신용위험모형을 이용한 적정예금보험기금 규모의 추정과 예금보험료율 체계

전 선 애

전남대학교 경영대학 경제학부

sechun@chonnam.ac.kr

전화: 062)530-1456

fax: 062)530-1559

광주 광역시 북구 용봉동 300 (500-757)

요 약

금융기관의 도덕적 해이를 방지하기 위해 부보금융기관이 추구하는 리스크에 상응하는 적정예금보험료율이 부과되어야 하나 현실에서는 보험기구나 규제당국이 얻을 수 있는 정보제약으로 인하여 적정보험료율을 추정하는 것은 매우 어렵다. 이에 대한 대안으로 적정규모의 기금을 목표규모로 설정한 후 이를 달성하기 위한 보험료율을 설정하는 방안을 생각해 볼 수 있는데, 본고에서는 우리나라 예금보험기금의 적정규모를 산출한 후 적정기금규모를 목표적립규모로 설정하여 예금보험료율을 책정할 경우의 보험료율체계를 평가하였다. 분석 결과 은행에 대한 감사주기가 짧아 적기시정조치가 실시되고, 기금이 목표기금으로 완만하게 조정되며 또한 은행의 자기자본비율이 목표 자기자본비율로 완만하게 조정될수록 목표기금보험료율과 적정보험료율과의 상관관계가 높게 나타나고 목표기금보험료율제도의 왜곡도 감소하는 것으로 나타났다. 또한 목표기금보험료율의 왜곡은 예금증가율이 무위험이자율을 상회할 경우 최소화되는 것으로 나타났다.

핵심단어: 신용위험모형, 적정예금보험기금규모, 적정예금보험료율, 목표기금제, 손실분포

* 본고는 2004년 학술진흥재단 신진교수연구지원사업의 지원을 받아 작성되었음

1. 서론

예금보험기구는 유사시 발생하는 금융기관의 파산 등 예금보험사고에 적절히 대응할 수 있도록 적정 규모의 기금을 확보하고 있어야 한다. 금융기관 파산 시 예금대지급이 지연될 경우 이는 예금보험제도의 신뢰를 손상시켜 결과적으로 경영상태가 나쁜 부실은행은 물론이고 건전한 은행의 예금인출사태까지도 초래할 수 있다. 또한 예금보험기금이 고갈되거나 적정규모에 미치지 못하면 부실금융기관의 폐쇄와 정리가 신속하고 원활하게 이루어지지 못하고 불가피하게 부실금융기관의 영업을 장기간 용인(forbear)하게 된다. 이는 금융시스템의 비효율과 불안정을 초래하고 궁극적으로 예금보험기금의 손실을 크게 증가시킨다. 미국의 경우 1980년 말 발생한 금융위기의 경우에도 보험기구(Federal Savings and Loan Insurance Corporation; FSLIC)의 기금부족으로 부실 저축대부조합(Savings and Loan Association: S&L)에 대해 규제유예를 실시하였고, 이는 구조조정자금의 소요를 더욱 크게 만든 주요 원인중의 하나로 분석되었다.

우리나라는 예금보험공사가 설립된 지 얼마 되지 않아(예금보험공사 설립 '96. 6, 업무시작 '97. 1) 기금적립이 미미한 상태에서 외환위기를 맞이하였다. 금융구조조정 과정에서 예금보험공사는 예금자보호와 금융구조조조정을 위한 자금지원업무를 동시에 수행함에 따라 예금보험기금의 부채가 누적되어 예금보험 기능이 크게 위축되었다. 이에 정부는 부보금융기관의 구조조정을 지원하는 과정에서 발생한 예금보험기금의 채무(2002. 12. 31까지 발생한 채무에 한함)를 정리하기 위하여「예금보험기금채권 상환기금」을 설치하고 정리기금은 회수자금, 특별보험료, 재정출연금을 그 수입으로 할 것을 주 내용으로 하는 예금자보호법을 개정하였다.「예금보험기금채권 상환기금」이 설치됨에 따라 현재의 예금보험기금은 향후 일반보험료 수입으로 통상적으로 발생하는 보험사고를 처리하게 되었다. 따라서 예금보험기금이 시장의 신뢰를 확보하여 금융안정망 역할을 원활히 수행하기 위해서는 적정기금 규모를 확보하고 기금의 건전성을 높이는 것이 최우선 과제이다.

이론상 예금보험기금의 적정규모는 금융기관의 부실화 확률에 따른 기금의

손실분포에 기초하여 기금의 정상손실(normal loss)을 계산하고, 적정한 신뢰구간을 적용하여 산출할 수 있다. Garcia(2000)에 의하면 전세계적으로 사전적 기금적립방식을 채택하고 있는 국가 중 17개국이 목표적립규모를 설정하여 운영하고 있는 것으로 나타났다.[1] 그러나, 이론과는 달리 이 중 정상손실을 추정하여 적정기금 규모를 설정한 경우는 스웨덴의 경우를 제외하고는 없는 것으로 알려져있다. 다만, 미국 FDIC의 경우 신용위험모형(Credit Risk Model)을 응용하여 FDIC의 적정기금규모의 산출을 시도한 바 있다.(Bennett 2002).

우리나라의 경우에도 김대식 외(2004) 및 함상문(2004)의 경우 신용위험모형을 이용하여 적정기금규모의 추정을 시도한 바 있다. 본 연구에서는 신용위험모형을 이용하여 우리나라 예금보험기금의 적정기금규모를 산출하고 나아가 적정기금규모를 목표적립규모로 설정하여 예금보험료율을 책정할 경우의 보험료율체계를 평가한다. 금융・경제이론에 의하면 금융기관의 도덕적 해이를 방지하기 위해서는 부보금융기관이 추구하는 리스크에 상응하는 예금보험료가 부과되어야 하며, 그렇지 못할 경우 보험료수입은 실제 예금보험기구에서 발생하는 손실을 모두 보상하지 못하게 된다. Merton(1977)은 예금보험기구의 예금지급보증행위는 전통적인 보험이론에서와 마찬가지로 보험기구에게 비용을 발생시키는데 이를 은행에 대한 보조금으로 해석하고, 이에 대해 은행은 최소한 회계적 비용에 상응하는 보험료인 적정예금보험료율(fair insurance premium)을 지불해야 한다고 주장한 바 있다.[2] 그러나, 현실에서는 보험기구나 규제당국이 얻을 수 있는 정보제약으로 인하여 적정보험료율을 추정하는 것은 매우 어려운 작업으로 인식되고 있으며, 회계적 의미의 적정예금보험료율에 기반하여 차등보험료율제도를 실시하고 있는 국가는 없는 실정이다.

이에 대한 대안으로 적정규모의 기금을 목표규모로 설정한 후 이를 달성하기 위하여 보험료율을 설정하는 방안을 생각해 볼 수 있다. 즉, 예금대비 일정비

---

1) 예를 들어 미국 FDIC는 부보대상예금의 1.25%를 목표적립규모로 정하고 있으며, 이탈리아는 총예금의 0.4%를 목표적립규모로 정하고 있다.

2) 우리나라는 현재 금융권역별로 동일한 보험료를 부과하는 고정예금보험료율제도를 실시하고 있다. 그러나, 금융기관의 도덕적 해이를 방지하여 금융기관의 부실을 예방하고 기금의 건전화를 꾀하기 위해서 은행의 리스크에 상응하는 보험료를 부과하는 차등보험료율 제도를 실시하는 것이 시급한 과제로 인식되고 있다.

율의 기금이 유지되도록 하여, 기금에서 발생한 평균손실에 상응하도록 평균예금보험료율이 책정된다면 정확한 적정예금보험료율에 대한 사전적 지식 없이 목표기금보험료율 체계하에서도 적정평균보험료율에 근접한 보험료율이 책정될 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 신용위험모형을 이용하여 적정예금보험기금 규모를 추정한다. 먼저 신용위험모형의 유용성과 개념 틀을 살펴본 후, 이론적으로 신용위험모형이 적정예금보험기금규모 산정에 어떻게 응용될 수 있는지 살펴본다. III장에서는 II장에서 추정된 적정보험기금을 유지하기 위한 목표기금제하에서의 예금보험료율(목표기금보험료율)의 동학을 시뮬레이션을 통해 추정하고, 이를 적정보험료율의 동학과 비교·분석하여 예금보험료율체계에 대한 시사점을 얻는다. IV장에서는 결론과 함께 정책적 시사점을 제공한다.

2. 신용위험모형(Credit Risk Model)을 이용한 적정예금보험기금규모 추정

2.1. 신용위험모형

신용위험모형은 맞춤식으로 유연하게 위험관리에 적용될 수 있도록 고안된 것으로 지난 10년 동안 미국을 비롯한 세계 유수 대형은행들이 신용위험에 노출된 포트폴리오를 보유하는 데 수반되는 위험을 계량화하고 이에 대한 적정 수준의 '경제적 자본(economic capital)을 산정하기 위하여 활용, 개발되어 온 방법론이다.

신용위험 대비 적절한 자본규모를 산정하기 위해 신용손실(credit loss)에 대한 확률밀도함수(PDF: probability density function)를 추정해야 한다. 시장위험모형(market risk model)의 확률밀도함수로서 정규분포가 주로 사용되는 것과는 대조적으로, 신용손실에 대한 확률밀도함수의 형태에 대해서는 일치된 견해가 존재하지 않는다. 이는 개별 신용노출로부터 발생하는 손실을 모형화하는 것이 시장위험의 경우보다 어렵고, 개별 신용손실을 통합해서 확률밀도

함수를 추정할 때 사용되는 신용손실에 관한 상관관계 추정 시 다양한 가정들이 전제되기 때문이다.

일반적으로 위험포트폴리오(risky portfolio)란 확률밀도함수가 비정규(non-normal)모형으로 대규모의 손실발생 쪽으로 기울어져 있으며(skewed), 꼬리부분이 상대적으로 길고 두터워, 주어진 평균과 표준편차하에서 대규모의 손실이 발생할 확률이 정규분포하에서 보다 훨씬 큰 포트폴리오를 일컫는다. <그림 1>에서 신용손실이 x수준보다 높을 확률은 x의 오른쪽 부분의 음영부분이다.

은행의 신용위험노출에 대비하여 추정된 필요 자본은 신용위험에 대한 '경제적 자본(economic capital)'으로 불리운다.[3] 특히 신용위험에 대한 경제적 자본은 예상하지 못한 신용손실이 경제적 자본을 초과할 확률이 은행의 '목표건전도(target insolvency rate)' 보다 낮도록 설정된다. 일반적으로 자본규모 산정시 신용위험 혹은 신용손실 등 예상외 손실을 보전하는 것은 자기자본의 역할이고 예상신용손실을 보전하는 것은 대손충당금의 역할이라고 가정한다.[4] 따라서 필요 경제적 자본이란 일정수준의 '목표건전도'를 달성하기 위하여 필요로 하는 예상손실을 초과하는 자본의 양을 의미하는 것으로 해석할 수 있으며, <그림 1>에서 필요 경제적 자본은 목표건전도를 빗금친 부분과 동일하게 놓았을 때 두 점선사이의 거리가 된다.[5]

신용위험모형 추정시 가장 어려운 부분은 모수의 칼리브레이션으로, 모형에 대한 가정과 주요 모수의 추정치에 따라 확률밀도함수의 꼬리부분이 상이하게 추정된다. 부도모형(DM)[6]에서는 개별대출의 신용손실은 대출자산의 부도

---

3) 경제적 자본의 양을 결정하는 과정은 시장위험에 대하여 경제적 자본규모를 산정하는데 이용되는 VaR의 방법과 유사하다.

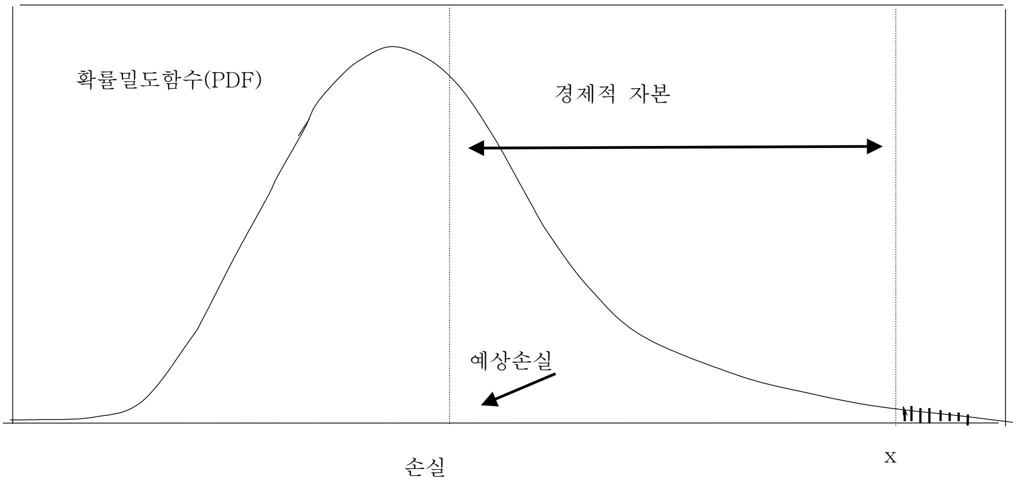
4) 예상외 손실은 확률밀도함수의 표준편차로 예상손실은 확률밀도함수의 평균으로 표시하기도 한다.

5) 실무적으로 '목표건전도'는 은행이 추구하는 신용등급과 부합하도록 설정된다. 예를 들어 은행이 희망하는 신용등급이 AA라면, 목표건전도는 AA등급 회사채의 1년 중 발생할 역사적 부도확률(약 3 베이시스 포인트)과 동일하다. 즉 이는 경제적 자본이 예상외 손실을 하회하여 자본부족이 발생할 확률이 3 베이시스 포인트에 달하게 됨을 의미한다.

6) 신용위험모형 추정시 일차적으로 고려해야 할 사항은 '신용손실(credit loss)인데, 신용손실은 '부도모형(DM: default model)'과 시가평가모형(MTM: markt to market model)'의 두가지로 분류된다. 부도모형은 부도 발생 혹은 미발생이라는 두 개의 결과에 초점을 맞춤으로 '이상태

발생 여부 및 부도 발생시 손실률의 두 가지 위험요인을 반영하여 산출된다. 따라서 손실분포 추정시 a) 개별 대출자산의 예상부도확률, b) 개별 대출자산의 부도시 손실률의 분포확률, 그리고 c) 포트폴리오내 개별 대출자산간 부도 및 부도시 손실률간의 상관관계에 대한 모수추정이 필요하다.

<그림 1> 신용손실에 대한 확률밀도함수(PDF)와 경제적 자본



자료: Jones · Mingo(1998)

2.2 적정예금보험기금규모의 추정

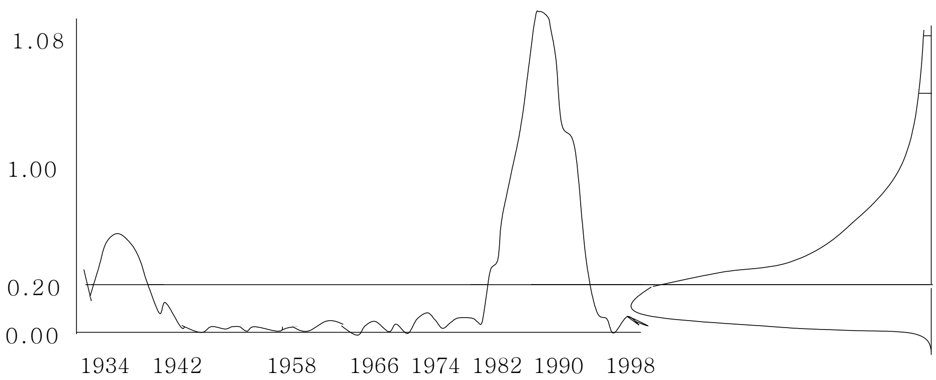
금융기관이 손실분포를 추정함으로써 자본보유 규모를 산출하는 것과 마찬가지로 예금보험기금을 위험포트폴리오로 간주하고 신용위험모형을 이용하여 예금보험기금이 처한 위험을 평가할 수 있다(Kuritzkes et al. 2002, Bennett 2002). 즉, 은행이 자신이 추구하는 신용등급에 상응하는 자본규모를 설정하듯이, 예금보험기구가 희망하는 일정의 건전도수준(solvency standard)을 유지하기 위하여 필요로 하는 기금규모를 측정할 수도 있다.[7] 이 때 예금보험

(two-state)모형'이며 반면, 시가평가모형은 대출의 부도가 발생하지 않더라도 대출의 경제적 가치가 하락할 가능성을 일반화시켜 신용손실을 추정함으로 '다상태(multi-state)모형'이다. 상업은행의 경우 '매입 후 보유(buy-and-hold)'라는 전통적인 대출관행을 감안하여 부도모형이 주로 사용된다.

기금 포트폴리오의 구성요소는 개별 대출자산이 아닌 개별 부보금융기관의 신용위험 노출이 되며 이들은 낮으나 0이 아닌 손실확률을 갖으며 따라서 기금에 손실을 초래한다.

대출자산의 손실분포가 정규분포를 보이지 않는 것과 마찬가지로 예금보험기금도 기울어지고(skewed) 꼬리부분이 길고 두터운 형태의 손실분포를 갖는다. 이는 주어진 기간 중 소규모 은행의 파산으로 인하여 소액의 기금손실이 발생할 확률은 높은 반면 대형은행의 파산 혹은 많은 수의 소규모 은행이 동시에 파산함에 따라 대량의 기금손실이 발생할 확률은 낮은데 기인한다. FDIC의 역사적 손실분포인 <그림 2>도 이를 반영하여 기울어진 형태를 보이고 있다.

<그림 2> FDIC의 금융기관 파산률 추이: 1934~2000



자료: Kuritzkes et al.(2002)

물론 은행이 대출포트폴리오를 보유하는 데 따라 발생하는 위험과 은행으로 구성된 위험포트폴리오를 보호하는 데 따르는 예금보험기금에 발생하는 위험은 '부도사건'의 성격이 서로 상이하다는 면에서 동일할 수 없다. 대출자산의

7) 즉, 누적확률밀도함수하에서 손실붙포의 꼬리부분의 확률, 예를 들어 (A^- 신용등급에 상응하는) 99.9%에 해당하는 지점까지의 거리는 기금의 건전도를 A^-에 해당하는 만큼 보장하기 위하여 필요한 기금보유액으로 볼 수 있다.

부도는 대출자가 상환일정에 따라 상환을 하지 못할 때 발생한다. 반면, 개별 대출의 부도가 은행의 부도를 야기하기도 하지만, 일반적으로 은행파산은 개별대출자산의 연쇄 부도뿐만 아니라, 잘못된 정책, 절차, 경영 등에 의해서도 발생할 수 있다. 또한 은행 폐쇄는 오직 감독당국에 의해서 행해질 수 있는 규제와 관련된 사건이라는 점에서도 은행파산은 대출자산의 부도와는 성격이 상이하다. 그럼에도 불구하고, 신용위험모형은 기금에 부과된 잠재적인 손실과 위험을 명시적으로 계량화할 수 있다는 점에서 유용한 접근 방법이 될 수 있다.

2.2.1. 손실분포 추정

예금보험기금의 손실분포를 추정하는 과정을 개별 은행의 위험, 포트폴리오 위험, 그리고 손실분포를 추정하기 위한 시뮬레이션 과정으로 나누어 살펴볼 수 있다(Saunders · Allen 2002, Kuritzkes et al. 2002)

<개별은행의 신용위험>

부도모형(DM)에서 은행 i의 예상손실(Expected loss, EL_i)은 은행i의 파산확률(PD_i), 부보예금형태의 총노출(X_i)과 총노출 중 실제 손실로 실현되는 비율인 손실률(S_i)의 곱이 된다. 실제적으로 회수율, 즉 $(1-S_i)$는 확률밀도함수 추정 시 알수 없으므로 은행의 파산확률(PD_i)을 확률변수로 간주하는 것과 마찬가지로 손실률도 확률변수로 가정하는 것이 일반적이다.

$$EL_i = PD_i \cdot X_i \cdot S_i \tag{1}$$

은행파산은 베르누이(Bernoulli) 확률변수의 속성을 갖음으로 은행파산확률의 표준편차는 $\sqrt{PD_i(1-PD_i)}$가 된다. 은행파산확률(PD_i), 손실률(S_i) 그리고 총노출(X_i) 간의 상관관계를 0으로 가정하는 경우 예상되지 않은 손실

(unexpected loss) ULi는 아래의 식과 같이 계산된다.

$$UL_i = \sqrt{(PD_i - PD_i^2)\mu_{s_i}^2 X_i^2 + PD_i X_i^2 \sigma_{s_i}^2} \tag{2}$$

위 식에서 손실율은 $S_i \sim f(\mu_s, \sigma_s)$로서 일반적으로 베타분포를 따르는 것으로 가정하는데, 손실률을 상수로 가정하는 경우(즉, σst=0) 위의 식은 아래와 같이 더욱 간단하게 나타낼 수 있다.

$$UL_i = \sqrt{(PD_i - PD_i^2)\mu_{s_i}^2 X_i^2} \tag{3}$$

<포트폴리오의 신용위험>

주식포트폴리오의 예상수익률이 포트폴리오를 구성하는 개별주식의 수익률의 단순합계인 것과 마찬가지로 예상손실은 상관관계에 의해 영향을 받지 않으므로 포트폴리오의 예상손실은 N개 개별은행의 기대손실을 단순 합계한 것이다.

$$EL_p = \sum_{i=1}^{N} EL_i \tag{4}$$

그러나 포트폴리오의 예상외 손실을 계산할 때는 개별은행의 손실간의 상관관계(ρ_{ij})를 감안하여야 한다. 따라서 N개의 금융기관으로 구성된 포트폴리오의 예상외 손실 UL_p는 아래와 같이 계산된다.

$$UL_p = \left[\sum_{i=1}^{N} UL_i^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} \rho_{ij}\, UL_i\, UL_j \right]^{1/2} \tag{5}$$

포트폴리오의 예상외 손실은 포트폴리오내 N은행의 기여예상외손실

(*contributory* unexpected losses) ULC_i의 합으로 즉 $UL_p = \sum_{i=1}^{N} ULC_i$로 나타낼 수 있다. 여기서 $ULC_i = \frac{\partial UL_p}{\partial X_i} X_i$이다. 개별은행 i로 인한 예금보험기금의 포트폴리오 리스크는 은행i가 포트폴리오변동성에 기여하는 부분(ULC_i)에 의존하며, 이는 은행i의 파산확률(PD_i) 및, 신용노출(X_i)에 좌우되는 손실의 변동성 및 개별은행의 손실간의 상관관계(ρ_{ij})에 의해 영향을 받는다.

<손실분포 추정>

손실분포는 장기간에 걸쳐 혹은 가능한 '모든 상태(state of the world)'에서 발생하는 손실경험이 결합된 결정판이다. 손실분포의 추정과정을 알아보기 위하여 파산확률(PD_i)은 모든 은행에게 동일하게 적용되는 시스템변수 혹은 거시변수 M과 특정 개별은행에게만 적용되는 확률분포 ε_i에 의해 아래와 같이 결정된다고 가정하자.

$$PD_i = f(M,\ \varepsilon_i) \tag{6}$$

이때 거시변수 M의 모든 요소들이 모든 은행에 대해 동일하게 영향을 미치는 것은 아니나 M을 통해 개별은행의 파산은 서로 연관을 갖게 된다. 이러한 시스템 위험, 즉 경제상태를 은행파산(손실)에 연결시키는 계산방법은 대체로 세가지로 분류된다. 첫 번째는 Merton(1974)의 옵션모형에 기초한 방법으로서 KMV의 PortfolioManager나 JP Morgan의 CreditMetrics가 그 예이며, 현재 금융기관의 실무에 광범위하게 사용되고 있다. 두 번째 방법은 계량경제학적 방법을 활용하는 것으로 로짓(logit) 모형을 이용하여 거시경제변수를 회귀식에 직접 포함시켜 부도확률(PDi)을 추정한다. McKinsey의 CreditPortfolioView가 그 예이다. 세 번째 방법은 Credit Suisse Group의

CreditRisk+로 보험산업의 손실분포 추정시 일반적으로 사용되는 보험통계학적 방법을 사용한다(Koyluoglu and Hickman 1998, Saunders and Allen 2002, Gordy 2000)

CreditMetrics는 미시적인 인과관계에 기초하여 차입자의 부도사건을 개별적으로 모형화한 바텀업 모형이고, CreditPortfolioView는 부분포트폴리오의 거시경제적 인과관계에 기초한 '바텀업' 모형이다. 이에 반해 CreditRisk+는 인과관계에 관해서는 아무런 가정을 하지 않고 있으며, 부분포트폴리오의 부도율을 분석하는 '탑다운' 모형이다. 그러나 Koyluoglu · Hickman(1998a, 1998b)은 이러한 외견상의 차이에도 불구하고 이들 세모형은 조건부 부도율, 포트폴리오 부도율의 조건부 분포, 그리고 합성/통합의 3단계의 공통된 구조로 이루어지며, 이들은 이론적으로 서로 상이하지 않다고 주장하였다. 또한 이들 세모형으로부터 얻은 분석결과는 사용된 모수가 동일하다면 실제적으로 동일한 것으로 평가하였다.

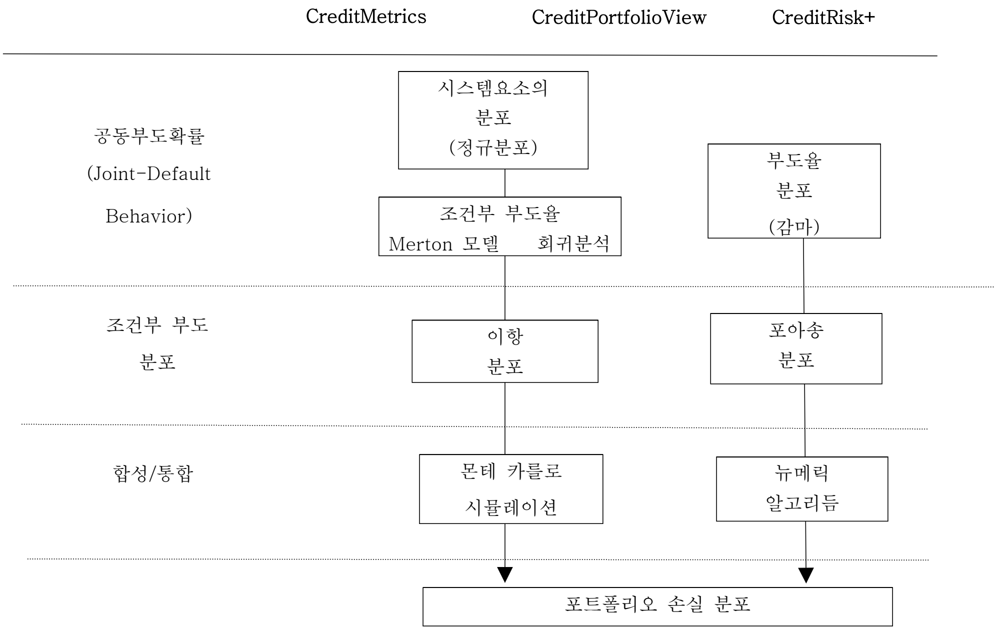
이들 세모형의 구조를 3단계로 간략히 기술하면 아래와 같다(<그림 3>).

1단계. 공동부도행태(joint-default behavior): 부도율은 경제환경에 따라 변화한다. 경제환경이 양호한 경우 부도가 적게 발생하고 경제환경이 악화될 경우에는 그 반대이다. 상이한 경제환경에 따른 '모든 상황(state of the world)'하에 대응하여 개별 차입자의 조건부 부도율이 도출된다. 포트폴리오내 '상관관계'의 정도는 차입자의 조건부 부도율이 각각의 상이한 '모든 상황'에서 함께 변동하는 정도에 반영된다.

2단계. 포트폴리오 조건부 부도율(conditional distribution of portfolio default rate): 모든 공동부도행태는 조건부 부도율을 산출하는 과정에서 감안되었으므로 개별 차입자의 부도는 독립적인 사건인 것처럼 간주하여 각각의 '모든 상황'과 이에 따른 차입자의 조건부 부도율의 조합으로부터 동일한 부분포트폴리오 부도율의 조건부 분포를 추정할 수 있다.

3단계. 합성(convolution)/통합(aggregation): 포트폴리오 부도의 무조건부 분포는 각각의 '모든 상황'에서의 동일한 부분포트폴리오 부도율의 조건부 분포를 통합한 후 상이한 상황하의 포트폴리오 부도의 조건부 분포를 주어진 상황이 발생할 확률에 따라 단순히 가중평균함으로써 얻을 수 있다.

<그림 3> 신용위험모형의 구조적 비교



자료: Koyluoglu · Hickman(1998)

2.3 데이터와 적정기금규모 산출

본절에서는 Merton(1974)의 옵션가격결정모형(option pricing theory)에 기초한 신용위험모형을 이용하여 적정보험기금규모를 추정한다. 손실분포 추정시 모수의 선택이 중요한데, 우리나라는 미국과 달리 금융기관의 파산이 금융위기를 겪은 이후 발생한 최근의 현상으로서, 부도율, 부도시 손실률, 또는 금융기관간 부도상관관계 등 모형 추정에 필요한 모수의 역사적 경험치가 많이 축적되어 있지 않아 한계가 있다.

2.3.1. 부도확률

옵션가격결정모형에서 은행의 주식가치는 은행의 자산을 기초자산(underlying assets)으로 하고 부채액을 행사가격(strike price)으로 하는 콜옵션 가치로 해석할 수 있음으로 옵션가격결정모형을 이용하여 부도확률을 계산하는 것이 가능하다. 부도확률을 미래 은행자산의 시장가치가 부채 만기시에 부채의 장부가치의 일정비율보다 작아질 확률로 정의하며 다음과 같다.

$$P_{def} = P_r[V_t \leqq V_{def}] = Pr[V_t \leqq \rho D_t] \qquad (7)$$

여기서 V_{def}는 부도점(default point)으로, V_t는 t시점의 자산의 가치, D_t는 t시점의 부채의 가치, ρ는 감독당국이 은행에 대한 금융지원이나 규제유예에 대한 시장의 기대치를 나타내는 파산유예기대변수로 $0 < \rho \leqq 1$이다.
Black-Scholes(1972)모형에서 자산의 시장가치가 다음과 같은 확률과정(stochastic process)을 따른다고 가정하고, 현재시점의 자산가치가 V_0로 주어졌을 때, t시점에서의 자산가치 V_t는 다음과 같다.

$$\ln V_t = \ln V_0 + (r - \frac{\sigma^2}{2})t + \sigma\sqrt{t}\varepsilon$$
$$\epsilon_t \sim N(0,1) \qquad (8)$$

따라서 부도확률은 다음과 같으며 이를 EDF로 정의한다.

$$P_{def} = P_r[\frac{ln(V_{def}/V_0) - (r - \sigma^2/2)t}{\sigma\sqrt{t}} \geqq \epsilon_t]$$
$$= P_r[\epsilon_t \leqq - \frac{ln(V_0/V_{def}) + (r - \sigma^2/2)t}{\sigma\sqrt{t}}] \equiv N(-DD) \qquad (9)$$

한편, 파산확률이 주어진다면 이로부터 거꾸로 채무불이행이 유발되는 자산가치의 수준을 구할 수 있으며 이를 채무불이행 임계치(default threshold)라고 한다. 파산확률은 시장정보와 역사적 경험치의 양자로부터 얻을 수 있는데,

본고에서는 파산확률 EDF는 Moody's의 신용등급으로부터 도출하였다. 예를 들어 제일은행의 신용등급은 Baa3 등급인데, 이는 향후 1년간 제일은행이 부도가 발생할 확률이 0.31%라는 것을 의미한다.

2.3.2. 상관계수, 신용노출, 부도시 손실율

예금보험기금 전체의 예상외 손실을 구하기 위해서는 한 부보금융기관이 파산하는 경우와 다른 부보금융기관이 파산하는 경우의 상관관계 계수를 추정하여야 한다. 상관관계 계수는 한 금융기관의 부실이 다른 금융기관이나 금융시스템 전체의 손실에 어떻게 영향을 주는지, 즉 부실위험의 전이정도를 나타낸다. 상관관계 계수를 구하는 데는 여러 가지 방법이 있을 수 있지만 부보금융기관들이 주식시장에 상장되어 있는 경우 주가수익률의 상관관계 계수를 이용하는 것이 가장 통상적인 방법이다. 본 논문에서는 2003년 1월 20일부터 10월 20일까지 은행간 일별 주가수익률의 상관관계 계수를 구하여 예금보험기금 전체의 예상외 손실을 추정하는 데 사용하였다.

개별은행의 신용노출은 은행경영통계에 보고된 2001년말 총자산을 사용하였다. 예금보험기구의 신용노출은 부보예금에 한정된다고 주장할 수 있으나 첫째, 은행경영통계상의 부보대상예금액은 추정치이고, 둘째, 부도시 손실률은 총자산에 대비해서만 알 수 있다는 문제점을 지니고 있으며, 또한 금융기관 파산시 손실률이 총자산에 대비해서 측정되므로 총자산을 신용노출로 파악해도 분석 결과를 왜곡하지 않을 것으로 판단된다. 추가적으로 신용노출금액으로서 부보예금 혹은 총예금잔액을 이용하여 분석을 실시한다. 예금보험기금의 신용노출은 원칙적으로 부보금융기관의 예금중에서 보호 한도 내에 있는 일인당 5천만원 까지의 부보예금이나 은행이 파산할 때 보호되는 예금의 범위는 부실은행의 정리방식에 따라 가변적이며, 부실은행을 P&A 방식 혹은 출자방식(open bank assistance)으로 처리하는 경우에는 비부보예금이 보호되어 신용노출은 총예금으로 볼 수 있다.

부도시 손실율은 예금보험기금이 부보예금을 대지급하고 회수하지 못한 금액으로 회수율은 총부채(혹은 총자산)을 기준으로 예금보험공사가 총 부채에 대

해 대신 지급한다고 가정하고 그 중 회수된 금액의 비율을 나타낸다. 본고에서 회수율은 베타분포를 가지는 것으로 가정하였다.[8)]

2.3.3. 몬테카를로 시뮬레이션

포트폴리오의 손실분포는 다음의 순서에 의해 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 계산된다. i) 개별 차입자의 자산가치의 변동을 나타내는 상관표준정규확률변수를 산출한 후 ii) 자산가치의 표준화된 변동을 미리 산정해 놓은 임계치와 비교하여 어느 차입자에게서 부도가 발생할 것인지 결정한다. iii) 개별 차입자의 부도에 따라 발생하는 손실을 통합하여 총포트폴리오 손실을 계산한 후, iv) 이를 수천번 시행하여 포트폴리오 손실분포를 추정하곡 이 분포로부터 신용위험을 측정한다.
신용위험을 측정하는 데는 모수적방법과 비모수적 방법이 있다. 모수적 방법으로 신용위험을 계산하기 위해서는 시뮬레이션으로 얻어진 포트롤리오 가치의 표준편차를 구하여, 예를 들면 99% 신뢰수준의 VaR는 표준편차에 2.33을 곱하고, 95%인 경우에는 1.65를 곱하여 구해지는데, 손실분포가 정규분포가 아닐 경우 적용하기 어렵다. 비모수적 방법은 시뮬레이션 방법으로 쉽게 구할 수 있다. 실제의 가치분포로부터 하위 c%에 해당하는 퍼센타일의 포지션 가치를 구하고 이 값을 포지션의 평균값에서 배면 이것이 바로 신뢰수준 (1-c)%의 신용 VaR 값이 된다. 시나리오의 회수를 충분히 크게 하면 의미 있는 수치를 얻을 수 있다.

<표 1> 적정 예금보험기금규모-Merton 모형

8) 베타분포는 항상 0과 1 사이의 값을 갖는다. 따라서 의미 있는 회수율을 얻는 것이 가능하다.

3. 적정보험기금과 예금보험료율[9)]

3.1 예금보험료율과 손실율의 동학 모형

본장에서는 적정보험기금을 달성하기 위한 예금보험료율(목표기금보험료율)을 추정하고 이의 특성을 적정예금보험료율(fair insurance premium)과 비교·분석한다. 적정보험기금규모를 달성하기 위해 설정되는 보험료율은 현재의 기금수준에 의존하고, 현재의 기금 수준은 과거 은행파산에 따른 기금의 지출에 의존하므로 목표기금보험료율 추정을 위해 은행산업 전체에 대한 자료가 필요하다.

적정보험료율과 목표기금보험료율, 은행파산 시 손실률, 은행의 자기자본비율 등 시계열자료의 특성을 분석하기 위하여 Merton(1977)의 일기간 예금보험모형을 이용한다. 본 모형에서는 예금이 증가하고, 보험료가 지불되며, 매기 말 은행의 자기자본비율이 조정되도록 하여 예금과 자본의 장기적인 움직임의 추정이 가능하다. 본 모형에서 은행의 자본은 연속의 임의충격(continuous random shock)과 불연속의 확정적 조정(discrete deterministic adjustment)에 의해 영향을 받는 것으로 가정한다. 구체적으로 세 가지 가정은 아래와 같다.

가정 1: 은행산업은 i = 1, …N 의 N개의 은행으로 구성되며 이들은 매기 초 동일한 규모의 부보예금을 보유한다. t기의 부보예금의 가치를 D(t)라 하고 부보예금에는 r_i의 금리가 지급된다. $A_i(t)$)가 t기의 은행 i의 자산의 가치라고 하면, 은행자산은 매기에 걸쳐 확률적 수익률(random rate of return)을 식(10)에서와 같이 갖는다.

$$dA_i / A_i = \alpha dt + \sigma_i dz_i \qquad (10)$$

9) 적정기금규모를 달성하기 위하여 보험료율을 설정하는 것에 대한 분석은 Pennacchi(2000)에 의해 처음으로 시도되었다. 미국FDIC의 경우 목표기금규모가 총예금 대비 1.25%를 설정하고, 우량금융기관에 대해서는 보험료를 징구하고 있지 않아, 사실상 목표기금보험료율체계를 운영하고 있는 실정이다. Pennacchi(2000)는 Merton(1977)의 모형에 기초하여 미국의 은행 및 저축대부조합의 주가수익률을 이용하여 시뮬레이션을 시행하여, 예금증가율이 무위험이자수익률보다 낮은 미국의 경우에는 적정예금보험료율과 목표기금제는 장기적으로 양립할 수 없음을 보여주었다.

여기서, 은행자산의 기대수익률(expected rate of return) α 는 모든 은행에 대해 동일하나 은행자산의 수익률의 표준편차 σ_i는 은행별로 상이하다. dz_i는 브라운 확률과정(brownian motion process)을 따르는 변수로 개별 은행의 자산수익률은 $dz_i dz_j = \rho_{ij} dt$ 에서와 같이 상관관계를 갖으며 ρ는 상관계수를 나타낸다.

가정 2: 각 기는 τ기 동안 지속된다. 금융감독당국은 매기 말 은행을 감사하고 은행의 순자산가치가 음(-)인 경우 은행을 폐쇄한다. 예금보험은 보상구조가 미래의 한 시점에서 은행자산의 가치와 부채의 가치에 의존하는 조건부 청구라고 할 수 있으므로, 매기가 t기에 시작될 경우 은행 i의 기말 부채 $G_i(t+\tau)$는 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$G_i(t+\tau) = \max[D(t)\, e^{rt} - A_i(t+\tau), 0] \qquad (11)$$

가정 3: 각 기간 말, 은행의 순자산가치가 양(+)인 경우 해당 은행은 영업을 지속하며, 이때 다음의 3가지 조정이 일어난다: i) 예금은 g의 비율로 증가하여 $D(t+\tau) = D(t)\, e^{g\tau}$가 되고, ii) h를 예금보험료율이라고 할 경우 $hD(t+\tau)$의 예금보험료가 지불되고, iii) 은행은 자산 대비 목표자기자본비율을 달성하기 위하여 증자나 자사주매입 혹은 배당을 통해 자기자본비율을 조정한다.

$C(t+\tau^-) \equiv [A(t+\tau^-) - D(t+\tau)]/A(t+\tau^-)$는 조정 이전 은행의 자산대비 자기자본비율, $C(t+\tau^+) \equiv [A(t+\tau^+) - D(t+\tau)]/A(t+\tau^+)$ 는 조정 후 은행의 자기자본비율, C^*는 은행의 목표 자기자본비율이라면 매기 말 자기자본비율은 식 (12)를 만족하게 된다. 여기서 k는 은행의 목표 자기자본비율로의 조정속도를 의미한다.

$$C(t+\tau^+) - C(t+\tau^-) = k[C^* - C(t+\tau^-)] \qquad (12)$$

가정 1에서부터 가정 3에 따라 은행 i의 다음기의 적정보험료율 $h_i^F(t)$ 를 아래와 같이 도출할 수 있다.

$$h_i^F(t) = N(-d_2) - x_i(t^+)N(-d_1) \tag{13}$$

여기서 $d_1 = \ln[x_i(t^+)] + \frac{1}{2}\sigma_i^2\tau/(\sigma_i\sqrt{\tau})$, $d_2 = d_1 - \sigma_i\tau$이고, N은 표준누적정규분포함수, $x_i(t^+) = A_i(t^+)/D_i(t^+)$는 가정 3에서의 자기자본비율이 조정된 후 새로 시작되는 기간의 은행 i의 예금대비 자산비율이다. 개별은행이 동일한 규모의 예금을 보유한다고 가정하면 t기의 은행산업 전체의 평균 적정보험료율은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$H^F(t) = \frac{\sum_{i=1}^{N} h_i^F(t)}{N} \tag{14}$$

한편, 목표기금제하에서의 은행산업 전체의 평균 보험료율 수준 $H^T(t)$도 명기할 수 있다. 목표기금제하에서는 미리 정해진 예금 대비 목표기금수준 F^*를 달성하기 위하여 (예 FDIC의 1.25%) 점진적으로 보험료율의 수준을 조정하는 것으로 가정한다. 즉, 조정은 부분적으로 발생하여 다음 기 초 기대되는 기금보유율이 목표기금수준에 부분적으로 도달할 수 있도록 현재의 목표기금보험료율이 조정되는 것이다. 목표기금제를 수행하는 데 있어서 한가지 제약조건은 보험료율이 비음수이어야 한다는 것으로, 즉 $H^T(t) \geq 0$이어야 한다. 이러한 제약조건을 만족한다면, 목표기금보험료율은 예금대비 예금보험기금 잔액 F(t)가 아래와 같이 갖도록 설정된다.

$$E_t[F(t+\tau)] = F(t) + \theta[F^* - F(t)] = \theta F^* + (1-\theta)F(t) \tag{15}$$

여기서 목표기금으로의 조정계수 $\theta \leq 1$ 이다. 목표기금제하에서는 현재의 보

험료로 은행파산으로부터 발생하는 기간말 기대손실 $E_t[L(t+\tau)]$을 충당할 수 있어야 한다. 또한 현재 기금에 이자수입이 더해지고 다음기의 예금대비 기금잔액 비율은 예금이 증가함에 따라 낮아진다는 사실 또한 보험료율 산정 시 감안되어야 한다. 이를 고려할 경우 목표기금제하에서의 예금 한 단위당 보험료율 수준은 아래의 조건을 만족하게 된다.

$$H^T(t) = \max[\ e^{-r\tau} E_t[L(t+\tau)] + [\theta F^* + (1-\theta)F(t)]\, e^{(g-r)\tau} - F(t), 0\ ] \quad (16)$$

매기 말 은행파산으로 발생하는 할인된 기대손실 $e^{-r\tau} E_t[L(t+\tau)]$ 은 적정보험료율을 계산하는 방식과 유사한 방식으로 계산된다. $l_i(t+\tau)$을 은행 i에게 예금보험을 제공함에 따라 예금보험기구에 발생하는 기말 손실이라고 하면 식 (17)이 성립한다.

$$e^{-r\tau} E_t[\ l_i(t+\tau)] = N(-d'_2) - x_i(\ t^+)\, e^{(\alpha-r)\tau} N(-d'_1) \qquad (17)$$

여기서 d'_1과 d'_2는 $x_i(\ t^+)$가 $x_i(\ t^+)\, e^{(\alpha-r)\tau}$로 대체되었다는 점을 제외하면 식 (4)의 d_1과 d_2와 동일하다. 식 (17)을 모든 은행에 대해 통합하면 $e^{-r\tau} E_t[L(t+\tau)]$ 가 되며, 이를 통해 목표기금제하에서의 보험료율 $H^T(t)$가 계산된다. 식 (13)과 (17)은 Black·Scholes (1973)의 풋옵션식으로 만일 $\alpha > r$ 로 은행자산이 양(+)의 리스크 프리미엄(혹은 초과수익률)을 갖는다면 식 (13)의 적정보험료율은 식 (17)에서의 할인기대손실률을 상회함을 알 수 있다.

3.2 모형 시뮬레이션

3.2.1 모형 칼리브레이션(calibration)

이상의 가정 1)~3)에 기초한 모형을 우리나라 은행산업 자료에 적용하여 시뮬레이션을 실시하여 적정보험료율 $H^F(t)$ 과 목표기금보험료율 $H^T(t)$을 산출하고 이들의 동학을 비교할 수 있다.[10] 본절에서는 모형에 이용되는 모수를 우리나라 은행산업 자료에 적용하여 칼리브레이션하는 방법에 대해 논의한다.

가정 1)의 은행자산의 수익률은 Pennacchi(2000)에서와 같이 1995년 2/4분기~1997년 3/4분기의 10분기 중 우리나라 일반은행의 주가수익률을 'de-leveraging'하여 추정하였다. 구체적으로, 은행 i의 주식의 시장가치 S_i는 은행자산에 대한 Black·Scholes의 콜옵션(call option)으로 근사치를 구하고 '이또의 정리(Ito's lemma)'를 적용하면 아래의 조건을 만족하게 된다.

$$dS_i / S_i = \alpha_{si} dt + \frac{A_i \partial S_i}{S_i \partial A_i} \sigma_i dz_i = \alpha_{si} dt + \frac{A_i}{S_i} N(d_1) \sigma_i dz_i \quad (18)$$

따라서 은행 i의 자산수익률의 확률적 부분은 식 (19)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\sigma_i dz_i = \frac{S_i}{A_i N(d_1)} (d S_i / S_i - \alpha_{s_i} dt) \quad (19)$$

여기서 $\frac{S_i}{A_i N(d_1)}$는 은행주식의 기대되지않은 수익률에 적용된 'de-leveraging' 요소이다. 이는 관측되지 않은 자산의 가치 A_i에 의존하는데, 본고에서는 은행부채의 장부가와 주식의 시장가치의 합계로 자산가치의 근사치를 대체하였다. 이는 또한 d_1에 포함되는 τ와 σ_i에도 의존하는데 본고에서는, τ=1, σ_i는 김봉한·전선애 (2000)에서의 Ronn·Verma(1986)의 방법론을 적용하여 산출한 표본은행 자산의 표준편차의 평균 0.052825로 설정하였고, 은행 주식의 기대수익률 α_{si}는 3개월 CD금리로 정하였다. 이상으로부터

10) 본고의 목적은 목표기금보험료율과 적정보험료율과의 관계를 분석하는 데 있음으로 총 보험료율이 개별 은행의 위험도에 따라 개별은행에 대해 어떻게 상이하게 분포되는지는 본고의 분석에서 제외한다.

개별 은행에 대해 기대되지 않은 자산수익률의 분기별 자료를 구축한 후, 은행자산 수익률의 표본공분산행렬(sample covariance matrix)을 도출하였다.

또한, 식(18)에서의 은행파산으로 발생하는 할인된 기대손실 $E_t[L(t+\tau)]$을 계산하기 위하여 은행자산에 대한 리스크 프리미엄 $\alpha - r$가 필요한데, 본고에서는 이에 대한 대용 변수로 92~97년 중 일반은행의 평균 ROE인 0.00266을 사용하였다[11].

이상의 은행자산의 확률적 과정 이외에 식 (13)에서의 은행의 자산 대비 자기자본비율의 조정계수가 필요하다. 본고에서는 k=0.309를 시뮬레이션 시 벤치마크값으로 사용하였다.[12] 그러나, 이후 정태적 분석에서는 k=0.1에서 k=1.0까지의 범위에서 다양한 자기자본비율의 값을 사용하여 시뮬레이션을 실시하였다.[13] 이외에도 자산대비 목표 자기자본비율 C^*=0.04로 가정하였다.[14]

또한 감사 후 자본조정이 이루어지기까지의 기간인 감사구간 τ는 전반적인 예금보험의 비용에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 본고의 시뮬레이션에서는 감사구간을 1.5년에서 3년까지로 다양한 값을 사용하였다. 감사구간 τ가 커질수록 감독당국이 자본의 조정을 요구하지 않거나 자본이 부족한 은행의 폐쇄가 지연되어 규제유예 (regulatory forbearance)가 시행되는 것을 의미한다. 반면 감사구간 τ의 크기가 작아지는 것은 적기시정조치가 시행됨을 의미

11) 본고의 표본기간은 95년 2/4분기부터 10분기이나, 은행자산에 대한 리스크 프리미엄을 보다 정확한 대용변수로 사용하기 위하여 92~97년의 24분기의 은행자산에 대한 ROE를 사용하였다.

12) 미국의 경우 Furlong(1992)이 1억 달러 이상의 자산을 보유한 대형은행의 연간 재무제표 자료(Call Report)를 사용하여 자산대비 자기자본비율의 자기회귀과정을 추정한 바 있다. 추정식은 $c_{i,t} - c_{i,t-1} = k(c^*_{i,t} - c_{i,t-1})$로서 여기서 c는 실제 자기자본비율, c^*는 목표자기자본비율, k는 목표자기자본비율로의 조정계수를 나타낸다. Taur(1997)는 Furlong의 식을 FDICIA이후 기간인 1992~1996년의 은행산업자료에 적용하여 재추정 하였는데 연간 조정 모수는 k=0.309로 나타났다.

13) 우리나라 은행산업에 대한 목표자기자본비율로의 조정계수를 사용하여야 현실적이나 실증적으로 분석된 자료가 존재하지 않아 본고에서는 벤치마크 모수로서 미국자료를 사용하고, 우리나라 은행산업의 조정계수를 구하는 문제는 차후의 연구과제로 남겨 두었다.

14) 미국 금융감독당국은 자기자본의 충실도에 따라 금융기관을 5개 등급으로 분류하고 각 등급별로 차등화한 규제조치를 적용하고 있다. 단순자기자본비율(기본자본/총자산)과 기본자기자본비율(기본자본/위험가중자산) 4% 이상, BIS자기자본비율(총자기자본/위험가중자산) 8% 이상을 기록할 경우 2등급으로 '적정' 판정을 부여하고 있다. 여기서 C는 단순자기자본비율에 해당하는 것으로 볼 수 있다.

한다.

무위험이자율 대비 예금의 증가율 또한 목표기금제하에서 중요하게 고려되어야 할 변수이다. 우리나라의 경우 지난 20년간 요구불예금과 저축성예금을 합한 총예금은 약 19.6%의 연평균 증가율을 기록하였다. 그러나, 1980년대와 1990년대를 비교하였을 때 전기에는 21.8%, 후기에는 17.2%로 증가율이 하락하는 것을 알 수 있다. 향후에도 직접금융시장이 발달함에 따라 간접금융시장의 성장이 둔화될 것으로 예상되어 예금증가율이 더욱 하락할 것으로 예상된다.

2001년 부분보호제도 실시 이후 보험료 부과대상이 되는 부보예금의 증가율은 더욱 낮아지고 있다. 은행권의 경우 부보예금이 1999년에는 16%, 2001년에는 10%의 증가율을 기록하였고, 제2금융권을 포함한 전체 금융권의 부보예금은 증가율은 더욱 낮아 1999년에 5%, 2001년에 8%를 기록하였다.

본고에서 무위험이자수익률의 대용변수로 사용한 3개월 CD수익률은 90년 이후 외환위기 발생시점 이전까지는 14.32%, 95년부터 외환위기 발생시점 이전까지는 12.88%를 기록하여 하향 추세를 보였으며, 2000년 이후 2003. 9월까지 5.46%를 기록하고 있다. 이로부터 우리나라의 경우 예금증가율이 감소추세에 있기는 하나 무위험이자율과 비교하였을때 3~5% 정도 높은 증가율을 보이고 있음을 추측할 수 있다. 목표기금조정속도 θ도 명시되어야 한다. 우리나라의 경우 과거 경험치가 없는 상태이므로 본고의 시뮬레이션에서는 조정속도를 θ=0.1에서 θ=1.0으로 다양하게 설정하고 그 결과를 분석하고자 한다.[15)]

3.2.2 벤치마크 시뮬레이션

본절에서는 은행자산의 수익률이 다변량 로그정규분포를 따른다는 가정 1)과 감독당국의 폐쇄정책에 관한 가정 2) 및 매기 말 자기자본의 조정이 발생한

15) FDIC의 경우, 1991년 연방예금보험제도개선법(FDICIA)을 제정하고 그 당시 부보예금 대비 -0.36%의 적자를 기록했던 은행예금보험기금(BIF) 보유율을 목표기금율인 1.25%로 15년안에 달성하도록 하였다. 그러나, 1995년에 은행보험기금(BIF)이 1996년에는 저축대부조합기금(SAIF)이 목표기금보유율을 상회하였다. 이렇게 기금이 빨리 적립될 수 있었던 것은 은행산업이 기대했던 것보다 조기에 회복된 데 기인한 것으로 이러한 적립속도를 절대적인 경험치로 이용하기는 어렵다.

다는 가정 3)에 기초하여 구축한 모형에 대해 10,000번의 시뮬레이션을 시행하여 적정보험료율, 목표기금보험료율, 손실률 등의 시계열 자료를 산출하였다.[16] 모든 은행은 4%의 자산대비 자기자본비율을 시초값으로 갖으며, 은행이 기말 순자산가치가 음(-)을 기록하여 폐쇄된 경우 동일한 자산수익률 분포를 갖으나, 4%의 자산대비 자기자본을 보유하는 새로운 은행으로 대체되는 것으로 상정하였다.

벤치마크 시뮬레이션에서 모수는 감사구간 τ=1.5년, 예금증가율과 무위험이자율은 동일하게 g=r로 5.46%, 자산대비 목표자기자본비율 C*=0.04, 자본조정속도 k =0.309, 목표기금조정속도 θ=0.1, 예금 대비 목표기금규모는 1%로 가정하였다. 벤치마크 모수를 적용한 시뮬레이션을 통해 산출된 은행산업 전체의 적정보험료율, 목표기금보험료율, 자기자본비율, 파산 시 손실률 등의 표본분포의 시계열 특성을 <표 2>의 교차상관계수(cross correlation)를 통해 살펴볼 수 있다.

<표 2>에서 적정보험료율과 목표기금보험료율과의 상관계수는 0.7485로 높게 났는데 이는 예금보험기구가 목표기금보험료율을 다음기의 할인된 기대손실률을 충당할 수 있도록 책정한다는 식 (16)에 의하여 설명될 수 있다. 할인된 기대손실률과 적정보험료율도 적정보험료율이 리스크 프리미엄을 감안한다는 점을 제외하면 높은 상관관계를 갖을 것으로 예상할 수 있다. 또한 목표기금제하에서 목표기금보험료율이 현재의 기금잔액과 목표기금과의 격차를 좁힐 수 있도록 설계되었다는 점도 이러한 양(+)의 상관관계를 유도하는 요인이다. 예를 들어, 목표기금제하에서 은행자산의 가치가 감소할 경우 은행의 자본이 감소하며, 일부 은행의 경우 자본잠식으로 파산할 수도 있다. 이 경우 예금보험기금에 손실을 끼치게 되며 예금보험기금이 소진될 경우 예금보험기구는 보험료율을 인상하게 된다. 한편, 예금보험기구가 적정보험료율을 부과하는 경우에도 자본이 감소할 경우 이와 동일한 조치를 취하는데 이는 적정보험료율과 목표기금보험료율의 상관관계를 높이는 요인으로 작용한다. 이와 유사하

16) 먼저, 개별은행의 보험료율, 손실율, 자기자본비율을 구한 뒤 이를 단순평균하여 합계를 구하여 은행산업 전체의 평균 보험료율, 손실율, 자기자본비율을 도출하였다. 이러한 과정을 10,000번의 시뮬레이션을 실시하여 10,000개의 보험료율, 손실율, 자기자본비율을 구하였다.

게, 은행자산의 가치가 증대되어 자본이 증가하여 기금손실이 작아질 경우 목표기금보험료율과 적정보험료율은 동일하게 하락한다.

한편, <표 2>는 초기의 적정보험료율과 기말의 실현된 손실률과는 양(+)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 그러나, 상관계수는 0.2304로서 그다지 높지 않은데, 이는 은행 파산시 손실률은 다음기의 값이라도 정확히 예측하는 것이 쉽지 않음을 보여주는 것이다. 또한 적정보험료율과 현재의 자기자본비율은 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 식 (13)에 나타난 바와 같이 개별은행의 적정보험료율과 은행의 자기자본비율, $(1-1/\ x_i)$과는 역(-)의 관계를 보이기 때문이다. 따라서 총량 측면에서도 동일한 관계가 성립하여야 한다.

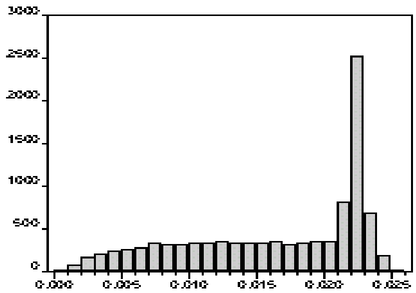
<표 2> 보험료율, 손실률 및 자기자본비율간의 상관관계

	적정 보험료율	목표기금 보험료율	손실률	자기자본 비율
적정보험료율, $H^F(t)$	1.0000			
목표기금보험료율, $H^T(t)$	0.7485	1.000		
손실율, L(t+ τ)	0.2304	0.1668	1.000	
자기자본비율, C(t)	-0.8630	-0.8105	-0.2017	1.000

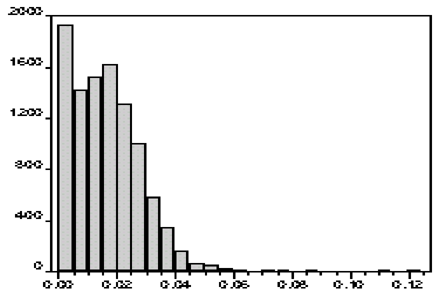
<그림 4>와 <그림 5>은 벤치마크 모수를 이용하여 실시한 시뮬레이션 결과 산출된 적정보험료율과 목표기금보험료율의 표본분포를 보여준다. 적정보험료율은 모두 양(+)의 값을 보여주고 있다. 목표기금보험료율의 분포는 적정보험료율의 분포에 비해 한쪽으로 치우친 모양을 하고 있다.[17] <그림 6>은 은행파산 시 실현된 연간 손실률의 시뮬레이션 결과인데, 손실률은 <그림 4>와 <그림 5>의 적정보험료율 및 목표기금보험료율보다 더욱 한쪽으로 치우친 분포를 보여주어 많은 경우 예금보험기구에 손실을 입히지 않는 것으로 나타났다. <그림 7>은 일반은행의 총 자기자본비율의 분포로 이는 앞의 세 개의 그림과 대조적으로 대칭에 가까운 분포를 보여주고 있다

17) 시뮬레이션 결과 산출된 10,000개의 목표기금보험료율 중 826개는 '0'의 보험료율을 나타내는데, 이는 목표기금보험료율은 비음수이어야 한다는 제약조건이 성립되는 경우이다.

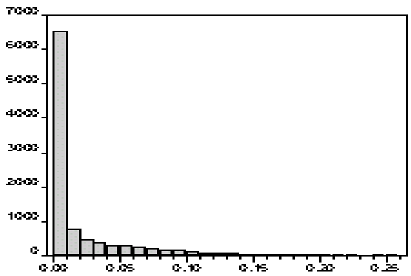
<그림 4> 적정보험료율



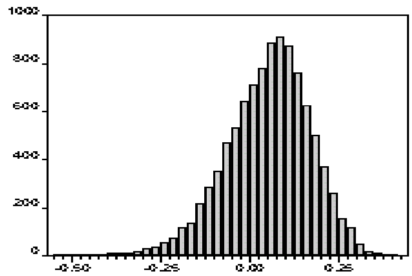
<그림 5> 목표기금보험료율



<그림 6> 손실율



<그림 7> 총 자기자본비율



3.3 시뮬레이션을 통한 비교정태분석

본 장에서는 감사 구간 τ , 목표기금달성 속도 θ , 은행의 목표자기자본비율 조정속도 k , 예금 증가율 g 등 모수가 변동할 경우 적정보험료율, 목표기금 보험료율, 은행의 손실률 및 은행의 자기자본에 미치는 영향을 분석하였다. 본장의 정태적 비교분석에서는 1999. 1/4~2001. 2/4분기 중 은행산업자료를 이용한 시뮬레이션을 실시하여 외환위기 이후의 분석결과를 보여준다[18].

---

18) 외환위기 이전과 이후를 대상으로 한 시뮬레이션의 분석결과 예금보험료율의 동학은 동일하였다.(전선애, 2003)

3.3.1 감사구간 τ가 변동하는 경우

먼저 감사 후 자본조정이 발생하는 기간의 길이인 감사구간 τ를 변경시킨 결과를 분석하였다. 감사구간이 짧다는 것은 부실금융기관이 폐쇄되고 자본잠식 상태는 아니나 자본이 부족한 은행에게 추가적으로 자본확충을 요구하는 등 적기시정조치가 취해짐을 의미한다. 감사구간의 변동이 보험료율, 은행의 손실 및 자본에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 은행의 자본조정 및 목표기금 달성 속도인 k 와 θ는 τ에 대해 불변인 것으로 가정하였다. 여기서 보험료율 및 손실률은 단위당 예금에 대한 비율로서 연간 보험료율 및 손실률을 나타낸다.

<표 3>은 감사간격이 τ = 0.5년에서 τ = 3.0년으로 변동하는 경우의 시뮬레이션 결과이다. 첫째줄에서 여섯째줄까지는 연간 적정보험료율, 할인된 손실률, 목표기금보험료율의 평균값과 표준편차이다.[19] 적정보험료율이 예금 한 단위당 0.0036~0.0054수준으로 추정되었다.[20]

할인된 기대손실률(매기초 기대되는 매기말 실현된 손실의 할인값)의 평균과 목표기금보험료율의 평균은 서로 유사한 수준으로 나타났는데 이는 보험료율을 손실율과 연계시킨 목표기금정책의 결과로 해석된다. 손실율의 표준편차가 목표기금보험료율의 표준편차에 비해 상대적으로 높은 것은 기대되지 않은 기금손실이 발생했을 경우 목표기금보험료율이 부분적으로 조정되도록 가정하였기 때문이다.

적정보험료율의 평균은 모든 τ에 대하여 손실률이나 목표기금보험료율의 평균값 보다 항시 높게 나타났는데, 이는 적정보험료율이 은행자산에 대해 양(+)의 리스크프리미엄을 고려하고 있기 때문이다. 또한, 적정보험료율 평균과

19) 이하의 표에서 평균과 표준편차는 시뮬레이션 결과 산출된 10,000개의 은행산업 전체의 평균보험료율, 손실율, 목표기금보험율의 평균과 표준편차를 나타낸다.

20) 우리나라의 적정보험료율은 사용된 방법론 및 연도에 따라 상이하게 추정되었다. 배성환(2001)이 옵션가격결정모형을 이용하여 추정한 일반은행의 예금보험료율은 1998년에는 평균 0.0052, 1999년에는 평균 0.0025이고, 김봉한·전선애(2003)가 Ronn·Verma(1996)의 방법론을 사용하여 추정한 1999년 은행의 적정보험료율은 평균 0.02974이다. Laeven(2002)의 경우 예금보험기구가 은행의 예금채무만을 보호하는 경우 추정한 가중평균 적정보험료율은 0.0273이다.

손실률은 감사구간이 증가할수록 증가하며 또한 적정보험료율이 더욱 빠른 속도로 증가할 것으로 예상할 수 있다. 이는 감사구간이 길어질수록 예금보험을 제공하는 데 따른 손실위험이 커지기 때문으로 적정보험료율을 기대할인 손실률과 괴리시키는 리스크 프리미엄이 증가하기 때문이다. <표 3>의 시뮬레이션 결과에서는 적정보험료율의 평균과 손실률은 감사구간이 증가할수록 일관되게 증가하고 또한 적정보험료율이 더욱 빠른 속도로 증가하는 것으로 나타났다.

<표 3>의 일곱 번째 줄은 목표기금제하에서의 예금대비 기금보유율의 평균이 모든 τ에 대하여 항시 목표기금보유율과 유사한 수준을 유지하고 있음을 보여준다. 그러나, 감사가 자주 실시될수록 평균 수치가 목표기금규모보다 큰 것으로 나타나는데, 이는 한쪽으로 치우친 형태를 갖는 은행의 손실분포에 영향을 받는 때문이다. <그림 6>에서 보듯이 많은 경우 예금보험기금의 손실이 '0'이거나 '0'에 가까운 경우가 많으며, 감사가 자주 실시될수록 이러한 '0'의 손실을 기록하는 경우가 많아질 것이다. 따라서 감사가 자주 실시될 경우 손실은 대부분의 경우 보험료율보다 낮은 경향을 보이고 이때 기금의 규모는 목표기금규모보다 크게 된다.

<표 3>의 여덟번째 줄은 은행이 기말 자산대비 자본 비율을 점진적으로 목표비율 C^*=0.04로 조정한다는 가정하에서도 자산대비 자본비율의 평균이 5~6%를 기록하고 있음을 보여준다. 이는 은행자산에 대한 기대 수익률이 무위험이자율을 상회하는 은행자산에 대한 양(+)의 리스크프리미엄을 가정한 때문으로, 은행의 기말 자기자본비율은 목표 비율보다 크며 은행은 점진적으로 동 비율을 하향조정하게 된다. 총 자기자본비율의 분포를 보여주는 <그림 7>에서도 평균자본비율이 4% 이상을 보여 이를 뒷받침해 준다.

<표 3>의 밑에서 두 번째줄의 상관계수는 감사구간이 길어져 감사의 횟수가 감소할수록(τ가 증가할수록) 적정보험료율과 목표기금보험료율간의 상관관계가 낮아지는 반면, 감사의 회수가 증가할수록 그 둘의 상관관계가 높아져, 감사가 자주 시행될 경우 총량 측면에서 목표기금보험료율제도가 적정보험료율제도를 대체할 수 있음을 시사하고 있다. 그러나, 이들의 평균 수치는 서로 상이하므로 목표기금보험료율은 부보금융기관의 예금조달비용을 왜곡시킴을

알 수 있다.

<표 3>의 마지막 줄은 각각의 τ에 대해서 ‘표준왜곡’의 통계치를 보여준다. 이 표준왜곡은 목표기금보험료율의 표본표준편차와 유사한 개념이나 목표기금보험료율이 자신의 평균값이 아닌 해당 기간의 적정보험료율에 중심을 두고 있다는 점에서 상이하다.[21] 표준왜곡은 감사구간이 증가할수록 이러한 왜곡도 증가함을 알 수 있다. τ가 증가할수록 적정보험료율과 목표기금보험료율의 평균값의 차이가 커지고 이 둘의 상관관계는 감소하는데, 이러한 두 가지 효과는 매 기간별 적정보험료율과 목표기금보험료율간의 괴리를 크게 하는 요인이다.

<표 3> 상이한 감사구간하에서 시뮬레이션 결과

	τ=0.5	τ=1.0	τ=1.5	τ=2.0	τ=2.5	τ=3.0
적정보험료율평균	0.003647	0.0044570	0.004774	0.005116	0.005348	0.005491
표준편차	0.003267	0.002707	0.002285	0.001907	0.001560	0.001298
손실율평균	0.003409	0.004130	0.004351	0.004663	0.004740	0.004899
표준편차	0.010200	0.010331	0.010318	0.010251	0.009998	0.010407
목표기금보험료율평균	0.003606	0.004232	0.004417	0.004714	0.004777	0.004935
표준편차	0.004699	0.004262	0.004091	0.003987	0.003993	0.004182
목표기금보유율평균	1.000983	1.000597	1.000525	0.999451	1.000147	0.999081
자기자본비율평균	0.064973	0.060608	0.059073	0.056192	0.053801	0.052045
상관계수*	0.671856	0.677988	0.646485	0.614056	0.572218	0.547775
표준왜곡	0.003482	0.003146	0.003162	0.003218	0.003402	0.003680

* 적정보험료율과 목표기금보험료율의 상관계수

주: 보험료와 손실률은 예금 단위당 연간 자료임. 10,000의 시뮬레이션 결과로, 예금증가율과 무위험수익률 g=r=5.46%, 자산대비 목표자기자본비율 C^*=0.04, 자본조정속도 k =0.309, 목표기금조정속도 θ=0.1로 가정

21) 목표기금제하에서 발생할 수 있는 이러한 왜곡을 측정하는 통계치를 ‘표준왜곡(standard distortion)’이라 칭하며 표준왜곡 $\equiv\sqrt{\frac{1}{T}\ [\ H^F(t)-\ H^T(t)]^{\,2}}$으로 쓴다.

3.3.2 목표기금의 달성속도 θ가 변동하는 경우

<표 4>는 감사구간은 τ=1.5로 고정되어 있는 반면, 목표기금의 달성속도가 θ =0.1에서 θ=1.0으로 변동하는 경우를 시뮬레이션 한 결과이다. 이론적으로 자기자본비율, 적정보험료율과 손실률의 평균 및 표준편차는 목표기금의 달성속도 에 영향을 받지 않아야 하며, 이는 위첨자 c로 표시되었다. 상이한 θ하에서 이들 값이 상이하게 나타나고 있는 것은 시뮬레이션 결과가 무작위로 산출된 표본분포에 영향을 받기 때문이다.

목표기금보험료율의 표준편차는 0.0041～0.0116를 기록하고 있는데, 여기서 특기할 점은 목표기금으로의 조정속도가 빨라질수록 표준편차가 증가한다는 것이다. 기금이 목표기금규모로 급격히 조정된다는 것은 목표기금보험료율과 실현된 손실율간의 관계가 더욱 밀접해짐을 의미한다. θ = 1로 보험료율이 예금대비 기금의 기대비율이 목표적립률과 일치하는 수준으로 즉각적으로 조정되는 극단적인 경우, 목표기금보험료율의 표준편차는 손실률의 표준편차에 근접한다. 이때 적정보험료율과 목표기금보험료율과의 상관관계는 감소하고 목표기금보험료율의 표준왜곡도 증가하는데 이는 목표기금으로의 점진적인 조정을 통해 목표기금보험료율체계의 왜곡비용을 감소시킬 수 있음을 시사한다.

<표 4> 상이한 목표기금 달성속도하에서 시뮬레이션 결과

	θ=0.1	θ=0.2	θ=0.3	θ=0.5	θ=0.7	θ=0.9	θ=1.0
적정보험료율평균^c	0.004820	0.004823	0.004816	0.004902	0.004846	0.004852	0.004859
표준편차^c	0.002261	0.002286	0.002264	0.002270	0.002270	0.002262	0.002267
손실율평균^c	0.004444	0.004251	0.004270	0.004555	0.004439	0.004350	0.004410
표준편차^c	0.010338	0.010055	0.009917	0.010337	0.010325	0.010236	0.010356
목표기금보험료율평균	0.004513	0.004319	0.004338	0.004323	0.004507	0.004418	0.004477
표준편차	0.004135	0.005297	0.006365	0.008467	0.010117	0.011282	0.011651
목표기금보유율평균	0.999783	1.001845	1.001856	1.001346	1.001914	1.002550	1.002591
자기자본비율평균^c	0.058545	0.058623	0.058563	0.057757	0.058288	0.058204	0.058168
상관계수*	0.648739	0.550815	0.501427	0.458822	0.409903	0.368847	0.359334
표준왜곡	0.003190	0.004494	0.005592	0.007699	0.009423	0.010666	0.011047

* 적정보험료율과 목표기금보험료율의 상관계수

주: 보험료와 손실률은 예금 단위당 연간 자료임. 10,000의 시뮬레이션 결과로 감사구간 τ=1.5년, 예금증가율과 무위험수익률 g=r=5.46%, 자산대비 목표자기자본비율 C^*=0.04, 자본조정속도 k =0.309로 가정

3.3.3 목표자기자본비율로의 조정속도 k가 변동하는 경우

<표 5>는 은행의 자기자본비율이 목표 자기자본비율로 조정되는 속도가 k=0.1에서 k=1.0으로 변동하는 경우를 시뮬레이션한 결과이다. k=1.0은 은행이 매기 감사 후 자기자본비율이 목표치로 완전히 조정됨을 의미한다. 자기자본 조정의 속도가 완만하여 은행이 자기자본을 빠르게 조정하지 않을 경우 자기자본비율이 목표대보다 낮은 은행은 자본확충을 천천히 실시하여 예금보험기구에 손실을 입힐 확률이 큰 반면, 목표대를 상회하는 규모의 자본을 보유한 건전한 은행은 자본을 지속적으로 과다하게 보유하고 결과적으로 예금보험기구에 손실을 입힐 확률이 낮아진다. 본장의 시뮬레이션 결과에서는 자기자본비율 조정속도를 낮춘 '순 효과'는 적정보험료율의 하락으로 나타나 예금보험기금의 부채를 감소시키는 것으로 나타났다.

이는 은행의 자기자본비율을 평균적으로 매기 증가시키는 은행자산의 양(+)의 리스크 프리미엄에 기인한다. 목표자기자본비율로의 조정속도 k = 0.1인 경우 은행의 평균자본비율은 9%를 기록한 반면, k=1.0인 경우 4.%대를 기록하였다. 또한 목표자기자본비율로의 조정속도 k가 증가할수록 적정보험료율과 목표기금보험료율과의 상관관계가 감소하여 은행이 자기자본비율을 즉각적으로 목표비율로 조정하는 k=1.0인 극단적인 경우 이 둘의 상관관계는 '0'이 된다. 이러한 '0'의 상관관계는 은행이 매기 초 동일한 목표자기자본비율에서 출발하므로 동일한 적정보험료율이 책정되는 반면 목표기금보험료율은 과거의 손실을 반영하여 매기 말 상이하게 책정된다는 사실이 반영된 것으로 조정속도가 증가할수록 표준왜곡은 커지며 k=1.0일 때 최대가 된다.

<표 5> 상이한 목표자기자본비율 조정속도하에서 시뮬레이션 결과

	k=0.1	k=0.2	k=0.3	k=0.5	k=0.7	k=0.9	k=1.0
적정보험료율평균	0.003286	0.004245	0.004814	0.005643	0.006180	0.006610	0.006721
표준편차	0.002744	0.002586	0.002283	0.001554	0.000805	0.000170	0.000000
손실율평균	0.002805	0.003899	0.004313	0.005142	0.005352	0.005732	0.006182
표준편차	0.007936	0.009615	0.010141	0.010923	0.011136	0.011634	0.012421
목표기금보험료율평균	0.002869	0.003966	0.004382	0.005212	0.005421	0.005802	0.006251
표준편차	0.003808	0.004125	0.004029	0.003874	0.003647	0.003513	0.003705
목표기금보유율평균	1.005210	1.001108	1.001176	0.999333	1.001905	1.002041	0.998540
자기자본비율평균	0.093562	0.069254	0.058794	0.048253	0.043436	0.040624	0.040000
상관계수*	0.728303	0.677995	0.634679	0.528179	0.374245	0.208685	0.000000
표준왜곡	0.002643	0.003052	0.003155	0.003354	0.003511	0.003574	0.003735

* 적정보험료율과 목표기금보험료율의 상관계수

주: 보험료와 손실률은 예금 한단위당 연간 자료임. 10,000의 시뮬레이션 결과로 감사구간 τ =1.5년, 예금증가율과 무위험수익률 g=r=5.46%, 자산대비 목표자기자본비율 C^{*}=0.04, 목표기금 조정속도 θ=0.1로 가정

3.3.4 예금증가율 g가 변동하는 경우

마지막으로 <표 6>은 예금 증가율이 변동할 경우의 시뮬레이션 결과를 보여준다. 지금까지는 예금 증가율이 무위험이자율 r과 동일한 것으로 가정하였으나, 여기서는 예금 증가율이 무위험이자율에 비해 2%p 낮은 경우부터 3%p 높은 경우까지 다양한 경우를 가정하였다. <표 6>에서는 예금의 증가율이 무위험이자율과 동일하다는 g=r의 가정으로부터 괴리될수록 목표기금보험료율의 특징이 근본적으로 변하며 목표기금보험료율의 평균은 손실률의 평균과 더 이상 동일하지 않게 됨을 보여준다.

즉, 예금증가율이 무위험이자율보다 낮을수록(높을수록) 목표기금보험료율의 평균은 손실률의 평균보다 작으(크)며, 본고의 표에는 제시되어 있지 않지만 예금증가율이 무위험이자율에 비하여 매우 낮을 경우 목표기금보험료율의 평균은 ‘0’이 되어 목표기금보험료정책은 더 이상 가능하지 않게 된다. 즉, 식 (17)이 의미하는 보험료의 비음수 제약이 항시 성립하며, 이 경우 기금대비 목표기금의 비율은 발산하게 된다.

이에 대한 이유를 직관적으로 설명하면 다음과 같다. 현재 예금대비 기금 비율이 목표기금제의 비율과 동일한 경우를 상정하자. 만일 보험료율이 매기말 할인된 기대손실률과 일치하도록 책정될 경우 기금의 잔액은 국채에 투자한 수익률, 즉 무위험이자율의 비율로 증가한다. 이는 예금이 무위험이자율의 수준으로 증가한다면 목표적립률은 평균적으로 상수를 유지하게 됨을 의미한다. 따라서 예금증가율이 무위험이자율과 동일한 $g=r$인 경우, 정상상태(steady-state) 목표기금보험료율의 평균은 할인된 기대손실율의 평균과 동일하게 될 것이다. 그러나, 만일 $g>r$인 경우 목표기금보험료율이 손실률과 동일하게 책정되었다면 예금은 $g>r$의 비율로 증가하는 동안 기금은 r의 비율로 증가하게 되고 예금대비 기금의 비율은 하락한다. 이 경우 보험료율은 기금의 비율을 목표기금수준으로 유지하기 위하여 할인된 손실율보다 높게 책정되어야 한다.

$g<r$인 경우에도 동일한 논리가 적용된다. 이 경우 보험료율의 평균은 예금대비 기금의 잔액비율을 목표기금에 유지하기 위하여 손실율의 평균보다 낮게 책정되어야 한다. 그러나, 만일 예금증가율이 무위험이자율에 비해 급격하게 감소하는 경우 그리고 은행의 손실이 예상보다 별로 발생하지 않는 경우 기금잔액은 목표기금대를 상회하게 될 것이다.

은행의 손실이 작고, 기금의 투자수익이 충분히 커서 기말 기대손실률과 예금의 증가율의 합보다 커질 경우 '0'의 보험료율 제도하에서도 기금은 지속적으로 증가한다. 즉, 은행파산이 별로 발생하지 않는 경기 호황기에 기금의 수준은 발산하게 되어 불안정한 균형을 보이고 목표기금보험료율 부과를 통한 목표기금대의 조정은 불가능하게 된다.[22]

목표기금보험료율체계하에서 왜곡은 예금증가율이 무위험이자율을 상회할 경우 최소화된다. 즉, 은행자산에 양(+)의 리스크 프리미엄이 부과되어 적정보험료율이 할인된 기대손실률을 상회할 경우에 한해 목표기금보험료율의 평균

22) 이는 최근 미국 FDIC가 경험하고 있는 현상이기도 하다. 미국의 경우 예금증가율이 과거보다 현저히 낮아졌으며 무위험이자율보다도 낮은 상태로 이러한 환경하에서 목표기금보험료율은 적정보험료율보다 낮게 책정되고 있다. 이는 예금은행이 다른 비은행금융기관에 비해 낮은 자금조달비용을 부담하고 있음을 의미하며 금융산업의 왜곡을 초래하는 요인으로 지적되고 있다. 현재 미국의 경우 은행의 파산이 많이 발생하고 있지 않은 상황에서 예금기관의 90% 이상이 보험료를 납부하지 않고 있다는 사실이 이러한 시뮬레이션 결과를 뒷받침해 준다.

은 적정보험료율의 평균 수준에 근접한다. 은행자산에 대한 리스크 프리미엄이 클수록 무위험이자율을 상회하는 예금 증가율의 폭이 커져야 목표기금보험료율체계하에서의 왜곡은 최소화될 것이다. 이는 무위험이자율을 상회하는 예금 증가율은 목표기금보험료율에는 존재하지 않는 리스크 프리미엄의 역할을 담당하기 때문이다. 반면, 무위험이자율을 하회하는 예금 증가율은 목표기금정책의 왜곡을 초래하며 은행들이 리스크를 추구할수록 그 왜곡은 더욱 커질 것이다.

<표 6> 무위험이자율 대비 상이한 예금증가율하에서 시뮬레이션결과

	g=r−0.02	g=r−0.01	g=r−0.005	g=r	g=r+0.002	g=r+0.02	g=r+0.03
적정보험료율평균	0.004853	0.004825	0.004817	0.00484	0.004831	0.004889	0.004823
표준편차	0.002274	0.002291	0.002281	0.002284	0.002268	0.002253	0.002299
손실율평균	0.004393	0.004315	0.004235	0.004355	0.004398	0.004554	0.004344
표준편차	0.010316	0.010103	0.010044	0.010229	0.010408	0.010396	0.010175
목표기금보험료율 평균	0.000004	0.000006	0.000007	0.004424	0.009549	0.025163	0.035503
표준편차	0.001689	0.001844	0.001986	0.004007	0.004111	0.003631	0.003404
목표기금보유율평균	2.9×10^{127}	3.3×10^{62}	1.4×10^{30}	1.001036	0.999105	0.998086	0.999569
자기자본비율평균	0.058195	0.058616	0.058618	0.058404	0.058538	0.057772	0.058604
상관계수*	0.011650	0.005462	0.009825	0.637136	0.672677	0.718730	0.761585
표준왜곡	0.005573	0.005598	0.005622	0.003127	0.005635	0.020434	0.030760

* 적정보험료율과 목표기금보험료율의 상관계수

주: 보험료와 손실률은 예금 단위당 연간 자료임. 10,000의 시뮬레이션 결과로 감사구간 τ=1.5년, 자산대비 목표자기자본비율 C^{*}=0.04, 자본조정속도 k=0.309, 목표기금조정속도 θ=0.1로 가정

4. 맺음말

본고에서는 신용위험모형을 응용하여 우리나라 예금보험기금의 적정규모를 산출하고, 또한 주어진 목표기금제하에서의 보험료율(목표기금보험료율)의 추이와 적정보험료율의 추이를 시뮬레이션을 통해 비교함으로서 예금보험료율

체계에 관한 시사점을 도출하였다.
이론상 기금의 적정규모는 기금의 손실분포에 기초하여 기금의 정상손실(normal loss)을 계산하이에 기초해서 적정한 신뢰구간을 적용하여 산출한다. 기금의 손실분포를 결정하는 요소로서 부보금융기관의 부실화 확률에 영향을 미치는 모든 정치, 경제, 사회적 요인들은 예금보험제도의 정책과는 외생적으로 결정되는 변수들이며, 이에 대해 예금보험기구가 할 수 있는 최선의 대응책은 이들의 변화를 정확히 측정하여 부보금융기관의 파산확률의 예측을 정교화하는 것이다.
우리나라는 미국과 달리 금융기관의 파산이 금융위기를 겪은 이후 발생한 최근의 현상으로서, 부도율, 부도시 손실률, 또는 금융기관간 부도상관관계 등 모형 추정에 필요한 모수의 역사적 경험치가 많이 축적되어 있지 않다. 따라서, 신용위험모형을 응용하여 예금보험기금의 손실분포를 추정하고자 할 경우 우리나라 금융산업의 현실에 맞는 가정을 설정하고 민감도 분석이나 스트레스 테스팅 등의 검증작업을 통해 모형 검증작업을 보완하는 것이 향후 중요한 과제이다.
이론상 도출된 적정기금규모는 제도적으로 예금보험기구의 실제 목표기금규모를 산정하는 데 기초자료로 광범위하게 활용될 수 있을 것이다. 그러나, 부보금융기관의 부실화 확률이 어떠하든 예금보험기구는 항상 이로부터 기금에 유발되는 손실의 크기를 조절할 수 있다. 구체적으로 부보한도의 선택, 부실금융기관 개입시점의 선택, 부실금융기관 정리방식의 선택 등에 따라 궁극적인 기금손실의 규모는 달라지며, 예금보험기구가 부실금융기관에 대한 보험지위 종결권을 보유하고 있을 경우 기금손실의 규모는 한층 절감될 수 있다.
또한 이론적으로 회계에 시차가 존재하지 않아 예금보험기구가 정확한 부보금융기관의 재무정보를 보유하고 있고 이에 따라 엄격한 적기시정조치(Prompt Corrective Action: PCA)를 적용할 경우 부보금융기관이 부실화된다 해도 기금의 손실은 방지될 수가 있다. 결론적으로 부보한도, 부실금융기관 개입시점, 부실금융기관 정리방식, 기타 기금손실을 조절할 수 있도록 예금보험기구에 허용되어 있는 권한 등은 기금관리에 큰 영향을 미치며 이들 권한의 보유와 권한행사 능력 등에 따라 적정 기금규모가 크게 달라진다.

한편, 금융기관의 도덕적 해이를 방지하기 위하여 부보금융기관이 추구하는 리스크에 상응하는 보험료가 징구되어야 한다는 것이 학계의 보편적인 주장이다. 그러나, 보험기구나 규제당국이 얻을 수 있는 정보의 제약으로 인하여 적정보험료율을 추정하는 것이 매우 어려운 작업으로 인식되고 있어 현실적으로 많은 나라의 경우 고정보험료율제도나 목표기금보험료율제도를 실시하고 있는 실정이다.

본고에서는 이에 Pennacchi(2000)에서와 같이 Merton(1977)의 예금보험모형을 우리나라 은행산업 자료에 적용하고 시뮬레이션을 실시하여 목표기금제와 예금보험료율체계에 관한 시사점을 도출하였다. 은행에 대한 감사주기가 짧아 (사실상) 적기시정조치가 실시되고, 기금이 목표기금으로 완만하게 조정되도록 하며 또한 은행의 자기자본비율이 목표 자기자본비율로 완만하게 조정될수록 목표기금보험료율과 적정보험료율과의 상관관계가 높게 나타나고 목표기금보험료율제도의 왜곡도 감소하는 것으로 나타났다. 무위험이자율 대비 예금의 증가율 또한 목표기금제하에서 중요하게 고려되어야 할 변수이다. 목표기금보험료율의 왜곡은 예금증가율이 무위험이자율을 상회할 경우 최소화되는 것으로 나타났는데, 이는 무위험이자율을 상회하는 예금 증가율이 목표기금보험료율에는 존재하지 않는 리스크프리미엄의 역할을 담당하는 때문으로 분석된다.

<참 고 문 헌>

김대식・박영석・신진영・이준행・정지만, “예금보험기금의 적정 적립목표규모와 보험료율 연계방안에 관한 연구”, 『금융연구』 제9권 제2호, 한국금융학회, 2004. 12월, pp. ~

김봉한・전선애, “은행위험에 기초한 예금보험료율 추정에 관한 연구,” 『금융연구』 제16권 제1호, 한국금융연구원, 2002. 6월, pp. 95~124.

함상문, “예금보험제도와 적정 예금보험기금”, 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원, 제10권 2호, 2004. 8, pp. 55~104

Bank for International Settlements, Credit Risk Modeling: Current Practices and Applications, Basel, April 1999.

Bennett, Rosalind L., "Evaluating the Adequacy of the Deposit Insurance Fund: A Credit-Risk Modeling Approach," FDIC, July 2002.

Furlong, F., “Capital Regulation and Bank Lending,” Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Review 3, 1992, pp. 23-33.

Garcia, Gillian, “Deposit Insurance: Actual and Good Practices,” IMF Occasional Paper 197, IMF, 2000.

Jones, D. S., "Emerging Problems with the Basel Accord: Regulatory Capital Arbitrage and Related Issues," Manuscript, delivered at conference on Credit Risk Modeling and the Regulatory Implications, Bank of England, Sep. 1998.

Jones, David and John Mingo, "Industry Practices in Credit Risk Modeling and Internal Capital Allocations: Implications for a Model-Based Regulatory Capital Standard," Paper presented at the conference Financial Services at the Crossroads: Capital Regulation in the Twenty-First Century, Federal Reserve Bank of New York, February 1998, pp. 26-27.

Koyluoglu, H. Ugur and Andrew Hickman, "A Generalized Framework for Credit Risk Portfolio Models," Oliver, Wyman & Company, Sep.

1998a.

Kuritzkes Andrew, Til Schuermann and Scott Weiner, "Deposit Insurance and Risk Management of the U.S. Banking System: How Much? How Safe? Who Pays?," 02-02-B, Financial Institutions Center, The Wharton School, University of Pennsylvania, 2002.

Merton, R. C., “An Analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees: An Application of Modern Option Pricing Theory,” Journal of Banking and Finance 1, 1977, pp. 3-11.

Pennacchi, George, “The Effects of Setting Deposit Insurance Premiums to Target Insurance Fund Reserves,” Journal of Financial Services Research Vol. 16, No. 2, 2000, pp. 153-180.Saunders, a. and L. Allne, Credit Risk Measurement, 2nd Ed. Joh Wiley & Sons, New York, 2002.

Taur, R. “Re-estimation of Furlong’s Capital Adjustment Process,” Memo, U.S. Office of Management and Budget, July 1997.