

은행경영위험과 예금보험요율 설정에 관한 연구*

최문수**

〈요 약〉

본 연구에서는 국내은행의 위험도가 반영된 보험요율을 Merton에 의해 처음으로 제시된 예금보험요율 결정모형을 이용하여 추정하였다. 실증분석 결과에 의하면 표본은행간의 예금보험요율의 추정치에는 횡단면적 차이가 있는 것으로 나타나 표본기간 중 여러 은행들이 공격적 경영을 취함으로써 은행파산의 위험도를 높이는 도덕적 위해의 문제를 발생시켰음을 보여주고 있다.

본 연구는 상관관계 분석을 통하여 추정된 보험요율이 Moody's사의 국내은행에 대한 장기신용등급과 재무건전도등급, 그리고 은행규모, 수익성, 자본적정성, 자산건전성을 나타내는 지표들과 어떠한 관계에 있는지를 살펴보았다. 분석결과에 의하면 Moody's사의 국내은행에 대한 장기신용등급, 재무건전도등급과 보험요율 사이에는 통계적으로 유의한 관계가 있는 것으로 나타나 추정된 보험요율이 이들 지표와 마찬가지로 위험도를 적절히 반영하는 것으로 나타났다. 또한 보험요율은 은행규모, ROA, ROE들과는 음의 관계가 있는 것으로 나타났으나, BIS기준 자기자본비율, 부실여신비율과는 양의 관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 자기자본비율이나 부실여신비율이 은행의 신용도나 위험도를 적절하게 반영하지 못하는 것으로 나타남으로써 이들 비율에 대한 회계방식의 개선이 요구됨을 본 연구의 결과는 보여주고 있다.

I. 서 론

최근 한보사태 기아사태 등으로 인한 부도기업의 증가와 환율의 불안 등으로 인하여 경제 전반에 걸쳐 위기의식이 고취되고 있다. 특히 금융부문에서 이러한 위기상황이 현저히 나타나고 있는데 이는 경기 순환적 요인보다는 '고비용-저효율'의 구조적인 요인에 기인한다. 우리나라 금융산업부문은 과거 경제개발과정에서 산업정책지원수단으로 활용되면서 과도한 규제와 보호로 실물부문에 비해 경쟁력이 크게 뒤떨어져 있다. 스위스 국제경영개발원(IMD)이 발표한 조사보고서에

* 본 연구는 숭실대학교 교내연구비지원에 의해 수행되었음.

** 숭실대학교 경영학부 조교수

*** 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들에게 깊은 감사를 드린다.

의하면 한국 금융산업의 경쟁력은 46개국중 40위로 평가되고 있어 우리나라 금융산업 부문의 낙후성이 어느 정도인가를 잘 나타내고 있다.

낙후된 금융산업부문을 발전시키고 자율화·국제화시대에 대응하기 위하여 정부는 금리자유화의 단계적 추진, 규제완화 등 금융개혁을 단계적으로 추진해 왔으며 최근 OECD가입으로 인한 금융시장 개방에 대응하기 위하여 금융제도 개혁에 더욱 박차를 가하고 있다.¹⁾

금리자유화와 금융자율화는 금융자원 배분의 효율성을 높임으로써 실물경제의 발전을 촉진하는 긍정적인 측면이 있으나 반면에 전체 금융경제의 안정성을 저해하는 문제점을 발생시킬 수 있다. 먼저 금리 자유화는 예금자의 금리 민감도를 증가시키고 금융기관간의 경쟁을 격화시킴으로써 금융기관들이 불가피하게 보유자산의 위험도를 높이는 고위험-고수익 전략을 추구하게 되는 결과를 초래하여 은행경영위험을 증가시킬 것으로 예상된다.

금융자율화에 따른 은행의 업무범위 확대도 은행의 경영위험에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 즉 업무범위의 확대는 새로운 신용위험과 시장위험의 노출을 수반하여 은행의 안정성에 영향을 미치며, 또한 금리변동폭의 증가와 자본시장 개방 및 국제화에 따른 환 위험의 증가 등도 은행의 경영위험 증대요인으로 작용할 것이다.

이러한 은행경영위험의 증대는 은행의 부실화를 가속화시킬 수 있다. 또한 금융자율화는 정부가 은행의 경영에 직접적인 개입을 지양한다는 것이므로 부실은행에 대한 정부의 보호역할도 감소한다. 따라서 금리자유화와 금융자율화는 부실은행의 연쇄도산을 초래할 수 있으며 이는 금융제도전체의 안정성을 저해하는 결과를 가져올 수 있다.

과거 정부는 금융산업의 안정성을 유지하기 위하여 부실은행이 발생할 경우 긴급구제금융 등을 통하여 은행의 도산을 방지하겠다는 안전망의 제공에만 초점을 맞추어 왔다. 그러나 이러한 묵시적 안전망(implicit safety net)은 금융산업의 안정

1) 이에 따른 결과로 3단계 금리자유화가 이루어져 금융기관간 수신경쟁이 치열해졌으며, 투자금융사의 종합금융사 전환, 콜자금 중개전문기관 설립을 통한 콜시장 개편, 신탁제도개편, 2차례의 지급준비율 인하, 투자자문사의 투자신탁 전환 등의 제도개편이 이루어 졌다. 또한 은행의 금융채 발행을 허용하는 은행법 개정이 이루어 짐으로써 은행의 업무영역이 증권분야로 확대되었다. 과거 금융산업은 은행업과 증권업으로 구분되어 왔으나 은행이 금융채 발행을 통해 장기자금시장에 진입하게 되면서 이러한 구분은 무의미해 지게 되었다.

성을 유지하는 효과가 크다고 하겠으나 금융기관에 대한 정부의 임의적인 지원정책은 시장기능의 활성화를 저해하는 요인으로 작용할 수 있다. 즉, 부실은행의 지원 방안이 있어 형평성에 어긋나는 임의적인 정책결정이 이루어질 수 있으며 또한 긴급구제금융으로 인한 통화증발은 인플레이의 발생 가능성을 확대시킨다.

그러나 근본적인 문제는 정부의 부실은행에 대한 정책이 은행자체의 존속을 우선 시 한다는 점이다. 이는 금융기관으로 하여금 고위험-고수익 정책을 취하게 함으로써 보유자산의 위험도를 증대시키는 도덕적 위해 유인을 갖게 하여 전체 금융제도의 안정도를 저하시킬 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 은행의 파산을 허용함으로써 은행의 부실화를 방지하고 효율성 제고를 위한 노력을 촉진시킬 수 있는 차별적 정책의 실시가 필요하다. 이러한 정책중의 하나가 명시적인 예금보험제도이다.

우리나라에서도 은행이 파산 등의 사유로 인하여 예금 등을 지급할 수 없는 상황에 대처하기 위하여 명시적 예금보험제도를 1995년에 예금자 보호법을 제정하여 예금보험제도를 도입하였으며 이 제도를 효율적으로 운영하기 위하여 예금보험공사를 설립하였다.²⁾ 이 법에 의하면 예금보험공사는 은행으로부터 보험료를 수납하여 예금보호기금을 조성하며 이를 관리 및 운용하는 것을 업무의 목적으로 하고 있다. 또한 은행의 부실화에 따른 파산의 경우 보험금을 지급하거나 합병 또는 양수를 알선함으로써 예금자의 보호 및 금융제도의 안정성 유지를 목적으로 하고있다.

현행 예금자보호법에 의하면 예금보험공사는 은행의 예금 등의 잔액에 0.05%의 비율을 곱한 금액을 초과하지 않는 범위 내에서 보험료를 징수하도록 되어있다. 이에 의하면 은행의 경영 및 재무상태 등을 고려하여 그 비율을 달리할 수 있다고 하였으나 보험가입은행의 위험을 측정하고 이를 반영할 효율 구조를 찾아내기 어렵기 때문에 모든 가입은행에 일괄적으로 보험요율을 적용하는 고정요율제도를 채택하고 있다.³⁾ 그러나 고정요율제도는 가입은행이 보험의 혜택을 받고 고위험-고수익 정책을 추구함으로써 은행파산의 확률을 오히려 더 높이는 도덕적 위해(moral hazard)의 문제를 발생시킬 수 있으며 이로 인하여 발생하는 위험을 예금보험공사에 떠맡기는 효과를 가져옴으로써 다른 보험가입은행에게 부담을 더 지

2) 이 법에 의하여 1996년 6월 예금보험공사가 설립되었다.

3) 예금보험공사는 1997년부터 보험가입은행의 총예금에 대하여 0.02%의 보험료 수납을 실시하고 있다.

우는 부의 이전효과를 가져온다 (Buser et al. 1981; Benston, 1983; Santomero, 1984; Goodman와 Santomero, 1986; Mussa, 1986; Kane, 1987). 이러한 도덕적 위해와 부의 이전효과를 방지할 수 있는 효과적인 방편 중의 하나가 금융기관의 위험도가 보험요율에 반영되는 변동요율제도의 적용이다. 그러나 이러한 변동요율제도를 적용하는데 있어 가장 큰 문제점은 금융기관의 위험도를 측정하고 이를 요율체계에 반영하는 것인데 이러한 문제점을 Merton(1977)은 Black-Scholes의 풋옵션가격 결정모형을 이용하여 금융기관의 위험프리미엄이 반영된 예금보험요율 결정모형을 도출해냄으로써 해결하였다.

본 연구에서는 Merton의 모형을 근거로 하여 국내은행의 위험도가 반영된 예금보험요율을 추정하고 이를 기간별·은행별로 비교하여 금리자유화 이후로 국내은행들이 고위험정책을 추구하여 왔는지를 알아보고자 한다. 동시에 이렇게 추정된 예금보험요율의 평균을 현행 예금자보호법에 명시되어 있는 보험요율과 비교를 통해 은행감독기관의 은행파산에 대한 정책을 검토하고자 한다. 또한 Merton의 모형을 근거로 계산된 보험요율을 국제신용평가기관인 Moody's사의 국내은행들에 대한 신용등급과 은행경영성과, 자본적정성, 자산건전성을 나타내는 지표들과 비교하여 상호 어떠한 관계에 있는 지를 알아보고자 한다. 은행의 위험도를 적절히 반영하는 예금보험요율구조가 설정될 경우 예금보험제도는 금융기관의 위험추구 유인을 억제하고 은행파산의 경우 예금자를 보호할 수 있다는 측면에서 본 연구의 중요성이 있다고 하겠다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 예금보험에 대한 이론적 배경을 살펴보고 3장에서는 표본과 실증분석의 결과에 대한 설명을 제시하였다. 마지막으로 4장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 결론을 제시하였다.

II. 이론적 배경

1. 예금보험제도

명시적 예금보험제도는 은행이 파산할 수 있다는 가능성을 전제로 하여 신뢰성 있는 보험기구를 설립함으로써 금융산업에 대한 정부의 정책이 금융기관 중심에서 예금자보호 중심으로 전환되어 금융기관의 책임경영체제를 유도하고 금융제도

의 안정성을 제고하는 동시에 금융기관의 경쟁력을 강화할 수 있는 제도적 보완 장치를 제공한다. 또한 정부에 의한 묵시적 안전망의 정당성과 형평성에 대한 불신을 감소시키고, 금융기관의 부실화에 따른 구제금융의 재정부담을 예금보험 기구로 이전함으로써 통화증발효과를 축소할 수 있다는 장점은 이미 앞에서 언급 하였다.

이러한 예금보험제도에서 중요한 점은 적정예금보험요율구조를 설정하는 것이다. 예금보험제도를 요율구조에 따라 고정요율제도와 변동요율제도로 구분할 수 있다. 고정요율제도는 하나의 보험요율을 일률적으로 적용하는 제도이며 변동요율제도는 각 은행의 위험도가 적절히 반영되는 보험요율을 적용하는 제도이다. 고정요율제도는 각 은행의 위험도가 요율에 반영이 되지 않으므로 은행의 위험추구 요인을 억제하지 못 함으로써 금융산업의 안정성 제고효과를 기대할 수 없다. 즉 고정환율제도하에서는 파산 가능성이 높은 은행일수록 위험성이 높은 투자활동을 벌임으로써 투자위험의 부담을 다른 보험가입은행에 전가시키는 도덕적 위해의 문제를 발생시킨다. 이러한 도덕적 위해의 문제는 실증연구결과를 통해서도 증명되고 있다. 예를 들어 Barth, Bartholomew와 Labich(1989)의 연구는 고정보험요율이 적용되던 시기에 파산한 미국예금기관의 경우 투자활동이 주로 저당권 설정형 부동산대출, 상업용부동산 대출과 주식투자 등 위험성이 높은 투자를 중심으로 이루어져 위험부담의 전가행위가 있었음을 보고하고 있다. 또한 Cole, McKenzie와 White(1991)의 연구에 의하면 미국 Federal Home Loan Board에 의하여 파산 처리된 예금기관들이 주로 비전통적이고 고위험 자산에 집중적으로 투자를 해왔음이 밝혀졌다. 이러한 고위험-고수익의 투자행위를 통한 도덕적 위해의 문제를 해결할 수 있는 것이 각 금융기관의 위험도를 반영하는 변동요율제도의 활용이다. 또한 이 제도는 경영에 문제가 있거나 고위험 자산에 투자를 하는 은행의 납입보험료를 차별적으로 부과하는 자체가 금융시장에 적신호를 보내는 역할을 하므로 금융기관의 부실화에 대한 정보의 획득에 있어 상대적으로 불리한 소액예금자들에게 정보를 제공하여 보호함으로써 예금자간의 형평성을 제고할 수 있다(Diamond와 Dybvig, 1983).

이러한 금융기관의 위험도가 반영된 예금보험요율 결정모형을 Merton(1977)이 Black-Scholes의 옵션가격 결정모형에 근거하여 처음으로 제시하였는데 이 모형은 미국의 예금보험공사(FDIC)의 예금자의 예금에 대한 보장이 근본적으로 풋옵션과 같다는 점을 이용하여 도출되었다. 이 모형에 의하면 예금보험공사에 위험부담

전가효과를 가져올 수 있는 요인으로 자산위험(asset risk) 과 레버리지위험(leverage risk)이 있으며, 자산위험은 모형에 있어 자산수익율의 표준편차로 나타나며 레버리지위험은 행사 가격에 반영된다. Merton은 비교정태(comparative static) 분석을 통하여 이러한 위험요소들이 예금보험요율과 양의 관계가 있음을 보여주었다.

Marcus와 Shaked(1984) 그리고 Ronn과 Verma(1986)는 Merton의 모형을 이용하여 미국은행들의 예금보험요율을 계산한 결과 각 은행들의 보험요율이 상당한 차이가 있음을 보고하였다. 이러한 차이는 은행간의 위험부담의 전가행위를 실증적으로 증명한다고 보고하였다.

이와 유사한 연구가 국내에서도 김희락과 박병수(1997) 그리고 조영경(1997)에 의하여 시도되었다. 김희락과 박병수는 국내 10개 지방은행의 1995년도 예금보험요율을 추정 보고하였고, 조영경은 국내 26개 은행의 1996년도 예금보험요율을 추정 보고하였다. 그러나 이들의 연구는 예금보험요율 추정을 위해 사용된 Ronn과 Verma의 모형 중 배당효과와 은행감독기관의 은행파산에 대한 정책을 무시하였기 때문에 추정된 보험요율에 편의(bias)가 존재할 수 있다.

본 연구에서는 기존의 연구와는 달리 배당금과 은행파산에 대한 은행감독기관의 정책이 고려된 모형을 근거로 하여 국내은행들의 예금보험요율을 추정한 다음 이들을 기간별·은행별로 비교하여 금리 자유화 이후로 국내은행들이 고위험정책을 추구해왔는지를 알아보고자 한다. 또한 이렇게 추정된 보험요율과 현행 예금자보험법에 명시되어 있는 보험요율과 비교를 통해 은행감독기관의 은행파산에 대한 정책을 고찰해 보고자 한다.

2. 모형

위에서 언급한 것처럼 Merton에 의하면 예금보험은 은행의 총부채를 행사가격으로 한 풋옵션과 유사하므로 Black-Scholes의 풋옵션가격 결정모형을 이용하여 계산할 수 있다고 하였다. 즉 T시점에 있어 예금자들은 예금보험공사로부터 파산된 은행의 예금에 대한 보상을 받기 이전에 다음과 같은 금액을 은행으로부터 받는다.

$$\min \left[FV(B_1), \frac{V_T B_1}{B_1 + B_2} \right] \quad (1)$$

여기서,

$$\begin{aligned}
 FV(\cdot) &= \text{미래가치함수} \\
 B_1 &= \text{은행의 총예금} \\
 B_2 &= \text{은행의 기타 부채} \\
 V_T &= T\text{시점에서의 은행의 총자산.}
 \end{aligned}$$

식(1)은 예금자들이 T 시점에서 은행이 파산하지 않았을 경우 $FV(B_1)$ 을 받으나 만일 은행이 파산하였을 경우 파산한 은행의 자산에 대하여 $V_T B_1 / (B_1 + B_2)$ 를 받을 권리가 있다는 것을 나타내고 있다. 나머지 잔액은 은행보험공사로부터 보상을 받으므로 T 시점에서의 예금보험의 가치를 다음으로 나타낼 수 있다.

$$\max \left[0, FV(B_1) - \frac{V_T B_1}{B_1 + B_2} \right] \quad (2)$$

위의 값을 현재가치로 할인한 후 Black-Scholes의 풋옵션 가격결정모형을 이용하여 예금보험료를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$DI = B_1 N(y + \sigma_v \sqrt{T}) - \frac{(1 - \delta)^n V B_1}{B} N(y) \quad (3)$$

여기서,

$$\begin{aligned}
 y &= \frac{\ln[B/V(1 - \delta)^n] - \sigma_v^2 T/2}{\sigma_v \sqrt{T}} \\
 B &= B_1 + B_2, \\
 \sigma_v &= \text{은행의 총자산 수익율에 대한 표준편차} \\
 N(\cdot) &= \text{표준정규누적분포 함수} \\
 \delta &= \text{배당금/총자산} \\
 n &= \text{기간중 배당금이 지급된 횟수}
 \end{aligned}$$

위의 식에서 양변을 B_1 으로 나눌 경우 다음과 같이 보험대상예금 1원 당 보험료를 구할 수 있다.

$$DIP = N(y + \sigma_v \sqrt{T}) - (1 - \delta)^n (V/B) N(y) \quad (4)$$

식(4)를 이용하여 보험요율을 계산하기 위해서는 이를 구성하고 있는 변수들의 값이 요구되며 대부분의 변수들의 관찰치는 구할 수 있으나, V 와 σ_v 의 직접적인 관찰치는 구할 수 없다. 따라서 본 논문에서는 Ronn 과 Verma(1986) 및 Giammarino et al.(1989)의 방법을 적용하여 V 와 σ_v 를 구한 후 이를 식(4)에 대입하여 각 은행의 예금보험요율을 구하고자 한다. 이를 위해서는 먼저 T시점에서의 은행의 자본가치를 구하여야 하는데 이는 Black-Scholes의 옵션가격결정모형을 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E = VN(x) - BN(x - \sigma_v \sqrt{T}) \quad (5)$$

여기서,

$$x = \frac{\ln(V/B) + \sigma_v^2 T/2}{\sigma_v \sqrt{T}}$$

위의 식(5)는 이미 알려진 바와 같이 자유경쟁시장 체제하에서 T시점의 기업의 총자산 가치가 총 부채가치보다 적을 때 도산한다는 경계조건(boundary condition) 하에서 도출된 기업의 자본가치결정모형이다. 그러나 은행파산의 경제적 파급효과와 일반기업의 경우와 크게 다르며 또한 은행감독기관은 이러한 파급효과를 고려하여 은행파산의 여부를 결정하므로 은행자본결정모형의 경계조건은 식(5)와는 다르다고 할 수 있다. 즉 부실은행에 대한 감사결과 해당은행의 총자산의 가치가 총부채보다 작으나 파산의 절차를 은행감독기관이 밟지 않을 수 있는데 여기에는 크게 두 가지 이유가 있을 수 있다. 첫째 비록 은행의 자산가치가 부채의 가치보다 작다고 하더라도 은행의 파산은 일반회사의 파산보다 그 파급되는 효과가 크다고 할 수 있으므로 은행감독기관은 은행파산으로 인한 비용을 피하기 위해 파산보다는 은행의 계속적 영업을 허용하는 정책을 펼 가능성이 있다. 이는 해당은행만이 가지고 있는 독점적 초과수익력(monopoly rent)을 은행파산으로 희생시키기보다는 유지시키는 것이 사회 전체적 비용의 절감 측면에서 유리하며 또한 한 은행의 파산으로 인하여 예금자들의 불안심리가 고조됨으로써 발생할 수 있는 예금인출사태(bank run)는 다른 은행들의 연쇄파산으로 이어질 수 있기 때문이다. 두 번째 이유는 은행파산의 조건이 부채의 시장가치를 기준으로 하기보다는 장부가치를 기준으로 이루어지므로 비록 은행이 보유하고 있는 총자산의 시장가치가 부채의 시장가치보다 낮다고 하더라도 부채의 장부가치보다는 높을 경

우 은행감독기관은 파산의 절차를 밟지 않을 수 있다. 이러한 점을 고려하여 Ronn 과 Verma 및 Giammarino et al.은 식(5)에서 행사가격을 총부채인 B 보다 작은 값인 ρB 로 설정하였으며 여기서 ρ 는 0보다는 크고 1보다는 작은 계수이다. 따라서 은행감독기관의 부실은행에 대한 파산정책은 ρ 값을 어떻게 설정하느냐에 달려 있다고 하겠다. 즉 은행자산의 가치가 V 와 B 사이에 있을 경우 예금보험공사는 해당은행의 자산가치를 B 수준으로 끌어올리기 위해 $(1-\rho)B$ 의 구제금융을 제공하며 V 가 ρB 보다 작을 경우에는 은행을 파산시키는 것이다. 따라서 ρ 의 값은 은행파산에 따른 사회적 비용을 최소화할 수 있는 상태에서 결정된다고 하겠다. 이러한 점들을 고려해 볼 때 은행자본가치는 다음과 같은 모형에 의해 결정된다 할 수 있다.

$$E = VN(x) - \rho BN(x - \sigma_v \sqrt{T}) \quad (6)$$

여기서

$$x = \frac{\ln(V/\rho B) + \sigma_v^2 T/2}{\sigma_v \sqrt{T}}$$

또한 Ito's lemma에 의하면 자산의 표준편차는 자본의 표준편차와 다음과 같은 관계를 가지고 있음을 알 수 있다.

$$\sigma_v = \frac{\sigma_E E}{VN(x)} \quad (7)$$

예금보험요율을 결정하기 위하여 식(4)를 이용하여야 하나 위에서 언급한 바와 같이 V 와 σ_v 의 직접적인 관찰치는 얻기 어려우므로 식(6)과 식(7)을 이용하여 V 와 σ_v 의 추정치를 구한다. 즉 두개의 미지수와 두개의 식이 존재하므로 식(6)과 식(7)을 동시에 풀어 V 와 σ_v 의 추정치를 구하는 것이 가능하다. 이를 식(4)에 다른 변수의 관찰치와 같이 대입한 후 각 은행에 대한 예금보험요율을 구한다.

Ⅲ. 실증분석결과

1. 표본

실증분석을 위해 본 연구는 국내은행 중 증권시장에 주식이 상장되어 있는

은행을 대상으로 예금보험요율을 구하고자 한다. 이는 주식의 시장가격이 자본금의 시장가치뿐만 아니라 V 와 σ_v 를 구하는데도 필요하기 때문이다. 실증분석을 위한 기간은 1991-96년의 기간이다. 이 기간 중 상장이 안된 은행은 해당년도 예금보험요율 계산에서 제외되며 상장이 회계기간 중에 이루어진 경우에는 그 다음 해부터 예금보험요율을 계산하였다.

V 와 σ_v 의 추정치 계산에 필요한 일별 주식수익률 자료와 총부채, 발행 주식수, 예금액 등에 관한 재무제표자료는 한국신용평가(주)의 자료를 사용하였다. 또한 BIS기준 자기자본비율, 부실채권액, 총자산이익률, 자기자본이익률, 대손충당금비율과 배당금지금액 등은 한국은행 은행감독원에서 발행한 1997년 은행경영통계자료를 이용하였다.

2. 보험요율의 계산

위에서 언급한 바와 같이 먼저 V 와 σ_v 를 구하기 위해 식(6)과 식(7)을 동시에 풀어야 하나 두 식이 비 선형이므로 numerical routine에 의하여 V 와 σ_v 를 구하였다. 본 연구에서는 numerical routine을 위해 SAS의 IML을 이용하였다. 이러한 numerical routine에 필요한 V 의 최초 시작치로 자본의 시장가치(E)와 부채의 장부가치(B)의 합을 사용하였다. E 의 값으로는 각 은행의 회계연도말 총발행 주식수에 회계연도 말 주당 시장가치를 곱한 금액을 사용하였다. σ_v 의 최초 시작치를 구하기 위해 먼저 일별 주식수익률을 이용하여 연도별 주식수익률의 표준편차(σ_e)를 구하였다. 이 표준편차에 E 를 곱한 후 V 의 최초 시작치로 나눈 값을 σ_v 의 최초 시작치로 사용하였다. 또한 국내은행의 경우 은행감독원의 감사가 1년 단위로 이루어지므로 T 는 1년을 사용하였고 따라서 매년 은행의 예금이나 부채의 만기일이 1년 단위로 연장됨을 내재적으로 가정하였다.

정책계수인 ρ 값의 경우 국내에서는 은행이 파산한 경우가 없기 때문에 경험적인 관측이나 측정이 불가능하다. 비록 관측이 가능하다 하더라도 은행감독기관의 은행파산에 대한 결정은 해당 은행의 개별적이고 특수한 사정과 그 당시의 경제적 환경에 따라 달라질 수 있으므로 ρ 값을 미리 예측한다는 것은 가능하지 않다(Pyle, 1984). 따라서 본 연구에서는 ρ 값으로 1을 사용하여 1991년부터 1996년까지의 예금보험요율을 추정하였다. 또한 본 연구에서는 추정된 각 은행의 1996

년도 보험요율의 평균치가 현행 예금자보호법에 명시된 보험요율의 상한치인 0.05%와 1997년에 적용되는 보험요율인 0.02%에 근사한 값을 주는 ρ 값을 추정해봄으로써 은행감독기관의 은행파산에 대한 정책을 알아보고자 한다. Ronn과 Verma 및 Kendall과 Levonian(1991)의 선행연구에서는 ρ 값으로 0.97을 사용하였는데 이 값은 표본은행들의 추정보험요율의 연평균치를 미국예금보험공사(FDIC)가 1989년도까지 고정보험요율로써 적용하던 0.083%에 거의 일치시키는 값이었다. 위에서 언급한 바와 같이 ρ 값이 1보다 작다는 것은 은행파산이 가져올 수 있는 금융산업 전반에 대한 파급효과를 완화하기 위해 가능한 한 부실은행의 지속적인 영업을 허용하여 소생시키려는 은행감독기관의 정책적 배려가 은행파산의 지연으로 이어지며 궁극적으로 은행파산이 $V \leq B$ 가 되는 시점보다는 $V \leq \rho B$ 가 되는 시점에서 이루어지는 것을 나타낸다.

3. 보험요율의 추정

<표1>은 ρ 값이 1일 경우 1991년부터 1996년까지 각 은행의 예금보험요율의 추정치를 연도별로 나타내주고 있다.

<표1>에서 보는 바와 같이 1992년도 보험요율의 평균치가 표본기간 중 가장 높게 나타났는데 이는 표본은행들의 1992년도 주식수익을 표준편차의 평균이 3.769%로 가장 높게 나타남으로써 총자산수익을 표준편차의 평균도 41.05%로 표본기간 중 가장 높게 나타났기 때문이다. 이러한 결과는 식(4)를 이용하여 추정된 보험요율이 주식수익을 표준편차에 상당히 민감하다는 것을 보여주고 있다.

<표1>에 의하면 표본은행간의 예금보험요율에는 차이가 있으며 이러한 횡단면적 차이는 표본은행의 위험도가 상당히 다르다는 것을 보여주고 있다. 표본기간 중 예금자보호법이 제정되기 이전인 1991-95년의 기간에는 정부가 은행의 파산을 방지하기 위하여 묵시적 안전망을 제공하였으므로 이 기간 중에 발생한 보험요율의 횡단면적 차이는 은행들의 고위험-고수익 전략 추구에 따른 경영위험의 부담이 정부에 전가되어 왔음을 보여주고 있다. 예금자 보호법이 제정되고 예금보험공사가 설립된 1996년의 경우 추정보험요율의 횡단면적 차이는 은행의 예금보험공사에 대한 위험부담의 전가행위를 반영하고 있다. 즉 일부 은행이 고위험-고수익 전략을 취하여 파산의 위험도를 높여 궁극적으로는 위험부담을 다른 보험 가입은행에게 전가하는 도덕적 위해의 문제를 유발하였다. 이러한 문제를 해결하

〈표 1〉 1991-96표본기간 중 은행별 보험요율 추정치(%)

은행명	연도					
	1991	1992	1993	1994	1995	1996
상업	0.00063123	0.00355000	0.00009823	0.00191000	0.00021778	0.00044758
조흥	0.00074695	0.00538000	0.00043306	0.00424000	0.00067256	0.00015901
제일	0.00054948	0.00546000	0.00093849	0.00202000	0.00075981	0.00032681
한일	0.00068792	0.00660000	0.00047837	0.00206000	0.00063925	0.00016472
서울	0.00067951	0.00519000	0.00035471	0.00202000	0.00026046	0.00030958
한미	0.00071513	0.00264000	0.00020582	0.00203000	0.00255000	0.04909000
신한	0.00063392	0.00271000	0.00006794	0.00551000	0.00092332	0.00014752
하나	--	0.00555000	0.00066954	0.00535000	0.00035411	0.00013054
보람	--	0.00706000	0.00059830	0.00424000	0.00365000	0.00215000
외환	--	--	--	--	0.00108000	0.00081421
국민	--	--	--	0.00320000	0.00044168	0.00010830
전북	0.00124000	0.01381000	0.00143000	0.00404000	0.00208000	0.00183000
경기	0.00153000	0.01288000	0.00212000	0.00184000	0.00216000	0.02550000
강원	0.00183000	0.01978000	0.00152000	0.00597000	0.00284000	0.00265000
대구	0.00103000	0.01105000	0.00142000	0.00215000	0.00146000	0.00022527
부산	0.00081215	0.00980000	0.00124000	0.00142000	0.00193000	0.00155000
경남	0.00108000	0.01169000	0.00096422	0.00093714	0.00178000	0.00147000
충청	0.00081308	0.01317000	0.00223000	0.00226000	0.00221000	0.00063437
제주	0.00157000	0.00986000	0.00130000	0.01055000	0.00785000	0.00259000
광주	0.00149000	0.01207000	0.00148000	0.00166000	0.00334000	0.00082233
충북	0.00167000	0.01135000	0.00162000	0.00178000	0.00183000	0.00271000
평균	0.00104173	0.00892632	0.00100888	0.00325936	0.00185882	0.00446811

주: 보험요율은 $\rho=1$ 일 때를 기준으로 계산되었음.

기 위해서는 위에서 이미 언급한 바와 같이 변동보험요율제도의 도입이 필요하다고 하겠다.

예금자보호법이 제정된 1996년의 경우 <표1>에서 보는 바와 같이 한미은행의 예금보험요율이 가장 높게 추정되었으며 그 뒤를 이어 경기은행, 충북은행, 강원은행 등의 순으로 보험요율이 높게 추정되었다. 반면에 국민은행의 보험요율이 가장 낮게 나타나고 있다. 5개 시중은행 중에서는 상업은행, 제일은행, 서울은행, 한일은행, 조흥은행의 순으로 보험요율이 높게 나타났다. 본 연구의 1996년도 보험요율 추정치는 조영경(1997)의 연구결과보다 높게 나타났는데 그 이유는 조영

경은 국내은행의 배당금액이 미미하다는 이유로 예금보험요율 추정 시 배당효과를 무시하였으나 본 논문에서는 배당효과를 고려하여 예금보험요율을 추정하였기 때문이다. 1996년의 경우 본 연구의 표본 중에서 10개 지방은행 중 8개 지방은행이 595억원의 배당금을 지급하였으며 5개 시중은행 중 서울은행을 제외한 4개 시중은행이 1,050억원의 배당금을 지급하였으며 이외 5개 은행이 1,619억원의 배당금을 지급하였다. 따라서 예금보험요율 추정 시 배당효과를 무시할 경우 편의(bias)를 가져와 보험요율이 낮게 추정될 수 있다는 것을 본 연구는 보여주고 있다.⁴⁾

4. 예금보험요율과 은행파산정책계수(ρ)

적정 보험요율의 산정은 식(6)에서 보는 바와 같이 은행감독기관의 은행파산에 대한 정책계수인 ρ 값을 어떻게 설정하느냐에 따라 달라 질 수 있다. 일반적으로 ρ 값이 낮을수록 은행감독기관이 은행파산에 대하여 폭넓은 재량권을 가진다는 것을 의미한다. 그 이유는 식(6)에서 보는 바와 같이 ρ 값이 낮을수록 부실은행의 순자산의 가치가 더 낮은 시점에서 은행의 파산이 결정되기 때문이다. 그러나 은행감독기관이 부실은행을 처리함에 있어 폭넓은 재량권을 가질 경우 책임문제 등으로 인하여 부실은행의 파산을 지연시키는 경향을 보일 수 있으며 이로 인하여 부실이 가속화되는 사례가 있을 수 있다. 또한 ρ 값이 1보다 작다는 것은 은행파산에 대한 정책이 은행의 총자산의 처분가치가 총부채보다 작을 때 이루어지는 것을 의미하므로 부실이 가속화된 은행의 파산이 연쇄적으로 발생하였을 경우 예금보험기금이 부족한 사태가 발생할 수 있으며 이는 예금보험공사의 파산으로 이어질 수 있다. 실질적으로 미국에서는 이러한 사태가 발생하였는데 1980년대에 들어 고금리 현상이 지속되는 등 저축대부기관(savings & loan

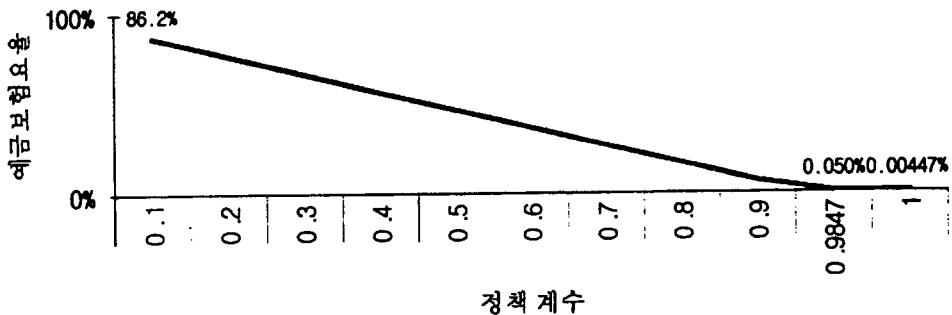
4) 조영경(1997)의 연구는 표본을 1996년 12월 31일 현재 상장되어 있는 시중은행 14개, 지방은행 10개, 그리고 특수은행 2개로 모두 26개로 하였다. 본 연구는 표본을 상장이 되어 있는 은행으로 하되 상장이 되어있는 26개 은행 중 1996년에 상장이 이루어진 대동은행, 동화은행, 동남은행, 주택은행, 그리고 특수은행인 장기신용은행은 표본에서 제외시켰다. 조영경 논문의 <표 2>에서 보는 바와 같이 5개 은행을 제외한 21개 은행의 평균 보험요율은 0.001645%이나 본 논문의 평균 보험요율은 0.004468%로 상당히 높게 나타남으로써 배당효과를 무시할 경우 보험요율은 상당히 낮게 추정됨을 보여주고 있다.

institution)의 경영여건이 급속히 악화되어 다수의 저축대부기관이 파산하면서 이들의 예금보험업무를 담당하는 연방저축대부보험공사(FSLIC)가 파산상태에 이르게 되었다. 이 결과 Financial Institutions Reform, Recovery, and Enforcement Act (FIRREA)를 제정하여 보험요율을 인상했을 뿐만 아니라 1991년에는 연방예금보험공사 개선법(FDICIA)를 제정하여 FSLIC를 연방예금보험공사(FDIC)에 흡수시키는 한편 변동요율제도를 도입하여 1995년부터 이를 실시해오고 있다. 이러한 미국의 경우에 비추어 볼 때 보험요율을 적정히 설정한다는 것은 예금보험제도의 존속여부 뿐만 아니라 더 나아가 금융산업 전체의 안정성에 크게 영향을 끼치는 매우 중요한 일이라 하겠다.

미국의 경우 Ronn과 Verma의 연구에 의하면 FIRREA이전의 보험요율인 0.083%(8.3bp)가 표본은행들의 추정보험요율에 대한 평균치가 되도록 할 경우 1983년도의 ρ 값이 0.97이 됨을 보고하고 있다. 본 연구에 의하면 국내은행들의 1996년도 추정보험요율의 평균치가 0.05%일 때 은행파산에 대한 정책계수인 ρ 값은 0.9847로 나타났으며, 1996년도 추정보험요율의 평균치가 0.02%일 때 ρ 값은 0.99로 나타났다. 위에서 언급한 바와 같이 ρ 값이 1보다 작은 경우에는 은행파산에 대한 은행감독기관의 정책이 부실은행의 총자산 처분가치가 총부채보다 적을 때 이루어지는 것을 의미하므로 연쇄적인 은행도산 시 은행보험기금이 부족한 사태가 발생할 수 있으며 경우에 따라서는 예금보험공사의 도산을 불러올 수도 있다. 이러한 최악의 상황을 방지하기 위해서는 현재 미국에서 실시하고 있는 “조기시정조치”와 같은 제도의 도입을 고려해 볼 수 있을 것이다. 즉, 은행의 파산을 ρ 값이 1이하가 될 때까지 지연시키는 것보다는 ρ 값이 1일 때 은행을 조기에 파산시키는 엄격한 정책을 취함으로써 은행파산에 따른 예금보험공사의 비용을 최소화함과 동시에 보험요율도 낮추어 은행의 부담을 적게 하는 것이다. 실질적으로 ρ 값이 1일 때 1996년도 추정보험요율의 평균치는 <표 1>에서 보는 바와 같이 0.00447%로 나타나 ρ 값이 1이하일 때의 보험요율보다 낮게 나타났다. 이러한 보험요율과 ρ 값의 관계는 [그림1]에 나타난 바와 같이 음의 관계가 있음을 알 수 있다.

따라서 본 연구의 결과는 적정보험요율을 결정하는 데 있어 정책계수인 ρ 값의 설정이 상당히 중요하다는 것을 보여주고 있다.

(그림 1) 예금보험요금과 정책계수



5. 보험요금과 위험도를 나타낼 수 있는 지표들과의 상관관계연구

식(4)를 이용하여 추정된 보험요율은 비록 자산위험과 레버리지위험이 반영되었다 하더라도 은행에 내재된 모든 위험이 완전하게 반영되지 않을 수도 있다. 이는 우리나라 금융산업에 대하여 정부의 많은 규제나 보호가 있어왔다는 것을 고려해 볼 때 은행의 내재가치나 부외금융위험이 은행의 주시가격에 올바르게 반영되지 않을 수도 있기 때문이다. 이 경우 자산위험이 과소평가될 수 있으며 자산위험에 민감한 보험요금 추정 시 왜곡될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 추정된 보험요금과 위험도를 나타낼 수 있는 지표들과의 상관관계 연구를 통하여 이의 타당성을 검토하고자 한다. 먼저 본 연구에서는 국제신용평가 기관인 Moody's Investors Service의 국내은행에 대한 장기신용등급평가와 재무건전도등급평가를 이용하여 추정보험요금과 이들 지표간의 상관관계를 연구하였다. <표2>는 Moody's사의 국내은행별 장기신용등급평가와 재무건전도등급평가 내역을 보여 주고 있다.

Moody's사의 장기신용등급평가는 장기채무 상환능력 및 상환 불능위험, 투자자에 대한 법적인 보호정도 등을 평가하여 결정되며 재무건전도등급평가는 은행의 자산 건전성, 재무구조, 영업환경 등을 평가하여 결정된다. Moody's사의 장기신용등급평가 체계는 총 19개 등급으로 나누어지는데 Aaa~Baa3은 투자적격등급, Ba1~C는 투자요주의 및 부적격등급이며 재무건전도등급평가는 A~E등급 등 총 5개 등급으로 평가되며 "+"부여가 가능하다. 위의 표에서 보는 바와 같이 국내은행에 대한 Moody's사의 장기신용등급평가는 모두 투자적격으로 평가되고 있으

<표 2> 1996년 Moody's사의 장기신용등급평가와 재무건전도등급평가

은행명	장기신용등급	재무건전도등급
한미	Baa1	D
경기	Baa1	D
보람	Baa1	D
부산	Baa1	D
제일	Baa1	D
외환	A3 ⁺	D
서울	Baa2	E+
상업	Baa2	E+
신한	A2	C
한일	A3	D+
대구	A3	D+
조흥	A3	D+
하나	Baa1	D
국민	A3	D+

자료: Moody's사 1996년 12월 말

나 재무건전도등급평가에서는 상업, 서울은행이 불량상태(E등급)로 평가되었다. 이러한 Moody's사의 평가는 미국의 은행감독기관이 은행의 재무상태를 평가하는데 사용하는 건전성측정 척도인 CAMEL방식처럼 단순히 재무제표상의 강점이나 수익성 등만을 고려하는 것이 아니고 한 걸음 더 나아가 향후 생존가능성까지도 포함하는 장기적 평가라고 인식되고 있다. 이러한 측면에서 Moody's사의 은행신용등급평가나 재무건전도등급평가를 본 연구에서 추정된 보험요율과 비교한다는 것은 의미가 있다 할 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는 스피어만(Spearman)의 순위상관계수를 이용하였으며 결과는 <표3>에 제시하였다.⁵⁾

5) 스피어만의 순위상관계수는 다음과 같이 계산되었다.

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)}$$

또한 이 계수의 통계적 유의성을 검정하기 위하여 다음과 같은 t통계량을 사용하였다.

$$t_{n-2} = \frac{r_s \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_s^2}}$$

〈표 3〉 추정보험요율과 Moody's사의 장기신용등급, 재무건전도등급간의 스피어만 순위상관계수

	추정보험요율	장기신용등급	재무건전도등급
추정보험요율	1		
장기신용등급	0.49521 (0.0718)	1	
재무건전도등급	0.55930 (0.0376)	0.93021 (0.0001)	1

- 주: 1. 괄호 안은 p값임.
 2. 스피어만 순위상관계수를 계산하기 위해 장기신용등급과 재무건전도등급을 다음과 같이 계수화 하였다.
 3. 장기신용등급: Aaa=1, Aa1=1.66, Aa2=2, Aa3=2.33, A1=2.66, A2=3, A3=3.33, Baa1=3.66, Baa2=4, Baa3=4.33.
 4. 재무건전도등급: A=1, B+=1.5, B=2, C+=2.5, C=3, D+=3.5, D=4, E+=4.5, E=5.

<표 3>에서 보는 바와 같이 1996년도 보험요율 추정치와 Moody's사의 장기신용등급과의 스피어만 순위상관계수는 0.495로써 10%의 수준에서 유의성이 있는 것으로 나타났으며 재무건전도등급과의 스피어만 순위상관계수는 0.559로써 5%의 수준에서 유의성이 있는 것으로 나타나 재무건전도등급과의 상관관계가 약간 높은 것으로 나타났다.⁶⁾ 따라서 본 연구에서 추정된 보험요율은 Moody's사의 두 지표와 마찬가지로 위험도를 적절히 반영하는 것으로 나타났다.⁷⁾

또한 본 연구에서는 1996년도 보험요율 추정치와 은행규모, 수익성, 자본적정성, 자산건전성을 나타내는 지표들과 비교하여 보험요율이 이러한 지표들과 어떠한 관계가 있는 지 살펴보았다. 은행규모를 나타내는 지표로는 총자산가치를, 수익성을 나타내는 지표로는 총자산이익률(ROA)과 자기자본이익률(ROE)을, 자본적정성을 나타내는 지표로는 BIS기준 자기자본비율을, 그리고 자산 건전성을 나타내는 지표로는 부실여신비율을 사용하였다.⁸⁾ <표 4>는 1996년도의 은행규모, 수

6) 비모수적 상관분석방법에는 스피어만의 순위상관계수 이외에 켄달(Kendall)의 순위상관계수도 있으나 본 논문에서는 스피어만의 순위상관계수를 이용하였다. 이는 스피어만의 상관계수는 순위간의 차이정도가 크면 클수록 많은 비중을 두어 상관관계의 밀접도를 측정하나 켄달의 순위상관계수는 모든 순위간의 차이에 동등한 비중을 주는 계산방식이기 때문이다.

7) 본 연구에서는 표본크기로 인하여 모 집단의 형태에 어떠한 가정도 필요로 하지 않는 비모수적 상관분석방법의 하나인 스피어만의 순위상관분석방법을 사용하였으나 Moody's사의 등급판정이 국내 14개은행에 한정되어 있고 동일한 등급이 많아 통계적인 해석에는 다소 무리가 있을 수 있다.

익성, 자본적정성, 자산건전성을 은행별로 보여주고 있다.

〈표 4〉 1996년도 은행별 총자산 규모, 수익성, 자본적정성, 자산건전성 지표

은행명	은행규모	수익성		자본적정성	자산건전성
	총자산가치 (백만단위)	ROA (%)	ROE (%)	(BIS기준)자기 자본비율(%)	부실여신 비율(%)
한미	8,354,623	0.4	6.76	8.8	0.6
경기	7,127,910	0.06	0.71	8.96	0.6
제주	1,264,199	-0.36	-2.5	14.95	0.9
전북	2,294,315	0.3	2.37	15.13	1.2
충북	2,637,741	0.35	3.39	10.02	1.7
강원	2,984,462	0.61	5.66	12.03	0.9
보람	7,603,912	0.31	5.47	8.7	0.2
부산	8,965,231	0.58	9.75	8.58	0.6
경남	6,705,505	1.02	11.36	9.41	0.7
제일	33,471,920	0.02	0.29	9.14	1.2
외환	40,612,250	0.29	4.58	9.16	0.7
광주	5,468,553	0.22	2.61	11.27	1.2
서울	24,837,000	-0.67	-10.3	8.56	2.4
충청	4,712,886	0.14	1.37	9.81	1.4
상업	30,788,400	0.35	5.85	9.25	0.4
한일	32,862,800	0.19	2.82	8.89	0.7
대구	9,912,751	0.73	9.32	9.93	0.8
조흥	36,728,167	0.34	5.04	8.48	0.6
신한	25,526,800	0.63	6.85	10.03	0.8
국민	31,986,645	0.56	9.33	8.46	0.4
하나	8,590,752	0.55	8.28	8.71	0.1

자료: 은행감독원발행 1997년 은행경영통계

이들 지표와 1996년도 보험요율과의 상관관계를 보기위하여 스피어만의 순위상

- 8) 총자산가치는 자본의 시장가치에서 총부채의 장부가치를 더한 값을 사용하였다. 총자산가치를 제외한 나머지 지표들은 은행감독원에서 발행한 1997년 은행경영통계에서 인용하였으며 동자료에 의하면 이들은 다음과 같이 계산된다.

$$ROA = \text{당기순이익} / \text{총자산(신탁계정포함)}$$

$$ROE = \text{당기순이익} / \text{자기자본}$$

$$\text{BIS기준 자기자본비율} = (\text{기본자본} + \text{보완자본} - \text{공제항목}) / \text{위험가중자산}$$

$$\text{부실여신비율} = \text{부실여신} / \text{총여신}$$

관계수를 계산하였으며 이를 <표5>에 제시하였다.

<표 5> 추정보험요율과 총자산, ROA, ROE, 자기자본비율, 부실여신비율간의 상관관계수

	추정보험 요율	총자산	ROA	ROE	자기자본 비율	부실여신 비율
추정보험 요율	1					
총자산	-0.6662 (0.001)	1				
ROA	-0.1338 (0.563)	0.0227 (0.922)	1			
ROE	-0.2312 (0.313)	0.1935 (0.401)	0.9373 (0.0001)	1		
자기자본 비율	0.3636 (0.100)	-0.6221 (0.003)	0.0273 (0.907)	-0.2260 (0.325)	1	
부실여신 비율	0.1746 (0.449)	-0.3675 (0.101)	-0.3803 (0.089)	-0.6002 (0.004)	0.5636 (0.008)	1

주: 1. 괄호 안은 p값임.

<표5>에서 보는 바와 같이 총자산규모와 보험요율과는 음의 상관관계가 있으며 이는 1%수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 규모가 큰 은행일수록 파산의 위험도가 적으며 (too big to fail) 따라서 보험요율이 적게 나타나는 것을 보여주고 있다. 보험요율과 ROA, ROE간에는 통계적으로 유의하지는 않으나 음의 상관관계가 있는 것으로 나타나 수익성이 높은 은행일수록 그렇지 않은 은행보다 보험요율이 낮다는 것이 판명되었다.

자본적정성을 나타내는 지표인 BIS기준 자기자본비율과 보험요율간에는 양의 상관관계가 있으며 이는 10%수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이러한 관계는 위험도가 높아 보험요율이 높게 나타나는 은행일수록 자본 적정성을 나타내는 자기자본비율도 역시 높게 나타난다는 것을 보여주고 있다. 이 결과는 자본적정성과 보험요율은 일반적으로 음의 관계가 있다는 통념에서 벗어나는 것이다. 그러나 자기자본은 은행자산가치의 급격한 하락 시 은행을 지급불능 상태에서부터 보호하는 자기보험의 역할을 하는 것이므로 높은 자기자본비율은 은행의 경영진으로 하여금 위험도가 높은 투자를 하게 하는 유인이 될 수가 있으며 이는 위험프리미엄이 가산된 보험요율과 자기자본비율간에서 양의 관계로 나타날 수

있다. 실질적으로 <표5>에서 보는 바와 같이 자기자본비율은 ROE와 비록 유의하지는 않으나 부의 관계에 있으며, 부실여신비율과는 1%수준에서 통계적으로 유의하게 정의 관계에 있는 것으로 나타났다. 이는 자기자본비율이 건실한(높은) 은행이 ROE가 높고 부실여신이 낮다는 일반적인 예상에 어긋나는 것이다.

<표 6> BIS기준 자기자본비율 연도별 현황(%)

	95년	96년	증 감
시중은행 평균	8.97	8.97	0
지방은행 평균	11.44	10.15	-1.29
일반은행 평균	9.33	9.14	-0.19

*자료: 은행감독원발행 은행경영통계

또한 <표6>에서 보는 바와 같이 96년도의 자기자본비율은 95년에 비하여 평균적으로 0.19%포인트 하락하였다. 자기자본비율이 하락한 것은 국내 주식시장의 침체 등으로 유상증자 및 주식예탁증서(DR)발행이 순조롭지 못하여 자기 자본 규모가 작년 말 대비 14.1% 증가에 그친 데 반하여 위험가중자산은 16.4%증가하였기 때문이다. 이와 같이 자기자본비율을 급락 또는 급등시키는 사건 없이 자기자본비율이 횡단면적으로 ROE와 부의 관계를 보이고 부실여신비율과 정의 관계를 보이는 것은 자기자본이 자기보험의 역할을 하여 은행경영진으로 하여금 위험도가 높은 투자를 하게 하는 유인이 될 수 있다는 것을 보여주고 있다.⁹⁾ 따라서 국내 은행의 부실여신의 규모가 큰 점을 동시에 감안할 때 BIS기준 자기자본비율이 은행의 지급능력을 적절히 평가한다고 할 수 없으며 또한 이 비율을 적용하여 자본적정성을 규제할 경우 오히려 자산의 위험수준을 높이는 부정적인 효과도 발생할 수 있음을 본 연구의 결과는 보여주고 있다. 이러한 BIS기준 자기자본비율의 적용에 대한 비판은 비록 본 연구와 같이 실증적인 분석은 하지 않았으나 채희율(1995)과 최원형 외(1996)등도 본 연구와 유사하게 주장하였다.¹⁰⁾

9) 각 은행의 자기자본비율 변동추이를 조사한 결과 제주은행의 자기자본비율이 1995년도에 24.32%에서 1996년도에는 14.95%로 감소한 경우를 제외하고 거의 대부분의 은행이 소수점 이하의 자기자본비율의 변동폭을 보였다.

10) 예를 들면 현행 자기자본비율 계산방식에 의하면 유가증권평가손실충당금은 평가손의 50%, 대손충당금은 은행감독원이 해당은행의 재무상태를 고려하여 결정된 비율에 의하여 설정된 후 자기자본비율을 계산하도록 되어있다. 이러한 계산방식에 따를 경우 자

자산건전성을 나타내는 지표인 부실여신비율과 추정보험요율간에는 양의 상관관계를 보여주고 있으나 순위상관계수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이 결과는 부실여신비율이 은행의 위험도를 적절하게 반영하지 못하다는 것을 나타낸다고 할 수 있다. 이는 현재 국내은행의 여신이 건전성 상태에 따라 '정상-요주의-고정-회수의문-추정손실'의 5단계로 분류되는데 이 중 '회수의문'과 '추정손실'로 분류된 것만을 부실여신에 포함하기 때문이다. 이러한 판정기준은 '요주의'에 해당하는 것도 부실여신에 포함하는 미국의 판정기준에 비하여 상당히 느슨하다고 할 수 있으므로 은행감독원 기준에 의하여 발표된 부실여신비율에 전적으로 의존하여 은행의 신용도나 위험도를 평가할 수 없음을 본 연구의 결과는 보여주고 있다 하겠다.¹¹⁾

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 국내은행의 위험프리미엄이 반영된 보험요율을 Merton에 의해 처음으로 제시된 예금보험요율 결정모형을 이용하여 추정한 후 추정된 보험요율을 근거로 하여 현행 예금자보호법에 명시된 보험요율의 적정성을 검토하였다. 또한 추정된 보험요율을 국제신용평가기관인 Moody's사의 국내은행에 대한 장기 신용등급과 재무건전도등급, 그리고 은행규모, 수익성, 자본적정성, 자산건전성을 나타내는 지표들과 비교하여 보험요율과 이러한 지표들 사이에 어떠한 관계가 있는지를 살펴보았다.

본 연구의 실증분석 결과 1991년부터 1996년까지 표본은행간의 예금보험요율 추정치에는 상당한 차이가 있으며 이는 곧 각 은행의 위험도에는 차이가 있음을 보여주고 있다. 이러한 보험요율의 횡단면적 차이는 표본기간 중 여러 은행들이 공격적 경영을 펼침으로써 은행도산의 위험을 오히려 더 높이는 도덕적 위해의 문제가 발생했음을 보여주고 있다. 또한 현행 예금자보호법에 명시된 보험요율의 상한치인 0.05%가 표본은행들의 1996년도 추정보험요율의 평균치가 되도록 하였을 경우 정책계수인 ρ 값은 0.9847로 나타났다. 이는 은행파산에 대한 은행감

기자본비율은 실제보다 과대평가 될 수 있다.

11) 부실여신비율에 대한 회계방식의 수정은 본 논문뿐 아니라 이미 다른 논문에서도 주장되고 있다. 예를 들면 윤태순(1997), 윤석현(1996) 등은 부실여신비율의 회계방식의 수정에 대하여 논하고 있다.

독기관의 정책이 부실은행의 총자산 처분가치가 총부채보다 적을 때 이루어지는 것을 의미하므로 연쇄적인 은행도산 시 은행보험기금이 부족한 사태가 발생할 수 있으며 경우에 따라서는 예금보험공사의 도산을 불러올 수도 있다. 이러한 최악의 상황을 방지하기 위해서는 현재 미국에서 실시하고 있는 “조기시정조치”와 같은 제도의 도입을 고려해 볼 수 있을 것이다. 즉, 은행의 파산을 ρ 값이 1 이하가 될 때까지 지연시키는 것보다는 ρ 값이 1일 때 은행을 조기에 파산시키는 엄격한 정책을 취함으로써 은행파산에 따른 예금보험공사의 비용을 최소화함과 동시에 보험요율도 낮추어 은행의 부담을 적게 하는 것이다. 또한 고정보험요율의 일괄적 적용보다는 각 은행의 위험프리미엄이 가산된 변동보험요율제를 도입하는 것이 보험혜택을 믿고 보수적인 경영보다는 고위험-고수익을 추구하는 공격적인 경영을 함으로써 은행파산의 확률을 더 높이는 도덕적 위해를 방지할 수 있을 것이다.

또한 본 연구는 국제신용평가기관인 Moody's사의 국내은행에 대한 장기신용등급과 재무건전도등급을 이용하여 추정보험요율과 이들 지표간의 상관관계를 검토하였다. 이를 위하여 스피어만의 순위상관계수를 계산한 결과 통계적으로 유의성이 있게 나타남으로써 추정된 보험요율이 Moody's사의 두 지표와 마찬가지로 은행의 위험도를 적절히 반영하는 것으로 나타났다.

본 연구에서 추정된 보험요율과 은행규모, ROA, ROE간에는 스피어만의 순위상관계수를 계산한 결과 음의 관계가 있는 것으로 나타났으나, BIS기준 자기자본비율, 부실여신비율과는 양의 관계가 있는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 BIS기준 자기자본비율이 은행의 지급능력을 적절히 나타내고 있지 못하며 이 비율을 이용하여 자본적정성을 규제할 경우 오히려 은행자산의 위험수준을 높이는 부정적인 효과를 가져올 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 은행감독기관의 자기자본비율규제가 실질적으로 은행자본의 적정성을 높이는 데 기여하기 위해서는 은행의 지급능력을 정확히 반영할 수 있도록 회계방식에 대한 개선이 요구된다. 예를 들면 여신의 부실정도나 유가증권, 외환, 파생금융상품 등에 대한 시장위험이 적절히 반영된 자기자본비율의 회계방식이 바람직할 것으로 보인다.

또한 본 연구의 결과에 의하면 부실여신비율도 은행의 파산위험도를 적절히 반영하지 못하는 것으로 나타남으로써 자산 건전성을 나타내는데 주로 이용되는 부실여신비율의 회계방식에도 개선이 요구된다. 이는 우리나라 은행감독기관의 부실여신 분류기준이나 포괄범위가 너무 느슨해 은행경영상태를 정확하게 파악할

수 없기 때문이며 실제로 미국의 부실여신 분류기준으로 국내은행의 부실여신을 평가한다면 부실여신비율은 지금의 10배로 늘어나게 될 것이다. 우리나라의 은행감독기관은 우리 금융기관의 자산건전성을 정확히 평가하기보다는 그들의 국제신용도를 높은 수준으로 유지하기 위하여 금융기관의 부실자산을 축소·은폐하는데 더 많은 노력을 기울이는 것 같다. 이러한 노력은 오히려 국제신용평가기관의 국내은행에 대한 신뢰도만 떨어뜨리게 되어 궁극적으로는 금융산업의 불안정을 초래할 수도 있다. 따라서 은행의 자산건전성을 유지·강화하고 국제신용평가기관의 신뢰를 회복하기 위해서는 은행감독기준, 부실여신 분류기준 등을 국제기준에 가깝게 해야 할 것이다.

본 연구에서 사용된 예금보험요율 결정모형은 연속적인 거래과정(continuous trading process)을 가정한 Black-Scholes의 풋옵션 모형을 근거로 도출되었으므로 주식수익율의 과정이 점프(jump)요소를 가진 비연속적 거래과정일 경우 옵션가치가 왜곡되게 산출될 수 있다는 Merton(1976)의 비판을 고려할 때 본 연구에서 사용된 모형이 우리나라에서는 적합하지 않을 수 있다. 이와 같은 현상은 국내 금융산업에 대한 정부의 많은 규제나 보호로 인하여 발생할 수 있으며 이 경우 보험요율이 왜곡되어 추정될 수 있다. 따라서 국내금융산업 및 자본시장의 특성을 고려한 예금보험 요율결정모형에 대한 지속적인 연구개발이 향후 이루어져야 할 것이다.

예금보험제도는 정부가 금융시장의 개방과 자율화 정책을 시행하는데 있어 금융제도의 안정성을 제고하는 제도적 보완장치를 제공한다. 예금보험제도를 성공적으로 시행하기 위해서는 은행의 경영 자율화가 먼저 이루어져야 할 것이다. 이는 은행파산 시 은행의 주주나 경영자가 파산에 대하여 가장 큰 책임을 지는 것을 고려할 때 이들의 의사가 은행경영에 적극적으로 반영됨으로써 은행경영의 책임과 권한이 균형을 이룰 수 있도록 하기 위해서는 은행 경영자자율화가 먼저 이루어져야 하기 때문이다. 이러한 경영 자율화의 제도적 보장과 함께 경영자의 책임과 경영감독의 강화는 예금보험공사의 부담을 덜어줄 뿐 아니라 궁극적으로는 은행의 경쟁력 강화에도 기여할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김대식, “예금보험제도 논의에 관한 소고,” 신용관리, 신용관리기금, 1994.
- 김희락과 박병수, “옵션모형을 이용한 지방은행의 예금보험을 추정,” 경제리뷰, 1996년 9월, 114-131.
- 박경서, 은행의 예금보험제도 도입방안, 정책조사보고서 95-02, 한국금융연구원.
- 박경서와 최장봉, 은행의 예금보험제도 도입방안, 정책조사보고서 96-02, 한국금융연구원.
- 신영섭, “예금보험제도의 운용방안,” 주간금융동향, 한국금융연구원, 제4권 44호, 1995, 113-116.
- 윤석현, “국내은행의 위험관리체제 구축 방향,” 조흥경제, 1996년 10월호.
- 윤태순, “은행의 여신 건전화를 위한 과제,” 조흥경제, 1997년 4월호.
- 조영경, “은행위험에 기초한 예금보험제도 연구,” 재무관리연구, 제14권 1호, 1997, 249-267.
- 채희율, “은행 자기자본비율규제와 회계방식,” 주간금융동향, 한국금융연구원, 제4권 39호, 1995, 109-112.
- 최원형, 하근철과 이상훈, “은행의 건전경영을 위한 조기시정조치제도,” 한국은행 조사통계월보, 1996, 3-22.
- Barth, J.R., P.F. Bartholomew and C.J. Labich, “Moral Hazard and the Thrift Crisis: An Analysis of 1988 Resolutions, in Banking System Risk: Charting a New Course,” Federal Reserve Bank, Chicago, 1989, 344-384.
- Benston, G.J., “Deposit Insurance and Bank Failure,” Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, 1983, 4-17.
- Berlin, M., A. Saunders and G.F. Udell, “Deposit Insurance Reform: What are the Issues and What needs to be Fixed?” Journal of Banking and Finance, 15, 1991, 735-752.
- Black, F. and M. Scholes, “The Pricing of Options and Corporate Liabilities,” Journal of Political Economy, 81, 1973, 637-659.
- Buser, S.A., A. Chen and E.J. Kane, “Federal Deposit Insurance, Regulatory Policy, and Optimal Bank Capital,” Journal of Finance, 36, 1981, 51-60.

- Cole, R.A., J.A. McKenzie and L.J. White, "Deregulation Gone Awry: Moral Hazard in the Savings and Loan Industry," Working Paper, Dallas (March), 1991.
- Cox, J. and M. Rubinstein, Options Markets, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1984.
- Diamond, D.W. and P.H. Dybvig, "Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity," Journal of Political Economy, 91, n.3, 1983, 401-419.
- Flannery, M.J., "Pricing Deposit Insurance When the Insurer Measures Bank Risk with Error," Journal of Banking and Finance, 15, 1991, 975-998.
- Giammarino, R., E. Schwartz and J. Zechner, "Market Valuation of Bank Assets and Deposit Insurance in Canada," Canadian Journal of Economics, 22, 1989.
- Goodman, L.S. and A.M. Santomero, "Variable-rate Deposit Insurance: A Reexamination," Journal of Banking and Finance, 10, 1986, 203-218.
- Kane, E.J., "No Room for Weak Links in the Chain of Deposit-insurance Reform," Journal of Financial Services Research, 1, 1987, 77-111.
- Kendall, S.B. and M.E. Levonian, "A Simple Approach to Better Deposit Insurance Pricing," Journal of Banking and Finance, 15, 1991, 999-1018.
- Marcus, A.J. and I. Shaked, "The Valuation of FDIC Deposit Insurance Using Option Pricing Estimates," Journal of Money, Credit and Banking, 16, 1984, 446-460.
- Merton, R., "An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees," Journal of Banking and Finance, 1, 1977, 3-11.
- Merton, R., "Option Pricing When Underlying Stock Returns are Discontinuous," Journal of Financial Economics, 3, 1976, 125-144.
- Mussa, M., "Safety and Soundness as an objective of Regulations of Depository Institutions: Comment on Kareken," Journal of Business, 59, 1986, 97-117.
- Ronn, E.I. and A.K. Verma, "Pricing Risk-adjusted Deposit Insurance: An Option-based Model," Journal of Finance 41, 1986, 871-895.
- Pyle, D.H., "Deregulation and Deposit Insurance Reform," Economic Review, 2, 1984, 5-15.
- Santomero, A. M., "Modeling the Banking Firm," Journal of Money, Credit and Banking, 16, 1984, 576-602.