

부실기업표본을 이용한 이익조절행위와 부실예측에 관한 실증적 연구

한길석* · 이치훈**

요 약

기업의 부실화과정에서 경영자는 그 누구보다도 먼저 부실화의 재무적 징후를 포착할 수 있을 것이며, 부정적인 정보가 외부에 누출되는 경우 발생할 수 있는 은행의 대출중단 등의 치명적 비용을 피하기 위하여 긍정적인 정보를 조작 유포시킬 강한 유인이 존재한다. 이러한 인식에 근거하여 경영자의 이익조절 가능성이 높아지는 기업부실화의 일정시점에서 기업부실예측의 현실적인 모형을 추정하는 데 본 연구의 목적이 있다.

본 연구에서는 부실기업에서 재무정보의 이익조절행위 가능성을 검증하기 위하여 1995년에서 1998년까지 부실화된 115개 상장기업들의 부실전 재무정보를 분석하였고, 총 20개의 재무변수와 그 변화율을 고려하여 부실예측모형을 추정하였다. 이러한 본 연구의 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 부실표본기업의 경우에 재무정보 상호간의 논리성이 와해되거나 크게 약화되어 경영자의 심각한 이익조절행위가 있는 것으로 추정되며, 수익성 정보에 집중되어 부실 2년전부터 심해지고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 경영자의 이익조절행위로 인해 논리적 상관관계가 와해되지 않은 재무정보들은 부실예측에 대한 설명력을 갖고 있으며, 본 연구에서 9개의 재무변수로 추정한 부실예측모형은 부실 1년전 80%의 우수한 예측력을 보여주고 있다.

* 전북대학교 상과대학 경영학부 교수

** 전북대학교 대학원

I. 서 론

투자자 및 재무분석가들은 이러한 재무정보의 신뢰성을 의심하며, 여전히 비재무적 정보에만 의존하여 경제적 의사결정을 하는 경우도 다반사이다. 이러한 경제적 의사결정자가 재무정보를 신뢰하지 않는 대표적인 이유는 경영자에 의해 재무정보가 조정되었거나 왜곡되어 있다고 인식하기 때문일 것이다.¹⁾ 이와 같은 인식에 근거하여 미국에서 1960년대부터 회계에서 가장 활발하게 연구된 분야 중의 하나가 이익유연화에 대한 연구이다. 1980년 이전의 이익유연화 연구는 Ronen과 Sadan(1981)의 연구에 적절히 요약되어 있으며, 1980년 이후에도 국내외적으로 널리 연구되고 있다.

이들 연구의 공통적인 결론은 많은 기업들이 그들의 공급업자나 채권자와의 거래를 통하여, 혹은 연구개발비와 같은 재량적인 지출항목을 통하여나 회계변경을 이용하여 또는 비용항목의 특별항목으로의 분류 등을 이용하여 보고이익의 시계열에 영향을 미칠 수 있다는 것이다.²⁾

이러한 기존 연구에 미루어 볼 때 재무정보를 이용하여 기업의 부실화 여부를 예측할 때에는 신중을 기해야 할 것이다. 이는 경영자의 이익조절행위가 기업의 정상적인 영업환경 하에서보다는 영업상 재무적 어려움에 직면하였을 때 그 사실을 은폐하기 위하여 더욱 성행하리라 예상되기 때문이다.

기업의 부실화 현상은 특정 시점에 갑자기 발생하는 것이 아니고 기업 내외적인 요소들이 결합하여 점차적으로 진행되기 때문에 부실화전에 이를 예측할 수 있는 징후는 여러 면에서 나타나는 것이 보통이다. 그러므로, 내부의사결정자인 경영자는 그 누구보다도 먼저 부실화의 재무적·비재무적 징후를 포착할 수 있을 것이며, 부정적인 정보가 외부에 누출되는 경우 발생할 수 있는 은행의 대출중단 등의 치명적 비용을 피하기 위하여 긍정적인 정보를 조작 유포시

1) 지금까지의 학계에서 재무정보의 신뢰성 저하에 대한 연구의 대부분은 다음 두 가지 관점에서 연구되었다. 첫째는 경영자의 이익조절행위에 의한 재무정보의 신뢰성 저하이므로, 다른 하나는 회계감사제도상의 문제점에 의한 신뢰성 저하이다.

2) 학계의 대표적인 연구로 Moses(1987), Bartov(1993), DeFond과 Park(1997), 송인만과 최관(1992), 이용호(1995), 김문철과 황인태(1996) 등이 있다.

킬 강한 유인이 존재한다. 이에 광범위한 이익조절행위와 회계분식이 이루어질 것이며, 이익조절행위가 심각할 경우 재무비율의 일반적인 상관관계가 왜해될 것이다.

따라서, 어느 일정시점에서 기업의 존속여부를 예측하고자 할 때에는 경영자의 이익조절행위에 의해 호도될 가능성이 있는 재무정보를 제외하여야 보다 현실적인 결과를 얻을 수 있을 것이다. 이에 본 연구는 기업의 이익조절행위로 인해 재무지표의 논리적 상관관계가 파괴되었는 지의 여부를 확인함으로써 재무적 징후를 이용한 보다 현실적인 부실예측모형을 추정하는 데 그 목적이 있다.

II. 실증분석을 위한 연구모형의 설계

1. 부실표본선정

본 연구에서는 부실기업은 한국증권거래소의 유가증권상장규정 제37조(주권의 상장폐지기준)에 의해 관리대상기업으로 지정된, 다음과 같은 실질적인 요건 미달의 조건에 해당되는 기업으로 한정하였다.

〈표 1〉 부실표본의 선정 요건

- | |
|--|
| <ul style="list-style-type: none">① 회사정리절차 개시 또는 개시 신청② 부도발생 및 은행거래정지③ 자본전액잠식 3년 계속④ 영업활동정지⑤ 화의절차개시 또는 개시 신청 |
|--|

이에 따라 본 연구에서는 한국증권거래소에 상장되어 있던 기업 중에서 1995년 1월부터 1998년 12월까지의 4년간에 걸쳐 금융업종 등을 제외한 제조업종에서 부도발생, 관리종목지정, 회사정리절차신청 혹은 법정관리신청 등의 사유가

있던 총 122개 중 부실전 5개년도의 재무제표가 한국신용평가의 KIS-FAS에 수록되어 있는 115개 기업으로 구성하였다.

2. 비부실표본선정

부실기업에 대응되는 비부실 건전기업은 부실예측모형의 예측력이 과대 평가되는 것을 충분히 억제하도록 가장 충실히 조건을 만족하는 기업을 비부실표본으로 선정하였다.

부실표본에 대응되는 비부실표본의 선택시에 동종업종기준을 적용한 이유는 산업(업종)의 차에 따라 예상되는 각종 체계적 차이(systematic differences)를 통제하기 위해서이며, 자본금 규모기준을 적용한 것은 가능한 한 현실적으로 유용한 부실예측모형을 구축하기 위함이다.

〈표 2〉 비부실표본의 선정 요건

- | |
|--|
| <ul style="list-style-type: none">① 부실기업의 부실화 당시 정상적으로 영업활동을 하고있던 상장기업② 한국은행 산업분류번호에 의해 소분류된 부실기업의 동종기업③ 대응된 부실기업의 도산 직전 년도를 기준으로 자본금 규모가 유사한 기업 |
|--|

3. 관련변수의 선정 및 측정

본 연구에서는 종전의 국내외 부실예측연구에서 채택된 재무변수들을 중심으로 실무적으로 널리 이용되고 있는 다음과 같은 지표들, 즉 3개의 성장성지표, 7개의 수익성지표, 4개의 활동성지표, 2개의 유동성지표, 4개의 안정성지표 등 총 20개의 재무변수를 1차적으로 고려하였다.

이러한 재무지표와 아울러 기업부실화를 동태적으로 파악하기 위하여 재무비율의 변화율을 고려하였는데, 이는 부실화되고 있는 기업들의 재무지표들은 부정적인 방향의 급격한 상승·하락이 예상되므로 변화율변수들이 기업부실에 대한 상당한 설명력을 가질 수 있기 때문이다.

〈표 3〉 본 연구에서 고려된 재무변수

구 분	재 무 변 수	변화율 변수
성장성 지표	G1: 총자산 증가율 G2: 고정자산 증가율 G3: 매출액 증가율	
수익성 지표	P1: 주당경상이익 [경상이익/발행주식수] P2: 주당순이익(EPS) [당기순이익/발행주식수] P3: 총자산 경상이익률 [경상이익/총자산] P4: 총자산 순이익률 [순이익/총자산] P5: 매출총이익율 [매출총이익/매출액] P6: 영업이익률 [영업이익/매출액] P7: 경상이익률 [경상이익/매출액]	CP1 CP2 CP3 CP4 CP5 CP6 CP7
활동성 지표	A1: 총자산회전율 [매출액/총자산] A2: 재고자산회전율 [매출액/재고자산] A3: 매출채권회전율 [매출액/매출채권] A4: 총자산대비 재고비율 [재고자산/총자산]	CA1 CA2 CA3 CA4
유동성 지표	L1: 유동비율 [유동자산/유동부채] L2: 당좌비율 [당좌자산/유동부채]	CL1 CL2
안정성 지표	S1: 부채비율 [총부채/총자산] S2: 고정부채비율 [장기부채/총자산] S3: 보통주 주당 장부가치 [(자본금+자본잉여금+이익잉여금)/발행주식수] S4: 금융비용비율 [(수입이자 등-지급이자 등)/매출액]	CS1 CS2 CS3 CS4
합 계	20개	17개

4. 부실예측모형의 구축

본 연구에서는 MDA의 판별점수에 대한 해석상의 문제점과 독립변수에 대한 분포상의 엄격한 가정 등에 대한 문제점을 극복하기 위하여 부실예측연구에 확률적 모형인 LOGIT분석을 사용하였다. LOGIT분석은 MDA에서처럼 독립변수에 대한 정규성 등 엄격한 가정이 필요하지 않다. 또한 LOGIT분석의 결과로 나오는 수치는 0과 1사이의 확률값을 가지므로 MDA의 판별점수에 비하여 이해하기 쉽고 적용이 용이하다.

〈표 4〉 부실예측 LOGIT 모형

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

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

단, $Y_i = 1$, i 기업이 부실기업인 경우

0, i 기업이 정상기업인 경우

X_i = i 기업의 재무비율(설명변수)들의 vector

B_i = 각 변수들의 계수 vector

5. 가설의 설정

올바른 부실예측모형을 추정하기 위해 재무지표의 선정에 있어서 현재 공시되고 있는 재무정보를 어느 정도 신뢰할 수 있는지를 고찰하여야 할 것이다. 재무정보에 대한 이용자의 신뢰도가 낮은 현실에서 부실화 직전의 재무정보의 조정가능성을 검증하지 않은 채 부실예측모형을 추정한다면 자칫 모형의 예측력에 대한 신뢰도가 반감하리라 사료된다. 이에 본 연구는 다음의 가설을 도출한다.

첫째, 기업의 부실화전 어느 일정 시점에서 기업의 재무상태와 경영성과를 나타내는 재무지표에 그 징후가 나타날 것이다. 따라서 부실기업들이 부실전 재무지표의 추이를 분석함으로써 두 표본간 재무적인 차이 및 부실화의 과정을 추정할 수 있다. 또한 재무지표와는 달리 재무지표의 변화율은 이익조절행위가 부실화전 일정시점에 경영자에 의해 행해진다면 비부실·부실표본에서 서로 상이한 변화율을 보여줄 것이다. 특히 재무정보 이용자의 관심이 가장 큰 수익성관련 재무정보들의 변화율에서 비부실 표본의 경우와는 다른 양상의 변화가 나타날 것이다. 이에 다음의 첫 번째 가설이 도출된다.

【假說 1】

부실화전 일정 시점에서 부실표본 재무지표의 변화율에서 비논리적 변화가 나타난다.

둘째, 재무지표에서 나타나는 부실화의 징후는 자칫 잘못된 부실예측변수의 선정을 유도할 수 있다. 이는 부실기업의 경우에 부실화 시점 이전에 발생하는 자금조달 등의 다양한 기회비용에 있어서 진실된 정보의 유출에 의한 치명적인 비용을 피하고 기업의 존속을 위해 정보의 유출을 차단하고 조작된 정보를 유포시킬 강한 유인이 존재하기 때문이다. 따라서 부실기업의 이익조절수단은 일정패턴을 벗어나 광범위하게 사용될 것이므로 일부 재무지표들의 체계적인 상호 관련성이 사라질 가능성이 있다. 일례로 정상적인 기업의 경우에 수익성 지표와 활동성 지표는 양의 상관관계가 기대되지만, 이익조절행위가 수익성 지표에 집중될 때 두 종류의 재무지표는 서로 상이한 방향으로 움직일 것이다. 이 결과 부실기업의 경우에 일부 재무지표들의 논리적인 상호관계가 파괴될 것이며, 부실예측의 설명력을 갖지 못할 것이다. 그러므로 다음의 두 번째 연구가설이 도출된다.

【假說 2】

부실화전 일정 시점에 상호간의 논리적 체계가 파괴되지 않은 부실표본의 재무지표는 부실예측의 설명력을 갖는다.

이러한 두 가지의 가설을 검증함으로써 기업이 공시하는 재무지표만을 이용한 부실예측모형의 추정이 적정한지를 검증할 수 있을 것이며, 보다 나은 부실예측모형을 추정할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 실증분석

1. 재무특성분석

부실시점에 근접할수록 부실의 징후를 잘 설명할 수 있는 재무비율이 무엇인지를 살펴보기 위하여 1차적으로 고려한 재무지표들을 이용하여 두 표본의 부실전 4년간의 변화를 비교 분석한다. 두 표본간 차이의 유의성은 모수검정방법인 two-sample mean test (t-test 값 추정)를 계산하여 추정한다.

(1) 성장성 분석

다음의 <표 5>은 부실 4년전부터 부실직전년도까지 연도별로 부실표본과 비부실표본의 성장성지표들의 평균값과 두 그룹간의 차이를 나타내는 t-test 값을 표시하고 있다.

본 연구에서 부실표본의 성장성 지표가 전반적으로 비부실표본의 성장성 지표를 상회하고 있는 것으로 나타났는데, 이러한 결과는 기업성장률의 저하가 기업부실의 직접적인 원인이 되는 것은 아니고 무리한 영업확장이 기업의 부실화를 촉진시킨다는 견해를 뒷받침하고 있다.

<표 5> 성장성지표의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
G1 총자산증가율	부실표본	0.2091	0.2072	0.2353	0.2233
	비부실표본	0.1350	0.1951	0.2111	0.1669
	t-test 값	-3.192***	-0.358	-0.639	-1.421
G2 고정자산증가율	부실표본	0.2158	0.2088	0.2721	0.2671
	비부실표본	0.1499	0.1959	0.2730	0.1771
	t-test 값	-1.807*	-0.288	-0.013	-1.547
G3 매출액증가율	부실표본	0.1530	0.1644	0.2215	0.2189
	비부실표본	0.1379	0.2031	0.1708	0.1620
	t-test 값	-0.451	1.308	-0.768	-0.901

주) ***, * 은 각각 1%, 10% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

(2) 수익성 분석

다음의 <표 6>은 부실기업표본과 비부실기업표본의 수익성지표들의 평균값과 두 표본간의 차이를 나타내는 t-test 값을 표시하고 있다.

주당경상이익(P1)과 주당순이익(P2)은 부실 1년전에 이르러 부실표본 주당경상이익과 주당순이익은 평균 -2,566원과 -3,205원으로 엄청난 적자를 보여주고 있다. 총자산경상이익률(P3)과 총자산순이익률(P4)의 경우에도 부실 3~4년전부터는 負의 수익률을 보이며 악화되고 있으며, 부실표본의 경상이익률(P7)은 부실 직전 년도에는 평균 -13.13%로서 엄청난 적자를 시연하고 있다.

〈표 6〉 수익성지표의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
P1 주당경상이익	부실표본	761	179	-142	-2566
	비부실표본	2047	2200	2028	1035
	t-test 값	2.791***	3.628***	4.253***	4.693***
P2 주당순이익	부실표본	374	-456	-784	-3205
	비부실표본	1340	1055	1281	233
	t-test 값	1.855*	2.398**	4.582***	4.084***
P3 총자산경상이익률	부실표본	0.0005	-0.0001	-0.0008	-0.0057
	비부실표본	0.0029	0.0006	0.0032	0.0016
	t-test 값	2.655***	0.228	5.341***	5.053***
P4 총자산순이익률	부실표본	-0.0006	-0.0011	-0.0016	-0.0063
	비부실표본	0.0014	-0.0033	0.0020	0.0007
	t-test 값	2.212**	-0.400	5.240***	4.813***
P5 매출총이익율	부실표본	0.1846	0.1855	0.1835	0.1568
	비부실표본	0.1909	0.1918	0.1901	0.1857
	t-test 값	0.619	0.616	0.623	2.504**
P6 영업이익률	부실표본	0.0060	0.0059	0.0056	0.0018
	비부실표본	0.0067	0.0056	0.0065	0.0059
	t-test 값	0.752	-0.221	1.126	3.586***
P7 경상이익률	부실표본	0.0003	0.0001	-0.0014	-0.1313
	비부실표본	0.0025	0.0021	0.0029	0.0009
	t-test 값	1.660	1.210	3.897***	2.919***

주) ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

이러한 분석결과를 요약하면, 부실표본의 수익성은 부실화 오래 전부터 비부실표본에 비해 상당히 낮았으며, 이러한 낮은 수익력은 높은 매출원가나 판매관리비에 기인하기보다는 주로 높은 금융비용 때문인 것으로 추정된다.³⁾ 또한 부실표본의 수익성은 계속적으로 저하되는 현상을 보였고 특히 부실 1년전의 수익성지표 하락은 매우 두드러졌다. 이러한 결과에서 한가지 주목할 점은, 상당기간에 영업실적이 낮음에도 불구하고 부실화되지 않고 기업의 존속이 유지된다는 것으로 보아 수익성지표상의 차이가 부실화 예측에 커다란 설명력을 갖지는 않음을 시사한다.

3) 안정성 분석 참조.

〈표 7〉 수익성지표 변화율의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
CP1 주당경상이익 변화율	부실표본	-0.8395	-0.9890	-0.8106	-2.7129
	비부실표본	0.0083	0.2856	-0.2772	-4.1540
	t-test 값	1.086	1.830*	1.193	-0.471
CP2 주당순이익 변화율	부실표본	-0.2698	-8.1634	-1.4612	-6.3271
	비부실표본	9.9191	0.5183	-0.0076	-2.2313
	t-test 값	1.034	1.369	1.055	2.092***
CP3 총자산경상이익률 변화율	부실표본	-0.7872	-1.1300	-0.9246	-3.2061
	비부실표본	0.0067	0.1250	-0.2476	-3.9827
	t-test 값	1.118	1.933**	1.470	-0.271
CP4 총자산순이익률 변화율	부실표본	-1.4608	-7.7412	-1.6266	-7.6989
	비부실표본	-0.0020	0.1076	-1.1311	-2.3452
	t-test 값	0.685	1.399	0.299	2.140***
CP5 매출총이익율 변화율	부실표본	0.1333	0.1296	0.0048	-0.0094
	비부실표본	0.0039	0.0028	0.0003	-0.6044
	t-test 값	-1.193	-1.053	-0.538	-0.658
CP6 영업이익률 변화율	부실표본	0.1567	-0.2293	1.0748	-1.5900
	비부실표본	0.0086	-1.7485	-0.1085	0.1291
	t-test 값	-0.175	-0.651	-1.127	2.086**
CP7 경상이익률 변화율	부실표본	-0.8284	-1.5680	-0.8042	-2.9672
	비부실표본	0.0033	0.1912	-0.2792	-4.0583
	t-test 값	0.975	2.239**	1.290	-0.376

주) ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

〈표 7〉은 수익성지표의 연도별 변화율로 부실표본의 수익성 저하를 여실히 보여주고 있다. 부실표본의 경우 경상이익, 순이익-CP1, CP2, CP3, CP4, CP7-의 구별 없이 계속적으로 대폭의 수익성 저하를 보여주고 있고, 부실직전년도 의 두 표본간 수익성변화의 차이는 유의적이다. 영업이익율의 변화(CP7)는 통계적인 유의적 차이는 미약하나 매출총이익율의 변화율(CP6)의 경우에는 부실 표본들이 비부실표본에 비하여 부실 1년전에 유의적으로 낮다.

다만 수익성지표의 변화율에서 부실표본의 경우 부실 2년전에 비부실 표본과

다른 양상을 보인다. 비부실표본이 부실 3년전에 비하여 2년전에 큰 폭으로 하락한 것에 비하여, 부실기업의 경우에는 부실 3년전에 악화되었던 수익성지표의 변화율이 부실 2년전에 급격히 둔화되고 있다. 이는 부실기업이 수익성을 향상시키려는 노력이라 해석할 수도 있으나 비부실 기업이 큰 폭으로 수익성이 악화된 것과 비교하여 부실직전의 기업들이 평균적으로 그러했으리라는 것은 설득력이 없고, 특히 금융비용비율이 비부실 기업과 달리 계속 악화되고 활동성지표의 현저한 상승이 없는 상황에서 더욱 그러하다. 따라서 부실기업은 부실 2년전부터 계속 악화되는 수익성 지표를 향상시키기 위한 이익조절행위를 강화하고 있다는 추정이 가능하다. 한편, 부실 1년전에는 모든 수익성지표의 변화율이 다시 악화되고 있는 데, 이는 표본기업들의 지속적인 이익조절행위가 그 한계점에 도달하여 나타난 현상이라 생각된다.

(3) 활동성 분석

경영부진은 전형적으로 활동성 지표의 저하로 나타난다. 이와 같은 부실표본과 비부실표본의 활동성지표에 대한 분석은 <표 8>과 같다.

<표 8> 활동성지표의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
A1 총자산회전율	부실표본	0.7759	0.7506	0.7054	0.7050
	비부실표본	1.0750	1.1137	1.1025	1.0963
	t-test 값	3.839***	3.867***	3.600***	2.994***
A2 재고자산회전율	부실표본	7.6451	7.5934	7.2053	8.2159
	비부실표본	11.2742	10.6671	11.1987	11.5233
	t-test 값	2.583**	2.221**	2.455**	1.557
A3 매출채권회전율	부실표본	17.1313	49.6509	10.1888	8.7312
	비부실표본	13.3849	103.1749	27.3355	34.0627
	t-test 값	-0.512	0.831	1.774	1.557
A4 총자산대비계고비율	부실표본	0.1820	0.1817	0.1757	0.1672
	비부실표본	0.1611	0.1590	0.1478	0.1412
	t-test 값	-1.766**	-1.859**	-2.399**	-2.292**

주) ***, ** 은 각각 1%, 5% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

부실표본의 총자산회전율(A1)의 저하는 앞서 검증한 성장성지표의 총자산증가율과 맞물려, 영업의 부진에서 기인한 것이 아닌 매출액증가를 훨씬 능가하는 투자 및 총자산의 증가 때문인 것으로 나타나고 있으며, 매출채권회전율(A3)의 낮은 수치로 미루어 기업부실화의 요인으로 매출채권 회수의 어려움도 작용했으리라 추정할 수 있다.

재고자산과 관련하여 분석한 재고자산회전율(A2)과 총자산대비 재고자산비율(A4)의 결과에서 낮은 재고자산회전율과 상당정도 높은 재고자산비율은 생산시설증대에 따른 생산량증대만큼 매출이 신장되지 못한 결과인 것으로 추정된다.

<표 9> 활동성지표 변화율의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
총자산회전율 변화율	부실표본	-0.0020	-0.0015	-0.0015	0.0015
	비부실표본	0.0019	0.0041	-0.0010	0.0005
	t-test 값	1.099	1.708*	0.157	-0.254
재고자산회전율 변화율	부실표본	0.0035	0.0023	0.0031	0.2548
	비부실표본	0.0074	0.0071	0.1086	0.1290
	t-test 값	0.739	0.826	1.467	-0.634
매출채권회전율 변화율	부실표본	0.2686	0.0019	-0.0001	0.0031
	비부실표본	0.0013	1.0386	0.0028	2.8689
	t-test 값	-0.925	1.262	0.525	1.007
총자산대비재고비율 변화율	부실표본	0.0002	0.0038	0.0010	0.0038
	비부실표본	0.0019	0.1795	0.0021	-0.0011
	t-test 값	0.432	1.201	0.190	-0.644

주) *은 10% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

<표 9>에서는 활동성 지표들의 연도별 변화율을 보여주고 있다. 총자산회전율은 연속적으로 하락하고 있으며 특히 부실 3년전의 급락은 수익성의 현저한 저하를 초래한 것으로 추측되고, 수익성지표들의 경우와는 달리 부실 2년전에도 활동성은 비부실 기업보다 계속 나빠지고 있음을 보여주고 있다. 이는 비부실 기업에 비하여 활동성이 악화된 상황에서 수익성 저하의 현저한 개선으로 나타나는 데, 이러한 모순은 기업의 이익조절행위에 기인하는 것으로 보인다.

(4) 유동성 분석

<표 10>의 유동성 분석에서 유동비율(L1)은 부실표본의 경우 부실4년전 1.27로부터 부실1년전 1.12로 하락하고 있으나 부실직전년도를 제외하고는 비부실표본과 유의적인 차이를 보이지 않았다.

<표 10> 유동성지표의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
L1 유동비율	부실표본	1.2760	1.3206	1.3072	1.1207
	비부실표본	1.3726	1.2640	1.2722	1.2562
	t-test 값	0.984	-0.792z	-0.487	1.875*
L2 당좌비율	부실표본	0.8770	0.9138	0.9198	0.8079
	비부실표본	0.9580	0.8908	0.9129	0.9101
	t-test 값	1.185	-0.408	-0.109	1.648

주) * 은 10% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

<표 11>에 나타난 부실표본의 유동비율과 당좌비율의 변화율은 부실 3년전까지 향상되다가 부실 2년전부터 크게 악화되고 있음을 보여주고 있다. 이것은 영업부진으로 인한 자금부족에 대비하여 유동성의 확보에 주력한 결과 부실 3년전까지는 유동성을 향상시킬 수 있었으나, 2년전부터는 계속되는 영업부진에 따라 충분한 유동성 확보에 차질이 생겼다는 해석을 가능케 한다.

<표 11> 유동성지표 변화율의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
CL1 유동비율 변화율	부실표본	0.0048	0.0043	0.0028	-0.1136
	비부실표본	0.0072	-0.0006	0.0027	-0.0003
	t-test 값	0.338	-1.475	-0.034	3.327***
CL2 당좌비율 변화율	부실표본	0.1075	0.1078	0.0048	-0.1036
	비부실표본	0.0084	0.0002	0.0060	0.0027
	t-test 값	-0.271	-1.442	0.278	3.514***

주) *** 은 1% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

(5) 안정성 분석

안정성지표의 연도별 추이를 살펴보면, 부실표본의 부채비율(S1)의 높은 증가율에 비하여 고정부채비율(S2)은 비부실표본의 추이와 큰 차이가 없다. 이는 부실표본들은 장기금융조달보다 단기금융조달에 대한 의존도가 높음을 시사하고 있으며, 부실표본들의 단기금융 의존도가 상승함에 따라 금융비용비율(S4)은 비부실표본에 비해 2배 가까이 높은 수준으로 나타나고 있다.

주당장부가치(S3)의 경우는 부실표본과 비부실표본간 4년동안 계속적으로 큰 차이를 보이고 있는데, 특히 부실직전년도에는 비부실표본의 평균주당장부가치가 21,637원인데 반하여 부실표본 평균은 9,089원에 불과하였다. 이러한 주당장부가치는 기업의 안정성 지표이지만 기업의 수익성이 잘 반영되어 있기 때문에 부실예측의 좋은 설명변수가 될 수 있을 것이다.

<표 12> 안정성지표의 연도별 추이

계무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
S1 부채비율	부실표본	0.7478	0.7637	0.7682	0.8348
	비부실표본	0.6999	0.7521	0.7202	0.7327
	t-test 값	-2.173**	-0.157	-1.055	-2.610**
S2 고정부채비율	부실표본	0.2619	0.2660	0.2669	0.2606
	비부실표본	0.2586	0.3015	0.2796	0.2777
	t-test 값	-0.153	0.520	0.337	0.534
S3 주당장부가치	부실표본	12643	11987	13249	9089
	비부실표본	19301	19886	21966	21637
	t-test 값	3.752	4.329***	3.488***	6.338***
S4 금융비용비율	부실표본	0.0039	0.0043	0.0046	0.0070
	비부실표본	0.0025	0.0026	0.0025	0.0032
	t-test 값	-2.782***	-3.347***	-3.740***	-5.140***

주) ***, ** 은 각각 1%, 5% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

<표 13>은 안정성 지표들의 연도별 변화율을 보여주고 있다. 부실직전년도의 부채비율 증가율 10.4%로 비부실표본과 비교할 때 유의적으로 높다. 한편, 매년 상당수준 증가되어오던 금융비용비율(S4)도 부실표본의 경우 부실 직전

년도에는 무려 260%의 증가율을 보이고 있다. 하지만, 이러한 안정성 지표들 중에서 주당장부가치의 부실 직전년도 변화가 가장 통계적인 유의성을 보여주고 있다.

〈표 13〉 안정성지표 변화율의 연도별 추이

재무지표	표본평균	4년전	3년전	2년전	1년전
CS1 부채비율 변화율	부실표본	0.0013	0.0021	0.0010	0.1042
	비부실표본	0.0015	0.0021	0.0010	0.0036
	t-test 값	0.131	0.009	-0.008	-2.313**
CS2 고정부채비율 변화율	부실표본	0.0075	0.0092	0.0097	0.1104
	비부실표본	0.0085	0.0032	0.1219	0.0057
	t-test 값	0.156	-1.000	0.378	-0.667
CS3 주당장부가치 변화율	부실표본	-0.1860	-0.1470	-0.2275	-0.2590
	비부실표본	-0.4896	0.0068	0.0091	0.0003
	t-test 값	-0.593	2.163**	1.258	3.302***
CS4 금융비용비율 변화율	부실표본	0.3444	-0.2932	0.1745	2.6332
	비부실표본	0.4239	0.4578	-0.0053	0.5645
	t-test 값	0.158	0.712	-0.693	-1.618

주) ***, ** 은 각각 1%, 5% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

이상의 모든 재무지표 및 변화율의 연도별 추이분석을 요약해 보면, 1995년에서 1998년 사이에 부실화된 기업들은 대체적으로 다음과 같이 부실화의 과정이 이루어진 것으로 추정할 수 있다.

먼저 잘못된 수요예측에 의한 의사결정으로 과도한 설비투자가 있었으며, 이 결과 상당수준의 매출액 증가에도 불구하고 매출대비 과도한 제품생산이 이루어졌다. 이에 따라 재고자산이 과도하게 증가하고, 재고비율의 증가에 따라 재고자산회전율은 하락하였다. 또한 초기 투자된 자금의 이자상환, 과도하게 누적된 재고의 관리 등에 소요되는 자금조달을 단기금융에 의존함으로써 금융비용의 급격한 상승을 초래하였다. 결국 수익성이 악화되고 계속되는 자금압박을 피하지 못해 부도를 초래하거나 법정관리를 신청하게 되었다. 즉, 기업부실화는 단기간에 발생한 용인에 의하여 일어나는 것은 아니며 과도한 설비투자 등에

말미암은 장기간의 누적된 활동성, 수익성 면에서의 문제들로 인하여 기업의 안정성을 와해됨으로써 발생하는 것이라 하겠다.

2. 상관관계 분석

재무특성분석에서 부실기업의 재무지표 변화율을 살펴보면 부실 2년전에 나타나는 불규칙적인 변화는 이익조절가능성을 의심해 볼 수 있다. 이러한 이익조정행위는 재무비율 상호간 존재하는 논리적 체계를 파괴할 것으로 예상된다. 본 연구의 가설 설정에서 언급한 바와 같이 회계상 활동성의 악화와 수익성 향상이 동시에 나타나는 것은 정상적인 영업상태하에서는 발생하기 힘든 예외적 현상이라 할 수 있다. 물론, 수익성에 영향을 미치는 수많은 요인이 존재하기 때문에 개별기업에서는 회계적 조정이 없이도 가능하다.⁴⁾ 하지만, 이러한 현상이 여러 기업에서 평균적으로 나타났다면 그것은 비정상적인 이익조절행위에 의해서가 아니라면 설명되기 어렵다.

이러한 관점에서 영업활동과 밀접한 수익성과 활동성 지표 변화율간의 관계를 비부실기업 표본과 부실기업 표본을 이용하여 각각 조사하였다. <표 14>는 대표적인 지표 변화율 사이의 Spearman-Rank 상관계수를 각 표본별로 보여주고 있다.

먼저 비부실 표본의 경우, 주당경상이익의 변화율(CP1)과 3개의 회전을 변화율(CA1, CA2, CA3)은 높은 회전이 높은 수익을 가져다 줄 것이라는 예상대로 대체적으로 양의 상관관계를 보이고 있다. 특히, 총자산회전을 변화율(CA1)과 재고자산회전을(CA2)은 전체 년도에 경우 각각 1%와 5% 수준에서 유의성이 있는 0.222와 0.106의 상관계수를 나타내었고, 연도별로도 유사한 상관관계를 보여주고 있다. 주당경상이익의 변화율 대신 총자산 경상이익률의 변화(CP3)를 이용하여 계산한 상관계수들은 상기한 분석결과보다 대체로 더 강한 관계를 보여주고 있다.

부실기업표본의 경우에는 비부실기업표본에서 보여지는 상관관계들이 크게

4) 예를 들어, 어떤 기업이 고가전략을 구사하며 판매가를 높이는 경우, 재고자산 회전율 등 활동성 비율은 하락하지만 수익성은 오히려 향상될 수 있다.

약화되거나 존재하지 않는다. 주당경상이익 변화율(CP1)과 총자산회전율 변화율(CA1)은 부실 4년전과 부실 3년전까지 유의적인 양의 관계를 유지하였지만 부실 2년전부터 통계적인 유의성이 사라지고 있으며, 재고자산회전율 변화율(CA2)은 전체 년도에서도 통계적 유의성이 나타나지 않고 있다. 주당경상이익 변화율(CP1) 대신 총자산경상이익률 변화율(CP3)을 이용하여 계산한 상관계수들의 경우에도 유사한 결과를 보여주고 있다.

비부실기업 및 부실기업표본에 대한 이러한 상관계수 분석결과는 부실표본에 속한 기업들의 이익조절행위가 대체로 부실 2년전부터 비부실기업들보다 심해지고, 특히 부실직전년도에는 회계의 전체적인 체계를 유지하기 힘든 정도의 이익조절행위가 행해지고 있다는 해석이 가능하다.

〈표 14〉 수익성 변화와 활동성 변화의 Spearman-Rank 상관계수

표 본	변화율 지 표	연 도	CA1 (+)	CA2 (+)	CA3 (+)
비부실기업 표본	CP1 주당경상이익 변화율	전 체	0.222***	0.106**	0.110**
		-4	0.274***	0.068	0.108
		-3	0.243***	0.178*	0.150
		-2	0.167*	0.157*	0.174*
		-1	0.189**	0.051	0.011
	CP3 총자산경상이익률 변화율	전 체	0.291***	0.157***	0.109**
		-4	0.304***	0.113	0.121
		-3	0.337***	0.235**	0.193**
		-2	0.278***	0.225**	0.138
		-1	0.257***	0.114	-0.006
부실기업 표본	CP1	전 체	0.178***	0.076	-0.051
		-4	0.171*	0.052	0.026
		-3	0.237**	0.068	0.062
		-2	0.139	0.144	-0.112
		-1	0.141	0.001	-0.184**
	CP3	전 체	0.195***	0.078*	-0.031
		-4	0.246***	0.068	0.059
		-3	0.261***	0.096	0.055
		-2	0.114	0.137	-0.081
		-1	0.158*	-0.003	-0.151

주) ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임(two-tailed test).

3. 부실예측모형의 추정

(1) 상관계수 분석

① 수익성 재무지표

<표 15>는 부실화 1년전의 부실표본 및 비부실표본의 전체표본을 이용하여 수익성 재무지표들간의 Pearson 상관계수 및 Spearman-Rank 상관계수를 보여 주고 있다.

<표 15> 수익성 재무지표들간의 상관계수

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5	CP6	CP7
P1	1.000													
P2	.945	1.000												
P3	.702	.679	1.000											
P4	.689	.699	.989	1.000										
P5	.306	.232	.338	.323	1.000									
P6	.544	.533	.739	.742	.602	1.000								
P7	.544	.572	.893	.892	.147	.569	1.000							
CP1	.134	.123	.122	.123	.123	.122	.057	1.000						
CP2	.363	.334	.419	.417	.238	.412	.278	.404	1.000					
CP3	.181	.174	.201	.203	.140	.168	.140	.994	.447	1.000				
CP4	.327	.347	.481	.487	.297	.458	.290	.335	.920	.392	1.000			
CP5	.206	.184	.096	.094	.153	.201	.044	.008	.025	.010	.029	1.000		
CP6	.279	.262	.287	.277	.191	.333	.247	.056	.074	.065	.075	.043	1.000	
CP7	.165	.159	.183	.182	.109	.132	.147	.992	.419	.994	.345	.007	.056	1.000

상관계수의 종류에 관계없이 대체로 절대치가 0.2이상인 상관계수는 1% 수준에서 유의하다. 이들 상관계수들에 대한 분석으로부터 다음과 같은 결론이 가능하다.

첫째, 수익성지표의 상관계수는 대체로 0.5 이상으로서 높은 통계적 유의성을 가지고 있는데, 이러한 높은 상관관계는 모수검증 뿐만 아니라 비모수검증에서도 나타나고 있다. 따라서, 부실예측모형에 2개 이상의 수익성 재무지표들이 설명변수로 채택될 경우 다중공선성의 문제를 야기할 가능성이 높다.

둘째, 수익성지표의 변화율을 변수간에도 높은 상관관계가 존재하는데, 매출총이익률의 변화를 나타내는 CP5를 제외하면 대체로 0.6 이상의 높은 상관계수를 보여 주고 있다. 따라서, 앞서 언급한 다중공선성 문제를 유의해야 할 필요가 있다.

셋째, 수익성 재무지표들과 그 변화율 변수들간의 상관계수는 대체적으로 0.3 전후에 머물고 있어 재무지표들과 변화율변수들이 동시에 예측모형의 설명변수로 이용되는 경우에 심각한 다중공선성의 문제는 없을 것으로 추측된다.

② 활동성 재무지표

<표 16>은 부실직전년도의 전체표본을 이용하여 활동성 재무지표들간의 Pearson 상관계수 및 Spearman-Rank 상관계수를 보여주고 있다.

〈표 16〉 활동성 재무지표들간의 상관계수

	A1	A2	A3	A4	CA1	CA2	CA3	CA4
A1	1.000 1.000							
A2	.695 .525	1.000 1.000						
A3	.022 .323	-.005 .191	1.000 1.000					
A4	-.051 .018	-.377 -.807	.066 .025	1.000 1.000				
CA1	.141 .264	.325 .136	.068 .190	-.079 .001	1.000 1.000			
CA2	.081 .187	.444 .241	.019 .114	-.143 -.194	.728 .589	1.000 1.000		
CA3	-.008 .107	-.023 -.075	.976 .293	.066 .139	.063 .316	.021 .094	1.000 1.000	
CA4	-.016 -.016	-.096 -.152	-.022 -.010	.113 .208	-.082 -.026	-.239 -.752	-.015 .124	1.000 1.000

여러 경우 극단치의 영향을 받는 Pearson 상관계수는 그렇지 않은 Spearman-Rank 상관계수에 비하여 상당히 낮다. 이들 상관계수들에 대한 분석결과는 다음의 두 가지로 요약된다.

첫째, 총자산회전율(A1)과 재고자산회전율(A2)의 상관계수 (특히 Pearson 상관계수는 0.695)는 높게 나타났으며 그들의 변화율 변수들간의 상관계수도 상당히 높다(Pearson 상관계수는 0.728, Spearman-Rank 상관계수는 0.589). 또는 재고자산회전율과 총자산대비 재고자산비율(A4)은 강한 음의 상관관계를 보이고 있고 Spearman-Rank 상관계수는 -0.807) 그 변화율들 간에도 높은 상관관계가 나타나고 있다(Pearson 상관계수는 -0.239, Spearman-Rank 상관계수는 -0.752). 이것은 세 가지 재무지표들이 비슷한 측면의 영업상태를 나타내고 있기 때문인 것으로 생각된다. 따라서, 부실예측모형에서 이들 세 변수들 동시에 설명변수로 채택하는 것은 바람직하지 않을 것으로 생각된다.

둘째, 그 밖의 활동성 지표들간에는 대체로 낮은 상관관계가 형성되어 있는데, 이것은 각각의 활동성 지표들이 영업상의 다른 측면을 보여주고 있기 때문인 것으로 추측된다. 예를 들어, 재고자산 회전율(A2)과 매출채권회전율(A3)은 모두 기업의 영업활동상 중요하고 기업부실화의 가능성과 관련된 중요한 지표이긴 하지만 재고수준과 매출채권수준이 밀접히 연계되어 있는 것은 아니다. 따라서, 두 지표사이의 상관관계는 낮고 (0.1내외) 예측모형에서 설명변수로 같이 사용되는 경우 서로 보완적으로 작용하여 예측력을 높일 수 있을 것이다.

③ 유동성 및 안정성 재무지표

<표 17>은 부실직전년도의 전체표본을 이용하여 유동성 및 안정성 재무지표들간의 Pearson 상관계수 및 Spearman-Rank 상관계수를 보여주고 있다. 이들 상관계수들에 대한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 유동성의 적정보유 여부를 보여주고 있는 유동비율(L1)과 당좌비율(L2)은 예상대로 높은 양의 상관관계를 보여주고 (Pearson 상관계수는 0.924, Spearman-Rank 상관계수는 0.886)있고, 이들 유동성관련 지표들은 부채비율과 높은 음의 상관관계를 보이고 있는데, 이는 부채비율이 높은 기업들이 유동성 문제가 있으리라는 우리의 예상과 일치하는 것이다.

둘째, 부채비율(S1)은 고정부채(S2)비율과 상당한 연관성을 유지하고 있지만

(Pearson 상관계수는 0.758, Spearman-Rank 상관계수는 0.258) 고정부채의 증감이 전체부채의 증감으로 바로 이어지는 것으로 보이지 않는다. 즉, 전체부채 비율의 증감과 고정부채비율 증감의 상관계수는 0.2내외로 나타나고 있다.

셋째, 보통주 주당장부가치(S4)는 다른 안정성 지표들과는 거의 관계가 없으나, 부채비율(S3)과는 Pearson 상관계수 -0.034 및 Spearman-Rank 상관계수 -0.30을 유지하고 있다. 이것은 과도한 타인자본의 조달이 주식의 가치를 낮추는 결과를 초래함을 의미한다.

〈표 17〉 유동성 및 안정성 재무지표들간의 상관계수

	L1	L2	S1	S2	S3	S4	CL1	CL2	CS1	CS2	CS3	CS4
L1	1.000											
L2	.924	1.000										
S1	-.375	-.342	1.000									
S2	-.004	.021	.758	1.000								
S3	.091	.082	-.528	-.249	1.000							
S4	-.337	-.364	.362	.024	-.363	1.000						
CL1	.410	.432	-.171	.071	.121	-.257	1.000					
CL2	.316	.375	-.179	.028	.085	-.273	.890	1.000				
CS1	-.213	-.204	.210	-.017	-.166	.133	-.464	-.376	1.000			
CS2	-.018	-.012	.083	.090	-.033	.011	.291	.222	.235	1.000		
CS3	.236	.251	-.317	-.032	.370	-.445	.216	.166	-.383	-.092	1.000	
CS4	-.005	-.017	.003	-.025	-.034	.086	-.075	-.059	.008	-.047	-.007	1.000
	-.094	-.123	.064	.003	-.030	.393	-.148	-.110	.224	-.029	-.214	1.000

(2) 설명변수의 채택

앞서 행한 재무지표들의 판별력과 상관계수분석을 근거로 하여 LOGIT예측 모형을 선정하였는데, 이익조절행위로 인하여 논리적 상관관계가 나타나지 않는 재무변수들을 배제하고 1년 이내의 기업부실 예측력을 높이는데 그 주안점을 두었다. 그 과정은 다음과 같다.

첫째, 각종 재무지표들 중에서 부실 1년전 two-sample mean test의 t-test 값이 최소 5% 수준에서 유의적인 7개의 수익성 재무지표(P1, P2, P3, P4, P5, P6, P7), 2개의 활동성지표(A1, A4), 1개의 유동성지표(L1), 3개의 안정성 지표(S1, S3, S4)를 이용해 LOGIT분석을 행하였다. 이 결과 각 설명변수의 판별력이 유지되면서 계수간의 안정성이 유지되는 총자산 경상이익률(P3), 총자산회전율(A1), 보통주 주당장부가치(S3)의 3개의 변수를 1차적으로 선정하였다.

둘째, 추가적인 예측력을 확보하기 위해 two-sample test의 t-test 값이 5% 수준에서 유의성 있는 7개의 재무지표 변화율 변수를 추가하여 LOGIT분석을 하고, 그 결과 추가적 설명력이 있는 2개의 변수, 즉 당좌자산의 변화율(CL2)과 부채비율의 변화율(CS1)을 설명변수로 추가 선정하였다.

셋째, 이미 선택된 5개의 설명변수 외에도 모형의 설명력을 높일 수 있는 변수가 있는지를 조사하기 위해 아직 고려되지 않은 변수들을 하나씩 추가하여 LOGIT분석을 하였고, 그 결과 모형의 안정성이 유지되면서 설명력을 높일 수 있는 것으로 밝혀진 변수인 매출채권회전율(A3), 매출총이익률의 변화율(CP5), 경상이익률의 변화율(CP7) 및 고정부채비율의 변화율(CS2)을 추가 선정하였다.

이러한 3단계의 분석을 거쳐 확정된 9개의 설명변수들을 사용하여 부실예측 모형을 추정하였다. 총 230개의 부실표본과 비부실표본을 사용하여 부실예측의 독립변수들 상호작용효과를 고려한 부실 1년전 LOGIT 분석의 결과는 <표 18>과 같다.

<표 18>에서 보여주는 바와 같이, 대체로 선정된 설명변수가 통계적 유의성을 지니고 있으며, 1차적으로 선정된 변수인 총자산 경상이익률(P3), 총자산 회전율(A1), 보통주주당 장부가치(S3)는 1% 수준에서 유의적인 변수로 나타나고 있다.

이러한 유의적인 재무변수들의 LOGIT 분석 결과치는 기업의 부실화에 대한 다음의 몇 가지를 실증하고 있다.

첫째, 총자산경상이익률(P3)은 기업의 수익성을 나타내는 것으로서, 기업의 부실확률과 역의 관계를 가지고 있다. 이 비율이 상대적으로 높은 수준에 있으면 경기악화에 대한 외부충격에 오래 견딜 수 있으며, 이 비율이 하락하면 기업의 재무상태가 부실하게 된다.

둘째, 총자산회전율(A1)과 매출채권회전율(A3)은 정상적인 영업활동의 순환 과정에서 자산의 현금화되는 속도와 운용능률을 측정하는 지표로서, 기업의 부실확률과 역의 관계를 가지고 있다. 따라서 기업의 활동성이 상대적으로 높다면 그 기업이 부실화될 가능성이 상대적으로 낮다.

셋째, 기업의 자본충실화 정도를 대변하는 보통주주당 장부가치(S3)는 기업의 부실확률과 역의 관계를 가지고 있다. 그러므로 이 비율이 상대적으로 낮은 기업은 채무상대가 악화되어 부실화될 가능성이 높다.

〈표 18〉 부실 1년전 로짓분석의 결과값

변 수	모수추정치	Wald χ^2	Pr > χ^2	비 고
P3	-19.5620	12.3173	0.0004	***
A1	-2.2089	15.8859	0.0001	***
A3	-0.0140	4.5045	0.0338	**
S3	-0.0631	13.1388	0.0003	***
CP5	0.0551	0.4995	0.4797	
CP7	0.0508	1.3206	0.2505	
CL2	-1.4524	3.2044	0.0734	*
CS1	-3.6892	3.8640	0.0493	**
CS2	0.7055	1.6501	0.1989	
상수	3.1338	25.4516		

주) ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적인 변수.

한편 본 연구의 LOGIT 분석에서는 모형의 적합도를 알아보기 위하여 모수 추정치가 주어졌을 경우 관찰된 결과의 확률인 우도(Likelihood)를 사용하였다. 우도는 1보다 작은 수로서 우도의 로그의 -2배(-2LL : -2 Log Likelihood)를 이용하면 추정된 LOGIT 모형이 얼마나 자료에 적합한가에 대한 측정이 가능하다. 이 기준의 구체적인 이용방법은 원모형(original model with covariate)과 축소모형(reduced model without covariate)의 값을 비교하여 그 값의 통계적 차이를 검증하게 되는데 원모형의 값이 축소모형의 값보다 작을수록 모형의 적합도는 높아진다. 여기에서 원모형이란 설명변수가 포함된 본래의 모형을 의미하고 축소모형이란 원모형에서 설명변수의 계수값을 0으로 하였을 때의 모형

을 의미한다. 본 연구의 부실 1년전 모형에서 원모형의 값(207.219)이 축소모형(316.057)에 비하여 작았으며 이에 대한 통계적 검증결과는 $\chi^2=108.838$ 으로 1% 유의수준에서 의미가 있었다.

이와 같은 방법으로 부실 2년전·부실 3년전·부실 4년전의 230개 표본에 대한 LOGIT 분석을 실시한 결과에서 총자산회전율(A1)과 보통주주당 장부가치(S3)는 부실전 모든 연도에서 1% 수준의 통계적으로 유의적인 차이를 보였다.

4. 부실예측모형의 예측력 검증

모형이 추정하는 부실확률 Pr은 연속적인 수치이기 때문에 판별점(cut -off point)을 무엇으로 하느냐에 따라 부실과 비부실의 분류가 크게 달라질 수 있다. 즉, 모형의 예측실패율이 달라진다. 따라서 판별점을 이동시키면서 총오분류율(제1종 오류와 제2종 오류의 합)을 최소화하는 최적판별점에서 분류정확도를 계산하여야 할 것이다.⁵⁾ 이때 제1종 오류(type 1 error)는 부실기업을 비부실 건전 기업으로 분류하는 오류이고, 제2종 오류는 비부실 건전 기업을 부실 기업으로 분류한 오류이다.

이에 판별기준점을 달리한 경우, 판별기준점이 낮아질수록 제1종 오류는 적어지고 제2종 오류는 오히려 높아졌으며, 전체표본에 대한 예측 정확도는 판별점이 0.5인 경우가 근소하나마 가장 높았다.

본 연구에서 제시한 모형의 예측정확도는 부실 1년전에 부실표본의 경우 115개의 부실표본 중에서 부실이라 예측된 것은 95개로서 83%의 예측력을 보이고 비부실표본 115개 중 비부실로 예측된 것이 88개로서 77%의 예측력을 보임으로서 전체 표본의 80%를 바르게 분석한 것으로 나타났다. 하지만 부실 2년전 부터는 그 예측력이 하락하고 있으며, 부실 4년전에는 전체표본의 예측 정확도가 67%로 나타났다.

5) 의사결정의 오분류에 따른 사전적 한계비용을 알 수 없을 뿐만 아니라, 기존의 대다수 부실예측연구들이 제1종 오류와 제2종 오류의 합을 최소화하는 방법을 이용했기 때문에 비교를 위해 본 연구에서도 같은 방법을 적용하였다.

〈표 19〉 부실예측모형의 부실전 연도별 자체예측력

표 본 수	예 측 력			
	부실 1년전	부실 2년전	부실 3년전	부실 4년전
부실표본 (115개)	95(83%)	94(82%)	91(79%)	81(70%)
비부실표본 (115개)	89(77%)	86(75%)	77(67%)	75(65%)
계 (230개)	184(80%)	180(78%)	168(73%)	156(68%)

주) 판별기준점을 P=0.5로 했을 때의 결과임.

이와 같이 모형의 구축시 이용된 추정용 표본(estimation sample)을 사용하여 예측력을 검증하게 되면 예측정확도가 다소 상향 편의를 가질 수 있으므로 검증용 표본(hold-out sample)에 의하여 예측력에 대한 타당성 검증(validation test)을 실시하여야 한다. 하지만 부실예측연구의 특성상 부실표본 표본의 수가 제한적이고 검증용 표본을 따로 확보하기는 사실상 곤란하기 때문에 Altman (1968)의 연구에서처럼 표본을 반으로 나누어 추정용 표본과 검증용 표본으로 이용하였다. 즉 추정용 표본인 230개 기업(부실 115개, 비부실 115개)을 제 1 그룹의 표본으로 114개 기업(부실 57개, 비부실 57개)과 제 2 그룹의 표본으로 116개 기업(부실 58개, 비부실 58개)으로 나누고, 먼저 제 1 그룹의 표본으로 모형을 추정한 후 제 2 그룹의 표본으로 예측력을 검증하고 또한 그 반대로 제 2 그룹의 표본으로 모형을 추정하고 다시 제 1 그룹의 표본으로 예측력을 검증하여 두 그룹에 의한 예측력을 종합하였다.⁶⁾

검증용 표본에 의한 예측력 검증결과는 <표 20>과 같다. 부실 1년전을 살펴 볼 때, 부실표본의 예측력은 115개 표본중 93개를 정확히 예측하여 81%이었고 비부실표본의 예측력은 115개 표본중 86개를 정확히 예측하여 75%로 나타났으며, 이를 결합한 결과 총 230개의 표본에서 179개를 정확히 예측하여 예측력은 78%이었다.

6) 230개의 표본을 두 그룹으로 나누는 과정에서 시기적 영향을 받지 않도록 하기 위해 연도순에 따라 가장 오래된 표본을 제 1 그룹으로 하였으며 그 다음 오래된 표본은 제 2 그룹으로 분류하여 순차적으로 두 그룹의 표본을 구성하였다.

이렇듯 부실예측모형의 예측력을 검증한 결과는 부실화전 일정 시점에 상호간의 논리적 체계가 파괴되지 않은 부실표본의 재무지표와 그 변화율들은 부실·비부실을 판별하는 설명력을 갖고 있다는 본 연구의 가설을 지지한다.

〈표 20〉 부실예측모형에 대한 검증용 표본의 예측력

표 본 수		예 측 력			
		부실 1년전	부실 2년전	부실 3년전	부실 4년전
부 실 표 본	제 1 그룹 (57개)	51(89%)	51(89%)	50(88%)	52(91%)
	제 2 그룹 (58개)	42(72%)	37(64%)	38(66%)	33(57%)
	소 계 (115개)	93(81%)	88(77%)	88(77%)	85(74%)
비부실 표 본	제 1 그룹 (57개)	39(68%)	36(63%)	30(53%)	26(46%)
	제 2 그룹 (58개)	47(81%)	47(81%)	46(79%)	47(81%)
	소 계 (115개)	86(75%)	83(72%)	76(66%)	73(63%)
계 (230개)		179(78%)	171(74%)	164(71%)	158(69%)

주) 제 1 그룹 표본의 추정모형 최적판별점 : 0.57

제 2 그룹 표본의 추정모형 최적판별점 : 0.34

IV. 결 론

기업의 경영상태와 전망을 하기 위해서 가장 기본적인 재무정보가 경영자의 의도적인 개입에 의하여 왜곡되지 않아야만 올바른 의사결정을 할 수 있다. 하지만 부실화의 징후를 나타내기 시작하는 기업의 경우에 부정적인 정보가 외부 금융시장에 누출되는 경우 발생할 수 있는 은행의 대출중단 등의 치명적 비용을 피하기 위하여 긍정적인 정보를 조작 유포시킬 강한 유인이 존재한다. 만일 기업의 미래 존속여부를 알고자 하는 의사결정자가 이러한 이익조절행위에 대

한 사전적 지식이 없는 상태에서 왜곡된 재무정보만을 이용하였다면, 그릇된 의사결정으로 인한 위험을 감수해야만 할 것이다.

본 연구에서는 먼저 부실기업에서 재무정보의 이익조절행위 가능성을 검증하기 위하여 1995년에서 1998년까지 부실화된 115개 상장기업들의 부실전 회계 자료를 분석하였다. 3개의 성장성지표, 7개의 수익성지표, 4개의 활동성지표, 2개의 유동성지표, 4개의 안정성지표 등 총 20개의 재무변수와 그 변화율을 분석한 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 부실표본의 수익성관련 재무정보에서 비부실 표본이 부실 3년전에 비하여 2년전에 큰 폭의 수익성 저하가 나타나는 것에 비하여, 부실기업의 경우에는 2년전에 수익성 저하가 급격히 둔화되고 있다. 대응되는 비부실 표본의 업종이 동일하게 구성되어 있는 상황에서 부실표본이 비부실 표본에 비하여 부실 2년전에 수익성이 크게 향상될 아무런 이론적 근거가 없음을 감안할 때 이는 수익성 저하를 감추려는 부실직전기업들의 회계적 노력의 결과라는 해석이 가능하다. 이는 부실 2년전부터 심각한 이익조절행위가 시작되었음을 의미한다.

둘째, 부실표본에는 재무지표 상호간에 존재하는 논리적 연관성이 미약하거나 나타나지 않고 있다. 예를 들어, 기업의 수익성과 활동성은 양의 관계를 보이는 것이 보통인데, 부실직전기업의 경우 활동성 저하에도 불구하고 수익성은 향상되어 음의 관계가 나타나고 있다. 이러한 현상은 부실직전기업들의 이익조절행위가 수익성지표에 집중됨으로써 나타나는 것으로 해석될 수 있다.

이상의 두 가지 발견은 부실기업의 경우에 부실 2년전부터 심각한 이익조절행위가 이루어지고 있음을 뜻하고, 다른 한편으로는 대부분의 비부실표본들이 공시하는 재무정보는 상당정도 신뢰성이 있음을 시사하고 있다.

다음으로 부실표본과 그에 대응하는 비부실 표본의 재무정보를 이용하여 부실예측모형을 구축하여 그 예측력을 조사하여 보았다. 부실표본과 비부실표본 간의 유의적인 차이가 존재하는 재무지표 및 그 변화율 변수들 중에서 LOGIT 예측모형의 예측력을 극대화시킬 수 있는 9개의 설명변수를 최종적으로 선별하였는데, 3개의 수익성지표, 2개의 활동성지표, 1개의 유동성지표 그리고 3개의 안정성지표가 선택되었다. 이 모형은 부실 1년전에 부실표본 115개중 95개를 부실로 바르게 예측하였고(83%) 비부실표본 115개 중 89개를 비부실로 바

르게 예측(77%)하여 전체적으로 80%의 자체예측력을 보였다. 검증용 표본을 이용한 경우 부실표본은 81%, 비부실표본은 75%, 전체 78%의 예측력을 보여주었다.

이익조절행위가 포착된 부실화 직전기업들의 재무정보를 이용하여 개발된 부실예측모형이 상당히 유용성을 지녔다는 것은 재무정보의 정보성에 의미하는 바가 크다. 즉, 경영자에 의한 광범위한 이익조절이 이루어진 재무정보라고 할 지라도 이용방법에 따라 상당히 유용한 정보를 추출할 수 있다. 이런 관점에서 공시되는 재무정보 전체를 불신하고 이를 이용하지 않는 것은 재무정보를 대체할 다른 정보가 마땅치 않은 상태에서 결코 바람직하지 않다고 할 것이다. 따라서 이익조절행위 가능성이 있는 재무정보라 하더라도 정보를 추출하는 방법을 달리할 때 충분히 의사결정에 유용할 수 있다.

본 연구는 부실기업 연구가 안고 있는 본질적인 문제인 부실기업의 정의와 부실의 유형화 그리고 대상기업의 선정에 있어서 그 한계를 극복하지 못하였으며, 표본기업의 제약으로 인해 부득이하게 상장기업으로 국한시킴으로써 본 연구결과의 일반화 가능성에 문제점을 남기고 있다. 이에 본 연구결과를 일반화시키기 위해서는 본 연구의 모형을 다른 기간·표본·통계적 분석기법으로의 추가적인 연구가 필요할 것이다.

참 고 문 헌

- 김문철, 황인태, “전기손익수정항목을 통한 이익조정행위에 대한 연구 - 이익유연화를 중심으로”, 회계학연구 제21권 제4호, 1996.
- 남주하, 김동수, 김명정, “부도예측모형 분석”, 한국경제연구원, 1995.
- 송인만, 최 관, “회계변경의 이익유연화 현상과 주가반응”, 회계학연구 제14호, 1992.
- 이계원, “재무정보에 의한 기업부실예측과 시장반응”, 회계학연구 제16호, 1993.
- 이용호, “법인세유연화 연구”, 회계학연구 제20권 제2호, 1995.
- 전성빈, 김민철, “도산기업의 갱생예측에 관한 연구”, 동계학술발표논문집, 한국 회계학회, 1995.
- 허영빈, “재무제표정보의 적시성에 관한 연구”, 고려대학교 박사학위논문, 1986.
- 황석하, “기업부실원인에 관한 연구”, 경영학연구, 한국경영학회, 1987.
- 황석하, “기업부실예측에 관한 연구”, 회계학연구, 한국회계학회, 1991.
- Aharony, J., C. Jones and I. Swary, “Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data,” *The Journal of Finance*, September 1980. pp.100-1016.
- Altman, E., R. Haldeman and P. Narayanan, “Zeta Analysis,” *Journal of Banking and Finance*, June 1977. pp.29-54.
- Archibald T. R., “The Return to Straight-Line Depreciation : An Analysis of a Change in Accounting Method,” *Journal of Accounting Research* 5, supplement. 1967. pp.164-180.
- Bartov, E., “The Timing of Asset Sales and Earnings Manipulation,” *The Accounting Review*, October 1993. pp.840-856
- Beaver, W., “Financial Ratios as Predictors of Failure,” *Journal of Accounting Research*, supplement 1996. 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.
- Copeland, R. M., “Income Smoothing,” *Journal of Accounting Research*, supplement 1968. pp.101-116.

- Cushing, B. E., "An Empirical Study of Changes in Accounting Policy," *Journal of Accounting Research* Spring 1969. pp.196-203.
- Deakin, E., "A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure," *Journal of Accounting Research* (Spring 1972), pp.167-179.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo, "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting Economics* 17 1994. pp.145-176.
- Edmister, R., "An Empirical Test of Financial Ratio Analysis for Small Business Failure Prediction," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, March 1972. pp.1477-93.
- Gentry, J. A., P. Newbold, and D. T. Whitford, "Classifying Bankrupt Firms with Funds Flow Components," *Journal of Accounting Research* Spring 1985, pp.146-160.
- Meyer, P. and H. Piffer, "Prediction of Bank Failure," *The Journal of Finance*, September 1970. pp.835-868.
- Moses, O., "Income Smoothing and Incentives : Empirical Tests Using Accounting Changes," *The Accounting Review*, April 1987. pp.358-377.
- Ohlson, J., "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research* Spring 1980. pp.109-131.
- Ronen, J., and S. Sadan, "Smoothing Income Number : Objectives, Means, and Implication," Addition -Wesley, 1981.
- Watts, R., and Zimmerman, "Positive Accounting Theory," New Jersey, Prentice Hall, 1986.
- Zavgren, C., "The Prediction of Corporate Failure : The State of the Art," *Journal of Accounting Literature*, Vol.2, 1983. pp.1-38.