

상호저축은행과 예금자에 의한 시장규율

박정희*

〈요 약〉

본 연구는 2003년 상반기부터 2007년 하반기까지의 반기자료를 이용하여 상호저축은행에 시장규율이 존재하는지에 대해 실증 분석하였다. 상호저축은행 통일경영공시의무 항목인 BIS자기자본비율과 자산건전성비율에 초점을 두고 분석한 결과 상기 지표는 예금증가율과 매우 유의한 관계를 가지는 것으로 나타나 표본기간 중 저축은행산업에 시장규율이 존재한다는 결론에 도달하였다. 아울러 이러한 시장규율에 대해 저축은행은 능동적으로 반응하는 것으로 분석되었다.

BIS자기자본비율은 모든 모형에서 고정이하여신비율보다 큰 계수를 보여 예금자는 고정이하여신비율보다는 BIS자기자본비율에 더 민감한 것으로 나타났다. 수도권과 비수도권 간에 시장규율의 정도에는 별 차이가 없었으며, 시간이 흐를수록 시장규율의 정도는 강해지는 것으로 조사되었다. 아울러 영업정지가 발생할 경우 BIS자기자본비율에 대한 민감도는 변하지 않는 반면 고정이하여신비율에 대한 예금자의 민감도는 매우 강해지는 것으로 분석되었다.

향후 시장규율의 지속적인 작동 및 향상을 위해서는 감독당국이 저축은행의 성실공시를 유도하는 각종 상벌제도를 고안함과 동시에, BIS자기자본비율 외에 예금자의 인식도가 높아지고 있는 것으로 분석된 고정이하여신비율에 대해서도 예금자의 주의 환기가 필요하다고 할 것이다.

주제어 : 시장규율, 자기자본비율, 고정이하여신비율, 상호저축은행, 정보비대칭

논문접수일 : 2008년 09월 24일 논문수정일 : 2009년 01월 22일 논문게재확정일 : 2009년 02월 02일

* 영남대학교 경제금융학부 조교수, E-mail : veri0914@ynu.ac.kr

** 이 연구는 2008학년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것입니다. 논문에 대해 유익한 조언을 해 주신 익명의 두 분 심사자에게 감사드립니다. 남아있는 오류는 모두 저자의 책임입니다.

I. 연구 동기

상호저축은행(이하 ‘저축은행’)은 1972년 설립된 상호신용금고가 2002년 이후 개칭된 것으로 주로 서민과 중소기업을 위해 금융 업무를 수행하는 지역금융회사이다. 저축은행은 시중은행에 비해 열악한 인력 및 자금력 등으로 경영성과가 시중은행에 비해 낮은 편이다. 게다가 외환위기 이후 고금리의 제공을 통한 외형확대 등으로 저축은행의 자산건전성은 지속적으로 하락하였으며, 최근에는 과도한 부동산대출의 실행으로 부실의 우려가 더욱 높아지고 있는 상황이다.¹⁾

시장규율(market discipline)은 시장참가자인 주주나 채권자에 의한 규율로서 감독기관에 의한 규율인 감독규율(regulatory discipline)을 보완하는 역할을 수행한다. 감독규율의 경우 감독대상이 되는 금융회사의 수가 증가함에 따라 적절한 감독의 어려움이 발생할 뿐만 아니라, 규제포획(regulatory capture) 등으로 효율성을 잃을 우려가 항상 존재한다. 이런 경우 시장참가자가 금융회사의 건전성을 모니터링하고 부실 우려가 있는 금융회사에 대해 투자기피나 회수 혹은 높은 위험프리미엄의 요구 등으로 금융회사의 위험추구 행위를 억제하는 중요한 역할을 할 수 있다.²⁾ 따라서 저축은행의 특성과 경영현황 및 관련 환경을 고려할 때 저축은행산업에는 건전성감독의 보완책으로서 시장규율이 절실한 실정이라고 할 수 있다. 그 동안 감독당국이 저축은행 경영공시의 강화 등 시장규율의 작동을 위한 환경을 조성하기 위해 노력해 온 것도 이런 필요성을 충분히 인식하고 있었기 때문이라고 생각된다.

감독규율과 시장규율이 상호 보완적인 역할을 수행한다고 할 때³⁾ 시장규율의 작동 여부를 검증하는 것은 감독 노력의 성과를 평가하고, 그 평가 결과에 따라 향후 올바른 정책 방향을 제시하는 중요한 의미를 가질 수 있다. 가령, 감독당국의 감독 노력에도 불구하고 예금자들이 시장규율에 무관심하다면 예금보험제도의 개선 등 향후 시장규율을 제고할 수 있는 새로운 정책 방안을 수립해야 할 것이다. 이렇듯 시장규율의 존재

1) 저축은행의 수익성 및 건전성 등에 관한 최근 현황은 이영수·이민환(2008)을 참조하라.

2) 이러한 이유로 시장규율 강화는 최근 시행된 신바젤협약의 pillar 3로 규정되는 등 그 중요성이 점점 부각되고 있다. 신바젤협약은 2004년 6월에 제정되어 2006년 이후 국제적으로 시행되고 있는 종합적인 자본규제제도, 최저자기자본 규제에 대한 규정(pillar 1)만 포함하고 있던 기존의 바젤협약에 감독기능 강화(pillar 2)와 시장규율 강화(pillar 3)를 추가한 것이다. 이에 대한 자세한 내용은 금융감독원 홈페이지(www.fss.or.kr)에서 관련 부분을 참조하라.

3) 금융회사의 건전성 감독을 시장규율에만 의존할 경우 극단적인 형태의 시장규율인 뱅크런(bank run)과 같은 사태가 발생할 수 있다. 따라서 대부분의 나라에서는 이런 현상을 방지하기 위하여 예금보험제도를 유지하고 있다.

여부가 저축은행에 있어 매우 중요한 이슈임에도 불구하고 지금까지 이를 검증하기 위한 학술적 연구는 매우 미약한데, 이는 그 동안 신뢰성 있는 자료를 획득하기가 용이하지 않았던 점이 주된 이유일 것이다. 그러나 2001년 이후⁴⁾ 경영공시의무 강화 등으로 자료의 신뢰성이 크게 향상되어 2008년 현재 동 이슈 연구의 물적 토대는 어느 정도 마련된 것으로 생각된다. 이에 본 연구는 2003년 이후의 자료를 이용하여 저축은행산업에 예금자에 의한 시장규율이 존재하는지에 대해 엄밀한 계량적인 접근방법으로 분석하고자 한다. 구체적으로, 예금자가 저축은행의 자기자본비율과 고정이하여신비율에 따라 예금규모를 변화시키는지를 기본적으로 분석한 뒤, 추가로 시기·지역별 분석 및 감독정책과 시장규율의 상호작용 등을 분석한다.

이하의 연구는 다음과 같은 방식으로 진행된다. 제 II장에서는 시장규율에 대한 기존 연구를 간략히 살펴본다. 제 III장에서는 분석의 방법을 제시하고, 제 IV장에서는 분석결과를 세부적으로 설명한다. 제 V장에서는 분석결과를 요약하고 결론을 도출하며 몇 가지 시사점을 제시한다.

II. 기존 연구 검토

1. 국외 연구

시장규율에 대한 국외의 연구는 1980년대 저축대부조합(S&L)의 파산 등 금융위기를 경험한 미국이 예금보험제도 등 금융감독제도의 미비점에 대한 논의를 진행하면서 본격적으로 시작된 것으로 보인다.⁵⁾ 대부분의 연구는 시장규율의 작동 메커니즘을 이론적으로 연구하기보다는 시장규율의 존재 여부를 실증적으로 검증하는 것인데, 매우 다

4) 『상호저축은행법』 제23조의 2(경영공시)는 ‘상호저축은행은 거래자보호 및 신용질서 유지를 위하여 필요한 사항으로서 대통령령이 정하는 사항을 금융위원회가 정하는 바에 따라 공시하여야 한다.’고 규정하고 있다. 이에 따라 『상호저축은행비행령』 제13조는 공시내용을 구체적으로 정하고 있다. 동 시행령 제13조의 경영공시에 관한 항목은 1998년 10월 개정된 상호저축은행업 감독규정도 나타나지만, 법규로 독립적인 항목이 제정된 것은 2000년 1월 28일 개정된 『상호신용금고법』이 처음이다. 『상호신용금고법』은 2001년 3월 28일 『상호저축은행법』으로 변경되었고, 동 법에 따라 2002년 이후 상호신용금고는 모두 상호저축은행으로 개명되었다. 따라서 본 연구에서는 2001년을 저축은행에 대한 경영공시가 명시적으로 시행된 시점으로 판단하였다.

5) 당시까지 은행의 실패를 방지하는 데 기여한 것으로 평가받던 예금보험제도의 효력이 하락한 원인에 대해 Keeley(1990)는 규제완화로 인한 경쟁의 격화와 이에 따른 은행 charter 가치의 하락을 지적하고 있다. 즉, 은행 charter 가치의 하락은 은행실패로 인한 잠재손실(=charter 가치)을 줄이고 이에 따라 은행들이 위험추구행위를 증가시켰다는 것이다.

양한 측면을 포괄하고 있다. 거액 양도성예금증서(CD)를 포함한 예금시장, 후순위채(subordinated debt) 시장, 그리고 주식시장 등 금융시장의 모든 부문을 대상으로 연구가 진행되었으며 접근방법도 수량을 이용하는 방법, 가격을 이용하는 방법, 그리고 두 가지를 모두 이용하는 방법 등 다양하다.

Baer and Brewer(1986), Hannan and Hanweck(1988)은 거액 CD시장을 대상으로 은행위험과 CD수익률의 관계를 살펴본 결과 높은 위험을 가진 은행의 CD수익률이 유의하게 높음을 발견하였다. 그러나 이들과는 달리 Ellis and Flannery(1992)는 CD수익률과 은행위험 간에 아무런 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 상기 연구가 CD 등 비보호예금을 대상으로 한 것인 데 비해 Cook and Spellman(1994)은 보호예금⁶⁾과 은행위험 간의 관계를 분석하였는데, 보호예금자도 은행위험에 대해 높은 프리미엄을 요구하는 것으로 나타났다.⁷⁾ Maechler and McDill(2006)은 은행위험과 비보호예금 간의 관계를 동적패널분석 방식으로 연구하였는데 위험 정도에 따라 은행예금액의 변동폭이 다름을 발견하였다. 아울러 그들은 높은 위험을 가진 은행은 낮은 위험을 가진 은행에 비해 예금금리의 조정을 통해 예금액을 변동시키기가 훨씬 힘들다는 사실을 확인하였다. 한편, 저축대부조합(S&L)의 실패와 관련한 연구도 다수 발표되었는데 Park and Peristiani(1998)는 부도확률이 높은 S&L의 경우 높은 예금금리를 지급한 것으로 분석하였으며, Goldberg and Hudgins(1996, 2001)는 도산한 S&L의 경우 도산 이전부터 비보호예금이 감소한 것을 발견하였다. 그리고, Morgan and Stiroh(2001)는 기존의 위험지표 외에 은행이 다양한 영업을 영위할 경우 그 위험도에 따라 채권의 스프레드가 달라지는 것을 확인하였다.⁸⁾

최근 관심이 증대되고 있는 후순위채와 은행위험의 관계를 분석한 초기 연구인 Avery et al.(1988)은 은행위험과 후순위채의 스프레드 간에는 유의한 관련이 없다는 결론을 도출하였다. 이와는 달리 Flannery and Sorescu(1996)는 후순위채 금리와 은행의 위험 간에는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 발견하였다. Goyal(2005)은 스프레드 외에 구속적인 채무조항(restrictive covenants)⁹⁾도 시장규율의 유용한 도구로 사용될 수 있다고 주장하였다. 그는 미국 내 은행지주회사의 개별 채무계약 자료를 분석한 결과

6) 예금보험제도에 의해 보호되는 소액예금을 말한다. 양도성예금증서(CD)의 경우 비보호예금에 속한다고 할 수 있다.

7) 이 외에 보호예금에도 시장규율이 존재할 수 있음을 언급한 연구에는 Kane(1987), Park and Peristiani(1998) 등이 있다.

8) 예대영업 외에 거래(trading)금융, 신용카드, 기업금융, 가계금융 등 다양한 거래의 위험성에 따라 채권의 스프레드가 영향을 받는다는 것이다.

9) 금융회사의 투자, 배당, 자금조달 등에 대한 제약이 포함될 수 있다.

위험성이 높은 은행지주회사의 채무계약에는 더 많은 구속적인 조항이 포함되어 있다는 것을 발견하였다. 즉, 투자자는 위험한 은행이 후순위채를 발행할 때 더 많은 구속 조항의 포함을 강제함으로써 해당 금융회사의 위험추구를 억제한다는 것이다. 최근 Niu(2008)는 이론적인 분석을 통해, 금융회사에게 일정량의 후순위채 발행을 강제하는 경우 금융회사의 위험추구가 줄어들 수 있다는 점을 지적하였다. 그는 금융회사가 후순위채 발행 이전에는 후순위채의 스프레드를 낮추기 위해 안정적으로 자산을 운용하려고 할 것이며, 후순위채 발행 이후에는 기존 안전자산의 손실 위험을 우려하여 위험을 추구하지 않을 것이라고 하였다. 한편, Curry et al.(2008)은 주식시장 참가자에 의한 시장규율을 연구하였는데, 주식시장의 각종 변수를 사용하여 은행지주회사의 경영위험을 예측할 경우 은행 재무자료만을 사용할 경우에 비해 그 정확도가 매우 유의하게 향상된다는 사실을 발견하였다.

많은 연구가 주로 미국시장을 대상으로 진행되었지만, 미국 외의 다른 나라를 대상으로 한 연구도 다수 존재한다. Calomiris and Powell(2000)은 아르헨티나의 금융회사를 대상으로 연구한 결과 예금금리와 은행 신용등급이 밀접한 관계를 가지고 있다는 결론에 도달하였다. Barajas and Steiner(2000)는 콜롬비아의 예금금리와 은행위험 간의 관계를 분석하여 유의한 관계를 발견하였으며, Opiela(2001)는 외환위기 이전 태국을 대상으로 예금금리와 은행위험 간의 관계를 분석한 결과 시장규율이 존재한다는 결론을 도출하였다. 그리고 Sironi(2003)는 유럽의 은행들을 대상으로 후순위채의 스프레드와 은행위험 간의 관계를 연구하였는데, 정부소유 은행 혹은 정부보증 은행과 같은 공적인 은행을 제외한 은행 모두에서 유의한 양(+)의 상관관계를 발견하였다.

한 국가 내의 은행 및 비은행금융회사를 대상으로 진행된 이상의 연구들과는 달리 국가 간 비교를 시행하는 연구도 다수 진행되었다. Hosono et al.(2004)은 60개국을 대상으로 예금금리의 은행위험에 대한 민감도를 분석하였다. 분석 결과 그들은 감독기관에 의한 감독이 강한 국가의 경우 예금금리의 민감도가 낮으며 예금보호제도의 존재가 시장규율을 낮춘다는 사실을 발견하였다. Peria and Schmukler(2001)는 아르헨티나, 칠레, 멕시코에 대한 분석을 진행한 결과 모든 국가에서 예금증가율이 은행위험과 유의한 관계를 가진다는 사실을 확인하였다.

2. 국내 연구

이렇듯 국외에서는 활발한 연구가 진행된 반면, 국내 금융회사를 대상으로 시장규율

을 분석한 연구는 그리 많지 않으며, 연구대상도 주로 은행에 집중되어 있다. 박형근(2002)은 1990년에서 2001년까지 국내은행의 자료를 이용하여 시기별로 예금자의 시장규율을 조사하였는데, 외환위기 이전에 존재하던 시장규율은 전액보호 예금보험제도가 존재하던 기간에는 약화되다가 부분보호 예금제도로 전환한 2001년 이후에는 다시 강화되는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 전선애(2002)는 1996년 1사분기~2002년 1사분기를 대상으로 예금자규율의 존재를 수량적 접근법으로 분석한 결과 박형근(2002)과 거의 다르지 않은 결론에 도달하였다.¹¹⁾ 특이한 것은 예금보험제도가 부분보호제도로 전환된 이후 기간(2000년 4사분기~2002년 1사분기)을 대상으로 부보예금과 비부보예금 각각에 대해 분석한 결과 부보예금에서는 유의한 결과를 도출하였지만 비부보예금에서는 유의한 증거를 발견하지 못한 것이다. 이에 대해 그는 예금보호한도의 감소 시 예금자규율이 강해지는 것이 당연하지만 비부보예금의 경우에 예상과 다른 것은 비부보예금 내에 은행과의 거래관계 등에 영향을 받는 법인소유의 예금이 많았던 탓이라고 해석하였다. 송홍선(2006)은 2001년 1사분기부터 2005년 2사분기까지의 자료를 이용하여 은행업에서의 시장규율을 조사하였는데 예금자들이 부실여신비율에는 민감하게 반응하는 반면 자기자본비율에는 민감하지 않은 것을 발견하였다.¹²⁾ 그 이유에 대해 그는 구조조정이후 은행 간 자기자본비율의 차이가 크게 감소한 반면 부실채권비율의 차이는 여전히 크기 때문이라고 분석하였다.

한편 저축은행을 대상으로 한 기존연구는 이민환(2006)이 유일한데, 그는 예금자가 저축은행의 위험지표에 대해서는 반응하지 않는 대신 대체로 규모와 예금금리에 민감하게 반응한다고 하였다.

3. 본 연구의 차이점

본 연구는 일반적인 시장규율 연구의 틀을 사용하였지만 다음과 같은 몇 가지 면에서 이민환(2006)과 다르다.

첫째, 저축은행의 주요 경영공시항목인 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율에 주안

10) 박형근(2002)은 반기별 분석을 기본으로 하고 분기공시가 시행된 1998년 이후 자료로는 분기별 분석도 시도하였다. 그리고 예금의 부분보장제도가 시행된 2001년 이후 분석에는 월별자료를 사용하였다.

11) 그러나 외환위기 이전(1996년 1사분기~1997년 3사분기)의 결과에서는 그 증거가 일관적이지 않았다. 즉, 저축예금증가율은 BIS자기자본비율에 대해서는 예상대로 양(+)의 유의한 관계를 보인 반면, 부실여신비율에 대해서는 유의하지는 하였지만 예상과는 다른 부호를 보였다.

12) 송홍선(2006)의 경우 기존의 두 연구와는 달리 일반 패널분석 외에 동적(dynamic) 패널분석을 추가로 실시해 보았지만 결과에 유의미한 차이를 발견하지 못하였다.

점을 두고¹³⁾ 시장규율의 작동 여부를 수량접근법으로 분석하였다는 것이다. 본 연구가 BIS자기자본비율과 고정이하여신비율에 중점을 둔 것은 이들이 인터넷 등 관련 매체에서 빈번히 언급되는 등, 예금자에 의한 인지도 면에서 가장 높은 항목이라고 판단되었기 때문이다.¹⁴⁾ 시장규율에 대한 연구에서 설명변수 간 서로 모순되는 결과가 있을 때 적절한 결론에 도달하려면 개별 변수의 중요성을 사전에 규정해 놓는 것이 중요한데, 본 연구에서는 상기 두 변수의 추정치로 시장규율의 작동 여부를 판단하는 것이 가장 적절하다고 생각하였다. 그리고 본 연구가 예금액 규모만을 가지고 분석을 시도한 이유는 예금금리는 다음과 같은 이유로 시장규율의 발견에 적합하지 않다고 판단되었기 때문이다. 우선, 예금자가 역선택(adverse selection)의 우려로 높은 금리에 대해 탄력적으로 반응하지 않을 수 있고, 금융회사의 입장에서도 자신의 평판(reputation)을 우려하여 예금자가 요구하는 위험프리미엄을 적절히 제공하지 않을 유인(incentive)이 상존한다는 것이다.¹⁵⁾¹⁶⁾ 게다가 재무제표에서 구할 수 있는 예금금리는 엄밀하게는 사후적인(ex post) 금리로서 이자지급의 연체 등과 같은 상황이 발생할 경우 사전적인(ex ante) 예금금리와는 다소 차이가 발생하는 등 위험프리미엄을 정확하게 측정하지 못한다. 따라서 저축은행이 예금수령을 거부하는 비정상적인 상황이 아닌 이상 예금자의 입장에서는 예금액이 예금금리보다 훨씬 능동적인 시장규율의 매체라고 할 수 있다.

둘째, 본 연구에서는 저축은행에서 빈번히 발생하는 영업정지라는 감독 충격(regulatory shock)이 예금자규율에 어떤 영향을 미치는지에 대한 분석을 새롭게 시도하였으며¹⁷⁾, 예금자의 시장규율 행위에 대해 저축은행이 어떻게 위험추구 태도를 변화시키는지도 추가로 분석하였다.¹⁸⁾

셋째, 본 연구는 분석기간, 표본 및 표본 빈도, 설명변수, 주요 독립변수의 포함시점

13) 기존 국내연구도 상기 비율을 사용하지만 다른 변수에 비해 특별히 중요하게 취급하지는 않았다.

14) 상기 두 변수는 2003년에 지점설치제한이 완화되면서 우량저축은행의 판단 기준으로 채택된 것으로 인터넷, 경제신문 등 관련 매체에서 세칭 88클럽(BIS자기자본비율 8% 이상, 고정이하여신비율 8% 이하)이라는 명칭으로 알려져 있다.

15) 이러한 점은 전선애(2002)에서도 비슷하게 지적되었다.

16) 실제로 예금금리를 종속변수로 해서 분석해 본 결과 자기자본비율은 음(-)의 부호를 보였으나 유의하지 않았고 고정이하여신비율은 예상과는 다른 양(+)의 부호를 보이는 동시에 유의성도 매우 낮은 것으로 나타났다. 전선애(2002)를 제외한 기존 연구 모두가 가격접근법을 시도하고 있으나 박형근(2002)의 일부 모형을 제외하고는 뚜렷한 유의성을 발견하지 못하였다.

17) 아울러 시간·지역별로 표본을 구분하여 시간의 흐름에 따른 예금자규율의 변화, 지역별 특성에 따른 예금자규율의 차이를 각각 분석하였다. 이러한 분석은 이민환(2006)에서도 시도되었지만 본 연구와는 세부적으로 다소 상이하다.

18) 보다 넓은 의미의 시장규율은 시장참가자의 행위뿐만 아니라 금융회사가 시장참가자의 행위에 어떻게 반응하는가를 포함하는 것이라고 할 수 있다(Lane, 1992).

등에서 이민환(2006)과 다소 차이가 난다. 이민환(2006)은 2002년 1사분기에서 2005년 4사분기까지의 분기자료를 사용하고 표본기간 중 영업이 정지된 저축은행을 포함하는 불균형패널(unbalanced panel)을 구축하였지만, 본 연구는 2003년 이후 2007년까지의 분기자료를 사용하고, 표본기간 중 정상적인营业을 한 저축은행만 포함하는 균형패널(balanced panel)을 구성하였다. 분석에 포함된 변수는 크게 다르지 않지만 본 연구는 이민환(2006)에서 제외된 예대비율과 자기자본이익률을 포함한 반면 이민환(2006)에 포함된 담보대출비율을 고려하지 않았다. 마지막으로 이민환(2006)은 자기자본비율 및 고정이하여신 비율 등 저축은행 특성변수에 모두 t 기를 사용한 데 비해 본 연구는 예금금리 및 경비율을 제외한 모든 개별변수에 $t-1$ 기를 사용하였다.

Ⅲ. 실증분석 설계

1. 변수의 선택

1) 종속변수

본 연구는 이미 언급한 것처럼 예금액의 변동을 종속변수로 하는 수량접근법을 채택하고 있다. 실증분석에서 예금액의 변동은 예금의 전기 대비 증가율인 예금증가율로 측정하였는데, 여기서 예금은 저축은행의 대차대조표 상 예금의 잔액을 그대로 사용하였다.

연구에 따라서는 예금보험 보호한도를 초과하는 예금을 소유하는 비보호예금자만이 금융회사를 선별할 유인을 가질 것으로 상정하여 이들만을 대상으로 시장규율을 분석하기도 하지만 본 연구에서는 이를 구별하지 않았다. 그 이유는 자료 획득이 여의치 않은 것도 있지만 연구 동기에서도 밝힌 것처럼 금융회사의 사고 발생 시 보험당국으로부터 예금을 반환받는 절차 등 기회비용 요인을 고려할 경우¹⁹⁾ 보호예금자라고 하여도 여전히 금융회사를 모니터링할 유인을 가지고 있다고 판단되기 때문이다.²⁰⁾ 이런 경우 모니터링 노력을 투입함으로써 발생하는 보호예금자의 한계편익이 일반적으로 생각하

19) 현재 예금보험공사는 영업정지의 경우 예금자에게 예금을 지급하는 데 최소 2개월이 필요하며, 이에 대한 불편을 해소하기 위한 가지급금제도의 경우에는 500만 원을 한도로 지급하는 것에 그친다. 그리고 금리는 원래 약정금리가 아닌 시중은행 1년 만기 정기예금의 평균 예금금리로 지급한다.

20) 실제로 Cook and Spellman(1994), Park and Peristiani(1998), 전선애(2002)의 연구는 보호예금의 소유자도 시장규율에 대한 인센티브를 가지고 있음을 실증하고 있다. 이민환(2006)의 경우 보호예금과 비보호예금을 구별하여 분석하였으나 전반적으로 유의한 차이를 발견하지 못하였다.

는 한계편익보다 더 클 수 있음은 물론이다. 아울러 저축은행의 경우 보호예금이 예금의 대부분을 차지하므로 비보호예금만을 대상으로 시장규율의 존재를 입증하는 것보다는 전체적으로 시장규율의 존재를 살펴보는 것이 더 의미가 있다고 판단되었다.²¹⁾

2) 주요 독립변수

시장규율이 감독기관에 의한 금융회사 건전성 감독을 보완하는 의미를 가진다는 점을 고려하여 본 연구에서는 저축은행의 건전성 관련 변수에 초점을 맞추되 저축은행의 통일경영공시기준에 포함되는 경영지표 중 가장 잘 알려져 있다고 판단되는 자기자본비율과 고정이하여신비율을 주요 독립변수로 채택하였다.

자기자본비율로는 BIS기준 자기자본비율(이하 ‘자기자본비율’)을 사용하였고²²⁾ 고정이하여신비율은 「고정이하여신/총여신」으로 계산되는 비율을 그대로 사용하였다. 그리고 예금자가 의사결정을 할 경우 상기 변수의 전기($t-1$)말 수치에 의존함을 고려하여 전기변수를 사용하였다.²³⁾ 가령, 2007년 3월에 예금을 하려는 사람은 입수 가능한 가장 최근 수치인 2006년 12월의 고정이하여신비율이나 자기자본비율에 의해 저축은행의 건전성을 판단할 것이므로 2007년 상반기의 예금증가율은 2006년 하반기의 건전성변수에 의해 영향을 받는다고 생각할 수 있다.²⁴⁾

3) 통제 변수

통제변수로는 우선 예금증가율에 영향을 미칠 것으로 보이는 저축은행의 각종 경영지표를 선택하였는데 이에선 자산규모, 유동성비율, 예대비율, 자기자본이익률(ROE) 등이 포함된다. 자산규모가 클수록, 유동성비율과 ROE가 높을수록 양호한 은행으로 인식될 것이므로 양(+)의 부호가 예상된다. 반면, 예대비율은 일반적으로 유동성위험을 나타내는 대용변수이므로 음(-)의 부호가 예상된다. 자산규모는 총자산의 로그치(logarithm)를 구하여 이용하였고 나머지 비율은 경영공시 상에 나와 있는 수치를 그대로 이용하되, 자기자본이익률의 경우 「법인세차감전이익/자본총계」로 계산하였다.²⁵⁾ 그리

21) 예금보험공사의 통계에 따르면 2008년 3월 현재 저축은행 전체의 보호예금은 46.7조 원으로 총부채대비 82.0%를 차지한다.

22) 통일경영공시기준에는 BIS자기자본비율만이 공시되고 있는데, 「자기자본/총자산」으로 측정된 자기자본비율을 사용한 경우에도 결과에는 큰 차이가 없었다.

23) 통제변수로 사용한 저축은행 특성변수는 예금금리를 제외하고 모두 전기변수를 이용하였다.

24) 이는 고정이하여신비율이나 자기자본비율이 기말에 집계된다는 것을 생각하면 이해할 수 있다.

25) 법인세 후 순이익의 경우 상반기에 법인세 과세금액이 없어 일관된 수치를 구하기 어렵다.

고 예금금리와 경비율도 통제변수로 추가하였는데, 예금금리가 높을수록 예금증가율은 높을 것이며, 높은 경비율은 예금판매 노력이 큰 것을 의미하므로 역시 예금증가율과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 예금금리는 「예금이자/예금평균」으로, 경비율은 「판매관리비/총자산」으로 계산된 총자산경비율 수치를 사용하였다.²⁶⁾ 여기서 예금이자 는 저축은행 손익계산서 상의 예금이자를 그대로 사용하였고, 예금평균의 경우 자료를 직접적으로 구하기가 여의치 않아 대차대조표 상 예금잔액의 전기($t-1$)와 금기(t)의 평균치를 구하여 평균으로 간주하였다.

<표 1> 변수의 내용 및 측정 방법

변수명	측정 방법	예상부호
예금증가율	(금기 예금 - 전기 예금)/전기 예금	종속변수
자기자본비율	BIS기준 자기자본비율	(+)
고정이하여신비율	고정이하여신/총여신	(-)
ROE	법인세전 순이익/자기자본	(+)
유동비율	유동자산/유동부채	(+)
예대비율	대출금/예금	(-)
규모	log(총자산)	(+)
예금금리	예금이자/예금평균	(+)
경비율	판매관리비/총자산	(+)
GDP	(금기 실질GDP - 전기 실질GDP)/전기 실질GDP	(+)
시장금리	예금은행 1년 정기예금의 가중평균 예금금리(신규취급 기준)	(-)
주식수익률	(금기 종합주가지수 - 전기 종합주가지수)/전기 종합주가지수	(-)
주택가격	(금기 주택가격지수 - 전기 주택가격지수)/전기 주택가격지수	(-)
영업정지	영업정지가 발생한 기간의 해당 지역 저축은행 = 1, 나머지 = 0	(-)

주) 지수의 경우 기별지수는 월별지수의 단순평균으로 구하였다.

한편, 예금자의 입장에서 저축은행 예금의 대체투자안이 될 수 있는 주식, 은행예금, 부동산 등에 대한 가격변수를 통제변수로 추가하였다. 주식수익률, 은행예금금리, 부동산

26) 예금금리의 경우 앞서도 지적한 것처럼 사전적으로 적용된 정확한 위험프리미엄을 측정하기가 힘들다는 문제점이 있다. 이런 문제점을 해결하기 위한 차선택으로 전선애(2002)는 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)에서 제공하는 분기별 은행평균 수신금리를 수집하여 사용하였으나, 동 시스템이 반기자료를 제공하지 않아 본 연구에서는 저축은행의 재무자료에서 사후적으로 구한 수치를 그대로 이용하였다.

산가격 상승률이 높을수록 저축은행의 예금증가율은 낮아질 것이므로 음(-)의 부호가 예상된다. 주식수익률은 반기평균주가의 전기 대비 증가율로 구하였는데 반기평균주가는 월평균주가의 6개월 단순 평균치가 이용되었다. 시장금리에는 예금금융회사 정기예금(1년) 월별 가중평균금리의 반기평균이 사용되었다. 그리고, 주택가격상승률은 전국주택가격 상승률의 반기평균을 구하여 활용하였다.

한편 거시경제 환경의 영향을 통제하기 위하여 GDP, 물가, 환율 등을 추가하고자 하였으며,²⁷⁾ 구체적인 경제변수로 거시경제의 환경을 통제하는 방법 외에 연도더미를 통해 이를 통제하는 방법도 아울러 사용하였다. 마지막으로 영업정지의 효과를 분석하기 위하여 영업정지가 발생한 기간의 해당지역 저축은행에 1을 부여하는 더미(dummy) 변수를 추가하였다.²⁸⁾

2. 자료 및 표본기간

저축은행의 재무자료는 금융감독원의 금융회사경영통계에서 구하였고 기타 거시경제 변수 등은 한국은행의 경제통계시스템(ECOS), 그리고 주택가격 관련 자료는 국민은행의 주택통계자료에서 수집하였다. 자료에 포함된 저축은행은 2007년 12월 현재 영업 중인 저축은행으로서 2007년 12월 이전 5년(2003년까지 10개 반기) 동안의 데이터가 모두 존재하는 저축은행이다.²⁹⁾

시장규율에 대한 연구가 의미를 가지려면 시장규율의 전제조건³⁰⁾이 충족되는 기간을 대상으로 하는 것이 중요하다. 즉, 규율대상 금융회사의 정보가 신뢰성이 있어야 하며 그 정보가 금융주체에게 적절히 공시되어야 한다는 것이다. 표본의 시작기간인 2003년 이후 저축은행산업의 환경은 이런 조건을 대체로 충족하는 것으로 생각된다. 우선 2001년 경영공시의무의 명시적인 부과 이후 2003년 즈음에는 저축은행 재무자료의 신뢰성이 많이 향상되었을 것이고, 예금자들도 저축은행의 경영공시 내용 및 그 의미를 잘 인지하게 되었을 거라는 점이다.³¹⁾ 한편, 예금자들이 합리적이어서 입수가 가능한

27) 이 중 물가와 환율은 다른 주요 변수와 상관관계가 너무 높은 것으로 나타나 최종 추정에서 제외하였다. 아울러 지역 더미변수를 추가한 경우 크게 유의하지 않은 것으로 나타나 최종 추정 시 고려하지 않았다.

28) 이에 대해서는 논문 후반부의 관련 부분에서 자세히 설명하기로 한다.

29) 예가람, 파랑새, 부산솔로몬, 예아름 등 4개의 은행은 2006년 6월 혹은 2007년 6월 이후부터의 자료만 존재하여 제외되었고, 최종적으로 103개의 저축은행이 포함되는 균형패널(balanced panel)이 구성되었다.

30) 이에 대해서는 박형근(2002, p.84)을 참조하라.

31) 분석의 시작점이 2003년인 것은 2003년 이후 저축은행 부실이 가시화되었다는 이민환(2006)의 지적과도 관련이 있다. 2003년 이후 부실의 가시화는 2002년 가계대출 부실화 등에 의한 경영악화를 반영한

모든 자료를 참고하여 예금 의사결정을 한다고 가정할 경우 분기별 경영지표를 이용하여 분석을 진행하는 것이 바람직할 수 있다. 그러나 손익계산서 항목인 수익항목의 경우 반기별로만 수치가 보고되는데 여기서 분기별 수치를 추출해 내기가 여의치 않아 본 연구에서는 반기별 자료를 이용하여 분석을 진행하였다.³²⁾

<표 2> 변수의 기술적 통계

변수명	관찰수	최대값	최소값	평균	표준편차
예금증가율	927	189.86	-79.44	9.45	16.07
자기자본비율	1030	108.11	-16.96	11.929	11.231
고정이하여신비율	1030	78.1	0.37	11.10	7.67
ROE	1030	8983.74	-1056.76	17.14	293.01
유동비율	1030	18349.87	7.05	143.07	626.93
예대비율	1030	278.52	20.42	93.33	18.28
규모	1030	6.53	4.36	5.34	0.44
예금금리	927	4.48	1.19	2.59	0.29
경비율	1030	2.89	0.13	0.81	0.31
GDP	1030	5.74	2.96	4.43	1.01
시장금리	1030	5.27	3.44	4.17	0.54
주식수익률	1030	25.26	-13.26	11.26	12.15
주책가격	1030	17.31	-5.07	4.61	8.02
영업정지	1030	1	0	0.12	0.32

주) 규모는 총자산(백만 원)의 log값, 영업정지는 더미변수이며 기타변수의 단위는 %이다.

<표 2>는 분석에 포함될 변수의 기술적 통계이고, <표 3>은 다중회귀분석에서 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 사전적으로 판별해 보기 위하여 독립변수 간 상관계수를 구한 것이다. 검정 결과 분석에 포함되는 독립변수 간에 공선성을 발생시킬 만큼의 높은 상관관계는 존재하지 않는 것으로 나타났다.³³⁾

는 것이지만 역설적으로 저축은행 재무자료의 신뢰성이 향상되었다는 의미로도 생각할 수 있다. 즉, 개별 저축은행이 이미 발생한 부실을 자의적인 여신분류 등으로 숨기는 기간 동안에는 부실이 드러나지 않을 수 있다는 것이다. 하지만 이민환(2006)과 거의 같은 2002년 하반기부터 2007년 하반기까지의 연도별 데이터를 사용하여 분석해 본 결과가 본 연구의 결과와 거의 다르지 않아 분석기간이 결과에 큰 영향을 미친 것으로 판단되지는 않는다.

32) 개별 저축은행이나 저축은행중앙회의 홈페이지에도 6개월 단위로 재무자료가 공시되고 있어 반기자료 사용의 타당성은 충분하다고 생각한다.

33) 이하 개별 분석 시마다 변수의 VIF(Variance Inflation Factor) 수치를 구해서 재차 공선성의 존재를

<표 3> 독립변수 간의 상관계수

	자기자본 비율	고정 이하 여신 비율	ROE	유동 비율	예대 비율	규모	예금 금리	경비율	GDP	시장 금리	주식 수익률	주택 가격	영업 정지
자기자본 비율	1.000												
고정이하 여신비율	0.219 (0.000)	1.000											
ROE	0.128 (0.000)	0.090 (0.006)	1.000										
유동 비율	0.021 (0.514)	0.013 (0.692)	0.007 (0.837)	1.000									
예대 비율	0.279 (0.000)	0.191 (0.000)	-0.035 (0.284)	-0.001 (0.788)	1.000								
규모	-0.347 (0.000)	-0.134 (0.000)	0.006 (0.864)	0.046 (0.164)	0.068 (0.040)	1.000							
예금 금리	-0.361 (0.000)	-0.193 (0.000)	0.018 (0.590)	-0.021 (0.529)	-0.050 (0.126)	0.335 (0.000)	1.000						
경비율	0.268 (0.000)	0.161 (0.000)	-0.043 (0.193)	-0.037 (0.255)	-0.000 (0.993)	-0.341 (0.000)	-0.156 (0.000)	1.000					
GDP	0.006 (0.848)	-0.003 (0.920)	0.006 (0.848)	0.049 (0.135)	0.051 (0.121)	0.091 (0.006)	-0.128 (0.000)	-0.137 (0.000)	1.000				
시장 금리	0.068 (0.037)	-0.098 (0.003)	0.012 (0.718)	0.012 (0.708)	0.064 (0.051)	0.169 (0.000)	-0.000 (0.998)	-0.015 (0.640)	0.345 (0.000)	1.000			
주식 수익률	0.002 (0.942)	0.006 (0.846)	-0.057 (0.085)	0.053 (0.109)	0.000 (0.991)	0.006 (0.864)	-0.019 (0.563)	-0.088 (0.005)	0.379 (0.000)	0.061 (0.052)	1.000		
주택 가격	-0.013 (0.688)	0.017 (0.615)	-0.043 (0.188)	-0.101 (0.002)	-0.063 (0.057)	-0.180 (0.000)	0.411 (0.000)	0.181 (0.000)	-0.339 (0.000)	-0.312 (0.000)	-0.124 (0.000)	1.000	
영업 정지	0.036 (0.271)	0.026 (0.433)	-0.015 (0.654)	0.124 (0.000)	0.040 (0.224)	0.063 (0.056)	-0.120 (0.000)	-0.013 (0.667)	0.005 (0.879)	-0.110 (0.000)	0.168 (0.000)	-0.155 (0.000)	1.000

주) () 안은 p-value이다.

3. 계량모형

본 연구에 포함된 저축은행은 모두 103개로 각각의 저축은행이 이질성(heterogeneity)을 가진다고 할 수 있으므로 각 그룹의 이질성을 통제하기 위한 기본적인 패널분석 모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1' X_{it-1} + \Gamma_1' Z_{it-1} + A_1' B_{it} + v_{it}, \tag{1}$$

위에서, Y : 종속변수(예금증가율),

확인하였다. 일반적으로 10이상의 VIF는 공선성의 징후로 간주되는데(Chatterjee and Hadi, 2006), 본 연구의 모든 분석결과에서 이런 현상은 발견되지 않았다.

- X : 주된 독립변수 벡터(자기자본비율, 고정이하여신비율),
 Z : 기타 은행특성변수 벡터(ROE, 유동비율, 예대비율, 규모, 예금금리, 경비율),³⁴⁾
 B : 거시경제변수 벡터(GDP, 시장금리, 주식수익률, 주택가격증가율),
 β, Γ, A : 계수 벡터.

추정의 방식은 동 분석에 사용되는 패널이 총 103개 은행의 5년(10개 반기)치 수치로 구성되는 균형패널(balanced panel)로서 국내 저축은행 대부분이 표본에 포함되는 점을 고려하여 고정효과모형(fixed-effects model)을 사용하였다.³⁵⁾

한편 독립변수로 추가되는 저축은행 특성변수는 강한 외생성을 가진 거시경제변수와 달리 종속변수와 동시성(simultaneity) 혹은 역의 인과관계(reverse causality)를 가짐으로써 내생성(endogeneity)의 문제를 야기할 수 있다.³⁶⁾ 따라서 추정에 앞서 내생성의 위험을 가급적 제거함이 바람직한데, 본 연구에서는 저축은행 특성변수로 1시차 전기의 변수를 이용함으로써 내생성의 위험을 상당히 제거하였다고 판단되며 이러한 예상은 실제로 Hausman(1978) 방식의 내생성검정을 시행해 본 결과 확인되었다. 따라서 이하의 분석에서는 통상최소자승법(OLS)에 의해 추정을 진행하였다.

IV. 실증 분석 결과

1. 기본 분석

<표 4>는 기본분석의 결과로서 모형 [1]은 저축은행 특성변수만을 포함한 것이고, 모형 [2]는 여기에 거시경제변수를 통제변수로 추가한 것이며, 모형 [3]은 구체적인 거시경제변수 대신에 연도더미를 통하여 거시경제환경을 통제하고자 한 모형이다.³⁷⁾

예금증가율은 모든 모형에서 자기자본비율, 고정이하여신비율과 1~5% 수준에서 각각 양(+), 음(-)의 유의한 관계를 보였다. 이는 자기자본비율이 높은 저축은행일수록,

34) 경비율과 예금금리는 금기(t)변수를 이용하였다.

35) 이는 표본이 모집단과 거의 일치하는 경우 고정효과모형을 권하는 Greene(2000)에 따른 것이다.

36) 내생성이 존재할 경우 추정의 일관성(consistency)이 상실되어 해당 추정치로는 적절한 추론을 할 수 없다.

37) 모형 [3]에서 연도더미는 대부분의 시기에 유의하게 나타났으며, 연도더미와 거시경제변수를 같이 포함한 모형의 경우 모형 [2], [3]과 거의 차이가 없어 보고하지 않았다. 상수항은 해석상 별다른 의미가 없어 지면 절약상 보고하지 않았다.

그리고 고정이하여신비율이 낮은 저축은행일수록 예금증가율이 크다는 것을 말하는 것으로 예금자에 의한 시장규율이 작동한다는 사실을 의미한다. 두 변수의 계수를 비교해 볼 경우 민감도 측면에서는 자기자본비율에 대한 민감도가 고정이하여신비율에 대

<표 4> 기본 분석 결과

예금자에 의한 시장규율이 존재하는지를 검증하기 위해 주요 경영공시지표인 자기자본비율(BIS기준)과 고정이하여신비율을 중심으로 각종 경영지표가 종속변수인 예금증가율과 어떤 관계를 보이는지를 분석하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며, () 안은 p-value이다.

	[1]	[2]	[3]
자기자본비율	1.219*** (0.000)	1.070*** (0.000)	1.069*** (0.000)
고정이하여신비율	-0.195* (0.071)	-0.240** (0.025)	-0.247** (0.022)
ROE	-0.003* (0.096)	-0.003 (0.103)	-0.003 (0.109)
유동비율	0.001 (0.284)	0.001 (0.285)	0.001 (0.340)
예대비율	0.256*** (0.000)	0.237*** (0.000)	0.246*** (0.000)
규모	-40.670*** (0.000)	-60.568*** (0.000)	-61.947*** (0.000)
예금금리	-0.698 (0.769)	1.620 (0.588)	2.047 (0.496)
경비율	-18.740*** (0.000)	-19.669*** (0.000)	-19.678*** (0.000)
GDP	-	0.216 (0.705)	-
시장금리	-	3.945*** (0.001)	-
주식수익률	-	-0.072 (0.157)	-
주택가격	-	-0.219** (0.018)	-
상수항/연도더미	Yes/No	Yes/No	Yes/Yes
표본(그룹)	927(103)	927(103)	927(103)
R ²	0.197	0.219	0.227
F	24.98***	19.02***	14.85***

한 민감도보다 더 강한 것으로 나타났다. 거시경제변수 혹은 연도더미가 포함된 모형 [2], [3]에 의할 경우 자기자본비율 1%p의 증가는 예금증가율을 1.1%p 가량 증가시키는 반면 고정이하여신비율의 1%p 증가는 예금증가율을 0.25%p가량 감소시키는 것으로 분석되었다.

예대비율은 예상과 달리 유의한 양(+)³⁸⁾의 부호를 보이는 것으로 나타났는데 이는 시장참가자가 예대비율을 일반적인 경우와 다른 의미로 인식하고 있다는 것을 암시하는 것으로 보인다.³⁸⁾ 규모 역시 예상과는 달리 음(-)의 유의한 부호를 보였는데 이는 규모가 큰 차별요인이 아니며, 따라서 대형저축은행의 경우 예금증가액 규모는 크더라도 그 증가율은 소형저축은행에 비해 낮을 수 있는 데 기인하는 것으로 생각한다. 예금금리는 유의하지 않은 것으로 나타났는데 이는 예금금리의 변동이 예금증가율에 별다른 영향을 미치지 못한다는 것 즉, 예금금리가 변동할 경우 예금도 선형적으로 변동한다는 것을 의미한다.³⁹⁾ 그리고 경비율의 경우 10%에서 유의했지만 예상과는 다르게 음(-)의 부호를 보였으며, 자기자본이익률이나 유동성비율과 같은 경영지표는 모든 모형에서 유의성이 낮은 것으로 나타났다.

통제변수로 추가한 거시경제변수 중 주택가격 상승률은 예상대로 음(-)의 유의한 관계를 보인 반면 은행예금금리는 예상과는 달리 양(+)³⁹⁾의 유의한 관계를 나타내었다. 그리고 주식가격 상승률은 음(-)의 부호를 보였으나 유의하지 않았으며, GDP는 양(+)⁴⁰⁾의 부호를 보이고 유의하지 않았다.⁴⁰⁾

2. 지역별 분석

저축은행이 시중은행과는 달리 지역적으로 업무를 영위하는 점에 착안하여 본 절에서는 지역별로 저축은행을 구분하여 해당 지역에서의 시장규율 존재 여부 및 지역별

38) 예대비율은 유동성위험을 나타내는 변수로서 높은 예대비율은 공격적인 영업전략을 의미한다고 할 수 있다. 흔히 공격적인 영업은 높은 위험추구와 연결되므로 위험을 회피하는 일반 예금자의 입장에서는 높은 예대비율을 보이는 금융회사를 기피할 수 있다. 이 경우 예대비율은 예금증가율과 음(-)의 유의한 관계를 보일 것이다. 그러나 높은 예대비율을 적극적인 영업활동 노력으로 인식한다면 본 연구의 결과와 같이 예대비율이 예금증가율과 양(+)³⁸⁾의 관계를 가질 수 있을 것이다.

39) 예금금리의 추정계수는 예금금리가 상승할 경우에 예금증가율의 변화를 반영하는 것이므로 예금금리가 상승할 경우 예금규모가 선형적으로 증가한다면, 즉 예금증가율이 일정하다면 동 계수는 0의 값을 가지게 된다.

40) 본 연구의 취지상 경영공시항목을 다른 변수로 대체하는 것은 적절하지 않지만 단순자기자본비율을 BIS자기자본비율 대신에 사용했을 경우에도 결과에는 차이가 없었다. 그리고 기타 설명변수를 여러 가지로 대체해 본 경우에도 전체적인 추론에 영향을 줄 만큼의 차이를 발견하지 못하여 대체로 분석의 결과는 강건하다(robust)고 판단된다.

차이를 분석하였다. 현재 저축은행의 영업지역은 모두 15개 권역으로 구분되어 있지만 수도권을 제외한 개별 권역의 저축은행 수가 많지 않기 때문에 크게 서울과 인천, 경기를 포함하는 수도권, 기타 지역을 모두 포괄하는 비수도권의 두 개 권역으로 나누어 분석을 진행하였다.⁴¹⁾⁴²⁾

<표 5> 지역별 분석 결과

예금자에 의한 시장규율이 지역별로 어떻게 차이가 있는지를 살펴보기 위하여 전체 저축은행을 영업허가지역에 따라 수도권과 비수도권으로 구분하여, <표 4>의 분석을 다시 수행하였다. 여기서 수도권은 서울, 인천, 경기지역을 말하며, 비수도권은 기타 지역을 포괄한다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며, () 안은 p-value이다.

	수도권		비수도권	
	[4]	[5]	[6]	[7]
자기자본비율	1.614*** (0.000)	1.010*** (0.003)	1.025*** (0.000)	1.005*** (0.000)
고정이하여신비율	-0.092 (0.588)	-0.253 (0.145)	-0.138 (0.332)	-0.177 (0.214)
ROE	0.006 (0.509)	0.002 (0.830)	-0.002 (0.279)	-0.002 (0.286)
유동비율	0.001 (0.439)	0.001 (0.423)	0.005 (0.335)	0.002 (0.776)
예대비율	0.190*** (0.001)	0.154*** (0.006)	0.462*** (0.000)	0.461*** (0.000)
규모	-38.565*** (0.000)	-70.622** (0.000)	-50.394*** (0.000)	-65.993*** (0.000)
예금금리	-3.384 (0.360)	2.445 (0.606)	4.166 (0.172)	4.217 (0.274)
경비율	-28.046*** (0.000)	-28.197*** (0.000)	-11.805*** (0.001)	-12.970*** (0.000)
상수항/연도더미	Yes/No	Yes/Yes	Yes/No	Yes/Yes
표본(그룹)	432(48)	432(48)	495(55)	495(55)
R ²	0.215	0.262	0.237	0.265
F	12.85***	8.17***	16.79***	9.56***

41) 비수도권은 부산, 대구, 광주, 대전, 경남, 경북, 충북, 충남, 전남, 전북, 강원, 제주를 포함한다. 강원은 일반적인 분류대로 수도권에서 제외하였으나 저축은행의 수가 오직 하나여서 수도권에 포함시키더라도 결과에는 거의 영향을 주지 못할 것으로 생각한다. 한편, 이민환(2006)은 경기를 제외한 서울과 인천만을 수도권으로 분류하였다.

42) 이하의 모든 분석에서는 개별 거시경제변수를 포함한 분석이 연도더미를 포함한 분석과 거의 다르지 않을 경우 지면의 경제성을 위하여 연도더미를 포함한 추정결과만 보고하였다.

이렇게 수도권과 비수도권으로 저축은행을 분할하여 분석을 진행할 경우 다음과 같은 예상을 할 수 있다. 즉, 저축은행이 가장 많이 소재한 서울을 포함한 수도권이 금융 소비자의 의식적인 측면에서 비수도권에 비해 더 앞선다고 판단되므로⁴³⁾ 금융회사에 대한 예금자의 시장규율도 더 원활히 작동될 것이라는 생각이다.

<표 5>는 앞의 분석 방식을 그대로 사용하여 분석한 결과를 나타내고 있다. 전체표본을 수도권과 비수도권으로 나누어 분석한 결과는 전체표본을 이용한 분석과 전반적으로 차이가 없으며 다만, 고정이하여신비율의 유의성이 양 그룹 모두에서 크게 낮아진 것이 다르다.

자기자본비율의 경우 유의한 양(+)의 부호를 보였으나 수도권과 비수도권 간에 계수상의 차이가 없어 수도권 예금자의 시장규율과 비수도권 예금자의 시장규율 간에 차이가 존재할 것이라는 본 연구의 예상을 지지하는 증거는 존재하지 않는 것으로 보인다. 이는 아마도 정보통신기술(IT)의 발달 등으로 수도권과 비수도권 간에 정보의 양과 흡수 능력에 큰 차이가 없음을 의미하는 것이 아닌가 생각된다.

한편, 전체표본을 대상으로 한 분석에서는 고정이하여신비율이 매우 유의한 반면 지역별 분석에서는 고정이하여신비율이 유의하지 않게 나타난 것은 수도권과 비수도권 간에 예금증가율과 고정이하여신비율의 수치가 큰 차이가 있음을 반영하는 것으로 보인다. 실제로 수도권의 경우 평균 예금증가율과 고정이하여신비율은 각각 11.25%, 10.59%인데 비해, 비수도권의 경우 동 수치는 각각 7.88%, 11.89%로 계산되었다. 고정이하여신비율-예금증가율 공간에 해당 수치들을 나타낼 경우 수도권은 왼쪽 위, 비수도권은 오른쪽 아래 부분에 배치되어 그룹별로는 유의하지 않더라도 전체적으로 음(-)의 유의한 관계를 보일 수 있다.

기타 통제변수의 경우 전체적으로 이전의 분석과 차이가 거의 없는데, 규모의 경우 수도권의 계수(모형 [5])가 비수도권의 계수(모형 [7])보다 약 7% 정도 커서 수도권의 예금자가 규모에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 반면 예대비율의 경우에는 비수도권 예금자의 민감도가 수도권보다 더 강한 것으로 분석되었다.

3. 시간별 분석

서두에서도 언급한 것처럼 2001년 3월 이후 저축은행은 「상호저축은행법」 제23조의

43) 이렇게 판단한 것은 수도권이 제반 환경적인 측면에서 비수도권보다 우월하며, 특히 금융감독원, 한국은행 등 금융관련 공공기관과 각종 금융회사의 본점이 밀집해 있는 등 금융환경 면에서도 우월하기 때문이다.

2(경영공시)에 의해 대통령령이 정하는 공시기준에 의해 공시항목을 공시하도록 되어 있다. 경영공시의 시행으로 시장규율이 작동할 수 있는 기반이 마련되었다면 공시 시행 후 8년이 지난 현재 시점에서, 시간이 경과할수록 시장규율이 더 잘 작동하는지에 대한 의문이 생길 수 있다. 따라서 본 절에서는 다음과 같은 추측 하에 분석을 진행하고자 한다. 즉, 경영공시가 시행된 이후 시간이 흐를수록 공시의 효과가 누적되어 시장규율이 더 잘 작동할 것이라는 생각이다.⁴⁴⁾ 경영공시와 더불어 IT기술의 발달속도가

<표 6> 시간별 분석 결과

시간이 흐름에 따라 예금자에 의한 시장규율의 정도가 어떻게 변했는지를 살펴보기 위하여 표본을 시기에 따라 전반부(2003년 상반기~2005년 상반기)와 후반부(2005년 하반기~2007년 하반기)로 구분하여, <표 4>와 동일한 방식의 분석을 수행하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며, () 안은 p-value이다.

	전반부(2003.H1~2005.H1)		후반부(2005.H2~2007.H2)	
	[8]	[9]	[10]	[11]
자기자본비율	0.973*** (0.001)	0.852*** (0.003)	1.530*** (0.000)	1.383*** (0.000)
고정이하여신비율	0.187 (0.319)	-0.006 (0.974)	-0.683*** (0.000)	-0.700*** (0.000)
ROE	-0.001 (0.888)	0.002 (0.840)	-0.004* (0.094)	-0.004 (0.105)
유동비율	0.001 (0.846)	0.002 (0.774)	-2.17×10 ⁻⁴ (0.804)	-1.79×10 ⁻⁴ (0.836)
예대비율	0.404*** (0.000)	0.376*** (0.000)	0.281*** (0.000)	0.271*** (0.000)
규모	-82.901*** (0.000)	-117.975*** (0.000)	-87.250*** (0.000)	-110.321*** (0.000)
예금금리	0.727 (0.801)	4.464 (0.148)	8.672* (0.092)	-0.360 (0.950)
경비율	-27.358*** (0.000)	-23.821*** (0.000)	-22.572*** (0.000)	-23.308*** (0.000)
상수항/연도더미	Yes/No	Yes/Yes	Yes/No	Yes/Yes
표본(그룹)	412(103)	412(103)	515(103)	515(103)
R ²	0.404	0.451	0.253	0.284
F	25.50***	22.23***	17.13***	13.22***

44) 시간이 흐를수록 점점 더 많은 예금자가 저축은행의 경영공시를 활용한다는 의미이다.

점점 빨라지는 등으로 저축은행업에서 극심했던 정보비대칭(information asymmetry)의 문제가 시간이 흐를수록 완화되고 있는 점을 고려하면 이러한 분석은 충분히 근거가 있다고 할 것이다. 이에 따라 이하에서는 전체 표본기간을 전반부와 후반부로 구분하여 관심변수의 계수를 비교하는 방식으로 분석을 진행하였다.

<표 6>은 분석 결과를 나타낸다. 전체 기간을 대상으로 한 분석과 가장 큰 차이는 고정이하여신비율의 경우에 전반부에는 유의하지 않았으나 후반부에 1%에서 유의한 음(-)의 관계를 가진다는 것이다. 자기자본비율의 경우에는 전반부와 후반부 모두 1%에서 유의하였는데 이는 자기자본비율의 경우 1992년 바젤협약의 도입 이후 지속적으로 매체의 주목을 받아 온 변수이기 때문일 것이다. 그러나 자기자본비율의 경우에도 그 계수가 전반부에 비해 후반부에 약 60% 가량 증가한 것으로 나타나 예금자의 자기자본비율에 대한 민감도는 시간이 흐를수록 크게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경영공시의 시행 이후 시간이 흐를수록 시장규율의 작동이 강해질 것이라는 예상을 지지하는 증거로, 경영공시의 누적적 효과가 존재한다는 것을 의미한다. 규모에 대한 민감도는 시간이 흐를수록 감소하였으며, 예금금리는 전반적으로 전체기간을 대상으로 한 분석에서처럼 유의하지 않은 것으로 나타났다. 경비율의 경우는 기간 간에 거의 차이가 없었으며 전체기간의 경우와 마찬가지로 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.

4. 영업정지의 영향 분석

저축은행은 은행에 비해 영업정지⁴⁵⁾가 빈번히 발생하는 금융회사이다. 최근 발생건수가 줄어들고는 있지만 1999년 이후 2007년 말까지 총 105개의 저축은행이 영업정지를 당하였으며 그 이후 현재까지 두 개의 저축은행이 추가로 영업정지를 당한 것으로 조사되었다.⁴⁶⁾ <표 7>은 표본 기간 중 영업정지를 당한 저축은행의 현황을 나타내고 있다.

이렇게 저축은행의 영업정지가 빈발하는 것은 저축은행의 집중된 소유·지배구조, 인적자본의 취약, 감독의 미흡 등 매우 다양한 이유에서 기인하는 것으로 알려지고 있다.⁴⁷⁾ 영업정지라는 감독정책의 시행은 금융사고의 발생 시 감독당국이 즉각적인 조치

45) 영업정지의 공식적인 명칭은 '부실금융회사 결정 및 경영개선 명령'이며 이는 「금융산업의 구조개선에 관한 법률」 제2조 및 제10조, 「상호저축은행업 감독규정」 제48조 및 제52조에 의한 것이다. 표본기간 이후에 분당(2008.2.21), 현대(2008.3.24) 저축은행이 영업정지 되었다.

46) 기간별로는 1999년 23개, 2000년 39개, 2001년 26개, 2002년 4개, 2003년 2개, 2004년 1개, 2005년 4개, 2006년 2개, 2007년 4개로서, 2002년 이후 영업정지 건수는 크게 줄어들었다. 지역별로는 수도권이 34개, 지역시장이 71개로 지역시장의 영업정지 건수가 월등히 많음을 알 수 있다.

를 취함으로써 금융회사로 하여금 도덕적 해이에 빠지는 경향을 배제하여⁴⁸⁾ 투자자를 보호하고 거시경제에 대한 부정적 영향을 최소화한다는 의미를 가지는 동시에, 금융회사에게는 무분별한 위험추구를 사전적으로 경고하는 효과도 지니고 있을 것이다. 특히 시장규율과 관련하여 영업정지는 시장참가자로 하여금 개별 금융회사의 자산건전성에 대한 관심을 증가시키게 하는 효과를 가질 것이다. 따라서 본 절에서는 영업정지라는 감독정책의 시행이 있을 경우 예금자에 의한 시장규율이 과연 더 잘 작동되는지를 검증해 보고자 한다.⁴⁹⁾

<표 7> 표본 기간 중 저축은행의 영업정지 내용

기 간	영업정지 저축은행
2003년 1월~6월	경인(2003. 1. 24 ; 인천)
7월~12월	김천(2003. 8. 22 ; 경북)
2004년 1월~6월	-
7월~12월	한나라(2004. 9. 24 ; 경남)
2005년 1월~6월	삼환(2005. 3. 17 ; 서울)
7월~12월	한마음(2005. 7. 22 ; 부산), 아림(2005. 8. 26 ; 경남), 한중(2005. 9. 30 ; 서울)
2006년 1월~6월	플러스(2006. 1. 20 ; 부산), 인베스트(2006. 5. 26 ; 부산)
7월~12월	-
2007년 1월~6월	좋은(2007. 3. 16 ; 경기), 대운(2007. 5. 25 ; 전남)
7월~12월	홍익(2007. 7. 20 ; 전남), 경북(2007. 11. 30 ; 경북)

주) () 안은 영업정지 일자 및 해당 저축은행의 소관 지역이다.

자료 : 금융감독원 금융경영통계.

이를 알아보기 위해 이하에서는 아래 식 (2)와 같이 기본모형에 「자기자본비율×영업

47) 그 중에서도 동일인 여신한도 위반, 출자자 대출 등 불법경영으로 인한 것이 많은데 이에 대해서는 「상호저축은행법」 제12조(개별 차주 등에 의한 신용공여의 한도), 제37조(대주주 등에 대한 신용공여의 금지)를 참조하라.

48) 위험을 추구하다 재산상의 손실을 입은 금융회사의 경우 더 이상 잃을 것이 없다는 생각에 더욱 높은 위험을 추구할 수 있다. 이는 일종의 부활목적의 도박(gambling for resurrection)에 해당하는 것으로서, 저축은행의 경우에도 주식회사의 형태로서 유한책임(limited liability)을 지기 때문에 이런 현상이 충분히 발생할 수 있다.

49) 이는 일종의 뉴스효과(news effect)에 대한 분석이라고 할 수 있다. 최근 문제가 되고 있는 저축은행의 PF(Project Finance) 등에 대한 뉴스의 영향도 고려 대상이 될 수 있지만 본 연구의 틀 안에 수용하여 분석하기는 어렵고 사건연구(event study) 형식의 별도 연구가 필요한 것으로 판단된다.

<표 8> 영업정지의 영향 분석 결과

주요 경영공시지표인 자기자본비율(BIS기준), 고정이하여신비율을 중심으로 영업정지가 예금증가율에 어떤 영향을 미치는지를 검증하였다. 이를 위해 두 비율과 영업정지 변수 간의 상호작용항을 각각 회귀식에 추가하였다. 영업정지는 더미변수로서 영업정지가 발생한 기간에 해당지역의 저축은행에는 1, 나머지는 0을 부여하였다. 가령, <표 7>을 보면 2003년 상반기에 경인지축은행이 영업정지를 당하였는데, 이 경우 경인지축은행이 속한 인천지역의 모든 저축은행에 대해 2003년 상반기에 1의 값을 부여하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며, () 안은 p-value이다.

	[12]	[13]	[14]
자기자본비율	1.180*** (0.000)	1.039*** (0.000)	1.037*** (0.000)
고정이하여신비율	-0.109 (0.323)	-0.157 (0.152)	-0.162 (0.139)
ROE	-0.003* (0.079)	-0.003* (0.083)	-0.003* (0.089)
유동비율	0.001 (0.209)	0.001 (0.247)	0.001 (0.304)
예대비율	0.240*** (0.000)	0.220*** (0.000)	0.229*** (0.000)
규모	-40.275*** (0.000)	-60.644*** (0.000)	-62.254*** (0.000)
예금금리	-1.019 (0.672)	2.278 (0.446)	2.713 (0.367)
경비율	-18.192*** (0.000)	-19.208*** (0.000)	-19.199*** (0.000)
영업정지	4.694* (0.070)	5.628** (0.030)	5.846** (0.025)
자기자본비율×영업정지	-0.060 (0.653)	-0.059 (0.651)	-0.063 (0.630)
고정이하여신비율×영업정지	-0.529*** (0.002)	-0.549*** (0.001)	-0.565*** (0.001)
GDP	-	0.240 (0.671)	-
시장금리	-	3.641*** (0.003)	-
주식수익률	-	-0.048 (0.352)	-
주택가격	-	-0.254*** (0.006)	-
상수함/연도더미	Yes/No	Yes/No	Yes/Yes
표본(그룹)	927(103)	927(103)	927(103)
R ²	0.211	0.233	0.241
F	19.72***	16.36***	13.47***

정지」, 「고정이하여신×영업정지」의 상호작용항(interaction terms)을 추가하여 분석을 진행하였다. 여기서 영업정지 변수는 더미변수로서 영업정지가 발생한 기간에 영업정지가 발생한 저축은행이 속하는 지역의 저축은행에는 1을, 나머지는 0을 부여하였다.⁵⁰⁾ 추정 결과 「자기자본비율×영업정지」항이 예금증가율과 유의한 양(+)의 관계를 가진다면 우리는 영업정지가 발생할 경우 예금자가 저축은행 간 자기자본비율의 차이에 더욱 민감하게 반응한다고 해석할 수 있다. 같은 방식으로 「고정이하여신×영업정지」항의 계수가 유의한 음(-)을 보인다면 동일한 해석을 내릴 수가 있을 것이다.

$$Y_{it} = \alpha_{2i} + \beta_2' X_{it-1} + \beta_3' (X_{it-1} \times F_{it}) + \Gamma_2' Z_{it-1} + \Lambda_2' B_{it} + u_{2it}. \quad (2)$$

(F : 영업정지 더미변수, 나머지 기호는 식 (1)과 동일)

<표 8>은 이러한 분석의 결과인데 상호작용 항의 경우 「자기자본비율×영업정지」는 유의하지 않은 것으로 나타난 반면, 「고정이하여신×영업정지」의 경우는 음(-)의 부호를 보이며 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이 결과는 영업정지가 발생할 경우에 자기자본비율에 대한 민감도는 변하지 않는 반면 고정이하여신비율에 대한 예금자의 민감도는 커진다는 의미이다. 즉, 영업정지가 발생할 경우 예금자가 고정이하여신비율을 근거로 저축은행 간 차별성을 강화한다는 것이다.

이렇게 영업정지의 발생 시 예금자가 고정이하여신비율에 대해 민감하게 반응하는 것은, 예금의 지급정지를 수반하는 영업정지라는 외부 충격이 있을 때 예금자는 고정이하여신비율이 높은 저축은행일수록 채무지급능력이 떨어지는 은행으로 인식하기 때문일 것이다.⁵¹⁾

5. 예금자규율에 대한 저축은행의 반응

저축은행의 건전성 변수에 대응해서 예금자들이 시장규율을 수행한다는 앞의 결과에 기초하여 본 절에서는 이러한 예금자의 규율에 저축은행이 어떤 반응을 보이는지를 분

50) 예를 들어, 전남지역에서 영업 중이던 흥익상호저축은행이 2007년 7월 20일에 영업정지를 당하였는데 이 경우 2007년 하반기 전남지역에서 영업 중인 저축은행에 1을 부여하였다. 지역을 구분하지 않고 영업정지 발생기간에 1을 부여하는 더미변수를 사용한 결과는 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 표본기간 중 거의 매기 영업정지가 발생하여 기간 간 차이가 거의 없기 때문인 것으로 생각된다.

51) 자기자본비율의 최소요구조건이 위험가중자산의 5%인데 비해 대부분의 자산이 대출(2007년 전체 저축은행 기준 86.5%)로 운용되는 것을 감안하면 예금자는 운용된 자산의 건전성이 자신의 예금 반환에 더 중요하다고 생각하는 것으로 이해할 수 있다.

석하였다.⁵²⁾ 이를 위해 Barajas and Steiner(2000)가 사용한 방식을 원용하여 다음의 분석모형을 설정하였다.⁵³⁾

$$\Delta X_{it} = \delta_{1i} + \delta_2 \widehat{Y}_{it-1} + \epsilon_{1it}. \tag{3}$$

$$\text{단, } \Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1}, \tag{4}$$

$$\widehat{Y}_{it-1} = \widehat{\alpha}_{1i} + \widehat{\beta}_1' X_{it-2} + \widehat{\Gamma}_1' Z_{it-2} + \widehat{A}_1' B_{t-1}. \tag{5}$$

(기호의 의미는 식 (1)과 동일)

식 (3)은 예금자들의 시장규율 결과(\widehat{Y}_{it-1})가 그 다음 기의 저축은행 건전성변수의 변화(ΔX_{it})에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보는 회귀식이다. 즉, 저축은행이 예금자들의 시장규율이 반영된 예금증가율을 관찰하고 그 다음 기에 자산의 건전성을 얼마만큼 변화시키는지 하는 것이다. 예금증가율이 하락할 경우 그 다음기의 건전성 변수가 개선될 때 저축은행이 예금자의 규율에 제대로 반응한다고 평가할 수 있다는 것이 본 분석의 아이디어이다. 식 (5)는 모형 [2]의 추정결과를 가지고 각 변수에 추정계수를 곱하여 생성한 예금증가율 수치이다. 따라서 우선 식 (5)에 의해 예금증가율의 수치를 구하고, 이를 그 다음 기의 자산건전성 변수와 회귀시킨다. 본 연구는 자기자본비율과 고정이하여신비율에 중점을 두는 만큼 여기서는 이 두 변수의 변화만을 살펴보기로 한다.

<표 9> 예금자규율에 대한 저축은행의 반응

예금자 규율이 존재할 경우에 저축은행은 이에 대해 어떻게 반응하는지 검증하기 위하여 전기의 예금증가율에 대해 저축은행이 어떤 반응을 보이는지를 자기자본비율과 고정이하여신비율의 변동을 중심으로 분석하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며, () 안은 p-value이다.

종속변수	예금증가율(전기)	상수항	R ²	표본(그룹)
△자기자본비율	-0.077*** (0.000)	0.930*** (0.000)	0.021	824(103)
△고정이하여신비율	0.057** (0.028)	-0.816*** (0.006)	0.007	824(103)

52) Opiela(2001)는 외환위기 이전 태국의 사례를 분석하여 시장규율의 존재를 입증하였다. 이러한 시장규율의 존재에도 불구하고 태국이 금융위기를 경험한 것에 대해 그는 경영지배구조상의 문제점 외에도 시장규율에 대한 금융회사의 개선노력이 미비했던 탓도 있다고 지적하였다.

53) 박형근(2002)은 은행분석에서 이 방법을 사용하였는데 은행이 예금자규율에 대해 자기자본비율을 통해 반응하는 것으로 나타났다.

<표 9>는 이러한 분석의 결과를 보여주고 있다. 분석 결과는 대체로 시장규율에 대해 저축은행이 능동적으로 반응하는 것으로 나타났다. 자기자본비율의 변화는 전기의 예금증가율과 유의한 음(-)의 관계를, 그리고 고정이하여신비율의 변화는 전기의 예금증가율과 유의한 양(+)의 관계를 나타내었다. 즉, 전기의 예금증가율이 높을수록 그 다음 기에 저축은행은 자기자본비율의 증가폭을 낮추고 고정이하여신비율의 증가폭을 늘린다는 것이다.⁵⁴⁾

한편, 지금까지의 분석에서 알 수 있듯이 예금자에 의한 시장규율의 정도는 수도권과 비수도권 간에 거의 차이가 없는 반면, 영업정지의 빈도는 지역별로 큰 차이를 보이고 있다.⁵⁵⁾ 그 원인이 분명치는 않지만 본 결과 관련하여 생각할 수 있는 것은 시장규율에 대한 금융회사 반응의 지역별 편차이다. 이를 검증하기 위해 이하에서는 시장규율에 대한 금융회사의 반응을 지역별로 구분하여 분석해 보았다.

<표 10> 예금자규율에 대한 저축은행의 반응 : 지역별 분석

예금자규율에 대한 저축은행의 반응이 지역별로 차이가 있는지를 알아보기 위하여 표본을 수도권과 비수도권으로 구분하여 <표 9>와 동일한 분석을 시행하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며, () 안은 p-value이다.

종속변수	수도권		비수도권	
	△자기자본비율	△고정이하여신비율	△자기자본비율	△고정이하여신비율
예금증가율 (전기)	-0.033** (0.047)	0.106*** (0.005)	-0.118*** (0.000)	0.011 (0.714)
상수항	0.593*** (0.008)	-1.620*** (0.001)	1.066*** (0.001)	-0.262 (0.427)
R ²	0.012	0.024	0.034	0.0003
표본(그룹)	384(48)	384(48)	440(55)	440(55)

분석 결과 가장 뚜렷한 차이는 고정이하여신비율의 움직임이다. <표 10>에서 자기자본비율의 계수는 모두 유의한 반면 고정이하여신비율은 오직 수도권에서만 유의한 것으로 나타났다. 이는 전기의 예금증가율에 대해 비수도권 금융회사는 고정이하여신비율을 변동시키지 않는다는 의미로 가령, 예금증가율이 낮을 경우 비수도권의 금융회사는 고정이하여신비율을 감소시키려는 노력을 하지 않는다는 것이다. 따라서 비수도

54) 고정이하여신의 증가폭을 상승시킨다는 것은 대출 심사 등에 있어 더 관대해 진다는 의미로 해석할 수 있다.

55) <표 7>과 각주 46 참조.

권의 빈번한 영업정지는 비수도권 금융회사가 수도권 금융회사에 비해 시장규율에 미흡하게 반응한다는 사실로 일정 부분 설명될 수 있을 것으로 생각한다.⁵⁶⁾

V. 결 론

본 연구는 2003년 상반기에서 2007년 하반기까지의 저축은행의 재무자료를 사용하여 예금자에 대한 시장규율 존재 여부를 분석하였다. 분석 결과 자기자본비율과 고정이하여신비율을 중심으로 표본기간 중 국내 저축은행산업에는 예금자에 의한 시장규율이 작동한 것으로 판단된다. 전체표본을 대상으로 한 분석에서 자기자본비율과 고정이하여신비율은 모두 유의하였는데 자기자본비율의 영향이 고정이하여신비율보다 더 큰 것으로 나타났다. 지역별 분석에서는 수도권과 비수도권 모두 자기자본비율은 매우 유의하였으나 고정이하여신비율은 각 그룹에서 10% 이내 수준에서 유의하지 않았다. 그리고 시간이 흐르면서 자기자본비율에 대한 민감성은 증가하였고, 초기에는 유의하지 않던 고정이하여신비율이 유의성을 가지는 것으로 나타나 경영공시의 누적적 효과가 존재하는 것으로 판단된다. 한편, 영업정지라는 외부적인 충격이 발생할 경우에 고정이하여신비율에 대한 예금자의 민감도가 크게 증가하는 것으로 분석되었다. 추가분석에서는 이러한 시장규율에 대해 저축은행이 대체로 능동적인 반응을 보였지만 비수도권 금융회사의 경우 수도권 금융회사에 비해 상대적으로 반응이 미흡한 것으로 확인되었다.

본 연구의 결과는 예금보험제도의 존재 하에서 보호예금이 대부분인 저축은행에도 시장규율이 존재한다는 것을 밝힌 점에서 S&L을 대상으로 비슷한 결과를 도출한 Park and Peristiani(1998)와 매우 가까우며, 국내 은행산업을 대상으로 보호예금에도 시장규율이 존재함을 발견한 전선애(2002) 등의 연구 결과와 맥락을 같이한다고 할 수 있다. 2002년 이후 저축은행산업에 영업정지가 크게 줄어든 것은 본 연구의 결과에서 나타난 것처럼 저축은행의 긍정적인 반응을 포함하여 전체적으로 시장규율이 정상적으로 작동한 사실과 무관하지 않은 것으로 생각된다.

그 동안 감독당국이 시장규율의 중요성을 인식하고 공시의무 강화 등으로 시장규율의 기반을 마련해 왔지만, 지금까지 그 성과 평가에 대한 학술적인 노력은 크게 부족했던 것이 사실이다. 따라서 본 연구는 향후 동 이슈에 대한 연구 확대의 기초를 제공하

56) 부실금융기관으로 지정될 경우 영업정지에 이를 수 있는데 부실금융기관이라 함은 부실채권이 발생하여 정상적인 경영이 어려울 것이 명백한 금융기관 등을 말한다. 보다 자세한 정의는 「금융산업의 구조개선에 관한 법률」 제2조 3항을 참조하라.

었다는 점에서 나름대로 의미를 가진다고 생각된다. 그리고 본 연구는 기존 연구와 달리 저축은행에 시장규율이 작동함을 발견하였는데, 이 결과는 감독당국에 다음과 같은 시사점을 제공할 수 있다.

우선, 경영공시의 누적적 효과가 존재한다는 사실에서 감독당국은 보다 정확한 경영공시에 대한 인센티브 부여를 통하여 저축은행산업에서의 정보비대칭 문제를 지속적으로 개선해 나갈 필요가 있다고 하겠다. 그 동안 경영공시의 강화에 대해서는 일련의 움직임이 있었지만 불성실한 경영공시에 대한 벌칙은 상대적으로 미약했던 것으로 보인다.⁵⁷⁾ 경영공시 내용의 확충으로 정보비대칭을 완화하는 노력이 결실을 맺으려면 정확한 경영공시의 이행이 필수적이므로, 불성실한 공시를 미연에 방지하려는 노력이 절대적으로 필요하다.

둘째, 자기자본비율 외에 고정이하여신비율이 전체적으로 시장규율의 준거로 유의하게 작용할 뿐만 아니라 그 영향력이 시간이 흐를수록 강해지고, 영업정지라는 외부적인 감독충격이 있을 때 더 커진다는 사실로 판단할 때 신바젤협약에서 강조하는 자기자본비율은 물론이거니와 고정이하여신비율에 대한 예금자의 주의를 꾸준히 환기시킬 필요가 있다고 생각한다.

본 연구는 초기 연구에 해당하는 만큼 그 객관성에 대해 의문이 생길 수 있다. 비록 세부적인 분석 방식에 차이는 있지만 이민환(2006)과 다른 결론⁵⁸⁾에 도달한 사실은 동일 이슈에 대한 합의점을 찾기 위한 후속적인 노력이 충분히 뒤따라야 한다는 것을 의미한다.

57) 경영공시의 강화와 관련하여서는, 2003년 8월 19일 '비상장 비등락 금융회사에 대한 경영공시의 강화'를 논의한 '경영공시 강화방안'이 2004년 2월에 개정된 『상호저축은행감독규정』에 반영되었으며, 2004년 11월 30일에 논의된 '금융회사 공시범위 확대 방안'도 차후 일부분 반영된 것으로 보이나, 불성실 공시에 대한 벌칙으로는 「상호저축은행법」 제40조 8·9에 의해 500만 원 이하의 과태료를 부과하도록 되어 있는 것 외에는 찾기 어렵다. 이미 논의된 바 있는 정정공시나 내부 시스템 개선요구 등이 실제로 실시되고 있는지에 대한 기록은 확인되지 않았다.

58) 그는 예금증가율을 사용한 분석에서 자기자본비율이 유의한 양(+)의 부호를 가짐을 보였으나 고정이하여신비율에서는 의미있는 관계를 발견하지 못하였다. 그리고 예금금리를 대상으로 한 분석에서는 아무런 유의미한 증거를 발견하지 못하였다. 하지만 세부기간(2003년 1사분기~2005년 2사분기)을 대상으로 한 분석 결과는 본 연구의 결과와 부분적으로 일치한다.

참 고 문 헌

- 박형근, “예금자에 의한 시장규율 분석”, 경제분석, 제8권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2002, 81-108.
- 송홍선, “예금자에 의한 시장규율 연구”, 금융안정연구, 제7권 제2호, 예금보험공사, 2006, 36-60.
- 이민환, “상호저축은행에 있어서의 시장규율”, 경제학공동학술대회 발표자료, 2006.
- 이영수 · 이민환, “상호저축은행의 경영효율성 분석”, 금융연구, 제22권 제2호, 한국금융연구원, 2008, 91-122.
- 전선애, “우리나라 예금자의 시장규율에 관한 연구”, 증권학회지, 제31권, 2002, 365-393.
- Avery, R., T. Belton, and M. Goldberg, “Market Discipline in Regulating Bank Risk : New Evidence from the Capital Markets,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, (1988), 597-610.
- Baer, H. and E. Brewer, “Uninsured Deposit as a Source of Market Discipline : Some New Evidence,” *Economic Perspectives*, FRB Chicago, (1986), 23-31.
- Barajas, A. and R. Steiner, “Depositor Behavior and Market Discipline in Colombia,” IMF Working paper, 00/214, (2000).
- Calomiris, C. and A. Powell, “Can Emerging Market Bank Regulators Establish Credible Discipline? the Case of Argentina, 1992~1999,” NBER working paper, W7715, (2000).
- Chatterjee, S. and A. Hadi, *Regression Analysis by Example*, 4th ed., Wiley, 2006.
- Cook, D. and L. Spellman, “Repudiation Risk and Restitution Costs : Toward Understanding Premiums on Insured Deposits,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, (1994), 439-459.
- Curry, T., G. Fissel, and G. Hanweck, “Equity market information, bank holding company risk, and market discipline,” *Journal of Banking and Finance*, 32, (2008), 807-919.
- Ellis, D. and M. Flannery, “Does the Debt Market Assess Large Bank’s Risk? Time Series Evidence from Money Center CDs,” *Journal of Monetary Economics* 30, (1992), 481-502.
- Flannery, M. and S. Sorescu, “Evidence of Bank Market Discipline in Subordinated

- Debenture Yields : 1983-1991," *Journal of Finance*, 51, (1996), 1347-1377.
- Goldberg, L. and S. Hudgins, "Response of Uninsured Depositors to Impending S&L Failures : Evidence of Depositor Discipline," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, (1996), 311-325.
- _____, "Depositor Discipline and Changing Strategies for Regulating Thrift Institutions," *Journal of Financial Economics*, 63, (2002), 263-274.
- Goyal, V., "Market discipline of bank risk : Evidence from subordinated debt contracts," *Journal of Financial Intermediation*, 14, (2005), 318-350.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis*, 4th ed., Prentice-Hall, Inc., 2000.
- Hannan, T. and G. Hanweck, "Bank Insolvency Risk and the Market for Large Certificates of Deposits," *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, (1988), 203-211.
- Hausman, J. A., "Specification Test in Econometrics," *Econometrica*, 46, (1978), 1251-1271.
- Hosono, K., H. Iwaki, and K. Tsuru, "Bank Regulation and Market Discipline around the World," RIETI Discussion Paper, 04-F-031, (2004).
- Kane, E., "No Room for Weak Links in the Chain of Deposit Insurance Reform," NBER Working Paper, 2317, (1987).
- Keeley, M., "Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking," *American Economic Review*, 80, (1990), 1183-1200.
- Lane, T. D., "Market Discipline," IMF Working paper, 92/42, (1992).
- Maechler, A. and K. McDill, "Dynamic depositor discipline in US banks," *Journal of Banking and Finance*, 30, (2001), 1871-1898.
- Morgan, D. and K. Stiroh, "Market Discipline of Banks : The Asset Test," *Journal of Financial Services Research*, 20, (2001), 195-208.
- Niu, J., "Can Subordinated Debt Constrain Bank's Risk Taking?" *Journal of Banking and Finance*, 32, (2008), 1110-1119.
- Opiela, T. P., "Deposit Market Discipline in Pre-Crisis Thailand : Implications for Modeling the Thai Crisis and Developing a DIS," Proceedings of 2001 Annual Bank Structure Conference : The Financial SafetyNet : Costs, Benefits and Implications for Regulation, FRB Chicago, (2001).
- Park, S. and S. Peristiani, "Market Discipline by Thrift Depositors," *Journal of Money,*

Credit, and Banking, 30, (1998), 347-364.

Peria, M. S. M. and S. Schmukler, "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises," *Journal of Finance*, 56, (2001), 1020-1051.

Sironi, A., "Testing for Market Discipline in the European Banking Industry : Evidence from Subordinated Debt Issues," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35, (2003), 443-78.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 26, Number 1, March 2009

Market Discipline by Depositors : the Case of Mutual Savings Banks in Korea

Junghee Park*

〈abstract〉

This paper examines the disciplinary effect of deposits using the semiannual accounting data of mutual savings banks(henceforth 'MSBs') in Korea for the period of 2003 through 2007.

I find overall strong evidence in favor of the existence of market discipline in the industry. MSBs with higher BIS ratio and lower NPL ratio turn out to have higher increase rate of deposits than MSBs with lower such ratios. The coefficient of NPL ratio becomes greater with time, suggesting that the effect is cumulative. It turns out that depositors respond more sensitively to NPL ratio than BIS ratio in a period of MSB failure. On the other hand, MSBs turn out to act very positively responding to the depositors' discipline. They increase BIS ratio or decrease NPL ratio following the previous decrease in deposits.

Government authorities need to make more efforts to develop a suitable incentive system (e.g. penalties on a false disclosure) to improve the efficiency of disclosure by MSBs. Moreover, they need to acknowledge the importance of NPL ratio as a market disciplinary tool which has been becoming more important, especially in times of MSB failure.

Keywords : Market Discipline, BIS ratio, NPL ratio, Mutual Savings Bank, Information Asymmetry

* Assistant professor, School of Economics and Finance, Yeungnam University