

2006년 경제학공동학술대회 금융학회분과 발표문

예금자에 의한 시장규율 연구

2006.2.17

송홍선(예금보험공사)

E-mail: dna0214@kdic.or.kr

Tel: 011-9735-2410

I. 서론

1. 연구 동기

외환위기를 거치면서 우리 사회가 겪은 커다란 인식 변화 중 하나는 은행도 도산할 수 있다는 것이다. 경쟁에서 뒤쳐진 은행은 주주와 예금자로부터 외면을 받게 되고 이 과정에서 발생한 은행의 부실(financial distress)은 정상적인 경쟁과정의 부산물이라는 것이다. 그렇지만, 1980년대 미국의 저축대부조합(S&L) 위기, 1990년대 초 북유럽의 은행위기, 1990년대 후반 아시아 금융위기 등은 개별 은행의 부실이 산업 전체로 확산될 때 발생하는 사회적 비용이 얼마나 큰가를 보여주었다¹⁾. 때문에 개별 은행의 부실을 사전에 인지하고 건전 경영을 유도하는 규율(discipline)의 필요성은 금융산업에서 특히 절실하다.

그렇지만 역사적으로 드러난 금융위기는 감독당국의 감독규율(regulatory discipline) 실패와 깊은 관련이 있다. 감독 당국이 은행의 위험을 제대로 인지하지 못하였거나 인지를 하였더라도 피규제자에 포획(capture)되어 적기에 규제규율이 발동하지 못한 것이다. 아시아 금융위기를 겪으면서 금융시장에 대한 규율 논의는 과거보다 훨씬 활발해 졌다. 바젤Ⅱ 논의가 아시아 금융위기를 전후하여 본격화된 데서 알 수 있듯이 아시아 금융위기는 규제규율에 대한 국제적 정비의 필요성을 높여 주었다. 아울러 규제규율을 보완할 수 있는 시장규율(market discipline)의 중요성도 강조되었다. 적절한 수준의 시장규율은 뱅크런(bank run) 가능성을 사전에 차단하는 가운데 은행의 건전 경영을 유도하는데 효과적 수단이라는 것이다.

우리나라도 근년 들어 바젤 Ⅱ로의 이행을 적극적으로 준비하는 가운데 개별은행의 부실을 조기에 인지할 수 있는 조기경보시스템을 구축하고 있다. 이와 동시에 감독당국은 은행의 경영 건전성이 은행의 이해관계자, 특히, 예금자와 주주 등에 의해 자율적으로 규율하는 시장규율의 강화를 위해 각종 제도인프라를 선진화하고 있다. 특히, 시장규율의 강화가 바젤 Ⅱ의 주요 이슈가 되면서 감독당국들은 회계기준을 국제기준으로 정비하고 회계공시와 감사(audit)시스템을 강화하고 있다.

예금자에 의한 시장규율(이하 예금자규율)이란 예금자가 은행의 위험수준에 비추어 고금리를 요구하거나 예금을 인출함으로써 은행의 과도한 위험추구를 억제하고 건전 경영을 유인하는 것을 말한다. 이 같은 예금자규율이 제대로 작동할 경우 감독당국이 금융시장에 직간접적으로 개입하는 규제규율의 필요성은 크게 약화될 것이다. 때문에 각국 마다 예금자규율의 존재 여부를 실증분석하고, 예금자규율이 보다 효과적으로 작동할 수 있는 제도를 정비하는데 많은 정책적 노력을 쏟고 있다. 그렇지만 시장규율은 역사적으로 매우 불안정하게 작동하여 왔다는 사실도 기억할 필요가 있다. 역사적으로 중앙은행도 감독당국도 존재하지 않던 자유은행(free

1) 위기로 인한 재정비용은 투입기준으로 GDP 대비 북유럽이 5% 이상, 아시아가 30% 이상, 미국은 2% 정도 발생.

banking)시대에도 은행 공황은 주기적으로 발생하였다. 예금자규율이 자유화된 금융시장에서 주요한 규율수단이 되어야 한다는데 인식을 같이하더라도 예금자규율은 일정한 제도적 안전장치 속에서 작동하여야 함은 말할 필요도 없다. 소액예금자와 고액예금자를 구별하지 않고, 이들 모두에게 예금자규율을 기대하도록 제도가 설계된다면, Diamond and Dyvig(1983)가 증명해 보인뱅크런이라는 나쁜 균형에 도달할 수 있다. 은행 모니터에 따른 한계편익이 한계비용에 비해 크지 않은 소액예금자 집단에게는 예금자규율을 기대할 수도 없고, 기대하는 것이 바람직하지도 않을 것이다.

이 같은 예금자규율의 필요성과 예금자규율의 맹점에 대한 인식은 본 연구가 예금자규율의 존재를 실증하는데 있어 소액예금자들을 포함하는 것이 바람직하지 않을 수 있음을 시사한다. 특히, 금융시장이 정상화된 기간을 대상으로 예금자규율을 실증할 경우 분석은 상시적으로 모니터링할 유인이 있는 거액 예금자들을 대상으로 하는 것이 타당하다. 소액 예금자에 대한 법제도적 정의는 나라마다 상이한 예금보호한도에서 알 수 있듯이 나라별 금융시장의 상황에 따라 다를 수 있는데, 우리나라는 2001년에 예금자에 대해 1인당 오천만원까지 보호해주는 부분보호제도로 복귀한 바 있다.

본 논문에서 예금자 규율의 실증 대상은 우리나라 일반은행의 5천만원 초과 고액예금자들이다. 우리는 이들의 경우 모니터링에 따른 한계편익이 한계비용보다 큰 집단으로 소액예금자와 적극적으로 은행을 모니터링 할 유인이 있다고 가정한다. 실증방법론으로는 정태적 패널분석과 동태적 패널분석(dynamic panel)을 함께 수행한다. 동태적 패널분석은 정태적 패널분석이 갖는 몇 가지 계량경제학적인 문제들을 해결하는데 유용할 뿐만 아니라 경제현상의 동태적 속성을 고려할 수 있는 장점이 있다.

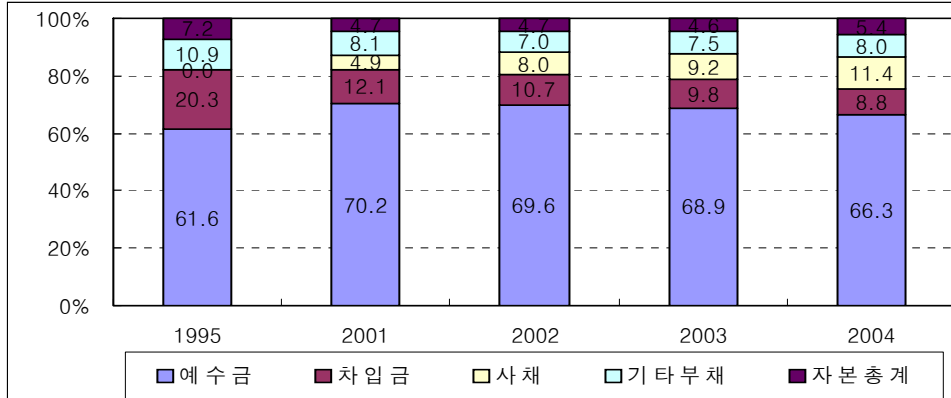
2. 우리나라 은행의 예금구조

은행의 주된 자금조달 원천은 예금이다. 총예금에 대한 정의는 사용목적에 따라 다를 수 있지만, 여기는 원화 및 외화예수금, 양도성예금증서(CD)로 정의한다. 우리나라 일반은행(시중은행+지방은행)의 전체 자금조달 중에서 총예금 비중은 2004년 말 현재 66.3%로 2002년 미국의 65%와 비슷한 수준이다. 이는 외환위기 이전인 1995년(61.6%)에 비해 다소 높은 수준이나 2002년부터 줄어드는 추세이다. 1997년에 원화 금융채 조달이 허용되면서 금융채 발행이 크게 늘고 있는 가운데 차입금 비중은 줄어들고 있다(<그림 1> 참조).

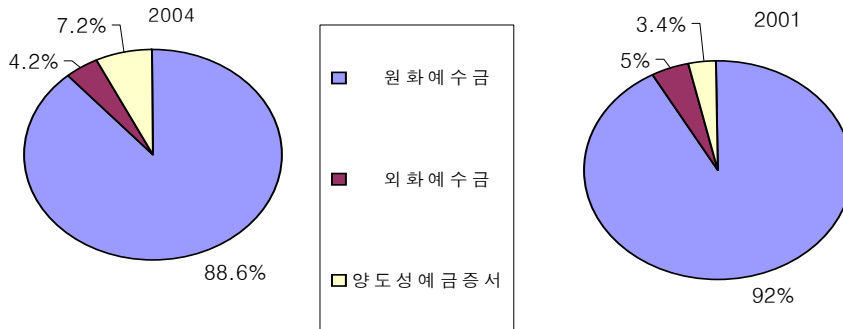
총예금 중에서는 원화예수금 비중은 줄어들고 있고 양도성예금증서의 발행은 크게 늘고 있다(<그림2> 참조). 외환위기와 CD에 대한 지준예치금 부과 등으로 CD 발행이 일시적으로 줄기도 하였으나 금리가 하락하면서 2001년 이후 크게 증가하고 있다. 원화 예수금이 줄고 CD발행이 늘어나는 현상은 예금보험제도와도 연

관이 있다. 예금보험이 부분보호제도로 복귀한 2001년부터 CD에 대해 예금보험료가 부과되지 않자, 낮아진 조달원가 내에서 고객 유치를 위해 CD 금리를 높게 유지할 수 있었다.

<그림 1> 일반은행의 부채 구조



<그림 2> 일반은행의 예금 구조

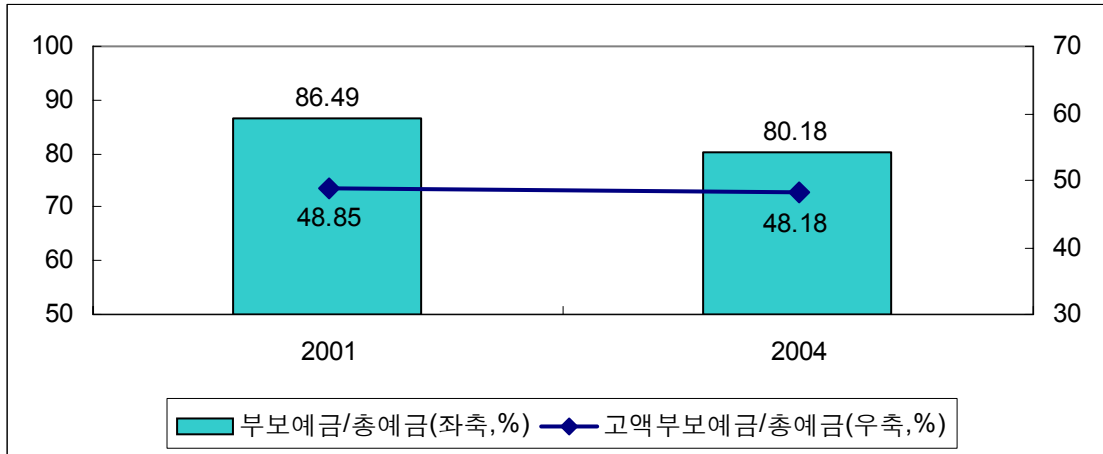


총예금 대비 부보예금²⁾(insured deposit) 비중은 2001년말 86.49%에서 2004년 말에 80.19%로 크게 감소하였다. 앞서 살펴본 대로 예금보험 대상이 아닌 시장성 자금조달수단들이 저금리시대의 새로운 자금조달원이 된 것이다. 그런데 <그림 3>에서 주목할 사실은 부보예금의 추이와 달리 예금자보호가 되지 않는 동일인 기준 5천만원 이상 고액예금 비중은 크게 줄지 않았다는 점이다. 2001년말 48.85%에서 2004년말 48.18%로 큰 변화가 없는 모습이다. 이는 예금자규율과 관련하여 다양한 해석의 여지를 담고 있다. 시장규율이 작동한다면 예금자는 건전한 은행에 예금을 예치할 뿐만 아니라 고액예금은 여러 건전한 은행에 분산 예치할 것이기 때문이다. 그렇다면, 이 같은 통계적 사실은 고액 예금자들이 1998년 5개 은행 퇴출에도 불구하고, 지급결제기구로서의 은행의 도산 가능성을 여전히 낮게 평가하고 있거나, 은행의 건전성이 전반적으로 크게 향상되어 부도가능성이 낮다고 평가하거

2) 예금보험 대상이 되는 예금으로 예금보험료를 부담해야 한다.

나, 또 아니면 외환위기 이후 합병을 통한 대형화로 대마불사(too-big-to fail) 신념이 강화되는 등등의 가능성일 것이다. 우리는 왜 이런 현상이 발생하였는지에 대해 향후 실증분석에서 실마리를 찾을 필요가 있다.

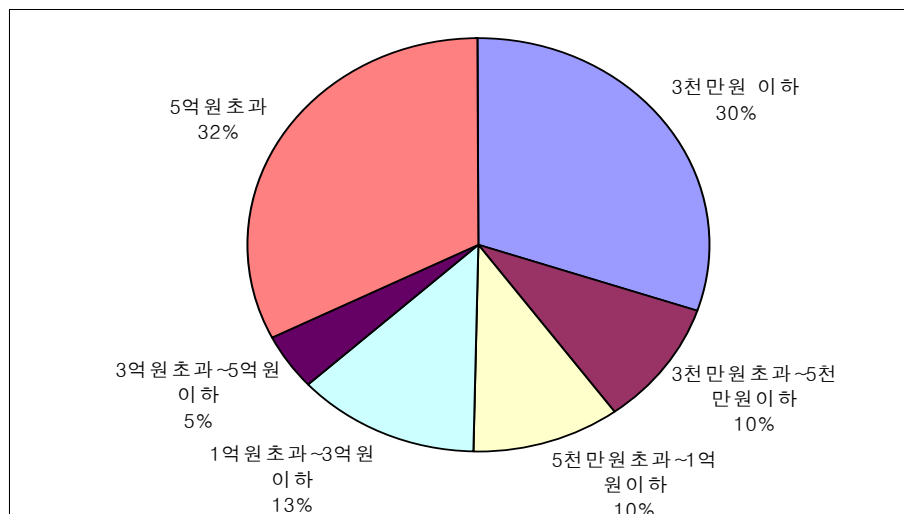
<그림 3> 일반은행의 부보예금 추이



: 고액부보예금= 5천만원 이상 부보예금

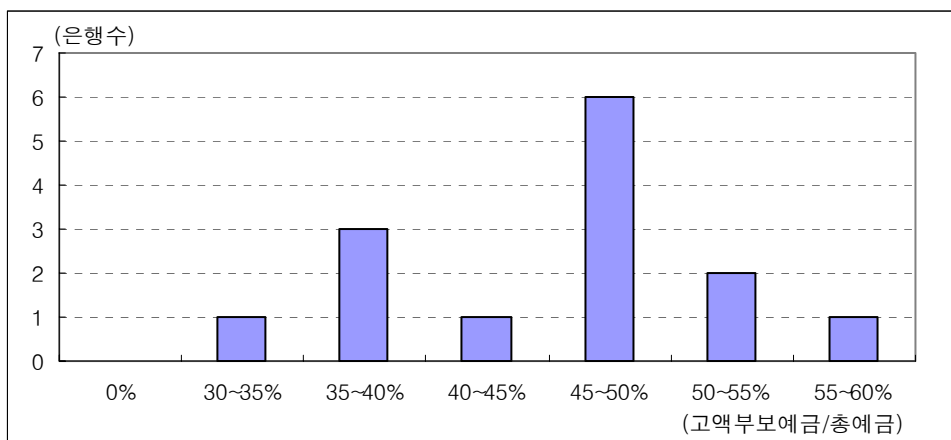
부보예금의 규모별 분포는 5천만원 이하 소액예금이 40%를 차지하고 있다(<그림 4> 참조). 5천만원 초과 부보예금 중에서는 5억원 초과 예금이 32%로 가장 비중이 높고 1억원 초과 3억원 이하 예금도 13%를 차지하고 있다. 고액부보예금자들이 많을수록 은행을 모니터링할 유인이 이론적으로 높아지므로 예금자규율의 존재 가능성은 높아질 것이다.

<그림 4> 일반은행의 규모별 부보예금 분포(2004년말)



5천만원 이상 부보예금 비중은 은행별로 상당한 편차를 보이고 있다. 전체 분포로 보면 대체로 정규분포를 취하는 모습으로 동 비중이 45-50% 구간에 분포하는 은행이 14개 일반은행 중 6개로 가장 많았다. 55-60% 구간에 위치한 은행은 1개 존재하였으며 30-35% 구간에 위치한 은행도 1개 존재하였다. 이 같은 분포가 주는 시사점은 고액예금자들이 거래은행을 선택할 때 일정한 룰이 있을 수 있다는 것이다. 가령, 은행 건전성, 혹은 기타 요인들이 기준이 될 수도 있고, 은행 규모가 기준이 될 수도 있을 것이다.

<그림 5> 고액부보예금의 은행별 분포(2004년말)



II. 문헌 연구

1. 외국의 연구

예금자들이 은행 위험을 모니터링 하는가에 관한 예금자규율 연구는 고위험 은행에 대해 예금자들이 더 높은 금리를 요구하는가(가격접근)와 고위험 은행에 대한 예금을 줄이는가(수량접근) 하는 두 가지 관점에서 분석이 이루어져 왔다. 예금 금리가 은행 위험을 완전 탄력적으로 반영한다면 예금자규율은 가격접근만으로 충분할 것이나, 현실 경제에서 예금자는 높은 금리를 요구하면서도 은행이 제시하는 금리 수준에 만족하지 못할 경우 보다 건전한 은행으로 예금을 이동(flight to quality)하는 것이 일반적이다.

Park and Peristiani(1998)은 은행 위험을 정확히 알 수 없는 상황에서 비보호 고액예금자들은 고위험 은행이 제시한 금리 수준만 보고 은행을 선택하지 않는다는 것을 이론적으로 증명하고 있다. 고위험 은행들은 건전 은행에 비해 높은 금리를 제시하지만 은행의 위험을 보상해 줄 만큼 충분한 프리미엄을 제시하지 않는 대신

이로부터 초과이윤을 얻으려는 유인이 있고, 고액 예금자들도 프리미엄이 부도위험을 정확히 반영한 것으로 생각하지 않기 때문에 예금을 인출하는 전략을 택하게 된다. 때문에 예금자규율 분석은 금리뿐만 아니라 예금액을 함께 분석해야 한다.

예금자규율에 관한 초기 연구는 주로 가격접근(price-based approach)을 통해 이루어졌다. 특히, 후순위채권(subordinate debt)의 은행 규율 효과에 대한 연구가 많았다. Flannery and Sorescu(1996)가 후순위채 금리와 은행 위험간의 관계를 분석한 이래 Morgan and Stiroh(2000), Sironi(2003) 등의 연구가 이어졌다. 이들 연구는 모두 후순위채 스프레드와 은행 위험 간에 양의 관계가 존재한다는 것이다. 이와 달리 Calomiris and Powell(2000)은 후순위채시장이 미발달한 아르헨티나를 대상으로, 예금금리를 이용해 예금자규율을 분석하였는데, 예금금리와 은행 신용등급이 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다.

예금자규율에 대한 수량접근은 미국 S&L 위기를 분석한 Goldberg and Hudgins(1996)에 의해 수행되었다. 그에 따르면 도산한 S&L의 비보호 고액예금은 도산하기 이전부터 감소하는 모습을 보였다. Peria and Schmukler(1998)는 아르헨티나, 칠레, 멕시코 세 나라의 예금증가율 데이터를 사용하여 실증 분석하였는데, 이들 세 나라 모두 은행 위험변수와 예금증가율이 유의한 관계를 나타내었다. 수량접근과 가격접근을 처음으로 함께 분석한 논문은 Park and Peristiani(1998)이다. 이들은 예금증가율과 예금이자율을 종속변수로 하고 은행 위험변수를 로짓모형으로 추정된 부도확률을 사용하였다. 이들에 따르면 부도확률이 높은 은행일수록 예금금리를 높게 지급하였으나 건전한 은행에 비해 비보호 고액 예금의 증가율은 낮았다. Barajas and steiner(2000)는 콜롬비아를 대상으로 예금증가율과 예금금리에 대해 예금자규율을 실증하였을 뿐만 아니라 고위험 은행이 예금자 규율의 신호에 대해 반응하는가, 다시 말해, 예금자규율의 영향력(influencing) 메카니즘이 작동하는가에 대해서도 분석하였다. 그에 따르면 고위험 은행들은 예금자규율에 대해 자신들의 위험수준을 조정하는 하는 것으로 나타났다.

이상의 대부분의 연구들은 실증방법론으로 고정효과 내지 랜덤효과 패널분석을 사용하였다. 패널분석은 OLS 분석에 비해 기업고유효과나 연도효과를 통제할 수 있는 장점이 있지만, 예금증가율이나 금리수준과 은행의 재무변수사이에 존재할 수 있는 내생성 문제는 고려하지 않고 있다. 다만, 최근 들어 예금자규율의 동태적 성격을 감안하여, 동태적 패널분석을 시도하는 연구도 나타나고 있다. Peria and Schmukler(1998)는 정태적 패널분석을 기본모형으로 하여, 동태적 패널모형을 통해 모형의 건강성(robustness)을 테스트하고 있다. Maechler and McDill(2003)는 기존 연구와 달리 종속변수를 예금이 아니라 예금보험의 혜택을 받지 못하는 미국의 고액 비보호예금(unprotected deposit)을 사용하고, 실증방법도 예금행태의 동태적 성격과 내생성 문제를 해결하기 위해 동태적 패널분석을 이용하여 실증분석을 하고 있다.

나. 국내 연구

국내에서도 외환위기 이후 예금자규율에 대한 실증연구가 수행되었다. 박형근(2002)은 1990년부터 2001년 초까지 예금증가율과 예금금리를 이용하여 예금자규율의 존재 여부를 분석하였다. 1996년 예금보험제도의 도입, 2001년 5천만원 이하 예금만 보호해 주는 부분보호제도로의 복귀 등을 전후한 시기 동안 예금자규율이 존재하였는가를 단순회귀분석과 패널분석을 통해 실증하였다. 종속변수는 총예금증가율과 예금금리를 사용하였으며, 은행 재무변수를 은행 위험변수로 사용하였다. 그에 따르면 예금자규율은 외환위기 이전에 비교적 뚜렷하게 나타났으나 외환위기로 모든 예금이 전액 보호되던 2000년까지 예금자규율은 약화되었다. 그러다 2001년 부분보호제도로 복귀와 함께 예금자규율이 다시 작동하고 있는 것으로 분석하였다.

비슷한 시기에 전선애(2002)는 패널분석을 통해 1996.1/4분기부터 2002년 1/4분기를 대상으로 예금자규율에 대한 실증분석을 수행하였다. 전선애(2002)는 종속변수를 저축성예금, 예금자보호법 상의 부보예금 잔액과 예금보험의 대상이 아닌 비부보 예금잔액 등으로 나누어 분석하였다. 분석결과는 박형근(2002)과 유사하게 외환위기 이전에 예금자규율이 어느 정도 나타났으나 외환위기 이후 전액 보호기간에는 예금자규율이 약화되었다. 부분보호제도로 복귀한 2001년부터 예금자규율이 다시 조금씩 나타나고 있다고 분석하였다.

본 연구는 기존의 두 연구와 몇몇 차이점을 두면서 분석을 진행하였다. 우선, 분석기간을 2001년 1/4분기부터 2005년 2/4분기까지로 하여 부분보호제도로 복귀 이후 시점에 분석의 초점을 두었다. 이렇게 한 것은 정상적인 금융상황과 금융위기 상황은 분석 목적과 모형 설정이 좀 다를 수 있기 때문이다. 예금보험제도가 존재하는 정상적인 금융상황에서 예금자규율 분석은 소액예금자를 제외한 고액예금자들만을 분석할 필요가 있다. 은행 모니터링에 따른 한계편익은 소액예금자의 경우 예금보험의 존재로 제로(zero)에 가까운 반면 한계비용은 클 수밖에 없으므로 정상적인 금융상황에서 소액 예금자들에게 예금자규율을 기대할 수 없다. 마침 우리나라는 2001년부터 5천만원 이하 예금자에 대해 예금보험의 부분보호제도를 시행하였다.

둘째, 종속변수는 Maechler and McDill(2003)처럼 부보예금액이 5천만원을 초과하여 예금자보호를 받지 못하는 고액부보예금을 사용하였다. 셋째, 실증방법은 정태적 패널분석과 동태적 패널분석을 동시에 수행하였다. 다시 말해, 은행 위험변수들을 외생변수로 가정한 모형과 내생변수로 가정한 모형을 동시에 분석하여 예금자규율의 존재 여부를 확인한다. GMM을 이용한 동태적 패널분석은 정태적 패널분석이 안고 있는 내생성(endogeneity)과 자기상관성(autocorrelation)을 고려하는데 장점이 있다.

III. 모형 설계

1. 정태적 패널모형(Static panel model)

Park and Peristiani(1998)와 Peria and schmukler(1998) 등을 참고하여 본 논문은 다음과 같은 모형을 구성하였다.

$$D_{it} = u_i + RI_{i,t-1}\beta_1 + CT_{i,t-1}\beta_2 + MR_t\beta_3 + \epsilon_{it} \quad \text{식(1)}$$

$$R_{i,t} = u_i + RI_{i,t-1}\beta_1 + CT_{i,t-1}\beta_2 + MR_t\beta_3 + \epsilon_{it}$$

여기서 $i=1, 2, \dots, N$ 는 은행 개체수, $t=1, 2, \dots, T$ 는 시계열을 나타낸다. 종속변수는 비보호 예금($D_{i,t}$)과 예금금리($R_{i,t}$)이며 설명변수는 은행의 위험 대응변수, 거시변수, 그리고 은행 통제변수들로 구성하였다. 예금자규율에 대한 테스트는 β_1 의 유의성에 의해 결정된다. 예금자는 리스크가 큰 은행일수록 예금을 더 적게 할 것이다. 은행의 리스크변수와 통제변수는 종속변수에 대해 각각 1사분기 시차(lag)를 두었다. 정태적 모형은 기본적으로 설명변수들이 외생적이라고 가정하고 있지만, 현실적으로 기업 재무변수들은 내생적(endogenous)으로 결정되는 경향이 있으므로 은행 재무변수에 대해 1/4분기의 시차(lag)를 두었다. 오차항은 관측불가능한 기업 효과(u_i)와 잔여 교란항(ϵ_{it})으로 구성된다. 실증분석은 고정효과 패널분석과 랜덤효과 패널분석으로 수행한다. 그리고 재무지표를 이용해 은행 위험을 측정할 때는 자본적정성, 자산건전성, 수익성 변수 등이 복수의 지표가 포함되므로 이들 위험변수들의 결합유의성(joint significance)을 Wald test를 통해 수행한다.

2. 동태적 패널모형(Dynamic panel model)

경제현상은 그 자체로 동태적 성격을 갖는데, 동태적 패널분석은 이 같은 특성을 반영할 수 있다는 것이다. 동태적 모형은 t 시점에서 예금액의 변화가 $t-i$ 기의 예금액에 영향을 받는 자기회귀적 특성을 반영할 수 있도록 종속변수의 시차변수를 설명변수로 포함한다<식(2)>.

$$D_{i,t} = u_i + D_{i,t-1}\beta_1 + RI_{i,t-1}\beta_2 + CT_{i,t-1}\beta_3 + MR_{i,t}\beta_4 + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(2)}$$

$$R_{i,t} = u_i + R_{i,t-1}\beta_1 + RI_{i,t-1}\beta_2 + CT_{i,t-1}\beta_3 + MR_{i,t}\beta_4 + \epsilon_{i,t}$$

그런데 식(2)처럼 설명변수로 종속변수의 시차변수(D_{it-1})가 포함되고 설명변수의 내생성을 가정할 경우 계량경제학적인 문제가 발생한다. D_{it} 가 ϵ_{it} 의 함수이면 D_{it-1} 도 ϵ_{it} 의 함수이기 때문에 식(2)의 우변의 시차종속변수(D_{it-1})가 오차항과 상관이 되어 있다. 다른 설명변수도 오차항과 상관됨은 물론이다. Baltagi(1995)에 따르면 설명변수가 오차항과 상관되어 있는 경우 OLS 추정량은 편의(bias)를 갖게 되며 불일치(inconsistent) 추정치가 된다. 이 같은 문제는 고정효과 패널분석을 하여도 마찬가지로 발생한다. 고정효과 패널분석은 평균으로부터의 편차를 OLS로 추정하는데, 종속변수의 시차변수와 상관되어 있는 오차항이 오차항의 평균값에도 반영되기 때문에 시차종속변수 역시 오차항의 평균과 상관되기 때문이다.

따라서 동태적 모형인 식(2)는 최소자승법이나 고정효과 패널분석이 아닌 도구변수법(IV)을 이용할 필요가 있다. 본 연구에서는 Arellano and Bond(1991, 이하 AB모형)가 제안한 동태적 패널분석방법을 이용하여 추정한다. 대부분의 동태적 패널분석 연구들이 AB모형을 사용하고 있는데, AB 모형은 GMM 1차 차분법을 사용하는데, 식(3)처럼 설명변수의 차분변수를 도구변수로 사용하여 관측불가능한 기업 효과를 제거하고, 설명변수의 내생성을 통제하게 된다. 식(3)은 예금자규율 실증을 위해 동태적 모형이다.

$$(D_{i,t} - D_{i,t-1}) = (D_{i,t-1} - D_{i,t-2})\beta_1 + (RI_{i,t-1} - RI_{i,t-2})\beta_2 + (CT_{i,t-1} - CT_{i,t-2})\beta_3 + (MR_{i,t} - MR_{i,t-1})\beta_4 + (\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1})$$

$$(R_{i,t} - R_{i,t-1}) = (R_{i,t-1} - R_{i,t-2})\beta_1 + (RI_{i,t-1} - RI_{i,t-2})\beta_2 + (CT_{i,t-1} - CT_{i,t-2})\beta_3 + (MR_{i,t} - MR_{i,t-1})\beta_4 + (\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) \quad \text{식(3)}$$

동태적 패널모형의 신뢰성은 도구변수가 제대로 선택되었는지에 달려있다. 이와 관련하여 AB(1991)는 과도식별제약(overidentification restriction)을 검정하는 Sargen test를 통해서 도구변수가 적합하게 선정되었는가를 판단할 수 있다고 제시하고 있다. 추정된 GMM 목적함수의 값인 Sargen-통계량은 점근적으로 χ^2 분포를 따르며 Sargen test의 귀무가설은 도구변수가 직교조건(orthogonality conditions)을 만족하여 적합하다는 것이다. 통계량이 클수록 도구변수는 유의한 것이다.

3. 데이터

실증 분석은 2001년 1/4 분기부터 2005년 2/4분기 동안 시중은행, 지방은행을 포함한 14개 일반은행을 대상으로 수행하였다. 특수은행은 예금보험 가입 대상이지만, 국유은행이고 업무영역도 일반은행과 달라 샘플에서 제외하였다. 균형패널(balanced panel)이며 은행 재무 데이터는 분기결산 재무제표를 사용하였고, 부보

예금통계는 예금보험공사에서 입수하였다.

식 (1)과 식(3)의 종속변수 $D_{i,t}$ 는 부보(insured)예금 중에서 1인당 5천만원을 초과하여 예금자보호를 받을 수 없는 비보호 예금을 사용하였다³⁾. 그리고 종속변수 R_{it} 는 예금금리(SPD_{it})를 사용하였는데, 손익계산서 상의 이자수입과 이자수익자산 데이터를 이용하여 사후적으로 계산하였다.

위험변수($RI_{i,t}$)로는 두 가지를 사용하였다. 하나는 기존 문헌에서 사용하고 있고 예금자들이 접하기 쉬우며 감독당국이 상시감시를 위해 사용하는 BIS 자기자본 비율(BIS), 고정이하여신비율(NPL), ROA를 사용하였다. BIS 비율이 높을수록 예금자들은 은행 위험을 낮게 평가하여 고액예금을 많이 거래하고 낮은 금리수준을 용인할 것이다. 따라서 BIS 비율은 비보호예금에 대해 양의 관계를, 예금금리에 대해 음의 관계를 예상할 수 있다. NPL이 높을수록 고액예금 거래는 줄고, 고금리를 요구할 것이므로 비보호예금에 대해서는 음의 관계, 예금금리에 대해서는 양의 관계를 기대할 수 있다. 마찬가지로 ROA의 경우 비보호예금에 양의 관계, 예금금리에 음의 관계를 기대할 수 있다.

또 다른 위험변수로 Z-index를 생각할 수 있다. Z-index는 재무데이터를 이용해 손쉽게 계산할 수 있는 은행의 부도확률인데, Nicolo(2000)에 따르면 은행의 (단순자기자본비율+ ROA)/ROA 표준편차로 정의되며, 부도확률의 역수 개념이다. Z-index는 다음과 같이 도출된다. 은행 자산을 A, 자기자본을 E, 이윤을 π 라고 하면 자기자본비율(K)은 E/A, ROA는 π/A 로 정의된다. 부도확률이란 은행의 손실 ($-\pi$)이 자기자본(E)보다 클 확률이므로 은행 수익(π)이 평균이 μ 이고 분산이 σ^2 인 정규분포를 한다면, 체비셰프부등식(Chebyshev's inequality)에 의해 다음과 같은 식이 성립한다.

$$P(\pi \leq -E) = P(r \leq -K) \leq \sigma^2 / (\mu + K)^2 = 1/z^2$$

$$\text{여기서 } z \equiv (\mu + K) / \sigma \quad \text{식(4)}$$

따라서 은행 수익의 정규분포를 가정하면, 식 (4)의 Z-index는 은행 부도확률의 역수가 되며, 그 값이 클수록 은행의 부도확률(위험)은 작아진다.

통제변수($CT_{i,t}$)로는 로그를 취한 자산(LA_{it})과 예금금리(SPD_{it})를 사용하였다. 자산변수는 대형화로 인한 대마불사(TBTF)를 설명하는 변수로 해석될 수 있는데, 비보호예금에 대해서는 양의 관계, 예금금리에 대해서는 음의 관계를 기대할 수 있다. 그리고 예금금리는 비보호예금에 대해 양의 관계를 기대할 수 있다.

3) CD, 외화예금 등과 같이 예금보험 대상에 포함되지 않는 예금상품까지 비보호 예금에 포함할 수 있으나, 유의한 실증분석 결과를 얻을 수 없었으며 본문에 리포트하지 않았다. 한편 5천만원 초과 비보호예금이란 가령, 6천만원 예금자의 경우 5천만원을 초과하는 1천만원을 가리킨다.

거시변수($MR_{i,t}$)로는 GDP, 주택매매가격, 종합주가지수 등을 사용하였다. 비보호예금은 GDP에 대해 양의 관계가 예상되나 주택가격과 종합주가지수의 경우 예금과의 대체적 성격을 감안하면 음의 관계, 부의 효과에 따른 은행 예금의 변동효과를 감안하면, 양의 관계를 기대할 수 있다. <표 2>와 <표 3>은 주요 변수의 기초통계량과 상관계수를 나타낸다.

<표 1> 변수 정의

변수명	내용	산식	예상부호	
			UD	SPD
종속변수				
UD	비보호예금	5천만원 초과 부보예금/부보예금		
SPD	예금금리차	(예수금이자지출/예수금) - 평균 예금금리		
설명변수				
BIS	BIS 자기자본	자기자본/위험가중자산	+	-
NPL	고정이하여신	고정이하여신/총여신	-	+
ROA	총자산이익률	순이익/총자산	+	-
Z-index	부도확률 역수	(단순자기자본비율+ROA)/ ROA 4분기 표준편차	+	-
LA	총자산	총자산의 로그값	+	-
SPD	예금금리차	(예수금이자지출/예수금) - 업종 평균 예금금리	+	
GDP	경제성장률	log(2000년 기준 실질국민총생산) 차분값	+	-
HOUSE	주택매매가격	log(주택매매가격지수) 전년동분기 차분값	-,+	+
KOSPI	종합주가지수	log(종합주가지수) 전분기 차분값	-,+	+

<표 2> 기초통계량

	UD	Zindex	SPD	BIS	LA	NPL	ROA	GDP	HOUSE	KOSPI
평균값	59.07	6.67	0.01	10.95	17.02	2.74	0.99	1.15	7.49	3.83
중위값	59.79	5.13	-0.01	10.85	17.44	2.14	0.83	1.03	7.30	5.52
최대값	74.11	30.46	4.84	14.25	19.06	14.63	7.28	3.59	10.05	32.54
최소값	35.92	-1.52	-5.14	8.60	14.04	0.04	-2.50	-0.32	5.77	-13.91
표준편차	9.11	6.48	0.65	1.02	1.26	2.23	1.15	0.91	1.14	10.93
관측치수	252	210	252	252	252	252	252	252	252	252

<표 3> 상관계수

	UD	Zindex	SPD	BIS	LA	NPL	ROA	GDP	HOUSE	KOSPI
UD	1.00									
Zindex	0.07	1.00								
SPD	0.20	-0.05	1.00							
BIS	0.09	0.21	0.04	1.00						
LA	0.29	0.09	0.00	0.02	1.00					
NPL	-0.07	-0.46	-0.17	-0.08	-0.20	1.00				
ROA	-0.27	0.16	0.22	0.11	0.20	-0.39	1.00			
GDP	-0.07	-0.12	0.00	-0.02	-0.04	0.18	0.00	1.00		
HOUSE	-0.01	0.19	0.01	0.12	0.01	-0.19	0.04	0.40	1.00	
KOSPI	0.00	0.01	-0.03	0.00	0.00	0.01	0.04	0.34	0.38	1.00

III. 실증 결과

<표 4>의 정태모형의 실증 결과를 보여주고 있다. 먼저, 고액 비보호예금자를 대상으로 한 모형(1)과 모형(2)를 보자. 고액예금자들은 일부 위험변수에 대해 민감하게 반응하는 것을 알 수 있다. 가장 일반적인 위험지표인 BIS 자기자본비율은 통계적으로는 10% 수준에서 유의하나 이론적으로 기대하는 부호와는 정반대의 음(-)의 부호를 나타내고 있다. ROA도 마찬가지로 통계적으로는 유의하나 이론과 반대되는 음의 부호를 나타냈다.

다만, 부실채권비율(NPL)은 고액비보호예금에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를 시현하고 있어, 고액 비보호예금자들이 부실채권비율에 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다. BIS비율, ROA, NPL에 대한 결합유의성(joint significance)은 1% 수준에서 유의하였으나, 앞서 살펴본 BIS 비율과 ROA의 계수 값 부호가 이론적 방향과 반대의 결과를 나타내고 있어 결합유의성의 결과를 해석하기가 쉽지 않다. 모형(2)의 Z-index는 부호가 이론방향과 일치함에도 통계적으로 유의하지 않다. 결국, NPL 이외의 지표에서는 예금자규율이 작동하고 있다는 사실을 확인할 수 없었다.

대신 고액비보호예금은 총자산에 대해서는 유의한 결과를 보여주고 있다. 은행 규모가 클수록 고액 비보호예금이 증가한다는 것이다. 엄밀하게는 은행 자산 증가속도가 빠를수록 고액 비보호예금의 유입속도가 상대적으로 빠르다고 말할 수 있다. 그 외 주택매매가격이 통계적으로 유의한 음의 부호를 나타내고 있어, 고액 비보호예금자들은 은행 예금과 부동산 투자를 대체재로 인식하고 있는 것으로 보인다.

한편 모형(3)과 모형(4)는 고위험 은행이 더 높은 금리를 제시하는지를 테스트하는 모형들이다. 모형(3)은 모형(1)과 유사하게 NPL변수만 예금금리에 대해 통계적으로 유의하였다. 부실채권 증가 속도가 빠를수록 예금자들은 고금리를 요구한다는 것이다. 총자산은 예금금리에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 보여, 총자산 증가속도가 빠를수록 예금금리를 낮게 제시하는 것으로 나타났다. Z-index의 위험지표로서 유의성을 테스트한 모형(4)는 모형(2)와 달리 Z-index가 통계적으로 유의하고 계수 부호도 이론적 방향과 일치하게 나왔다. 은행의 부도확률이 높을수록 예금금리를 상대적으로 빠르게 인상한다는 것이다.

결국, 예금자들은 은행을 선택할 때 어느 정도 은행의 위험을 고려하는 것으로 나타났으며, 특히, 부실채권비율에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그렇지만 이 같은 은행 위험 못지않게 은행 규모를 은행 선택의 주요 기준으로 삼고 있는 것으로 나타났다. 그런데, <표 4>는 설명변수를 외생적이고 종속변수에 자기상관성이 존재하지 않는다는 가정 아래 추정된 모형들이다. 종속변수의 동태성과 설명변수의 내생성을 가정한 <표 5>와의 비교를 통해 추정된 결과들이 얼마나 강건(robust)한지 살펴볼 필요가 있다.

<표 4> 정태적 모형의 실증분석 결과

	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
추정	고정효과	고정효과	고정효과	고정효과
종속변수	비보호예금	비보호예금	예금금리	예금금리
로그총자산(t-1)	6.485** (2.446)	5.984*** (2.790)	-2.985*** (-5.721)	-0.187 (-0.944)
BIS비율(t-1)	-0.389* (-1.713)	-	-0.035 (-0.483)	-
NPL(t-1)	-0.535*** (-4.859)	-	0.095** (2.150)	-
ROA(t-1)	-0.776*** (-3.337)	-	0.132 (1.537)	-
Zindex(t-1)	-	0.036 (1.158)		-0.006*** (-3.547)
GDP	0.115 (0.609)	-0.014 (-0.047)	0.077** (2.343)	0.013 (0.889)
주택가격변동률	-0.453** (-2.427)	-0.705*** (-4.639)	-0.150*** (-7.685)	0.013 (1.474)
종합주가지수변 동률	0.012 (1.165)	0.029 (1.331)	0.001 (0.318)	-0.003*** (-3.321)
수신금리	-0.457 (-0.506)	-	-	-
F 값(모형)	141.51***	110.62***	44.82***	29.19***
하우스만테스트	15.34***	13.79**	12.13***	10.15**
F 값(bank risk)	9.81***	-	2.54*	-
Adj.Rsquare	0.90	0.45	0.78	0.43
F값(고정효과)	107.09***	98.01***	27.86***	37.69***
더빈와슨	1.39	1.40	0.76	1.73

- 주 1) ()는 이분산일치(White's heteroskedasticity-consistent) t 값
 2) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의
 3) 하우스만테스트의 귀무가설은 개별기업효과가 임의의 확률변수라는 것임
 4) F 값(bank risk)는 bank risk 관련 회귀계수의 joint significance 검증을 위한 Wald test 검증치임
 5) F 값(고정효과)의 귀무가설은 개별 기업효과가 모든 개체에 대해 동일하다는 것으로 OLS에 대비한 패널분석의 유효성을 테스트하는 검증치임

<표5>는 동태적 패널모형의 결과이다. 분석 결과는 전체적으로 정태적 모형과 크게 다르지 않았다. 고액비보호예금과 예금금리 모두 다른 어떤 위험변수보다 NPL 변수에 통계적으로 매우 유의하였다. 부실채권비율이 높을수록 고액 비보호예금은 상대적으로 줄어들었으며, 은행이 제시하는 예금금리는 상대적으로 높은 수준을 유지하였다. BIS 비율은 고정효과모형과 달리 계수값 부호가 이론 방향과 일치하였으나 유의하지 않았으며 ROA는 여전히 계수값 부호조차 예상과 반대였다. 모형(1)과 모형(3)에서 재무관련 위험변수들의 결합유의성은 통계적으로 유의하였다. 예금자규율이 작동하고 있다는 것이다.

<표 5> 동태모형의 회귀분석 결과

	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
모형	GMM	GMM	GMM	GMM
종속변수	비보호예금	비보호예금	예금금리	예금금리
비보호예금(t-1)	0.276** (2.272)	0.249** (2.300)	-	-
예금금리(t-1)	-	-	0.319*** (4.209)	0.137 (1.171)
로그총자산(t-1)	5.373** (2.031)	6.366** (1.248)	-1.502*** (-2.849)	-0.664** (-2.471)
BIS비율(t-1)	0.053 (0.254)	-	-0.027 (-0.545)	-
NPL(t-1)	-0.247*** (-2.834)	-	0.082*** (3.107)	-
ROA(t-1)	-0.471** (-2.115)	-	0.034 (0.479)	-
Zindex(t-1)	-	0.008 (0.236)	-	-0.004* (-1.932)
GDP	0.222 (1.318)	0.234 (1.164)	0.068** (2.215)	0.012 (1.030)
주택매매변동률	-0.395*** (-2.747)	-0.442*** (-2.986)	-0.099*** (-6.874)	0.005 (0.399)
종합주가지수변동률	0.006 (0.568)	0.009 (0.604)	-0.003** (-1.999)	-0.004*** (-4.112)
수신금리	0.189 (0.828)	1.444 (1.566)	-	-
F 값(bank risk)	3.41**	-	3.63**	-
Sargen test (p-value)	6.23 (0.28)	5.85 (0.56)	152.01 (0.11)	4.48 (0.81)

- 주: 1) ()는 white's 이분산일치(heteroskedasticity-consistent) t 값
 2) 각 모형에 연도더미 포함
 3) F값(bank risk)는 bank risk 관련 회귀계수의 joint significance 검증을 위한 Wald test 검증치
 4) Sargen test의 귀무가설은 도구변수가 잔차와 상관되어 있지 않아 도구변수로서 적합하다는 것임

Z-index는 예금금리가 종속변수인 모형(4)에서만 통계적으로 유의하였고, 모형(3)에서는 유의하지 않았다. 은행 부도확률이 낮은 은행일수록 예금금리가 상대적으로 낮다는 것이다. 그리고 주택매매가격이 고액 비보호예금에 대해 통계적으로 유의하였고, 종합주가지수 변동률은 예금금리에 대해 통계적으로 유의하게 음(-)의 관계를 나타내었다.

마지막으로 동태적 패널모형에 대한 적합성을 테스트한 결과, 대체로 설정 오류

는 나타나지 않았다. 모형 적합성 관련 통계량들은 모두 2단계 추정치로부터 산출한 것이다. Arellano and Bond (1991)의 동태적 패널분석은 2단계(two-step) 추정과정을 거치게 되나, 샘플수가 작은 경우 2단계 추정치는 편의(bias)를 갖게 되므로, 모형 추정치는 1단계(one-step) 추정치를 사용할 것을 제안하고 있다. 그리고 2단계 추정치는 모형 적합성을 테스트하는데 사용할 것을 제안하고 있다⁴⁾. <표 5>에서 보고한 모든 모형의 Sargen test는 2단계 추정의 검증치이다. Sargen test의 p-값이 10%를 넘어 도구변수가 적합하다는 귀무가설을 채택하고 있다.

IV. 결론

지금까지 외환위기 이후 우리나라 은행시장에 예금자에 의한 시장규율이 작동하고 있는지를 실증 분석하였다. 기존 연구와 달리 본고는 예금보험의 보호를 받지 못하는 5천만원 초과 고액부보예금자들을 대상으로 실증분석을 하였다. 이들은 정상적인 금융상황아래서도 은행의 경영위험에 관심을 가지고 예금자규율을 적극적으로 행사할 유인이 있기 때문이다. 추정에 있어서도 기존의 정태적 패널분석과 함께 예금자규율의 동태적 성격과 재무변수의 내생적 성격을 통제할 수 있는 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널분석 기법을 이용하였다.

분석 결과, 우리나라 은행시장에서 예금자규율은 뚜렷하게 관찰되지는 않지만 몇몇 위험변수들에 대해 예금자들은 통계적으로 유의한 신호를 보내는 것으로 나타났다. 특히, NPL(부실채권비율)이 높은 은행일수록 고액 비보호예금은 상대적으로 줄어들었으며, 상대적으로 높은 예금금리를 제시하는 것으로 나타났다. 이와 달리 박형근(2002)과 전선애(2002)에서 비교적 유의한 변수였던 BIS 비율은 대체로 통계적으로 유의하지 않았다. BIS 비율의 통계적 유의성이 약화된 것은 다소 의외인데, 이를 위해 외환위기 이후 지금까지 은행의 재무구조조정 과정을 살펴볼 필요가 있다. 주지하듯이 외환위기 이후 은행의 재무구조조정에서 이슈는 BIS비율의 제고와 부실채권의 감축이었다. 그런데 2차 공적자금 투입이 마무리된 2001년부터는 모든 은행의 BIS 비율은 상당히 개선되어 은행 건전성을 변별할 수 있는 지표로서 유의성은 상당히 약화된다. 반면, 부실채권은 그 이후에도 상당기간 은행간에 상당한 격차가 존재하였다. 본 연구는 이 같은 특성이 본 연구의 분석기간에 반영된 것으로 추측한다. 그리고 Nicolo(2000)가 은행 부실지표로 제시한 Z-index의 경우 고액 비보호예금(종속변수)에 대해서는 통계적으로 유의성을 발견할 수 없었으나 예금금리(종속변수)에 대해서는 유의한 결과를 보이고 있어 부도확률의 역수인 Z-index가 낮은 은행일수록 상대적으로 높은 예금금리를 제시하는 것으로 나타났다.

4) 1단계 Sargen test는 1단계 추정이 동분산을 가정하기 때문에 귀무가설을 기각하는 경우가 많다. 이는 교란항의 이분산성 때문이다(Maechler and McDill, 2003)

한편 예금자들은 은행 규모에 매우 민감한 것으로 나타났다. 거의 모든 모형에 걸쳐 통계적으로 유의하게 예금자들은 규모가 큰 은행에 대해 상대적으로 더 많은 고액 비보호예금을 저축하고 있는 것으로 나타났다. 이는 예금자들은 외환위기 이후에도 규모가 큰 은행은 도산하지 않는다는 대마불사(too-big-to-fail)에 대한 기대를 은행 선택의 주요 기준으로 삼고 있음을 시사한다.

예금자규율이 규제규율을 보완하는 실질적인 규율수단이 되기 위해서는 고액예금자들이 보다 적극적으로 은행을 모니터링 할 수 있도록 제도를 정비하고 금융관행을 선진화할 필요가 있다고 본다. Lane(1992)에 따르면 시장규율의 제대로 작동하기 위해서는 세 가지 작동요건에 갖추어져야 한다고 한다. 첫째, 정부의 규제가 없는 자유로운 금융시장이 전제되어야 한다. 그러기 위해서는 정부가 지금까지의 일방적이고 적발위주의 규제관행을 개선하고, 바젤Ⅱ 등에 은행들이 적극적으로 대응할 수 있도록 시장친화적인 감독방식으로 전환할 필요가 있다. 둘째, 은행 회계가 투명하게 작성되고 경영정보가 적시에 공시되어야 한다. 은행 회계투명성은 상대적으로 높은 수준에 있지만, 국제 기준에 맞게 현재 재정비하고 있는 금융업회계기준을 조속히 도입할 필요가 있다. 그리고 셋째로, 정부는 부실 은행에 대해 최소비용 원칙에 따라 예외 없이 정리한다는 부실은행 처리 원칙을 분명히 함으로써 구제금융(bailout)에 대한 예금자들의 기대를 불식시켜야 한다는 것이다. 우리나라는 외환위기 이후 은행간 경쟁으로 대형화가 급속도로 진행되고 있다. 대형화로 인한 경제적 이득은 살리되, 그것이 금융소비자의 권익을 침해하고 대마불사 기대로 시장효율성을 약화시키는 일은 없어야 할 것이다.

<참고 문헌>

- 박형근, 2002, "예금자에 의한 시장규율 분석", 『경제분석』 제 8권 제 2호
- 전선애, 2002, 우리나라 예금자의 시장규율에 관한 연구, 『증권학회지』 제 31권
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-97.
- Baltagi, B.H., 1995, *Econometric analysis of panel data*, Wiley.
- Barajas, Adolfo, and Roberto Steiner, 2000, "Depositor Behavior and Market Discipline in Colombia," *IMF Working Paper*, 00/214 Washington DC: International Monetary Fund).
- Board of Governors of the Federal Reserve System and the U.S. Department of the Treasury, 2000, "The Feasibility and Desirability of Mandatory Subordinated Debt," Report to the Congress (December), Washington, DC.
- Curry, Timothy, and Lynn Shibut, 2002, "The Cost of the Savings and Loan

- Crisis: Truth and Consequences," *FDIC Banking Review*, Vol. 13(2), pp. 26-35.
- De Nicolo, Gianni, 2000, "Size, charter value and risk in banking: an international perspective", *International finance discussion papers* no. 689, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Demirguc-Kunt, Asli, and Enrica Detragiache, 2002, "Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, pp. 1373-406.
- Demirguc-Kunt, Asli, and Edward J. Kane, 2002, "Deposit Insurance around the Globe: Where Does It Work?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16(2), pp. 175-95.
- Diamond, D. and Dybvig, P. (1983) "Bank runs, deposit insurance and liquidity", *Journal of Political Economy*, 91
- Flannery, Mark, and Sorin Sorescu, 1996, "Evidence of Bank Market Discipline in Subordinated Debenture Yields: 1983-1991," *The Journal of Finance*, Vol. 4, pp.1347-77.
- Goldberg Lawrence G., and Sylvia C. Hudgins, 1996, "Response of Uninsured Depositors to Impending S&L Failures: Evidence of Depositor Discipline," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36(3), pp. 311--25.
- Lane, R., 1992, "Market discipline", *IMF Working Paper*, no. 92-42, IMF.
- Martinez Peria, Maria Soledad, and Sergio L. Schmukler, 2001, "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance and Banking Crises," *The Journal of Finance*, Vol. 56(3), pp.1029-51.
- Maechler, Andrea, M. and Kathleen M. McDill, 2003, "Dynamic Depositor Discipline in U.S. Banks", *IMF Working Paper*, WP/03/226, November.
- Morgan, Donald P., and Kevin J. Stiroh, 2001, "Market Discipline of Banks: The Asset Test," *Journal of Financial Services Research*, Vol. 20(2/3), pp.195--208.
- Park, Sangkyum, and Stavros Peristiani, 1998, "Market Discipline by Thrift Depositors," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 30(3), pp. 347-64.
- Sironi, Andrea, 2003, "Testing for Market Discipline in the European Banking Industry: Evidence from Subordinated Debt Issues," *Journal*

of Money, Credit, and Banking, Vol. 35(3), pp. 443-78.