

비금융 상장기업의 부실예측모형

장 휘 용*

<요 약>

기업부실예측모형은 관련당사자들에게 부실위험을 사전에 경고함으로써 기업이 실제 부실화되는 경우 발생할 막대한 사회적 비용을 절감시켜 줄 수 있지만 지금까지 개발된 모형의 예측력은 그다지 만족스럽지 못하였다. 본 연구에서는 먼저 기존 부실예측연구의 한계 및 문제점들을 살펴보고, 철저한 실증분석에 근거하여 모형의 예측력 극대화에 실제적으로 기여하는 변수만을 선정함으로써 보다 높은 예측력을 가진 부실예측모형 개발을 시도하였다.

비금융 상장회사에 적용할 목적으로 개발된 본 모형의 자체예측력은 부실기업표본의 경우 85.3%, 비부실표본의 경우 95.1%으로써 기존의 모형들에 비하여 크게 향상되었고, 검정용표본을 이용한 예측력의 경우에도 부실표본 76.5%, 비부실표본 94.2%로서 대폭 개선되었다. 본 모형은 대출심사시 뿐만 아니라 기관투자자들이 주식 및 채권투자를 위한 기업분석에도 매우 유용하게 활용될 수 있고 특히 적격업체의 1차적 판별에 매우 유용할 것으로 예상된다.

I. 서언

기업이 지급불능이나 법적파산에 이르게 되어 정상적 영업활동을 할 수 없는 상태에 이르게 되면 주주와 채권자 등 투자자들 뿐만 아니라 종업원, 거래처, 소비자 등 모든 관련 당사자들에게 상당한 직간접비용을 부담시켜 경제적 사회적 균형을 파괴시키는 요인으로 작용한다.¹⁾ 기업부실에 따른 이러한 사회적 손실을 방지하기 위해서는 기업부실 가능성을 사전에 예측하고 이에 대비하는 것이 필수적이지만, 지금까지 개발된 부실예측모형의 예측력은 그다지 만족스럽지 못하였던 것이 사실이다. 본 연구에서는 이제까지 부실예측모형 개발에 있어서의 문제점을 살펴보고, 예측력을

* 본 논문은 1998년도 인하대학교 연구비 지원에 의하여 수행되었으며, 유익한 조언을 주신 두분의 심사위원과 98년도 한국재무관리학회 춘계발표회 참석자들에게 깊은 감사를 드린다.

1) 97년의 한보, 기아그룹 등의 부실이 금융기관 부실로 이어져 국가경제 전체의 위기로 발전한 사실은 기업의 부실이 사회적으로 얼마나 큰 피해를 초래하는지를 극명하게 보여주고 있다.

제고시키는데 결정적으로 중요한 예측변수 선정에 있어서 철저한 실증분석에 의존함으로써 비금융 상장기업의 부실예측에 보다 효과적인 모형개발을 시도하였다.

기업의 부실화는 특정 시점에 갑자기 진행되는 것이 아니고 기업 내외적인 요소들이 누적적으로 결합하여 점차적으로 진행되는 것이 보통이다. 따라서, 기업이 지급불능 상태에 이르기 이전 여러가지 징후가 나타나는 데, 과다투자, 판매부진, 부채증가, 재고증가, 부실채권증가 등과 같은 재무적 징후와 아울러 종업원의 사기저하 등과 같은 비재무적 징후도 동시에 나타난다. 이러한 재무적 혹은 비재무적 징후를 이용하여 기업부실을 예측하려는 시도는 오래전부터 국내외적으로 전개되어 왔다. 특히, 기업의 신용상태에 근거하여 대출이 이루어지는 금융선진국에서는 재무적 변수들을 이용한 다양한 형태의 부실예측모형 혹은 기업신용평가모형들이 개발되어 광범위하게 사용되어 왔다.²⁾ 이에 반하여, 대상기업의 신용평가보다는 담보 혹은 보증 유무에 의하여 대출결정이 이루어져 왔던 우리나라에서는 기업부실예측모형의 필요성이 크게 인식되지 못하였고, 그 결과 부실예측모형에 대한 개발 노력은 주로 학계 (예: 황석하 (1989; 1991), 이계원 (1993) 등) 에서 제한적으로 이루어져 왔다.

하지만, 최근의 연이은 대기업부실과 금융기관의 부실화 그리고 IMF 구제금융시대의 개막을 계기로 잘못된 대출관행에 대한 자성노력이 일어나고 있다. 금융기관의 대출결정은 기업의 수익성에 근거한 채무변제능력에 따라 이루어져야 한다는 인식이 확산됨에 따라 일부 금융기관에서는 보다 신뢰성 있는 기업평가를 위해서 외국에서 개발된 부실예측모형 혹은 기업평가모형을 도입하여 사용하기 시작하였다. 하지만, 국내경영환경에 대한 고려없이 개발된 외국의 모형을 그대로 사용하는 것은 그 성과면에서 의문시된다. 부실예측모형의 예측력은 모형에 포함된 예측변수들에 달려있고, 기업부실예측에 중요한 변수들은 각국의 서로 다른 거래관행과 회계제도 때문에 나라마다 다르다. 따라서, 한 나라에서 높은 예측력을 보이는 예측변수들의 조합이 다른 나라에서도 높은 예측력을 발휘할 것으로 기대하는 것은 무리이다.

우리나라에 적합한 기업부실예측모형을 개발하기 위해서는 무엇보다도 지금까지 국내에서 개발된 모형들의 문제점과 한계를 이해하고 이를 보완하려는 노력이 필요하다. 우리나라와 같이 기업의 규모, 재무구조, 수익성 등이 시대적으로 변화하는 경우 상당기간 전의 데이터에 근거하여 추정된 모형은 새로운 경제환경에서의 기업부실을 예측하는데에는 한계가 있다. 따라서, 부실표본의 선정시 관측치의 부족이 심각

2) 특히 Altman의 Zeta 모형(1977)을 기본으로 한 여러 변형모형들은 관련기관들에서 널리 이용되어 왔다.

하지 않는 한 최근의 표본에 국한하는 것이 부실예측력 제고를 위하여 필요하다. 뿐만 아니라, 우리나라의 낮은 회계정보 신뢰성은 부실예측모형의 예측변수 선정상의 어려움을 가중시키는데, 이론적으로 아무리 훌륭한 부실판별변수라 할 지라도 그 변수에 대한 기업의 회계조정이 심한 경우 그 변수는 부실기업과 비부실건전기업을 제대로 판별하지 못하게 되고, 이러한 변수들을 다수 포함하는 부실예측모형은 뛰어난 예측력을 가질수 없다.

본 연구에서는 비금융 상장기업들에 적용될 수 있는 보다 높은 예측력을 지닌 부실예측모형 개발을 시도하였다. 이를 위하여 표본 선정의 최적화에 노력하였고, 한국의 낮은 회계정보 신뢰성 등을 감안하여 철저한 실증분석에 근거하여 예측변수를 선정하였으며, MDA(Multiple Discriminant Analysis) 등의 경쟁기법에 비하여 예측력이 우수하고 기업의 재무상태를 종합적으로 나타내는 단일지표를 제공하는 LOGIT모형을 채택하였다.³⁾

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이제까지 부실예측연구상의 문제점과 한계를 논하였고, 제3장에서는 표본의 선정과정과 표본의 업종별 분포, 그리고 고려할 재무변수들에 대하여 설명하였다. 제4장에서는 1차적으로 고려된 재무변수들에 대하여 시계열적 분석을 통하여 부실화 여부에 대한 판별력을 추정하였으며, 제5장에서는 추정된 부실예측모형을 제시하고 그 예측력과 유용성 그리고 한계 등을 논하였다. 마지막 장에서는 본 연구를 요약하고 결론을 도출하였다.

II. 부실예측 연구상의 문제점

기업부실화를 예측하려는 노력은 오래 전부터 시작되었지만 다변량 부실예측모형을 이용한 본격적 연구는 Altman (1968)에 의하여 시작되어 Deakin (1972), Ohlson (1980), Zavgren (1988) 등에 의하여 계속 이어졌다. 국내에서는 허영빈 (1986), 송인만 (1987), 황석하 (1989; 1991), 이계원 (1993) 등에 의하여 부실예측연구가 계속되고 있는데, 이들 연구에서는 MDA (Multiple Discriminant Analysis)기법 혹은 LOGIT모형이 주로 채택되고 있다.

하지만, 지금까지 개발된 국내외 부실예측모형의 예측력은 대체적으로 낮았고 특

3) Gentry, Newbold and Whitford (1985)는 현금흐름에 기초한 재무변수들을 사용하여 다양한 모형을 개발하여 시험하였는데, 그 중에서 LOGIT모형의 예측력이 77-83%로 가장 우수한 것으로 나타났다.

히 건전기업의 판별보다 부실기업의 판별에 취약해 실제 유용성은 상당히 제한적인 것으로 보인다. 이러한 실용성의 한계는 다음의 몇가지 문제점, 즉 부실예측의 포괄성, 표본선정상의 문제점, 그리고 회계정보 신뢰성의 문제점 등에 크게 기인하고 있는 것으로 보인다.

1. 부실예측의 포괄성과 부실표본 선정상의 문제

지금까지 대부분의 부실예측연구들은 특정 부류의 기업들에 대한 부실을 예측하겠다는 한정된 목표를 설정하지 않고 일반적으로 적용될 수 있는 종합적 부실예측모형 구축을 지향하였다. 하지만, 대기업과 중소기업, 상장기업과 비상장기업은 회계제도를 포함한 여러 면에서 서로 다르기 때문에 부실예측에 효과적인 변수들의 구성에 있어서도 다를 것으로 예상된다. 따라서, 예를 들어, 상장기업과 비상장기업 모두 적용되는 모형 구축을 시도하는 경우, 그 모형은 상장기업 부실예측에도 비상장기업의 부실예측에도 적합하지 않게 되어 그 실용성이 제한적일 수 밖에 없다. 이러한 문제는 먼저 어떤 기업들 (예: 비금융 상장기업)의 부실을 예측하고자 하는지를 먼저 정하고 그에 따라 표본을 수집하고 예측변수를 선정함으로써 해결될 수 있다.

또 다른 문제점은 표본수집 기간이다. 다수의 연구에 있어서, 부실표본수의 확대를 위하여 부실표본 수집기간을 상당기간 과거로 연장하였는데, 이 경우 우리나라와 같이 경제가 급성장하는 경우 추정된 모형의 실제예측력은 보고된 예측력보다 훨씬 낮을 수 있다. 즉, 기업의 규모, 재무구조, 수익성 등이 경제환경의 변화에 따라 상당히 바뀐 경우, 비교적 장기간에 걸쳐 수집된 부실표본에 근거하여 추정된 모형은 새로운 경제환경에서의 기업부실을 예측하는데 한계가 있을 수 밖에 없다. 이러한 문제는 표본 수집기간을 가능한 한 단축함으로써 완화될 수 있다.

2. 기업의 회계조정행위와 관련한 문제점

기업부실예측을 어렵게 만드는 또 다른 요인은 기업의 회계조정행위와 관련되어 있다. 최근 장휘용(1997)은 90년대에 부실화된 상장기업표본을 이용해 우리나라 상장기업들이 공시하는 회계정보의 신뢰성이 어느 정도인지를 추정하였다. 먼저, 재무상태가 취약한 기업일수록 보다 심각한 수준의 회계조정이 행하여 짐을 이론적으로 밝히고, 90년대초에 부실화된 기업들의 부실전 5년간 공시된 회계정보를 분석하였다. 이

를 통해, 부실화된 기업들은 부실 2년전부터 대폭적인 회계조정을 하고 있고 이 때의 회계조정은 수익성항목들에 집중되어 있음을 밝혔다. 부실직전년도에는 회계조정이 더욱 심하여져 재고자산 등의 대차대조표 항목들에 대해서도 회계조작이 이루어짐으로써 회계정보 상호간에 존재하는 기본적인 체계가 파괴되고 있음을 보여주고 있다.

이러한 연구결과는 재무상태가 악화되면 기업들의 회계조정행위가 심각한 수준에 이르게 됨을 의미하고 지금까지 부실예측연구에서 제기되어 왔던 다음과 같은 의문점들에 대하여 설명의 단초를 제공하고 있다. 첫째, 지금까지 개발된 부실예측모형들의 경우 대체적으로 부실화되지 않은 기업들을 비부실로 예측하는 능력은 탁월한 반면 부실화되는 기업을 부실로 판별하는데는 어려움을 보이고 있는데, 이러한 예측력의 비대칭성은 회계조정행위가 재무상태가 악화된 부실직전의 기업들에 의하여 주로 이루어지고 있기 때문으로 보인다. 즉, 재무상태가 좋은 기업들은 별다른 회계조정이 없이 회계정보를 발표하고 재무상태가 나쁜 기업들은 심한 회계분식을 하는 경우 부실화되는 기업을 식별해 내기는 매우 어려울 것이다. 둘째, 기업의 경영상태를 판단하는데 이론상 가장 중요한 재무지표인 수익성비율들이 왜 부실예측연구에서는 부실기업과 비부실기업을 판별하는데 큰 도움이 되지 않는가하는 점인데, 이는 재무상태가 나쁜 기업들의 회계조정이 수익성지표들에 집중되기 때문일 것이다. 셋째, 몇몇 부실예측연구들은 부실직전년도보다 부실2년전 혹은 3년전의 회계자료를 이용하는 경우 보다 높은 부실예측력을 시험하고 있음을 보여주고 있는데, 이는 부실 1-2년전에 보다 심각한 회계조정이 행하여져서 곧 부실화되는 기업들의 회계자료가 건전기업의 회계자료와 비교해서 별다른 차이를 보이지 않기 때문일 것으로 해석된다.

상기한 회계정보 신뢰성 문제를 감안하면 부실예측상 비회계적 정보만을 주로 이용하든지 혹은 회계변수의 신뢰성을 충분히 고려하여 예측변수로서의 채택 여부를 결정하는 것이 바람직하다. 하지만, 부실예측에 도움이 될 수 있는 비회계적 정보들은 그 성격상 기업의부인이 입수하기 어려울 뿐만 아니라 계량화의 어려움 등으로 실제 예측모형에 이용되기는 힘들다. 또한 부실직전기업들의 집중적인 회계조정대상이 되는 변수들 (예: 수익률 및 재고자산 관련 지표들)이라고 해도 부실예측력이 전혀 없어지는 것은 아니기 때문에 부실예측모형을 구축할 때 이들 변수들을 사전에 완전히 배제하는 것은 바람직하지 못하다. 따라서, 부실예측력 극대화를 지향하는 경우 회계정보 신뢰성의 문제를 변수선정에 바로 감안하기는 어렵고, 대신 잠재적 예측변수 하나하나에 대하여 철저한 실증분석을 통하여 판별력을 분석하고 모형 전체의 예측력이 극대화되는 변수들의 조합을 선정하는 것이 필요하다.

III. 연구설계

1. 표본의 선정

부실예측모형의 유용성을 높이기 위해서는 무엇보다도 모형개발에 이용되는 표본이 적합하여야 하는데, 표본으로는 부실예측대상으로 삼고자하는 기업들과 같거나 비슷한 성격의 기업들이 바람직하다. 본 연구에서는 비금융 상장기업의 부실예측모형 개발을 목표로 하기 때문에 비금융 상장기업으로서 90년대에 부실화된 업체와 이에 대응하는 건전기업들을 표본으로 채택하였다.

부실표본으로는 한국증권거래소에 상장되어 있던 기업중에서 1991년 1월부터 1994년 12월까지 4년간 부도발생, 관리종목지정, 회사정리절차신청 혹은 법정관리신청 등의 사유가 있었던 총 50개 기업을 1차 고려대상으로 삼고, 그 중 부실전 최소 1개년도의 재무제표가 한국신용평가(주)에서 제공하는 95년 KIS-FAS 테이프에 수록되어 있는 42개기업으로 구성하였다. 부실예측모형에 대한 다른 연구와 비교할 때, 본 연구의 부실표본은 짧은 기간(4년간)에 부실화된 기업들로만 구성됨으로써 선행 연구에 비하여 부실기업간의 시대적 동질성이 확보되어 있다. 따라서, 시대적 변화에 따른 여러 표본상의 차이 (예: 기업규모, 재무구조 등)를 실증분석과 모형구축시 고려할 필요가 없어 보다 효과적인 연구가 가능하다.

부실기업에 대응하는 정상기업 표본으로서는 동종업체 (한국신용평가(주)에서 발행한 상장기업분석에 분류되어 있는 2단위 업종분류가 일치하는 기업) 중에서 다음과 같은 방법으로 부실기업의 3배수에 해당하는 숫자의 상장기업을 선정하였다.⁴⁾ 즉, 각 부실기업에 대하여 부실화 당시 정상적으로 영업하고 있던 동일업종 상장기업들을 기업코드순으로 3등분한 다음에 각 그룹에서 중간에 속하는 기업을 선정하였다. 같은 업종에 속하는 정상기업의 수가 3개이하인 경우에는 해당되는 정상기업 모두를 포함시켰다. 이렇게 선정된 비부실 정상기업은 모두 124개이다.

대응표본의 선택시 동종업종기준을 적용한 이유는 산업의 차에 따라 예상되는 각종 체계적 차이(systematic differences)를 통제하기 위함이다. 건전기업의 표본을 부실기업표본의 3배로 한 것은 동종업종에서 부실기업표본에 대응하여 선택될 수 있는

4) 대응표본을 선정할 때 업종뿐만 아니라 기업의 규모 등도 대응시킬 수 있으나, 이 경우 잠재적인 부실예측변수의 하나인 기업규모를 통제하는 결과를 낳게 된다. 본 연구에서는 업종간의 차이에 서 오는 효과만을 제거할 목적으로 업종만을 대응시켰다.

건전기업수를 고려하면서 가능한 한 현실적으로 유용한 부실예측모형을 구축하고자 함이다. 즉, Ohlson(1980)이 밝힌 바와 같이 부실기업과 건전기업의 표본수를 동수로 하는 쌍대표본(雙對標本)을 구성하는 경우에는 부실과 건전기업의 차이가 더욱 뚜렷해지고 모형자체의 예측력도 높게 나타나는 경향이 있지만, 부실화되는 기업의 수가 정상기업의 수보다 훨씬 적은 현실과는 동떨어진 표본을 구성하게 되어 표본의 실제 예측력을 과대평가하게 된다. 이러한 쌍대표본추출의 문제점을 개선하기 위하여 Zmijewski (1984), 이계원(1993)의 연구에서는 1:3 표본을 구성하였고 본 연구에서도 이를 채택하였다.

<표 1> 부실 및 비부실 건전기업표본 목록

부실기업표본	부실년도	비부실 건전기업 (대응표본)
1. 금하방직	91	일신방직, 선경 인더스트리, 동일페브리
2. 군자산업	91	삼성물산, 선경, 서광
3. 중원전자	91	싸니전기, 한창, 경인전자
4. 홍양	91	삼화전자, 오리온전기, 대우전자부품
5. 기온물산	91	신성통상, 효성물산, 진웅
6. 미우	91	엘지상사, 현대종합상사, 금경
7. 보르네오가구	91	바로크가구, 삼익악기, 도신산업
8. 서진식품	92	오양수산, 오투기식품, 동양맥주
9. 신한인터내쇼날	92	세계물산, 삼영무역, 세우포리머
10. 양우화학	92	포스코켄, 대한페인트인크, 현대약품
11. 삼양광학공업	92	오리엔트시계, 범한정기, 홍창물산
12. 삼호물산	92	신라교역, 사조산업
13. 우생	92	태평양패션, 남영비비안, 신영와코루
14. 논노	92	성도어패럴, 부흥, 진도패션
15. 신정제지	92	동신제지공업, 한창제지, 신강제지
16. 청화상공	92	고합물산, 대한알루미늄, 영우통상
17. 동성반도체	92	삼성항공, 아남산업, 대아리드선
18. 삼성신약	92	이화산업, 건설화학, 녹십자
19. 대미실업	92	쌍용, 코오롱상사, 남성
20. 제일냉동	92	한성기업, 대한제당, 조산맥주
21. 거성산업	92	선창산업, 성장기업, 이건산업
22. 한국벨트	92	금호, 화승화학, 일성
23. 건풍제약	92	한국포리올, 조광페인트, 일성신약
24. 협진양행	92	삼미, 혜인, 미원통상

25. 성화	92	조광피혁, 신진피혁, 국제상사
26. 우단	92	삼풍, 유화, 태평양물산
27. 한일양행의약품	93	삼성정밀화학, 고려화학, 삼일제약
28. 우진전기	93	한국전자부품, 삼성전관, 고니정밀
29. 한양	93	삼부토건, 동부건설, 기산
30. 진영산업	93	나산실업, 신원, 삼애실업
31. 근화제약	93	조비, 현대페인트, 동신제약
32. K. Y. C.	93	태봉전자, 삼성전기, 신한전자
33. 경동산업	93	세신, 금강공업, 의성실업
34. 요업개발	93	금비, 쌍용양회, 일신석재
35. 한국강관	94	연합철강, 한국주철관, 동양강철
36. 동창제지	94	신호제지, 모나리자, 신무림제지
37. 동방개발	94	대성산업, 영원무역, 청산
38. 남한제지	94	대한펄프, 아세아제지, 태림포장
39. 호승	94	태흥피혁, 신화, 삼양통상
40. 광덕물산	94	대현, 유림
41. 남양	94	대한방직, 제일합섬, 고려포리머
42. 광림전자공업	94	삼미기업, 한국전자, 성문전자

<표 1>는 부실기업표본과 대응기업표본의 구성을 보여주고 있다. 부실화된 기업들의 년도별 구성을 보면 91년 7개 기업, 92년 19개, 그리고 93년과 94년 각각 8개로서 총 42개 기업이다. 91년에 부실화된 기업 8개를 제외하고 91년-94년 사이에 부실화된 모든 상장기업들이 표본에 포함되어 있는데, 91년과 92년에 부실화된 기업의 숫자가 많았던 것은 90년도 전후의 국내경제불황을 반영하고 있다. 부실기업들은 다양한 업종에 걸쳐 분포되어 있으나 경기의 전반적 부진을 반영하여 유통업종의 도산이 특히 많고 (8개), 경제구조 조정과 관련하여 섬유, 의복 등의 경공업종들의 도산이 눈에 띄게 많다 (<표 2> 참조).

<표 2> 표본의 산업별 분포

산업명	부실표본수	비부실표본수
1. 일반어업	1	2
2. 광업	0	0
3. 식료품	2	6
4. 섬유제품	2	6

5. 의복,모피	5	14
6. 가죽류,신발	2	6
7. 목재,나무제품	1	3
8. 종이제품	3	9
9. 화학제품	5	15
10. 석유정제, 고무류	1	3
11. 비금속광물	1	3
12. 1차금속	1	3
13. 조립금속	1	3
14. 기계장비	0	0
15. 사무기기	0	0
16. 영상·음향·통신기기	6	18
17. 전기기계	0	0
18. 수송기계	0	0
19. 가구	1	3
20. 기타제조	1	3
21. 전기가스공급	0	0
22. 건설	1	3
23. 도매	8	24
24. 소매	0	0
25. 숙박운송	0	0
26. 기타서비스	0	0

계	42	124

주) 업종별 분류는 (주)한국신용평가의 '상장기업분석'의 업종분류를 기초로 한 것임.

2. 부실기업과 정상기업 판별을 위한 재무변수들

부실예측모형을 구축함에 있어서 가장 중요한 것은 부실기업과 정상기업을 잘 구분해 낼 수 있는 재무변수들을 발굴하는 것이라 할 수 있다. 이를 위하여 국내외의 선행연구에서 채택된 재무비율들이 우선적으로 고려될 수 있다.⁵⁾ 하지만, 앞서 언급한 바와 같이, 기업이 처한 경제적 환경과 영업방식의 차이 그리고 회계처리방식의 차이로 어떤 한 국가의 부실예측에 중요한 재무비율이 다른 나라에서도 반드시 그러

5) 해머(Hamer, 1983)는 부실예측을 위한 MDA(Multiple Discriminant Analysis)모형과 LOGIT모형을 비교분석하고 어떠한 재무변수를 선정하느냐가 기업도산예측에 가장 중요하며, 지금까지의 어떤 연구에서 사용된 변수들의 조합도 그리 만족스럽지 않다고 결론짓고 있다.

리라는 추정은 가능하지 않으며, 동일 국가의 경우에도 연구자에 따라 상당히 다른 재무비율의 조합이 사용되어 왔다. 이러한 점을 고려할 때 부실예측에 중요한 재무변수를 이론적 관점에서 미리 선정하는 것은 무리이다. 따라서, 기업의 회계조정 가능성을 고려하여 실무적으로 많이 쓰이는 재무변수들 중에서 부실기업과 정상기업을 확연히 구분할 수 있는 변수들을 자료분석을 통하여 추출해 내는 것이 바람직하다.

본 연구에서는 종전의 국내외 부실예측연구에서 채택된 재무변수들을 중심으로 실무적으로 널리 이용되고 있는 지표들, 즉 4개의 성장성지표, 7개의 수익성지표, 3개의 활동성지표, 2개의 유동성지표, 3개의 안정성지표, 그리고 배당비율을 포함한 기타 지표 3개 등 총 23개의 재무변수를 1차적인 고려대상으로 하였다.⁶⁾ 이들 재무변수들은 <표 3>에 나타나 있다.

<표 3> 고려대상 재무변수들

구분	재무변수
성장성 지표	G1: 연간 총자산 증가율 G2: 연간 고정자산 증가율 G3: 연간 매출액 증가율 G4: 연간 투자 증가율
수익성지표	P1: 주당경상이익 P2: 주당순이익(EPS) P3: 총자산 경상이익율 (경상이익/총자산) P4: 총자산 순이익율 (순이익/총자산) P5: 매출총이익율 (매출총이익/순매출액) P6: 영업이익율 (영업이익/순매출액) P7: 경상이익율 (경상이익/순매출액)
활동성지표	A1: 총자산회전율 (총매출액/총자산) A2: 재고자산회전율 (총매출액/재고자산) A3: 매출채권회전율 (총매출액/매출채권) A4: 총자산대비 재고비율 (재고자산/총자산)
유동성 지표	L1: 유동비율 (유동자산/유동부채) L2: 당좌비율 (당좌자산/유동부채)

6) 활동성 지표는 총자산, 재고자산, 혹은 매출채권의 년중평균치 즉 기초와 기말의 평균치를 사용하여 계산되는 것이 보통이지만, 본 연구에서는 기말잔액을 사용하였다. 이는 기말잔액을 사용하는 것이 기업부실을 보다 잘 설명하고 예측할 수 있음이 실증적으로 밝혀졌기 때문이다.

안정성 지표	S1: 금융비용비율 (금융비용/순매출액)
	S2: 부채비율 (총부채/총자산)
	S3: 고정부채비율 (장기부채/총자산)
기타	E1: 배당비율 (총배당액/총자본금)
	E2: 매출액
	E3: 보통주 주당 장부가치

합계	23개

이상의 재무지표와 아울러 이들의 연간변화율 또한 잠재적 설명변수들로 고려하였는데, 이는 부실화되고 있는 기업들의 재무지표들은 정상기업에 비하여 급속히 악화될 가능성이 크므로 변화율변수들이 기업부실에 대한 상당한 설명력을 가질 수 있기 때문이다.⁷⁾ 어떤 재무지표 XX의 t년도 변화율(CXX_t)은 다음과 같이 계산하였다.

$$CXX_t = (XX_t - XX_{t-1}) / |XX_{t-1}|$$

각 재무변수들의 부실기업과 정상기업간 차이를 측정하기 위하여 모수검정인 t-test와 비모수검정인 Wilcoxon rank-sum test를 채용하였다. 일반적으로 t-test는 두 그룹간의 차이를 보여주는 강력한 검정방법이지만 일부 관측치가 극단적인 수치를 보일 때에는 평균값과 표준편차의 편기로 말미암아 그 효력이 크게 감소된다. 특히, 본 연구에서 사용되는 재무지표 변화율 변수의 경우 전년도의 재무지표의 값이 0에 가까울 때 변화율변수는 극단적인 수치를 가지게 되는데, 이 경우 모수검정에 사용되는 평균값과 표준편차에 상당한 편의(bias)를 야기시키고 t 값을 무의미하게 만든다. 이에 반하여 비모수검정은 이러한 극단치의 영향을 받지 않기 때문에 설명변수의 판별력 여부를 보다 안정적으로 검정할 수 있다. 따라서, 변화율 변수를 이용하는 본 연구에서는 모수검정과 함께 비모수검정을 하는 것이 필수적이라 할 것이다.

3. 부실예측모형

종래의 부실예측 연구는 다변량판별분석(MDA: Multiple Discriminant Analysis) 혹

7) 이계원(1993)은 부실예측모형에 재무지표들의 변화율을 추가적 설명변수로 고려했을 때 보다 높은 예측력을 가짐을 보여주었다.

은 LOGIT분석을 통하여 이루어져 왔다. 하지만, Ohlson(1980), 허영빈(1986) 등이 밝힌 바와 같이 MDA기법은 그 판별능력에 있어서는 LOGIT분석보다 우월하지 않을 뿐만 아니라 사용된 설명변수들의 설명력이 어느 정도인지를 알 수 없다는 점에서 문제점이 있고, LOGIT분석모형을 이용할 경우에는 각 개별기업들에 대한 일종의 부실확률을 추정할 수 있어 다양한 이용이 가능하다. 이런 점들을 고려하여 본 연구에서는 대다수의 최근 연구들과 마찬가지로 LOGIT분석을 이용하여 부실예측모형을 구축한다.

부실예측모형의 설명변수로서 n 개의 재무비율이 있다고 하면 LOGIT모형은 다음과 같이 추정된다.

$$Y_i = [1 + \exp(-B_i X_i)]^{-1}$$

$$= [1 + \exp\{-(b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n)\}]^{-1}$$

여기서 $Y_i = 1$, i 기업이 부실기업인 경우

0, i 기업이 정상기업인 경우

X_i = i 기업의 재무비율(설명변수)들의 vector

B_i = 각 변수들의 계수 vector

상기 모형의 계수 $b_0, b_1, b_2, \dots, b_n$ 는 最尤推定方法 (maximum likelihood estimation)에 의하여 추정되고, 추정된 모형을 이용하여 계산되는 각 기업의 Y_i 는 0과 1 사이의 값을 가지며 해당기업의 부실확률로서 해석될 수 있다.

IV. 재무변수 추이분석과 부실예측변수

부실예측모형의 성공적 구축을 위해서 먼저 어떠한 재무비율들이 부실화될 기업표본과 정상기업표본을 잘 구분하는 지에 대한 분석이 필요하다. 이를 위해 <표 3>에 나타나 있는 고려대상 재무지표별로 부실전 두 표본간의 차이를 조사한다.

1. 성장성지표 분석

<표4>는 부실 4년전부터 부실직전년도까지 년도별로 부실기업표본과 정상기업표본의 성장성지표들의 평균값과 두 그룹간의 차이를 나타내는 t 값 및 Z 값을 표시하고 있다.⁸⁾ 먼저 총자산증가율(G1)의 경우 대체로 부실화전 4년간 부실기업의 성장율이

8) t -값과 Z -값은 각각은 당해년도와 직전년도간의 평균값을 비교하여 계산한 two-sample mean test 값과 Wilcoxon rank-sum test 값이다.

대응하는 정상기업의 성장을보다 높았다. 특히 부실화 3년전과 2년전의 경우 부실화 될 기업의 총자산증가율은 40% 내외로서 정상기업의 증가율 27-28%보다 유의적으로 높았다. 반면에 고정자산증가율(G2), 매출액증가율(G3), 투자증가율(G4)은 전반적으로 큰 차이를 보이지 않는다. 이러한 분석결과는 무리한 영업확장이 기업의 부실화를 촉진시켰다는 것으로 해석될 수 있으며, 부실직전년도를 기준으로 볼 때 성장성지표들의 부실예측능력은 별로 없는 것으로 추정된다.

<표 4> 부실전 표본별 년도별 성장성지표 평균값

재무지표		-4	-3	-2	-1	4년평균
G1 (총자산 증가율)	부실표본 평균	0.306	0.413	0.391	0.232	0.341
	정상표본 평균	0.285	0.269	0.285	0.210	0.265
	t-값	0.41	2.42**	1.83*	0.48	2.70***
	Z-값	0.65	3.15***	2.14**	0.95	3.26***
G2 (고정자산 증가율)	부실표본 평균	0.352	0.413	0.465	0.361	0.406
	정상표본 평균	0.514	0.327	0.350	0.310	0.372
	t-값	-0.90	0.70	0.74	0.36	0.26
	Z-값	-1.84*	0.33	0.26	-0.69	-1.02
G3 (매출액 증가율)	부실표본 평균	0.196	0.124	0.222	0.093	0.167
	정상표본 평균	0.201	0.126	0.150	0.157	0.164
	t-값	-0.08	-0.04	1.67	-1.34	0.06
	Z-값	-1.27	-0.93	2.13**	-1.68	-0.86
G4 (투자 증가율)	부실표본 평균	0.551	2.926	1.442	0.535	1.367
	정상표본 평균	2.028	0.556	1.466	1.601	1.374
	t-값	-2.16**	2.29**	0.04	-1.32	-0.08
	Z-값	-2.49**	1.21	0.51	-0.65	-0.76

주) 1. t-값은 연도별로 부실표본과 정상표본의 평균값을 비교하여 계산한 two-sample mean test 값이며, Z-값은 연도별 부실표본과 정상표본의 값을 비교하여 계산한 Wilcoxon rank-sum test 값임.

2. ***, **, * 은 부실표본평균과 정상표본평균과의 차이가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄 (two-tailed test).

2. 수익성지표 분석

<표5>는 수익성지표들의 평균값과 두 그룹간의 차이를 나타내는 t값 및 Z값을 표시하고 있다. 분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 주당경상이익(P1)과 주당순이익(P2)의 경우 부실기업의 수익성이 정상기업보다 계속적으로 그리고 유의적으로 낮았으며 부실화직전까지 가파른 하락세를 보여주고 있다. 특히 부실직전년도에 부실기업 주당경상이익과 순이익은 평균 -2,443원과 -2,045원으로서 엄청난 적자를 보여주고 있다. 비슷한 결과는 총자산경상이익율(P3)과 총자산순이익율(P4)의 경우에도 나타나고 있다. 둘째, 매출총이익율(P5)과 영업이익율(P6)은 대체로 두 그룹간 유의적인 차이는 없지만, 정상기업의 경우 각각 18%와 6.5% 전후에서 매우 안정적인데 반해 부실기업은 부실화 직전에 상당폭의 하락을 보이고 있다. 셋째, 부실기업의 매출액대비 경상이익율(P7)은 정상기업에 비하여 계속적으로 유의적으로 낮으며 특히 부실 직전년도에는 평균 -11.6%로서 엄청난 적자를 시현하고 있다. 이상의 분석결과는 부실기업표본의 수익성이 정상기업표본에 비하여 유의적으로 낮을 뿐만 아니라 부실시점까지 계속적으로 악화되고 있음을 보여주고 있고, 수익성지표들이 부실기업과 정상기업에 대한 상당한 판별능력이 있음을 시사하고 있다.

<표 5> 부실전 표본별 년도별 수익성지표 평균값

재무지표		-4	-3	-2	-1	4년평균
P1 (주당 경상이익)	부실표본 평균	1171	281	51	-2443	-36
	정상표본 평균	3929	3246	2412	1901	3037
	t-값	-3.22***	-3.43***	-4.91***	-4.87***	-7.71***
	Z-값	-3.25***	-4.72***	-3.80***	-5.98***	-8.57***
P2 (주당 순이익)	부실표본 평균	860	115	46	-2045	-97
	정상표본 평균	2940	2136	1638	1294	2090
	t-값	-2.82***	-3.43***	-4.48***	-4.21***	-6.84***
	Z-값	-3.06***	-5.40***	-3.46***	-6.23***	-8.75***
P3 (총자산 경상이익율)	부실표본 평균	0.026	-0.000	-0.008	-0.076	-0.011
	정상표본 평균	0.062	0.048	0.040	0.033	0.048
	t-값	-3.54***	-3.21***	-3.45***	-4.73***	-7.21***
	Z-값	-2.90***	-3.74***	-3.07***	-5.58***	-7.15***
P4	부실표본 평균	0.018	-0.007	-0.010	-0.064	-0.013

(총자산 순이익율)	정상표본 평균	0.044	0.032	0.026	0.024	0.033
	t-값	-3.19***	-2.73**	-2.68**	-4.03***	-6.04***
	Z-값	-2.73***	-4.12***	-2.55**	-5.54***	-6.96***
P5 (매출 총이익율)	부실표본 평균	0.175	0.169	0.190	0.150	0.172
	정상표본 평균	0.181	0.187	0.185	0.181	0.186
	t-값	-0.25	-0.63	0.18	-0.93	-1.01
	Z-값	-1.16	-0.66	0.64	-0.40	-0.73
P6 (영업 이익율)	부실표본 평균	0.068	0.047	0.061	0.000	0.046
	정상표본 평균	0.070	0.069	0.067	0.064	0.069
	t-값	-0.13	-0.94	-0.32	-2.02**	-2.04**
	Z-값	-0.33	0.34	1.34	-0.85	0.31
P7 (경상 이익율)	부실표본 평균	0.016	-0.016	-0.015	-0.116	-0.028
	정상표본 평균	0.044	0.041	0.035	0.026	0.038
	t-값	-2.58**	-2.38**	-2.64**	-4.23***	-5.74***
	Z-값	-2.41**	-2.12**	-1.89*	-5.01***	-5.48***

주) 1. t-값은 연도별로 부실표본과 정상표본의 평균값을 비교하여 계산한 two-sample mean test 값이며, Z-값은 연도별 부실표본과 정상표본의 값을 비교하여 계산한 Wilcoxon rank-sum test 값임.

2. ***, **, * 은 부실표본평균과 정상표본평균과의 차이가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄 (two-tailed test).

3. 활동성지표 분석

<표 6>은 부실전 년도별로 활동성지표들의 평균값과 두 그룹간의 차이를 나타내는 t값 및 Z값을 표시하고 있다. 분석결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 총자산대비 매출액비율을 나타내는 총자산회전율(A1)의 경우 부실 4년전 부실기업표본의 평균은 1.23으로서 정상기업표본평균 1.57보다 유의적으로 낮았으며 (10% 수준), 이러한 낮은 회전율은 부실화 시점에 다가올수록 더욱 낮아져 직전년도에는 그 회전율이 평균 0.70에 불과하였다. 이러한 총자산회전율의 저하는 매출증가를 훨씬 능가하는 투자 및 총자산의 증가에 기인하는 것으로 보인다. 둘째, 재고자산대비 매출액비율을 나타내는 재고자산회전율(A2)은 총자산회전율과 비슷한 행태를 보이고 있는데, 정상기업의 평균이 9.0 내외에 머물고 있는데 반하여 부실직전년도의 부실표본 평균은 4.24로서 매우 낮았다. 셋째, 매출채권회전율(A3)은 부실기업평균 (29.9)이 정상기업평균

(16.7)보다 훨씬 높지만 통계적 유의성은 없으며, 부실직전까지 뚜렷한 하락추세도 감지되지 않는다. 따라서, 매출채권 회수의 어려움으로 인하여 부실화되었을 가능성은 별로 크지 않은 것으로 추측된다. 이상의 분석결과는 부실기업들의 부실전 활동성이 건전기업들의 그것과 비교해 낮았고 따라서 활동성지표들이 부실화 여부 판별에 도움이 될 것임을 시사하고 있다.

<표 6> 부실전 표본별 연도별 활동성지표 평균값

재무지표		-4	-3	-2	-1	4년평균
A1 (총자산 회전율)	부실표본 평균	1.233	0.928	0.819	0.699	0.949
	정상표본 평균	1.571	1.428	1.310	1.289	1.630
	t-값	-1.90*	-2.94***	-3.51***	-3.79***	-5.16***
	Z-값	-1.57	-2.95***	-3.64***	-4.39***	-6.27***
A2 (재고자산 회전율)	부실표본 평균	5.615	4.624	4.393	4.237	4.887
	정상표본 평균	9.200	8.903	8.639	9.315	9.003
	t-값	-3.61***	-3.72***	-3.63***	-3.65***	-7.31***
	Z-값	-3.89***	-4.95***	-5.21***	-5.13***	-9.53***
A3 (매출채권 회전율)	부실표본 평균	26.972	25.202	32.815	24.121	29.873
	정상표본 평균	18.820	15.618	14.154	14.998	16.684
	t-값	0.90	1.11	1.14	0.60	1.94
	Z-값	0.38	0.12	-0.13	-0.80	-0.23

주: 1. t-값은 연도별로 부실표본과 정상표본의 평균값을 비교하여 계산한 two-sample mean test 값이며, Z-값은 연도별 부실표본과 정상표본의 값을 비교하여 계산한 Wilcoxon rank-sum test 값임.

2. ***, **, * 은 부실표본평균과 정상표본평균과의 차이가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄 (two-tailed test).

4. 유동성 및 안정성지표 분석

<표 7>은 부실 4년전부터 부실직전년도까지 연도별로 유동성 및 안정성지표들의 평균값과 두 그룹간의 차이를 나타내는 t값 및 Z값을 표시하고 있다. 이의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 유동비율(S1)은 부실표본의 경우 부실4년전 1.54로부터 부실1년전 1.27로 하락하고 있으나 부실직전년도를 제외하고는 정상기업과 유의적인 차이를 보이지 않았다. 하지만 당좌자산의 유동부채에 대한 비율인 당좌비율(S2)은 4년간

0.79에서 0.66으로 계속적으로 하락하였고 정상기업표본과 유의적인 차이를 보였다 (Z값 기준). 둘째, 매출액대비 금융비용비율(P8)은 정상기업의 경우 4%대에서 크게 벗어나지 않으나 부실기업들은 부실4년전 7.2%에서 부실 직전년도에는 12.1%로 급증하였다. 이와 관련하여, 부실표본의 부채비율(S3)은 부실4년전의 0.71에서 부실 직전년도에는 0.78로 증가하였고 정상기업보다 유의적으로 높았다. 반면, 고정부채비율(S3)은 부실기업과 정상기업간 별다른 차이를 보이지 않았다. 상기의 분석결과는 금융비율과 부채비율은 부실화여부에 대한 판별능력이 있음을 보여주고 있다.

<표 7> 부실전 표본별 년도별 유동성 및 안정성지표 평균값

재무지표		-4	-3	-2	-1	4년평균
L1 (유동비율)	부실표본 평균	1.535	1.572	1.424	1.268	1.446
	정상표본 평균	1.547	1.605	1.507	1.486	1.527
	t-값	-0.09	-0.25	-0.77	-1.94*	-1.33
	Z-값	0.20	0.25	-0.56	1.31	-0.67
L2 (당좌비율)	부실표본 평균	0.790	0.842	0.729	0.657	0.752
	정상표본 평균	0.932	0.983	0.926	0.934	0.936
	t-값	-1.19	-1.19	-2.18**	-2.99***	-3.55***
	Z-값	-1.88*	-1.58*	-2.39**	-3.32***	-4.57***
S1 (금융비용 비율)	부실표본 평균	0.072	0.080	0.088	0.121	0.088
	정상표본 평균	0.041	0.044	0.048	0.055	0.046
	t-값	3.44***	4.31***	4.87***	5.89***	8.85***
	Z-값	3.65***	4.44***	5.03***	5.86***	9.29***
S2 (부채비율)	부실표본 평균	0.713	0.683	0.720	0.779	0.724
	정상표본 평균	0.643	0.618	0.627	0.639	0.634
	t-값	2.45**	2.29**	3.22***	2.89***	5.46***
	Z-값	2.92***	2.10**	3.11***	2.81***	5.58***
S3 (고정부채 비율)	부실표본 평균	0.245	0.232	0.238	0.237	0.237
	정상표본 평균	0.224	0.224	0.214	0.231	0.222
	t-값	0.95	0.36	1.21	0.34	1.56
	Z-값	1.24	-0.12	1.31	0.40	1.43

주) 1. t-값은 연도별로 부실표본과 정상표본의 평균값을 비교하여 계산한 two-sample mean test 값이며, Z-값은 연도별 부실표본과 정상표본의 값을 비교하여 계산한 Wilcoxon rank-sum test 값임.

2. ***, **, * 은 부실표본평균과 정상표본평균과의 차이가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄 (two-tailed test).

5. 기타 지표들 분석

앞서 고려한 기업의 성장성, 수익성, 활동성, 유동성 및 안정성 지표들 외에도 기업 부실화에 영향을 미칠 수 있는 지표들은 다수 존재한다. 특히, 배당은 기업의 수익성과 밀접한 관련이 있을 뿐만 아니라 현재의 자금사정과 미래수익에 대한 경영자의 전망등이 복합적으로 고려되어 결정되므로 배당비율(주당배당액/액면가 5,000)은 노출되지 않은 내부정보가 반영되어 있다고 할 수 있다. 그리고 기업규모는 기업의 자금조달능력이나 기업의 정치적, 경제적인 중요성을 대표하기 때문에 부실화에 영향을 미칠 수 있고, 주당장부가치는 과거의 경영성과를 누적적으로 나타내기 때문에 실질적인 기업부실화 정도의 파악에 도움이 될 수 있다.

<표 8>은 표본기업들의 배당비율, 매출액 그리고 주당장부가치에 대한 평균과 t값 및 Z값을 표시하고 있다. 배당비율(E1)의 두 표본간의 차이는 매년 1%수준에서 유의

<표 8> 부실전 표본별 연도별 기타 재무지표 변화

재무지표		-4	-3	-2	-1	4년평균
E1 (배당비율)	부실표본 평균	0.037	0.040	0.038	0.016	0.033
	정상표본 평균	0.081	0.084	0.081	0.087	0.083
	t-값	-4.94***	-6.35***	-6.78***	-8.13***	-12.95***
	Z-값	-4.12***	-5.04***	-4.94***	-6.38***	-9.99***
E2 (출액, 역원)	부실표본 평균	393	456	596	673	523
	정상표본 평균	2305	2593	2832	354	2788
	t-값	-2.87***	-2.80***	-2.71***	-2.69***	-5.51***
	Z-값	-4.08***	-4.14***	-3.90***	-3.92***	-7.91***
E3 (주당 장부가치)	부실표본 평균	9660	9226	9004	7135	9012
	정상표본 평균	21079	21725	18330	21374	20549
	t-값	-3.00***	-3.46***	-6.90***	-6.57***	-8.10***
	Z-값	-5.38***	-5.92***	-5.73***	-6.00***	-11.53***

주) 1. t-값은 연도별로 부실표본과 정상표본의 평균값을 비교하여 계산한 two-sample mean test 값이며, Z-값은 연도별 부실표본과 정상표본의 값을 비교하여 계산한 Wilcoxon rank-sum test 값임.

2. ***, **, * 은 부실표본평균과 정상표본평균과의 차이가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 나타냄 (two-tailed test).

적이며 특히 부실직전년도의 부실표본 배당비율은 크게 하락하고 있다. 부실표본기업의 매출액(E2)은 정상기업표본의 약 1/6 수준에 머무르고 있고, 주당장부가치(E3)는 부실표본과 정상표본간 계속적으로 큰 차이를 보이고 있다. 특히 부실직전년도에는 정상표본의 평균주당장부가치가 21,374원인데 반하여 부실표본 평균은 7,135원에 불과하였다. 이러한 결과는 상기한 3개의 재무지표들이 부실판별에 상당한 도움을 줄 수 있음을 시사하고 있다.

이상의 분석 결과를 종합해 볼 때, 기업의 부실여부의 판별에는 기업의 수익성, 활동성, 유동성, 안정성지표들 대부분과 몇몇 기타지표들이 유용할 것임이 예상된다. 또한, 90년대초 부실화된 기업들은 대체적으로 다음과 같은 단계를 밟았던 것으로 보인다. 먼저 잘못된 수요예측을 바탕으로 생산시설에 대한 과도한 투자를 행하였고 (G1 및 G4 참조), 이 결과 상당 수준의 매출액 증가 (E2 참조)에도 불구하고 이를 능가하는 생산시설의 증대가 이루어졌다. 이에 따라 재고자산이 급격히 증가하여 재고자산회전율은 하락하였고 (A2 참조), 이에 따른 자금조달은 주로 단기금융에 의존하여 (S2와 S3 참조) 금융비용의 급속한 증대를 초래하였다 (S1 참조). 이 결과 수익성이 악화되고 (P1, P2, P3, P4, P7 참조) 계속되는 자금압박을 피하지 못해 부도를 초래하거나 기업관리를 신청하게 되었다.

V. 부실예측모형의 추정 및 예측력 검정

1. 설명변수의 채택

앞서 언급한 바와 같이, 보다 높은 예측력을 지닌 기업부실예측모형을 개발하기 위해서는 무엇보다 설명변수의 선택이 중요하다. 하지만, 많은 선행연구들이 보여주듯이 보다 많은 설명변수의 채택이 결코 보다 높은 예측력으로 귀결되지 않으며, 오히려 설명변수간의 높은 상관관계로 인하여 다중공선성 (multicollinearity) 문제를 야기시켜 모형의 불안정성을 가중시킨다.⁹⁾ 따라서, 부실여부 판별능력이 있는 변수들 중

9) 본 연구에서 검토된 재무비율들 간의 상관관계는 동종의 비율들(예: 수익성 변수들) 사이의 경우는 상당히 높고, 이종의 비율들 사이에서는 대부분 낮다. 예를 들어, 수익성 변수들간의 Pearson 상관계수는 대부분 0.5를 상회하고 몇몇의 경우 (예: P2와 P3) 0.9를 초과하는데 반하여 이종간의 상관계수는 대부분 20% 이하이다. 따라서, 동종의 비율들을 동시에 예측변수로서 채택하는 것은 바람직하지 않다. 본 연구에서 채택된 변수들 (<표 9> 참조)간의 상관계수는 대부분 20%를

에서 변수간의 상관관계를 조사하여 가급적 상호간 상관관계가 낮은 변수들을 채택함으로써 심각한 다중공선성 문제를 완화시켜 최적 설명변수 조합을 발견하는 것이 바람직하다.¹⁰⁾

본 연구에서는 1년 이내의 기업부실예측력을 극대화하는데 주안점을 두고 다음과 같은 단계를 밟아 LOGIT 부실예측모형의 설명변수 최적조합을 구성하기 위하여 노력하였다. 첫째, 각종 재무지표들 중에서 Z값이 5% 수준에서 유의적인 5개의 수익성 재무지표 (P1, P2, P3, P4, P7), 2개의 활동성 지표 (A1, A2), 3개의 유동성 및 안정성 지표 (L2, S1, S2), 그리고 3개의 기타지표(E1, E2, E3)를 이용해 상관관계 분석 및 LOGIT분석을 행하였다. 이 결과, 각 설명변수의 chi-square값이 최소 10%수준에서 유의적이며 계수간의 안정성이 유지되는 총자산 경상이익율(P3), 재고자산회전율(A2), 매출액대비 금융비용비율(S1), 그리고 주당장부가치(E3)의 네변수를 1차적으로 선정하였다.

둘째, 추가적인 예측력을 확보하기 위해 재무지표 변화율 변수 (CP1A, CP2A, . . . CA1A, . . .)를 계산하고, 두 표본간 Z값이 5% 수준에서 유의한 12개의 재무지표 변화율 변수를 추가하여 LOGIT분석을 하였다. 그 결과 추가적인 설명력이 있는 2개의 변수, 즉 총자산대비 주당순이익율의 변화 (CP2A)와 총자산회전율의 변화 (CA1A)를 추가적 설명변수로 채택하였다.

셋째, 이미 선택된 6개의 설명변수외에도 모형의 설명력을 높일 수 있는 변수가 있는지를 조사하기 위해 아직 LOGIT모형에 포함되지 않은 변수들을 하나씩 추가하여 LOGIT분석을 하였고, 그 결과 모형의 안정성이 유지되면서 설명력을 높일 수 있는 것으로 밝혀진 매출채권회전율(A3)을 추가하였다.

2. 부실예측모형의 추정

(1) 모형의 추정

앞절(V장 1절)에서 언급한 3단계의 분석을 거쳐 확정된 7개 설명변수들을 사용하여 부실예측모형을 구축하였다. 당초의 42개 부실표본과 124개 정상기업표본 중에서

초과하지 않는다.

10) 이런 이유로 최근의 국내외 연구들은 제한된 수 (5개 내외)의 설명변수를 채택하고 있는 것이 보통이다.

모형추정에 필요한 모든 데이터가 존재하는 부실표본 34개 기업과 정상표본 103개 기업 재무자료를 이용하여 추정된 모형은 다음 <표 9>와 같다.

<표 9> LOGIT모형에 의한 추정결과

변수	기대부호	추정계수	표준오차	$\chi^2(\text{chi-square})$	유의수준
상수항		7.682	2.564	8.98	0.003
총자산 경상이익율 (P3)	(-)	-13.550	8.095	2.80	0.094
주당순이익 변화율 (CP2A)	(-)	-0.525	0.172	9.30	0.002
재고자산 회전율 (A2)	(-)	-0.340	0.142	5.74	0.017
매출채권 회전율 (A3)	(-)	-0.040	0.015	7.14	0.008
총자산 회전율의 변화율 (CA1A)	(-)	-0.042	0.160	6.82	0.009
매출대비 금융비용비율 (S1)	(+)	23.326	11.614	4.03	0.045
주당 장부가치 (E3)	(-)	-0.00048	0.00016	9.43	0.002
Likelihood Ratio				46.54	(df=7)

<표 9>는 먼저 7개의 선택된 설명변수들을 보여주고 있는데, 이들은 2개의 수익성 관련 변수 (P3, CP2A), 3개의 활동성 관련 변수 (A2, A3, CA1A), 1개의 안정성 변수 (S1)와 1개의 기타변수 (X3)로 구성되어 있다. 이들 각 변수의 기대부호는 제3장 3절에 소개된 LOGIT 함수 $Y_i = [1 + \exp(-B_i X_i)]^{-1}$ 를 참조하여 결정할 수 있다. 예를 들어, 총자산 경상이익율(P3)의 경우 그 비율(X_i)이 높을 수록 Y_i 의 값이 0에 접근할 것으로 예상되기 때문에 그 계수 B_i 는 음일 것으로 예상된다. 동일한 이유로, 매출대비 금융비용비율(S1)을 제외한 모든 설명변수의 계수는 음일 것으로 기대된다. <표 9>에서 보는 바와 같이, 7개의 설명변수 모두가 기대되는 부호를 보여주고 있으며, 또한 최소 10% 수준에서 유의적이다. 특히 CP2A, A3, CA1A, E3 의 4개 변수는 1% 수준에서 유의적이다.

(2) 부실확률의 분포

다변량판별분석이 표본을 부실과 비부실로 직접 구분하는데 비하여 LOGIT모형은 기업의 부실, 비부실 여부를 직접 판별하지 않고 각 표본의 부실가능성을 나타내는 0에서 1사이의 수치 (부실가능성이 100%일 경우 1, 반대로 없는 경우 0)를 제공한다.

따라서, LOGIT모형이 계산해 주는 지수는 각 기업에 대한 추정부실확률이라 할 수 있다.

<표 10>은 모형추정에 이용된 표본기업들의 추정부실확률의 분포를 보여주고 있다. 이를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 실제 부실화된 기업의 부실확률과 정상기업의 부실확률은 부실직전년도에 확연한 차이를 보인다. 부실기업표본의 평균값은 0.793이고 중간값은 0.867이며 34개 기업중 부실확률이 0.9를 초과하는 기업이 16개에 달한다. 이에 반해 정상기업표본의 평균값은 0.068이고 중간값은 0.001에 불과하며 103개 정상기업표본중 부실확률이 0.1미만인 기업의 수는 86개나 된다. 둘째, 34개 부실표본중 확률이 0.5미만인 기업이 5개이고 103개 정상표본중 확률이 0.5이상인 기업은 5개에 불과하다.

<표 10> 부실확률 (Pr) 분포 (부실직전년도)

Pr (부실확률)	실제 부실화된 기업수	비부실 정상 기업수	계
0.0 ~ 0.1 (미만)	1	86	88
0.1 ~ 0.2	0	7	7
0.2 ~ 0.3	1	1	2
0.3 ~ 0.4	1	3	4
0.4 ~ 0.5	2	1	3
0.5 ~ 0.6	3	1	4
0.6 ~ 0.7	1	2	3
0.7 ~ 0.8	4	0	4
0.8 ~ 0.9	5	2	7
0.9 ~ 1.0	16	0	16
표본수	34	103	137
평균값	0.793	0.068	0.248
중간값	0.867	0.001	0.007

이상에서 분석한 부실직전년도의 표본별 부실확률 뿐만 아니라 각 년도별로 부실확률이 어떻게 변화되어 왔는지 살펴보는 것도 흥미로운 일이다. 기업의 부실화가 영업상의 문제점이 누적됨으로서 점차적으로 진행되어 온다고 할 때 부실기업표본의 부실확률은 대체로 점차 증대되는 경향을 보일 것으로 예상되고, 반면에 정상기업의

그것은 별다른 추세를 보이지 않고 낮은 수준을 유지하리라 예상되기 때문이다.

<표 11>은 부실전 년도별 표본별 추정부실확률의 통계치들이 나타나 있다. 먼저 정상표본의 경우 부실확률의 평균값이 부실2년전을 제외하고는 평균 7% 이하이고 중간값은 0에 가깝다. 이에 반해, 부실표본의 경우 부실 4년전 부실확률 평균값은 0.29, 중간값은 0.11로서 상당수 기업들의 경우 부실가능성이 이미 크게 증대되어 있었음을 의미한다. 부실3년전에 더욱 높아진 부실가능성은 2년전에는 약간 낮아졌지만 부실직전년도엔 급증하여 부실확률의 중간값이 0.87에 이르고 있다. 이러한 부실확률변화의 추이는 우리의 예상과 대체로 일치하며, 예측모형이 추정하는 부실확률이 기업의 경영상태를 종합적으로 잘 나타내어 준다는 주장을 뒷받침한다.

부실2년전 부실표본기업들의 예상밖의 부실확률 감소는 재무상태의 호전으로 말미암은 것이라기 보다는 이들 기업들에 의한 심각한 회계조정이 이 시점에서 본격화되었기 때문인 것으로 추정된다 (장휘용 (1997)). 본 연구에서는 기업들의 회계조정에 따른 부실예측에의 영향을 최소화하고자 시도하였는데, 부실2년전의 부실확률 감소는 이러한 노력이 완전한 성과를 거두지는 못했음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 개발된 모형의 예측력이 부실1년전에 극대화되도록 모형을 구축한 때문이다.

<표 11> 부실전 년도별 부실확률 (Pr)의 변화

표본구분	통계치	년도 (부실전)			
		-4	-3	-2	-1
비부실표본	평균값	0.052	0.070	0.135	0.068
	중간값	0.000	0.000	0.002	0.001
	최저값	0	0	0	0
	최고값	0.988	0.830	0.993	0.818
부실표본	평균값	0.290	0.457	0.397	0.793
	중간값	0.111	0.417	0.241	0.867
	최저값	0.000	0.000	0.001	0.008
	최고값	0.998	1.000	0.999	1.000

3. 모형의 예측력

모형이 추정하는 부실확률은 연속적인 수치이기 때문에 부실과 비부실의 판별점을

무엇으로 하느냐에 따라 예측성공 혹은 실패율이 달라진다. 일부 선행연구에서와 같이, LOGIT분석결과를 이용하여 모형의 자체예측력, 즉 모형추정에 이용된 표본기업들의 부실, 비부실을 예측하는 능력을 극대화시키는 판별점은 쉽게 발견할 수 있으나, 이러한 방법을 통한 판별점 선택은 표본외 기업들에 대한 부실예측력 극대화를 가져오지는 않는다.¹¹⁾ 이러한 판별점 선택보다는 다음절(4절)에서 논의하는 바와 같이 이용자가 모형의 사용목적에 고려하여 판별점을 미리 결정하는 것이 LOGIT 모형의 보다 바람직한 이용방법이라 할 것이다. 여기서는 다른 연구와의 예측력 비교를 위하여 편의상 0.5를 판별점으로 정하였다.

<표 12>의 첫번째 패널은 모형의 구축시 이용된 표본을 사용하여 추정된 예측력(자체예측력)을 보여주고 있다. 34개의 부실기업표본 중에서 부실이라 예측된 것은 29개로서 85.3%의 성공률을 보이고 정상기업 103개 중 비부실로 예측된 것이 98개로서 95.1%의 예측성공율을 보임으로서 전체 표본의 92.7%를 바르게 분류한 것으로 나타났다. 비슷한 상장기업표본을 사용함으로써 본 연구의 결과와 직접 비교가 가능한 이계원(1993)의 자체예측력이 85% (부실표본 61%, 비부실표본 93%)인 것을 감안하면 예측력의 상당한 향상이 이루어졌다고 할 수 있다.

<표 12> 모형의 부실예측력 검정 (부실 1년전, 0.5 기준 판별)

	표본수	부실예측	정상 예측	예측력
A. 모형추정표본이용 (자체예측력)				
부실표본	34	29	5	85.3%
비부실표본	103	5	98	95.1%
전체	137	34	103	92.7%
B. 검정용표본이용*				
부실표본	34	26	8	76.5%
비부실표본	102	6	97	94.2%
전체	137	34	103	89.8%

주) * holdout method (jackknifing Method)를 이용한 예측력 측정임..

모형의 구축시 이용된 데이터를 사용하여 계산된 자체예측력은 모형의 진정한 예

11) 전성빈, 김민철(1995)은 기업개생예측모형의 예측력을 검정하면서 판별점을 옮기는 경우 예측력이 어떻게 변하는가를 논의하고 있는데, 이러한 분석은 모형의 진정한 예측력의 향상에는 한계가 있다.

측력을 과대평가한다. 따라서, 객관적인 예측력에 대한 분석은 모형구축시 이용되지 않은 검정용 표본을 이용하여 이루어져야 한다. 하지만, 부실예측연구의 특성상 부실기업 표본의 수가 제한적이기 때문에 검정용 표본을 따로 확보하기는 사실상 곤란하고, 이러한 점 때문에 일부 선행연구(예: 이계원 (1993))에서는 부실기업의 표본을 둘로 나누어 먼저 한 그룹의 표본으로 모형을 구축하고 다른 그룹의 표본으로 검정하며 다음에는 표본을 서로 바꾸어 사용하는 편법을 이용하기도 한다.¹²⁾

본 연구에서는 표본의 제한성을 극복하면서 객관성을 지닌 예측력 검정방법으로서 Lachenbruch and Mickey (1968)가 제안한 “holdout method” (혹은 “jackknifing method”)라고 불리는 검정방법을 채용한다. 이 방법은 검정용으로 이용될 1개 표본을 제외한 나머지 표본으로 모형을 구축하고 추정에 사용되지 않은 1개 표본으로 부실비부실예측 여부를 검정하는데, 이러한 과정을 모든 표본에 대하여 반복함으로써 모든 사용가능한 표본들이 검정용으로 이용되는 방법이다. 본 연구에서는 이상의 과정을 모두 137번 반복함으로써 모형의 예측력을 검정하였다.

<표 12>의 두번째 패널에서 보는 바와 같이, holdout method를 사용하여 검정된 예측력은 자체예측력보다 낮으며 특히 부실표본을 비부실로 예측한 경우가 34개중 8개에 달함으로써 자체예측의 경우보다 3개의 추가적인 예측오류가 발생하였다. 따라서, 부실표본에 대한 예측력은 76.5%로 나타났다. 반면에, 정상표본의 경우 1개의 추가적 예측오류가 발생하여 예측력은 94.2%로 나타났고 전체표본에 대해서는 89.8%의 예측력을 시현하고 있다. 이러한 예측결과는 이계원의 82%(부실 56%, 정상 91%)와 직접 비교될 수 있다.

4. 모형의 유용성

이상에서 소개된 부실예측모형은 앞절의 예측력 분석이 시사하는 것보다 실제 훨씬 큰 유용성을 지니고 있다. 예를 들어, 은행의 대출심사에 본 모형을 이용하는 경우를 생각해 보자. 일반적으로 부실화되지 않는 기업에 대출을 하지 않음으로서 발생하는 기회비용보다는 부실화될 기업에 대출을 함으로써 발생하는 비용이 훨씬 클 것이고 따라서 대출심사자는 모형에서 추정하는 부실확률을 엄격하게 적용 (예: 부실확률 10% 미만) 하여 대출여부를 결정할 것이다. 만약 대출대상업체를 비금융상장업체

12) 이 방법은 부실기업표본을 어떻게 둘로 나누느냐에 따라 예측력추정이 크게 달라질 수 있다는 문제점이 있다.

를 500개라고 하고 전체 대상업체중 약 5% 정도가 부실화된다고 가정하자. <표 10>에 나타난 모형분석결과를 적용한다면, 먼저 전체 500개의 64.2%에 해당하는 321개 기업이 대출적격업체로 나머지 179개 기업이 부적격업체로 선정될 것이며, 321개 적격업체 중 하나라도 실제 부실화될 가능성은 약 73%에 불과하다.¹³⁾ 모형의 이러한 예측력은 대부분의 금융기관 대출결정에서 요구하는 수준 이상일 것으로 생각된다.

모형 유용성에 관한 또 다른 예로서 기관투자자들에 의한 Portfolio주식투자를 생각할 수 있다. 일반적으로 기업부실화 수개월전부터 주가가격은 급격히 하락하는데 이에 따른 손실을 방지하기 위해서는 부실화될 기업을 미리 예측하고 주식 Portfolio에서 제거할 필요가 있다. 이 때 본 논문의 모형이 사용되는 경우 앞에서 본 예에서와 같이 투자손실을 크게 줄일 수 있을 것이다. 이렇게 볼 때, 본 연구에서 개발된 부실예측모형은 몇개의 부실기업에 대한 판별에는 실패하였지만 기존 모형들보다 상대적으로 예측력이 높고 대출기관과 기관투자자들에게 실제적인 유용성이 매우 클 것으로 보인다.

VI. 요약 및 결어

이제까지 대다수의 부실예측연구들에는 특정 부류의 기업들에 대한 부실을 예측하겠다는 한정된 목표를 설정하지 않고 일반적으로 적용될 수 있는 종합적 부실예측모형 구축이 시도되었고, 표본 수집의 어려움에 기인한 표본 선정상의 문제점이 존재하였으며, 모형의 설명변수들이 이론적인 관점에서 선정되는 경향이 있었다. 이 결과, 추정된 부실예측모형 해석상의 어려움이 발생하고 예측력은 극대화되지 못하였으며 또 실용성의 면에서 한계가 있었다. 본 연구에서는 이러한 문제점을 감안하여 보다 높은 부실예측력과 실용성이 있는 부실예측모형의 구축을 시도하였다. 이를 위해 잠재적 예측변수들에 대한 철저한 실증분석을 통해 실제 판별력이 있고 모형 전체의 예측력 극대화에 기여할 수 있는 변수들(7개)만을 선택하여 모형을 구성하였다.

비금융 상장회사에 대한 부실예측을 목적으로 개발된 본 모형의 자체예측력은 부실기업표본의 경우 85.3%, 비부실표본의 경우 95.1%으로써 기존의 모형들에 비하여 크게 향상되었고, 검정용표본을 이용한 예측력의 경우에도 부실표본 76.5%, 비부실

13) <표 10>에서 보는 바와 같이, 34개 부실화된 기업 중에서 부실확율이 0.1 미만으로 나타난 곳은 1개 뿐이기 때문에, 본문에서 가정하는 바와 같이 25개가 부실화될 때 그 중 1개 기업이라도 0.1 미만의 부실확율을 가질 가능성은 73%라고 할 수 있다.

표본 94.2%로서 대폭 개선되었다. 앞서 논의한 바와 같이(V장 4절 참조), 본 연구에서 개발된 부실예측모형은 대출심사시 뿐만 아니라 투자신탁, 보험, 증권 등의 기관 투자자들이 주식 및 채권투자를 위한 기업분석에도 매우 유용하게 활용될 수 있을 것으로 예상된다. 특히, 개별기업에 대한 부실가능성 추정시 본 연구의 모형을 사용하여 1차 검정하고 다른 정보들 특히 비재무적 정보들을 이용하여 추가심사한다면 매우 유익한 결과를 거둘 것으로 생각된다.

본 연구도 실증연구들이 가지는 일반적 한계성을 지니고 있고, 특히 특정표본의 선정에 따른 문제가 존재한다. 특히, 본 연구에서 개발된 모형은 IMF 상황 이전의 데이터를 근거로 추정되었기 때문에 현재 IMF위기 상황에서의 기업부실예측에는 한계가 있을 것이다.¹⁴⁾

참고문헌

<국내문헌>

- 기현희, “중소기업의 도산예측모형에 관한 실증적 연구”, 박사학위논문, 서울여자대학교 대학원 경영학과, 1994. 12.
- 남주하, 김동수, 김명정, “부도예측모형 분석”, 한국경제연구원, 1995. 12.
- 송인만, “기업부실예측모형의 재정립을 통한 기업부실원인과의 연계에 관한 실증적 연구”, 한국경제 제15권, 성균관대학교 한국산업연구소, 1987.
- 이계원, “회계정보에 의한 기업부실예측과 시장반응”, 회계학연구 1993. 7.
- 장휘용, “부실기업표본을 이용한 우리나라 상장기업의 회계조정행위분석”, 회계학연구, 제22권 제4호, 한국회계학회, 1997. 12.
- 전성빈, 김민철, “도산기업의 갱생예측에 관한 연구”, 동계학술발표논문집, 한국회계학회, 1995.
- 황석하, “기업부실원인에 관한 연구”, 경영학연구, 한국경영학회, 1987. 2.
- 황석하, “기업부실예측에 관한 연구”, 회계학연구, 한국회계학회, 1991.

14) 현재 IMF 상황에 맞는 모형의 개발을 위해서는 본 연구에서 제시된 방법을 따라 IMF위기를 반영한 새로운 데이터를 이용하여야 할 것이다.

<외국문헌>

- Aharony, J., C. Jones and I. Swary, "An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data", *The Journal of Finance* (September 1980), pp. 1001-1016.
- Altman, E. R., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *The Journal of Finance* (September 1968)
- Altman, E., R. Haldeman and P. Narayanan, "Zeta Analysis", *Journal of Banking and Finance* (June 1977), pp. 29-54.
- Beaver, W., "Financial Ratios as Predictors of Failure", *Journal of Accounting Research* (supplement 1966), pp. 71-111.
- Beaver, W., "Market Prices, Financial Ratios and the Prediction of Failure", *Journal of Accounting Research* (Autumn 1968), pp. 179-199.
- Blum, M., "Failing Company Discriminant Analysis", *Journal of Accounting Research* (Spring 1974) pp. 1-25.
- Chang, Chun Shyong, *The Information Content of Taiwanese Financial Statements: The Case of Loan Default*, Ph.D Dissertation, University of Maryland, 1990.
- Deakin, E., "A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure, *Journal of Accounting Research* (Spring 1972), pp. 167-179.
- Edmister, R., "An Empirical Test of Financial Ratio Analysis for Small Business Failure Prediction", *Journal of Financial Quantitative Analysis* (March 1972), pp. 1477-93.
- Kaplan, R. and G. Urwitz, "Statistical Models of Bond Ratings: A Methodological Inquiry", *Journal of Business* (April 1979), pp. 231-262.
- Meyer, P. and H. Pifer, "Prediction of Bank Failure", *The Journal of Finance* (September 1970), pp. 835-868.
- Ohlson, J., "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy", *Journal of Accounting Research* (Spring 1980), pp. 109-131.
- Scott, J., "The Probability of Bankruptcy: A Comparison of Empirical Predictions and Theoretical Models", *Journal of Banking and Finance* (September 1981), pp. 317-344.

- Wilcox, J., "A Simple Theory of Financial Ratios as Predictors of Failure", *Journal of Accounting Research* (Autumn 1971), pp. 389-395.
- Zavgren, C., "The Prediction of Corporate Failure: Teh State of the Art," *Journal of Accounting Literature*, Vol.-2(1983), pp. 1-38.
- Zavgren, C., M. Dugan, and J. Reeve, "The Association Between Probabilities of Bankruptcy and Market Response - A Test of Market Anticipation", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 15 No.1(Spring)
- Zmijewski, M.E., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models," *Journal of Accounting Research*, Vol.22 Supplement(1984), pp. 59-87.