

옵션모형을 이용한 은행부실의 조기경보모형 구축

전 선 애* · 김 봉 한**

< 요 약 >

본고는 1995~2001년 중 우리나라 일반은행의 주가지수 및 재무제표를 이용하여 옵션가격모형에 기초한 부도거리를 추정하였다. 추정된 부도거리와 은행의 수익성 및 건전도 지표와의 관계를 분석한 결과, 은행의 수익성이 증가하거나 자산이 증가할 경우 부실화 확률이 낮아지는 반면, 부실채권이 증가할수록 부실화확률이 높고 신용등급이 낮을수록 부실화확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 probit 및 logit 모형을 이용한 부도거리의 유용성을 분석한 결과, 퇴출 및 공적 자금 지원 여부를 기준으로 은행위기를 분류한 경우 3년의 시차를 두고, 신용등급을 기준으로 분류한 경우에는 2년의 시차를 두고 부도거리와 은행위기와의 음(-)의 상관관계(부도확률이 높을수록 은행위기가 발생할 확률이 높음) 보여주었으나, 분석결과가 통계적으로 유의미하지는 않았다.

핵심 주제어: 옵션모형, 부도거리, 부실화확률, 은행위기

I. 서 론

은행시스템은 경제 내 지급결제시스템의 참가를 통해 거래를 활성화하고, 가계와 기업에게 자금을 증대하며 금융발전에 기여한다. 또한 은행시스템은 시장에 기초한 거래가 제공할 수 없는 위험 분산(risk-sharing)의 기회도 제공한다. 은행시스템이 제대로 기능하지 않아 은행위기가 발생할 경우 경제 침체, 높은 인플레이션과 막대한 재정부담을 야기시킨다는 점은 최근의 우리나라 및 동아시아 금융위기를 통해서 확인한 바 있다.

최근의 IMF서베이에 의하면 금융위기에 따른 재정비용이 미국의 경우 GDP의

* 전남대학교 경영대학 경제학부 교수(sechun@chonnam.ac.kr)(제1저자)

** 공주대학교 경제통상학부 교수(bongkim@kongju.ac.kr)

3%, 칠레나 인도네시아의 경우에는 GDP의 50%까지 이른 것으로 나타나 은행시스템의 건전한 운영은 일국의 가장 중요한 경제정책목표의 하나로 인식되고 있다. 은행부문의 건전성을 확보하기 위해서는 거시경제환경을 건실하게 운용하고, 적절한 규제감독을 통하여 은행이 건전한 지배구조를 구축하고 위험관리가 효율적으로 이루어지도록 유도하여야 한다.

그러나, 과거 20여년 동안 반복하여 발생한 은행위기는 은행시스템을 건전하게 유지하는 것이 쉬운 일이 아님을 보여준다. 1960년대 이후 은행위기의 발생을 예방하기 위하여 많은 국가에서 예금보험제도가 도입되었다. 그러나 예금보험제도가 유인부합적으로 설계되지 않거나 혹은 은행에 대한 규제감독이 적절히 이루어지지 않을 경우 예금보험제도의 존재가 오히려 은행위기를 심화시킬 수 있다는 것은 잘 알려진 사실이다.

이에 예금보험기구 및 은행감독기구가 은행시스템 전체 및 개별은행 수준에서의 위험을 모니터링하고 정보를 보내는 여러 가지 방법들을 개발하여 왔다. 이는 은행시스템 전체 및 개별은행의 위험을 양적으로 측정할 수 있는 시스템으로서, 포괄적으로 “은행부실의 조기경보 시스템(Early Warning Systems of Bank Distress)”으로 지칭된다. 지금까지 조기경보 시스템은 대부분의 경우 국제수지위기 발생원인에 대한 초기의 실증분석에 기초하여 유추된 거시경제 지표를 활용하여 계량경제학적 모형으로 구축되었다(Demirguc-Kunt and Detragiache 1998).

반면, 최근에는 개별은행의 리스크를 모니터링하기 위해서 감독당국의 검사(on-site examination)를 보완하는 방향으로 은행부실의 선행지표를 찾는 연구들이 이루어져 왔다. 특히 은행주식의 시장가격과 후순위채권 가격과 같은 지표들이 시장 리스크의 가격을 정확하게 반영하여 책정될 수 있다는 가정하에서 이들 가격지표가 은행의 부실상태를 잘 나타낼 수 있는 것으로 분석되었다. 또한 시장 정보는 빠른 주기로 해당 자료를 입수할 수 있다는 점에서 은행검사에 비해 유리하다.

지금까지 금융기관의 경영활동에 대한 모니터링의 수단으로서 주식시장이 보내는 시그널에 관한 연구는 별로 되어 있지 않은 상태이며, 대부분의 분석은 채권시장에서의 스프레드에 초점이 맞추어져 왔다. 이는 은행을 규율하는 방법으로서 후순위채를 의무적으로 발행하도록 하는 방안이 장려되어 온 것에 기인하는데

(Calomiris 1997), 이는 후순위채 보유자들에게 은행의 위험을 모니터링할 강력한 유인이 존재한다는 가정에 근거한 것이다. 또한 이는 주식보유자들이 위험을 더욱 많이 인수할 경우 더욱 많은 이익을 얻을 확률이 존재함으로 주가가격에 기초한 시그널이 편향(biased)되었을 가능성 높기 때문이기도 하다(Berger et. al. 2000)¹⁾.

금융기관의 경영활동에 대한 모니터링의 수단으로서 주식시장을 활용하면, 몇 가지 유용한 점이 있다. 첫째, 주식시장에 기초한 편향되지 않은 부실화지수를 도출해내는 것이 가능하다. 둘째, 주식시장은 정보를 처리하는 데 있어서 효율적이다. 그리고 주가의 움직임은 은행의 자금조달비용을 증가시키거나 감소시킴으로 시장규율을 유도하는 수단이 되고 이는 또한 자기자본규제나 현장검사 등과 같은 전통적인 건전성 감독을 보완하기도 한다. 은행 감독에 있어 시장지표를 활용함으로써 은행의 건전경영을 유도하며, 특히 국제영업을 하는 대형 복합은행의 위험을 규율하는데 이러한 지표들이 유용하게 활용될 수 있다. 마지막으로 금융감독당국이 은행의 부실을 평가하는 데 있어 이러한 시장지표를 활용함으로써 전통적으로 사용되는 재무제표를 보완할 수 있다.

많은 실증분석은 주식보유자들이 은행 자산의 질(quality)에 대한 소식에, 혹은 다른 은행의 문제에 대해 합리적으로 반응한다는 연구결과를 제시하고 있다(Aharoney and Swary 1996). 또한 주가는 은행도산에 관해 유용한 정보를 제공할 수 있는 것으로 분석되었다. Merton(1974)이 제안한 기업부채 모형을 활용하여, 주가 및 은행의 재무제표를 사용하여 구축한 모형이 유럽 은행들의 도산을 18개월 이전부터 예측할 수 있다는 연구결과가 발표되었다(Gropp et. al. 2002). 또한 1997년에 발생한 아시아위기의 경우, 주식시장과 관련된 지표들이 신용등급보다 빠르게 움직인 것으로 나타났다.

본고에서는 첫째, "Merton-type"의 옵션가격모형에 기초한 모형으로 은행의 주가 및 재무제표 자료를 이용하여 은행 부실화 지표를 구축하고, 둘째, 감독당국이 이러한 시그널을 부실은행을 식별해내는 조기경보모형(early warning models)로서 활용할 수 있는지를 분석하고자 한다.

1) 이러한 고위험·고수익(high risk-high return)의 도덕적 해이는 은행이 부실화 시점에 근접해 갈수록 혹은 은행의 경영권가치(charter value)가 더욱 낮아질수록 상대적으로 더욱 심화된다(Keely 1990, Demsetz et al 1996, Gropp and Vesala 2001).

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 주식시장 자료를 이용한 옵션모형으로부터 도출된 부도거리(distance-to-default)의 특성을 살펴본다. 도출된 부도거리가 완전하고(complete), 편향되지 않은(unbiased) 지표이기 때문에 은행 부실화에 대한 유용한 선행지수로 활용될 수 있음을 보여준다. 또한 KMV모형을 이용한 부도거리 추정사례를 제시한다. III장에서는 문헌연구를 제시하고, IV장에서는 이 방법론을 우리나라 은행의 주가 및 재무지표에 적용하여 부도거리를 추정한 결과를 요약정리한다. 또한 이들 지표가 은행의 재무상황이 악화되고 있음을 예측하는데 유용하게 쓰일 수 있는지를 패널(panel)모형, 프로빗(probit) 및 로짓(logit) 모형을 이용하여 검증한 결과를 제시한다.

우리나라의 경우 1998년 5개 은행이 P&A로 합병되고 99년 중 5개 은행의 합병이 있었는데, 본 연구에서는 퇴출되었거나 공적자금이 지원된 은행을 은행위기가 발생한 은행으로 분류하였다. 또한 은행도산이 경험적으로 자주 관찰되는 사건이 아님을 감안하여 신용등급이 두 단계 이상 하락한 은행도 은행위기가 발생한 것으로 간주하고, 동일한 검증작업을 시행하였다. 마지막으로 맺음말과 함께 옵션모형에 기초한 은행 부실화 모형을 금융기관에 적용하는 데 따르는 한계점을 지적한다.

II. 부도거리 추정

1. 부도거리 정의

일반적으로 기업의 부도확률을 결정하는 요소는 다음의 세 가지이다(KMV 1999). 첫째, 기업자산의 시장가치를 나타내는 자산 가치(Value of Assets)로 기업의 자산으로부터 산출되는 미래의 현금흐름을 할인한 현재가치이다. 기업의 미래의 전망과 기업이 속한 산업 및 경제와 관련된 정보를 내포한다. 둘째, 자산가치의 불확실성 혹은 위험도를 나타내는 자산의 위험도(Asset Risk)로 기업의 영업활동이나 산업위험도를 측정한다. 기업의 자산가치는 추정치이므로 불확실하기 때문에 자산가치는 기업의 영업활동 혹은 자산의 위험도의 맥락에서 이해되어야 한다. 셋

째, 기업의 계약상의 부채를 나타내는 레버리지(Leverage)이다. 기업의 자산은 시장가치로 측정되는 반면, 기업이 상환해야 하는 부채는 장부가치로 계산되므로 부채의 장부가치가 기업의 레버리지를 측정하는 적절한 지표이다.

기업의 자산가치가 부채의 장부가치에 접근함에 따라 기업의 부도위험은 증가하며, 자산의 시장가치가 부채를 상환하는 데 충분치 못한 시점에 다다르면 기업의 부도가 발생한다. 일반적으로 자산가치가 총부채의 장부가치에 이르는 시점에서 항상 부도가 발생하는 것은 아니다. 일부 기업의 경우 이 시점에서 부도가 발생하기도 하나, 대부분의 경우 기업은 거래관계를 지속하고 이자도 상환하는데 이는 부채의 일부가 장기여서 가능하다. 기업의 부도가 발생하는 시점에서의 자산가치, 즉 부도점(default point)에서의 자산가치는 총부채와 경상 혹은 단기부채의 중간 정도에 위치하는 것으로 알려져 있다.

따라서 기업의 순자산가치(net worth)는 기업자산의 시장가치에서 부도점을 차감한 값이고, 순자산의 시장가치가 '0'이 될 때 기업의 부도가 발생한다²⁾.

$$\text{순자산가치} = [\text{자산의 시장가치}] - [\text{부도점}]$$

자산가치, 영업활동의 위험도 및 레버리지 통합하여 순자산의 시장가치를 자산가치의 1표준편차 규모에 비교하는 단일의 부도위험지표를 산출할 수 있다. 이를 부도거리(distance-to-default)라 하며 아래와 같이 계산된다.

$$[\text{부도거리}] = \frac{[\text{자산의 시장가치}] - [\text{부도점}]}{[\text{자산의 시장가치}][\text{자산의 변동성}]}$$

부도거리는 기업의 자산가치, 기업·산업의 위험도 및 레버리지의 세 가지 요소

2) 자산가치의 경우와 마찬가지로, 순자산의 시장가치도 기업의 영업위험도 맥락에서 고려되어야 한다. 예를 들어 식·음료산업은 high technology 산업에 비해 자산가치가 상대적으로 안정적이기 때문에 높은 수준의 레버리지(낮은 순자산의 시장가치)를 감내할 수 있다. 자산의 변동성은 주가의 변동성과 관련은 있으나 서로 상이하다. 기업의 레버리지는 자산의 변동성을 증가시키는 효과를 갖는데, 이는 결과적으로 자산의 변동성이 낮은 산업(예를 들어 은행산업)은 커다란 규모의 레버리지를 갖는 반면, 자산의 변동성이 높은 산업(예를 들어 컴퓨터 소프트웨어)은 작은 규모의 레버리지를 갖게 한다. 부채의 이러한 보완적인 요인으로 인하여 주가의 변동성은 자산의 변동성에 비해서 기업이 속한 산업이나 자산규모에 덜 영향을 받는다.

를 다 반영할 뿐만 아니라, 자산의 가치 및 변동성을 통해서 산업별, 지역별 및 기업규모별 효과까지 모두 반영한다. 자산의 확률분포가 알려져 있거나 혹은 주어진 부도거리에 대한 부도확률이 주어져 있다면 부도거리로부터 부도확률을 계산할 수 있다.

2. 부도거리의 추정

주가를 이용하여 도출한 시장지표인 부도거리가 은행의 부실을 예측하는 데 사용되기 위해서는 다음의 두 조건을 충족시켜야 한다(Gropp et. al. 2002). 첫 번째 조건은 완전성(Completeness)으로 은행부실을 나타내는 지표가 부도위험을 결정하는 다음의 세 가지 요소를 반영할 경우 '완전'하다고 정의된다. 그 요소는 첫째, 기업의 기대수익에 관련된 모든 정보를 반영하는 자산의 시장가치(V), 둘째, 은행이 지불해야 하는 계약상의 모든 부채로 자산가치 대비 총부채의 장부가치 (D/V)로 정의되는 차입금(leverage L), 셋째, 자산의 위험도를 나타내는 자산의 변동성(σ)이다.

두 번째 조건은 불편향성(Unbiasedness)으로 다음의 세 가지 조건을 만족시켜야 한다.

$$\begin{aligned} \text{i)} \quad & \frac{\partial Ind}{\partial V} < 0 \\ \text{ii)} \quad & \frac{\partial Ind}{\partial L} > 0 \\ \text{iii)} \quad & \frac{\partial Ind}{\partial \sigma} > 0 \end{aligned} \tag{1}$$

여기서 Ind 는 은행의 부실을 나타내는 지표로 이 지표가 은행의 기대수익에 대해서는 감소하고, 차입금과 자산의 위험도에 대해서는 증가해야 함을 나타낸다. 첫 번째 조건이 부도위험을 측정할 때 주로 적용되는 사항이라면(KMV 1999), 둘째 조건은 은행부실을 나타내는 지표가 감독당국이

부실은행을 판별할 때 사용하는 조건과 일치해야 함을 나타낸다. 완전성과 불편향성 두개의 특성을 모두 지니는 부실화 지표만이 은행의 부실에 영향을 미치는 모든 요소들을 적절하게 반영할 수 있기 때문에 은행의 부실을 나타내는 조기정보로서 유효하다.

3. 주가를 이용한 옵션모형에서 도출된 지표

옵션모형과 주가의 가치산정(valuation)모형을 이용하여, 시장에 기초하여 도출된 부실화지표가 '완전성'과 '불편향성'의 두 조건을 만족시킨다는 것을 입증할 수 있다. 주식보유자는 기업의 자산에 대한 잔여(residual) 청구자로 유한의무(limited liability)를 지닌다. Merton(1977)에 의해 처음 제시된 대로, 주식은 행사가격이 부채의 총 장부가치와 일치하는 기업(여기서는 은행)의 자산에 대한 콜옵션(call option)으로 모형화할 수 있다. 옵션모형을 이용하여 관측가능한 주식의 가치(V_E) 및 변동성(σ_E) 그리고 부채(D)로부터 자산의 가치와 변동성을 구할 수 있다.

Black and Scholes(1972)를 이용한 주식가치식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} V_E &= VN(d_1) - De^{-rT}N(d_2) \\ \sigma_E &= \left(\frac{V}{V_E}\right)N(d_1)\sigma \\ d_1 &\equiv \frac{\ln\left(\frac{V}{D}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)T}{\sigma\sqrt{T}} \\ d_2 &\equiv d_1 - \sigma\sqrt{T} \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 N 은 누적정규분포를, r 은 무위험 이자율을, T 는 부채의 만기를 나타낸다. 식 (2)에서 시장가격이 부도위험을 나타내는 적절한 정보인 자산가치 V , 부채 D 그리고 자산의 변동성 σ 를 반영하므로 V_E 는 완전

(complete)하다. 그러나 주식의 변동성 V_E 가 자산의 변동성 σ 에 대해서 증가하여 위의 두 번째 조건 중 항목 iii)에 위배된다. 따라서 주가가 상승한다고 하여 부도위험이 항상 감소하는 것은 아니다.

이에 대한 대안으로 Black-Scholes모형을 이용하여 부도거리(distance-to-default, DD)를 산출하여 은행의 부실화 지표로 사용할 수 있다. 먼저, Black-Scholes모형에서 자산의 시장가치는 다음과 같은 확률과정(stochastic process)을 따른다고 가정한다.

$$\ln V_A^T = \ln V_A + (r - \frac{\sigma_A^2}{2})T + \sigma_A \sqrt{T} \varepsilon \quad (3)$$

여기서 V_A^T 는 주어진 자산의 현재가치(V_A)하에서 부채의 만기인 T 기의 자산의 가치를, ε 는 자산의 수익률의 확률변수(random component)로 평균 0과 분산 1을 갖는 표준정규분포인 $N(0,1)$ 을 따른다고 가정한다. 따라서 부도점(default point; $\ln V = \ln D$)으로부터의 현재의 거리 d 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$d = \ln V^d - \ln D = \ln V + (r - \frac{\sigma^2}{2})T + \sigma \sqrt{T} \varepsilon - \ln D \quad (4)$$

<=>

$$\frac{d}{\sigma \sqrt{T}} = \frac{\ln(\frac{V}{D}) + (r - \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma \sqrt{T}} + \varepsilon \quad (5)$$

표준화된 부도거리(normalized distance-to-default: DD)의 음수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$-DD \equiv -(\frac{d}{\sigma \sqrt{T}} - \varepsilon) = -\frac{\ln(\frac{V}{D}) + (r - \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma \sqrt{T}}$$

(6)

즉, 부도거리는 만기시 기업이 부도점(default point)으로부터 떨어져 있는 거리를 표준편차(σ_A)의 크기로 나타낸 것이다. 여기서 V 와 σ 는 식 (2)에서 구할 수 있다.

식(6)으로부터 부도거리($-DD$)는 부채수준 D 가 주어진 상황에서 $V > V'$ 일 때 (이때 $V' = De^{-(1/2\sigma^2+r)T}$)은행의 부실을 나타내는 완전하고 불편향적인 지표라는 것을 증명할 수 있다. 즉, 부도거리의 음의 값인 $-DD$ 는 V , L , 그리고 σ 를 반영하므로 완전하다³⁾. 또한 ($-DD$)는 $V > V'$ 일 때 $DD > 0$ 이므로 DD 의 모든 양(+)의 값에 대하여 불편향적이다. 따라서 ($-DD$)는 부도가 발생하지 않은 은행의 완전하고 불편향된 조기경보 지표로서 사용될 수 있다.

DD 로부터 도출되는 부도확률(implied probability of default: IPD)은 부채의 만기가 되었을 때, 자산의 가치가 부채의 장부가치와 일치하거나 작아지는 확률로 아래와 같이 표기된다.

$$IPD \equiv \Pr[\ln V^T \leq \ln D] \Leftrightarrow \Pr[\ln V + (r - \frac{\sigma^2}{2})T + \sigma\sqrt{T}\varepsilon \leq \ln D] \quad (7)$$

$$\text{즉, } IPD = \Pr[-\frac{\ln \frac{V}{D} + (r - \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma\sqrt{T}} \leq \varepsilon] = \Pr[(-DD) \leq \varepsilon]$$

여기서, ε 는 정규분포를 따른다고 가정할 경우, $IPD = N(-DD)$ 이다.⁴⁾

3) $\frac{\partial(-DD)}{\partial V} < 0$, $\frac{\partial(-DD)}{\partial L} > 0$ 이다.

또한 $V > De^{-(1/2\sigma^2+r)T}$ 일 때, $\frac{\partial(-DD)}{\partial \sigma} = \frac{1}{2}\sqrt{T} + \sigma^{-2}T^{-1/2}(\ln(-\frac{V}{D}) + rT) > 0$ 이다.

($-DD$)는 V 가 충분히 클 때(부채가 주어진 상황에서) 첫 번째 조건 중 세 가지 항목을 모두 만족시킨다. 따라서 $V > De^{-(1/2\sigma^2+r)T}$ 일 경우 불편향(unbiased)적이다.

4) 그러나, 부실화 위험은 정규분포를 따르지 않으므로 정규분포로부터 부실확률을 계산할 경우 확률이 매우 낮게 나타난다는 문제점이 있다. 현실적으로 부도점으로부터 4~6 표준편차 거리에 있는 기업의 경우에도 부도가 발생하나, 정규분포에서는 3.49표준편차 이상의 확률은 기록되지 않는다. 이에 Moody's KMV 모형에서는 과거 실제 발생한 부도자료에 근거하여 부도거리와 부도확률과의 관계를 도출하고 있다.

4. 부도거리 추정 예

KMV는 Vasicek-Kealhofer(VK)모형으로 알려진 부도확률모형을 사용하여 향후 부도가 발생할 확률(기대부도율, EDF: Expected Default Frequency)을 계산하였다.⁵⁾ KMV모형에서는 기업의 부도확률을 결정하는 데 있어서 다음의 세 가지 단계를 따른다.

먼저 1단계로 자산의 가치 및 변동성을 추정한다. 이 단계에서는 자산가치와 변동성을 주가의 시장가치의 변동성과 부채의 장부가치로부터 추정한다. 1단계에서는 주식의 시장가격을 이용하여 주식을 기업의 기초자산에 대해 콜옵션(call option)으로 인식하는 옵션모형을 사용하여 자산의 시장가치 및 변동성을 계산할 수 있다.

주식의 가치 = 옵션모형의 함수(자산 가치, 자산 변동성, 자본구조, 금리)

주식의 변동성 = 옵션모형의 함수(자산 가치, 자산 변동성, 자본구조, 금리)

2단계에서는 1단계에서 계산한 자산의 가치 및 자산의 변동성 그리고 부채의 장부가치로부터 부도거리(DD: distance-to-default)를 계산한다. 현재부터 H 기까지 기간에 걸쳐 부도확률을 결정하는 변수는 다음 6개이다.

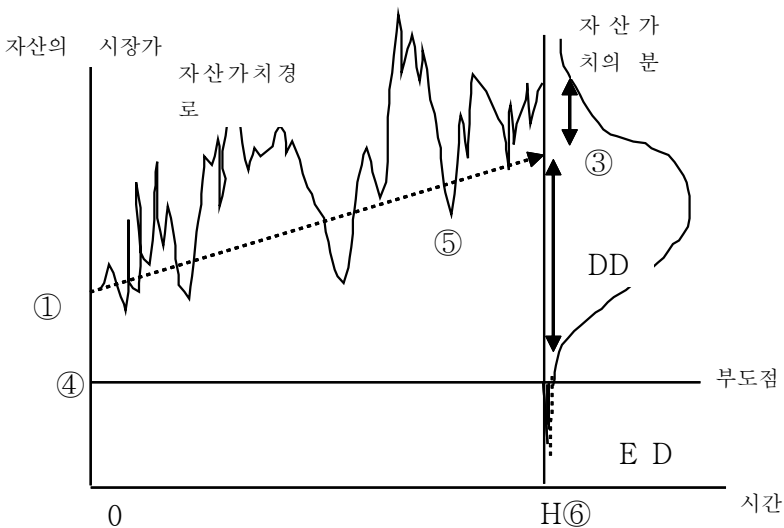
- 1) 현재의 자산가치
- 2) H 시점에서의 자산가치의 분포
- 3) H 시점에서의 미래 자산가치의 변동성
- 4) 부도점 수준, 부채의 장부가치
- 5) 자산가치의 기대 성장률
- 6) 기간 H 의 길이

5) 부도가 발생할 확률을 계산하기 위해서는 투입요소로 주가 및 재무제표자료가 필요하며, CreditMonitor(CM)이라는 소프트웨어 프로그램을 통해 계산될 수 있다. CMs은 향후 1년에서 5년까지의 EDF의 추이를 계산할 수 있다.

마지막 3단계에서 부도확률을 계산하는데 부도확률은 부도거리 및 주어진 부도거리수준에서의 부도율에 의하여 결정된다. KMV는 부도 및 파산의 빈도수에 관한 역사적 자료에 기초하여 부도거리와 부도확률간의 관계를 도출하였다. KMV의 데이터베이스는 250,000개의 기업의 4,700개에 달하는 파산 사건에 관한 자료를 포함하는 데 이러한 자료를 이용하여 다양한 부도거리 수준에 대응하는 부도확률을 포착해낸다.

이상을 요약하면 KMV의 부도발생확률(EDF) 추정과정을 다음과 같이 요약할 수 있다.: (1)현재의 기업자산의 시장가치 및 변동성을 추정한다. (2) 부도거리를 계산하여 기업이 부도점으로부터 어느 정도 멀리 떨어져 있는지 계산한다. (3) 부도거리에 대응되는 확률을 계산한다.

<그림 1> 부도확률 결정 변수



Ⅲ. 문헌 연구

부도확률과 은행위기와의 관계를 규명한 논문은 그리 많지 않다. Gropp et. al.(2002)는 유럽은행의 자료를 이용하여 은행의 부실화 확률을 예측하는 조기 경보로 부도거리와 국제금리대비 은행발행 채권금리 스프레드를 활용할 수 있는지를 분석하였다. 분석결과 이들 두 개의 시장지표가 은행의 부실을 예측할 수 있는데 유용한 지표임이 나타났으며, 부도거리는 6~18개월 전의 은행의 부실화 확률을 예측하는데 유용한 것으로 나타났다.

Jorge et. al.(2004)도 Merton(1974)에 기초한 신용위험모형을 이용하여 부도거리를 추정하였다. 개도국 14국의 38개의 은행의 주가 및 재무제표를 이용하여 부도거리를 추정한 결과, 9개월 이전의 부도거리가 은행의 신용위험을 예측하여 은행을 모니터링 하는 수단으로 유용한 것으로 나타났다.

Ⅳ. 자료 및 실증분석 결과

1. 자료 및 부도거리 추정 결과

본 절에서는 본 연구의 실증분석 결과를 논의한다. 본 연구에서는 첫째, 우리나라 은행의 주가 및 부채 데이터를 이용하여 옵션모형에 기초한 부도거리를 추정하였고, 둘째 이들 지표가 우리나라 은행의 부실을 경보하는 선행지표로서 사용될 수 있는지를 검정하였다. 본 연구에서는 일반은행 중 데이터가 이용 가능한 은행의 일일주가수익률 및 시가총액을 사용하였으며, 총부채는 은행계정의 부채총액을 사용하였다⁶⁾.

부도거리를 추정하는 데 있어 Merton(1977)모형을 활용하기 위해서는, 앞의 식

6) 기존의 연구문헌에서와 같이 풋옵션의 행사가격이 총예금만이 아니라 은행의 총부채와 일치하는 것으로 하였다. 이는 P&A 혹은 합병 등을 통해 은행이 정리된 우리나라의 경우 은행의 모든 부채가 보호대상이 되는 정책적인 측면을 감안한 것이다.

(2)에 나타나는 제3자에게 관측이 불가능한 두 변수인 은행자산의 가치 (V)와 변동성(σ)이 추정되어야 한다. 이를 위해 본고에서는 Ronn and Verma(1986)가 활용한 방법을 사용하였다. 은행의 자본의 시장가치(E)는 해당 연도말의 보통주식의 총수에 당일주가를 곱한 값을 사용하고, σ_E 는 해당 연도의 일일주가수익률의 표준편차에 연간거래일수의 제곱근 값을 곱하여 사용하였다.

Ronn and Verma는 두 변수를 식별하기 위해서 아래의 두 개의 제약식을 사용하였다. T시점에서 은행의 자본가치(bank's equity)를 은행자산가치에 대한 콜옵션 가치로 해석함으로써 첫 번째 제약식을 식 (8)과 같이 도출하였다.

$$E_t = V_t N(d_t) - DN(d_t - \sigma \sqrt{T-t}) \quad (8)$$

Ronn and Verma(1986)가 사용한 두 번째 제약식은 자본가치와 자산가치의 변동성간의 관계를 이토의 레마(Ito's lemma)를 적용하여 도출한 것으로 자산의 표준편차는 자본의 표준편차와 식 (9)의 관계를 갖는다⁷⁾.

$$\sigma_E = \frac{V_t N(d_t)}{E_t} \sigma \quad (9)$$

자기자본의 시장가치는 관측이 가능하고 자기자본의 변동성은 추정이 가능하므로, 두 개의 비선형 제약식을 사용하여 두 개의 미지수를 구할 수 있다. 즉, 총부

7) 만약 한 시점에 있어서 자본의 시장가치(E)가 자산가치(V)와 시간(t)의 함수, 즉 $E=f(V,t)$ 로 나타낸다고 가정하면, E 의 동태적 변화는 다음과 같은 확률적 미분방정식으로 표시할 수 있다.

$dE = \alpha_E \cdot E \cdot dt + \sigma_E \cdot E \cdot dW$. 여기서 α_E 는 단위시간당 순간 평균수익률, σ_E 는 수익률의 단위시간당 순간 표준편차, dW 는 표준 가우스-위너과정을 나타낸다. 그리고, 관계식 $E=f(V,t)$ 에 이토의 레마를 적용하면 E 의 동태적 변화는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$dE = (1/2 \cdot \sigma_V^2 \cdot V^2 \cdot F_{VV} + \alpha_V \cdot V \cdot F_t)dt + \sigma_V \cdot V \cdot F_V \cdot dW$. 여기서 F_V 와 F_t 는 각각 함수 $f(V,t)$ 의 1차 편미분, F_{VV} 는 2차 편미분을 나타낸다. 이상으로부터 $\sigma_V \cdot V \cdot F_V = \sigma_E \cdot E$ 가 된다. 한편, 위의 식에서 F_V 는 $N(x)$ 와 같으므로 이를 대입하면 식 (9)를 도출할 수 있다.

채(예금), 은행의 자기자본 및 변동성 값을 사용하여 식 (8)과 (9)를 만족시키는 V 와 σ 의 값을 구할 수 있다.

위의 접근방법이 유효하기 위해서는 풋옵션과 콜옵션의 만기 T 기까지의 기간이 동일해야 한다. Ronn and Verma(1986)는 부채의 만기까지의 기간은 다음번 감사까지의 기간과 동일하다는 Merton(1977)의 가정을 사용한다. 이들은 풋옵션의 행사가격이 총예금만이 아니라 은행의 총부채와 일치하는 것으로 해석하였는데, 이는 실제 미국의 예금보험기구인 FDIC가 은행을 정리할 경우, P&A 등의 방법을 광범위하게 사용함으로써 사실상 은행의 모든 부채가 보호대상이 되었던 정책적인 측면을 감안한 것이다.

먼저 분기별로 개별은행의 주식가치, 주가의 변동성, 총부채, 자산의 가치, 자산의 변동성, 부도거리를 계산하였다. <그림 2>는 A은행의 주식가치(PUSAN) 및 분기별 주가변동성(SIGE), 총부채(PUSAND) 및 이로부터 추정된 자산가치(ASSET), 자산변동성(SIGA) 및 부도거리(DD)의 음수를 나타낸다.⁸⁾

A은행은 표본기간 중 폐쇄되거나, 합병되거나 공적자금을 지원받은 적이 없는 상대적으로 건전한 은행으로 분류된다. 부도거리는 자산과 부채의 차이이기 때문에 부도거리가 작아질 경우 부실화 확률이 높은 것으로 해석되는데, A은행의 부도거리는 외환위기 이후인 99년 1/4분기 중 가장 낮게 추정되어 이 시기 중 동 은행의 부도확률이 높아졌음을 보여준다. 또한 이 기간 중 자산 가치는 가장 낮게 추정되었다.

또한, 이와 일관되게, 주가 및 자산의 변동성도 99년 1/4분기 중 가장 높게 추정되었다. A은행에 대한 이러한 추정치는 신용위험모형에서 전제하는 가정 즉, 주식 시장이 효율적이고 주가는 기업의 기초변수에 대한 유용한 정보를 제공한다는 암묵적인 가정과 일치한다. 또한, 자산가치의 동학은 부채의 동학과 거의 일관되게 추정되었는데, 이는 자산가치와 부채는 정(+)의 상관관계가 있음을 나타낸다. 이러한 정(+)의 관계는 Merton의 모형이 제시하는 바와 일치한다. 식 (8)과 (9)는 식 (10)을 의미하는데, 식 (10)은 첫째, 레버리지 효과로 인하여 주가의 변동성이 자산의 변동성보다 높고, 둘째, 자산가치 V 와 부채가치 D 는 정(+)의 관계가

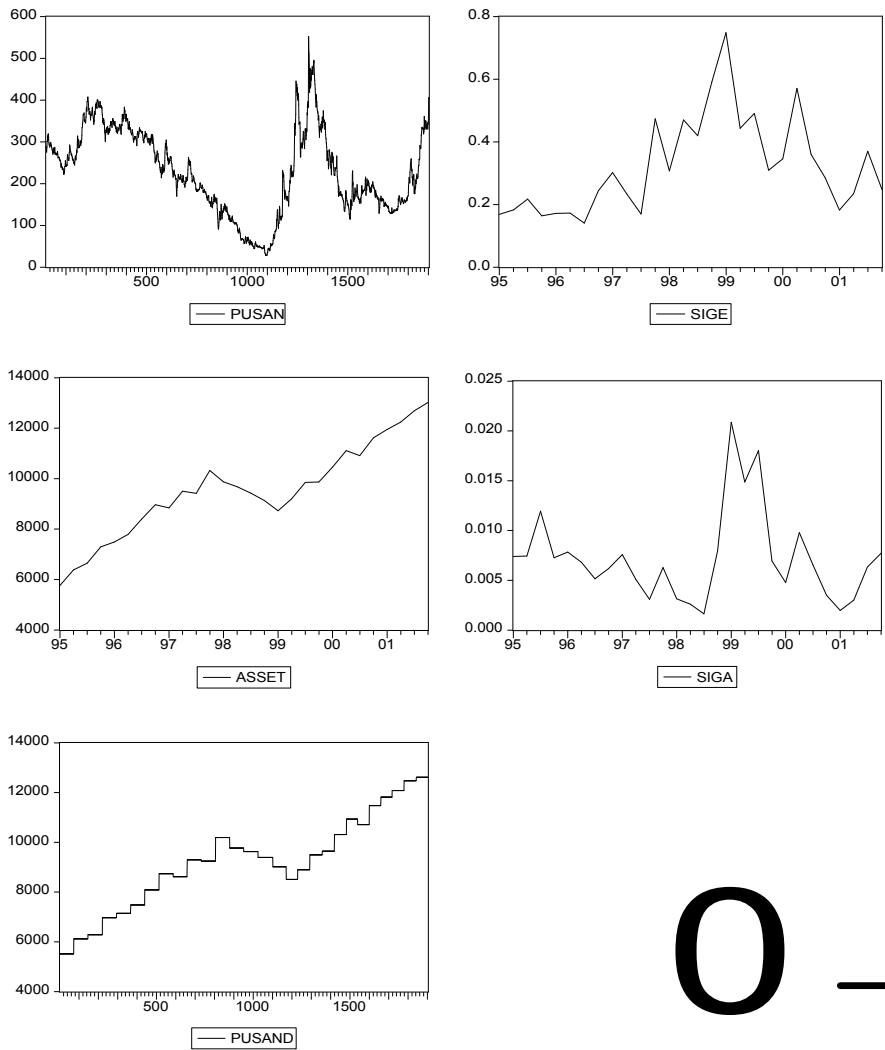
8) 여타 은행들의 연간 부도거리와 기타 변수의 추정치는 <부록 1>에 첨부하였다.

있음을 보여준다.

$$\sigma_E - \sigma VN(d_1) = \sigma_E De^{-rT} N(d_2) \quad (10)$$

<그림 2> A은행의 부도거리와 기타지표

(단위: 10억원, 분석기간: 1995.1~2001.12)



주) 주식가치(PUSAN), 주가 변동성(SIGE), 자산가치(ASSET), 자산변동성(SIGA), 총부채(PUSAND), 부도거리의 음수(DD)를 나타냄

2. 기초통계분석

<표 1>은 우리나라 은행의 분기별 부도거리 및 기타 추정된 변수들의 기초통계량을 보여준다. 분석기간인 1995~2001년 중 4/4분기의 자료만 도표에 표시하였다. 평균적으로 자산가치는 2000년 1/4분기 중 가장 높게 추정되었으며, 주식 및 자산의 변동성은 각기 98년 중 가장 높게 추정되었다. 부도거리는 1998년과 1999년 중 낮게 추정되어 이 기간 중 은행의 부실화 확률이 높았음을 보여준다. 또한, 추정된 부도거리가 부실은행과 건전은행을 통계적으로 유의미하게 구별할 수 있는지 보기 위하여 평균비교 테스트를 <표 2>에서와 같이 실시하였다. 은행위기가 발생한 시점 및 부실은행을 판별하는 기준으로서, 먼저, P&A 혹은 합병을 통해 퇴출된 은행 및 공적자금을 받은 은행을 부실은행으로 정하였다. 우리나라의 경우 1997년말 외환위기 발생 이후 금융구조조정을 거치면서 동남, 동화, 대동, 충청 및 경기은행이 98년 6월 29일에 P&A 방식으로 합병되면서 최초로 퇴출되었다. 이후 99년 1월 6일 보람은행과 하나은행의 합병되었고, 11월 6일 상업은행과 한일은행이, 또한 99년 5월 4일 충북은행과 조흥은행의 합병되었다. 1999. 9. 15일에는 조흥은행과 강원은행간의 합병이 이루어졌다.

그러나 부실은행의 퇴출은 우리나라 금융구조조정의 특수성에 기인한 것일 수도 있으므로 은행위기의 발생을 판단하는 여타 방법을 병행해서 사용하면 분석결과의 객관성을 제고할 수 있다. 따라서 부실은행을 판별하는 기준으로 자주 이용되는 은행 신용등급의 급락의 경우를 은행위기가 발생한 것으로 간주할 수 있다. 본 연구는 Moody's의 장기에금 및 재무건전도 기준 신용등급이 2단계 이상 하향조정된 경우를 은행위기가 발생한 것으로 함께 사용하였다⁹⁾. <부록 2>는 1995~2000년 중 신용등급의 변동 추이를 보여준다.

Moody's는 일부 시중은행에 대해서만 연간으로 신용등급을 발표하고 있어, 평균비교테스트에서는 연간부도거리를 이용하였다. 부실은행을 나타내는 지표로 '0'은 건전은행을, '1'은 부실은행을 나타낸다. 퇴출되거나 공적자금을 지원받은 은행을 기준으로 부실은행을 분류한 경우 평균적으로 부실은행에서의 부도거리가

9) Moody's의 신용등급은 지방은행을 제외한 시중은행에 대해서만 발표되고 있어, 분석대상은행이 적어지는 한계를 갖는다.

더 높게 추정되어 부도확률이 오히려 낮은 것으로 추정되었다. 또한 부실은행과 건전은행의 부도거리의 평균이 서로 동일하다는 가설도 기각되어, 이론이 제시하는 방향과는 상이한 결과를 보여주었다.

<표 1> 기초통계량

		관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
E	1995.IV	19	572.51	501.36	108.00	1481.00
	1996.IV	24	478.60	422.46	66.90	1416.80
	1997.IV	25	301.89	279.45	22.00	936.53
	1998.IV	19	587.68	607.22	13.50	1829.89
	1999.IV	14	1618.76	1684.60	48.24	5333.12
	2000.I	14	1055.64	1384.22	23.40	4464.24
	2001.IV	7	1249.17	1062.53	89.10	2811.00
σ_E	1995.IV	19	0.1532	0.0190	0.1240	0.1918
	1996.IV	24	0.2172	0.0341	0.1554	0.3313
	1997.IV	25	0.4612	0.0195	0.4314	0.5141
	1998.IV	19	0.5879	0.1377	0.4301	0.9695
	1999.IV	14	0.3420	0.0477	0.2470	0.4694
	2000.I	14	0.3895	0.1163	0.2650	0.5956
	2001.IV	7	0.2805	0.0360	0.2484	0.3314
D	1995.IV	19	12630.79	11745.55	826.63	33542.80
	1996.IV	24	13969.39	12841.22	1195.05	39347.60
	1997.IV	25	18298.27	16416.79	1504.70	54422.96
	1998.IV	19	18590.40	16207.21	1477.56	48623.92
	1999.IV	14	26880.78	21253.19	1417.32	62609.61
	2000.I	14	31855.61	25469.10	1324.58	77265.05
	2001.IV	7	28354.15	18919.16	3559.22	51011.54
V	1995.IV	19	13203.30	12221.49	934.63	34589.45
	1996.IV	24	14447.99	13233.95	1261.95	40609.85
	1997.IV	25	18599.45	16652.24	1526.64	55073.56
	1998.IV	19	19176.25	16739.95	1515.19	50451.28
	1999.IV	14	28499.95	22841.56	1465.56	67941.61
	2000.I	14	32910.93	26573.32	1347.62	81729.26
	2001.IV	7	29603.27	19776.33	3648.32	53822.29
σ	1995.IV	19	0.0081	0.0038	0.0039	0.0209
	1996.IV	24	0.0081	0.0026	0.0039	0.0139
	1997.IV	25	0.0081	0.0037	0.0039	0.0176
	1998.IV	19	0.0166	0.0109	0.0030	0.0425
	1999.IV	14	0.0158	0.0081	0.0069	0.0285
	2000.I	14	0.0083	0.0053	0.0030	0.0167
	2001.IV	7	0.0107	0.0050	0.0060	0.0186
DD	1995.IV	19	19.72	6.23	8.08	32.85
	1996.IV	24	20.15	5.80	10.64	35.29
	1997.IV	25	26.54	10.07	11.46	48.49
	1998.IV	18	8.61	7.29	2.00	26.02
	1999.IV	14	8.58	3.49	4.12	14.27
	2000.I	14	13.56	6.46	4.86	23.55
	2001.IV	7	7.67	2.38	4.48	10.34

주) E : 주식가치, σ_E : 주식변동성, D : 총부채, V : 자산, σ : 자산 변동성, DD : 부도거리를 나타냄

<표 2> 부실은행과 건전은행의 부도거리(DD_{t-l}) 평균 및 평균차에 대한 검정

부실은행 기준	시차	부실	관측치수	평균	t-통계량	F-통계량
퇴출· 공적자금투입	l=1	0	75	8.75	2.7686 (0.0079)	7.6649 (0.0069)
		1	8	16.23		
	l=2	0	56	8.96	2.5269 (0.0142)	6.3852 (0.0142)
		1	5	16.93		
신용등급 (장기예금)	l=1	0	27	7.74	0.7570 (0.4534)	0.5731 (0.4533)
		1	16	9.61		
	l=2	0	16	9.61	1.8691 (0.0750)	3.4936 (0.0750)
		1	8	7.53		
신용등급 (재무건전도)	l=1	0	38	7.74	1.6569 (0.1052)	2.7455 (0.1052)
		1	5	13.76		
	l=2	0	33	10.19	0.4002 (0.6917)	0.1602 (0.6917)
		1	1	6.91		

주) 1. ()안은 p-value

2. 부실은행 기준은 1) 퇴출되거나 공적자금이 투입된 은행, 2) Moody's의 장기예금기준 신용등급이 2단계 이상 하향 조정된 경우, 3) Moody's의 재무건전도기준 신용등급이 2단계 이상 하향조정된 경우를 각기 의미함

3. l=1, l=2,는 1년전의 부도거리, 2년전의 부도거리를 각기 나타냄

4. 부실은행을 나타내는 지표로 '0'은 건전은행을, '1'은 부실은행을 나타냄

그러나 신용등급의 하락을 부실은행 분류기준으로 사용한 경우, 시차 2의 부도거리는 부실은행의 경우 건전은행에 비해 보다 낮게 추정되어, 부실은행의 부실화 확률이 높았음을 보여주고 있다. 하지만 장기예금 기준 신용등급의 경우에는 건전은행과 부실은행의 부도거리 평균값이 상이하다는 가설이 통계적으로 유의하게 기각되지 않았다. 부실은행 기준으로 퇴출공적자금이 투입된 은행을 부실은행 기준으로 분류한 경우 부실은행과 건전은행과의 부도거리 추정이 이론이 제시하는 방향과 상이하게 나타난 것은 우리나라의 부실금융기관 퇴출이 금융위기라는 특수한 상황에서 BIS자기자본비율기준으로 이루어진 데 기인한 것으로 판단된다.

3. 표본내 예측(In-Sample Forecasting)

부도거리와 은행의 수익성 및 건전도를 나타내는 지표와의 실증적 관계가 <표 3>에 요약되어 있다. 은행의 수익성을 나타내는 지표인 ROE와 ROA 및 자산의 증가율(DASST)이 큰 경우 부도확률이 낮아지는 반면 부실채권이 증가해 은행자산의 건전성(NONP)이 악화되는 경우 부도거리가 작아져 부도확률이 증가하는 것으로 나타났다. 장기예금 기준 신용등급(CRD)의 계수가 양(+)으로 나타나 신용등급이 하락할수록¹⁰⁾ 은행의 부도거리가 높게 추정되어 부실화 확률이 낮게 나타났다. 반면, 재무건전도 기준 신용등급(BSS)과 부도거리의 관계는 모형 IV의 경우 음(-)으로 추정되어 재무건전도가 악화될수록(신용등급지수가 높아질수록) 부도거리가 낮아져 부실화 확률이 높아지는 것으로 추정되었다.

<표 3> 추정된 부도거리와 재무제표 변수 및 신용등급과의 관계(Fixed effect model)

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV
ROA	137.20 (10.99) (0.00)	—	73.74 (8.94) (0.00)	—
ROE	—	8.36 (13.00) (0.00)	—	4.13 (6.28) (0.00)
NONP	-88.20 (-6.19) (0.00)	-88.09 (-6.72) (0.00)	-48.67 (-4.28) (0.00)	-51.58 (-4.85) (0.00)
DASST	409.81 (4.27) (0.00)	369.75 (4.22) (0.00)	523.77 (3.30) (0.00)	517.67 (3.62) (0.00)
CRD	49.70 (1.87) (0.07)	43.36 (1.81) (0.08)	—	—
BSS	—	—	2.33 (0.04) (0.96)	-4.48 (-0.09) (0.93)
R^2	0.46	0.45	0.34	0.34

주) 1. ()의 값은 각각 t값과 p-value를 나타냄

2. ROE는 추가수익률, ROA는 자산수익률, NONP는 부실채권, CRD는 장기예금기준 신용등급, BSS는 재무건전도 기준 신용등급을 각기 나타냄

10) 신용등급이 낮아질수록 지수가 높아지도록 신용등급을 지수화하였다.

이상에서 추정된 부도거리 지표가 은행위기 혹은 은행부실화 예측에 있어 유용한 정보를 제공하는지를 프로빗(probit)모형과 로짓(logit)모형을 사용하여 실증분석하였다(<표 4>~<표 6>). 동 모형에서 종속변수는 은행의 부실의 발생을 나타내어, 부실은행의 발생시 1, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. 설명변수로는 위에서 추정된 부도거리의 다양한 래그(lag)값을 사용하였다.

위기가 발생한 은행을 두 가지 방법으로 식별하였다. 첫째는 앞의 기술적 통계의 분석에서와 마찬가지로 퇴출되거나 공적자금을 지원받은 은행에 위기가 발생된 것으로 보고, 둘째로 신용등급이 두 단계 이상 하락하는 경우도 은행위기가 발생된 것으로 간주하였다.

$$Pr(DEFAULT_t = 1) = \Psi(\alpha_0 + \alpha_1 DD_{t-1}) \quad (11)$$

계수 α_1 은 부도거리 지표가 미래시점에 은행의 부실 발생 혹은 신용등급의 하락을 예측할 수 있는 정도를 나타낸다. 그러나 시간의 흐름에 따른 개별 은행의 신용등급의 움직임이 독립적이지 않고 시간상의 상관관계(serial correlation)를 보여줄 수 있음을 감안할 때, 위의 모형을 직접적으로 이용하기에는 한계가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 본 연구에서는 Huber(1967)에 의해 도입된 로버스트 분산-공분산 메트릭스(robust variance-covariance matrix)를 사용한 Liang and Zeger(1986)의 일반화된 추정방법(generalized estimating equation approach)을 이용하였다.

부도거리(DD)가 작으면 부도확률이 높아짐을 의미함으로 부도거리 회귀계수인 α_1 의 추정치의 부호가 음수이어야 한다. 그러나 <도표 4>의 퇴출은행 및 공적자금 투입 기준으로 은행위기를 판단한 경우 시차 1 및 시차 2의 부도거리와 은행위기와의 정(+)의 상관관계를 보여주었다. 반면, 시차 3의 경우에 음(-)의 관계를 보여주어 부도거리가 은행부실을 예측하는 데 유용함을 보여주었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 신용등급을 기준으로 부실은행을 판단한 경우의 분석결과는 장기에금 기준의 신용등급은 <도표 5>에, 재무건전도 기준의 신용등급의 경우에는 <도표 6>에 나타

나있다. 시차 2의 부도거리의 회귀계수의 부호가 음(-)으로 나타나 부도 거리가 은행위기를 예측할 수 있음을 보여주었으나, 두 경우 모두 통계적으로 유의하지는 않았다.

<표 4> 부도거리 추정치의 은행위기 발생에 대한 설명력 분석-퇴출은행 기준
 $(Pr(DEFAULT_t = 1) = \Psi(\alpha_0 + \alpha_1 DD_{t-l}))$

부실은행 기준		probit model	logit model
퇴출공적자금 투입	α_0 α_1 (부도거리(-1)) 로그우도함수값 표본수	-2.0001(-5.4685, 0.0000) 0.0006(2.4909, 0.0127) -23.29 85	-3.6293(-4.6761, 0.0000) 0.0011(2.4962, 0.0126) -23.2718 85
	α_0 α_1 (부도거리(-2)) 로그우도함수값 표본수	-2.32(-4.36, 0.00) 0.0007(2.2656, 0.0235) -17.2964 61	-4.0361(-3.8963, 0.0001) 0.0013(2.1703, 0.0300) -14.8379 61
	α_0 α_1 (부도거리(-3)) 로그우도함수값 표본수	-0.8277(01.4628, 0.1435) -0.0003(-0.6424, 0.5206) -14.9755 41	-1.3731(-1.3230, 0.1858) -0.0006(0.0009, 0.5411) -14.9906 41

주) 1. ()안은 각기 t-value와 p-value
2. 부실은행 분류기준은 퇴출공적자금이 투입된 은행임

<표 5> 부도거리 추정치의 은행위기 발생에 대한 설명력 분석-신용등급 기준
 $(Pr(DEFAULT_t = 1) = \Psi(\alpha_0 + \alpha_1 DD_{t-l}))$

		probit model	logit model
신용등급 (장기예금)	α_0 α_1 (부도거리(-1)) 로그우도함수값 표본수	-0.5037(-1.6762, 0.0937) 0.0002(0.7972, 0.4254) -28.0712 43	-0.7901(-1.6560, 0.077) 0.0003(0.7623, 0.4459) -28.0912 43
	α_0 α_1 (부도거리(-2)) 로그우도함수값 표본수	-0.3388(-0.8441, 0.3986) -0.0004(-1.0978, 0.2723) -17.8529 34	-0.5865(-0.8896, 0.3737) -0.0007(-1.0273, 0.3043) -17.9283 34

주) 1. ()안은 각기 t-value와 p-value

2. 부실은행 기준은 Moody's의 장기예금기준 신용등급이 2단계 이상 하향 조정된 경우임

<표 6> 부도거리 추정치의 은행위기 발생에 대한 설명력 분석-신용등급 기준
 $(Pr(DEFAULT_t = 1) = \Psi(\alpha_0 + \alpha_1 DD_{t-l}))$

		probit model	logit model
신용등급 (재무건전도)	α_0	-1.6674(-3.9143, 0.0001)	-2.8789(-3.5114, 0.0004)
	α_1 (부도거리(-1))	0.0005(1.5188, 0.1288)	0.0008(1.5387, 0.1239)
	로그우도 함수값	-14.2751	-14.3159
	표본수	43	43
	α_0	-1.6070(-2.2158, 0.0267)	-2.9084(-1.8422, 0.0654)
	α_1 (부도거리(-2))	-0.0003(-0.4275, 0.6690)	-0.0007(-0.4054, 0.6852)
	로그우도 함수값	-4.3983	-4.4107
	표본수	34	34

주) 1. ()안은 각기 t-value와 p-value

2. 부실은행 기준은 Moody's의 재무건전도기준 신용등급이 2단계 이상 하향조정된 경우임

V. 맺음말

본고에서는 1995~2001년 중 우리나라 일반은행의 주가지수 및 재무제표를 이용하여 분기별, 연도별 부도거리를 추정한 후, 추정된 지표가 은행의 부실을 예측하는 조기경보지표로서 활용될 수 있는지를 패널(panel)모형, 프로빗(Probit)·로짓(Logit)모형 등을 사용하여 살펴보았다.

옵션모형에 기초한 부도거리 분석은 주식가격을 이용한 신용위험(credit risk model)을 활용한 것으로 이러한 모형을 통해 산출한 부실화지표를 금융산업에 한정하여 적용하는 데 문제가 없는 것은 아니다. 금융기관의 자산은 매우 불투명하여 자산의 질에 대한 판단이 어려우며, 또한 정확한 부채의 규모 및 정의도 쉽지 않다. 더욱이 결산시기에 맞춘 window dressing도 일상적으로 발생한다는 것도 잘 알려진 사실이다. 또한 은행에 대한 건전성규제가 과도하게 이루어지고 있으며,

은행파산은 오직 감독당국에 의해서 행해질 수 있는 규제와 관련된 사건이다. 따라서 은행 부도에 대한 정확한 정의가 쉽지 않으며 자산의 가치가 부채 이하로 떨어지는 시점에서도 부도가 발생하지 않을 확률이 높은 것도 사실이다.

또한 실제적으로 금융기관의 부도가 발생하는 경우도 매우 드문 일이기 때문에, 이러한 신용위험 모형을 금융산업에 대해서만 단독으로 적용하여 모형을 구축하고 테스트하는 연구에는 분명한 한계가 존재한다. 그럼에도 불구하고, 신용위험모형 접근법이 다른 접근법에 비하여 우수할 수 있는데, 부도발생의 사건이 제한되어 있더라도 추정된 부실화지표와 금융기관에 대한 신용등급과의 관계의 추정 등을 통해서 신용위험접근법의 유의성을 검증할 수 있다.

이에 본고에서 연간 부도거리와 은행의 수익성 및 건전도를 나타내는 지표와의 관계를 분석한 결과, 은행의 수익성이 증가하거나 자산이 증가할 경우 부실화 확률이 낮아지는 반면 부실채권이 증가할수록 부실화 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 신용등급의 경우 재무건전도 기준 신용등급이 부도거리와 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타나 재무건전도가 악화될수록 부도거리가 낮아져 부실화확률이 높아지는 것으로 나타났다. 부도거리는 주가 등 시장데이터를 사용하므로 연간 뿐만 아니라 분기별, 월별로도 추정될 수 있어, 은행 부실을 예측하는 데 보다 잘 활용될 수 있다.

그러나 본고에서와 같이 추정된 부도거리의 유용성을 은행재무지표나 신용등급을 통해서 검증해야 할 경우 이들 변수들은 연간자료(annual data)로 작성되고 있어 검증의 한계를 갖는다. 또한, 분석결과도 은행위기의 정의에 따라 분석결과도 상이하게 나타나고 있다. 즉 probit 및 logit 모형분석결과에서는 퇴출 및 공적자금 지원 여부를 기준으로 은행위기를 분류한 경우 부도거리는 3년의 시차를 두고 부도거리와 은행위기와는 음(-)의 상관관계를, 신용등급의 경우 2년의 시차를 두고 부도거리와 은행위기와는 음(-)의 상관관계를 보여주었다. 이는 부도확률이 높을수록 은행위기가 발생할 확률이 높음을 시사하나, 분석결과가 통계적으로 유의미하지는 않았다.

<부록 1> 개별은행의 부도거리와 기타 추정치

<B은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	271.22	0.3878	5993.16	6273.96	0.0168	8.08
1996	187.97	0.3773	7370.58	7558.47	0.0094	14.94
1997	137.67	0.6010	10312.35	10447.71	0.0084	22.68
1998	100.17	0.9609	9445.69	9540.08	0.0122	6.50

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<C은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1131.60	0.4129	30475.04	31605.55	0.0149	8.85
1996	701.92	0.3358	32770.98	33472.81	0.0071	19.71
1997	288.64	0.6443	34196.99	34484.02	0.0058	32.63
1998	883.20	1.2019	28865.56	29743.04	0.0425	2.05

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<D은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	155.50	0.3613	2110.49	2265.95	0.0248	5.90
1996	127.75	0.3599	2166.56	2294.29	0.0201	7.69
1997	96.16	0.5935	2493.81	2588.60	0.0233	8.65
1998	89.93	0.8817	2530.29	2608.04	0.0385	2.27
1999	100.18	0.9192	2716.77	2810.89	0.0392	2.63
2000	36.04	0.8796	3318.65	3349.46	0.0122	5.91
2001	89.10	0.6572	3559.22	3645.86	0.0175	3.69

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<E은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1481.00	0.3315	27712.22	29193.09	0.0168	8.23
1996	1228.00	0.3231	35500.81	36728.72	0.0108	13.37
1997	644.00	0.6489	44575.61	45217.99	0.0099	19.33
1998	223.00	1.1288	38146.15	38367.30	0.0757	0.99
1999	2513.00	0.8294	40430.10	42940.98	0.0544	2.09
2000	1134.00	0.9508	46803.47	47933.09	0.0260	2.99
2001	2811.00	0.6884	51011.54	53820.69	0.0388	1.98

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<F은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	136.73	0.3643	2011.40	2148.10	0.0232	6.21
1996	122.62	0.3882	2512.16	2634.72	0.0181	8.28
1997	33.83	0.6323	3127.30	3160.35	0.0073	25.98
1998	13.50	1.7322	2400.81	2407.56	0.0145	5.24

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<G은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	165.90	0.4320	3853.96	4019.63	0.0180	7.46
1996	163.53	0.3400	4549.36	4712.86	0.0118	12.28
1997	52.14	0.6441	4710.22	4761.02	0.0077	24.79

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<H은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1997	67.20	0.5790	5965.44	6031.75	0.0068	17.77

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<I은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1997	176.00	0.5813	8872.29	9045.95	0.0119	16.26

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<J은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1997	92.00	0.5752	6967.91	7058.75	0.0079	24.22

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<K은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	376.20	0.3516	7560.98	7937.11	0.0167	8.21
1996	419.58	0.3067	9493.17	9912.74	0.0130	11.43
1997	241.81	0.6955	10333.98	10572.78	0.0174	11.21
1998	431.81	1.0009	10454.14	10879.87	0.0465	1.96
1999	392.57	0.7035	10779.17	11168.90	0.0270	3.86
2000	168.59	0.7282	12496.34	12656.23	0.0111	6.62
2001	409.43	0.5402	13991.04	14397.21	0.0159	4.19

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<L은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	159.30	0.3637	2238.07	2397.33	0.0242	6.01
1996	125.32	0.3718	2859.15	2984.42	0.0157	9.47
1997	52.04	0.6335	3621.43	3672.27	0.0097	19.74
1998	15.85	0.9457	3171.13	3183.54	0.0065	11.86

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<M은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	304.23	0.4543	5584.00	5887.61	0.0238	5.84
1996	228.97	0.3816	6898.94	7127.80	0.0123	11.69
1997	98.07	0.6699	7925.99	8020.91	0.0090	21.11

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<N은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1374.48	0.3300	26879.82	28254.18	0.0161	8.57
1996	962.80	0.3071	31895.83	32858.59	0.0090	15.85
1997	527.88	0.6247	41841.19	42367.51	0.0083	23.03

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<O은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	182.16	0.3699	5779.12	5961.21	0.0113	11.42
1996	264.60	0.3481	6440.91	6705.46	0.0138	10.70
1997	107.31	0.6431	6892.40	6997.02	0.0107	17.93
1998	97.02	0.9817	6527.78	6618.88	0.0174	4.63
1999	186.20	0.3409	7413.94	7600.10	0.0084	11.94
2000	41.69	0.9045	7187.63	7222.18	0.0069	10.16

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<P은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	341.88	0.3173	6154.43	6496.29	0.0167	8.35
1996	276.29	0.3070	8196.11	8472.39	0.0100	14.39
1997	440.29	0.6770	13484.85	13922.20	0.0232	8.59
1998	930.02	0.8187	17932.89	18859.63	0.0453	2.12
1999	974.94	0.8316	30612.98	31585.90	0.0289	3.53
2000	736.23	0.7654	40015.80	40750.31	0.0154	4.92
2001	2215.72	0.5275	43373.18	45588.80	0.0264	2.87

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<Q은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	341.66	0.3729	6120.73	6462.28	0.0198	7.05
1996	348.84	0.4882	7947.94	8295.50	0.0209	7.07
1997	354.75	0.6736	11331.95	11683.81	0.0221	8.97
1998	991.32	1.0960	19940.97	20925.33	0.0611	1.54
1999	839.93	0.7273	20754.42	21592.06	0.0310	3.41
2000	828.38	0.8016	27064.24	27890.42	0.0267	3.02
2001	1948.65	0.5270	27172.46	29120.83	0.0362	2.31

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<R은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	108.00	0.7090	826.63	931.23	0.0899	1.82
1996	66.90	0.3828	1195.05	1261.92	0.0204	7.52
1997	22.00	0.6195	1504.70	1526.26	0.0096	20.00
1998	48.51	1.3516	1477.56	1518.72	0.0560	1.52
1999	48.24	0.9024	1417.32	1458.15	0.0385	2.62
2000	23.40	1.0667	1324.58	1338.86	0.0286	2.52

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<S은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1046.65	0.3516	33542.80	34589.24	0.0107	12.14
1996	1262.25	0.3512	39347.60	40609.60	0.0109	13.12
1997	651.75	0.6535	54422.96	55073.14	0.0083	22.93
1998	1492.25	1.0355	44887.81	46378.64	0.0754	1.15
1999	1932.92	0.8864	40156.96	42085.48	0.0463	2.34
2000	550.99	0.9243	43132.22	43678.88	0.0135	5.43
2001	865.37	1.3246	46754.04	47617.68	0.2613	0.11

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<T은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1998	1329.57	0.8656	41784.54	43108.77	0.0304	2.90
1999	3569.32	0.7446	44453.45	48020.81	0.0605	2.00
2000	3130.10	0.7744	57893.22	61021.35	0.0439	2.04

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<U은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1996	936.00	0.2927	30897.08	31833.07	0.0086	16.58
1997	936.53	0.5716	37718.70	38654.56	0.0145	13.56
1998	1829.89	1.0248	48623.92	50452.51	0.1975	0.36
1999	5333.12	0.7810	62609.61	67940.63	0.0676	1.81
2000	4464.24	0.7214	77265.05	81727.19	0.0429	2.13

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<V은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	211.35	0.3862	4247.44	4458.69	0.0184	7.45
1996	203.40	0.3397	5265.15	5468.53	0.0127	11.55
1997	114.48	0.6541	6175.94	6287.28	0.0130	14.86
1998	227.92	1.0543	6142.96	6364.55	0.0449	1.99
1999	171.14	0.8510	6936.51	7104.95	0.0235	4.23
2000	44.67	0.9872	5938.10	5970.70	0.0106	6.66

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<A은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	323.19	0.3673	6970.88	7293.98	0.0163	8.31
1996	227.09	0.3698	8738.14	8965.15	0.0094	15.00
1997	134.41	0.6250	10190.65	10322.20	0.0088	21.81
1998	115.94	0.9271	9017.76	9127.88	0.0141	5.70
1999	220.98	1.0363	9647.12	9862.18	0.0276	3.56
2000	142.57	0.8049	11474.68	11604.45	0.0119	6.09

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<W은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1317.50	0.3035	24716.94	26034.41	0.0154	9.02
1996	938.40	0.3324	29848.89	30802.69	0.0101	14.15
1997	487.90	0.6222	37806.21	38292.50	0.0084	22.64
1998	2286.64	0.9960	33730.64	36011.97	0.0731	1.38
1999	3358.09	0.9195	61725.96	65082.76	0.1799	0.53
2000	756.44	0.9421	67580.89	68336.05	0.1560	0.39

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<X은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1103.72	0.3053	21983.69	23087.38	0.0146	9.40
1996	697.00	0.3322	24060.77	24757.69	0.0094	15.19
1997	283.72	0.6170	29321.13	29599.22	0.0063	29.87
1998	864.00	1.2093	24627.59	25485.63	0.0488	1.82

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<Y은행의 부도거리와 기타 추정치>

연 간	E	σ_E	D	V	σ	DD
1995	1568.64	0.3269	18861.11	20429.65	0.0251	5.99
1996	1416.80	0.2898	24111.10	25527.89	0.0161	9.60
1997	930.16	0.5690	32247.31	33176.99	0.0166	11.88
1998	1466.11	0.8715	34068.99	35530.40	0.0409	2.26
1999	3021.95	0.7577	36676.59	39696.47	0.0632	1.92
2000	2704.09	0.7422	44483.74	47185.82	0.0466	1.98

주) E : 주식가치 σ_E : 주가변동성 D : 총부채 V : 자산가치 σ : 자산변동성 DD : 부도거리를 나타냄

<부록 2> 개별은행의 신용등급 추이

은행	장기예금						재무건전도					
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	1995	1996	1997	1998	1999	2000
E	A3	A3	B1	Caa1	Ba2	Ba1	D+	D+	E+	E	E	E
W	Baa2	Baa2	B1	Caa1	Ba2	Ba1			E	E	E	E
C			B1	Caa1	Ba3	Ba1	D	D	E	E	E	E+
N												
X	Baa2	Baa2	B1	Caa1	Ba3	Ba3	E+	E+	E	E	E	E
Y	A2	A2	B1	Caa1	Ba1	Baa3	C	C+	D+	D	D	D
Q		Baa1	B1	Caa1	Ba3	Ba2		D	E+	E+	E+	E+
I												
H												
J												
P		Baa1	B1	Caa1	Ba2	Ba2		D	D	E+	E+	E+
B												
Z												
S	Baa1	Baa1	B1	Caa1	Ba2	Ba1	D	D	E	E	E	E
U	A3	A3	B1	Caa1	Ba1	Baa3	D+	D+	D+	D	D	D
T		A1	B1	Caa1	Ba1	Baa3		C+	D+	D	D	D
K		A3	B1	Caa1	Ba3	Ba3		D+	D	E+	E+	E+
A		Baa1	B1	Caa1	Ba3	Ba3		D	D	E+	E+	E+
G												
V												
R												
M												
D												
L												
O												
G												

자료) Moody's

<참고문헌>

- 김봉한·전선애, “옵션모형을 활용한 차등보험료율제도 도입 방안”, 『KDIC 금융연구』 제5권 제1호, 예금보험공사, 2004, 3, pp. 5~43
- Aharoney, J. and I. Swary, “Contagion Effects of Bank Failures: Evidence from Capital Markets”, *Journal of Business* 56, pp. 305~322
- Basle Committee on Banking Supervision, “Credit Risk Modelling: Current Practices and Applications”, Basle, April 1999
- Berger, A., S., Davies and M. Flannery, “Comparing market and Supervisory Assessments of Bank Performance: Who Knows What When?”, *Journal of Money Credit and Banking* 32, 2000
- Black, F. and M. Scholes, “The Pricing of Options and Corporate Liabilities”, *Journal of Political Economy* 3, 1973, pp. 637~654
- Calomiris, C., “The post-modern Bank Safety Net: Lessons from Developed and Developing Countries”, Washington D. C. American Enterprise Institute, 1997
- Demirguc-Kunt, a., and E. Detragiache, “The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries”, IMF Staff Papers Vol. 45, 1998, pp. 81~109
- Demsetz, R., M. Saidenberg and P. Strahan, “Banks with Something to Lose: The Disciplinary Role of Franchise Value”, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 2, 1996, pp. 1~14
- Gropp Reint, Jukka Vesala and Giuseppe Vulpes, “Equity and Bond Market Signals as Leading Indicators of Bank Fragility”, Working paper No. 150, European Central Bank, 2002
- _____, R. and J. Vesala, “Deposit Insurance and Moral Hazard: Does the Counterfactual Matter?”, European Central Bank Working Paper 47, 2001
- Huber, G., “The Behavior of Maximum Likelihood Estimators Under

- Non-Standard Conditions”, *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* Vol. 1, 1967, pp. 221~233
- Jorge A. Chan-Lau, Arnaud Jobert, and Janet Kong, “An Option-Based Approach to Bank Vulnerabilities in Emerging Markets”, *IMF Working Paper* WP/04/33, 2004
- Keeley, M., “Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking”, *American Economic Review* 80, 1992, pp. 1183~1200
- KMV Corporation, “Modeling Default Risk”, KMV Corporation, San Francisco, 1999
- Liang, X., and Zeger, X., “Longitudinal Data Analysis using Generalized linear Models”, *Biometrika*, Vol. 73, 1986, pp. 13~22
- Merton, R., “An analytic Derivation of the Cost of Deposit Insurance and Loan Guarantees”, *Journal of Banking and Finance* 1, 1977, pp. 3~11
- Ronn, E. and A. Verma, “Pricing Risk-Adjusted Deposit Insurance: an Option-Based Model”, *Journal of Finance* 41, 1986, pp. 871~895

Modeling Early Warning Signal for the Bank Vulnerability Using an Option-Based Approach

Suneae Chun · Bonghan Kim

< Abstract >

Distance to default is estimated using the option based model utilizing the stock prices and balance sheets of commercial banks in Korea. Estimated relationship between distance to default and indexes which represent the profitability and soundness of banking sector shows that increased profitability and asset size or improvement in credit ratings leads to the lower probability of default. Empirical analysis results of probit and logit model shows that distance to default and banking crisis has negative relationship with 2 to 3 years of lag, implying higher probability of default leading to higher probability of incidences of banking crises, even though statistically not significant.

Key words: Option-based approach, Distance to default, Probability of default, Banking crisis
JEL Classification Number: G12, G21