

金利自律化와 銀行危險： 規制緩和의 財務情報效果 分析

李明哲* · 李龍浩**

〈요 약〉

우리 나라의 금융기관들은 金融環境의 급격한 변화 속에서 일대 전환기를 맞고 있다. 대내적으로는 금리자유화를 비롯한 金融自律化의 추진, 금융산업의 개편 등의 금융구조 조정이 진행되고 있고, 대외적으로는 국내금융시장에 대한 開放壓力이 가중되고 있다.

본 연구의 目的은 이상의 다양한 금융환경의 변화 중에서 1991년과 1993년에 실시된 1, 2단계 금리자유화조치가 은행의 경영위험에 어떠한 영향을 미쳤는지를 證券市場의 반응을 통하여 규명하고자 한다. 구체적으로 일반적인 예상과 같이 금리자유화로 인하여 은행의 위험이 증가하였는지 아니면 금리자유화가 은행의 자금조달과 운용에 있어서 자율성과 유연성을 확보해 주어서 오히려 은행위험을 감소시켰는지를 실증적으로 검증한다. 주가자료를 이용하는 증권시장의 반응을 통한 은행위험의 분석은 은행에 관련된 재무정보를 신속하고 충분히 반영하는 효율적 시장이며 회계자료를 이용하여 은행위험을 추정하는 방법이 부적절하다는 가정하에서 합리화된다. 은행위험은 은행감독 당국의 관심대상인 총위험과 은행주식 투자자의 관심대상인 체계적 위험의 두요소를 대상으로 한다.

본 연구의 증권시장반응을 통한 실증분석결과에 의하면 금리자유화조치 이후 은행의 위험은 예상과는 달리 증가하지 않은 것으로 나타났다. 은행총위험은 증가하지 않았으며 체계적 위험은 오히려 2차 금리자유화 이후 하락하는 결과를 보여준다. 이는 금리자유화 조치가 은행의 자금조달과 운용에 있어서 운신의 폭을 넓혀줌으로써 금리변동폭 증대로 인한 위험증가를 상쇄함을 의미한다. 이러한 결과는 미국의 금리자유화조치에 관련된 대부분의 연구결과와 일치한다. 또한 위험은 개별 은행의 재무특성에 따라서 상이한 변화를 보여주었다. 특히 자산규모가 작은 후발은행의 경우 자금조달과 운영의 측면에서의 제한이 완화됨으로써 위험이 감소함을 보여준다.

따라서 정부당국자는 금리자유화의 긍정적 효과를 극대화하는 방향으로 적극적으로 금리자유화를 추진하는 것이 바람직하다.

* 경성대학교 경영학과 조교수

** 경성대학교 산업개발연구소 연구원

I. 序 論

1. 연구목적과 의의

우리 나라의 금융기관들은 金融環境의 급격한 변화 속에서 일대 전환기를 맞고 있다. 대내적으로는 금리자유화를 비롯한 金融自律化의 추진, 금융산업의 개편 등의 금융구조 조정이 진행되고 있고, 대외적으로는 국내금융시장에 대한 開放壓力이 가중되고 있다.

특히 金利自由化의 진전에 따라 金利변동 폭이 확대되면 은행의 금리위험과 유동성위험이 증대될 것이고, 은행이 收益基盤을 강화하기 위하여 유가증권 투자업무를 확대해 갈 경우 금리변동에 따른 資本損失위험이 증대될 것이며, 신용대출의 확대에 의한 신용위험의 증대도 예상된다. 만약 금리자유화 조치가 은행의 경영위험을 과도하게 증대시켰다면 이는 은행차원에서 대출심사권의 강화, 경영의 合理化를 위한 노력과 함께 은행감독기관의 은행 전체시스템의 安定을 위한 제도적 장치를 강화할 필요성을 제시한다. 그러나, 한편으로 미국의 금리자유화의 영향에서 보듯이 금리자유화로 인하여 은행이 여수신 측면에서 보다 자율성과 유연성을 갖게 됨으로써 은행위험이 감소될 가능성이 있다면 이는 금리자유화를 신속하고 폭넓게 추진하여야 할 필요성을 제시한다.

본 연구의 目的은 이상의 다양한 금융환경의 변화 중에서 1991년과 1993년에 실시된 1, 2단계 금리자유화조치가 은행의 경영위험에 어떠한 영향을 미쳤는지를 證券市場의 반응을 통하여 규명하고자 한다. 구체적으로 일반적인 예상과 같이 금리자유화로 인하여 은행의 위험이 증가하였는지 아니면 금리자유화가 은행의 자금조달과 운용에 있어서 자율성과 유연성을 확보해 주어서 오히려 은행위험을 감소시켰는지를 실증적으로 검증한다. 추가자료를 이용하는 증권시장의 반응을 통한 은행위험의 분석은 은행에 관련된 재무정보를 신속하고 충분히 반영하는 효율적 시장이며 회계자료를 이용하여 은행위험을 추정하는 방법이 부적절하다는 가정하에서 합리화된다.¹⁾ 은행위험은 은행감독 당국의 관심대상인 총위험과 은행주식 투자자의 관심대상인 체계적 위험의 두요소를 대상으로 한다.

최근 정부의 規制緩和 조치는 광범위한 분야에 걸쳐 이루어지고 있으며 이에 대한 效果分析과 評價가 중요하다. 그러나 이에 관련된 재무 금융분야에 있어서 연구실적은 상당히 부족한 실정이다. 미국의 경우 1970년대부터 시작된 금융규제 완화를 위한 다양한 措置의 효과에 대

1) Pettway(1976), Mitchell(1984) 등의 실증적 연구에 의하면 은행주가는 은행의 영업성적과 관련이 없거나 일관성이 없는 관계를 보여준다. 이에 대한 설명으로서 투자자들은 은행감독원에 비하여 은행에 대한 정보나 전문성에 있어서 뒤떨어진다는 것을 지적한다. 반면에 은행감독기관은 그 성격상 판단에 있어서 정치적인 제한이 따르고 다수로 구성된 투자자집단들과 비교해서 비객관적인 판단을 내릴수 있다고 한다. 이와 같이, 감독기관과 투자자집단(증권시장) 어느 쪽이 은행의 재무상태 영업성적에 대하여 정확하게 평가하는지에 대해서는 일치 가 없는 실정이다.

한 분석 검토가 활발하게 이루어져서 은행감독기관의 정책수행에 있어서 중요한 피드백(feed-back) 자료로서 이용되고 있다. 기업의 재무의사결정(증자, 합병)이 주가에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여는 事件研究의 방법을 통하여 광범위하게 국내에서 연구가 이루어지고 있으나 규제변경의 재무적 효과에 관한 분석은 부족한 실정이다. 본 연구는 은행과 은행감독당국에게 중요한 정책적 시사점을 제공해 줄 것이며 최근 광범위하게 이루어지고 있는 規制緩和에 대한 재무적 효과를 분석할 수 있는 유용한 방법론을 제시함으로써 이 분야의 타연구에 기여할 것이다.

2. 금리자유화와 금융시장

우리 나라의 금리자유화는 1984년 대출금리밴드제 실시와 콜금리의 자유화로 시작되었다. 그러나 최초의 실질적인 금리자유화 조치는 1988년 12월의 자유화조치를 들 수 있다. 정책금융을 제외한 대출금리와 2년이상 장기 수신금리를 대상으로 단행된 이 조치는 80년대 후반의 고도성장에 따른 인플레이 압력과 금리자유화를 위한 과도한 통화공급으로 물가불안이 가시화됨에 따라서 통화채의 강제 배정 등 금융기관에 대한 직접통제가 재개되면서 시행 3개월만에 사실상 철회되었다.

이후 91년 11월 21일 4단계 금리자유화계획의 일환으로 1단계 금리자유화가 단기대출 금리와 단기 거액 시장성 수신상품 금리를 대상으로 단행되었는데 그 배경으로서는 자금배분의 효율성 제고, 금융산업의 경쟁력 강화 및 국내금융시장의 대외 개방압력에 대한 대처 등을 들 수 있다. 그러나, 자유화의 대상이 일부 단기 여수신 금리에 그침으로써(자유화율 : 은행 여수신 10%, 제2금융권 여수신 25% 수신 45%) 경제적 파급효과가 크지 않은 것으로 추정된다. 93년 11월 1일의 제2단계 금리자유화 조치는 은행여신의 64% 은행수신의 37%를 자유화시키는 조치로서 일반대출 적금관계대출 급부금 및 주택자금대출을 자유화시켰으며, 수신의 경우 2년만기 이상의 예금 즉 2년이상 정기예금, 3년이상, 정기적금, 상호부금, 주택부금 등의 금리를 자유화시켰다.

한편 1, 2차 금리자유화조치는 은행과 금융시장에 다음과 같은 영향을 미치리라 생각된다. 첫째, 자금조달비용을 대출금리결정에 직접 반영시키는 원가연동제가 도입 정착될 것이다. 둘째, 금융자유화 및 금리자유화의 동시 진전으로 금융기관 자금배분에 경제원리가 적용 확대되며 금융기관의 금리에측 및 대출 심사능력 향상 노력이 제고될 것이다. 또한 기업재무구조 차이에 따른 대출조건의 차등화가 예상된다. 셋째, 금융기관 간에 신상품개발을 통한 고객유치 경쟁이 활발해지며 타금융기관에 대한 예대금리 우위확보를 위하여 다양한 수익원 발굴을 활성화할 것이다. 즉 부수업무의 확대, 내부 관리비용 감축을 위한 경영혁신 추진 등이 예상된다.

〈표 1〉 은행의 년도별 주요재무 지표

연도	영업수익 증가율	순이익 증가율	대출금 증가율	예수금 증가율	예대마진율
90	28.0	62.6	35.3	39.5	5.6
91	32.6	9.8	24.5	19.2	5.1
92	15.6	5.8	11.1	6.2	4.7
93	2.7	-10.4	8.8	8.7	3.8

자료 : 상장기업 재무분석, 동서증권

넷째, 수신금리 상승으로 경쟁력 강화가 기대되는 반면 예대마진 축소로 인하여 수익성악화가 우려된다. 또한 금리자유화 이전에는 낮은 여신금리로 인한 자금 초과 수요현상 때문에 부도 위험이 낮은 대기업 대출이 증가하였지만 금리자유화 이후에는 위험도는 높지만 수익성이 높은 중소기업에 대한 대출비중이 확대될 것이다.

참고적으로 〈표 1〉은 금리자유화가 진행되던 기간동안 시중은행 및 지방은행들의 년도별 주요 재무지표를 나타낸 것이다. 연도별 재무자료를 보면 금리자유화 조치가 진행되는 91년 이후, 은행의 수익률 및 예대마진율이 매우 낮아지고 있음을 알 수 있다. 영업수익증가율의 경우 91년 32.6% 증가에서 93년 2.7%로 급격히 하락하였으며, 예대마진율도 5.1% 포인트에서 3.8% 포인트로 1.3% 포인트 하락하였다.

그리고 전반적으로 대출과 관련된 수익이 80년대초 64%를 넘고 있었으나, 94년도에는 50% 이하로 떨어질 것으로 예상되며, 유가증권관련 수익비중이 93년 현재 20%를 상회하여 은행의 수익구조가 바뀌고 있는 실정이다.

Ⅱ. 國內外 研究動向

미국의 경우 1930년대부터 1980년 3월 DIDMCA가 통과되기 전까지 예금금리가 규제되어 왔다. 즉 저축성예금에 대하여 최고금리를 제한하였으며 당좌예금에 대하여는 이자지급을 금지하였다. 이러한 규제조치의 논리적 근거로서는, 금리규제가 없을 경우 은행들간의 예금유치경쟁은 예금이자율을 상승시키게 되며 이는 은행으로 하여금 위험이 높은 고수익 투자대상(대출이나 유가증권)에 투자하는 유인을 제공함으로써 은행시스템 전체의 안정성을 저해하는 결과를 초래한다는 것이다.

그러나 Benston(1964)은 예금이자와 은행위험의 회계적 대응변수(대손, 자산수익률의 변동)간의 어떠한 유의적인 관계도 발견할 수 없다고 주장하며 예금금리규제가 다음과 같은 이유로

오히려 은행위험을 증대시킬 수 있다고 한다. 첫째, 금리규제하에서 은행이 금리이외의 비효율적인 비가격기구(광고, 서비스, 지점, 시설 등)를 이용하여 예금유치경쟁을 하게 될 때, 비용절감의 효과를 거둘 수 없다. 둘째, 비가격경쟁은 변화하는 상황에 적응하는 은행의 유연성을 감소시켜서 투자기회의 변동에 적절하게 대처할 수 없다. 따라서 예금금리규제는 오히려 이익의 변동폭을 증대시킬 수 있다.

Mingo(1978)는 예금유치를 위한 비가격 경쟁은 은행위험을 증가시킬 수 있다는 가설을 검증하기 위하여 이익의 변동성을 종속변수, 예금이자 지급액, 은행규모, 자기자본비율 등을 독립변수로 하여서 회귀분석을 행하였다. 그 결과 예금이자를 이용하여 예금 유치를 할수록 은행위험이 낮아진다는 결과를 얻었다. 이러한 결과는 Benston(1964)의 주장을 뒷받침한다. 즉 예금유치를 위하여 이자 지급을 규제없이 자유롭게 할 때 은행의 위험은 오히려 감소된다.

金融規制의 변경 또는 완화의 財務效果에 관한 초기의 실증적 연구는 회계데이터를 많이 이용하였으나 시간에 따라 변화하는 위험을 적시에 추정할 수 없으며 적용되는 회계원칙에 따라서 추정치가 달라지는 등으로 인하여 추가자료를 이용하여 증권시장의 반응을 분석하려는 시도가 일반화되고 있다. Koehn 과 Stangle(1980)은 은행주주의 관심의 대상인 은행의 체계적 위험과 금리규제의 관계를 CAPM 체계하에서 분석하였다. 개별은행주식의 위험보상률(risk premium)을 종속변수, FED 회원여부, 자본비율, 이자비용의 총비용에 대한 비율, 규모 등을 독립변수로 하여 회귀분석을 행하였다. 그 결과 이자비용변수가 위험보상률과 유의적인 관계를 보여주지 못함으로써 금리규제는 은행위험과 유의적인 관계가 없음을 제시하였다. Smirlock(1984)은 이상의 연구들이 갖는 방법론상의 문제점들을 극복하면서 1970년대에 이루어졌던 금리규제완화조치가 은행위험에 어떠한 영향을 미쳤는지를 직접적으로 규명하였으며 연구결과는 금리규제 완화가 은행시스템의 건전성에 나쁜 영향을 미치지 않은 것으로 나타난다. 시장모형을 이용하여 은행위험을 체계적 위험과 비체계적 위험으로 구분하고 각 위험요소가 규제완화조치 전후에 유의적인 변화가 있었는지를 검증하였다.

최근에 활발한 研究對象이 되었던 금융규제의 변화는 1980년에 실시되었던 DIDMCA (Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act)로서 은행에 대한 재무효과 특히 은행위험에 대한 영향은 연구방법론과 표본에 따라서 상이한 결과를 보여주고 있다. Bundt, Cosimano 과 Halloran(1991)은 1980년 DIDMCA의 은행의 체계적 비체계적 위험에 미친 영향을 Binder(1985)의 변형된 시장모형을 이용하여 은행위험에 영향을 미치는 다른 요소들을 적절하게 통제하고 분석한 결과 금리규제 철폐를 주요내용으로 하는 DIDMCA가 은행의 체계적 비체계적 위험을 크게 증대시켰다는 결과를 보여준다. 반면에, Allen 과 Wilhelm(1988)은 DIDMCA가 은행과 S&L(Savings and Loan)의 위험에 어떤 유의한 영향도 미치지 못했음을 보여준다.

규제변경 또는 완화의 재무적 효과에 관한 국내 연구로서는 유범준(1992)이 資本市場開放이 금융기관에 미치는 영향을 다변량회귀모형을 이용하여 분석하였다. 금리자유화 조치가 금융기관에 미친 영향에 관한 국내논문은 은행위험에 관련된 이론적인 것에 한정되고(윤영섭(1992)) 실증적인 연구결과는 거의 없는 실정이다.

Ⅲ. 實證 分析

1. 가설 및 모형의 설정

일반적으로 규제조치가 완화되면 예금유치경쟁에 의하여 예금이자율이 상승하고, 은행은 비용보상을 위해 위험이 높은 고수익 투자대상을 찾음으로 인해 은행의 위험은 높아 질 것으로 보고 있다. 그러나 지금까지의 선행 실증연구(Bundt, Cosimano과 Halloran(1991), Allen과 Wilhelm(1988))에 의하면, 규제조치의 완화가 은행의 위험에 미치는 영향에 대해서는 그 효과가 분명하게 밝혀지지 않고 있다.

한편 금리자유화 조치가 은행위험에 미치는 영향에 대한 실증적 연구에 있어서 금리규제의 완화조치는 자본자유화조치의 일환으로 진행되고 있어서 투자자에게 사전적으로 정보가 충분히 전달되어 있는 상황이며, 또한 유사한 시점에서 발생하는 각종의 다른 경제적 사건들이 은행의 위험에 영향을 줄 수 있기 때문에, 금리자유화조치의 효과를 검증하기는 쉬운 일이 아니다.

이러한 어려움을 인정하면서 본 연구는 1, 2차 금리자유화 조치를 전후하여 주가자료를 이용하여²⁾ 은행위험과 체계적 위험의 변동에 관한 비교 분석을 시도하였으며, 이를 위하여 다음과 같은 가설 및 모형을 설정·검증하였다.

(假說 1) 은행의 금리규제 완화조치는 은행들 간의 예금유치 경쟁의 심화, 신용대출 확대로 인한 신용위험의 증대, 금리변동성 확대로 인한 위험의 증대 등으로 인하여 은행의 전반적인 위험이 높아질 것이다. 이러한 은행의 위험의 변동은 (식3-1)에 의하여 검증하였다.

$$\text{VAR}(\tilde{R}_j^2) = \text{VAR}(\tilde{R}_m) + \text{VAR}(\tilde{\epsilon}_j) \quad (3-1)$$

$\text{VAR}(\tilde{R}_j)$: j은행주식의 위험

2) 회계정보는 시간에 따라 변화하는 위험을 즉시 측정할 수 없으며 회계원칙의 적용에 따라 측정치가 달라질 수도 있다. 따라서 주가자료를 이용하여 은행의 위험의 변동을 분석하는 것은 일반화된 일이다.

$\tilde{\beta}_j$: j은행주식의 체계적 위험
 VAR(\tilde{R}_m) : 증권시장의 위험
 $\tilde{\epsilon}_j$: j은행주식의 교란항

즉 위 (식3-1)에 의하여 1, 2차 금리자유화 조치 시기를 전후한 총위험의 변동을 측정하여 비교해 본다.

(假說 2) 금리자유화 조치에 따라 은행의 체계적 위험에 변동이 있을 것으로 본다. 체계적 위험의 변동을 검증하기 위한 방법은 다음의 (식3-2)와 같이 시장모형(market model)을 적용하였으며, 사전적 위험과 사후적 위험의 차이에 대한 5% 유의수준에서 F검증을 하였다.

$$R_{jt} = \alpha_j + \tilde{\beta}_j R_{mt} + \tilde{\epsilon}_{jt} \tag{3-2}$$

R_{jt} : t일의 은행주식(또는 포트폴리오) j의 수익률
 \tilde{R}_{mt} : t일의 증권시장 전체의 수익률
 α_j : 은행주식(또는 포트폴리오) j의 계수
 $\tilde{\epsilon}_{jt}$: 은행주식(또는 포트폴리오) j의 체계적 위험
 $\tilde{\epsilon}_{jt}$: j은행주식의 교란항

위의 시장모형 (식3-2)에 의하여 추정된 체계적 위험(β)에 대하여, 사건전·후의 변화가 유의적인가를 검증하기 위하여 F검증을 실시하였다.

한편, 개별은행의 체계적 위험의 변동을 좀더 장기간에 걸쳐 검증하기 위하여 전기간을 1차 금리자유화 이전(기간1), 1차 금리자유화 이후(기간2), 2차 금리자유화 이후(기간3)의 3기간으로 구분하여, 더미변수를 주어 개별은행의 체계적 위험을 (식3-3)에 대하여 검증하였다.

$$R_{jt} = \tilde{\alpha}_{jt} + \tilde{\alpha}_{2j}D_1 + \tilde{\alpha}_{3j}D_2 + \tilde{\beta}_{1j}R_{mt} + \tilde{\beta}_{2j}D_1R_{mt} + \tilde{\beta}_{3j}D_2R_{mt} + \tilde{\epsilon}_{jt} \tag{3-3}$$

\tilde{R}_{jt} : t일의 j은행주식의 수익률
 \tilde{R}_{mt} : t일의 시장전체의 수익률
 D_i : 금리자유화 사건의 더미변수
 $D_i=1$ 기간 i i=2,3
 0 기타기간
 $\tilde{\epsilon}_{jt}$: j은행주식의 t일의 교란항

(假說 3) 재무적 특성이 상이한 개별은행은 금리자유화조치에 대하여 위험의 측면에서 상이한 반응을 보일 것으로 예상된다. 은행의 재무특성, 예컨대 자산규모, 부채구조 등의 변수가 금리자유화조치로 인한 은행위험의 변화에 어떠한 영향을 미쳤는가를 보기 위하여 개별은행의 위험, 체계적 위험의 변화를 종속변수로, 총자산에 대한 예수금비율(TD/TA), 총자산에 대한 저축성 예금비율(TS/TS), 자산규모(TA)를 독립변수로 하여 회귀분석을 행하였다. 검증식은 (식 3-4)와 같다.

$$dVAR(\tilde{R}_j), d\tilde{\beta}_j = \alpha_j + \tilde{\gamma} (TD/TA_j, TS/TA_j, TA_j) + \tilde{\epsilon}_j \quad (3-4)$$

$dVAR(\tilde{R}_j)$: 은행주식 j의 위험의 변화

$d\tilde{\beta}_j$: 은행주식 j의 체계적 위험의 변화

$dVAR(\tilde{R}_j), d\tilde{\beta}_j$ 는 종속변수로서 은행의 총위험 $VAR(R_j)$ 과 체계적위험

(β)에 대한 사후위험(post-event risk)에서 사전위험(pre-event risk)을 뺀 값이다.

$\tilde{\gamma}$: 각 재무특성에 대한 회귀계수

TD/TA : 은행별 총자산에 대한 예수금 비율

TS/TA : 은행별 총자산에 대한 저축성예금 비율

TA : 은행별 자산규모

$\tilde{\epsilon}_j$: 교란항

2. 표본 및 연구방법

본 연구에서 사용하는 표본은 1991년 이후의 재무제표 및 주가자료를 이용할 수 있는 20개 시중 및 지방은행을 대상으로 하였다. 자료는 동서증권이 제공한 일별주가자료 및 상장기업분석을 이용하였다.

1, 2차 금리자유화에 따른 은행위험의 변화를 검증하기 위하여 20개 전체은행의 동일가중 포트폴리오(equally weighted portfolio)의 수익률을 이용한다. 이는 개별주식의 수익률을 이용하는 것보다 적절하며, 규제변경이 은행의 위험과 가치변화에 미치는 영향에 관한 기존 연구에서 많이 이용된다.

먼저 은행의 체계적 위험의 변화를 검증하기 위하여 일별 20개 전체은행의 포트폴리오수익률의 분산과 시장수익률의 분산을 추정한다. 포트폴리오수익률 분산의 금리자유화 조치 전후의 변화를 비교하고 동일 기간 동안의 시장수익률의 변화와 비교한다. 추정기간은 1, 2차 금리자유화 조치의 전후 10일을 제외한 이전 60일, 이후 60일 각각을 대상으로 한다. 따라서 1차 금

리자유화(1991년 11월 21일)의 경우 11월 16일부터 11월 27일 기간이 제외되고 9월 3일부터 11월 15일까지가 사건전 기간, 11월 28일부터 92년 2월 1일까지가 사건후기간으로 정해진다. 같은 방법으로 2차금리자유화 사건전기간과 사건후기간이 정해진다. 사건 전후의 일정 기간을 제외하는 이유는 사건자체의 정보가 투자자의 투자결정에 영향을 크게 미칠 수 있으며, 일시적 변동이 체계적 위험의 변동을 측정하는데 교란요인으로 작용할 수 있기 때문이다. 다음으로 체계적 위험의 변화를 검증하기 위하여 (식3-2)의 시장모형을 이용하여 1, 2차 금리자유화 이전 이후 기간의 beta값을 추정하며 F검증을 통하여 유의적인 변화가 있었는지를 검증한다.

또한, Binder(1985)의 변형된 시장모형(식3-3)을 이용하여 금리자유화조치에 따른 개별은행의 체계적 위험의 변동을 보다 장기간에 걸쳐서 검증한다(1989년 9월 1일부터 1994년 1월 31일까지 기간을 대상). 이는 은행포트폴리오를 이용하여 금리자유화 조치 전후를 비교하는 분석의 보완적 성격을 갖는다. 전기간은 1차금리자유화조치 이전기간(1989년 9월 1일~1991년 11월 20일), 1차금리자유화조치 이후기간(1991년 11월 21일~1993년 10월 31일), 2차금리자유화조치 이후기간(1993년 11월 1일~1994년 1월 31일)의 3개 기간으로 구분한다. 그리고 각각의 사건 기간은 더미변수로 처리하였다.

IV. 實證分析 結果

(1) 은행의 금리자유화 조치로 인하여 은행의 전반적인 위험이 높아질 것이라는(假說 1)의 검증은 (식 3-1)을 이용하였으며 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2>에 의하면 은행포트폴리오 수익률의 분산으로 측정된 은행의 총위험은 1차 금리자유화 조치 이후 유의적인 증가를 보여준다. 그러나 같은 기간동안 시장포트폴리오의 분산도 유의한 증가를 보여줌으로써 은행 총위험의 증가가 금리자유화 조치 때문인지 아니면 시장전체의 영향인지 단정적인 결론을 내리기 어렵다. 한편, 2차 금리자유화 조치 전후의 총위험의 변동은 F-검증 결과 유의적이지 않으며, 같은 기간동안 시장전체의 총위험도 유의적인 변화를 보여주지 않는다. 따라서 2차금리자유화 조치는 은행의 총위험의 변동에 유의적인 영향을 미치지 않았음을 의미한다.

(2) (假說 2)에서 은행의 체계적 위험의 변동을 검증하는 방법으로 20개 전체은행의 포트폴리오 수익률을 이용하여 시장모형에 적용하였다. 그리고 사건 전후의 체계적 위험의 변동이 유의적인가를 검증하기 위하여 F검증을 실시하였다

〈표 2〉 은행 총위험의 변동

	Var(R _j)			Var(R _m)		
	사건전	사건후	F ^{주)}	사건전	사건후	F
1차 금리자유화	0.000281	0.000773	2.750**	0.000080	0.000327	4.087***
2차 금리자유화	0.000435	0.000462	1.062	0.000182	0.000134	1.358

*** 는 1% 수준에서 유의함, ** 는 5% 수준에서 유의함

주) VAR(group A)/VAR(group B) ~ F(59, 59)이며, group A는 분산의 정도가 큰 쪽이며, group B는 더 작은 쪽이다.

〈표 3〉 은행의 체계적 위험의 변동

구 분		α	β	R ²	F
1차 금리자유화	사건전	.0012 (2.96)	1.1500 (24.39)	0.379	0.138
	사건후	-0.0002 (-0.446)	1.1593 (33.76)	0.568	
2차 금리자유화	사건전	-0.0021 (-6.347)	1.2230 (48.57)	0.626	3.211**
	사건후	-0.0030 (-5.081)	0.6090 (11.93)	0.107	

** 는 5% 유의수준에서 유의함, ()속의 값은 t값임

〈표 3〉은 금리자유화 전후의 시장위험(체계적 위험)의 변동을 보여주고 있다. (표 3)에 의하면 1차 금리자유화 조치를 전후한 체계적 위험(α)의 유의적 변동은 없으나 2차 금리자유화 조치에 의한 체계적 위험(β)의 변동은 유의적인 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 2차 금리자유화 조치 이후의 계수는 상당히 감소함을 보여준다. 즉, F-검증결과는 1차 금리자유화 조치 이후 은행의 시장위험의 변동이 없는 반면, 2차 금리자유화 조치 이후 은행의 시장위험이 유의적으로 변동되었음을 보여준다.

〈표 4〉는 개별은행의 체계적 위험의 변화를 (식3-3)의 시장모형의 변형된 모형을 이용하여 보다 장기간에 걸쳐서 추정한 결과이다. 1차 금리자유화 이후 3개 은행이 5% 유의수준에서 시

$$3) F(k, N+M-2K) = \frac{(ESSR - ESSUR) / k}{(ESSUR) / (N+M-2k)}$$

- k = 독립변수의 수
- N = 첫번째 모형의 관찰수
- M = 두번째 모형의 관찰수

〈표 4〉 체계적 위험의 변동-개별은행별

은행별	β_1	β_2	β_3
장기신용	1.2376(0.077)	-0.3728(0.110)***	0.3845(0.243)
상업	1.3178(0.054)	-0.2600(0.081)**	-0.8282(0.179) ***
조흥	1.3178(0.052)	-0.1711(0.078)**	-0.6058(0.173) ***
제일	11.2424(0.052)	0.0167(0.076)	-0.3827(0.173) **
한일	1.2079(0.048)	-0.0182(0.070)	-0.6829(0.164) ***
신탁	1.3107(0.054)	-0.1681(0.086)	-0.7947(0.182) ***
한미	11.0738(0.046)	-0.0129(0.066)	-0.1452(0.161)
신한	1.0228 (0.049)	-0.0325(0.070)	-0.0429(0.172)
하나	0.8408(0.055)	0.1068(0.080)	0.2971(0.198)
보람	1.0354(0.060)	0.1603(0.088)	-0.2265(0.218)
전북	1.1945(0.050)	0.0425(0.078)	-0.8191(0.179) ***
경기	1.2181(0.047)	0.0308(0.070)	-0.6135(0.171) ***
강원	1.6824(0.050)	0.1320(0.073)*	-0.5550(0.176) **
대구	1.1880(0.046)	0.0466(0.067)	-0.3883(0.161) **
부산	1.1880(0.046)	0.0466(0.067)	-0.3883(0.161) **
경남	1.2486(0.047)	0.6948(0.070)	-0.6613(0.166) ***
충청	1.1719(0.050)	0.0981(0.075)	-0.3883(0.177) **
제주	1.0681(0.052)	-0.0829(0.075)	-0.6288(0.184) ***
광주	1.1912(0.052)	0.1354(0.080)	-0.6751(0.185) ***
충북	1.2058(0.051)	0.0478(0.079)	-0.7185(0.181) *

()속의 값은 표준오차임.

** 는 5%, *** 는 1% 수준에서 유의함

장위험이 감소했음을 보여준다. 반면, 2차 금리자유화 이후 14개 은행이 5% 유의수준에서 시장위험이 감소함을 보여주고 있으며 유의적인 변화를 보여주지 못하는 5개 은행은 신한, 하나, 보람 등 적극적인 영업전략을 구사하는 후발은행이다. 이는 금리자유화 이후 그간 상대적으로 소극적 보수적인 영업을 하여왔던 시중 지방은행들의 시장위험이 감소하였음을 보여준다.

이상의 〈표 2, 3, 4〉의 실증분석 결과는 금리자유화가 은행위험에 미치는 영향에 대한 일반적 예측과 상반된다. 즉 은행의 총위험은 증가하지 않았으며 시장위험은 2차 금리자유화 이후 감소하였음을 보여준다. 이는 예금 대출금리가 자율화됨에 따라서 Benston(1964)이 주장한대로 은행이 이전보다 더욱 유연하게 금융환경의 변화에 대응할 수 있음을 의미한다. 즉 예금금리 상승으로 인한 자금조달비용의 증가는 은행위험 증가의 요인이 되나, 예금유치시에 비가격기구에 의존하지 않음으로써 오히려 비용절감의 효과를 얻을 수 있다. 또한 대출금리의 자유화는 은행으로 하여금 신상품의 개발을 통하여 수익을 증대시키는 등 보다 다양하고 적극적으로 수익원을 개발할 수 있을 것이다. 한편 금리자유화의 결과로서 우려되는 은행들간의 예금

〈표 5〉 은행의 재무특성과 은행위험의 변동

$$dVAR(\tilde{R}_j), d\tilde{\beta} = \alpha_j + \tilde{\gamma}_1 (TD/TA_j) + \tilde{\epsilon}_j$$

$$dVAR(\tilde{R}_j), d\tilde{\beta} = \alpha_j + \tilde{\gamma}_1 (TS/TA_j) + \tilde{\epsilon}_j$$

$$dVAR(\tilde{R}_j), d\tilde{\beta} = \alpha_j + \tilde{\gamma}_1 (TA_j) + \tilde{\epsilon}_j$$

구분 \ 분석	dVAR(R _j)		dβ	
	α _j	TD/TA	α _j	TD/TA
1차 금리자유화	0.011 (2.456)	0.017 (1.961)	0.003 (0.905)	0.020 ** (2.333)
2차 금리자유화	0.019 (2.040)	-0.048 ** (-2.506)	-0.003 (-0.656)	-0.027 ** (-2.822)

구분 \ 분석	dVAR(R _j)		dβ	
	α _j	TD/TA	α _j	TD/TA
1차 금리자유화	0.011 (3.303)	0.038 ** (2.522)	0.006 (1.797)	0.035 ** (0.035)
2차 금리자유화	0.019 (2.040)	-0.048 ** (-2.506)	-0.003 (-0.656)	-0.027 ** (-2.822)

구분 \ 분석	dVAR(R _j)		dβ	
	α _j	TD/TA	α _j	TD/TA
1차 금리자유화	0.008 (0.465)	0.000 (0.579)	0.014 (0.746)	-0.000 (-0.023)
2차 금리자유화	-0.102 *** (-3.070)	0.006 *** (2.968)	-0.070 *** (-4.214)	0.003 ** (3.267)

주) ()안은 t 통계량이다.

유치경쟁의 심화, 신용위험의 증대, 금리변동성의 확대는 증권시장에서 크게 반영되지 않았다는 해석도 가능할 것이다.

(3) (假說 3)은 은행의 재무적 특성이 금리자유화 조치에 따른 은행의 총위험 및 체계적 위험의 변동에 어느 정도 유의적 요인으로 작용하는지를 검증하였다. (식3-4)를 이용한 검증결과를 아래 〈표 5〉에 나타낸다.

〈표 5〉는 은행의 재무적 특성이 은행의 위험에 미친 영향을 보여 준다. 2차 금리자유화의 경

우 총예수금 대비 자산비율(TD/TA), 저축성예금 대비 자산비율(TS/TA)은 은행위험(총위험과 체계적 위험)의 변동과 부의 관계를 보여준다. 이는 예금금리자유화의 영향을 크게 받는 자금조달원이 큰 은행일수록 은행위험이 감소함을 시사한다(은행의 자금조달원 중에서 예수금 특히 저축성예금은 시장금리와 연관성이 낮으며, 2차금리자유화 이후 상당부분이 예금금리가 자유화됨).

한편 자산규모(TA)와 은행의 체계적 위험의 변동은 양의 관계를 보여준다. 이는 자산규모가 작을수록 위험이 감소함을 시사한다. 이에 관한 가능한 설명으로서는 자산규모가 작은 지방은행 및 시중 후발은행의 경우 자금조달 중에서 예수금의 비중이 크므로 금리자유화로 인하여 자금조달 비용은 증가하나 보다 탄력적으로 자금조달이 가능할 것이다. 자금운용의 측면에서도 자산운용이 상대적으로 제한되어 있던 소규모은행이 대출금리자유화로 인하여 보다 적극적인 운용이 가능할 것이다.

V. 結 論

일반적으로 주장되는 금리자유화의 긍정적 효과로서는 금리의 가격기능 회복을 통한 자원배분의 효율성 제고, 금융기관 경쟁의 촉진을 통한 금융중개 효율성의 제고, 금리규제와 신용차별로 인해 발생하는 관료적 비효율성과 부패의 제거, 저축률의 제고와 경기변동의 완화, 금융국제화에의 효과적 대응 등을 들 수 있다. 반면에 금리자유화 조치에 따른 금리변동폭의 확대는 은행의 경영위험을 증가시키는 부정적 효과를 유발할 수 있다.

본 연구의 증권시장반응을 통한 실증분석결과에 의하면 금리자유화조치 이후 은행의 위험은 예상과는 달리 증가하지 않은 것으로 나타난다. 은행총위험은 증가하지 않았으며 체계적 위험은 오히려 2차 금리자유화 이후 하락하는 결과를 보여준다. 이는 금리자유화 조치가 은행의 자금조달과 운영에 있어서 운신의 폭을 넓혀줌으로써 금리변동폭 증대로 인한 위험증가를 상쇄함을 의미한다. 이러한 결과는 미국의 금리자유화조치에 관련된 대부분의 연구결과와 일치한다. 또한 위험은 개별은행의 재무특성에 따라서 상이한 변화를 보여준다. 특히 자산규모가 작은 후발은행의 경우 자금조달과 운영의 측면에서의 제한이 완화됨으로써 위험이 감소함을 보여준다.

따라서 정부당국자는 금리자유화의 긍정적 효과를 극대화하는 방향으로 적극적으로 금리자유화를 추진하는 것이 바람직하다. 물론 은행자체의 수익기반강화를 위한 위험증대의 가능성은 상존하므로 은행감독기관의 은행전체 시스템의 안정을 위한 제도적 장치의 유지가 불필요하다는 것은 아니다.

마지막으로 본 연구의 한계로서 금리자유화조치는 미리 예견된 조치로서 발표이전에 정보가 주가에 미리 반영됨으로써 금리자유화조치 전후의 비교가 변별력을 상실할 수가 있다는 점이다. 그러나 금리자유화의 공식적인 발표는 금리자유화 실시에 관련된 불확실성을 제거함으로써 발표 이전과 구별될 수 있다.

參 考 文 獻

- 남상우, 김동원, 금리자유화의 과제와 정책방향, 한국개발연구원, 1991
- 유범준, “다변량회귀모형을 이용한 규제변동 재무효과 측정”, 재무관리연구, 1992, 42-58
- 윤영섭, 금리자유화에 따른 시중은행의 대응방안, 은행정보, 1992
- 이명철, “은행의 재무의사결정과 기업가치의 관계에 관한 실증적 연구,” 증권학회지 17집, 1994, 43-69.
- 허 화, 김태혁, “시중은행과 지방은행의 재무구조상의 특징과 수익성 결정요인,” 동남경영 8호, 1993, 89-110.
- Aharony, J. A. Saunders and I. Swary, “The Effects of DIDMCA on Bank Stockholder's Return and Risk,” *Journal of Banking and Finance* 12 (1988), 317-331
- Allen, P. R. and W. J. Wilhelm, “The Impact of the 1980 Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act on Market Value and Risk: Evidence from the Capital Markets,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 20 (1988), 364-380.
- Benston, G., “Interest Payments on Demand Deposits and Bank Investment Behavior,” *Journal of Political Economy* 72 (1964), 431-449.
- Binder, J. J. “Measuring the Effects of Regulation with Stock Price Data,” *Rand Journal of Economics* 16 (1985), 167-183.
- Bunt, T. P., T. F. Cosimano and J. A. Halloran, “DIDMCA and Bank Market Risk: Theory and Evidence,” Unpublished Research Paper, *University of Notre Dame*. (1991)
- Koehn, M. F and B. E. Stangle, “The Effect of Deposit-rate Ceilings on Bank Risk,” *Journal of Banking & Finance* 4 (1980), 381-386.
- Mingo, J. J., “The Effect of Deposit-rate Ceilings on Bank Risk,” *Journal of Banking & Finance* 2 (1978), 367-378.
- Mitchell, K., “Capital Adequacy at Commercial Banks,” *FRB of Kansas City Economic Review* (1984), 17-30
- Pettway, R.H., “Market Tests of Capital Adequacy of Large Commercial Banks,” *Journal of Finance*, 3 (1976), 865-875
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L., *Econometric Models and Economic Forcecasts*, Second Edition, McGraw-Hill, Inc. (1981)
- Smirlock, M., “An Analysis of Bank Risk and Deposit rate Ceiling,” *Journal of Monetary Economics* 13 (1984), 195-210.