

재무변수와 주가를 결합한 상호저축은행의 부실예측모형*

최영수***장옥***

<요약>

부실예측시 과거의 재무제표를 이용한 로지스틱 회귀모형 또는 주가를 이용한 옵션모형이 많이 사용되나 자료의 제약으로 모형의 유용성이 제약된다. 특히 국내의 경우 부도시점이 IMF 사태 직후로 편중되어 부실예측모형의 모수 추정시 어려움이 존재한다. 본 논문은 이에 대한 대안으로 기존의 두 모형이 모두 부도확률을 제공한다는 점에 착안하여, 먼저 상장된 상호저축은행의 주가자료를 이용하여 해당은행의 부도확률을 옵션모형을 이용하여 주기적으로 구한 후, 재무자료의 주기에 맞게 단순(가중)평균값을 구함으로써 관측오차를 줄여줌과 동시에 재무건전성을 신속히 반영하는 부도확률을 구할 수 있었다. 결합모형을 실제 자료에 적용한 결과, CAMEL 관련 변수 중에서 자본적정성(C)과 자산건전성(A)관련 변수가 부도를 예측하는 유용한 변수일뿐더러, 추정시기가 변함에 따라 선택되는 설명변수는 변함이 없어 부도를 예측하는 조기경보시스템을 구축함에 매우 유용함을 알 수 있고, 실제 도산한 저축은행에 적용한 실증분석에서도 효과적임을 알 수 있었다.

핵심 주제어: 상호저축은행도산, 부도확률, EDF, 로지스틱 회귀모형, 결합모형
JEL 분류번호: G12, G21

I. 서론

상호저축은행은 예금보험기금을 집행하는 입장에서 적은 예금보험료를 기반으로 더 많은 공적자금을 투입한 대표적인 업종이다. 2006년말까지 저축은행에 대

접수일(2007년 1월 9일), 수정일(1차: 2007년 5월 18일, 2차: 2007년 6월 8일), 게재확정일(2007년 6월 20일)

* 본 논문에 유익한 논평을 해주신 두분 익명의 논평자에게 감사드립니다. 논문의 내용에 대해 관심이 있는 독자는 한국의국어대학교 최영수 교수에게 연락주시기 바랍니다.

** 한국의국어대학교 수학과 교수(제1저자)(choiys@hufs.ac.kr)

*** 예금보험공사 연구위원(ukchang@kdic.or.kr)

한 예금보험기금 보험료 수입은 3,550억원인 반면 보험료지급은 14,775억원이다. 또한, 외환위기 이후 은행권이 대형화와 함께 수익성이 제고되면서 안정적인 시스템을 구축해 나가고 있는 반면에 저축은행은 최근 영업실적이 호전되었다고는 하나 수시로 크고 작은 금융 사고에 연루되면서 부실화의 위험에 노출되어 왔다.

저축은행의 지속적인 성장이 가능하기 위해서는 고수익·고위험(high return — high risk) 등의 영업구조는 개선될 필요가 있다. 한 예로 최근 솔로몬저축은행이 전북은행을 시가총액에서 능가했지만 전북은행의 순이자마진(NIM)은 3.1%, 고정이하여신비율은 1.35%인 반면 솔로몬저축은행의 NIM은 9%, 고정이하여신비율은 3.8% 수준인 점을 볼 때, 고위험·고수익의 구조를 보이고 있는 저축은행의 특성상 시중은행보다 위험에 더 노출돼 있는 상황이다.¹⁾ 이를 위하여 대형화에 따른 리스크노출을 경감할 수 있는 방법이 제시되어야 할 것이다.

예금보험 측면에서도 이러한 저축은행의 리스크를 효율적으로 감시할 수 있는 모형을 개발하는 것은 시급한 과제이다. 저축은행의 도덕적 해이(moral hazard)를 막고 추가적인 예금보험 적자를 막기 위해서는 저축은행의 부실을 효율적으로 감시할 수 있는 방법론이 개발되어야 하고 이는 차등보험료의 형태로 적용되어야 한다.

<표 1> 상호저축은행의 주요 경영지표 추이

(단위: 억원, %)

구 분	'03. 6	'03. 12	'04. 6	'04.12	'05. 6	'05.12
당기순이익	449	822	-627	-1,362	-1,957	3,696
BIS기준자기자본비율	9.95	8.74	8.18	7.01	7.13	7.90
연체율	19.55	20.94	21.15	22.81	22.37	20.00
고정이하 여신비율	11.28	11.75	12.37	13.02	15.35	13.70

주: 당기순이익은 해당 반기 기준

자료: 금융감독원

그 동안 상호저축은행 부실에 대한 조기에측 및 건전경영 유도는 금융감독당국과 해당 금융기관에 대한 투자자 및 금융소비자에게 큰 관심사항이었음에도

1) “상호저축은행 덩치만 커져” — '06. 5. 4일, 한국금융신문 기사발췌.

불구하고 이러한 분야에 대한 실질적인 노력은 부족하였다. 또한, 학문적 입장에 서도 표본의 미흡과 자료의 부족 등 현실적 어려움으로 관심을 기울이지 못하였다. 한편, 금융위기를 극복하면서 각종 선진감독제도가 도입되었는데, 그 중 상호저축은행에 대한 경영실태를 자본적정성(capital adequacy), 자산건전성(asset quality), 경영관리(management), 수익성(earnings) 및 유동성(liquidity) 부문으로 나누어 평가하는 CAMEL평가방식이 2000년부터 도입되었다. 그러나, 동 평가방식 도입과정에서나 운용이후 지금까지 그 유의성이 제대로 검증되지 않았을 뿐만 아니라 감독당국의 평가결과도 내부 참고자료로만 활용될 뿐 감독대상인 상호저축은행이나 외부에 공개된 적이 없어 경영실태평가가 상호저축은행의 건전 정도를 제대로 판별하고 있는지 알 수 없는 실정이다.

금융기관의 부실화 요인에 대한 분석과 부실예측은 해당 금융기관이나 감독당국이 부실화 과정을 조기에 인식하여 적절한 경영개선조치를 적시에 취할 수 있도록 함으로써 예금자를 보호하고 궁극적으로는 예금 대지급 등 공적자금을 절약하여 금융시스템의 안정성을 높이는 중요한 의미를 가진다고 하겠다. 우리는 외환금융위기 이후 손상된 금융시스템을 복원하고 경제체질을 건전하게 하기 위해 수많은 금융기관을 정리하고 대규모 공적자금을 투입하여 왔다. 또한, 외환금융위기 이후에 금융기관의 건전성을 감독하기 위하여 자기자본비율 규제제도 및 경영실태평가 제도 등 수많은 선진감독시스템이 도입되었다. 그러나 이러한 제도들이 우리의 현실에 적합한지에 대한 유의성 검증과정을 거치지 않고 국제적 기준과의 정합성을 갖추고자 외국감독제도를 원용하여 제도적 틀만을 갖추는 데 급급해 왔던 것이 현실이다. 이러한 점에서 서민금융의 중요한 역할을 담당하고 있으나 소유구조 및 재무구조의 취약성과 경영의 건전성이 미흡한 상호저축은행을 대상으로 부실 조기예측을 연구하는 것은 다수 서민금융거래자 보호와 감독당국의 금융기관 상시감시(off-site surveillance) 기능을 정립함에 있어 매우 중요한 의미를 지닌다고 하겠다.

본 연구의 목적은 부실예측연구의 대상을 일반기업에서 금융기관인 상호저축은행으로 확장하여 도산 여부를 예측할 수 있는 모형을 분석하고자 하는 데 있다. 궁극적으로는 상호저축은행이 도산함으로써 투입되는 공적자금 규모를 줄이

고 예금자 보호를 통한 사회적 비용을 절감하는데 그 의의가 있다고 하겠다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 부실예측모형에 대한 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 연구방법론으로서 부실예측모형에 대해서 비교, 평가한다. 제4장에서는 자료 및 실증분석결과를 제시한다. 그리고 제5장에서는 결론을 맺는다.

II. 선행연구의 검토

도산예측모형은 60년대 Beaver(1966)가 단일변량 판별분석(uni-variate discriminant analysis)과 이를 확장한 Altman(1968)의 다변량 판별분석(multivariate discriminant analysis)이후 다음과 같은 두 가지 측면으로 발전되어 오고 있다.

첫 번째, 어떤 변수 또는 지표가 기업의 현 상태에 대해 보다 많은 정보를 포함하고 있는가 하는, 정보원천(information source)에 관한 탐색이다. 현재까지 연구된 주요 정보원천에는 재무제표 변수와 같은 기업내부 지표, 기업 활동 전반에 영향을 미칠 수 있는 거시적 경제 환경 지표, 주가관련 변수들, 그리고 공식적인 회계감사 결과와 같은 외부평가 지표 등이 있다.

기업 도산 예측관련 연구의 또 다른 발전 방향은 모형 구축에 적용 가능한 다양한 통계적 분석 기법에 대한 탐색이다. 정량적 기업 도산 모형은 Beaver(1967)의 이원분류검정에서 출발하여 Altman(1968)의 다변량 판별분석, 그리고 Ohlson(1980)의 로짓(logit) 모형, Zimijewski(1984)의 프로빗(probit) 모형 등으로 대표되어지는 이산(discrete)확률 모형으로 발전하여 왔고 최근에는 인공신경망(artificial neural networks), 생존분석 모형이 연구되고 있다.

Altman(1968)은 회계정보를 이용한 기업도산예측 모형으로 기업의 신용상태를 추정하고자 하였으며 다중판별분석 기법으로 기업의 Z점수를 산출하는 모형을 제시하였는데, 여러 가지 재무비율 중에서 5개의 재무비율이 기업도산예측에 중요한 영향력을 가진다고 하였다. 기업의 Z점수 산출은 다음의 판별모형에 의하

여 이루어지며 실증분석 결과는 다음과 같다.

$$Z = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.099X_5 \quad (1)$$

여기에서 Z 는 판별함수, X_1 은(유동자산—유동부채)/총자산, X_2 은 이익잉여금/총자산, X_3 은 정상이익/총자산, X_4 은 주가/장부가 총부채, 그리고 X_5 은 매출액/총자산이다.

Ohlson(1980)은 기업부실예측에 관한 과거 대부분의 연구들이 사용했던 다변량 판별분석의 통계적 문제점과 표본선정 및 부실전년도 측정에 관한 연구방법론상의 문제점을 지적하고 이들 문제점을 해결하기 위하여 부실예측의 통계적 방법으로 로짓분석을 이용하고, 표본선정에 있어서는 비쌍대표본추출방법을 사용하였다. 또한, 부실시점을 명확히 파악하기 위해서 파산 신청일 및 재무제표 공시시점이 명시되어 있는 10—K 보고서를 사용하였다. Ohlson의 연구는 다변량판별분석 통계적 한계점을 해결하기 위하여 기업부실 예측에 있어 새로운 분석방법인 로짓분석을 사용하였다는데 그 의의가 있다. 그러나 검증용 표본으로 모형의 검증을 시도하지 않았으며, 과거의 연구보다 예측력이 낮았고, 재무비율과 기업부실화율이 로짓함수로 표현되어야 하는 이유를 명확히 밝히지 못한 점이 연구의 한계점이라 할 수 있다. Zimijewski(1984)는 Ohlson(1980)의 로짓모형을 개선한 프로빗(probit) 모형을 제시하였다.

국내에서 전용기(1986)는 3년간의 결산재무제표를 자료로 하여, 신용등급분류 예측모형을 도출하였다. 이론적으로 중요한 영향력이 있다고 인정되는 32개의 재무비율을 가지고 다중판별분석과 로지스틱 다중회귀분석을 이용하여 6개의 주요 변수를 도출하여 신용등급결정모형을 제시하였으며 실증분석 결과는 다음과 같다.

$$Z = 0.1795X_1 - 9.5290X_2 - 1.3195X_3 + 0.0448X_4 + 0.0018X_5 + 0.0025X_6 \quad (2)$$

여기서 Z 는 판별함수의 종속변수, X_1 은 고정비율, X_2 은 총자산 유보비율, X_3 은

매출액 경상이익율, X_4 은 매출채권 회전율, X_5 은 자본금 회전율, 그리고 X_6 은 순운전자본 회전율이다.

신동령(1989)은 한국신용평가가 평가한 CP 가운데서 107개의 표본을 선정하여 71개의 추정표본으로 사용하였고 나머지 36개를 확인표본으로 사용하였다. 기존 연구에서 유의적인 것으로 판명된 재무비율에다가 주가기준, 매출액 증가율, 총자산회전율 등을 추가하여 10개의 재무비율을 선정하였다. 각 재무지표와 CP등급의 관계 및 재무지표간의 상관관계를 알아보기 위하여 분산분석(one-way ANOVA)과 상관분석(correlation analysis)을 실시하였다. 분산분석 결과 대부분이 재무지표의 평균이 등급별로 차이가 있음을 나타냈다. 단계별 판별분석을 통하여 나타난 함수식 중 가장 설명력이 큰 함수식은 다음과 같다.

$$Z = 0.937 - 0.905 TL/TA + 0.656 ROI + 0.500 GRS + 0.571 S/TA \quad (3)$$

여기서, TL/TA : 부채비율, GRS : 매출액 증가율, ROI : 총자산순이익율, 그리고 S/TA : 총자산 회전율이다.

조지호·유성훈(1998)은 Altman and Heine(1995)의 국가별 특성을 반영한 EMS모형(scoring system for emerging markets corporate bonds)을 가지고 국내에 적용할 수 있는 KEMS1과 KEMS2 모형을 제시하였다. 이 모형들은 각각 9개와 4개의 재무비율 또는 재무지표를 독립변수로 활용하고 있다. EMS모형의 특징은 국제적인 경제환경 속에서 개별기업의 신용평가를 용이하게 할 수 있는 골격을 제시하였다는 점이다. 모형에 첨부된 주요 변수로는 첫째, 자국통화가치의 변동성에 대한 위험의 노출도를 조정하고, 둘째, 기업이 소속되어 있는 산업환경과 산업체 내에서의 경쟁력을 가미하여 신용평가수치를 조정하며, 셋째, 기발행된 채무조건에 대한 분석으로 신용평가 추정수치를 다시 조정하고, 마지막으로, 미국의 신용도와 비교하여 개별국가의 신용도를 산출하여, 신용평가 추정수치를 조정하였다. 이러한 구체적인 조정변수로는 환율변동 위험도, 회계절차상의 차이점, 정부의 간섭과 규제, 금융시장의 효율성과 건전도, 시장점유율, 그리고 신용평가 전문가들의 의견 등이 이용되었다.

최근 남재우·이회경·김동석(2000)은 생존분석기법을 이용한 기업도산 예측 기법을 제시하고 프로빗모형을 이용한 예측 결과와 이 모형을 이용한 예측 결과를 비교함으로써 이 모형의 유용성을 검증하였다.

한편, 위 흐름과는 별개로 Merton(1974)의 구조모형은 부도과정을 모형에 내재화하여 효율적인 부도확률을 제시하고 있다. Merton모형의 아이디어는 KMV(1999)로 이어져 보다 현실적인 방법론과 모수를 제시하였다.²⁾ Merton모형은 Longstaff and Schwartz(1995) 등으로 확대되어 비현실적인 가정이 보다 완화되었다. 국내에서는 정완호·국찬표(2001)가 이러한 문제들을 국내자료를 이용하여 다루었다.

상호저축은행을 대상으로 도산예측모형을 연구한 국내연구로는 김영기·정신동(2005)이 있다. 김영기·정신동(2005)은 저축은행을 대상으로 한 조기경보시스템을 연구하였다. 미국 예금보험공사의 SCOR 모형을 응용하여 우리나라 부실징후 저축은행을 조기에 판별하는 모형을 개발하였다. 추정모형이 CAEL 등급을 정확하게 추정할 확률은 평균 64% 수준이었으며, 추정모형의 부실은행 판별능력은 68% 수준이었다.

III. 부실예측모형의 비교

상호저축은행의 예금보험료 차등화를 위해서는 먼저 은행부실을 사전에 예측할 수 있는 실용성 있는 모형이 필요하다. 구체적으로, 은행의 도산을 예측하는 부도확률을 계산하는 모형이 필요하고, 부도가 난 후 차주별 손실금액에 대한 분포함수를 추정하는 모형 개발이 필요하다. 이 때, 예상부도확률(expected default probability)의 예측뿐 만이 아니라 은행간 부도확률상관관계 추정이 차등보험료를 산정에 매우 중요한 역할을 한다. 손실분포함수(loss distribution function)추정에 있어서는 차주의 신용등급도 중요하지만 담보물건의 종류에 따라서 많은

2) KMV의 연구내용에 대해서는 Kealhofer(1997)와 McQuown(1993)을 참고하기 바란다.

차이를 나타내므로 자료수집에 많은 노력이 수반된다.

예상부도확률과 손실분포함수에 관한 모형이 개발된 후, 이를 결합하여 저축은행별 차등보험료율을 계량적으로 할당할 수 있다. 앞에서 언급한 세 개의 주제는 연구 분량이 방대하므로 본 연구에서는 우선 첫 번째 단계인 예상부도확률에 중점을 두어 이론적인 모형을 제시하고 차후에 실증적인 자료를 바탕으로 이론의 타당성을 검증하고자 한다.

1. 로지스틱 회귀분석을 이용한 부도예측모형

로지스틱 회귀분석(logistic regression analysis)은 자료가 두 모집단으로 나누어진 상황에서, 연구대상이 어떤 모집단에 속하는지를 예측하는 분류 목적으로 사용되는 통계적 분석방법이다. 예를 들어, 도산을 예측하기 위하여 모형에 사용되는 독립변수를 예측변수(predictor)라 하고 결과를 나타내는 종속변수를 목표변수(target variable)라고 한다. 이때, 판별분석(discriminant analysis)에서와는 달리 더미변수(dummy variable)를 이용하여 서열척도나 명목척도를 예측변수를 취할 수 있어, 상호저축은행의 지배구조특성을 파악할 수 있는 대주주의 경영참여여부 및 경영권 변동여부 등을 예측변수로 사용할 수 있다.

종속변수 Y 는 부도와 정상이라는 두 분류 중에서 한 개의 분류에 속하는 명목척도이고, 종속변수를 예측하기 위하여 k 개의 예측변수 x_1, x_2, \dots, x_k 가 필요하다고 하자. 이 경우 저축은행이 도산할 확률 p 은 Y 가 부도분류에 속하게 되는 확률을 의미하며, $1-p$ 는 정상 분류에 속하는 확률이고 p 에 대한 $1-p$ 의 비율을 오즈(odds; 승수)라 하며 다음과 같이 정의된다.

$$\text{오즈} = \frac{p}{1-p}$$

오즈에 대한 로그값, $\ln(\text{오즈})$ 을 로그오즈값이라 하며 범위는 음의 무

한대에서 양의 무한대까지 값을 갖게 되고 0.5를 중심으로 대칭성이 유지된다.

로지스틱 회귀모형은 다중회귀모형에서 종속변수를 p 에 대한 로그오즈값으로 택하고 오차 항이 존재하지 않는 형태를 취하며 다음과 같이 정의된다.

$$\text{로그오즈}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k \quad (4)$$

즉, 이 모형의 특징은 로그오즈값이 예측변수와 선형적인 관계로 표현될 수 있어야 하며 예측변수에 대한 특정한 분포를 가정하지 않아도 된다는 것이다. 식(4)로부터 부도확률 p 을 설명변수에 관한 함수로 나타낼 수 있는 데 이를 로지스틱 회귀방정식(logistic regression equation)이라고 하며 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$p = \frac{1}{1 + \exp[-(\alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k)]} \quad (5)$$

로지스틱 회귀모형은 이항분포(binomial distribution)를 기초로 하는 우도함수(likelihood function)값을 최대로 만드는 회귀계수값이 추정되며 이를 최대우도추정량(Maximum Likelihood Estimator: MLE)이라 한다. MLE 추정과정에서 추정량이 관측치의 단힌 해로 나타나지 않으므로 수치해석적인 방법으로 반복해서 해를 찾아가는데, 일반적으로 반복가중 최소제곱법(Iterated Weighted Least Square Method: IRLS)이 많이 사용되고 있다.

MLE에서 추정된 로지스틱 회귀모형이 어느 정도 적합한지를 완전모형(full model)과 부분모형(partial model)의 우도비검정(likelihood ratio test)을 통해 검

정할 수 있다. 완전모형(부분모형)의 우도함수가 $L(L_0)$ 일 때, 부분모형이 완전모형과 차이가 없다는 가정아래 우도비검정통계량은 다음과 같이 카이제곱 분포를 따르게 되며, 자유도는 두 모형의 자유도에 대한 차이가 된다.

$$\Lambda = -2 \ln \frac{L_0}{L} = -2 \ln L_0 + 2 \ln L \sim \chi^2 \quad (6)$$

이런 적합도 검정을 반복적으로 적용하여 유의한 독립변수를 선택적으로 포함시키는 단계별 선택법(stepwise selection method)을 사용하여 최적의 독립변수를 구성할 수 있다.

2. 옵션모형을 이용한 부도예측모형

비연속적인 재무자료를 이용한 로지스틱 회귀방법론은 연속적인 개념인 부도율을 설명하는 데에는 방법론적으로 한계가 있을뿐더러 기업의 미래 현금흐름에 대한 적절한 할인율을 적용하여 얻은 자산가치³⁾가 과거로부터 얻은 재무자료보다는 더 유용하다는 근거에서 본 모형은 상호저축은행의 부도가 은행의 자산가치와 부채가치의 차이에 의해 결정된다고 본다. 즉, KMV 모형을 바탕으로 은행의 부도확률을 도출하기 위해서는 자산의 가치 및 변동성 추정, 부도위험 측정수단으로서의 부도거리, 부도자료를 이용한 실제 부도확률로 조정하는 과정이 필요하다.

가. 자산 가치 및 변동성 추정

3) 기업의 부채 및 주식의 시장가격은 기업의 재무자료, 기업의 향후 전망과 위험, 경제 전반에 관한 예측을 종합하여 나타나는 지표이다. Aharoney and Swary(1996)는 주식보유자들이 은행 자산의 질에 관한 정보에 따라 합리적으로 반응하고 주가는 은행도산에 관한 유용한 정보를 제공함을 보였고, Gropp, Vesala and Vulpes(2002)은 Merton(1974)의 옵션모형을 이용하여 주가 및 은행발행 채권금리 스프레드를 사용하여 구축한 모형이 유럽 은행들의 도산을 예측하는 데 효과적이었음을 보였다.

상호저축은행의 주가자료가 사용 가능하다면, 주식은 은행의 자산을 기초자산으로 자산의 가치가 부도점(default point)에서 0을 갖는 만기가 영구적인 콜옵션(perpetual call option)으로 생각할 수 있다. 따라서 옵션평가모형에서 옵션의 시장가격과 변동성을 이용하여 기초자산의 가치와 내재변동성을 도출할 수 있듯이 자산의 가치와 변동성을 도출할 수 있다. 문제를 단순화하기 위하여 은행의 자산가치 V_t^A 가 기하적인 브라운 운동(geometric Brownian motion)을 따른다고 가정하자.

$$\frac{dV_t^A}{V_t^A} = \mu dt + \sigma_A dW_t, \quad (7)$$

여기서 W_t 는 표준 브라운 운동이고, σ_A 는 자산의 변동성이고, μ 는 자산의 수익률이다. 부도를 예측하고자 하는 시점이 T 일 때, 이 시점에서 부채의 장부가를 K 라 하면, Black-Scholes(BS) 옵션가격 공식에 의해 주식의 시장가격 V_E 는 다음과 같다.

$$V_E = V_A N(d_1) - e^{-rT} K N(d_2), \quad (8)$$

여기서 r 은 무위험 이자율이고, $V_A = V_0^A$ 이고,

$$\frac{d_1 = \ln(V_A/K) + (r + \sigma_A^2/2)T}{\sigma_A \sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T}$$
이다.

식 (8)로부터 V_E 는 V_A 에 관한 함수이므로 주식과 자산의 변동성은 다음과 같은 관계를 만족한다.

$$\sigma_E = \sigma_A \frac{V_A}{V_E} \frac{\partial V_E}{\partial V_A}, \quad (9)$$

여기서 σ_E 는 주가의 변동성이고 자산이 기하적인 브라운 운동을 따를 경우에는 $\partial V_E / \partial V_A = N(d_1)$ 임을 알 수 있다.

나. 부도거리(Distance to Default: DD) 계산

옵션가격모형에서 은행의 자산가치가 부도점 이하로 하락할 경우에 부도가 발생하므로 부도확률은 자산가치가 부도점 이하로 될 확률이다. 만약 자산가치의 분포를 알고 있다면 부도확률은 누적분포함수를 통해 쉽게 계산할 수 있으나 현실적으로 분포를 파악하기는 쉽지 않다. 이런 문제를 해결하기 위하여 KMV모형에서는 먼저 자산가치가 부도점간의 간격을 자산가치의 표준편차를 단위로 측정하여 이를 부도거리라고 정의한 후 실증자료의 분포를 이용하여 부도확률을 계산하는 과정을 따른다. 즉, 부도거리는 다음과 같이 산출한다.

$$\text{부도거리(DD)} = \frac{\text{자산가치} - \text{부도점}}{\text{자산가치} \times \text{자산변동성}}$$

자산가치가 기하적인 브라운 운동을 따를 경우 부도를 예측하고자 하는 시점이 T 일 때, 이 시점에서 부채의 장부가를 K_T 라 하면 부도거리는 다음과 같다.

$$DD = \frac{\ln(V_A/K_T) + (\mu - \sigma_A^2/2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad (10)$$

부도거리는 기업의 기대수익에 관련된 모든 정보를 반영하는 자산가치 V_A , 은행이 지불해야 하는 계약상의 모든 부채의 장부가를 자산가치로 나눈 차입비율 $L = K_T / V_A$ 과 자산의 위험도를 나타내는 자산의 변동성 σ_A 을 포함하고 있으므로 Gropp, Vesala and Vulpes(2002)가 제시한 은

행부실을 나타내는 지표로서 만족해야 할 완전성(completeness)을 갖고 있다. 뿐만 아니라, 부도거리는 다음과 같은 세 개의 조건을 만족하고 있다.

$$\begin{aligned}
 (i) \quad & \frac{\partial DD}{\partial V_A} = \frac{1}{\sigma_A \sqrt{T} V_A} > 0 \\
 (ii) \quad & \frac{\partial DD}{\partial L} = -\frac{1}{L} < 0 \\
 (iii) \quad & \frac{\partial DD}{\partial \sigma_A} = -\frac{\ln(V_A/K_T) + \mu T}{\sigma_A^2 \sqrt{T}} - \frac{\sqrt{T}}{2} < 0
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

따라서 부도거리의 음(-)의 값(-DD)은 은행의 부실을 나타내는 지표로서, 자산가치가 증가함에 따라 감소하고, 차입비율이나 자산의 변동성이 증가하면 증가하는 특성을 갖고 있음을 알 수 있고 이를 불편향성(unbiasedness)이라 부른다.

부도에 관한 KMV의 실증적인 자료 분석에 의하면, 일반적으로 자산가치가 총 부채의 장부가에 도달하여도 부도가 발생하지 않은 경우가 발생함을 확인 할 수 있었고, 따라서 부도가 발생하는 점을 다음과 같이 단순화할 수 있다.

$$\text{부도점} = \text{단기부채} + \text{장기부채}/2$$

다. 부도확률(Probability of Default: PD) 계산

KMV는 주어진 부도거리로부터 부도확률을 과거 자료를 이용하여 산출하였고 이를 EDF(Expected Default Frequency)라 부른다. 예를 들어, 어떤 기업의 1년 후의 부도거리가 7이라면, 부도거리가 7인 기업모집단(10,000개)에서 1년 후에 5개의 기업에서 부도가 발생할 경우, EDF는 0.05%로 계산한다.

자산가치가 기하적인 브라운 운동을 따를 경우 부도를 예측하고자 하는 시점

이 T 일 때, 이 시점에서 부채의 장부가를 K_T 라 하면 부도확률 EDF는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} EDF &= P\left[V_T^A \leq K_T \mid V_0^A = V_A \right] \\ &= P\left[Z \leq -\frac{\ln(V_A/K_T) + (\mu - \sigma_A^2/2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \right] = N(-DD), \end{aligned} \quad (12)$$

여기서 $Z \sim N(0,1)$ 는 표준정규분포이고 DD 는 전 단계에서 구한 부도거리이다.

3. 로지스틱 회귀모형과 옵션모형을 결합한 부도예측모형

로지스틱 회귀모형에서 사용되는 설명변수는 과거의 재무자료가 주로 사용될 뿐 아니라, 유의한 설명변수가 기간에 따라 포함되기도 하고 포함 안 되는 경우가 있고, 특정기간을 전후하여 도산집단의 수가 현저히 감소하여 유의한 설명변수를 선택하기가 매우 힘들다. 마찬가지로 옵션모형을 이용하기 위해서는 주가에 관한 자료가 주기적으로 관찰되어야 하는 데, 전체 저축은행(2006년 6월말 기준 116개)중 상장된 저축은행은 10개이므로 옵션모형을 사용하기에는 어려움이 많다. 본 절에서는 이에 대한 대안으로 기존의 두개의 모형이 모두 부도확률을 제공하는 점에 착안하여 상장된 저축은행의 주가자료를 이용하여 해당은행의 부도확률을 옵션모형을 이용하여 주기적(예를 들어, 월별)으로 구한 후, 재무자료의 주기(예를 들어, 분기별)에 맞게 가중평균값을 구한 후, 이 값을 로지스틱 회귀모형의 종속변수의 값으로 사용하고 설명변수로는 선택된 해당은행의 재무자료를 사용하여 모수를 추정한다. 이렇게 추정한 모수와 비상장 저축은행의 재무자료를 설명변수로 사용하여 부도확률을 산출하여 차등보험요율 산정에 적용한다.

가. 로지스틱 모형 분석

로지스틱 모형을 적용하기에 앞서 저축은행의 현황을 살펴보면 <표 2>와 같이 1998년부터 2001년까지는 부도가 발생한 은행이 대부분을 차지하고 그 이후에는 부도발생건수가 현저히 줄어들었음을 알 수 있다. 이는 경기상황에 따라 부도발생건수가 확연히 달라짐을 보여주고 부도확률을 예측하기 위한 표본자료기간의 선택기준에 따라 예측 값이 다르게 나타날 수 있음을 보여준다.

<표 2> 상호저축은행 정리 형태별 현황 (1998년~2006년 9월)

형태별	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	계
계약이전	4	6	14	1	—	—	—	3	1	25
인가취소	18	15	14	23	4	2	1	—	1	74
폐 합 병	2	10	13	1	1	—	—	1	—	27
해 산	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1
계	24	31	41	26	5	2	1	4	2	127
생존은행수	211	186	147	121	116	114	113	111	110	

주: 계약이전되었으나 이후 다시 인가취소됨으로써 정리된 수는 실제 퇴출된 저축은행 수(115개)보다 많음.
자료: 금융감독원

로지스틱 모형에 적합한 설명변수를 파악하기 위해 저축은행 부도에 관한 선행연구를 살펴보면, 남주하·진태홍(1998)는 외환금융위기전인 1995년 및 1996년 상호신용금고의 결산자료를 이용하여 t -검정과 로지스틱 분석을 통하여 얻은 결과 주로 총자산영업이익률, 고정이하여신비율, 고정자산비율 및 여신의 급격한 변동이 부실예측에 유의한 설명변수라는 결론을 얻었다.

김영기(2003)는 외환금융위기 이후 1998년 6월말부터 2000년 6월말까지 상호저축은행의 결산재무자료 및 지분분포자료를 사용하여 t -검정과 로지스틱 분석을 하였다. 도산예측모형 모수추정 및 타당성 검증을 위해 두 가지 방식으로 추정표본과 유보표본을 구성하였다. 첫째, 전체표본을 무작위로 1/2씩 구분하여 추정·유보표본으로 사용한 경우에는 자기자본비율, 총자산순이익률, 총자산경비율 및 유동비율 등 4개 변수가 유의한 것으로 나왔고, 추정표본의 분류정확도는 75.4%이고 제1종 오류(도산은행

을 건전은행으로 오분류)는 28.8%로 나타났다. 유보표본을 이용하여 추정모형의 타당성을 검증한 결과 분류정확도는 71.3%이고 제1종 오류는 31.5%를 보여 표본간의 차이가 없어 보인다. 둘째, 모형이 미래상황을 예측하느냐가 중요한 요인이므로 이를 검증하기 위하여 1998년 6월 및 1999년 6월 표본으로 추정표본을 구성하고 2000년 6월 표본을 유보표본으로 구성한 경우에는, 자기자본비율 및 유동비율 외에 순고정이하여신비율 및 고정이하여신비율증감 변수가 도산예측에 나왔고 추정표본의 분류정확도는 76.1%이고 제1종 오류는 32.3%로 나타났으나, 유보표본을 이용하여 추정모형의 타당성을 검증한 결과 분류정확도는 57.8%이고 제1종 오류는 30%인 반면 제2종 오류(건전은행을 도산은행으로 오분류)는 47.4%로 나타났다. <표 2>를 보면 시계열 기준에 의한 표본의 도산·건전은행의 비율이 비슷한 상황에서도 부도예측력이 미흡한 것으로 나타났으므로, 첫째, 도산·건전은행의 비율이 현저히 차이가 나는 최근의 자료에서는 부도예측모형으로 로지스틱 회귀모형에 대한 수정이 필요하고, 둘째, 재무자료에 대한 신뢰성을 높일 필요성이 있을뿐더러 미래상황을 반영할 수 있는 자료사용의 필요성이 매우 큼을 알 수 있다.

나. 부도점의 불확실성을 고려한 옵션모형 개선방법

자산가치가 기하적인 브라운 운동을 한다고 가정하는 경우, 부도확률 EDF는 $\mathcal{N}(-\text{부도거리})$ 로 나타나서 실제 부도확률과 잘 적합 되지 않을뿐더러 신용위험이 있는 회사채 수익률과 무위험자산 수익률과의 스프레드(spread)가 시장스프레드에 비해 적게 나타나는 현상이 있다. 이런 문제를 해결하기 위하여 RiskMetrics Group의 CreditGrades는 부도점이 불확실하다는 가정을 도입하였다. 즉, 자산가치는 식 (3)과 같이 기하적인 브라운 운동을 따르고 이때 자산의 수익률은 $\mu = 0$ 이다⁴⁾ 고 가정하자. 어떤 회사를 구조조정을 통해 회생시킬지 청산시킬지는 회사부도 후 회수금액의 정도에 따라 결정하므로 회수율(recovery rate) R 에 대한 분포가정이 필요하다. 실증분석에 의한 회수율분포에 대한 가장 큰 특징은 분산이 매우 크다는 것이며 양(+)의 값을 가져야 함으로 회수율은 다음과 같은 로그정규(lognormal) 분포⁵⁾를 따른다고 가정하자.

$$R = \overline{R}e^{\lambda Z - \lambda^2/2} \quad \text{이고} \quad E[R] = \overline{R}, \quad (13)$$

여기서 Z 는 표준정규분포를 따르고 브라운 운동 $W_{t_{0 \leq t \leq T}}$ 과는 독립이다. 부도를 예측하고자 하는 시점이 T 일 때, 다음과 같은 조건을 시구간 $[0, T]$ 에서 만족하면 부도는 발생하지 않을 것이다.

$$V_A e^{\sigma_A W_t - \sigma_A^2 t/2} > \overline{R} K e^{\lambda Z - \lambda^2/2}, \quad 0 \leq t \leq T. \quad (14)$$

4) 과거 평균적으로 회사는 일정한 수준의 자산대비 부채비율을 유지하거나 주식에 대한 배당을 통해 자산의 수익률을 영(0)으로 유지하고 있다고 본 모형에서는 가정하였음.

5) Portfolio Management 자료와 S&P의 자료를 이용한 Hu and Lawrence(2000)의 분석에 의하면 자료 전체의 평균값(\overline{R})은 0.5이고 로그정규분포의 표준편차(λ)는 0.3으로 조사되었다.

여기서 K 는 부채의 장부가이다. 브라운 운동의 최초접촉시간(first hitting time)을 이용하여 T 시점까지 생존할 확률은 다음과 같다.

$$P(t) = N\left(-\frac{A_T}{2} + \frac{\ln(d)}{A_T}\right) - d \cdot N\left(-\frac{A_T}{2} - \frac{\ln(d)}{A_T}\right), \quad (15)$$

여기서,

$$d = \frac{V_A e^{\lambda^2}}{RK} \quad \text{이고} \quad A_T^2 = \sigma_A^2 T + \lambda^2 \quad \text{이다.}$$

자산가치 V_A 와 자산변동성 σ_A 의 모수를 주가 V_E 와 주가 변동성 σ_E 을 대체하기 위하여 자산가치가 부도근방에 도달한 경우 ($V_A \approx R \cdot K + \frac{\partial V_A}{\partial V_E} V_E$)와 부도발생 가능성이 매우 희박한 경우 ($V_E/V_A \rightarrow 1$)에서의 경계값을 이용하고 식 (15)을 이용하면 다음과 같은 자산가치와 자산의 변동성을 구할 수 있다.

$$V_A = V_E + \overline{RK} \quad \text{이고} \quad \sigma_A = \sigma_E \frac{V_E}{V_E + \overline{RK}}. \quad (16)$$

식 (15)과 (16)를 결합하면, 주식과 부채정보를 이용하여 현재부터 T 시점사이에 부도가 발생할 확률은 다음과 같다.

$$PD(T) = N\left(\frac{A_T}{2} - \frac{\ln(d)}{A_T}\right) + d \cdot N\left(-\frac{A_T}{2} - \frac{\ln(d)}{A_T}\right), \quad (17)$$

여기서

$$d = \frac{V_E + \overline{RK}}{\overline{RK}} e^{\lambda^2} \quad \text{이고} \quad A_T^2 = \left(\sigma_E \frac{V_E}{V_E + \overline{RK}} \right)^2 T + \lambda^2 \text{이다.}$$

다.

만약 부도점의 불확실성을 가정하지 않는다면, $\lambda=0$ 이므로 식 (17)의 우변의 첫째 항은 부도점이 \overline{RK} 이고 자산의 수익률이 영($\mu=0$)인 경우, 2절 다에서 제공하는 부도확률 $N(-DD)$ 임을 알 수 있고, 우변의 둘째 항은 부도의 정의를 만기에서만 발생하는 사건이 아니고 현재부터 관심이 있는 만기까지 언제든지 발생할 수 울타리옵션(barrier option)임으로써 생기는 항이다. 따라서 식(17)이 제공하는 부도확률은 2절 다가 제공하는 부도확률보다는 좀 더 큰 값을 가짐을 알 수 있다.

다. 옵션모형을 이용한 은행위험 측정 사례연구

Merton(1974)의 옵션모형을 기반으로 주가 정보를 이용하여 은행의 위험을 측정하려는 시도는 첫째, 은행이 발행한 후순위채권의 매입자는 기초자산이 은행의 자산가치인 풋옵션을 발행한 것과 같다는 전제아래, 후순위채의 수익률과 무위험 자산과의 수익률과의 스프레드를 이용하여 은행의 부실을 예측하려고 하였으며⁶⁾, 둘째, 정부의 예금보장제도는 은행자산에 대한 풋옵션을 발행한 것과 동일함으로 이를 이용하여 개별 은행에게 부여할 적정 예금보험요율산정⁷⁾에 사용되어 왔다.

6) 개별은행의 주가 등의 시장정보를 이용하여 은행위험을 측정한 최근의 국외 실증연구로는 Flannery(1998), Bongini, Laeven and Majnoni(2002), Chan, Jobert and Kong(2004), Curry, Elmer and Fissel(2003, 2004), Gropp, Vesala and Vulpes(2002), Krainer and Lopez(2004a, 2004b) 등이 있고 국내연구로는 이원흠·이한득·박상수(2001)과 최필선(2005)가 있다.

7) 주가를 이용하여 은행(및 여타 금융기관)의 적정 예금보험요율을 추정한 최근의 실증 연구로 국외는 Kaplan(2002), Laeven(2002a, 2002b), Maccario, Sironi and Zazzara(2003), Pennacchi(2003)가 있고 국내에는 김대호(2003), 김봉준·최도성(2002), 김봉한·전선애(2002, 2004) 등이 있다.

라. 결합모형 설정

김영기(2003)의 로지스틱 회귀모형에서 유의한 설명변수로 선택된 변수(예를 들어, 자기자본비율, 총자산순이익률, 총자산경비율, 유동비율, 순고정이하여신비율 및 고정적이하여신비율증감)에 대한 자료를 모든 저축은행에 대하여 분기별로 수집하고 이를 $x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{k,t}$ 라 하자. 거래소에 상장된 저축은행을 대상으로 3절 나에서 설명한 방식대로 월별⁸⁾ 자료를 바탕으로 관심이 있는 기간 T 안에 발생할 부도확률을 식 (17)을 이용하여 산출하고 이를 $pd_{t-2/3}, pd_{t-1/3}, pd_t$ 라 하자. 로지스틱 회귀모형에서 종속변수로 사용될 변수를 단순평균과 가중평균 방식⁹⁾으로 다음과 같이 계산한다.

$$Y_t^{(a)} = (pd_{t-2/3} + pd_{t-1/3} + pd_t) / 3 \quad (\text{단순평균})$$

$$Y_t^{(w)} = (pd_{t-2/3} + 2 \cdot pd_{t-1/3} + 3 \cdot pd_t) / 6 \quad (\text{가중평균})$$

최근의 자료에 비중을 많이 주고자 할 때는 가중평균을 사용하고 균등한 비중을 두고자 할 때는 단순평균을 사용한다.

상장된 저축은행의 설명변수와 종속변수를 이용하여 로지스틱 회귀모형의 모수를 기존의 MLE를 통하여 추정한다. 다음단계로는 추정한 모수를 사용하여 비상장 저축은행의 부도확률을 계산하여 이를 차등보험요율 산정에 반영하도록 한다.

본 방식을 사용함으로써 제기될 수 있는 문제점은 상장된 저축은행의 주가를 바탕으로 한 부도확률이 전체 저축은행의 부도확률을 예측하는 데 샘플 편중(sample bias)문제가 제기될 수 있다. 즉, 상장조건을 통과한 우량저축은행은 건전성 측면에서 비상장 저축은행에 비해 우수할뿐더러 자산규모면에서도 클 것이다. 그러나 상장된 주식의 가격에는 은행의 성장성이나 안정성에 대한 광범위한

8) 월별 자료뿐 만이 아니라 일(주)별 자료를 사용할 수 있으나, 계량경제학의 기본적인 원칙은 추정하는 기간을 일치시키는 것이므로 추정하고자 하는 기간과 비슷한 월별자료를 사용코자 한다.

9) 평균값을 사용함으로써 옵션모형으로부터 얻은 부도확률에 대한 관측오차를 줄여주는 효과를 얻을 수 있다.

정보가 반영되어 있으며 다수의 투자자에 의해 그 정보가 빠르게 반영되는 특징을 갖고 있으므로 개별은행의 재무건전성을 신속히 파악할 수 있다. 따라서 부도확률을 예측하는 데, 재무건전성을 신속히 반영하는 주가가 제공하는 부도확률은 부도를 예측할 수 있는 매우 유용한 지표가 된다. 로지스틱 모형에서는 종속변수로 부도여부를 나타내는 이산변수를 사용하나, 본 모형에서는 이런 유용한 부도확률을 종속변수로 사용하고 부도확률을 잘 설명할 수 있는 재무제표관련 변수를 설명변수로 비선형 다중회귀분석을 통해 선택함으로써 부도를 예측하는 정도가 개선될 것으로 판단된다.

IV. 자료 및 실증분석 결과

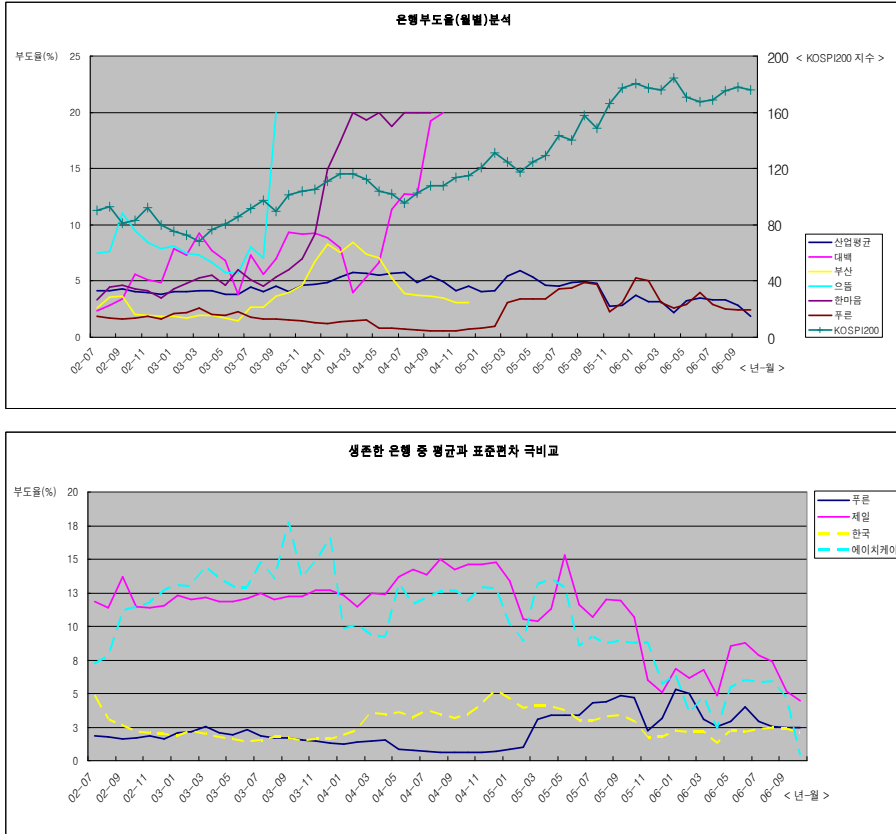
1. 자료 분석

결합모형의 로지스틱 회귀모형의 모수를 추정하기 위하여 종속변수로 추정시점에서 1년 내에 저축은행의 부도가 발생할 확률을, 설명변수로 재무제표 자료를 사용하였다. 즉, 예상부도확률로 상장된 저축은행을 대상으로 한국채권평가에서 평가한 일별 EDF자료(2002. 7. 2 ~ 2006. 11. 1)를, 재무제표 자료는 예금보험공사가 제공하는 CAMEL 관련 자료(2002. 3분기(9월) ~ 2006. 1분기(3월))를 사용하였다. 재무제표 자료는 분기별로 제공되므로 이에 대응하는 부도확률도 월말별로 정리하여 변화추이를 <그림 1>에 나타내고 있다. 첫 번째 그림은 2006년 10월까지의 자료가 없는 은행(대백, 부산, 으뜸¹⁰), 한마음; 한마음을 제외한 은행은 현재까지 생존함), 예상부도확률의 표본평균이 가장 작은 은행(푸른), 상장된 저축은행의 산업평균과 KOSPI 200지수를 나타내고 있다. 두 번째 그림은 2006년 10월까지의 자료가 모두 있는 은행을 대상으로 예상부도확률의 표본평균이 가장 크거나 작은 은행(에이치케이, 한국)과 표본평균이 가장 크거나 작은 은행(제일,

10) 현재까지 생존하지만 부도확률 자료가 없는 경우, 부산저축은행을 제외한 대백, 으뜸저축은행은 부도가 발생한 한마음 저축은행과 비슷한 패턴을 보여주고 있음을 알 수 있다.

푸른)의 부도율 변화추이를 월별로 나타내고 있다. 2005년 5월 이후 주가 상승기에 산업평균 부도확률은 감소함을 알 수 있고, 특히 예상부도확률이 낮은 신용이 좋은 은행은 주가지수 변화에 부도확률이 민감하게 변하지 않으나, 예상부도확률이 높은 신용이 좋지 않는 은행은 주가지수 변화에 부도확률이 민감하게 변하고 있음을 보여주고 있다.

<그림 1> 상장된 상호저축은행 EDF 추이 (월별자료)



- 주: 1) 한국채권평가에서 평가한 상장된 저축은행의 일별 EDF자료 (2002/07/02~2006/11/01)를 월말에 따라 정리한 예상부도확률의 변화추이를 나타내고 있다. 첫 번째 그림은 2006년 10월까지의 자료가 없는 은행(대백, 부산, 으뜸, 한마음; 한마음을 제외한 은행은 현재까지 생존함), 예상부도확률의 표본평균이 가장 작은 은행(푸른), 상장된 저축은행의 산업평균과 KOSPI 200지수를 나타내고 있다. 두 번째 그림은 2006년 10월까지의 자료가 있는 은행을 대상으로 예상부도확률의 표본평균이 가장 크거나 작은 은행(에이치케이, 한국)과 표본평균이 가장 크거나 작은 은행(제일, 푸른)의 부도율 변화추이를 월별로 나타내고 있음.
- 2) 2005년 5월 이후 주가 상승기에 산업평균 부도확률은 감소함을 알 수 있고, 특히, 신용이 낮은 은행에서의 부도율 감소가 확연함을 알 수 있음.

2. 결합모형에의 적용

옵션모형을 통해 구한 예상부도확률을 월별로 정리한 후, 앞장의 3절 라의 방식으로 분기별 예상부도확률 p 을 구한다. 원래 로지스틱 회귀모형은 중

속변수로서 부도여부를 나타내는 이산형 변수를 사용하나, 본 연구의 결합모형에서는 연속적인 확률변수인 p 을 사용하므로 모수 추정과 관련하여 좀 더 다양한 방법을 사용할 수 있다. 앞장의 다중선형회귀식 (1)을 사용하여 모형을 분석하는데 종속변수로 p 에 대한 로그오즈값을 사용하고 설명변수로는 상장된 저축은행의 CAMEL관련 9개의 자료, 예를 들어, X_1 = 자기자본비율, X_2 = 고정이하여신비율, X_3 = Coverage ratio, X_4 = 연체대출비율, X_5 = 총자산순이익률, X_6 = 자기자본순이익률, X_7 = 총자산경비율, X_8 = 수지비율, X_9 = 유동성비율을 사용하였다.

<표 3> 2004년 1분기(3월) 이후 로지스틱 회귀모형 추정

설명변수 추정시기	상수항	X_1 자기자본 비율	X_2 고정이하 여신비율	X_3 Coverage ratio	X_4 연체대출 비율	X_5 총자산 순이익률
2004/03	-3.379 (.332)***	-0.0390 (.0108)***	-0.0575 (.0244)*	0.0084 (.004)*	0.0562 (.016)***	-0.1003 (.045)*
2004/06	-3.644 (.301)***	-0.0426 (.011)***	-0.0526 (.0233)*	0.0105 (.004)*	0.0576 (.015)***	
2004/09	-3.837 (.263)***	-0.0322 (.008)***	-0.0620 (.0234)**	0.0115 (.004)**	0.0640 (.016)***	
2004/12	-3.725 (.272)***	-0.0304 (.009)***	-0.0564 (.0237)*	0.0085 (.004)*	0.0617 (.016)***	
2005/03	-3.760 (.266)***	-0.0315 (.008)***	-0.0617 (.0223)**	0.0093 (.004)*	0.0645 (.015)***	
2005/06	-3.778 (.256)***	-0.0321 (.008)***	-0.0619 (.0209)**	0.0097 (.004)*	0.0650 (.013)***	
2005/09	-3.772 (.250)***	-0.0317 (.008)***	-0.0581 (.0197)**	0.0095 (.0036)**	0.0628 (.012)***	
2005/12	-3.770 (.243)***	-0.0311 (.008)***	-0.0607 (.0185)**	.0092 (.0035)**	0.0642 (.012)***	
2006/03	-3.728 (.238)***	-0.0294 (.008)***	-0.0580 (.0172)***	0.0082 (.0033)*	0.0621 (.011)***	

주: 1) 2002년 3분기(9월)부터 추정분기까지의 상장된 저축은행 중에서 EDF자료를 이용하여 EDF의 로그오즈를 로지스틱 회귀모형의 종속변수로 사용하고 이에 대응되는 저축은행의 재무제표를 설명변수로 하는 다중 회귀분석을 통하여 유의한 설명변수를 선택함.

2) X_1 에서 X_5 를 포함한 총 9개의 재무제표(X_6 자기자본순이익률, X_7 총자산경비율, X_8 수지비율, X_9 유동성비율)를 사용한 완전모형에서 유의적으로 선택된 변수는 일정하게 상수항을 포함하고 X_1 에서 X_4 를 포함한 모형이 선택됨.

3) ***는 0.1%이하 신뢰수준에서, **는 0.1% 신뢰수준에서, *는 1% 신뢰수준에서 유의함. 추정결과 선택된 모든 변수가 매우 유의하고 표본 집단이 확장되어도 지속적임.

<표 3>은 추정시기가 변함에 따라 결합모형에서 유의하다고 선택되는 설명변수와 유의정도를 나타내고 있다. 즉, 2002년 3분기(9월)부터 추정분기까지의 상장된 저축은행 중에서 EDF자료를 이용하여 분기별 예상부도확률의 로그오즈값을 다중선형회귀식 (1)의 종속변수로 사용하고 이에 대응되는 저축은행의 CAMEL관련 9개의 재무제표를 설명변수로 하는 회귀분석을 통하여 유의한 설명변수를 선택하였다.¹¹⁾ 2004년 1분기(3월)부터 2006년 1분기(3월)까지 분석한 결과, X_1 에서 X_9 를 사용한 완전모형에서 유의적으로 선택된 변수는 지속적으로 상수항과 X_1 에서 X_4 를 포함한 모형이 선택되었다. 특히, 상수항, 자기자본비율과 연체대출비율은 0.1%이하 신뢰수준에서도 유의함을 알 수 있다. 설명변수의 변화가 매우 적어서 부도확률을 예측하는 조기경보시스템을 구축하는 데, 매우 유용한 특성임을 알 수 있다.

<표 4>는 CAMEL 관련 9개 자료를 사용한 완전모형과 유의한 설명변수만을 사용한 부분모형의 적합도(goodness-of-fit)를 회귀결정계수 R^2 로 나타낸 것이다. 대략적으로 회귀결정계수의 값은 17~34%이고 모든 추정시기에서 부분모형이 유의함을 나타내고 있다.

<표 5>는 앞서 구한 유의한 설명변수와 이에 대응하는 모수를 사용하여 추정시기에 생존한 모든 저축은행의 설명변수값을 로지스틱 회귀식 (2)에 대입하여 구한 예상부도확률을 연구기간에 부도한 저축은행(경남 한나라, 서울 삼환, 부산 한마음, 부산 플러스, 부산 인베스트, 경남 아림, 서울 아중)에 적용한 결과이다. 첫째 열의 최대 확률은 추정분기에서 생존한 저축은행 중에서 예상부도확률이 가장 큰 값을 의미하며, 2005년 5월 이후 추가상승기인 2005년 3분기(9월)이후에는 25% 수준으로 이전의 수준인 35~45%보다 상당히 적음을 알 수 있고 이는 상장된 저축은행의 예상부도확률에 대한 월별 변화추이를 보여주는 <그림 1>의 두

11) 본 논문에서는 유의한 변수를 p-value가 9.5%이하이면 선택하였다. Stepwise AIC selection 방법을 사용하여 유의변수를 선택하더라도 추정시기가 2004/09, 2005/09, 2005/12 인 경우에는 일치하고, 일치하지 않는 경우에는 X_5 , X_7 , X_9 를 포함하나 p-value가 9.6 ~ 16.7% 사이의 값을 갖고 있다.

번째 그림과도 일치함을 알 수 있다. 2~7월의 부도확률순위는 추정분기에서 구한 전체 저축은행(전체표본수) 중에서 전체 조사기간에 인가최소 저축은행을 대상으로 부도확률이 큰 순서부터 순위를 나타내고 있다. 첫째, 부산 프리스, 부산 인베스트, 서울 아중의 경우에는 최대 2년 전부터 부도 가능성을 예고해주고 있음을 알 수 있고 결합모형이 매우 유용함을 보여주고 있다. 둘째, 서울 삼환과 같이 합병으로 인한 경우에는 부도의 원인에 따라 부도확률이 다르게 해석될 수 있음을 알 수 있다. 셋째, 경남 아림의 경우에는 결합모형으로 설명될 수 없음을 알 수 있고 재무제표자료의 신뢰성을 검증할 필요가 있음을 알 수 있다.

<표 4> 2004년 1분기(3월) 이후 로지스틱 회귀모형 추정

모형 추정시기	완전모형		부분모형		모형검증: $\overrightarrow{\beta}_2 = 0$	
	잔차표준오차 (자유도)	R^2 : 다중/조정	잔차표준오차 (자유도)	R^2 : 다중/조정	부분RSS (감소)	F-통계량 p-value
2004/03	.659(72)	.336/.253	.656(76)	.307/.261	32.690 (1.382)	.533
2004/06	.686(83)	.316/.242	.686(88)	.275/.243	41.390 (2.335)	.427
2004/09	.746(94)	.265/.195	.738(99)	.243/.212	53.875 (1.610)	.716
2004/12	.773(103)	.248/.182	.777(108)	.203/.173	65.259 (3.691)	.298
2005/03	.770(111)	.249/.189	.770(116)	.216/.189	68.739 (2.900)	.435
2005/06	.760(119)	.259/.203	.759(124)	.231/.207	71.382 (2.601)	.484
2005/09	.751(127)	.257/.204	.751(132)	.227/.204	74.416 (2.832)	.418
2005/12	.742(135)	.252/.202	.742(140)	.225/.203	77.008 (2.644)	.445
2006/03	.735(143)	.241/.193	.736(148)	.212/.191	80.216 (2.956)	.366

주: 1) 2002년 3분기(9월)부터 추정분기까지의 상장된 저축은행 중에서 EDF자료를 이용하여 EDF의 로그오즈를 로지스틱 회귀모형의 종속변수로 사용하고 이에 대응되는 저축은행의 재무제표를 설명변수로 하는 다중 회귀분석을 통하여 유의한 설명변수를 선택함.

2) 귀무가설 $H_0: \overrightarrow{\beta} = (\beta_5, \dots, \beta_9)^T = 0$ 을 검증한 결과, 모든 추정시기에서 부분모형이 유의한

것으로 나타남.

3) ***는 0.1%이하 신뢰수준에서, **는 0.1% 신뢰수준에서, *는 1% 신뢰수준에서 유의함. 추정결과 선택된 모든 변수가 매우 유의하고 지속적임.

<표 5> 인가취소 상호저축은행의 부도예상확률 및 부도확률순위 추이
(기간: 2004년 1분기 이후)

	경남 한나라	서울 삼환	부산 한마음	부산 플러스	부산 인베스트	경남 아림	서울 한중
취소형태	인가취소 (04/09)	합병 (05/03)	계약이전 (05/03)	인가취소 (06/01)	계약이전 (06/05)	계약이전 (05/08)	계약이전 (05/09)
	추정분기 (최대확률)			1년 내에 부도할 확률(%) // (부도확률순위/전체표본수)			
2004/03 (34.56)	7.94 (25/114)	7.73 (30/114)	12.00 (8/114)	15.97 (5/114)	5.22 (56/114)	4.00 (82/114)	16.47 (3/114)
2004/06 (35.62)	30.63 (3/114)	6.12 (36/114)	18.76 (4/114)	35.62 (1/114)	8.91 (13/114)	4.89 (60/114)	13.67 (6/114)
2004/09 (35.62)		5.10 (59/113)	16.41 (4/113)	35.62 (1/113)	16.23 (5/113)	11.32 (12/113)	25.68 (3/113)
2004/12 (38.42)		5.99 (41/113)	23.87 (3/113)	38.42 (1/113)	13.03 (7/113)	4.88 (58/113)	34.55 (2/113)
2005/03 (32.13)			6.32 (31/112)	19.08 (3/112)	22.43 (2/112)	10.71 (10/112)	12.90 (5/112)
2005/06 (44.85)				27.16 (2/112)	22.14 (4/112)	11.37 (7/112)	44.85 (1/112)
2005/09 (24.31)				24.31 (1/111)	20.41 (2/111)		
2005/12 (24.23)				18.21 (2/111)	24.23 (1/111)		
2006/03 (25.05)					25.05 (1/110)		

주: 2002년 3분기(9월)부터 추정분기까지의 상장된 저축은행 중에서 EDF자료를 이용하여 EDF의 로그오즈를 로지스틱 회귀모형의 종속변수로 사용하고 이에 대응되는 저축은행의 재무제표를 설명변수로 하는 다중회귀 분석을 통하여 유의한 설명변수를 선택한다. 선택된 설명변수의 모수를 이용하여 추정시기에 생존한 모든 저축은행의 재무제표를 이용하여 1년 내에 부도할 확률을 구한 후, 조사기간에 인가취소 저축은행을 대상으로 예상부도확률과 부도확률이 큰 순서부터 순위를 서술하였다. 추정분기에서 예상부도확률이 가장 큰 값을 최대 확률로 표시하였음.

결론적으로 결합모형은 CAMEL 관련 변수 중에서 자본적정성(C)과 자산건전성(A)관련 변수가 부도를 예측하는 유용한 변수일뿐더러, 추정시기가 변함에 따라

선택되는 설명변수는 변함이 없어 부도를 예측하는 조기경보시스템을 구축함에 매우 유용함을 알 수 있고, 실제 도산한 저축은행에 적용한 실증분석에서도 효과적임을 알 수 있었다.

3. 부실예측의 정확도 분석

본 결합모형의 부실예측 능력의 정확도를 평가하기 위해 결합모형의 예측결과와 실제부도사례가 일치하는 정도를 측정하여 모형의 부실예측능력 정확도를 검증한다. 네가지 경우가 생길 수 있는데, (1) 결합모형이 부도판정하고 실제 그 기간동안 부도가 난 경우, (2) 결합모형이 부도판정하였지만 실제 그 기간동안 부도가 나지 않은 경우, (3) 결합모형이 정상판정하고 실제 그 기간동안 부도가 나지 않은 경우, 그리고 (4) 결합모형이 정상판정하였지만 실제 그 기간동안 부도가 난 경우이다.

정확도 분석을 하기 위해 먼저 정의해야 하는 것은 모형이 산출하는 예상부도확률이 어느 수준 이상일때 부도로 판정할 것인가이다. EDF는 연속적인 예상부도확률 값을 산출하기 때문에 부도를 판정하는 임계점을 지정해야 부도/정상 여부를 판정할 수 있다. 이를 위해 본 연구에서는 모형의 계수를 추정하는 기간중 가장 신뢰성이 높다고 생각되는 기간을 연구자가 임의로 선택하고 계수추정 결과로 나온 EDF값과 실제로 부도가 난 사례를 매칭시켜 그 구분점에 해당하는 예상부도확률을 부도판정기준값으로 사용하였다. 연구자의 임의적인 판단결과 2004년 9월의 모형 신뢰성이 가장 높은 것으로 판단되어 2002년 1월부터 2004년 9월까지 모형의 계수를 추정하는 기간동안 발생한 부도건수 8개와 2004년 9월 기준으로 산출된 EDF의 서열을 매겨 8번째에 대응되는 예상부도확률을 임계점(14.52%)으로 지정하였다. 임계점의 적정성을 평가하기 위해 국내 신용평가회사의 부도율 수치와 비교해보면 한국기업평가의 경우 2000년부터 2006년까지 정상등급의 회사채가 1년내 부도날 확률이 15.37%였다. 본 연구에서 위 모형추정기간의 경우 7번째에 대응되는 예상부도확률이 15.82%로 구간폭이 넓은 편이다. 이러한 점을 감안할 때 위와 같은 방법으로 지정된 임계점 14.52%는 비교적 합

리적인 기준으로 판단된다.

결합모형의 정확도 분석 결과는 아래 표로 정리하였다. 모형추정기간별로 정확도를 분석할 결과와 총계를 나타내었다. 분석결과 부도판정/실제부도와 정상판정/실제정상의 적합한 추정의 비율이 평균 96.3%에 달하였다. 이는 김영기·정신동(2005)의 연구결과와 비교할 때 매우 우수한 결과로 판단된다.¹²⁾

<표 6> 결합모형의 부실예측 정확도 분석

(단위: 개)

	2004.03	2004.06	2004.09	2004.12	2005.03	2005.06	총계
부도판정/ 실제부도	0	2	2	2	1	3	10
정상판정/ 실제정상	108	109	106	107	107	106	643
소계	108	111	108	109	108	109	653
부도판정/ 실제정상	3	2	3	2	2	2	14
정상판정/ 실제부도	3	1	2	2	2	1	11
소계	6	3	5	4	4	3	25
총판정	114	114	113	113	112	112	678
적합	94.7%	97.4%	95.6%	96.5%	96.4%	97.3%	96.3%
오류	5.3%	2.6%	4.4%	3.5%	3.6%	2.7%	3.7%

V. 결 론

본 연구는 상호저축은행의 예금보험료 차등화를 적용하기 위하여 우선 필요한 예상부도확률을 예측하는 모형을 제시하고 있다. 전체 저축은행을 대상으로 2000년부터 CAMEL평가방식으로 감독당국이 평가하고 있으나 이에 대한 유의성이 검증되어 있지 않을뿐더러, 로지스틱 모형을 기반으로 과거 재무제표를 이용한 실증적인 연구에서도 부도를 예측할 수 있는 설명변수들이 표본에 따라 다르

12) 앞서 김영기·정신동(2005)에서 추정모형이 CAEL 등급을 정확하게 추정할 확률은 평균 64% 수준이었으며, 추정모형의 부실은행 판별능력은 68% 수준이었다고 소개한바 있다.

다. 특히, 부도 예측이라는 측면에서 추정표본의 분류정확도가 유보표본에서는 상당히 떨어지는 결과를 보여주고 있다. 이에 대한 대안으로 은행의 성장성이나 안정성에 관한 정보가 신속히 반영되는 주가를 이용하여 은행의 위험을 옵션모형을 통해 측정하는 방법이 알려져 있는 데, 거래소에 상장된 주식은 전체 저축은행의 10% 미만인 단점이 있다.

본 논문은 이에 대한 대안으로 기존의 두 모형이 모두 부도확률을 제공한다는 점에 착안하여, 먼저 상장된 저축은행의 주가자료를 이용하여 해당은행의 부도확률을 옵션모형을 이용하여 주기적으로 구한 후, 재무자료의 주기에 맞게 단순(가중)평균값을 구함으로써 관측오차를 줄여줌과 동시에 재무건전성을 신속히 반영하는 부도확률을 구할 수 있다. 결합모형을 실제 자료에 적용한 결과, CAMEL 관련 변수 중에서 자본적정성(C)과 자산건전성(A)관련 변수가 부도를 예측하는 유용한 변수일뿐더러, 추정시기가 변함에 따라 선택되는 설명변수는 변함이 없어 부도를 예측하는 조기경보시스템을 구축함에 매우 유용함을 알 수 있고, 실제 도산한 저축은행에 적용한 실증분석에서도 효과적임을 알 수 있었다.

추후의 연구과제로 첫째, 상장된 저축은행의 EDF자료기간을 과거나 미래로 확장하여 본 연구의 유용성을 검증하고, 둘째, 본 연구 기간의 재무제표 자료만을 사용한 로지스틱 회귀모형과의 비교 검증을 통하여 모형의 유용성을 검증하고, 마지막으로 본 논문에서 제안된 방법론을 기업도산모형에 적용하여 상장된 기업의 부도확률을 종속변수로 사용하고 이를 잘 설명해주는 기업관련 설명변수를 선택하여 비상장 기업의 도산확률을 구하는 모형을 개발하는 작업이 필요하다.

<참고 문헌>

- 김대호, “변동예금보험료율의 부과에 관한 실증연구,” 『재무관리연구』 제20권 제1호, 한국재무관리학회, 2003, pp. 279~304.
- 김봉준·최도성, “옵션평가모형을 이용한 변동예금보험료율 산정에 관한 실증연구,” 『증권·금융저널』 제1권 제1호, 서울대 증권금융연구소, 2002, pp. 115~143.
- 김봉한·전선애, “은행위험에 기초한 예금보험료율 추정에 관한 연구,” 『금융연구』 제16권 제1호, 한국금융연구원, 2002, pp. 95~124.
- _____, “옵션모형을 활용한 차등보험료율제도 도입 방안,” 『KDIC 금융연구』 제5권 제1호, 예금보험공사, 2004, pp. 5~44.
- 김영기, “상호저축은행 도산예측에 관한 연구,” 박사학위논문, 성균관대학교, 2003.
- 김영기·정신동, “SCOR모형을 활용한 상호저축은행 조기경보시스템 연구,” 『금융연구』 제19권 제1호, 한국금융연구원, 2005.7, pp. 35~70.
- 남재우·이회경·김동석, “기업 도산예측을 위한 생존분석기법의 응용,” 『금융학회지』 제5권 제3호, 한국금융학회, 2000, pp. 29~61.
- 남주하·진태홍, “금융기관의 부실화예측모형 분석,” 『국제경제연구』 제4권 제1호, 한국국제경제학회, 1998, pp. 33~58.
- 신동령, “재무지표를 이용한 CP 등급의 분류,” 『신평저널』 봄호, 한국신용평가, 1989, pp. 68~79.
- 이군희, 『사회과학 연구방법론』, 법문사, 서울, 2001.
- 이원흠·이한득·박상수, “풋옵션 모델을 이용한 은행부실지수 추정과 국가신용등급과의 관계에 관한 실증연구,” 『금융연구』 제15권 제1호, 한국금융연구원, 2001, pp. 33~57.
- _____, _____, _____, “시장정보형 도산예측모형,” LG경제연구원, 2000. 5.
- 전용기, “재무제표와 신용등급결정능력에 관한 실증적 연구,” 박사학위논문, 고려대학교, 1986.
- 정완호·국찬표, “기업 도산 예측에 관한 연구: 추가정보를 이용하여,” 『재무연구』 제15권 제1호, 한국재무학회, 2002, pp. 217~250.
- 조지호·유성훈, “한국 채권시장의 신용평가제도에 대한 연구,” 『재무연구』 제15호, 한국재무학회, 1998, pp. 149~190.

- 최필선, “주가를 이용한 은행산업의 위험 추정,” 『금융안정연구』 제6권 제1호, 예금보험공사, 2005, pp. 1~34.
- Altman, E., I., “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy,” *Journal of Finance* Vol. 23 No. 4, Sept. 1968, pp. 589~610.
- Altman, E., I., R. G. Haldeman and P. Narasanan, “Zeta Analysis: A New Model to Identity Bankruptcy Risk of Corporation,” *Journal of Banking and Finance* Vol. 1 No. 1, June 1977, pp. 29~54.
- Altman, E., I. and M., L. Heine, *Emerging Market Corporate Bonds—A Scoring System*, Solomon Brothers Inc., Dec. 1995.
- Basel Committee on Banking Supervision, “The new Basel capital accord,” BIS website, 2001.
- Basel Committee on Banking Supervision, “The Internal Ratings—Based Approach,” BIS website, 2001.
- Beaver, W., “Financial Ratios as Predictors of Failures,” *Journal of Accounting Research* 4, 1967, pp. 71~111.
- Longstaff, F. A., and E. S. Schwartz, “A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt,” *Journal of Finance* Vol. 50 No. 3, 1995, pp. 790~819.
- Belkaoui, A., *Industrial Bonds and the Rating Process*, Westport, Conn: Quorum Books, 1983.
- Bongini, P., L. Laeven, and G. Majnoni, “How Good Is the Market at Assessing Bank Fragility? A Horse Race between Different Indicators,” *Journal of Banking and Finance* Vol. 26, No. 5, 2002, pp. 1011~1028.
- Chan, J., A. Jobert, and J. Kong, “An Option—Based Approach to Bank Vulnerabilities in Emerging Markets,” *Working Paper*, IMF, 2004.
- Crosbie, P. J., and J. R. Bohn, “Modeling Default Risk,” KMV, LLC, 2002, website: <http://www.kmv.com>
- Curry, T., P. Elmer and G. Fissel, “Using Market Information to Help Identify Distressed Institutions: A Regulatory Perspective,” *FDIC Banking Review* Vol. 15, No. 3, 2003, pp. 1~16.
- _____, “Can the Equity Markets Help Predict Bank Failures?,” *Working Paper*, FDIC, 2004.

- Falkenstein, E., A. Boral and L. Carty, "RiskCalc™ For Private Companies: Moody's Default Model," Moody's Invertors Service, May. 2000.
- Finger, C. C., V. Finkelstein, G. Pan, J. L. Lardy and T. Ta, "Credit Grades: Technical document," RMG website, 2002.
- Flannery, M., "Using Market Information in Prudential Bank Supervision: A Review of the U.S. Empirical Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 30, No. 3, 1998, pp. 273~305.
- Gropp, R., J. Vesala, and G. Vulpes, "Equity and Bond Market Signals as Leading Indicators of Bank Fragility," *Working Paper*, No. 150, European Central Bank, 2002.
- Horrigan, J. O., "The Determination of Long-Term Credit Standing with Financial Ratios," *Journal of Accounting Research*, Supplement to Vol. 4, 1966, pp. 44~62.
- Hu, H., and L. Lawrence, "Estimating Recovery Rates," Internal document, JPM, 2000.
- Kaplan, I., "Estimating Value of Implicit Government Guarantees to Thai Banks," *Review of International Economics* Vol. 10, No. 1, 2002, pp. 26~35.
- Krainer, J., and A. Lopez, "Incorporating Equity Market Information into Supervisory Monitoring Models," *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 36 No. 6, 2004a, pp. 1043~1067.
- _____, "Using Securities Market Information for Bank Supervisory Monitoring," *Working Paper*, FRBSF, 2004b.
- Kealhofer, S., "Portfolio Management of Default Risk," KVM Corp. *Working Paper*, 1997.
- Laeven, L., "International Evidence on the Value of Deposit Insurance," *Quarterly Review of Economics and Finance* Vol. 42, No. 4, 2002a, pp. 721~732.
- _____, "Bank Risk and Deposit Insurance," *World Bank Economic Review* Vol. 16, No. 1, 2002b, pp. 109~137.
- Maccario, A., A. Sironi, and C. Zazzara, "Credit Risk Models: An Application to Deposit Insurance Pricing," *Working Paper* No. 84/03, SDA Bocconi, 2003.

- McQueen, G. and S. Thorley, "Are Stock Return Predictable? A Test Using Markov Chains," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, 1991, pp. 239~263.
- McQuown, J., "A Comment on Market vs. Accounting based Measures of Default Risk," KMV Corp. *Working Paper*, 1993.
- Merton, R., "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance* Vol. 29, No. 2, 1974, pp. 449~470.
- Ohlson, J. S., "Financial Ratios and Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research*, Vol. 18, No. 1, 1980, pp. 109~131.
- Peavy J. W., and S. M. Edgar, "A Multiple Discriminant Analysis of BHC Commercial Paper Ratings," *Journal of Banking and Finance* Vol. 7 No. 2, June 1983, pp. 161~173.
- Pennacchi, G., "Risk-Based Capital Standards, Deposit Insurance, and Procyclicality," *Working Paper*, University of Illinois, 2003.
- S. Martha, O. A. Vasicek, and A. Levinson, "The KMV EDFTM Credit Measure and Probabilities of Default," KMV Corp. *Working Paper*, Dec. 2000.
- Sobehart, J. R. and R. M. Stein, "Moody's Public Firm Risk Model: Hybrid Approach To Modeling Short Term Default Risk," Moody's Invertors Service, Mar. 2000.
- Vasicek, O. A., "Credit Valuation," KMV Corp. *Working Paper*, July 1999.
- Zimijewski, M. E., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models," *Journal of Accounting Research* Vol. 22, Supplement, 1984, pp. 59~86.

Expected Probability of Default Model for Mutual Savings Banks Combining Financial Data and Stock Prices

Youngsoo Choi and Uk Chang

< Abstract >

The logistic regression model based on the historical finance data and option model based on the stock prices are used as probability of default(PD) models for the mutual savings banks, but there are some problems on the usefulness of model and accessibility of data. As an alternative, we propose a new methodology combining both models: the option model provides PDs for the exchange-traded S&L banks, which is used as a dependent variable in the logistic model, and multivariate regression with the corresponding S&L bank's financial data are used. The empirical results show that 1) variables of Capital adequacy and Asset quality in CAMEL index are of significance, 2) selection of these variable are consistent, although the estimation period changes, hence, this method will be very effective for the implementation of early-warning model, 3) it is very effective for the forecast of default in case of real defaulted S&L banks.

Key Words: Mutual Savings Banks Default, Probability of Default, EDF, Logistic Regression Model, Combination Model

JEL Classification: G12, G21