1/4분기~2006 1/4분기의 우리나라 거시금융 자료에 기초한 그랜져 인과관계분석 결과 실물경제의 불확실성과 금리수준, 그리고 은행의 신용도로부터 수신 단기화로의 그랜져 인과관계를 확인할 수 있었다. 아울러 단기수신의 증가 원인을 수요요인(금리수준, 불확실성)과 공급요인(투자, 가계대출, 은행 비중과 신용도)으로 구분하여 변수를 선정한 후 회귀분석을 시행한 결과 우리나라에 있어 수신 단기화 현상에 대해 가장 큰 영향을 미쳐왔던 것은 장기간에 걸친 장기금리의 하락현상이었다고 할 수 있었다. 아울러 경제불확실성 증가나 기업투자의 위축도 대체로 단기수신 비중의 증가를 야기하는 것으로 나타났지만 가계대출 확대는 예상과 달리 금융기관 수신의 단기화를 억제하기 보다는 촉진하는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과는 기존의 단기화 관련 논의, 즉 금융기관 수신 단기화가 발생하고 있으며, 이러한 단기화 현상에는 저금리, 경제불확실성 증가, 투자 침체 등이 큰 영향을 미쳤다는 주장을 실증적으로 확인해 준다는 점에서 의의가 있다고 할 수 있다. 그러나 본 연구는 기존의 금융기관 수신 단기화 논의를 두 가지 측면에서 확대하였다고 판단된다. 첫째, 은행산업의 발전이 금융기관 수신 단기화에 영향을 미칠 수 있다는 Diamond(1997)의 가설을 실증적으로 검토하였으며, 그 결과 은행산업 발전은 적어도 우리나라에서 수신 단기화에 유의적인 영향을 미칠 수 있음을 확인할 수 있었다. 둘째로, 금융기관 수신의 단기화는

우리나라만의 현상은 아니며 미국, 일본, 독일, EU 등 각국에서 관찰할 수 있는 현상이라는 점이다. 이 점은 단기화의 원인이 전세계에 걸쳐 보편적으로 나타나고 있는 요인, 예를 들어 저금리, 은행산업의 발전 등에 기인할 수 있음을 시사한다. 다만 각국의 단기화 원인에 관한 엄밀한 분석을 위해서는 추가적인 실증연구가 필요한 것으로 보인다.

<참고 문헌>

강종구(2004), “최근 금융기관 자금의 만기구조 단기화 현상과 정책과제,” 한국은행, 금융경제연구 제 175호.

백웅기・함정호(2003), “최근 유동성 과다 현상의 원인과 정책과제,” 한국은행, 금융경제연구 제 166호.

오성환・최운규(2000), “불확실성과 금융혁신을 감안한 화폐수요함수,” 『금융학회지』 제 5권, 제 3호, pp.93-116

주한광・주상영(2000), “우리나라 가계와 기업의 부문별 화폐수요: 불확실성과 환율을 고려한 연구,” 『경제학 연구』 제 50집 제 2호, pp.149-183

최희갑(2003), “단기 부동자금의 실상과 해결방안,” 삼성경제연구소

한국은행, 경제통계시스템

한국은행, 『기업경영분석』, 각 연호

한국은행(2002.3), “새 통화지표 편제결과”

한국은행(1997.12), “유동성 수준 평가방법”

한국은행(2000), 한국의 금융・경제연표.

한국은행(2006.6), “은행대출의 만기구조 현황과 정책과제”

한국은행(2006), 『금융생활 길라잡이』

Diamond, Douglas W.(1997) “Liquidity, Banks, and Markets,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 5, pp.928-956.

Dickey, D. A. & W. A. Fuller(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association* 74.

Keynes, J. M.(1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.

Phillips, P. C. B. and Perron, P.(1988), “Testing for a Unit Root in time Series Regression,” *Biometrika* 75(2), pp.335-346.

Granger, C. W. J.(1969),“Investing Causal Realtions by Econometric Models and Cross-Spectral Models,” *Econometrica* 37.

Newey, Whitney and Kenneth West(1987). “A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55, pp.703-708.