회계정보연구 제23권 제2호 2005년 6월 pp.137~165 한국회계정보학회

부실기업의 재무적 특징과 부실예측모형에 관한 연구* - 상장기업과 비상장기업의 비교를 중심으로 -

신 동 령**

--<요 약>-

본 연구에서는 외환위기 이후의 시기인 2000~2004년 기간중 부실화된 상장기업과 비상장기업을 대상으로 부실기업의 재무적 특징을 분석하고 부실예측모형을 구성하였다. 부실기업 표본은 2000~2004년 기간중 부실화된 63개의 상장기업과 179개의 비상장기업(외감기업) 등 총 242개의 기업으로 구성되었고, 정상기업 표본은 업종과 자산규모를 기준으로 1대 1로 대응하여 선정한 242개의 기업으로 구성되었다. 붓실예측에 관한 기존이론과 기존의 실증연구를 바탕으로 8개의 재무지표를 분석에 이용하였다. 두 집단간 평균의 차이를 검정하기 위한 t—test의 결과 8개의 재무지표는 대부분 부실기업과 정상기업간에 차이가 났으며, 부실기업의 경우에는 그 추이가 부실시점에 근접할수록 악화되는 것으로 나타났다.

부실예측을 위한 로짓모형으로는 부실이전 3개 년도에 걸쳐 단계별회귀분석방법을 이용하여 작성한 단계별모형과, 1년후의 부실가능성을 예측하기 위한 Model One의 두 가지를 제시하고 예측력을 검토하였다. Model One의 경우, 확인표본에 대한 예측정확도가 전체기업 84.6%, 상장기업 95.2%, 비상장기업 81.7%로 나타나고 있다. 이러한 예측정확도는 통신업 등 단일업종을 대상으로 한 기존연구를 예외로 한다면 그 결과가 양호한 것으로 판단된다. 특히, 비상장기업에 대한 Model One의 81.7%의 예측정확도는 미국의 비상장기업을 표본으로 한 Falkenstein 등(2000)의 연구결과에 비하여 높게 나타나고 있다. 본 연구가 부실예측 분야의 연구에 기여한 것으로는 비상장기업으로까지 표본을 확대하여 분석했다는 점과 비금융업종 전체를 포괄하는 예측모형을 작성하여 예측정확도를 검토했다는 점을 들 수 있다. 특히, 1년후의 부실가능성을 예측하는 모형인 Model One은 상장기업은 물론 경제내에서 다수를 차지하는 비상장기업의 신용평가에 도움을 줄 것으로 기대된다.

한글색인어: 부실예측모형, 상장기업, 비상장기업, Model S, Model One

최초접수일: 2005. 5. 9. 게재확정일: 2005. 6. 13

^{*} 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2003-041-B00240)

^{**} 단국대학교 경상대학 회계학전공 교수(E-mail:drshin@dankook.ac.kr) 본 논문의 자료준비에 도움을 준 이광석박사와 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자께 감사드린다.

I. 서 론

1997년말의 외환위기를 전후로 수많은 중소기업은 물론이고, 재벌그룹에 속하는 다수의 대기업까지 부실화되어 부도가 나는 등 기업도산이 빈발한 바 있다. 이는 전체적으로는 당시 수출부진에 의한 경기침체와 국내시장의급속한 개방 등에 따른 기업경쟁력의 약화가그 원인이 되겠지만, 개별기업별로 보면 금융기관차업에 의한 자금조달과 무리한 사업 확장이 주요인으로 지적되고 있다.

외환위기를 경험한 한국기업들은 이후 수익 성과 주주가치를 중시하는 경영을 표방하면서 구조조정과 재무구조개선에 주력해 오고 있다. 그러나 2000년 이후에는 IT업계를 중심으로 하는 국내외의 경기침체가 장기화되면서 다수 의 기업들이 부실화된 바 있다. 이 기간중에는 외환위기 기간과는 다르게 증권거래소 상장기 업보다는 코스닥 등록기업이, 대기업보다는 중소기업의 부실화 사례가 더 많았던 것으로 나타나고 있다.

기업이 부실화될 경우 주주, 채권자, 종업원, 거래처 등 관련되는 이해관계자 모두가 유형, 무형의 피해를 입게 된다. 특히, 외환위기시 도산했던 기아자동차나 대우그룹과 같이금융기관 대출금의 규모가 엄청난 경우에는, 막대한 공적 자금이 금융기관의 구제를 위하여 투입됨으로써 국민경제에 커다란 부담을주게 된다. 그러므로 기업의 부실정도를 진단하고 부실의 가능성이 있는 기업을 사전에 식별하는 것은 당해기업의 이해관계자에게는 물론이고 국가경제의 손실을 줄이는 측면에서도

커다란 중요성이 있다.

회계학 및 재무학에서는 부실기업의 재무적 특징을 분석하고 예측모형을 구성하여 부실가 능성을 사전에 예측하고자 하는 연구들이 진 행되어 오고 있다. 부실예측모형의 구성에 있 어서는 판별분석과 로짓분석이 주로 이용되어 왔으며, 근래에는 옵션모델, 인공신경망모델 등도 활용되고 있다. 그런데 대부분의 기존 연 구들이 지니는 한계점 내지 특징은 예측모형 에 포함되는 재무지표에 대한 이론적 검토가 부족하다는 점, 부실기업의 표본수가 작아 연 구의 일반화가 곤란하다는 점, 표본기업을 주 로 상장기업에 국한하고 있다는 점, 업종을 주 로 제조업에 한정하여 예측모형의 적용범위가 제한된다는 점 등으로 요약된다.

본 연구에서는 이러한 기존 연구가 지니는 한계점의 극복을 염두에 두면서, 최근(2000 — 2004)에 부실화된 한국의 상장기업과 비상장기업을 표본으로, 부실기업의 재무적 특징을 분석하고 부실예측을 위한 예측모형을 개발하고자 한다. 제II장에서는 부실예측모형에 관한기존의 주요 연구를 검토하고 그 한계점을 분석하였다. 제III장에서는 표본기업 및 재무지표의 선정, 분석방법 등에 대하여 설명하였다. 제IV장은 실증분석결과로서 부실기업의 재무적 특징을 분석한 다음, 부실예측을 위한 로짓모형을 작성하고 예측결과를 제시하였다. 제V장은 요약과 결론이다.

Ⅱ. 부실예측모형에 관한기존연구의 검토

2.1 주요 연구의 검토

지금까지 회계학 및 재무학 분야에서 부실예 측에 관해서는 많은 연구가 이루어져 오고 있다. 특히 미국과 영국 등의 부실기업을 표본으로 한 대표적인 연구로는 Beaver(1966), Altman (1968), Altman 등(1977), Ohlson (1980), Zavgren(1985), Keasey와 McGuinness(1990), Platt과 Platt(1990), Platt 등(1994), Sobehart 와 Stein(2000), Falkenstein 등(2000), Shumway (2001), Foreman(2003) 등이 있다. 또 한국기 업을 표본으로 한 최근의 연구로는 남주하 (1998), 신동령(1999), 이원흠 등(2000), 서병 덕과 조상호(2004) 등이 있다. 여기서는 1980 년대 이후 부실예측모형에서 주로 사용되고 있 는 로짓모형을 이용하면서, 본 연구와 관련성 이 높은 연구를 중심으로 간단히 정리하기로 하다.

로짓분석을 이용한 최초의 연구로는 Ohlson (1980)이 있다. 표본은 1970~1976 기간중 파산한 105개 기업과 2,058개의 정상기업으로 구성되었다. 분석대상기업은 주로 제조업에 속한 상장기업으로서, 금융, 전기가스, 운수업에 속하는 기업들은 제외되었다. 로짓모형은 1년후, 2년후, 3년후의 도산여부를 예측할 수 있는 3개의 모형으로 구성되었다. 이들 모형에는 기업규모, 총부채/총자산, 운전자본/총자산, 유동비율, 자본잠식 더미변수, 순이익/총자산, 영업활동현금흐름/총부채, 적자기업 더미변수,

순이익증가율 등 모두 9개의 재무지표가 공통으로 포함되었다. 이중에서 기업규모, 총부채/총자산, 운전자본/총자산, 영업활동현금흐름/총부채, 순이익/총자산, 자본잠식 더미변수 등이 기대된 방향으로 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 유동비율, 순이익증가율, 적자기업 더미변수 등은 3개 연도 모형에서 유의성이 없었다. 1년후 예측모형의 경우절사확률을 0.038(3.8%)로 한 경우, 부실기업에 대한 예측정확도는 87.6%, 정상기업에 대한 예측정확도는 82.6%로 나타났다.

Zavgren(1985)은 1972~1978기간중 도산 한 45개의 부실기업과 규모와 업종을 기준으 로 선정된 45개의 정상기업을 표본으로 로짓 분석으로 예측모형을 작성하였다. 도산 5년전 부터 도산 1년전까지 5개 연도에 대한 단일예 측모형이 구성되었다. 이 모형에 포함된 재무 지표는 순이익/총자산, 재고자산/매출액, 매출 액/유형고정자산, 총부채/총자산, 매출채권/재 고자산, 당좌자산/유동부채, 현금/총자산 등 모 두 7개이다. 이 중에서 총부채/총자산은 5개년 도 전체의 모형에서, 재고자산/매출액은 도산 3년전부터 5년전까지의 모형에서, 그리고 당 좌자산/유동부채는 도산 1년전부터 3년전까지 의 모형에서 회귀계수의 부호가 기대된 방향 으로 나타났고 유의적이었다. 추정표본에 대 한 예측오류는 도산이전 각 연도별로 18%, 17%, 28%, 27%, 20%이었다. 확인표본은 추 정표본과는 달리 1979~1980 기간중 도산한 16개 NYSE상장기업과 16개의 정상기업으로 구성되었으며, 도산이전 5개연도에 대한 예측 오류는 모두 31%로 나타났다.

Keasey와 McGuinness(1990)는 영국에서

1976~1984기간중 도산한 43개의 부실기업과 연도, 규모, 업종이 유사한 43개의 정상기업을 추정표본으로, 같은 기간중 도산한 별도의 15개 부실기업과 이에 대응시킨 15개 정상기업을 확인표본으로 도산예측모형을 작성한바 있다. 예측모형은 도산 직전연도부터 (一)5년에 대하여 16개의 재무지표를 설명변수 후보로 하는 단계별 로짓회귀분석으로 작성되었다. 추정표본의 예측오류(전체)는 도산 1년전부터 5년전까지 14.0%, 18.5%, 23.5%, 30.0%, 24.5%로 나타나 Zavgren(1985)의 연구와 큰차이가 없었으나, 확인표본의 예측오류는 37.0%, 25.5%, 35.5%, 35.0%, 59.0%로 상당히 높게나타나고 있다.

Platt & Platt(1990)은 1972~1986기간중 도산한 57개 기업(광업, 제조업, 수송업, 도소 매업)과 업종, 기업규모, 동일기간 자료확보 가능성 등을 기준으로 선정한 57개 정상기업 을 표본으로 도산예측모형을 작성하였다. 검 토된 26개의 재무비율중에서 변수의 부호와 통계적 유의성, 예측정확도를 기준으로 최종 적으로 선정된 재무비율은 매출증가율, 현금 흐름/매출액, 순고정자산/총자산, 총부채/총자 산, 단기부채/총부채, (산업생산증가율×현금흐 름)/매출액, (산업생산증가율×총부채)/총자산 등 6개이다. 도산 1년전의 추정표본에 대한 예 측정확도를 보면, 산업별차이를 조정하지 않 은 경우는 부실기업 89%, 정상기업 67%, 평 균 78%로 나타났으나, 조정된 자료의 경우는 부실기업 93%, 정상기업 86%, 평균 90%로서 예측력이 더 높은 것으로 나타났다. 한편, 1986~1987 기간중의 68개 확인표본(34개 부 실기업과 34개의 정상기업)에 대한 1년후의 예측정확도는 부실기업 91%, 정상기업 88%, 평균 90%로 나타나 상당히 높았다.

Platt 등(1994)은 1982~1988기간중 미국 의 에너지(석유 및 가스탐사) 산업에서 도산한 35개 기업과 이에 대응하는 같은 업종의 89개 의 정상기업을 대상으로 도산예측모형을 작성 하였다. 이들은 기존연구가 여러 기간에 걸쳐 도산한 기업을 표본으로 하기 때문에 물가 및 금리변동 등 경제상황의 변동으로 인하여 시계 열자료에 왜곡이 발생할 수 있다는 문제점을 지니고 있다고 비판하고 있다. 이 연구는 각 기 간의 자산과 원유매장량, 손익계산서의 수익과 비용항목에 대해서는 석유가격지수를 이용하 고, 부채에 대해서는 금리수준을 이용하여 조 정하고 있다. 당초에는 23개의 재무비율, 8개 의 매장량관련 지표, 15개의 결합지표 등이 검 토되었으나, 최종모형에 선택된 변수는 순현 금흐름(당기순이익+감가 및 감모상각비)/총자 산, 총부채/총자산, 탐사비용/총매장량, 유동부 채/총부채 등 4개이다. 도산 1년전의 추정표본 에 대한 예측정확도는 부실기업 94.3%, 정상 기업 95.5% 등 평균 95.2%로 나타나고 있다.

Sobehart와 Stein(2000)은 미국의 공개기업의 부도위험(신용위험)을 추정하기 위한 통계모형을 개발한 바 있다. 이 모형의 특징으로는 설명변수에 주가자료와 회계자료에서 구한 지표가 모두 포함되어 단기예측에 유용하다는 것과, Moody's사의 Credit Research Database (CRD) 이용에 의하여 1,406개의 부실기업과 13,041개의 정상기업이 실증분석에 포함되어 표본의 수가 기존 연구에 비하여 대폭 확대되었다는 점을 들 수 있다. 이 모형은 비선형 로 짓회귀분석으로 추정되었으며, 포함된 설명변

수는 신용품질, ROA, 기업규모, 영업유동성, 부채비율, 주가변동성, 자기자본증가율, ROE, 도산예상거리(distance to default) 등 9개이다. 이중 신용품질은 신용등급으로 측정되었고, 주가변동성과 도산예상거리는 주가자료를 이 용하여 측정되었고, 나머지는 재무제표자료에 서 측정되었다. 그러나 로짓모형의 회귀계수는 대외비로 하여 공개하지 않고 있다.

Falkenstein 등(2000)은 미국의 비상장기업 을 표본으로 도산예측모형을 구성한 바 있다. 실증분석에 사용된 표본은 부실기업 1,621개 및 정상기업 23,089개가 포함되고 있으며 이 들 표본기업 자료의 출처는 역시 Moody's사 의 데이터베이스(CRD)이다. 이 연구는 대규 모의 비상장기업을 표본으로 예측모형을 구성 하였다는 점에서 기존 연구와 차별화되고 있 다. 예측모형의 개발을 위하여 이들은 우선 수 익성비율 4개, 레버리지 비율 5개, 기업규모 지 표 3개, 유동성비율 5개, 활동성비율 5개, 매출 성장성비율 2개 등 24개를 검토하고 있다. 로 짓모형에 최종적으로 포함된 설명변수는 총자 산/CPI, 재고자산/매출원가, 총부채/총자산, 순 이익증가율, 순이익/총자산, 당좌비율, 이익잉 여금/총자산, 매출액증가율, 현금/총자산, 이자 보상비율(영업이익/이자비용) 등 10개이다. 이 들은 모형의 예측정확도가 Altman (1968)의 Z-Score 모형 및 Shumway(2001)의 3-변수 모형 등에 비하여 우월 하다는 것을 보여주고 있다.

한편, 1999년말 현재 증권시장에 상장된 미국의 77개 통신기업중 2001년말까지 14개 회사가 도산한 바 있다. Foreman(2003)은 이들 14개 부실기업과 63개의 정상기업을 표본으

로 로짓분석으로 도산예측모형을 구성하였다. 독립변수로는 주당순이익, 종업원수, FCC제출서류량/매출액, 주기순자산비율, 이익잉여금/총자산, 당기순이익/총자산, 고정부채/총부채, 순운전자본/매출액 등 8개가 채택되었다. 종업원수는 기업규모를 측정하는 변수로, FCC제출서류량/매출액은 규제정도를 측정하는 변수로 포함된 것이다. 예측모형은 재무변수만을 포함하는 것과, 재무변수에 FCC제출서류량/매출액과 주기순자산비율 등 2개의 시장변수를 포함하는 것의 2가지로 구성되었다. 예측정확도는 평균 96.1%~97.4%로 높게 나타나고있다.

한국기업을 표본으로 하여 로짓모형으로 부실예측을 시도한 연구도 다수 있다. 남주하 (1998)는 경제위기 발발 시점인 1997년과 1998 년초까지 도산한 47개 부실기업과 업종과 규모면에서 유사한 47개 정상기업을 표본으로 로짓모형을 개발하고 있다. 이 연구에서는 당초 안정성, 수익성, 활동성, 성장성, 생산성을 측정하는 35개의 재무비율을 검토하고 있으나최종 로짓모형에는 금융비용부담률, 부채상환계수(debt service ratio: DSR), 매출채권회전율 등 3개의 재무비율만이 포함되었다. 47개의 추정표본에 대한 예측력을 보면 부도기업 예측력은 78.7%, 정상기업 예측력은 70.2%에 달하고 있다.

<표 2-1> 로짓모형을 이용한 주요 연구의 요약

	표본기	 업의 수			예측정화	 예측정확도(1년후)	
연구자	부실기업	정상기업	분석업종	기업형태	부실기업	정상기업	
Ohlson(1980)	105	2,058	주로 제조업(전기가스, 운수, 금융제외)	상장	87.6%	82.6%	
Zavgren(1985)	45	45	주로 제조업	상장	69.0%	69.0%	
Keasey와 McGuiness(1990)	58	58	주로 제조업	상장	56.0%	70.0%	
Platt과 Platt(1990)	91	91	광업, 제조업, 수송업, 도소매업	상장	91.0%	88.0%	
Platt ≒(1994)	35	89	석유 및 가스탐사	주로 비상장	94.3%*	95.5%*	
Sobehart와 Stein(2000)	1,406	13,041	비금융기업	상장	83.0%	74.0%	
Falkenstein 등 (2000)	1,621	23,089	전업종(금융, 보험, 부동산업 제외)	비상장	76.5%**	76.5%**	
Foreman(2003)	14	63	통신업	상장	100.0%*	96.9%*	
남주하(1998)	47	47	주로 제조업(건설, 금융제외)	상장	78.7%*	70.2%*	
신동령(1999)	45	45	제조업	상장	80.0%	86.7%	
서병덕과 조상호(2004)	97	97	비금융기업	상장	82.4%*	77.4%*	

- 1) 예측정확도는 확인표본에 대한 것임. 단, *표시는 추정표본에 대한 예측정확도임.
- 2) **표시는 전체표본(부실+정상)에 대한 예측정확도임

신동령(1999)은 1995~1997년중 도산한 한국의 상장 제조기업 45개와 업종과 기업규모가 유사한 정상기업 45개를 표본으로 하여 부실기업의 재무적 특성을 밝히는 동시에 도산가능성을 사전에 예측할 수 있는 예측모형을 구성한 바 있다. 예측모형은 로짓모형에 의하여작성되었으며, 단계별모형(모형 S), Altman의 5변수모형(모형 A), 그리고 현금흐름비율, 금융비용부담율, 총자산이익잉여금율의 세 변수만을 포함하는 모형 K등 세 가지가 검토되었

다. 표본은 60개의 추정표본과 30개의 확인표 본으로 나누었다. 추정결과 단계별모형과 5변 수모형 및 모형 K에서는 총자산이익잉여금율 이, 그리고 앞의 두 모형에서는 총자산이익잉 여금율과 금융비용부담율이 도산이전 4년 내 지 5년간에 걸쳐 가장 큰 영향을 미치는 변수 로 나타났다. 모형 K의 경우 확인표본에 대한 예측력은 80.0~93.3%로 나타났고 특히 도산 시점에서 멀어질수록 예측력이 높아 기존연구 의 결과보다 우수한 것으로 판단되었다.

서병덕과 조상호(2004)는 비금융 상장기업 중 1991~2001에 도산한 97개 기업과 97개의 정상기업을 표본으로 선정하여, 도산예측에 유 용하다고 간주되는 26개의 재무비율과 12개의 현금흐름비율을 이용하여 예측모형을 작성하 였다. 금융위기 이후 기간을 대상으로 하는 로 짓모형의 경우, 1년후 도산여부에 대한 예측정 확도가 전체기업에 대하여 71.9~79.9%, 부실 기업에 대하여 69.5%~82.4%로 나타났다. 현 금흐름관련 재무비율은 외환위기 이후의 기간 에만 유용성이 있는 것으로 제시되고 있다. 이 연구에서는 별도의 확인표본에 대한 예측정확 도는 검토되고 있지 않으며, 로짓모형에 포함 된 재무지표의 회귀계수에 대한 유의수준이 제시되고 있지 않다. 로짓모형을 이용한 기존 연구중 중요한 연구의 결과를 요약하면 앞의 <표 2-1>과 같다.

2.2 기존 연구의 한계점 검토

이상에서 검토한 기존 연구들의 한계점 내지 특징은 다음 네 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 대부분의 연구에서는 어느 재무변수가 부실예측지표로 선정되어야 하는지를 이론적으로 접근하는 경우는 많지 않았다. 특히, 한국의 부실기업을 대상으로 한 기존의 부실예측 연구에서는 이론적 검토가 별로 없었다.

둘째, 기존연구의 경우 Moody's사의 데이 터베이스를 이용한 Sobehart와 Stein(2000) 및 Falkenstein 등(2000)의 연구를 제외한다 면, 부실기업의 표본이 대개 30~40개 정도로 매우 적어 연구의 일반성이 문제시되고 있다. 한국기업을 표본으로 한 연구도 표본의 수가 적기는 마찬가지이며, 연구의 신뢰도를 높이 고 부실기업의 재무적 특징을 제대로 파악하 기 위해서는 표본기업의 수를 더 확보하는 것 이 요구된다.

셋째, 기존연구에서는 Falkenstein 등(2000) 의 연구를 제외한다면 대부분 상장기업을 대 상으로 하고 있다. 어느 나라이건 상장기업은 경제에서 비중이 높아 연구대상으로 하는 것 은 당연하고, 또 회계변수외에도 주가수준 및 수익률 등의 시장변수를 예측지표로 사용할 수 있는 장점이 있다. 그러나 숫자면에서 우선 비상장기업이 압도적이며 중소 비상장기업이 경제내에서 중요한 비중을 차지하는 경우도 많다. 한국기업을 대상으로 진행된 연구에서 도 비상장기업을 대상으로 연구한 예는 거의 없다. 그러므로 상장기업외에도 비상장기업을 표본으로 부실기업의 재무적 특징을 파악하고 예측모형을 구성하는 것은 신뢰할 수 있는 자 료의 입수라는 문제가 있기는 하지만 큰 의의 가 있다고 판단된다.

넷째, 대부분의 연구에서는 표본기업의 업종을 제조업으로 한정시키거나, 제조업과 도소매업에 한정시키거나, 통신업과 같은 특정산업에 국한하고 있다. 이는 업종별로 기업의특성에 차이가나고 이로 인하여 재무비율 등에 차이가 나며, 또 가급적 동질적인 집단을 대상으로 예측모형을 구성해야 예측력이 높아진다는 것을 감안한 것으로 판단된다. 그러나도산예측에 있어서는 업종마다 적합한 예측모형을 만든다는 것은 표본기업의 수가 부족한경우도 있을 것이고 소프트웨어산업같이 새로운 업종이 계속 생겨나는 현실을 감안 할 때

용이한 일은 아니다. 그러므로 제조업과 도소 매업, 건설업, 서비스업을 망라하여 경영성과 와 재무구조, 유동성 등을 측정할 수 있는 재무지표를 포함하는 부실예측모형의 작성을 시도해보는 것도 의미가 있다고 생각된다.

Ⅲ. 표본기업, 재무지표 및 분석방법

3.1 표본기업의 선정

3.1.1 표본의 선정

본 연구에서는 상장기업과 비상장기업 중에서 2000~2004년 기간중 부실화된 기업들을 표본으로 선정하였다. 상장기업 표본에는 이기간중 증권거래소 및 코스닥시장에 상장 및 등록된 기업으로서 부실사유가 최초로 발생한기업중 다음 기준에 해당하는 기업을 포함하였다.

- 부도가 발생하거나 은행거래가 정지된 기업
- 회사정리절차 및 화의개시를 신청한 기업
- 부실로 인하여 영업활동이 정지된 기업
- 자본전액이 잠식된 기업
- 부실로 인하여 감사의견이 부적정이거나 의견거절로 관리종목에 포함된 기업
- 분석에 필요한 재무제표를 입수할 수 있는 기업

비상장기업 표본에는 공인회계사의 외부감 사를 받는 외감법인 중에서 어음과 수표의 부 도, 은행대출금(매입외환, 해외대출포함)의 3 개월 이상 연체, 만기일 경과어음을 1개월 이상 미결제, 무보증회사채 상환불이행, 지급보증 대지금금 및 대위변제금을 3개월 이상 보유 등의 부실사유가 발생한 기업을 포함시켰다. 수많은 비상장기업중 외감법인으로 표본을 환정시킨 것은 분석에 필요한 재무제표의 신뢰도를 일정수준 확보할 수 있다고 판단하였기 때문이다. 특정기업의 부실사유는 전국은행연합회가 관리하는 신용불량정보로부터확인하였다.

기업의 재무적 특성은 업종에 따라서 큰 차이가 있으므로, 표본의 동질성을 유지하고 예측정확도를 높이기 위해서는 표본을 동일업종으로 국한하는 것이 좋다. 이에 따라 기존연구에서는 대부분 제조업으로 업종을 국한하여분석하고 있다. 그러나 본 연구에서는 표본기업의 업종에 제조업은 물론 건설업, 유통업,서비스업 등 비금융업에 속하는 모든 업종을모두 포함시켰다. 이렇게 업종을 전산업으로확대한 이유는 업종과 무관하게 부실기업의특징을 보여줄 수 있는 재무지표가 있고,이를바탕으로 전산업에 적용할 수 있는 예측모형을 구성할 수 있다고 판단하기 때문이다.

표 <3-1>은 위와 같은 기준에 의하여 선정된 부실기업 표본의 현황을 보여주고 있다. t-1~t-3는 부실시점을 기준으로 1년전~3년 전까지의 연도를 의미하며, 각 년도별로 재무제표자료가 입수가능한 기업의 수가 나타나 있다. t-1년도를 기준으로 거래소 상장기업과 코스닥 등록기업 중 부실기업은 63개사로서, 제조업 47개사, 유통업 7개사, 건설업 2개사, 기타 7개사로 구성되었다. 같은 기간중 자료입수가 가능한 외감기업 중 부실기업은 179개사

로서, 제조업 94개사, 유통업 14개사, 건설업 32개사, 기타 39개사로 구성되어 있다. 상장기업의 표본 업체수는 재무제표 입수에 문제가없어 t-2년도 및 t-3년도에 변화가 없다. 그러나 외감기업의 표본 업체수는 부실시점에서 멀어질수록 재무제표를 입수할 수 없는 경우가 있어 t-2년도에는 161개사, t-3년도에는 130개사로 그 수가 줄어들고 있다.

부실기업의 재무적 특징을 파악하고 부실예 측모형을 구성하기 위하여 부실기업 표본에 대응하는 정상기업 표본이 필요하다. 여기서는 기존연구에서 가장 많이 사용하고 있는 1대 1대응방식, 즉 업종(2~4자리 산업분류코드 기준)과 자산규모에 있어 부실기업과 가장 유사한 정상기업 1개사를 무작위로 선정하는 방식으로 정상기업 표본을 선정하였다.

<표 3-1> 표본기업현황(부실기업)

	업종	t-1	t-2	t-3
	제조	47	47	47
상장기업	유통	7	7	7
(거래소+	건설	2	2	2
코스닥)	기타	7	7	7
	소계	63	63	63
	제조	94	89	79
비생생기에	유통	14	14	7
비상장기업 (외감기업)	건설	32	26	21
	기타	39	32	23
	소계	179	161	130
합 계		242	224	193

3.1.2 자료수집

증권거래소 상장기업과 코스닥 등록기업중

부실기업 포함여부는 일간신문인 "증권시장" 과 "코스닥시장"의 관리종목 지정이유를 확인 하여 판단하였다. 상장기업과 등록기업의 재무 제표 자료는 한국신용평가정보㈜의 데이터베이스인 KIS-FAS(KOSDAQ)에서 구하였다.

한편, 외감기업의 기업현황 및 재무제표 자료는 한국신용평가정보㈜의 KIS-LINE, 신용보증기금의 데이터베이스, 한국산업은행의데이터베이스 등에서 구하였다. 그리고 외감기업중 2000~2004년 기간중 부실사유 해당여부는 전국은행연합회의 신용불량정보 파일을 통하여 파악하였다.

3.2 재무지표의 선정

3.2.1 관련이론의 검토

부실예측에 관한 연구에 있어서 일반적으로 지적되고 있는 문제점의 하나는 예측모형에 포함되는 재무지표들에 대한 이론적 근거가 부족하다는 것이다. 실제로 부실예측과 관련 하여 이론적인 측면에서 예측지표를 제시하고 있는 연구로는 Wilcox(1971, 1973), Merton 973), Scott(1981) 등에 불과하다.1)

Wilcox(1971)의 연구는 부실예측에 명시적 인 이론을 처음으로 적용했다고 평가된다. "도 박자의 파산모형(gambler's ruin model)"으로 불리는 이 이론에서 기업의 도산확률은 (식 3 -1)과 같이 계산된다.

p(도산확률)= 1 - 2xy (식 3-1) 단, x=Aθδy/σ, y=C/σ

¹⁾ Sobehart & Stein(2000), pp. 15-22에는 이들 연구의 주요 내용이 요약되어 있다.

위 식에서 A는 총자산, θ는 총자산순이익 률、δ는 내부유보율(1-배당성향), χ는 내부 유보된 현금흐름중 자본지출로 재투자된 후 남 은 현금의 비율, 전는 배당금과 재투자후 남은 현금흐름의 변동성(표준편차), C는 자기자본 (순자산)을 각각 나타낸다. 그러므로 위 모델에 서 x는 내부유보된 순이익중 재투자되지 않고 남은 현금을 현금흐름의 표준편차로 나눈 비율 을 위미하고, y는 순자산(혹은 순운전자본)을 현금흐름의 표준편차로 나눈 비율로서 장부가 치로 측정한 "도산과의 거리(distance from failure)"로 해석되고 있다. 그러므로 이 모델로 부터는 당기순이익/총자산, 이익잉여금/총자산, 총부채/총자산, 순운전자본/총자산, 현금흐름(혹 은 이익)의 표준편차 등의 재무지표가 직접, 간 접으로 부실예측과 관련되고 있음을 알 수 있다.

Merton(1973)의 연구에서는 기업이 발행한 주식(지분)을 기업이 보유하는 자산을 기초자산으로 하여 발행한 콜옵션으로 파악하고 있다. 이 모형에서는 기업이 보유하는 자산의 시장가치(V)가 부채의 장부가치(D)에 미달할 경우 회사는 도산하게 되며, 이 경우 도산확률은 부채가 자산의 가치에 비하여 많을수록, 그리고 자산가치의 변동성이 클수록 증가하는 것으로 나타나고 있다. 한편, KMV사는 옵션모형을 이용하여 도산예상빈도모형(EDF Model)을 개발한바 있는데, 이 모형에 의하면 도산확률은 (식 3 -2)의 "도산예상거리(distance to default)"에반비례 하는 것으로 나타나고 있다.

도산예상거리 = [V - DP]/[V×oa] (식 3-2) 단, V: 자산의 기대 시장가치 DP: 도산지점(=유동부채 + 고정부채의 1/2) _{Ga:} 자산가치의 변동성

Merton 모형은 주가를 알 수 있어야 자산의 시장가치와 그 변동성을 추정할 수 있으므로 상장기업에 한하여 적용할 수 있다는 한계가 있다.²⁾ 그러나 이 모형은 기업의 부채비율, 차입금의존도 등과 이익변동성 등 자산가치의 변동성과 관련이 높은 재무지표는 부실예측에 도움이 된다는 것을 보여주고 있다.

Scott(1976, 1981)은 최적재무구조에 관한 연구에서 기업의 영업이익이 이자비용에서 주 식가치/(1-법인세율)을 차감한 금액에 미치지 못할 경우 도산한다는 모형을 제시한 바 있다. 이 모형은 (식 3-3)과 같이 변형될 수 있다.

 $(x-\mu)/\sigma \le [(R/\mu-1)(\mu/TA)-1/(1-t_C)(E/TA)]/(\sigma/TA)$ (4) 3-3)

단, x: 영업이익

μ: 영업이익의 평균

σ: 영업이익의 변동성(표준편차)

R: 이자비용 t_C : 법인세율

E: 주식의 시장가치

TA : 총자산

그러므로 위 식에서 영업이익이 이자비용을 상회하는 한, 영업이익/총자산(µ/TA)과 자기 자본(시장가치)/총자산(E/TA)의 비율이 낮고, 영업이익의 변동성/총자산(g/TA) 비율이 높을 수록 도산확률이 증가한다는 것을 알 수 있다.

3.2.2 본 연구에서 선택된 재무지표

본 연구에서는 다음과 같은 기준으로 재무

²⁾ 이원흠 등(2001)에서는 상장기업을 표본으로 옵션모형을 이용하여 도산예측을 연구하고 있다.

지표를 선정하였다. 첫째, 기존의 이론적 연구 를 통하여 도산예측에 유용성이 있는 것으로 제시된 재무지표를 우선 선정하였다. 둘째, 영 미기업을 표본으로 대상으로 한 기존연구 및 한국기업을 대상으로 한 기존연구 등에서 경제 적 의미가 명확하고, 공통적으로 예측력을 보 이고 있는 재무지표를 선정하였다. 셋째, 상장 기업과 비상장기업에 공통적으로 적용할 수 있 는 재무지표와 업종에 무관하게 기업의 부실상 황을 공통적으로 측정할 수 있는 재무비율을 선정하였다. 예를 들어, 유동성을 측정하는 지 표라 하더라도 매출채권회전율이나 재고자산 회전율 등은 순운전자본/총자산에 비하여 업종 별로 큰 차이를 보일 가능성이 있어 제외하였 다.3) 넷째, 재무지표의 값이 극단적으로 높거 나 낮은 값을 가져 분석결과를 왜곡시킬 가능 성이 있는 것은 제외하였다. 예를 들면, 이자보 상비율은 좋은 예측지표이기는 하지만 이자비 용이 발생하지 않거나 거의 없는 기업의 경우 무한대에 가까운 값을 갖는다. 또 매출액증가 율, 이익증가율 등 성장성에 관한 재무지표도 극단적인 값을 가질 가능성이 있다. 다섯째, 재

무지표의 분모는 가급적 총자산이나 매출액 등으로 하여 그 값이 비정상적이거나 극단적으로 나타나지 않도록 하였다.4) 여섯째, 재무지표간에 존재하는 높은 상관관계 등을 감안하여 가급적 소수의 재무지표만을 분석에 포함시켰다. 한편, 본 연구에서 대상으로 하고 있는 2000년 이후의 기업부실상황은 금융시장에서의 급속한 자금경색에 의한 대량도산이 발생하였던 외환위기시의 상황과는 차이가 난다.

즉, 이 시기에는 신용불량자의 급증 등으로 인한 국내경기의 부진과 이로 인한 기업의 수 익성악화와 경영위험의 증가, 재무구조악화 및 금융비용부담의 증가, 그리고 유동성악화 등의 과정을 거쳐 대부분의 기업이 부실화되었다고 판단된다. 본 연구에서는 이와 같은 부실상황 과 위에서 제시한 선택기준을 반영하여 8개의 재무지표를 선택하였으며, 이를 수익성과 경영 위험, 재무구조 및 금융비용부담, 유동성 등의 범주로 나누어보면 표 <3-2>와 같다.

표 <3-2>에서 제시된 재무지표는 부실예 측에 관한 이론에서 직접, 간접으로 제시된 재 무지표와 모두 관련성이 있다. 수익성과 경영

³⁾ t-1년의 부실기업 표본에 대한 업종별 매출채권회전율(SCR), 재고자산회전율(SINV), 순운전자본/총자산(WCTA)의 평균(중위수)은 다음과 같다. 제조업: SCR 11.8회(5.6회) SINV 13.9회(6.5회) WCTA - 18.0%(-15.6%), 유통업: SCR 181.4회(7.9회) SINV 262.6회(8.2회), WCTA - 56.6%(-18.4%), 건설업: SCR 738.1회(8.5회), SINV 12.2회(1.5회), WCTA 1.0%(-2.5%), 기타(서비스업 등): SCR 1,008.7회(6.7회), SINV 127.2회(8.4회), WCTA -18.1%(-18.3%). 그리고 부실기업 평균과 정상기업 평균간의 차이를 t-test로 검정하여 보면 제조업에서 SCR이 5%의 유의수준에서 유의적인 것을 제외하고는 SCR이나 SINV는 유의성이 없다. 그러나 WCTA의 경우 평균의 차이는 전업종에서 10%(유통업) 및 1%(제조업, 건설업, 기타)의 유의수준에서 유의적이다. 그러므로 유동성지표라하더라도 매출채권회전율이나 재고자산회전율은 여러 업종을 망라한 부실예측의 연구에서는 적합한 예측지표로 선택되기 어렵다는 것을 알 수 있다.

⁴⁾ 예를 들면, 자본잠식된 기업의 재무구조를 부채총계/자본총계로 측정하면 (-)값으로 나타나 분석결과를 왜곡시키지만, 부채총계/자산총계로 측정하면 문제가 없다.

위험 관련 지표에서 영업이익/총자산은 기업 의 기본적 수익성을 측정하며, 이익잉여금/총 자산은 누적적 수익성을 나타내고 영업이익/ 총자산의 3개년 표준편차는 이익의 변동성을 측정한다. 재무구조와 금융비용부담 관련 지 표에서 차입금의존도는 이자를 지급하는 실질 적인 채무의 부담을 측정하는 지표로서, 매입 채무 등이 포함되어 업종의 특성이 반영된 부 채비율인 부채총계/총자산 보다 더 유용한 것 으로 판단된다. 이자비용/매출액으로 계산되는 금융비용부담률은 분자인 이자비용이 기업의 부채규모와 금리수준을 모두 반영하고 있어 기존연구에서 한국기업의 부실예측에 유용한 것으로 입증된 바 있다. 유동성 관련 지표에서 순운전자본/총자산은 Altman(1968) 등을 비 롯한 기존연구에서 사용된 재무지표이다. 현 금성자산/총자산은 기업의 현금보유상황을 나 타내며, 매출채권, 재고자산 및 매입채무가 포 함되어 기업의 단기지급능력 측정에 문제가 있을 수 있는 순운전자본/총자산을 보완하는 역할을 기대할 수 있다. 영업현금흐름/총부채는 동태적으로 현금상황변동을 측정하는 것으로서 Beaver(1966) 등 기존연구에서 유효한 것으로 입증된 재무지표이다.

3.3 분석방법

3.3.1 재무지표 평균의 집단간 차이분석

부실기업과 이에 대응하는 정상기업을 표본으로 부실시점을 기준으로 1년전부터 3년전까지의 재무제표를 이용하여 8개의 재무지표를 구하고 평균의 차이가 존재하는지를 검토하였다. 집단간 평균의 차이에 대한 검정은 t—test를 이용하였으며 검정통계량은 (식 3-4)와 같다.5)

∠ Ⅲ	3-2>	브서에	시요되	재무지표

구분	변수명	계산식	도산확률에 대한 기대부호
جرا با ما	OITA	영업이익/총자산	(-)
수익성과 경영위험	RETA	이익잉여금/총자산	(-)
76 78 HB	RISK	3개년 OITA의 표준편차	(+)
재무구조와	TDTA	차입금의존도(장단기차입금+회사채/총자산)	(+)
금융비용부담	INTS	금융비용부담률(이자비용/매출액)	(+)
	WCTA	순운전자본/총자산(유동자산-유동부채)/총자산)	(-)
유동성	СТА	현금성자산/총자산(현금예금+유가증권+단기금융자 산/총자산)	(-)
	CFTL	영업현금흐름/총부채	(-)

⁵⁾ 한편, 본 연구에서는 Mann-Whitney검정, Kolmogorov-Smirnov검정 등 비모수 검정을 실시하여 두 집단간 재무지표의 평균순위에 차이가 있는가도 확인하였다.

$$t = (\mu_1 - \mu_2)/s_p (1/n_1 + 1/n_2)^{1/2}$$
 (식 3-4)
단, $s_b = [\{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2\}/(n_1 + n_2 - 2)]^{1/2}$

 μ_1 : 특정 재무지표의 부실기업 평균 μ_2 : 특정 재무지표의 정상기업 평균

 S_h : 합동 표준편차

 $n_1,\; n_2$: 부실기업과 정상기업의 표본 수 $s_1,\; s_2$: 특정재무지표의 부실기업과 정상 기업의 표준편차

3.3.2 로짓분석

부실예측을 위한 모형은 로짓분석(logistic regression analysis)를 이용하여 작성하였다. 로짓분석은 특정 관찰치에 대한 독립변수의 값들이 주어진 경우 그 관찰치가 특정집단에 속할 확률을 계산할 수 있도록 해준다. 특히 로짓분석은 판별분석과 달리 독립변수들이 다변량 정규분포를 가질 것 혹은 각 집단의 공분산 행렬이 동일 할 것 등의 까다로운 가정을 요구하지 않는다는 특징이 있다.6) 로짓분석의 장점으로는 추정된 회귀계수에 대하여 부호의 적합성 및 통계적 유의성을 검토할 수 있고, 로짓함수의 분포가 비선형 형태(S자)로 주어져 분포의 중간부분에서 독립변수의 일정한 변화에 대하여 도산확률이 아주 민감하게 변동한다는 점등이 제시되고 있다.7)

로짓모형(logistic model)은 (식 3-5)와 같 이 구성된다.

$$\Pr(Z) = 1/[1 + e^{-Z}]$$
 (식 3-5)
단, $Z = a + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$

여기서 $\Pr(Z)$ 는 특정기업이 부실화될 확률이다. X_1 , …, X_k 는 모형에 투입될 설명변수집합으로 선택된 재무지표를 나타낸다. α 와 β_1 , …, β_k 는 추정될 로짓모형의 절편과 회귀계수집합이다. 모형은 부실기업에는 Z=1을, 정상기업에는 Z=0을 부여하고 설명변수집합 X에 재무지표를 대입하여 추정하게 된다. 추정된로짓모형의 적합도(goodness of fit)는 Model Chi—square, —2Log Likelihood Ratio(—2LL), Negelkerke R^2 등으로 측정하기로 한다.8)

로짓분석에 의한 부실예측모형은 다음 두 가지 방식으로 구성하였다.

① 단계별모형(Model S): 이 방식은 부실예측에 반드시 포함되어야 하는 재무지표가 이론적으로 확정되기 어렵다는 점을 감안하고, t—test를 통하여 부실기업과 정상기업을 잘판별할 것으로 기대되는 주요 재무지표중에서 다중공선성문제를 해결하면서 예측력을 가장 높일 수 있는 재무지표를 도출한다는 의의를 갖는다. 그러나 이 방식을 이용할 경우 t—test에서 두 집단간에 유의적인 차이

⁶⁾ Jones(1987), pp. 146-147.

⁷⁾ Platt과 Platt(1990), pp. 41-43.

⁸⁾ Model Chi—square는 상수항만을 포함하는 모형의 -2LL과 다른 설명변수까지 포함하는 경우의 -2LL의 차이로서, 설명변수의 회귀계수가 모두 0이 되는가를 테스트하는 statistic이다. 이 경우 임계치는 설명변수(상수항제외)의 수인 자유도와 유의수준에 의한 Chi—square값으로 결정된다. -2LL은 likelihood ratio에 Log를 취하고 -2를 곱한 test—statistic으로, -2LL이 작을수록 모형의 적합도가 좋은 것으로 평가한다.

를 나타내지 못했던 재무지표들도 유효한 설명변수로 채택될 가능성이 존재한다. 단 계별모형은 부실 1년전부터 부실 3년전까 지의 3개년에 걸쳐 작성하였으며, 단계별회 귀분석(stepwise regression analysis)의 실 행은 SPSS(Backward stepwise, Wald)를 이용하였다.

② 1년후 예측모형(Model One): 실용적인 측면에서 현재의 재무지표를 기준으로 수년 후까지 예측한다는 것은 큰 의미가 없다. 또 표본기업이 여러 업종에 걸쳐있고, 상장기업과 비상장기업이 모두 포함된 경우에는 장기예측의 정확도가 급속하게 낮아질가능성도 있다. 그러므로 본 연구에서는 단계별모형에서 유의적으로 나온 재무지표를 중심으로 1년후의 부실가능성을 예측하는 모형을 작성하였으며, 이를 Model One으로 부르기로 한다.

한편, 예측모형의 작성에 있어서는 표본기업 가운데 2/3는 예측모형의 추정을 위한 추정표본으로, 그리고 1/3은 예측모형의 정확도를확인하기 위한 확인표본으로 사용하였다. 추정표본과 확인표본으로의 분할함에 있어서는 전체 표본기업을 순서대로 나열한 다음, 처음 4개 기업(부실기업 2개, 정상기업 2개)은 추정표본으로 하고 다음의 2개 기업(부실기업 1개, 정상기업 1개)은 확인표본으로 하는 방식을 사용하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 주요 재무지표의 추세분석

4.1.1 수익성 및 경영위험 관련지표

<표 4-1>부터 <표 4-6>까지에는 도산예측지표로 선정된 8개의 주요 재무지표별로 도산 1년전부터 도산3년전까지 부실기업과 정상기업의 평균 및 평균의 표준오차, 그리고 t-test의 결과가 제시되어 있다.

<표 4-1>은 전체표본에 대한 수익성과 경 영위험 지표의 추이와 두 집단간 차이를 보여 주고 있다. 영업이익/총자산(OITA)의 경우, 부실기업은 부실 3년전에 영업이익/총자산의 비율이 2.7%로 낮고 정상기업에 비하여도 절 반수준에 머물러 있음을 볼 수 있고, 부실 1년 전에는 영업이익이 적자로 변한 것을 볼 수 있 다. 누적적 수익성을 나타내는 지표인 이익잉 여금/총자산(RETA)의 경우, 부실기업은 이미 부실 3년전에 -3.2%로서 결손이 누적되었음 을 볼 수 있으며 부실 1년전에는 −36.7%로 급격히 악화되고 있다. 또 영업이익/총자산의 표준편차로 측정한 RISK지표는 부실기업의 경우 부실 1년전 평균이 10.6%로서 부실시점 에 가까워질수록 크게 증가하고 있다. 각 재무 지표별 평균의 표준오차는 부실기업의 경우 정상기업과는 달리 부실시점에 근접할수록 모 두 증가하는 추세를 보이고 있다.

<표 4-1> 전체기업의 수익성 및 경영위험 관련 지표

재무지표	구분	t-1	t-2	t-3
	부실기업	-8.2 (1.8)	0.2 (0.8)	2.7 (0.8)
OITA(%)	정상기업	6.5 (0.5)	5.5 (0.5)	5.7 (0.6)
	t-value	-7.791 ^{***}	-5.600***	-3.123***
	부실기업	-36.7 (4.9)	-9.3 (2.6)	-3.2 (2.7)
RETA(%)	정상기업	20.0 (1.8)	16.6 (2.2)	15.5 (2.0)
	t-value	-10.820***	-7.626***	-5.608***
RISK(%)	부실기업	10.6 (1.0)	6.2 (0.4)	5.7 (0.4)
	정상기업	3.7 (0.2)	4.1 (0.3)	4.8 (0.3)
	t-value	6.909***	4.209***	1.760*

¹⁾ 괄호안은 평균의 표준오차임. 표준편차/(관찰치수)^{1/2}=s/n^{1/2}

<표 4-2> 상장기업과 비상장기업의 수익성 및 경영위험 관련 지표

			fi .		
재무지표	$A = \mathcal{Y}$	구분	t-1	t-2	t-3
		부실기업	-13.7 (2.8)	-2.0 (1.5)	0.3 (1.7)
	상장	정상기업	5.8 (0.7)	4.6 (0.9)	6.0 (1.0)
OITA(0/)		t-value	-6.642***	-3.653***	-2.863^{***}
OITA(%)		부실기업	-6.2 (2.2)	1.1 (1.0)	3.8 (0.8)
	비상장	정상기업	6.8 (0.6)	5.9 (0.6)	5.6 (0.7)
		t-value	-5.613***	-4.337***	-1.665*
	상장	부실기업	-74.7 (11.3)	-18.7 (6.1)	-7.0 (5.8)
		정상기업	11.9 (3.9)	7.3 (5.2)	11.1 (3.7)
		t-value	-7.218 ^{***}	-3.248***	-2.613***
RETA(%)	비상장	부실기업	-23.3 (5.0)	-5.5 (2.7)	-1.3 (2.8)
		정상기업	22.8 (2.0)	20.3 (2.1)	17.7 (2.3)
		t-value	-8.639***	-7.454***	-5.227***
		부실기업	11.4 (1.6)	7.6 (1.0)	7.4 (1.1)
	상장	정상기업	3.3 (0.3)	4.7 (0.7)	5.1 (0.7)
RISK(%)		t-value	5.020***	2.298**	1.757*
		부실기업	10.3 (1.2)	5.7 (0.4)	4.9 (0.3)
	비상장	정상기업	3.9 (0.3)	3.8 (0.3)	4.7 (0.3)
		t-value	5.267***	3.665***	0.581

¹⁾ 괄호안은 평균의 표준오차임. 표준편차/(관찰치수)^{1/2}=s/n^{1/2}

^{2) ***, **, *}는 평균의 차이가 1%, 5%, 10%(양측검정)에서 유의적임을 나타냄.

^{2) ***, **, *}는 평균의 차이가 1%, 5%, 10%(양측검정)에서 유의적임을 나타냄.

정상기업과는 달리 부실시점에 근접할수록 악화되고 있고, 상장-부실기업 및 비상장-부실기업의 RISK 지표 역시 부실시점에 근접할수록 상승하고 있으며, 두 집단간의 차이도 확대되고 있다.

4.1.2 재무구조 및 금융비용부담 관련 지표

< 표 4-3>은 전체표본에 대한 재무구조 및 금융비용부담 관련 지표의 추이와 두 집단간 차이를 보여주고 있다. 기업의 실질적 채무부담 수준을 나타내는 비율인 차입금의존도 (TDTA)의 경우, 부실기업은 46.4%(t-3년도)에서 63.0%(t-1년도)로 악화되고 있으며 정상기업에 비하여 그 수준도 1.5배~2배 이상높고 그 차이도 1% 이하에서 유의적으로 나타나고 있다. 금융비용부담률 INTS의 경우, 부실기업의 평균비율은 11.9%(t-3년도)~29.8%(t-1년도)로서 정상기업의 평균비율인 4.8%~2.9%로 극히 높게 나타나고 있으며 부실시점에 근접할수록 급증하는 모습을 나타내고 있다. 부실기업의 INTS가 부실직전 연도에 29.8%로 높게 나온 것은 일부기업의 매출이

급속하게 줄어든 가운데 이자비용 부담이 높았기 때문으로 보인다. 이는 부실기업에 대한 INTS 평균의 표준오차가 부실직전연도에 9.7%로 높게 나온 것에서 그 단서를 찾을 수 있다. 정상기업의 경우 TDTA나 INTS 모두 그 수준이 부실기업에 비하여 낮고 추세도 이 기간중 하락하는 모습을 보이고 있다.

< 표 4-4>는 상장기업과 비상장기업으로 구분한 경우 각 집단별로 TDTA와 INTS의 추이 및 그 차이를 보여주고 있다. TDTA의 경우, 상장-부실기업은 비상장-부실기업에 비하여 그 수준이 더 높고 악화되는 추세도 더빠르게 나타나고 있다. INTS의 경우 상장-부실기업의 평균수준은 9.9%(t-3년도)~11.0%(t-1년도)로 금융비용부담수준이 부실 3년전에이미 10%에 육박하는 하는 것으로 나타나고 있다. 비상장-부실기업의 INTS 평균수준은 12.9%(t-3년도)~36.5%(t-1년도)로 상장기업에 비하여 극히 높게 나타나고 있는데, 이는 특히 일부 기업의 금융비용 부담수준이 극히 높은데 원인이 있다고 보여진다. 이에 따라 비상장기업의 INTS의 경우 부실기업과 정상기업간의

재무지표	구분	t-1	t-2	t-3
	부실기업	63.0 (3.0)	50.6 (2.2)	46.4 (2.7)
TDTA(%)	정상기업	27.0 (1.3)	27.6 (1.4)	31.1 (1.6)
	t-value	11.071***	8.861***	4.904***
INTS(%)	부실기업	29.8 (9.7)	13.7 (2.6)	11.9 (3.0)
	정상기업	2.9 (0.3)	5.8 (2.4)	4.8 (1.2)
	4	2.770***	2.252**	2.105**

<표 4-3> 전체기업의 재무구조 및 금융비용부담 관련 지표

¹⁾ 괄호안은 평균의 표준오차임. 표준편차/(관찰치수)^{1/2}=s/n^{1/2}

^{2) ***, **, *}는 평균의 차이가 1%, 5%, 10%(양측검정)에서 유의적임을 나타냄.

<표 4-4> 상장기업과 비상장기업의 재무구조 및 금융비용부담 관련 지표

재무지표	=	구분	t-1	t-2	t-3
		부실기업	69.0 (4.6)	54.5 (3.8)	51.2 (5.7)
	상장	정상기업	27.5 (2.3)	30.0 (2.5)	32.7 (2.6)
TDTA		t-value	8.126***	5.402***	2.949***
(%)		부실기업	60.9 (3.7)	49.0 (2.7)	44.1 (2.9)
	비상장	정상기업	26.8 (1.6)	26.8 (1.6)	30.3 (2.0)
		t-value	8.499***	7.129***	3.935***
		부실기업	11.0 (1.7)	11.1 (1.4)	9.9 (1.4)
	상장	정상기업	3.0 (0.3)	4.1 (0.5)	4.4 (0.5)
INTS		t-vaue	4.717***	4.775***	3.638***
(%)		부실기업	36.5 (13.0)	14.8 (3.6)	12.9 (4.4)
	비상장	정상기업	2.9 (0.4)	6.4 (3.3)	5.0 (1.7)
		t-value	2.570**	1.708*	1.660*

- 1) 괄호안은 평균의 표준오차임. 표준편차/(관찰치수)^{1/2}=s/n^{1/2}
- 2)***, **, *는 평균의 차이가 1%, 5%, 10%(양측검정)에서 유의적임을 나타냄.

<표 4-5> 전체기업의 유동성 관련 지표

			9781	
재무지표	구분	구분 t−1 t−2		t-3
	부실기업	-18.8 (3.5)	-3.6 (2.6)	2.4 (2.8)
WCTA(%)	정상기업	12.2 (1.8)	10.4 (1.8)	9.6 (1.9)
	t-value	-7.820***	-4.481***	-2.153**
	부실기업	5.4 (0.5)	8.3 (0.7)	9.2 (0.7)
CTA(%)	정상기업	13.0 (0.8)	13.0(0.8)	13.5 (0.9)
	t-value	−7.924 ^{***}	-4.362***	-3.646^{***}
CFTL(%)	부실기업	-6.6 (2.0)	-5.7 (2.1)	-3.7(2.4)
	정상기업	18.0 (2.7)	14.4 (2.7)	15.9 (2.2)
	t-value	-7.323 ^{***}	-5.892***	-6.051***

- 1) 괄호안은 평균의 표준오차임. 표준편차/(관찰치수)^{1/2}=s/n^{1/2}
- 2) ***, **, *는 평균의 차이가 1%, 5%, 10%(양측검정)에서 유의적임을 나타냄.

차이에 대한 통계적 유의수준은 상장기업에 비하여 낮게 나타나고 있다.

4.1.3 유동성 관련 지표

<표 4-5>는 전체기업 표본에 대한 유동성

관련 지표의 추이와 두 집단간 차이를 보여주고 있다. 3개년에 걸쳐 부실기업의 순운전자본/총자산(WCTA), 현금성자산/총자산(CTA), 그리고 영업현금흐름/총부채(CFTL) 모두 정상기업에 비하여 저조한 수준으로 나타났으며,

<표 4-6> 상장기업과 비상장기업의 유동성 관련지표

재무지표	=	 구분	t-1	t-2	t-3
		부실기업	-11.7 (4.3)	7.2 (4.1)	12.2 (4.5)
	상장	정상기업	15.8 (2.7)	14.8 (3.2)	16.5 (3.0)
MOTA(0/)		t-value	-5.414***	-1.468	-0.804
WCTA(%)		부실기업	-21.3 (4.5)	-7.9 (3.2)	-2.4 (3.5)
	비상장	정상기업	11.0 (2.2)	8.6 (2.1)	6.2 (2.3)
		t-value	-6.392^{***}	-4.348***	-2.073**
	상장	부실기업	7.2 (1.0)	12.1 (1.5)	13.8 (1.6)
		정상기업	11.9 (1.1)	14.6 (1.4)	15.6 (1.6)
CTA(0/)		t-value	-3.157***	-1.241	-0.792
CTA(%)	비상장	부실기업	4.7 (0.6)	6.9 (0.8)	7.0 (0.7)
		정상기업	13.4 (1.1)	12.4 (1.0)	12.5 (1.2)
		t-value	-7.285 ^{***}	-4.442***	-4.177 ^{***}
		부실기업	-13.6 (5.0)	-11.6 (5.2)	-8.0 (3.0)
	상장	정상기업	14.7 (4.3)	14.3 (3.3)	16.7 (4.5)
CETI (0/)		t-value	-4.303^{***}	-4.196***	-4.576^{***}
CFTL(%)	/ 7	부실기업	-4.1 (2.0)	-3.4 (2.0)	-1.6 (3.2)
	비상장	정상기업	19.2 (3.3)	14.4 (3.6)	15.5 (2.5)
		t-value	-5.977***	-4.368 ^{***}	-4.240^{***}

¹⁾ 괄호안은 평균의 표준오차임. 표준편차/(관찰치수)^{1/2}=s/n^{1/2}

부실시점에 근접할수록 더 악화되는 것으로 나타나고 있다. 정상기업의 유동성 지표는 기 간중 오히려 더 개선되고 있거나 비슷한 수준 을 나타내고 있다. 이들 비율의 두 집단간 차 이에 대한 유의수준도 대부분 1% 수준으로 높은 편이다.

<표 4-6>은 상장기업과 비상장기업의 유동성 관련 지표를 두 집단별로 비교한 것이다. 상장-부실기업의 유동성을 나타내는 WCTA 와 CTA는 상장-정상기업에 비하여 그 수준 이 낮고 기간중 악화되는 모습을 보이고 있다. 그러나 이 두 비율의 상장-부실기업과 상장 -정상기업과의 차이는 부실 1년전의 경우에 만 1% 이하에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 비상장기업의 경우 WCTA와 CTA는 부실기업과 정상기업간의 차이가 부실 3년전부터 1%∼5%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타나 이 두 지표는 비상장기업의 부실예측에 더 유용할 것임을 알 수 있다. CFTL의 경우 상장─부실기업과 비상장─부실기업모두 부실 3년전부터 적자로 나타나고 있고, 정상기업과의 차이도 1% 이하에서 유의적인 것으로 나타나 상장기업과 비상장기업의 부실예측에 똑같이 유용할 것임을 알 수 있다.)

^{2)***, **, *}는 평균의 차이가 1%, 5%, 10%(양측검정)에서 유의적임을 나타냄.

⁹⁾ 한편, Mann-Whitney검정, Kolmogorov-Smirnov검정 등 비모수 검정을 실시하여 두 집단간 재무지

<표 4-7> 전체기업에 대한 단계별 부실예측모형

	t-1	t-2	t-3
OITA	-0.067 (0.000)		0.047 (0.032)
RETA			-0.033 (0.000)
RISK	0.195 (0.000)	0.114 (0.004)	
TDTA	0.036 (0.000)	0.040 (0.000)	
INTS	0.057 (0.057)		0.048 (0.051)
CFTL		-0.022 (0.001)	-0.019 (0.001)
WCTA			0.011 (0.071)
CTA	-0.056 (0.006)		
상수	-2.200 (0.000)	-1.882 (0.000)	-0.202 (0.356)
Model Chi-Square	191.85 (0.000)	96.97 (0.000)	54.120 (0.000)
	254.54	316.14	300.77
Negelkerke R ²	0.598	0.370	0.254

¹⁾ 괄호안의 숫자는 회귀계수 및 모형에 대한 유의확률임.

4.2 부실예측모형의 작성과 예측력 분석

4.2.1. 단계별모형

① 전체기업

<표 4-7>은 전체기업 표본에 대하여 단계 별회귀분석 방법으로 작성한 로짓모형을 보여 주고 있다. 모형에 포함된 변수는 8개의 재무지표를 모두 투입한 후 α=0.10을 초과하는 변수를 제거해가는 후진소거법에 의해 선택되었다.

t-1년도 모형은 1년후의 부실예측에 이용 될 수 있고, 마찬가지로 t-3년도 모형은 3년 후의 부실예측에 사용될 수 있다. t-1년도 모

표의 평균순위에 차이가 있는가도 검토하였다. 전체기업 표본의 경우 8개 지표에 대한 중앙값은 부실기업과 정상기업간에 차이가 있는 것으로 나타났으며, Mann—Whitney U, Wilcoxon W를 기초로 산출된 z—statistics를 기준으로 볼 때 t—3년도에 10%에서 유의적인 WCTA 및 5%에서 유의적인 RISK를 제외하고는 모두 1% 이하에서 그 차이가<표 4−5> 전체기업의 유동성 관련 지표유의적인 것으로 나타났다. 상장기업과 비상장기업으로 구분한 경우, 부실기업과 정상기업간에 8개의 재무지표 모두 평균순위에 차이가 있는 것으로 나타났다. 상장기업의 경우, OITA, RETA, RISK, TDTA, INTS, CFTL은 두집단간의 차이는 t—3년도에 5%에서 유의적이었던 RISK를 제외하고 모두 전년도에 걸쳐 1%에서 유의적이었다. 그러나 WCTA는 t—1년도에만 1%에서 유의적이었고 CTA는 t—1년도에는 1%에서 그리고 t—2년에는 10%에서 유의적이었다. 비상장기업의 경우, RETA, TDTA, INTS, CTA, CFTL은 두집단간의 차이가 전년도에 걸쳐 1%에서 유의적이었으며, OITA, RISK, WCTA는 t—3년도를 제외하고는 1%에서 유의적이었다.

형의 경우 수익성지표인 OITA, 리스크지표인 RISK, 차입금의존도지표인 TDTA, 금융비용 부담지표인 INTS, 그리고 유동성지표인 CTA 가 포함되었으며, 회귀계수의 부호가 모두 기 대된 방향으로 나타나고 있고, 10%에서 유의 적인 INTS를 제외하고는 모두 1%에서 유의 적이다. t-2년도 모형의 경우에는 RISK, TDTA, CFTL의 세 변수가 포함되었으며 회 귀계수의 부호가 모두 기대된 방향으로 나타 났고, 1%에서 유의적이다.

한편, t-3년도 모형에서는 OITA, RETA, INTS, CFTL, WCTA가 포함되고 있는데, 이 중 OITA와 WCTA의 회귀계수의 부호는 기 대된 방향과 반대로 나타나고 있다. 이는 이들 변수 상호간의 다중공선성에 기인한 것으로 판단된다10). 모형의 적합도를 나타내는 Model Chi-Square는 각 년도의 모형에서 회귀계수 가 모두 0이라는 귀무가설을 기각하고 있음을 보여주고 있다. 또 각 모형에 포함된 재무지표 가 종속변수인 부실여부를 설명하는 유사 결 정계수(pseudo-R Square)인 Negelkerke R² 는 t-1년도에는 59.8%, t-2년도에는 37.0%, t-3년도에는 25.4%로 각각 나타나고 있다. 따라서 모형의 예측력은 부실시점에서 멀어

질수록 하락한다는 것을 알 수 있다.

<표 4-8>은 단계별모형에 의한 부실예측 의 정확도를 보여주고 있다. 전체적인 예측정

확도는 추정표본의 경우 t-1년도 81.1%, t-2년도 71.1%, t-3년도 70.3%로 나타나고 있 고, 확인표본의 경우에는 t-1년도 84.6%, t-2년도 72.7%, t-3년도 70.0%로 나타나고 있 다. 확인표본의 경우 부실기업을 부실기업으 로 예측하는 Hit—ratio I 은 84.0%(t—2년도) ~67.7%(t-3년도)로 나타나고 있으며, 정상 기업을 정상기업으로 예측하는 Hit-ratioⅡ는 87.7%(t-1년도)~61.3%(t-2년도)으로 나타 나고 있다. <표 4-8>은 상장기업과 비상장기 업이 모두 포함된 모형임을 감안할 경우 부실 예측모형의 예측정확도가 매우 높은 것으로 판단된다.

<표 4-8> 전체기업에 대한 부실예측의 정확도 (단위:%)

	구분	t-1	t-2	t-3
w)	Hit-ratio I	78.3	69.8	71.1
추정 표본	Hit−ratio II	83.9	72.5	69.5
五七	Total Hit-ratio	81.1	71.1	70.3
취시	Hit-ratio I	81.5	84.0	67.7
확인 표본	Hit−ratio II	87.7	61.3	72.3
11.5	Total Hit-ratio	84.6	72.7	70.0

1) Hit-ratio I 은 부실기업에 대한 예측정확도를, Hit-ratioⅡ는 정상기업에 대한 예측정확도를, Total Hit-ratio는 전체적인 예측정확도를 의 미함.

¹⁰⁾ 한편, 권영도(2001)는 부실기업은 부도가 발생하기 이전에 회계선택에 의하여 이익을 상향조정하거나 구조조정을 통하여 현금흐름을 창출하다는 증거를 제시한 바 있다. 이 연구는 부도기업은 부도직전 5년 전부터 연도별로 재고자산과 매출채권을 증가시키거나 투자자산과 유형자산을 감소시키는 것으로 나 타나고 있다. 그러므로 <표 4-7>에서 연도별로 채택된 재무지표가 다르게 나온것은 이러한 부실기업 의 선택과 관련된 것으로 해석하는 것도 가능할 수 있을 것이다. 이러한 해석의 방향을 제시한 익명의 심사자께 감사드린다.

<표 4-9> 상장기업에 대한 부실예측모형

구분	t-1	t-2	t-3
OITA	-0.206 (0.001)		
RISK			0.085 (0.095)
TDTA	0.046 (0.026)	0.064 (0.001)	0.050 (0.004)
INTS	0.297 (0.017)		0.076 (0.080)
CFTL		-0.034 (0.007)	
WCTA		0.027 (0.045)	0.025 (0.040)
~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	-3.454 (0.001)	-2.751 (0.002)	-3.329 (0.000)
Model Chi-Square	70.130 (0.000)	31.813 (0.000)	23.920 (0.000)
	46.319	84.635	92.529
Negelkerke R ²	0.755	0.420	0.330

¹⁾ 괄호안의 숫자는 회귀계수 및 모형에 대한 유의확률임.

#### ② 상장기업과 비상장기업의 비교

<표 4-9>는 상장기업에 대하여 단계별회 귀분석 방법으로 작성한 로짓모형을 보여주고 있다. 모형에 포함된 변수는 8개의 재무지표 를 모두 투입한 후 α=0.10을 초과하는 변수 를 제거해가는 후진소거법에 의해 선택되었다. t-1년도 모형의 경우 OITA, TDTA, INTS의 세 변수가 포함되었고, t-2년도 모형의 경우 에는 TDTA, CFTL, WCTA의 세변수가 포함 되었으며, t-3년도 모형의 경우에는 RISK, TDTA, INTS, WCTA의 네 변수가 포함되었 다. 회귀계수의 부호는 t-2년도 및 t-3년도 모형의 WCTA를 제외하고는 모두 기대된 방 향으로 나타났으며 통계적 유의성도 높다. Model Chi-Square에 의한 모형의 적합도는 1%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타나고 있고, Negelkerke R²는 t-1년도에는 75.5%, t -2년도에는 42.0%, t-3년도에는 33.0%로서

예측모형의 정확도가 전체기업의 경우에 비하여 더 높아질 것임을 제시하고 있다.

< 표 4-10>은 상장기업에 대한 부실예측의 정확도를 보여주고 있다. 전체적인 예측정확도는 추정표본의 경우 t-1년도 89.3%, t-2년도 76.2%, t-3년도 73.8%%로 나타나고 있고, 확인표본의 경우에는 t-1년도 90.5%, t-2년도 78.6%, t-3년도 69.0% 나타나고 있다. 확인표본의 경우 Hit-ratio I 은 90.5%(t-1년도)~61.9%(t-3년도)로 나타나고 있으며, 정상기업을 정상기업으로 예측하는 Hit-ratio II는 90.5%(t-1년도)~66.7%(t-2년도)으로 나타나고 있다. 상장기업에 대한 예측정확도는 표본기업이 제조업, 유통업, 건설업,기타 비금융업종이 망라된 것에 비추어 매우높은 것으로 평가된다.

	구 분	t-1	t-2	t-3
추정표본	Hit-ratio I	88.1	71.4	71.4
	Hit−ratio 🏻	90.5	81.0	76.2
	Total Hit-ratio	89.3	76.2	73.8
확인표본	Hit-ratio I	90.5	90.5	61.9
	Hit−ratio 🏻	90.5	66.7	76.2
	Total Hit-ratio	90.5	78.6	69.0

¹⁾ Hit-ratio I 은 부실기업에 대한 예측정확도를, Hit-ratio Ⅱ는 정상기업에 대한 예측정확도를, Total Hit-ratio는 전체적인 예측정확도를 의미함.

< 표 4−11>에는 비상장기업에 대한 부실예 측모형이 제시되어 있다. t−1년도 모형에는 OITA, RETA, RISK, TDTA, CTA 등 수익 성과 리스크, 차입금의존도와 유동성 관련 지표가 모두 포함되어 있으며, 회귀계수의 부호는 모두 기대된 방향으로 나오고 회귀계수의 통계적 유의성도 문제가 없다. t−2년도 모형에는 RETA, RISK, TDTA, CFTL의 4개 변

수가 포함되어 있으며, 회귀계수의 부호는 기대된 방향과 5%이하의 통계적 유의성을 지니고 있다. 한편, t-3년도 모형에는 OITA, RETA, CFTL의 3 변수가 포함되어 있는데, 이중 OITA 변수는 다른 변수와의 상관관계로 인하여 회귀계수의 부호가 반대로 나타나고 있다.

<표 4-11> 비상장기업에 대한 부실예측모형

 구분	t-1	t-2	t-3
—————————————————————————————————————	t i	1 2	1 3
OITA	-0.039 (0.090)		0.057 (0.036)
RETA	-0.033 (0.009)	-0.028 (0.009)	-0.046 (0.000)
RISK	0.154 (0.000)	0.115 (0.020)	
TDTA	0.027 (0.003)	0.032 (0.000)	
CFTL		-0.019 (0.029)	-0.018 (0.010)
CTA	-0.045 (0.058)		
상수	-1.203 (0.016)	-1.274 (0.009)	0.189 (0.349)
Model Chi-Square	132.36 (0.000)	77.970 (0.000)	33.534 (0.000)
-2LL	197.58	218.70	204.91
Negelkerke R ²	0.569	0.407	0.236

¹⁾ 괄호안의 숫자는 회귀계수 및 모형에 대한 유의확률임.

Model Chi-Square로 측정한 모형의 적합 도는 문제가 없으며, Negelkerke R²는 56.9% (t-1년도)~23.6%(t-3년도)로서 상장기업의 경우에 비하여 낮아 예측정확도가 떨어질 것 임을 제시하고 있다.

<표 4−12>는 비상장기업에 대한 부실예측의 정확도를 보여주고 있다. 추정표본에 대한전체적 예측정확도는 t−1년도 81.9%, t−2년도 76.2%, t−3년도 71.5%이고, 확인표본에 대한 예측정확도는 t−1년도 81.7%, t−2년도 70.4%, t−3년도 67.0%로 나타났다. 확인표본의 경우 부실기업에 대한 예측정확도인 Hit −ratio I은 81.7%(t−1년도)~63.6%(t−3년도)로 나타나고 있다. 비상장기업에 대한 부실예측의 정확도가 상장기업에 비하여 저조한 것은 건설업 등 포함된 업종이 더 다양하고 재무제표의 신뢰도가 더 낮은데 원인이 있지 않나 추측된다.

#### 4.2.2 1년 후 예측모형

금융기관 등 실무계의 신용평가업무에서 중 요한 것은 가까운 장래에 특정기업이 부실화

될 가능성이 얼마나 되는가를 판단하는 것이 다. 이러한 현실적인 필요에 따라 여기서는 1 년후의 부실가능성을 판단할 수 있는 모형인 Model One을 구성하였다. 이 모형은 이미 전 체기업, 상장기업, 비상장기업 별로 제시한 t -1년도 모형을 기준으로 중요하다고 생각되 는 일부변수를 추가하여 작성하였다. 새로운 변수를 추가하여 예측정확도를 높일 수 있다 고 하더라도 회귀계수의 부호가 반대로 나오 거나 통계적 유의성을 크게 상실하면 그 변수 는 포함시키지 않았다. <표 4-13>에는 추정 된 Model One이 제시되어 있다. 상장기업 모 형에는 OITA, RISK, TDTA, INTS 등 수익 성과 리스크, 재무구조 및 금융비용부담에 관 한 지표들이 포함되어 있고, 회귀계수는 RISK 를 제외하고는 모두 5% 이내의 유의성을 갖 고 있다. 비상장기업 모형에는 OITA, RETA, RISK, TDTA, CTA 등 수익성과 리스크, 재 무구조, 유동성에 관한 지표들이 포함되어 있 고 회귀계수는 모두 1%의 유의수준에서 유의 적이다.

<표 4-12> 비상장기업에 대한 부실예측의 정확도

(단위:%)

구	분	t-1	t-2	t-3
추정표본	Hit-ratio I	79.0	77.6	79.1
	Hit−ratio 🏻	84.9	74.8	64.0
	Total Hit-ratio	81.9	76.2	71.5
확인표본	Hit-ratio I	81.7	85.2	63.6
	Hit−ratio II	81.7	55.6	70.5
	Total Hit-ratio	81.7	70.4	67.0

¹⁾ Hit -ratio I 은 부실기업에 대한 예측정확도를, Hit-ratioⅡ는 정상기업에 대한 예측정확도를, Total Hit-ratio는 전체적인 예측정확도를 의미함.

<표 4-13> 1년후 부실예측모형(Model One)

구 분	전체기업	상장기업	비상장기업
OITA	-0.056 (0.007)	-0.161 (0.031)	-0.039 (0.090)
RETA	-0.011 (0.150)		-0.033 (0.009)
RISK	0.182 (0.000)	0.162 (0.275)	0.154 (0.000)
TDTA	0.030 (0.001)	0.047 (0.026)	0.027 (0.003)
INTS	0.054 (0.073)	0.292 (0.018)	
CTA	-0.050 (0.018)		-0.045 (0.058)
상수	-1.951 (0.000)	-4.254 (0.002)	-1.203 (0.016)
Model Chi-Square	194.09 (0.000)	71.35 (0.000)	132.36 (0.000)
-2LL	252.30	45.10	197.58
Negelkerke R ²	0.604	0.763	0.569

¹⁾ 괄호안의 숫자는 회귀계수 및 모형에 대한 유의확률임.

전체기업 모형에는 3개의 수익성과 리스크 지표, 2개의 재무구조 및 금융비용부담 지표, 그리고 1개의 유동성지표 등 6개의 재무지표 가 포함되어 있으며, 회귀계수는 RETA를 제 외하고는 모두 1%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타나고 있다. Model Chi—Square나 Negelkerke R² 등의 통계량은 이들 모형의 적 합도가 좋고 독립변수의 종속변수에 대한 설 명력이 56.9%~76.3%에 달한다는 것을 말해 주고 있다.

< 표 4−14>는 Model One의 예측정확도를 제시하고 있다. 추정표본에 대한 예측정확도 는 전체기업 82.0%, 상장기업 89.3%, 비상장기업 81.9%이며, 확인표본에 대한 예측정확도 는 전체기업 84.6%, 상장기업 95.2%, 비상장기업 81.7%로 나타나고 있다.

<표 4-14> Model One의 예측정확도

(단위:%)

구 분		전체기업	상장기업	비상장기업
추정표본	Hit-ratio I	78.9	90.5	79.0
	Hit−ratio II	85.1	88.1	84.9
	Total Hit-ratio	82.0	89.3	81.9
확인표본	Hit-ratio I	81.5	95.2	81.7
	Hit−ratio II	87.7	95.2	81.7
	Total Hit-ratio	84.6	95.2	81.7

¹⁾ Hit -ratio I 은 부실기업에 대한 예측정확도를, Hit-ratio Ⅱ는 정상기업에 대한 예측정확도를, Total Hit-ratio는 전체적인 예측정확도를 의미함.

확인표본의 경우 Hit—ratioⅡ는 전체기업 87.7%, 상장기업 95.2%, 비상장기업 81.7% 이고, Hit—ratio I 은 전체기업 81.5%, 상장기업 95.2%, 비상장기업 81.7%로서 부실기업을 정확하게 예측하는 것이 더 어렵다는 것을 말해주고 있다.

Model One의 예측성과는 표본기업의 수나 구성, 연구방법의 차이 등으로 인하여 다른 연구와 직접 비교하기는 어려우나, 석유 및 가스 탐사업에 국한한 Platt 등(1994)의 연구와 통신업에 국한한 Foreman(2003)의 연구를 예외로 한다면 그 결과가 양호한 것으로 판단된다(<표 2-1>참조). 특히, 비상장기업의 표본을이용한 연구인 Falkenstein 등(2000)의 연구와 비교해서는 표본기업 수와 대응표본 선정에서 차이가 나지만, Model One의 81.7%의예측정확도는 76.5%에 비하여 우수한 것으로 평가된다.

#### V. 요약 및 결론

본 연구에서는 외환위기 이후의 시기인 2000~2004년 기간중 부실화된 상장기업과 비상장기업을 대상으로 부실기업의 재무적 특징을 분석하고 부실예측모형을 구성하였다.

부실기업 표본은 2000~2004년 기간중 부실화된 63개의 상장기업과 179개의 비상장기업(외감기업) 등 총 242개의 기업으로 구성되었고, 정상기업 표본은 업종과 자산규모를 기준으로 1대 1로 대응하여 선정한 242개의 기업으로 구성되었다. 부실예측에 관한 기존이

론과 기존의 실증연구를 바탕으로 영업이익/총자산(OITA), 이익잉여금/총자산(RETA), 영업이익/총자산의 표준편차(RISK), 차입금의존도(TDTA), 금융비용부담률(INTS), 순운전자본/총자산(WCTA), 현금성자산/총자산(CTA), 영업현금흐름/총부채(CFTL) 등 8개의 재무지표가 분석에 이용되었다. 이들 8개의 재무지표는 기업의 수익성과 경영위험, 재무구조와 금융비용부담 수준, 유동성 상황을 측정하는 것으로, 업종과 무관하면서 그 값이 극단적으로나와 분석결과를 왜곡시키는 것을 방지할 수있도록 선정된 것이다.

두 집단간 평균의 차이를 검정하기 위한 t—test의 결과 8개의 재무지표는 대부분 부실기업과 정상기업간에 차이가 났으며, 부실기업의 경우에는 그 추이가 부실시점에 근접할수록 악화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상장기업과 비상장기업으로 표본기업을 구분한 경우에도 큰 차이가 없었으며, Mann—Whitney 검정이나 Wilcoxon 검정 등 평균순위의 차이를 분석하기 위한 비모수적 검정의경우에도 결과가 유사하게 나타났다.

부실예측을 위한 로짓모형으로는 도산이전 3개 년도에 걸쳐 단계회귀분석방법을 이용하여 작성한 단계별모형과, 1년후의 부실가능성을 예측하기 위한 Model One의 두 가지를 제시하고 예측력을 검토하였다. Model One의경우, 확인표본에 대한 예측정확도가 전체기업 84.6%, 상장기업 95.2%, 비상장기업 81.7%로 나타나고 있다. 이러한 예측정확도는 통신업등 단일업종을 대상으로 한 기존연구를 예외로 한다면 그 결과가 양호한 것으로 판단된다. 특히, 비상장기업에 대한 Model One의

81.7%의 예측정확도는 미국의 비상장기업을 표본으로 한 Falkenstein 등(2000)의 연구결 과에 비하여 높게 나타나고 있다.

본 연구가 부실예측 분야의 연구에 기여한 것으로는 비상장기업으로까지 표본을 확대하여 분석했다는 점과 비금융업종 전체를 포괄하는 예측모형을 작성하여 예측정확도를 검토했다는 점을 들 수 있다. 특히, 1년후의 부실가능성을 예측하는 모형인 Model One은 상장기업은 물론 경제내에서 다수를 차지하는 비상장기업의 신용평가에 도움을 줄 것으로 기대된다. 본 연구의 한계점으로는 분석에 이용된 재무제표의 신뢰도를 본격적으로 검토하지못했다는 것과, 추정표본과 다른 기간에 부실화된 기업을 확인표본으로 이용하지 못했다는 것을 들 수 있다.

#### 참고문헌

- 권영도. 2001. 부도위험에 직면한 기업의 이 익 및 현금흐름 조정. *경영학연구*, 제 30권 제4호: 1317-1337.
- 남주하. 1998. 기업의 부도원인과 부도예측모 형 분석: IMF전후 기간을 중심으로. *금융연구* 제12권 제2호: 82-113.
- 서병덕, 조상호 2004. IMF 금융위기 이후 기업도산 판단지표로서 현금흐름정보의 유용성에 관한 연구. *회계정보연구* 제22권 제2호: 47-80.
- 신동령. 1999. 도산기업의 재무적 특징과 도 산예측모형. *한일경상논집*. 제17권: 131-156.
- 이원흠, 이한득, 박상수. 2000. 현금흐름형 도 산예측모델과 옵션모델형 도산예상 확 률의 실증연구. *증권학회지* 제27집: 35-70.
- Altman, E., 1968. Financial Ratios,
  Discriminant Analysis and the
  Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance*, September:
  589-609.
- Altman, E., R. Haldeman, and P. Narayanan. 1977. Zeta Analysis: A New Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporations. *Journal of Banking and Finance*. June.: 29–54.
- Altman, E., 1996. Distress Classification of Korean Firm. in Altman. E. ed. *Bank Credit Risk Management*. Korea

- Institute of Finance. : 381–410.
- Beaver, W., 1966. Financial Ratios as Predictors of Failures. *Empirical Research in Accounting*: Selected Studies.: 71–111.
- Falkenstein, E., A. Boral, and A. V.Carty.

  2000. RiskCalcTM for Private Companies: Moody's Default Model. *Moody's Investors Service*, May.
- Foreman, R. D., 2003. A Logistic Analysis of Bankruptcy within US Local Telecommunications Industry. *Journal of Economics and Business* 55.: 135–166.
- Keasey, K. and P. McGuinness. 1990. The Failure of UK Industrial Firms for the Period 1976–1984, Logistic Analysis and Entropy Measures. 

  Journal of Business Finance and Accounting, Spring: 119–135.
- Merton, R. C., 1973. Theory of Rational Option Pricing. *Bell Journal of Economic and Management* Science 4:141-183.
- Ohlson, J., 1980. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, Spring: 109–131.
- Platt, H. D. and B. Platt. 1990. Development of a Class of Stable Predictive

- Variables: The Case of Bankruptcy Prediction. *Journal of Business Finance and Accounting*. 17(1), Spring: 31-51.
- Platt, H.D., M.B. Platt, and J. G. Pedersen. 1994. Bankruptcy Discrimination with Real Variables. *Journal of Business Finance and Accounting*. 21(4). June: 491–510.
- Scott, J., 1976. A Theory of Optimal Capital Structure. *Bell Journal of Economics*, 7(Spring): 33-54.
- Scott, J., 1981. The Probability of Bankruptcy: A Comparison of Empirical Predictions and Theoretical Predictions and Theoretical Models.

  **Journal of Banking and Finance**
  5:317-344.
- Shumway, T., 2001. Forecasting Bankruptcy
  More Accurately: A Simple Hazard
  Model. *Journal of Business* 74: 101
  –124.

- Sobehart, J. R. and R. M. Stein. 2000.

  Moody's Public Firm Risk Model:

  A Hybrid Approach to Modeling

  Short Term Default Risk. *Moody's Investors Service*, March.
- Wilcox, J. W. 1971.A Simple Theory of Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*, Autumn: 389–395.
- Wilcox, J. W., 1973. A Prediction of Business Failure Using Accounting Data. *Journal of Accounting Research, Supplement* on Empirical Research In Accounting: 163–190.
- Zavgren, C., 1985. Assessing the Vulnerability to Failure of American Industrial Firms: A Logistic Analysis.

  Journal of *Business Finance and Accounting*, Spring: 19-45

# A Study on the Financial Characteristics of Failed Firms and Failure Prediction Model*

- Focused on the Comparison between Listed Firms and Unlisted Firms -

Shin, Dong-Ryung**



The purposes of this paper are to analyze the financial characteristics and develop failure prediction model, focusing on the comparison between listed and unlisted firms. The sample is consisted of 242 failed Korean firms during 2000–2004 and 242 non-failed normal firms. Through reviewing a few theories on corporate bankruptcy and previous empirical studies, we select 8 financial indicators as failure predictors. These financial ratios are intended to measure firms' profitability and business risk, financial structure and level of interest burden, and short—term liquidity.

We investigate the differences in financial ratios between failed firms and normal firms by t—test and nonparametric methods. Most of the eight financial ratios show statistically significant differences between two groups of firms. However, for working capital to total assets and cash to total assets, the differences were statistically weak in some year before failure.

By logit regression analysis, we construct two versions of failure prediction models; step—wise regression model(model S), and one—year prediction model(model One). In case of model One, which aims to predict one—year later failure, the overall prediction accuracy are 84.6% for total sample, 95.2% for listed firms, and 81.7% for unlisted firms. This prediction accuracy seems to be superior comparing with other previous studies. Analysis of listed firms and inclusion of various industries may be the major contribution of this paper, and the result of this study can be utilized to investigate the degree of financial distress and predict the likelihood of failure of listed as well as unlisted firms.

Key Words: Unlisted Firms, Failure Prediction Model, Model S, Model One

^{* &}quot;This work was supported by the Korean Research Foundation Grant." (KRF-2003-041-B00240)

^{**} Professor, College of Business and Economics, Dankook University.