

은행예금이자율 변화의 결정요인 분석

오세열* · 이현석**

〈요 약〉

본 연구는 우리나라 예금이자율 변화의 움직임에 대한 방향성과 그 원인을 분석하며, 이를 실증적으로 검토함을 목적으로 하고 있다. 실증분석은 1999년 7월부터 2001년 6월까지의 주별 자료를 대상으로 우리나라 14개 금융기관의 3개월 만기 양도성예금증서와 환매채, 표지어음을 대상으로 하였으며, 시장이자율의 대용변수로는 3개월 만기 기업어음을 사용하였다. 기존 연구에서 사용되었던 MMDA의 경우, 우리나라에서는 일정기간동안 고정되어 있는 것으로 나타나 예금이자율변동에 대한 연구를 하는데 있어서 적합하지 않아 이를 제외하였다.

실증분석결과 우리나라 금융기관의 예금이자율의 움직임은 기존 연구에서 나타난 결과와 상이하게 상향경직성이나 하향경직성을 갖고 있지 않으며, 상향과 하향의 움직임에서 큰 차이를 보이지 않고 있다. 따라서 비대칭조정모형보다는 대칭조정모형이 적합한 것으로 나타났다. 한편, 예금이자율변화에 대한 원인을 분석하기 위하여 시장이자율의 변화와 백분율로 나타난 예금이자율의 홀수가격결정, 시장이자율과 예금이자율의 차이 등에 대해 검토한 결과 상당수의 금융기관에서 시장이자율과 예금이자율의 차이에 의해 예금이자율이 변화하는 것으로 나타났다. 그러나 시장이자율의 변화와 홀수가격결정은 미미하거나 전혀 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

I. 도 입

과거 우리나라 통화신용정책은 금리보다 통화량 조절에 중점을 두었으며, 각종 금리가 규제되어 있었다. 따라서 채권시장이 발달되지 않은 상황에서 정부의 통화신용정책은 총통화 중심이었으며, 다만 회사채 수익률만이 시장금리수준을 제대로 반영하여 정책결정은 이러한 회사채 수익률을 기준으로 형성되었다. 그러나 외환위기를 겪으면서

* 성신여자대학교 경영학과 교수

** 성신여자대학교 경영학과 강사

*** 본 연구는 2000년도 성신여자대학교 학술연구조성비를 지원받아 수행된 연구이며, 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원에게 감사드립니다.

한국은행은 콜금리를 중심으로 통화량 조절을 하게 되었으며, 금융기관의 이자율결정도 콜금리나 기타 단기이자율을 상당부분 반영하고 있다.

우리나라 금융기관은 그동안 점진적인 금리자유화를 통해 독자적인 이자율 결정과 후발 금융기관의 시장 참여로 경쟁이 치열해지면서 이자율의 차별화를 이루어왔다. 그러나 외환위기 이전에는 금리자유화에도 불구하고 금리규제가 일부 남아있었을 뿐만 아니라, 금융기관의 이자율 결정과 대출심사의 문제점 등으로 금융기관의 경영을 압박하게 되었고, 결국 외환위기를 초래하였다. 외환위기를 통해 우리나라 금융기관은 금융기관에 대한 금리 규제에서 탈피하였으며, 금융기관의 경영실적을 고려하여 외환위기 이전보다 자유롭게 이자율 결정을 하게 되었다. 이로 인해 여수신이자율과 시장이자율의 상관관계가 높아졌으며, 따라서 만성적인 자금과부족 현상을 어느 정도 해소할 수 있었다.

본 연구는 이러한 변화를 바탕으로 예금이자율과 시장이자율의 관계에 초점을 맞추고 있다. 특히 외환위기 이후 금융기간의 예금이자율 변화가 시장이자율과 어떠한 관련을 갖는지를 분석하며, 이를 위해 시계열분석과 횡단면분석을 시도한다.

그동안 우리나라에서 행해졌던 은행이자율에 대한 연구는 여수신금리의 스프레드에 대한 것이 주를 이루고 있으며, 예금이자율의 경직성이나 시장이자율과의 관계를 보기 위한 조정모형에 대한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 본 연구는 이러한 점에서 시사하는 바가 크다고 하겠다.

Hannan & Berger(1991), Neumark & Sharpe(1992) 등 예금이자율 결정에 관한 기존 연구는 금융기관의 규모와 예금 비용에 대한 분석에 초점을 맞추고 있다. 예금이자율 결정은 크게 2가지 특징을 갖고 있는 것으로 논의되고 있다. 첫째, 예금이자율은 비이자비용까지 포함한다고 하더라도 시장이자율보다 낮게 지불되는 점이다. 둘째, 예금이자율 조정은 비대칭성을 갖고 있어 시장이자율이 올라 시장이자율과 예금이자율의 스프레드가 커질 때는 예금이자율이 상향경직성을 갖지만 시장이자율이 하락해서 시장이자율과 예금이자율의 차이가 작아질 때는 가변성을 갖게 되는 점이다.

예금이자율의 움직임에 대한 기존의 연구는 미국의 단기재정채를 시장이자율로 설정하고 개별 금융기관의 예금이자율에 대해 시계열분석을 통해 예금이자율의 경직성을 조사하거나 횡단면 분석을 통해 예금이자율의 변화에 미치는 특성요인을 분석하였다. 그 결과 시장이자율과 예금이자율의 차이가 예금이자율 경직성을 설명하는 중요한 원인이 밝혀졌다. 그러나 시계열 연구에서 사용된 분석방법은 대부분 대칭조정모형을 통해서 이루어졌다. 대칭조정모형을 사용하게 되면, 예금이자율 경직성의 방향에 대해

부정확한 결론을 유도할 수 있다. 따라서 예금이자율의 상향과 하향 움직임에 대한 각각의 분석을 해야 할 필요성이 제기되었으며, 이를 위해 비대칭조정모형의 도입이 필요하다. 본 연구는 우리나라 금융기관에 대해 대칭조정모형과 비대칭조정모형을 검증함으로써 두 모형의 설명력을 비교하기로 한다.

Hannan & Berger(1991), Neumark & Sharpe(1992), Sharpe(1997) 등은 예금이자율에 대한 횡단면 분석을 통해 예금이자율에 영향을 미치는 변수에 대한 연구를 하였다. 그들은 시장특성변수 등의 중요성을 강조하였으며, 특히 시장집중도가 주요한 영향변수라고 주장하고 있다. 본 연구에서는 자기회귀에 의한 시계열분석뿐만 아니라 프로빗모형을 사용한 횡단면분석을 통해 이전의 연구결과와 비교를 해본다. 다만, 우리나라의 경우 예금은행은 시중은행과 지방은행 등으로 구분되어 있을 뿐만 아니라 금융기관의 수가 미국처럼 많은 수가 존재하지 않고 있고, 또한 규모에 있어서도 시중은행간 큰 차이를 보이지 않고 있으므로 시장집중도와 같은 특성변수에 의한 분석은 큰 의미가 없다고 생각된다. 따라서 본 연구에서는 이를 제외하고 분석하기로 한다.

한편, 본 연구에서는 은행이 예금이자율을 결정할 때 백분율로 표시된 이자율의 소수점 이하 숫자의 결정이 미치는 영향을 분석한다. Kahn, Pennachi & Soprannetti(1999)는 시장이자율이 상승하고 금융기관의 규모가 클 경우 예금이자율이 정수로 고착화되지만, 예금이자율이 상승하게 되면 비정수의 이자율을 설정함으로써 예금주의 기억을 정수화로 유도하고 이를 통해 금융기관의 손실을 최소화시킨다고 제시하고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. I장은 본 연구의 도입이며, II장에서는 예금이자율 결정에 관한 이론적 배경으로서 기존연구를 검토한다. III장에서는 우리나라 예금이자율에 대한 분석을 위해 분석모형과 분석자료, 분석결과에 대해 논한다. 결론은 IV장에서 언급한다.

II. 예금이자율 결정에 관한 기존연구

Diebold & Sharpe(1990), Neumark & Sharpe(1992), Hannan & Berger(1991) 및 Kahn et al.(1999)을 비롯한 많은 실증연구들은 자기회귀모형을 통해 시중은행의 예금이자율과 단기시장이자율의 시계열 관련성을 강조하고 있다. 또한 이러한 연구들은 예금이자율결정과 시장구조사이의 관계에 초점을 맞추기도 한다. 즉, 평균적으로 예금이자율은 금융기관이 시장점유율이 높을수록 낮아지며, 단기 시장이자율의 증가에 대해 예금이자율은 즉각적으로 반응하기보다는 일정한 시차를 가지고 느리게 반응하고 있음

을 지적하고 있다. 이러한 예금이자율의 경직성과 비대칭성에 대해서는 많은 실증연구가 있으며, 이를 시장지배력과 연관시켜오고 있다.

예금이자율 결정에 관한 연구의 초점은 크게 3가지로 요약된다. 첫째, 시장집중이 큰 금융기관은 보다 낮은 예금이자율을 지불하는가 하는 문제이다. Berger & Hannan(1989)은 시장집중과 예금이자율 사이의 음의 상관관계에 대한 실증적 결과를 제시하였다. 둘째, 금융기관은 시장이자율의 변화에 따라 예금이자율을 급속히 변화시키거나 예금주를 찾는데 비용이 든다. 이에 대해 Flannery(1982)는 금융기관이 평균적으로 시장이자율을 반영하기만 한다면 금융기관은 과도한 비용을 줄일 수 있고, 이를 통해 예금주는 보다 높은 이자율을 얻을 수 있으므로 예금주와 금융기관 모두 이익을 얻게 된다고 주장하고 있다. 따라서 금융기관의 예금이자율 결정이 평균적으로 시장이자율을 반영하느냐 하는 문제이다. 셋째는 최근 제기되는 문제로서 집중화된 금융기관이 이자율에 있어서 보다 경직되어 있느냐 하는 것이다.

Neumark & Sharpe(1992)는 6개월 만기의 양도성예금증서와 MMDA를 예금이자율 분석대상 상품으로 선정하고 이들과 6개월 만기 국채수익률 사이의 선형관계를 통해 관계식을 추정하였다. 이를 통해 그들은 시장이자율(국채수익률)이 변할 때 MMDA와 양도성예금증서의 이자율이 균형수준에 얼마나 빠르게 적응하는지를 실증분석 하였다. 이들은 예금이자율의 균형수준과 적응속도는 시장집중화 정도에 달려있다고 주장하고 있으며, 시장집중화는 Herfindahl지수와 상위 3개 은행의 점유율 정도로 측정하였다. 이들은 시장지배력이 높은 은행은 시장이자율이 상승할 때 예금이자율을 올리는데 경직성을 나타내며, 시장이자율이 하락할 때는 예금이자율 하락에 대해 보다 빨리 대응한다고 밝히고 있다. 한편 장기 균형수준은 시장집중화의 감소함수로 나타나고 있고, 적응속도는 이자율충격이 양(+)의 방향일 때는 시장집중화의 감소함수로 충격이 음(-)의 방향일 때는 증가함수로 분석하였다.

Hannan(1991a)은 예금이자율을 시장이자율의 선형함수로 나타냈다. 이들은 추정된 관계식의 기울기는 1보다 작고, 그 기울기는 상위 3개 은행의 점유율을 바탕으로 측정할 때 시장집중화정도가 커질수록 감소하는 경향을 보인다고 했다. 그는 200개 은행에 대한 회귀분석에서 3개월 만기의 단기 국채 수익률에 대한 MMDA 이자율의 회귀계수가 89% 신뢰수준에서 98%의 은행이 1보다 작게 나타나고 있음을 보이고 있다. 그는 CD 수익률을 MMDA 대신 분석했을 때에도 유사한 결과가 나타나고 있다고 주장했다. 계수가 1보다 작다는 것은 시장이자율과 예금이자율 사이의 스프레드가 시장이자율이 증가함에 따라 커지게 된다는 것을 의미한다. 경쟁적인 금융시장에서 이자율 스프레드

는 예금시장이 경쟁적인 상태에 있지 않다는 것을 의미하는 것이며, 그 괴리의 정도는 시장집중화와 관련되어 있다고 보고 있다.

Hannan & Berger(1991)는 132개 지역에 있는 398개 은행을 대상으로 1983년 9월부터 1986년 12월까지의 MMDA와 3개월 만기 단기재정채의 월별자료를 사용해서 다항 로짓분석을 통해 이자율 경직성을 추정한 결과, 이자율 경직성은 은행의 시장집중도에 따라 유의하게 나타나며, 예금이자율은 시장이자율이 하락하는 경우보다 상승하는 경우에 보다 경직성을 나타낸다고 분석하였다.

Hutchison(1995)은 예금과 관련한 기본적 속성을 분석에 사용하고 있다. 시장이 쿠루노 경쟁상태라는 가정 하에서 시장이자율과 예금수요사이의 균형관계를 도출하기 위하여 예금거래조건, 그리고 시장이자율과 예금이자율 사이의 스프레드를 결정짓는 요인으로 시장집중도를 사용하였다.

예금이자율 경직성의 원인에 대해서는 많은 주장이 제기되고 있다. Hutchison(1995)은 이러한 예금이자율의 특성은 시장의 불완전성에 기인하며, 이러한 시장의 불완전성은 수많은 소액예금주에 대한 예금서비스 비용, 포트폴리오 재조정비용 및 정보탐색, 가공비용 등에 의해 발생한다고 주장하고 있다.

Hannan & Berger(1991)는 예금이자율의 상향경직성의 원인에 대해 여러 가지 가능성을 제시하고 있다. 그들은 우선 예금에 대한 한계지출곡선이 불확정영역을 갖고 있으며, 이 불확정영역의 윗부분이 아랫부분 보다 가파른 기울기를 갖게 되므로 작은 시장이자율의 변화에 대해 예금이자율은 대칭적인 가격경직성을 갖지만 시장이자율이 크게 변하게 되면 예금이자율이 보다 큰 경직성을 갖는다고 주장하였다.

또한 그들은 예금이자율에 대한 금융기관 사이의 공모가격협정이 가격경직성을 발생시킬 수 있다고 제시하고 있다. 금융기관들은 예금이자율에 대해 묵시적으로 공모가격을 협정하고 있으며, 서로 이 공모가격을 준수하기 위해 가격경직성을 발생시킨다는 것이다. 금융기관의 공모가격협정의 파기로 인한 비용은 예금이자율이 하락하는 경우보다 상승하는 경우에 보다 크며, 따라서 예금이자율 상승에 대해 가격경직성이 크게 발생할 것으로 가정하고 있다.

마지막으로 Hannan & Berger(1991)는 이자율 변화와 예금주가 이에 반응하는 데는 시차가 있으며, 이 시차의 정도가 크다면 예금주가 이자율 상승에 대한 반응을 나타낼 때까지 예금이자율 상승을 지연시키는 것이 금융기관의 비용을 줄이는 수단이 될 수 있다고 가정하고 있다. 반면에 이자율하락의 경우에 예금주들은 즉각적인 반응을 하지 않으므로 금융기관은 신속한 이자율하락을 통해 이익을 얻을 수 있으므로 예금이자율 상

승에 대해 금융기관은 가격경직성을 갖는다고 제시하고 있다.

Kahn et al.(1999)은 예금이자율을 정수와 소수로 구분하고, MMDA와 3·6·12개월 만기 CD를 분석한 결과 예금자의 인식이 예금 이자율에 양(+의 상관관계를 나타낸다는 사실을 화폐자산가격 결정모형을 통해 분석하였다. 이들은 예금자의 제한된 기억을 바탕으로 예금이자율 조정이 일시적이고 이산적인 변동을 갖는다고 설명하고 있다. 그들은 정수가격을 갖는 예금이자율의 설정은 예금주가 제한된 기억을 가질수록, 시장이자율이 증가할수록, 그리고 금융기관의 시장집중이 커질수록 증가한다는 것을 실증적으로 밝히고 있다. 그들은 또한 금융기관의 비정수이자율은 정수이자율보다 높게 설정되며, 비정수이자율일 때보다 정수이자율일 때 예금이자율의 경직성이 커짐을 제시하고 있다.

예금이자율에 관한 시계열모형은 크게 이자율의 비대칭조정모형과 대칭조정모형 두 가지로 구분된다. 비대칭조정모형은 시장이자율의 상승과 하락에 대한 예금이자율 조정의 속도가 동일하지 않은 경우를 말하며, 대칭조정모형은 속도가 동일한 경우를 말한다. 이를 Neumark & Sharpe(1992)의 모형을 바탕으로 O'brien(2000)은 다음과 같이 설명하고 있다.

$$\Delta y_t = (\lambda^+ x_t + \lambda^-(1 - x_t))(y_t^e - y_{t-1}) + e_t \quad (1)$$

$$y_t^e = ar_t + b$$

여기서, Δy_t 는 예금이자율의 1기간 변화를 나타내며, y_t^e 는 조건부 균형예금이자율, r_t 는 시장이자율을 의미한다. 그리고 x_t 는 더미변수로서 $y_t^e - y_{t-1} > 0$ 이면 1, 그렇지 않으면 0을 할당한다. e_t 는 평균이 0인 잔차항을 나타낸다. 식 (1)에서 λ 는 Neumark & Sharpe(1992)가 말한 예금이자율의 조정속도(the speed of adjustment)를 의미한다. 따라서 $\lambda^+ = \lambda^-$ 이면 대칭조정모형을, $\lambda^+ \neq \lambda^-$ 이면 비대칭조정모형을 의미한다.

대칭조정모형은 비조건부 장기기대이자율이 비조건부 기대 균형예금이자율과 동일하며, $E[y_t] = E_r[y_t^e]$ 이 성립한다. 그러나 비대칭조정모형에서 비조건부 장기기대이자율은 비조건부 기대이자율과 다르며 이는 다음 식이 된다.

$$E[y_t] = E_r[y_t^e] - \left(1 - \frac{\lambda^+}{\lambda^-}\right) E_{r, y_{t-1}}[\max y_t^e - y_{t-1}, 0] \quad (2)$$

여기서 $\lambda^+ < \lambda^-$ 일 때, $\max \{ \}$ 는 비음을 가지므로 비조건부 기대예금이자율은 기대균

형예금이자율보다 시장이자율 변동성의 역관계 정도만큼 작아진다.

이자율의 비대칭조정모형은 시장이자율과 예금이자율의 스프레드와 예금이자율의 경직성을 설명하는 것 이외에도 예금의 가치평가와 이자율위험을 측정하는데 사용된다. 이러한 부분조정모형은 Neumark & Sharpe(1992)와 Moore, Porter & Small(1990) 등에 의해 사용되었다.

금융기관의 이자율결정에 관한 이론적 규명은 제한적으로 행해져왔다. 이러한 연구로는 Sharpe(1991), Whitesell(1992), Hannan(1991b) 및 Hutchison(1995) 등이 있다. Sharpe는 예금은행에 적용할 수 있는 시장구조와 예금전환비용 및 이자율에 관한 일반 균형식에 초점을 맞추고 분석하였으며, Whitesell은 최적 예금이자율과 거래비용에 대한 정태적인 부분 균형모형을 구축하였다. 그리고 Hannan은 Hannan(1991a)의 실증결과에 대한 이론적 규명을 하고 있다. 한편 Hutchison은 Lucas(1982), Svensson(1985) 등이 구상한 화폐자산 가격결정모형을 바탕으로 Hannan(1991b)의 정태적 모형과는 다르게 시장이자율과 예금이자율 사이의 스프레드가 시장이자율이 커짐에 따라 증가하는 실증적 결과를 입증하고 있다. 또한 그는 시장이자율이 시간에 따라 증가할 경우 유동성가치의 증가는 예금의 수요량을 증가시키는 원인이 되어, 은행예금은 보다 많은 유동성을 갖게 되고 은행은 이러한 유동성가치의 증가로 예금의 인출이 감소하게 되며 은행간 경쟁은 완화된다고 밝히고 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 분석모형

본 연구의 분석모형은 크게 두가지로 나뉜다. 첫째는 식 (1)의 O'brien(2000)의 모형을 바탕으로 우리나라 금융기관의 예금이자율 결정모형이 대칭적인지를 분석하는 것이다. 또한 비대칭적으로 나타날 경우 그것의 방향성을 검토한다. 개별은행에 대해 추정된 λ^+ 와 λ^- 가 다르다면, 그것은 비대칭조정모형을 의미한다.

본 연구에서는 또한 Kahn et al.(1999)의 수신금리변화에 관한 모형을 바탕으로 예금이자율 결정에 관한 특성변수를 검증하기로 한다. Kahn et al.은 Herfindahl 지수로 나타난 은행예금시장의 집중화 정도와 시장이자율 변화의 곱을 포함시켜 금융기관의 시장집중도가 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 우리나라의 경우 은행의 수가 미국처럼 많지 않을 뿐만 아니라, 시중은행간 혹은 지방은행간 규모에 있어서도 큰 차이를 보이

지 않고 있으므로 이를 분석에서 제외한다.

표본이 질적 차이나 특성에 근거하여 구분될 때 종속변수에 1과 0 그리고 -1 등의 가변수를 사용하여 분석하는 것이 바람직하며 이를 위해 Kahn et al.과 마찬가지로 프로빗모형을 사용한다. 프로빗모형은 종속변수의 질적 변화를 가변수로 구분하고 선택한 독립변수 각각의 종속변수에 미치는 영향을 분리시켜 분석함으로써 회귀분석을 실시하는 효과를 가지게 된다. 본 연구에서 사용되는 모형은 다음과 같다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 d_t \Delta r_t + \beta_3 (r_{t-1} - r_{d,t-1}) + \epsilon_t \quad (3)$$

여기서 y_t 는 은행의 예금이자율 변동성향을 나타내고, 예금이자율이 양(+)의 변화를 갖는 경우는 1, 어떠한 변화도 없는 경우는 0, 음(-)의 변화를 갖는 경우는 -1의 값을 준다. y_t 를 결정하는 요소로서 시장이자율의 변화(Δr_t), 더미변수와 시장이자율변화의 곱으로 나타나는 변수($d_t \Delta r_t$), 시장이자율과 예금이자율의 스프레드($r_{t-1} - r_{d,t-1}$)를 사용한다.

Kahn et al.(1999)은 이자율을 20개의 하부간격으로 나누어 예금이자율의 정수부분에의 고착화를 검증하였지만 우리나라의 경우 자료의 부족으로 예금이자율의 소수점 아래 자리수가 5의 배수인 경우와 그 외의 경우로 구분하고 더미변수를 이용하여 예금이자율 변화의 영향요인을 분석하였다.

즉, $d_t \Delta r_t$ 에서 $\Delta r_t = (r_t - r_{t-1})$ 는 시장이자율(r_t)의 변화를 말하고, d_t 는 예금자의 예금이자율 선호 정도를 보기 위하여 더미변수로서 예금이자율의 소수점 아래 자리수가 5의 배수(.00, .05, .10, ..., 90, 95)인 이자율은 0의 값을 주고, 나머지의 수(.01, .02, .03, ..., .98, .99)의 이자율은 1의 값을 준다. 예를 들면 10.50%와 10.78% 중 예금자가 선호하는 이자율이 무엇인가를 알아보기 위해서 더미변수를 이용하여 분석한다. 분석결과 계수 β_2 가 유의한 값으로 나타나면 예금자는 5의 배수로 표시되는 예금이자율보다는 소수점 둘째자리까지 구체적으로 표시되는 예금이자율을 선호하는 것으로 볼 수 있다.

2. 분석자료

기존 연구에서는 MMDA와 NOW, CD 등을 바탕으로 이자율 변화를 분석하였다. 그러나 우리나라의 금융상품에 관한 이자율자료는 미국의 이자율자료와 다른 속성을 나

타내고 있다. MMDA는 1997년 7월 4단계 금리자유화조치 이후 각 은행이 단기성자금을 유지하기 위해 경쟁적으로 도입하여 현재 전 은행에서 취급하고 있으며, 이자는 일복리로 계산되고 있다. MMDA에 대해 우리나라 대부분의 은행¹⁾을 대상으로 2000년 3월에서 2001년 6월까지의 월별자료를 조사한 결과, 각 수신규모별²⁾로 이자율이 대부분 일정기간동안 고정된 것으로 나타나고 있다³⁾. CD(양도성예금증서)와 RP(환매채), 표지어음의 기간별 약정금리를 1999년 7월 첫째 주부터 2001년 6월 첫째 주까지 만기별로 주별 자료를 분석한 결과 각 은행별⁴⁾로 수시로 변동하는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라에서 은행의 이자율변화를 추정하기 위해서는 CD와 RP, 표지어음을 바탕으로 분석하는 것이 적절하며, MMDA는 분석에 적합하지 않은 것으로 판단된다.

본 연구의 목적은 은행의 예금이자율변화를 분석하기 위한 것이며, 이러한 목적에 부합하고, 시장이자율과 연동되는 특성을 갖는 91일 만기 CD 및 90일 만기 RP, 표지어음의 주별 자료를 분석대상으로 선택한다. 위의 금융상품에 대한 분석은 개별은행을 대상으로 하고 있다. 분석대상의 월별 및 주별 자료는 한국경제신문과 매일경제신문의 고시 자료 및 각 은행의 내부자료를 이용하였다. 그리고 분석기간은 1999년 7월 첫째 주부터 2001년 6월 마지막 주까지 2년간이며, 금리는 3천만원 미만의 표면금리를 사용한다.

한편, 우리나라 시장에서 이러한 단기 금융상품과 연동될 수 있는 시장금리를 선정하는 문제는 많은 논란이 있을 수 있다. 우리나라는 미국처럼 단기국채(T-Bill) 시장이 존재하지 않고 있다. 또한 그동안 3개월 만기 CD 금리는 은행간 콜금리와 더불어 한국의 자금시장에서 단기 금리의 기준물이 되어 왔지만 CD는 97년 2월 이후 발행은행에 대한 지준부과로 발행시장 규모가 줄어들고 있어 대표적인 단기 시장금리로서 위치가 약화되고 있다. 그리고 본 연구에서 CD는 은행의 예금상품으로 분석되고 있으므로 시장이자율로 설정할 수 없다. 따라서 단기 시장이자율의 설정은 본 연구에서 많은 논란의 대상이 될 수 있다.

본 연구에서는 이러한 점을 고려하여 위의 금융상품과 만기가 동일하며, 단기금융상품 중에서 수익률이 가장 높은 90일 만기 CP(기업어음) 금리를 시장이자율로 한다. CP를 선택한 이유는 김인준·한중호(2000)의 우리나라 단기이자율에 대한 연구에서 91일

1) 경남, 광주, 국민, 기업, 농협, 대구, 부산, 서울, 수협, 신한, 외환, 우체국, 전북, 제일, 제주, 조흥, 주택, 평화, 하나, 한미, 한빛

2) 5백만원 미만, 5백만원 이상, 1천만원 이상, 3천만원 이상, 5천만원 이상, 1억원 이상 등 각 규모별 분석

3) 2001년 3월 이후 일부 은행에서 금리가 하락하였으나 일정기간 동안 하락한 금리가 유지

4) 국민, 기업, 농협, 산업, 서울, 신한, 외환, 제일, 조흥, 주택, 평화, 하나, 한미, 한빛

만기 CD와 함께 90일 만기 CP가 다른 이자율과 높은 상관관계를 있음을 보여주고 있기 때문이다. 또한 두 금융상품 사이도 0.7300으로 높은 상관계수를 보여주고 있어 3개월 만기 CP와 CD의 금리를 단기 시장이자율의 대용변수로 사용하는 것이 적절한 것으로 생각되었기 때문이다.

3. 분석결과

1) 예금이자율 경직성에 대한 시계열분석

본 연구는 개별은행에 대한 시계열자료를 사용하고 있으므로, 식 (1)의 추정을 위해 잔차의 시계열상관 및 이분산성에 대한 검토가 시행되었다. 잔차의 이분산성에 대해 Q 검정과 라그랑지 승수 검증을 한 결과 이분산성의 문제는 대부분의 자료에서 나타나지 않았다. 그러나 더빈-왓슨 검증결과 상당수의 자료에서 시계열상관의 문제가 나타나는 것으로 밝혀졌다. 이를 해결하기 위하여 Neumark & Sharpe(1992)는 최우추정법을, O'Brien(2000)은 비선형 최소자승법을 사용하였다.

Park & Mitchell(1980)은 소규모 표본에 대해 표준오차 추정치의 성과를 추정한 결과 잔차가 1차 자기상관을 갖는 경우에 윌-위커 방법에 의한 경우 실제 표준오차를 과소추정하게 된다고 했다. 이러한 경우 비선형 최소자승법이나 최우추정법을 사용함으로써 보다 정확한 추정결과를 얻을 수 있다. 그러나 Park & Mitchell(1980)은 자기상관계수가 높고 표본이 소규모일 경우, 비선형 최소자승법이나 최우추정법도 윌-위커 방법과 마찬가지로 실제 표준오차를 과소평가하고 있음을 제시하고 있다.

본 연구는 잔차의 시차를 선택하기 위하여 단계적 자기회귀분석을 시행하고, 이를 최우추정법에 의해 추정했다. 또한 잔차의 시차가 나타나지 않는 경우에는 윌-위커 방법을 택함으로써 최소자승법보다 개선된 결과를 얻도록 하였다.

개별은행에 대해 자기회귀분석을 통해 분석한 λ 의 반응을 종합한 결과는 <표 1>과 <표 2>, <표 3>에서 나타나고 있다.

비대칭조정모형 및 대칭조정모형에 대한 분석 결과, 양도성예금증서나 환매채, 표지어음의 경우 t 값이 모두 높게 나타나고 있어 유의한 결과를 보여주고 있다. 이는 시장이자율이 변할 때, 예금이자율의 움직임이 상향 경직성을 갖는다는 Hannan & Berger(1991)의 분석결과가 우리나라의 경우에는 잘 적용되지 않고 있음을 의미한다. 다만, 우리나라의 경우에도 평균값에 있어서 λ^+ 가 λ^- 보다 다소 작게 나타나고 있어 미미하지만 상향 경직성이 존재하고 있음을 추측할 수 있다.

<표 1> 양도성예금증서의 추정결과

구 분	추정치	평균값	중간값	최대값	최소값	t값
비대칭 (t-test)	λ^+	0.8201818	0.8887	1.1028	0.4754	11.67
	λ^-	0.9255444	0.9044	1.4954	0.6735	11.34
	b_i	0.060825	0.07835	0.1495	-0.0629	1.3
	a_i	0.6876682	0.76415	1.0837	0.1179	12.07
	$\lambda^+ - \lambda^-$	-0.1054	-	-0.3304	-0.12	-0.98
대칭 ($\lambda^+ = \lambda^-$)	λ	0.8046786	0.8132	1.0766	0.3781	17.96
	g_i	0.0028	0.0028	0.0499	-0.0443	0.06
	b_i	0.64835	0.7455	0.8909	0.2223	9.86
대칭과 비대칭에 대한 F 검증결과			F : 0.72, Pr > F : 0.4015			

<표 2> 환매채의 추정결과

구 분	추정치	평균값	중간값	최대값	최소값	t값
비대칭 (t-test)	λ^+	0.6976875	0.63765	0.9229	0.4434	11.79
	λ^-	0.902625	0.90475	1.2541	0.5376	14.11
	b_i	0.0416333	0.0676	0.2927	-0.1817	0.75
	a_i	0.5921174	0.6512	1.0486	0.1472	11.86
	$\lambda^+ - \lambda^-$	-0.2049	-	-0.3989	-0.011	-2.22**
대칭 ($\lambda^+ = \lambda^-$)	λ	0.8480571	0.8705	0.9653	0.681	30.41
	g_i	-0.042033	-0.1335	0.1683	-0.1609	-0.4
	b_i	0.5841308	0.5595	1.1245	0.1849	8.13
대칭과 비대칭에 대한 F 검증결과			F : 0.18, Pr > F : 0.6713			

주) **는 5% 유의수준에서 유의함.

<표 3> 표지어음의 추정결과

구 분	추정치	평균값	중간값	최대값	최소값	t값
비대칭 (t-test)	λ^+	0.88291	0.8213	1.4722	0.5379	9.38
	λ^-	0.92549	0.96	1.0716	0.6442	20.65
	b_i	0.0394286	0.134	0.2276	-0.1748	0.59
	a_i	0.5999682	0.6733	1.1916	0.2007	11.07
	$\lambda^+ - \lambda^-$	-0.0426	-	0.2616	-0.176	-0.41
대칭 ($\lambda^+ = \lambda^-$)	λ	0.8675571	0.8692	1.0138	0.6411	32.9
	g_i	0.0851667	0.1761	0.1961	-0.1167	0.84
	b_i	0.5703	0.5852	0.9163	0.1883	9.29
대칭과 비대칭에 대한 F 검증결과			F : 0.32, Pr > F : 0.5769			

비대칭조정모형에 대한 λ^+ 와 λ^- 의 차이에 대한 검증결과, 양도성예금증서와 환매채의 경우 t값이 매우 낮게 나타나고 있어 이 두 상품에 대한 금융기관의 예금이자율 변화의 방향은 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 그러나 환매채의 경우에는 예금이자율이 상향의 경우, 하향에 비해 경직되어 있음을 5% 유의수준에서 보여주고 있다.

한편, 비대칭조정모형과 대칭조정모형간의 차이를 분석한 결과 매우 미미한 F값을 나타내고 있어 우리나라의 경우에는 비대칭조정모형과 대칭조정모형이 차이가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 추정할 수 있다.

2) 예금이자율 변화 요인에 대한 횡단면분석

개별은행에 대한 프로빗분석은 금융기관의 예금이자율변동에 미치는 변수를 찾아내기 위함이다. 분석기간 동안 개별 금융기관의 예금이자율변동이 <표 4>에 나타나있다. 시장이자율의 대응변수인 CP수익률의 변화에 대해 금융기관의 예금이자율은 상승과 하락의 빈도에서 큰 차이가 없는 것으로 조사되었다. 이는 양도성예금증서와 환매채, 표지어음의 경우에서 유사하게 나타나고 있다. 또한 예금이자율이 변동하지 않는 경우의 빈도는 각 금융상품별로 총빈도수의 10% 내외로 나타나고 있어, 대부분의 금융기관은 분석대상 상품의 경우에 시장이자율의 변동에 민감하게 반응하고 있는 것으로 추정할 수 있다.

<표 4> 각 상품별 이자율변동 빈도 및 비율

종속변수	CD		환매채		표지어음	
	빈도	비율 (%)	빈도	비율 (%)	빈도	비율 (%)
0	205	14	131	9	112	8
1	643	44	660	46	659	46
-1	604	42	647	45	670	47
합계	1,452	100	1,438	100	1,441	100

주) 각 상품별 빈도의 합계가 다른 것은 개별은행별 자료의 누락에 의한 것이다.

프로빗분석 결과, β_2 의 값이 거의 대부분 유의한 값을 갖지 못하는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 경우에 금융기관은 예금이자율을 결정하는데 있어서 백분율로 표시된 이자율의 소수점 둘째짜리에 5의 배수이외의 숫자를 대부분 할당하지 않고 있음을 의미한다. 분석대상기간 동안 개별은행이 5의 배수이외의 숫자를 예금이자율로 할당한 비율을 보면 양도성예금증서의 경우에는 10.9%, 환매채의 경우에는 0.1%, 표지어음의 경

우에는 11.8%에 불과한 것으로 조사되었다. 이러한 결과는 우리나라 은행은 예금이자율 상승을 하는 경우에도 예금주들의 기억에 남을 수 있는 예금이자율을 선호하기 때문인 것으로 추정된다.

<표 5> 양도성 예금증서의 프로빗분석 결과

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 d_t \Delta r_t + \beta_3 (r_{t-1} - r_{d,t-1}) + \varepsilon_t$$

여기서, y_t 는 양도성예금증서의 이자율이 양의 변화를 가질 때는 1, 변화가 없는 경우는 0, 음의 변화를 갖는 경우는 -1이다. 그리고 Δr_t 는 시장이자율의 변화를 d_t 는 더미변수로서 %로 나타난 예금이자율의 소수점 아래 두 자리가 5의 배수이면 0을 그렇지 않으면 1을 할당한다. $r_{t-1} - r_{d,t-1}$ 은 한기간전의 시장이자율과 예금이자율의 차이를 말하며, ε_t 는 잔차항이다.

구분	β_1	표준오차	β_3	표준오차
국 민	-12.5942	(15.0219)	1.5543	(0.76671)**
기 업	15.8072	(15.2387)	1.0591	(0.47071)**
농 협	-4.8823	(11.5241)	1.4394	(0.83226)*
산 업	-4.1469	(10.9909)	0.7523	(0.34527)**
서 울	-9.646	(10.3871)	0.7782	(0.57824)
신 한	-0.3187	(11.9007)	2.0738	(0.91031)**
외 환	0.0846	(46.7214)	10.2516	(4.60827)**
제 일	-2.0503	(10.0531)	0.0354	(0.91271)
조 흥	-1.356	(11.4352)	0.7913	(0.32952)**
주 택	-19.6812	(16.0435)	0.8371	(0.6419)
평 화	-2.9923	(13.0866)	-0.2996	(0.39425)
하 나	3.4121	(14.1662)	1.0908	(1.3352)
한 미	-11.4927	(14.5705)	6.9951	(1.95711)***
한 빛	-1.5343	(11.3954)	0.8054	(0.39569)**

주) *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 유의함.

우리나라 금융기관의 예금이자율변동에 시장이자율의 변화가 미치는 영향을 보기 위하여 β_1 을 검토하였다. 그 결과, 양도성예금증서와 환매채의 경우에는 시장이자율의 변화가 예금이자율의 변화에 거의 영향을 미치지 못하고 있으며, 표지어음의 경우에는 일부 금융기관에서 유의한 결과를 보이고 있다. 따라서 표지어음이 다른 금융상품에 비해

시장이자율의 변화에 보다 민감하게 반응하고 있음을 추정할 수 있었다.

한편, 시장이자율과 예금이자율의 차이를 나타내는 β_3 은 많은 금융기관에서 유의한 반응을 보이고 있다. 양도성예금증서의 경우에는 14개 금융기관에서 9개, 환매채의 경우에는 13개 중에서 7개, 표지어음의 경우에는 13개 중에서 7개가 10% 유의수준에서 유의한 결과를 보이고 있다. 여기서 환매채와 표지어음의 분석대상 금융기관이 양도성예금증서의 분석대상 14개보다 1개가 작게 나타나는 것은 수렴하지 않은 프로빗분석 결과를 제외하였기 때문이다⁵⁾.

<표 6> 환매채의 프로빗분석 결과

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 d_t \Delta r_t + \beta_3 (r_{t-1} - r_{d,t-1}) + \varepsilon_t$$

여기서, y_t 는 환매채의 이자율이 양의 변화를 가질 때는 1, 변화가 없는 경우는 0, 음의 변화를 갖는 경우는 -1이다. 그리고 Δr_t 는 시장이자율의 변화를 d_t 는 더미변수로서 %로 나타난 예금이자율의 소수점 아래 두 자리가 5의 배수이면 0을 그렇지 않으면 1을 할당한다. $r_{t-1} - r_{d,t-1}$ 은 한기간전의 시장이자율과 예금이자율의 차이를 말하며, ε_t 는 잔차항이다.

구분	β_1	표준오차	β_3	표준오차
국 민	-0.0038	(9.7599)	0.92719	(0.613)
기 업	10.6173	(13.3069)	1.42656	(0.50618)***
농 협	-10.2242	(28.0033)	3.33466	(2.1493)
산 업	13.4399	(35.5741)	-1.25103	(1.4701)
서 울	5.5153	(13.7882)	3.53053	(0.77047)***
신 한	-0.7455	(11.2173)	2.08324	(0.67575)***
외 환	-34.9071	(16.6296)	1.36023	(0.61459)**
제 일	-1.3624	(9.9655)	1.23984	(0.539)**
조 흥	-1.9066	(12.8528)	0.47962	(0.40808)
주 택	-7.4693	(12.7523)	0.21989	(0.57799)
평 화	-10.0585	(11.8804)	1.49143	(0.81711)*
하 나	-0.3625	(10.4056)	2.09526	(0.65525)***
한 미	-20.3746	(10.5604)*	0.85762	(0.62074)

주) *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 유의함.

5) 환매채의 경우에는 한빛은행이, 표지어음의 경우에는 산업은행이 제외.

<표 7> 표지어음의 프로빗분석 결과

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 d_t \Delta r_t + \beta_3 (r_{t-1} - r_{d,t-1}) + \varepsilon_t$$

여기서, y_t 는 표지어음의 이자율이 양의 변화를 가질 때는 1, 변화가 없는 경우는 0, 음의 변화를 갖는 경우는 -1이다. 그리고 Δr_t 는 시장이자율의 변화를 d_t 는 더미변수로서 %로 나타난 예금이자율의 소수점 아래 두 자리가 5의 배수이면 0을 그렇지 않으면 1을 할당한다. $r_{t-1} - r_{d,t-1}$ 은 한기간전의 시장이자율과 예금이자율의 차이를 말하며, ε_t 는 잔차항이다.

구분	β_1	표준오차	β_3	표준오차
국 민	-21.7822	(15.9409)	2.4218	(0.8329)***
기 업	18.5470	(15.6921)	1.21844	(0.4789)**
농 협	-15.2727	(31.9982)	4.25886	(2.48752)*
서 울	-8.9367	(11.2888)	2.55094	(0.56926)***
신 한	-28.9039	(12.3084)**	3.57341	(0.94709)***
외 환	-28.6755	(33.055)	8.47913	(2.79747)***
제 일	-8.5794	(10.2377)	0.50093	(0.47775)
조 흥	5.6062	(15.5928)	0.5984	(0.43495)
주 택	-1.1967	(13.1758)	-0.32746	(0.552)
평 화	-23.9828	(10.9987)	-0.34201	(0.6821)
하 나	2.8264	(10.9865)	1.14651	(0.62283)*
한 미	-25.0411	(10.8786)**	1.29865	(0.67246)
한 빛	-43.2319	(24.107)*	0.68683	(0.72124)

주) *는 10% 유의수준, **는 5% 유의수준, ***는 1% 유의수준에서 유의함.

IV. 결론 및 한계점

본 연구는 우리나라 예금이자율의 방향성과 결정원인을 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 일반적으로 예금이자율은 시장이자율의 변화에 대해 상향경직성을 갖는 것으로 연구되어 왔다. 그러나 우리나라의 경우에는 이러한 경직성의 증거를 찾기 어려웠다. 다만, 환매채의 경우 이자율이 하향의 경우보다 상향의 경우에 보다 경직되어 있음을 5% 유의수준에서 보여주고 있다. 또한 이자율 경직성에 대해 비대칭조정모형과 대칭조정모형을 비교한 결과, 우리나라 금융기관의 경우에는 비대칭조정모형과 대칭조정모형이 차이가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없다고 추정할 수 있다.

한편, 예금이자율 변화 요인에 대한 횡단면분석을 위해 프로빗모형을 사용하였다. 그 결과, 금융기관이 시장이자율이 상승하는 경우 예금이자율을 상승시킬 때, 백분율로 표시된 이자율의 소수점 자리에 비정수를 할당하고 있다는 증거도 나타나지 않고 있다.

이는 우리나라 은행이 예금이자율을 변화시킬 때, 예금주들에게 비정수를 사용하는 것 보다는 정수를 사용하는 것이 보편화되어 있기 때문인 것으로 추정된다.

시장이자율의 변화에 대한 예금이자율의 변화는 거의 나타나지 않고 있으며, 다만 환매채와 표지어음의 경우 일부 은행에서 약한 증거를 보여주고 있을 뿐이다. 그러나 시장이자율과 예금이자율의 차이에 의한 영향은 대부분의 은행에서 강하게 나타나고 있으며, 기존의 연구결과와 일치하고 있음을 보여주고 있다.

외환위기 이후 금융기관의 여수신이자율이 시장이자율에 민감하게 반응하고 있음을 고려해, 본 연구를 위한 실증은 1999년 이후의 최근 자료를 사용하였다. 따라서 자료의 부족이 발생할 수 있으며 이를 해결하기 위하여 주별 자료에 의한 분석을 하였다. Neumark & Sharpe(1992)는 충분한 관찰치가 확보되지 않거나 관찰기간이 다를 경우 시장 특성효과에 의한 비대칭성의 결과가 상이한 결론을 발생시킬 수 있다고 하였다. 향후 보다 많은 관찰치를 사용함으로써 연구의 정확성을 검증할 필요가 있다고 하겠다.

현재 우리나라의 단기 시장이자율의 행태에 관한 연구는 제한적으로 행해지고 있다. 다만 콜금리와 CD 이자율 가운데서 CD가 보다 정확한 시장이자율임을 밝히고 있는 실정이다. 따라서 시장에서 단기 시장이자율에 대한 적정 대응변수에 대한 많은 논란이 있는 것도 사실이다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 시장이자율의 대응변수로서 90일 만기 CP의 금리를 사용하고 있다. 이는 국내에서 이용할 수 있는 단기 이자율 가운데서 다른 금융상품의 금리와 상관관계가 높고, CD와의 연관성을 고려해서 설정한 것임을 밝힌다. 단기 이자율의 다른 대응변수가 도입된다면 연구의 결과가 상이할 수 있음을 밝힌다.

한편, 기존 연구에서 사용된 자료는 수시입출금식 예금으로 MMDA나 NOW 등을 사용하고 있지만, 우리나라의 경우에 MMDA는 예금이자율의 변화가 거의 없어 이를 제외하였다. 따라서 시장이자율에 민감하게 반응하는 수신 금융상품으로 3개월 만기의 CD와 환매채, 표지어음을 사용하였다. 수시입출금식 예금을 자료로 사용하지 못한 것은 본 연구의 한계임을 인정한다.

또한 횡단면 분석에서 금융기관의 예금발행 규모 등을 고려함으로써 예금이자율 변화에 대한 원인을 분석해야 함이 타당하다. 그러나 CD나 환매채, 표지어음에 대한 우리나라 개별 금융기관의 발행규모에 대한 자료가 부정확하고 자료를 구하는 과정이 쉽지 않았다. 또한 분석대상 은행이 시중은행인 점을 고려할 때 시중은행 간의 예금상품 발행 규모의 차이가 크지 않아 이에 대한 분석의 실효성에 의문을 가질 수밖에 없으며 따라서 이를 수행하지 못하였다.

참 고 문 헌

- 이종원, 계량경제학, 박영사, 1994.
- 김인준, 한중호, “한국의 단기 이자율 모형에 대한 실증적 비교연구”, 선물연구, 제7호, 2000, 65-86.
- 홍동수, “우리나라 은행의 여수신금리 결정체계와 개선방안”, 금융시스템리뷰(한국은행), 제2호, 2000.
- Berger, A. and T. Hannan, “The Price-Concentration Relationship in Banking,” *Review of Economics and Statistics*, 24, 1989, 291-99.
- Bohn, H., “on Cash-in-Advance Models of Money Demand and Asset Pricing,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, 1991, 224-43.
- Davis, R., Korobow, G. and J. Wenninger, “Bankers on Pricing Consumer Deposit,” *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of New York*, Winter, 1987, 6-13.
- Diebold, F. and S. Sharpe, “Post-Deregulation Bank Deposit Rate Pricing : The Multivariate Dynamics,” *Journal of Economic and Business Statistics*, 8, 1990, 282-91.
- Flannery, M., “Retail Bank Deposits as Quasi-Fixed Factors of Production,” *American Economic Review*, 72, 1982, 527-36.
- Giovanni, A., “Uncertainty and Liquidity,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 1989, 335-59.
- Hannan, T., “Inferring Market Power from Time Series Data : The Case of the Banking Firm,” Finance and Economics Discussion Series, *Board of Governors of the Federal Reserve System*, 1991a.
- Hannan, T., “Foundations of the Structure-Conduct-Performance Paradigm in Banking,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, 1991b, 68-84.
- Hannan, T., and A. Berger, “The Rigidity of Prices : Evidence from the Banking Industry,” *American Economic Review*, 81, 1991, 938-945.
- Hutchison, D., “Retail Bank Deposit Pricing : An Intertemporal Asset Pricing Approach,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 1995, 217-231.
- Hutchison, D. and G. Pennacchi, “Measuring Rents and Interest Rate Risk in Imperfect Financial Markets : The case of Retail Bank Deposits,” *Journal of*

- Financial and Quantitative Analysis*, 31, 1996, 399-417.
- Kahn, C., Pennacchi, G. and B. Sopranzetti, "Bank Deposit Clustering : Theory and Empirical Evidence," *Journal of Finance*, 54, 1999, 2185-2214.
- Lucas, R., Jr. "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, 335-59.
- Moore, C., Porter, R. and D. Small, "Modeling the Disaggregated Demands for M2 and M1 : The U.S. Experience in the 1980s," *Board of Governors of the Federal Reserve System*, 1990, 21-112.
- Neumark, D. and S. Sharpe, "Market Structure and the Nature of Price Rigidity : Evidence from the Market for Consumer Deposits," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1992, 657-680.
- O'Brien, J., "Estimating the Value and Interest Rate Risk of Interest-Bearing Transactions Deposits," *Board of Governors of the Federal Reserve System*, Nov. 2000.
- Park, R. and B. Mitchell, "Estimating the Autocorrelated Error Model with Trended Data," *Journal of Econometrics*, 13, 1980, 185-201.
- SAS., *SAS/STAT User's Guide*, version 6, Cary, NC : SAS Institute Inc., 1990.
- SAS., *SAS/ETS User's Guide*, version 6, Cary, NC : SAS Institute Inc., 1993.
- Sharpe, S., "Switching Costs, Market Structure, and Prices : The Theory and its Applications in the Bank Deposit Market," *Finance and Economic Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1991.
- Sharpe, S., "The Effect of Consumer Switching Costs on Prices : A Theory and its Application to the Bank Deposit Market," *Review of Industrial Organization*, 12, 1997, 79-94.
- Svensson, L., "Money and Asset Prices in a Cash-in-Advance Economy," *Journal of Political Economy*, 93, 1985, 919-43.
- Whitesell, W., "Deposit Banks and the Market for Payment Media," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 24, 1992, 483-98.