박사학위논문

경기변동을 반영한 부도예측모형에 관한 실증연구

- 중소기업 회계정보 기반 동태적 모형을 중심으로-

The Effects of Business Cycle on the Default Model for Unlisted SMEs in Korea

김 성 규

한양대학교 대학원

2010년 8월

박사학위논문

경기변동을 반영한 부도예측에 관한 실증연구 - 중소기업 회계정보 기반 동태적 모형을 중심으로-

The Effects of Business Cycle on the Default Model for Unlisted SMEs in Korea

지도교수 이화 득

이 논문을 경영학 박사학위논문으로 제출합니다.

2010년 8월 한양대학교 대학원 회계학과

김성규

이 논문을 김성규의 박사학위 논문으로 인준함.

2010년 8월

심사위원장 나 인 철 (印) 심사위원 윤 태 화 (印) 심사위원 고 종 권 (印) 심사위원 조 중 석 (印)

한 양 대 학 교 대 학 원

차 례

국문요지vi
제1장 서론
제1절 연구의 배경 및 목적]
제2절 연구의 범위 및 방법
제2장 이론적 배경 및 선행연구
제1절 이론적 배경
1. 기업부도의 정의(
2. 경기변동 이론과 회계정보의 유용성
3. 부도예측 접근방법에 따른 신용평가철학11
4. 바젤Ⅱ와 중소기업 부도예측모형 개발의 중요성12
제2절 주요 선행연구의 검토18
1. 분석기법 측면에서의 주요 부도예측 관련 선행연구 18
2. 경기변동과 기업 부도율과의 관계에 관한 선행연구 22
3. 선행 부도예측연구에서 제시한 회계변수 24
제3장 연구방법 및 연구설계
제1절 연구방법 27
1. 회계모형에 경기변동을 반영하는 방법27
2. 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영하는 방법

제2절 연구모형29
1. 회계모형에 경기변동을 반영한 연구29
2. 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 연구33
제3절 부도예측모형에 대한 적합성 검증방법36
1. 변별력 검증방법38
2. 안정성 점검44
3. 등급계량화 점검45
제4절 변수선정 및 변수정의47
1. 회계변수 선정 및 정의47
2. 거시경제변수 선정 및 정의53
제5절 연구표본55
1. 회계모형에 경기변동을 반영한 연구표본55
2. 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 연구표본61
제4장 실증 분석결과
제1절 회계모형에 경기변동을 반영한 모형67
1. 단일변량 분석67
2. 기본모형의 회계변수 선정과정 및 선정결과71
3. [분석모형1]에 대한 검증결과78
4. [분석모형2]에 대한 검증결과82
5. 확인표본에 의한 분석모형 예측성과93
6. 기대비용을 감안한 분석모형 예측성과100
제2절 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 모형105
1. 거시부도예측모형105

3. 산업별 경기국면에 따른 PD민감도 산출 ·······112
4. PD민감도에 의한 개별기업 PD조정후 예측성과(분석모형3) ···················114
제5장 결론
제1절 요약118
제2절 연구의 공헌과 한계점121
참고문헌124
[부록1] KMV의 DD모형 설명 ·······133
[부록2] 생존분석기법 및 이산시간로짓모형 설명137
ABSTRACT

표 차 례

< 班	2-1>	바젤Ⅱ에 의한 기업신용위험 관련 익스포져 구분14
< 丑	2-2>	내부등급법(IRB)의 구분 ······14
< 丑	2-3>	바젤 Π 에 기준 주요 익스포져의 위험가중자산 산출방법 $\cdots 16$
< 丑	2-4>	분석기업 측면에서 주요 부도예측 관련 선행연구 요약21
< 丑	3-1>	부도예측모형의 정・오분류표42
<	3-2>	회계변수의 정의 및 기대부호48
<	3-3>	거시경제변수 설명 및 추출기준54
<	3-4>	재무제표 4개년 이상 중소기업 표본현황 및 경기국면58
<翌	3-5>	실증 분석에 사용된 표본현황60
<翌	3-6>	경기변동국면에 따른 표본의 부도율61
<翌	3-7>	산업분류 기준62
<翌	3-8>	분기부도율 산출에 사용된 표본63
<翌	3-9>	산업별 경기국면에 따른 분기부도율66
<翌	4-1>	추정표본 기초통계분석68
<翌	4-2>	추정표본 단일변량 분석결과70
<翌	4-3>	기본모형 회계변수선택 과정73
<翌	4-4>	기본모형의 선정변수 및 변수간 상관계수77
< 丑	4-5>	분석모형1 추정결과79
< 丑	4-6>	기본모형과 분석모형1의 신용등급별 부도율 및 구성비81
< 표	4-7>	분석모형2 회계변수선택 과정83

<班 4-8>	분석모형2 추정결과85
<班 4-9>	분석모형2 경기국면별 표준화계수86
<斑 4-10>	추가분석 추정결과92
<斑 4-11>	분석모형2의 전체국면 신용등급별 부도율 및 구성비93
<班 4-12>	확인표본에 의한 기본모형 및 분석모형1 예측성과94
<班 4-13>	확인표본에 의한 신용등급별 부도율 및 구성비95
<班 4-14>	기본모형과 분석모형1에 대한 모집단 안정성지수96
<班 4-15>	확인표본에 의한 분석모형2 예측성과97
<班 4-16>	확인표본에 의한 분석모형2 신용등급별 부도율 및 구성비98
<亞 4-17>	분석모형2에 대한 모집단 안정성지수98
<班 4-18>	기본모형과 분석모형2의 경기국면별 예측성과99
<班 4-19>	오류율에 따른 기대비용101
<班 4-20>	거시경제변수 전분기 대비 변화량 기술통계량107
<班 4-21>	거시부도예측모형 회귀분석결과108
<班 4-22>	산업별 거시부도시계모형 회귀분석결과110
<班 4-23>	거시부도시계모형에 의한 산업별 경기국면에 따른 분기부도율 예측치 … 111
<班 4-24>	산업별 경기국면에 따른 PD 민감도113
<班 4-25>	확인표본에 의한 기본모형과 분석모형3 예측성과 비교114
<班 4-26>	확인표본에 의한 분석모형3 신용등급별 부도율 및 구성비115
<班 4-27>	기본모형 표본의 경기국면에 따른 산업별 부도율116

그 림 차 례

<그림	2-1>	경제성장률과 예금은행 기업대출 증가율 추이9
<그림	2-2>	경기변동과 부도예측에 유용한 회계정보10
<그림	2-3>	경기순응성과 회계정보의 부도예측력10
<그림	3-1>	회계모형에 경기변동을 반영한 분석모형 구조30
<그림	3-2>	거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 분석모형 구조34
<그림	3-3>	바젤Ⅱ 기준 적합성 검증의 구성요소37
<그림	3-4>	건전기업과 부도기업의 부도확률 분포39
<그림	3-5>	ROC곡선과 AUC통계량40
<그림	3-6>	메릴린치의 투자시계57
<그림	3-7>	우리나라 경기순환국면 도표59
<그림	4-1>	기본모형의 회계변수 선정과정74
<그림	4-2>	분기부도율 연도별 추이106

국 문 요 지

기업의 신용위험은 재무상태 등 개별기업(차주)의 특성을 반영한 고유위 험요소(idiosyncratic risk factor)와 모든 차주의 신용도에 영향을 미치는 거시 환경위험요소(systematic risk factor)에 의해 결정된다. 또한 금융기관의 경기 순응성(pro-cyclicality)은 경기국면에 따라 신용위험에 영향을 주는 요인에 차이가 있게 해준다.

이와 같이 기업의 신용위험(부도확률)을 측정하는 데에는 경기변동이 중요한데 기업부도예측과 관련된 대부분의 연구가 회계정보를 활용하여 기업 고유위험에 근거한 연구 위주로 이루어져 있거나 거시경제변수와 기업부도율간의관계에 대한 단순한 실증 분석만 수행되었을 뿐 고유위험요소와 거시환경위험요소를 통합하여 부도예측모형과 연계한 국내외 연구는 별로 없는 현실이다.

특히 중소기업은 자산규모 등 회계정보의 변동성이 크고 대기업에 비해 경기변동에 민감하므로 부도예측시 경기변동을 감안하여 측정하는 것이 바람 직하지만 중소기업을 대상으로 경기변동과 부도예측모형을 연계한 연구는 거의 없다.

본 연구는 이러한 배경에서 회계정보를 활용한 기업부도예측모형을 경기 변동과 직·간접적으로 연계하여 추정하는 방법론을 제시하고 거시환경위험요 소를 반영한 부도예측모형의 변별력이 개선될 수 있는지를 분석하였다. 또한 네 가지 경기국면(호황/하강/불황/회복)에 따라 신용위험을 설명하는 회계변수 가 상대적으로 변할 것이 예상되므로 이를 분석하였다.

본 연구의 실증 분석대상은 그동안 연구가 활발하지 못하였던 경기변동에 민감한 비상장 중소기업을 대상으로 하였다. 표본은 경기변동이 충분히 반영 되도록 1995년~2007년 동안의 재무자료에서 추출한 38,758개 비상장 중소기 업의 재무제표 119,622개이며 이를 추정표본(estimation sample) 74,697개와 예측성과를 검토한 확인표본(holdout sample) 49,798개로 분리하였다.

부도예측모형을 경기변동과 연계하여 분석하는 방법론으론 첫째, 경기국면 별로 모형을 달리 구축하여 거시환경위험요소를 모형에 직접적으로 반영하는 방법과 둘째, 산업별 거시환경위험요소 가중치를 산출하여 개별기업의 부도확률(PD: Probability of default)을 조정하는 방법이 있다. 본 연구에서는 이 두 가지 방법 각각에 대해 연구 설계하고 실증 검증하였다.

부도예측모형에 대한 분석방법은 동태적 현상인 기업부도를 예측하는데 활용하는 생존분석방법의 하나로서 연차단위 패널자료로서 시계열 특성이 있는 본 연구의 표본에 적합한 이산시간로짓모형(discrete-time logit model)을 사용하였다. 분석모형의 예측력은 바젤위원회에서 부도예측모형의 변별력 (discriminant power) 측정치로 제시하는 여러 가지 측정치 중 실무에서 가장 많이 사용하고 있는 AUC(Area Under the ROC Curve) 등을 중심으로 살펴보았다.

실증 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 회계정보를 활용한 부도예측모형에 경기변동변수를 직·간접적으로 연계하여 추정한 모형의 AUC는 회계정보를 활용한 모형 대비 크게 증가되지 않았지만 경기국면 예측에 따라 분류값(cut-off value)을 달리하여 부도기업을 부도기업으로 정확하게 분류하는 비율인 HR(hit ratio)과 건전기업을 부도기업 으로 잘못 분류하는 비율인 FAR(false alarm ratio)를 동시에 감안시 경기변 동을 감안한 분석모형이 금융기관 경영전략 측면에서 활용성이 크고 부도예측 모형으로서의 유용성이 높은 것으로 나타났다.

둘째, 신용위험을 설명하는 회계변수가 경기국면별로 상대적으로 변하는지 여부를 실증 분석한 결과, 경기변동에 따라 부도율을 설명하는 기업고유위험 에 체계적인 차이를 보여주는 회계정보가 있는 것으로 검토되었다. 회복기에 는 수익성과 활동성 보다는 현금유동성과 현금흐름 기준 이자보상배율과 더불어 가장 강력한 부도예측을 설명하는 회계변수임이 확인되었고 호황기와 하강기에는 전반적으로 회복기와 불황기에 비해 부도예측력이 낮고 안정성, 활동성 변수가 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 불황기에는 수익성, 안정성, 현금흐름 및 변동성 모두 다른 국면에 비해 부도예측에 유용한 변수로 확인되었으며 특히 불황기 일수록 재무건전성 및 현금흐름이 부도예측에 유용한 회계정보라는 선행연구결과와도 일치하였다.

본 연구의 주요 공헌점은 다음과 같다.

첫째, 거시환경위험요소인 경기변동변수를 부도예측모형에 연계하여 체계적인 연구를 수행하여 미시적인 관점에서 신용위험을 예측한 기존 부도예측모형의 한계점을 보완하였다.

둘째, 네 가지 경기국면에 따라 신용위험을 설명하는 회계정보가 변화될 수 있음을 제시하고 이를 부도예측모형에서 활용할 수 있음을 밝혔다는 점에 서 의의가 있다.

셋째, 기존 부도예측모형은 표본의 검증을 통해 모형의 변별력을 평가하는데 그치고 있으나 본 연구에서는 나아가 거시경제적 환경 변화에 따라 부도확률의 변동을 신용등급으로 계량화하여 부도예측모형의 실무적 활용성을 평가한 점에서 의의가 있다.

마지막으로 본 연구에서는 10만개가 넘는 중소기업 자료를 이용해 분석한 결과임을 특별히 언급하고 싶다. 소수의 부도자료를 이용한 선행연구는 표본선택의 편의 문제에 노출되는 경향이 있다. 따라서 경기변동에 따라 부도율이 매우 변동적인 특징을 보이고 있는 중소기업을 방대한 자료를 이용하여 분석한본 연구결과는 경기변동에 따른 신용위험을 포착하는데 의미가 있다고 본다.

제1장 서 론

제1절 연구의 배경 및 목적

기업의 신용위험을 사전에 파악하는 것은 채권자, 투자자 등 기업의 이해 관계자들에게는 매우 중요한 일이라 할 수 있다. 특히 우리나라는 외환위기과정을 거치면서 기업부도로 부실해진 금융기관을 구제하기 위해 막대한 공적자금이 투입된 적이 있듯이 기업부도는 단순히 직접 이해관계자인 채권 금융기관, 투자자뿐만 아니라 국민경제 전체에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 기업의 신용위험을 평가할 수 있는 보다 나은 예측모형을 개발하기 위한 노력이 지속적으로 필요하다.

그런데 시장에서 신용위험을 측정하는 과정에서 목격되는 현상 중 하나는 경기수축기에 부도율이 증가하고 반대로 경기확장기에 부도율이 감소한다는 점이다. 이러한 현상은 Gordy and Howells(2004), Kashyap and Stein(2004), 김명직(2007), 노용환(2009)에서 밝히고 있듯이 금융기관들은 경기 확장기에 대출을 증가하기 위하여 신용위험을 완화하려는 경향을 보이고, 경기 수축기에는 반대로 신용위험을 강화하여 대출 축소를 통해 유동성을 확보하려는 경기순응성(pro-cyclicality)을 갖게 한다는 점이다. 따라서 자금조달이 용이한 확장기에는 재무구조가 양호하지 않더라도 부도발생 가능성이 적어 부채비율이 부도예측에 유용한 회계변수가 되지 않는 반면, 수축기에서는 기업의 자금조달이 어려워 부채비율이 부도예측에 유용한 회계변수가 된다는 점이다. 이와 같이 경기순응성은 경기국면에 따라 신용위험에 영향을 주는 요인에 차이가 있게 해 준다.

경기순응성 문제를 해소하기 위한 노력과 관련하여 최근에는 경기변동

(business cycle)과 신용위험(부도율)측정과의 관계에 대한 연구가 새로운 연구영역으로 대두되고 있다. Pederzoli and Torricelli(2005)은 차주(기업)1)의 신용위험은 개별기업의 특성을 반영한 고유위험요소(idosyncratic risk factor)와모든 차주의 신용도에 영향을 미치는 거시환경위험요소(systematic risk factor)에 의해 결정되므로 신용위험의 정도는 경기변동과 밀접한 관계를 가지고 있다고 하였다. 이러한 배경에서 Bonfim(2009), 임혜진(2009) 등은 거시경제변수와 기업부도율간의 상관관계에 대해 연구하였지만 이를 부도예측모형과연계한 체계적인 연구는 이루어지지 않았다.

기업의 신용위험을 측정하는 대표적인 연구방법론은 회계정보를 이용하는 방법이다.2) 회계정보를 활용한 기업부도예측모형에 관한 연구는 Beaver(1966) 이래 오랜 역사를 갖고 있으며 회계정보(재무변수)는 부도기업 예측력에 있어서 유용한 정보를 제공하고 있는 것으로 알려져 있지만, 회계정보를 활용한 부도예측모형 또한 경기변동을 감안한 연구는 별로 없는 실정이다.

류지호·이승호(2000)는 경기변동에 따라 회계정보의 유용성(가치관련성)에 차이가 있다고 제시하였고 조성표·류인규(2007)는 경기국면에 따라 기업의 부실요인을 설명하는 회계정보(재무변수)에 차이가 있다고 하였다. 하지만이들 연구는 비교적 짧은 특정 연도의 시계열자료만을 토대로 경기국면을 확장기와 수축기로 이원화하여 연구하였다는 점에서 회계정보의 유용성을 보다체계적으로 밝히지 못했다는 한계가 있다. 특히 중소기업은 자산규모 등 회계정보의 변동성이 크고 대기업에 비해 경기변동에 민감하므로 부도예측시 경기변동을 감안하여 측정하는 것이 바람직하지만 중소기업을 대상으로 경기변동

¹⁾ 비상장 중소기업의 부도예측모형을 활용하는 주요 이해관계자가 금융기관이므로 본 연구에서는 부도예 측대상인 중소기업을 차주(obligor)라는 표현과 동일한 개념으로 혼재하여 사용한다.

²⁾ 기업신용위험을 측정시 회계정보를 통한 재무위험 이외 경영위험, 영업위험 등 비재무적 요소도 고려가 되지만 비재무적 정보에 대한 수집 어려움 등으로 회계정보를 이용한 기업신용위험을 예측하는 연구가 주류를 이루고 있다.

과 부도예측모형을 연계한 연구는 거의 없는 실정이다3).

본 연구는 이러한 배경에서 회계정보를 활용한 기업부도예측모형을 경기 변동과 직·간접적으로 연계하여 추정하는 방법론을 제시하고 거시환경위험요 소를 반영했을 때 부도예측모형의 변별력이 개선될 수 있는지를 분석하고자 한다. 또한 네 가지 경기국면(호황/하강/불황/회복)에 따라 신용위험을 설명하 는 회계변수가 어떻게 달라지는 지를 분석하고자 한다. 본 분석을 위해 그 동 안 활발하게 연구되지 못하였던 중소기업을 대상으로 실증 분석하고자 한다.

본 연구의 주요 공헌점은 다음과 같다.

첫째, 거시환경위험요소인 경기변동변수를 부도예측모형에 연계하여 체계적인 연구를 수행함으로써 미시적인 관점에서 신용위험을 예측한 기존 부도예측모형의 한계점을 보완하였다.

둘째, 네 가지 경기국면에 따라 신용위험을 설명하는 회계정보가 변화될 수 있음을 제시하고 이를 부도예측모형에서 활용할 수 있음을 밝혔다는 점에 서 의의가 있다.

셋째, 기존 부도예측모형은 표본의 검증을 통해 모형의 변별력을 평가하는데 그치고 있으나 본 연구에서는 나아가 거시경제적 환경 변화에 따라 부도확률의 변동을 신용등급으로 계량화하여 부도예측모형의 실무적 활용성을 평가한 점에서 의의가 있다.

마지막으로 본 연구에서는 10만개가 넘는 중소기업 자료를 이용해 분석한 결과임을 특별히 언급하고 싶다. 소수의 부도자료를 이용한 선행연구는 표본선택의 편의 문제에 노출되는 경향이 있다. 따라서 경기변동에 따라 부도율이 매우 변동적인 특징을 보이고 있는 중소기업을 방대한 자료를 이용하여 분석한본 연구결과는 경기변동에 따른 신용위험을 포착하는데 의미가 있다고 본다.

³⁾ Rikkers and Thibeault(2007) 참조.

제2절 연구의 범위 및 방법

본 연구에서는 회계정보를 활용한 기업부도예측모형을 경기변동과 연계 하여 추정하는 방법론을 제시하고 이를 실증 분석하는 한편, 경기변동에 따라 부도예측에 유용한 회계정보가 무엇인지를 비상장 중소기업을 대상으로 분석 하고자 한다.

국가경제에서 중소기업의 비중과 중요성은 높아지고 있고 최근에는 바젤Ⅱ 시행으로 기업의 신용도에 따라 위험가중치를 차등화 하여 최저자기자본을 규 제하고 있으므로 중소기업신용위험모형의 중요성이 증대되고 있다(Altman and Sabato, 2007). 하지만 그동안 자료수집의 어려움 등으로 상대적으로 중소기업 에 대한 연구가 활발하지 못했던 것이 사실이다. 특히, 경기변동을 반영한 부도 예측모형은 중소기업을 대상으로 구축할 때 실용성이 가장 클 것으로 판단된다.

한편, 기업의 고유위험을 판단하는데 있어서 재무제표와 같은 정량적 자료이외 영업환경 등의 정성적 자료를 동시에 고려하는 것이 중요하다. 하지만 방대한 수의 중소기업을 대상으로 상당한 기간의 심층자료인 정성적 자료를 연도별로 취합하기가 용이하지 않다. 따라서 비록 연구 결과의 실무 수용성에는 제한이 있을 수 있지만, 본 연구에서는 회계정보에 초점을 맞추고 분석을 수행하고자 한다.

부도예측모형을 경기변동과 연계하여 분석하는 방법론으론 첫째, 경기국면 별로 모형을 달리 구축하여 거시환경위험요소를 모형에 직접적으로 반영하는 방법과 둘째, 산업별 거시환경위험요소 가중치를 산출하여 개별기업의 부도확률(PD: Probability of default)을 조정하는 방법이 있다. 본 연구에서는 이 두 가지 방법 각각에 대해 연구 설계하고 실증 검증하고자 한다.

부도예측모형에 대한 분석방법은 동태적 현상인 기업부도를 예측하는데 활용하는 생존분석방법의 하나로서 연차단위 패널자료로서 시계열 특성이 있는 본 연구의 표본에 적합한 이산시간로짓모형(discrete-time logit model)을 사용한다. 분석모형의 예측력은 부도예측모형의 변별력(discriminant power) 측정치로 바젤위원회에서 제시하고 있는 여러 가지 측정치 중 실무에서 가장 많이 사용하는 AUC(Area Under the ROC Curve) 등을 중심으로 살펴본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다.

제2장에서는 기업부도와 경기변동 등에 대한 이론적인 배경과 분석기법 측면에서의 기업부도예측모형 등에 대한 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 연구방법론 및 연구 설계 그리고 표본선정과 회계변수, 거시경제변수 선정 등에 관한 내용을 설명한다. 제4장에서는 회계정보를 활용한 모형에 거시환경위험요소를 직접적으로 반영한 모형과 거시변수를 분리하여 산업별 거시환경위험요소 가중치를 산출하여 개별기업의 부도확률을 조정하여 경기변동을 반영한 모형 각각에 대한 실증 분석결과를 제시한다. 제5장에서는 요약 및 연구의공헌과 한계점에 대해 설명하기로 한다.

제2장 이론적 배경 및 선행연구

제1절 이론적 배경

1. 기업부도의 정의

기업의 부도(default, bankruptcy, business failure, insolvency) 또는 재무 적 부실화(financial distress)의 개념은 기업부도의 실태가 매우 다양하고 복 잡하기 때문에 명확하게 정의를 내리기가 어렵다. 기업이 채무에 대한 지급능 력이 없을 때 법률적으로 강제되는 법원의 공식적인 결정인 파산선고가 이루 어지므로 법률적인 의미에서의 부도개념은 파산을 의미하며 경영학이나 경제 학적 의미에서의 기업부도 개념은 매우 다양하게 정의되고 있다. Beaver(1966) 는 기업부도의 정의를 지급채무 만기 시 지급하여야 할 채무에 대한 지급불능 상태라 하였고 Altman(1968)과 Ohlson(1980). Zmiiewski(1984)는 법률적인 의 미에서의 파산된 기업을 부도기업이라 정의하였다. Altman(1971)은 위험보상 을 고려하여 투하한 자본의 실현수익률이 유사한 투자안의 일반적인 수익률보 다 심각하게 계속적으로 나쁜 경우라 하였다. Deakins(1972)는 파산 또는 지 급불능 상태이거나 청산된 기업으로 정의하였고 Lev(1974)는 지급불능 또는 파산으로 나타나는 재무적이거나 영업적인 어려움으로 정의하였다. 조성표ㆍ 류인규(2007)에서는 최근 우리나라의 경제환경 및 정책의 변화를 감안하여 당 좌거래정지, 영업양도, 부도유예협약 선정, 화의절차 개시신청, 기업개선작업 (work-out)을 하고 있는 기업을 부도기업으로 정의하였다.

이들의 정의는 각각 다소 차이가 있지만 광의의 개념으로 포괄적으로 표 현하자면 보통의 경영방법으로는 해결할 수 없을 정도의 지급불능상태에 있거 나 재무적 또는 경영적으로 심각한 상태를 말한다고 볼 수 있으며 협의적으로 는 법적 파산을 의미한다고 할 수 있다. 한편 금융위원회에 의한 정의는 법정 관리, 지급유예, 당좌거래정지, 청산절차의 개시, 회사정리절차 신청 및 개시, 화의 신청 및 그 결정, 부도유예협약 적용이 있는 경우를 포함하고 있다4).

본 연구에서는 신용보증기금의 중소기업 자료를 이용하고 있고 신용보증기금에서 부도(부실)기업으로 처리하는 관련 규정이 앞에서 살펴본 포괄적 의미의 부도정의와 유사하므로 특정 연도에 아래 요건 중 하나에 해당하는 기업을 부도기업으로 정의한다.

- (1) 신용보증기금의 신용보증부실관리규정에 의하여 부실기업으로 규제되는 기업
- (2) 기술신용보증기금의 부실기업 또는 대위변제기업으로 등록되어 있는 기업
- (3) 지역신용보증재단의 대위변제기업으로 등록되어 있는 기업
- (4) 은행연합회 신용관리정보 등록기업(일반적인 부도기업)

2. 경기변동 이론과 회계정보의 유용성

경기변동은 한 나라의 총체적 경제활동이 상승과 하강을 반복하는 현상을 지칭한다(조하현·황선웅, 2009). 구체적으로 살펴보면 경기변동주기(business cycle)란 국민경제의 활동이 경기 회복기(상승기), 호황기, 하강기, 불황기의 네 가지 국면이 순환적으로 반복되는 과정을 의미한다. 경기변동주기상에서 상승기와 호황기는 확장국면, 하강기와 불황기는 수축국면으로 구분하고 있으며 경기변동이론에 의한 기업의 자금사정 및 기업부도율은 일반적인 네 가지경기국면에 따라 다음과 같은 특징을 보이는 것으로 알려져 있다.

⁴⁾ 신용정보업감독규정 제32조 제1항 4호 참조

회복기에는 생산과 고용이 증가하기 시작하고 향후 경기에 대한 기대심리 가 낙관적으로 변화하면서 소비와 투자가 점차 증가한다. 이 때 물가와 금리 는 안정세를 유지하고 수익성이 향상되어 기업자금 사정이 개선됨에 따라 부 도율이 낮아진다. 호황기에는 생산과 고용의 증가세가 지속되고 경기낙관론이 크게 확산되면서 투자가 계속 확대되면서 물가와 금리가 상승한다. 이에 따라 수익성은 높은 상태를 유지하나 더 이상 증대되지는 않으며 경기가 정점에 도 달하는 과정에서 투자확대에 따른 부분적인 자금부족 현상 발생하는 등 무리 한 투자 여파로 부도율이 약간 상승하게 된다. 하강기에는 재고가 증가하고 투자는 수익성 저하와 함께 감소하는 가운데 금리와 물가는 상승세가 지속된 다. 이러한 수요 감소와 수익성 악화에 따른 기업자금사정 악화로 부도율이 증가하기 시작하다. 불황기에는 경기에 대한 비관론이 확산되고 소비와 투자 의 감소세가 확대되면서 실업률이 증가되고 물가와 금리는 하락된다. 이에 따 라 기업의 수익성과 자금사정은 더욱 악화되고 경기가 저점에 가까워지면서 한계기업이 퇴출하고 수익성 악화 등으로 부도율 크게 증가하게 된다. 결국 경기변동이론에 의하면 기업의 신용위험은 기업 고유위험(재무구조 등) 뿐만 아니라 체계적인 위험(거시경제적 상황) 요인에 의해서도 결정되므로 기업부 도예측모형을 활용하는 채권자 및 회계학연구분야 측면에서 다음과 같은 시사 점을 주고 있다.

첫째, 금융기관 등 채권자 측면에서는 예상되는 경기변동에 따른 신용위험의 변화를 정량적으로 예측할 수 있어야 사전에 적절한 조치를 취하여 자산건 전성을 확보할 수가 있을 것이다. 그런데 기존 부도예측모형은 개별기업(차주)의 특성을 기반으로 한 미시적인 관점에서만 신용위험을 예측하고 있어 거시적인 관점에서의 경기변동에 따른 신용위험 예측은 체계적으로 측정되지 못하고 있으므로 이를 적절히 반영하는 부도예측모형을 개발해야 할 필요성을 시사하고 있다.

둘째, 회계학연구 측면에서 경기변동은 회계정보의 유용성 관계를 살펴보는데 있어서 중요한 요소임을 시사하고 있다. <그림 2-1>에서도 알 수 있듯이 일반적으로 금융기관들은 호황기에는 대출을 증가하기 위하여 신용리스크를 완화하는 경향을 보이게 되고 불황기에는 반대로 대출금 회수와 대출 축소를 통해 유동성을 확보하려는 경기순응성(pro-cyclicality)을 보이고 있다.

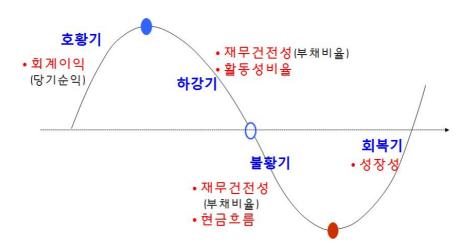
예금은행기업대출증 경제성장률(%) 기율(%) ····•기업대출증기율 - 경제성장률 30 9 20 5 10 1 0 2001 2005 1989 1991 1993 1995 1997 1999 2003 2007 -10 -7

<그림 2-1> 경제성장률과 예금은행 기업대출 증가율 추이

자료: 노용환(2009)

따라서 불황국면에서는 자금조달이 어렵게 됨에 따라 경영자가 회계이익을 조작할 가능성이 높아져 회계이익정보의 신뢰성은 감소하고 재무건전성 및 현금흐름 관련 지표가 상대적 유용할 것으로 예상된다. 이와 같이 경기변동에 따라 부도예측에 유용한 회계정보도 <그림 2-2>에서 보듯이 상대적으로 변할 것으로 예상되므로 이와 관련한 연구가 회계학연구 분야에서 필요함을 시사하고 있다.

<그림 2-2> 경기변동과 부도예측에 유용한 회계정보



한편, <그림 2-3>에서 보듯이 호황국면에서는 금융기관의 적극적인 신용 공여로 재무구조가 다소 불량하더라도 자금조달이 가능함에 따라 부도가능성 이 적어져 부도예측측면에서의 회계정보의 유용성은 저하될 것으로 보인다.

<그림 2-3> 경기순응성과 회계정보의 부도예측력



3. 부도예측 접근방법에 따른 신용평가철학5)

금융기관이 차주의 신용위험을 측정할 때에는 "특정시점"과 "여신기간"에 대한 부도확률(PD)6)을 구분할 필요가 있다. 특정시점에 대한 PD(또는 신용등급)는 경기변동 변화에 따른 PD를 의미하고 여신기간에 대한 PD는 경기변동 주기내에서 예상되는 최악의 상황 하에서의 PD를 나타낸다. 이와 같이 개별기업에 대한 신용위험을 측정시 평가관찰기간의 장·단기 여부와 경기상황을 반영하는 방법을 신용평가철학(rating philosophy)이라고 하며 경기변동성을 반영한 특정시점(PIT: point-in-time) 평가체계와 경기의 저점에서 평가한 경기변동주기관통(TTC: through-the-cycle) 평가체계로 구분된다.

1) 특정시점(PIT) 평가체계 PD

평가시점 현재의 모든 기업 고유정보(obligor-specific information)와 거시경제변수 등 체계적 정보를 활용하여 기업을 그룹화하고 신용등급을 부여하는 방법이다. 경기변동에 따라 신용등급의 변동이 이루어지나 각 신용등급의 실제부도율은 상대적으로 안정적인 모습을 보이게 된다. 동일한 PIT 등급을 갖는 기업들은 비슷한 PD를 공유하게 될 것이며 특정 기업의 신용등급은 경기변동에 따라 빠르게 변화한다. 경기순응성으로 특정 기업의 PIT 평가등급은 경기하락기 동안에는 하락하고 경기팽창기에는 상승하는 경향이 있다.

2) 경기변동주기관통(TTC) 평가체계 PD

⁵⁾ Rikkers and Thibeault(2007), Basel Committee on Banking Supervision(2005). 이석형·이상진 (2007), 이성원(2005) 참조

⁶⁾ 부도확률(PD)이란 특정 기업이 일정기간(일반적으로 1년) 동안에 부도가 발생할 가능성에 대한 미래지 향적 예측치라 할 수 있다.

경기의 저점 또는 상당한 스트레스 상황하에서 각 기업이 자생력을 평가하여 등급을 산출하므로 경기순환에 덜 민감한 모형이다. 하나의 경기변동주기에 걸쳐 변화하지 않는 기업들 간의 상대적인 서열관계를 산출하는데 주요한 목표가 있으므로 기업의 스트레스 상황을 고려하여 향후 경기침체기의 PD(스트레스 PD)가 유사한 차주를 동일한 등급으로 분류한다. 따라서 신용등급은 평균적으로 하나의 경기주기 동안에 바뀌지 않지만 각 등급의 실제부도율은 경기주기에 따라 상대적으로 큰 변동성을 보이게 된다.

그런데, TTC체계는 오랜 경기변동주기 동안의 평가관찰기관이 필요하고 스트레스 시나리오의 설정 등 많은 시간과 비용이 수반되므로 S&P, Moody's 등 국제평가기관이 회사채 등급평가에 활용하는 기법으로 자산규모 등 재무정보의 변동성이 높은 중소기업에는 적합하지 않다. 즉, 중소기업은 경기변동에 민감하여 평가관찰기관이 짧아야 하므로 중소기업 측면에서는 경기변동효과에 중립적인 TTC 평가체계보다 PIT 평가체계 PD가 적합하다고 본다.

4. 바젤Ⅱ와 중소기업 부도예측모형 개발의 중요성

우리나라를 포함한 20개국이 회원국인 국제결제은행(BIS) 산하 바젤은행 감독위원회에서는 금융기관의 경영건전성을 확보하기 위하여 금융기관으로 하여금 여신자산(금융자산을 포함)의 8% 이상에 해당하는 자기자본을 유지·적립하도록 자기자본규제협약을 제정, 감독하고 있다. 우리나라의 경우 2008년을 기점으로 그 이전에는 바젤I(구BIS)협약을 그리고 그 이후에는 바젤I(신BIS)협약의 내용을 따르고 있다. 신·구 협약은, 대출포트폴리오가 중핵을 이루는 금융기관 여신·금융자산에 대한 규정에 있어 큰 차이가 있다. 바젤 I 에서는 금융기관별로 경영위험에 대한 노출정도에 있어 차이가 있음을 고려하지 않고 여신자산 금액 자체만을 기준으로 BIS비율의 충족여부를 판정하지만, 바젤 II

에서는 이러한 위험요소를 고려한 위험가중자산(risk-weighted assets)을 기준으로 판단하도록 규정하고 있다7). 금융기관경영에 따른 위험은 대출포트폴리오의 신용위험, 시장이자율 변동 등과 같은 시장위험, 은행경영의 품질에 내재된 운영위험 등과 같은 요소를 망라하지만, 본 연구와 직접 관련이 되는 것은그 중 가장 중요하다고 볼 수 있는 신용위험 요소이다.

바젤Ⅱ의 시행에 따라, 여신(대출)포트폴리오의 신용위험 내지 부실위험은 위험가중자산 산정액에 반영되며 그 결과 BIS비율 측정치 또한 영향을 받게된다. 경영건전성을 확보하기 이하여 금융기관으로서는 단위 여신을 심사함에 있어서 기업의 부도위험을 적정하게 추정하는 노력을 지속적으로 쏟고 있고 차주 부도위험에 따라 여신가격결정을 차등화하고 있다. 따라서 금융기관으로부터의 여신이 중요한 자금공급원인 비상장 중소기업의 경우 그 신용위험 수준에 따라 자금조달비용의 차등 폭이 더욱 커질 수 있을 것이다.

기업신용위험과 관련한 위험가중자산 산출대상 익스포져8)는 크게는 기업 익스포져와 기타소매익스포져로 대분되며 기업익스포져는 다시 대기업익스포 져9)와 중기업(SMEs)익스포져로 구분된다. 구분기준 중복시 익스포져 적용순 서는 기타소매익스포져를 우선 적용하며 기타소매익스포져에서 익스포져는 해

⁷⁾ 바젤Ⅱ가 등장하게 된 구체적인 배경은 다음과 같은 바젤Ⅰ의 문제점을 보완하기 위해서이다. 첫째 문제점은 바젤Ⅰ에서는 기업에 대한 신용대출채권에 대해 신용등급에 관계없이 일률적으로 100% 위험가중치 적용하여 거래상대방의 신용도를 무시한 획일적인 위험가중치 부여한 점이다. 둘째는 금융기관이 직면하는 다양한 위험(운영위험 등)을 반영하지 못하였다는 점이다. 거래상대방의 신용도에 따른 위험가중치 차등화 및 운영위험을 반영할 필요가 있다는 것이다. 셋째는 선진 리스크측정 및 관리기법수용이 필요했다는 점이다. 금융기관의 대형화 추세로 단일 금융기관이 거시경제에 미치는 영향이 증대하고 있지만 구BIS기준으로는 금융기관의 자본적정성 판단에 어려움이 존재하였다. 따라서 선진 리스크 측정 및 관리기법을 수용케 하고 개별 금융기관의 다양한 영업특성 반영이 필요했다. 넷째는 자산유동화를 이용한 규제자본 회피거래에 대한 규제 강화가 필요했다. 금융공학의 발달로 자산유동화등을 이용한 규제자본 회피거래 증가하여 금융기관의 잠재리스크가 증가하여 리스크 이전이 미흡한자산유동화에 대하여 기초자산 전체에 대하여 규제자본 부과가 필요했다.

⁸⁾익스포져(exposure)란 위험가중자산(또는 소요자기자본)의 산출대상이 되는 금융기관 대차대조표상의 자산금액 또는 부외항목의 거래금액을 의미한다.

⁹⁾신BIS기준상 정식 용어는 기업익스포져(corporate exposure)라고 하지만 본 연구에서는 중기업익스포 져와 대별하기 위해 편의상 대기업익스포져라고 칭한다.

당은행의 익스포져만을 의미하는 것으로 해석되고 있다.

<표 2-1> 바젤Ⅱ에 의한 기업신용위험 관련 익스포져 구분

해당 익스포져	구 분 기 준	국내기업 적용기준
기타소매익스포져	익스포져가 1백만유로 이하	익스포져 10억원이하
중기업(SMEs)익스포져	연간총매출액 50백만유로이하	매출액 600억원이하
대기업익스포져	연간총매출액 50백만유로초과	매출액 600억원초과

각 익스포져에 대한 신용위험가중자산 산출방법(신용위험측정법)을 살펴보면 표준방법(Standardized Approach)과 내부등급법(IRB: Internal Rating Based Approach)으로 大分된다. 표준방법은 외부적격신용평가기관의 신용평가등급을 이용하여 신용등급별로 정해진 위험가중치를 이용하여 위험가중자산 및 규제자본을 산출하는 접근방법이며 내부등급법은 금융기관의 내부 부도예측모형 등 내부자료를 통해 추정한 부도확률(PD), 부도시 손실률(loss given default, LGD), 부도시 익스포져(exposure at default, EAD), 유효만기(effective maturity, M) 4가지 위험요소를 이용하여 신용위험에 대한 위험가중치를 산출하는 방법이다. 내부등급법은 위험요소를 추정하는 방법에 따라 <표 2-2>와같이 기본내부등급법(Foundation IRB)과 고급내부등급법(Advanced IRB)으로 구분되는데 대다수 중소기업에 해당되는 기타소매익스포져에 대해 내부등급법을 적용하려면 고급내부등급법을 사용해야만 한다.

<표 2-2> 내부등급법(IRB)의 구분

구분	위험요소 산출방법	비고
기본내부등급법	PD는 은행의 자체추정치 사용	PD는 신용평가모형에
(Foundation IRB)	기타 위험요소는 감독기관 제시	의해 신출
고급내부등급법	모든 위험요소(PD,LGD,EAD,M)에 대해 은	소매익스포져는
(Advanced IRB)	행의 자체추정치 사용	고급IRB만 적용

결국 내부등급법을 통해 금융기관은 차주의 이질적인 위험특성을 반영하여 여신자산의 신용위험을 측정하기 때문에 금융기관이 보유한 실제적인 위험에 근접한 경제적 자본을 산출할 수가 있는 것이다. 장영민·변재권(2010)을 비롯한 학계와 실무계에서는 바젤Ⅱ의 이와 같은 긍정적인 효과에도 불구하고다른 한편으로는 기업의 신용도에 따라 위험가중치를 차등화하여 최저자기자본을 규제하므로 금융기관은 신용도에 보다 민감한 구조를 갖게 되어 상대적으로 신용도가 취약한 중소기업 여신에 대한 리스크회피를 위해 중소기업에 대한 대출 기피가 예상되며 대출의 경기순응성이 강화될 것이라는 우려가 커지고 있다.

그러나 바젤Ⅱ의 내용을 보다 면밀히 검토해 보면 중소기업여신에 대해 다양한 신용위험경감기법을 마련하고 있어 우려하는 만큼 중소기업 자금시장이위축되지는 않는다고 판단된다. 내부등급법에서는 익스포져 유형별로 상이한 위험가중치함수를 사용하고 있는데 〈표 2-3〉의 기업관련 위험가중자산 산출함수를 보면 10억원 이하인 중소기업여신은 기타소매익스포져로 분류되어 기타소매 위험가중치함수를 적용 받게 된다. 따라서 부도시 손실율(LGD)과 유효만기(M)가 각각 45%와 2.5로 일정하다고 가정할 때 부도확률(PD)이 4%인 경우의위험가중치는 대기업익스포져 140%, 중소기업익스포져 105%인 반면 기타소매익스포져는 65%로 커다란 차이가 나게 된다. 결국 금융기관이 고급내부등급법을 도입할 경우에는 기타소매익스포져에 대한 위험가중치 경감이 확대되어 중소기업에 대한 신용대출 활성화가 가능하다.

Altman and Sabato(2007)도 부도예측력을 향상시키면 이와 같이 적정자 본요구량이 적어지므로 중소기업 전용 신용평가모형 개발의 중요성을 강조하고 있다. 이러한 주장은 중소기업 부도예측모형의 활용성이 증대되고 다양화되었다는 것을 의미한다.

<표 2-3> 바젤Ⅱ 기준 주요 익스포져의 위험가중자산 산출방법

Panel A: 대기업익스포져의 위험가중치 함수

위험가중자산(RWA) = K × 12.5 × EAD

소요자기자본율(K)

$$= \left\{ LGD \times N \left[(1-R)^{-0.5} \times G(PD) + \left(\frac{R}{1-R} \right)^{0.5} \times G(0.999) \right] - PD \times LGD \right\}$$

$$\times (1-1.5 \times b)^{-1} \times (1 + (M-2.5) \times b)$$

*상관관계(R)

$$= 0.12 \times \frac{(1 - \exp(-50 \times PD))}{(1 - \exp(-50))} + 0.24 \times \left[1 - \frac{(1 - \exp(-50 \times PD))}{(1 - \exp(-50))}\right]$$

*만기조정(b) = $(0.11852 - 0.05478 \times \ln{(PD)})^2$

- 주1) PD, LGD는 소수점의 숫자를 사용(예: 20% 대신 0.2)
 - 2) N[·]은 표준정규분포의 누적분포함수(cumulative distribution function)
 - 3) G[·]는 표준정규분포의 역누적분포함수(inverse cumulative distribution function)

Panel B: 중기업(SMEs)익스포져의 위험가중치 함수

기업익스포져 위험가중치 함수에 상관관계(R)만 다음과 같이 조정하여 산출 *상관관계(R)

$$= 0.12 \times \frac{(1 - \exp(-50 \times PD))}{(1 - \exp(-50))} + 0.24 \times \left[1 - \frac{(1 - \exp(-50 \times PD))}{(1 - \exp(-50))}\right] - 0.04 \times \left(1 - \frac{(S - 6)}{54}\right)$$

- 주1) S는 10억원 단위로 표시된 매출액의 원화금액(예: 매출액이 100억인 경우, S=10)
 - 2) 매출액 60억원 미만인 중소기업의 매출액은 60억원으로 봄

Panel C: 기타소매익스포져의 위험가중치 함수

위험가중자산(RWA) = K × 12.5 × EAD

소요자기자본율(K) =

$$LGD\times N\left[(1-R)^{-0.5}\times G(PD) + \left\{\frac{R}{(1-R)}\right\}^{0.5}\times G(0.999)\right] - PD\times LGD$$

*상관계수(R) =

$$0.03 \times \frac{(1 - \text{EXP}(-35 \times PD))}{(1 - \text{EXP}(-35))} + 0.16 \times \left[1 - \frac{(1 - \text{EXP}(-35 \times PD))}{(1 - \text{EXP}(-35))}\right]$$

Panel D: 익스포져에 따른 위험가중치 산출 비교

대기업 중소기업 기타소매 0.03% 14.44% 11.30% 4.45% 0.10% 29.65% 23.30% 11.16% 0.25% 49.47% 39.01% 21.15% 0.50% 69.61% 54.91% 32.36% 1.00% 92.32% 72.39% 45.77% 1.50% 105.59% 82.11% 53.37%	PD	익스포져별 위험가중치(RW=K×12.5)			ш¬
0.10% 29.65% 23.30% 11.16% 0.25% 49.47% 39.01% 21.15% 0.50% 69.61% 54.91% 32.36% 1.00% 92.32% 72.39% 45.77% 1.50% 105.59% 82.11% 53.37% (선순위채권 2.00% 114.85% 88.55% 57.99% 2.50% 122.16% 93.43% 60.90% 유효만기 3.00% 128.44% 97.58% 62.79% 4.00% 139.58% 105.04% 65.01% 가정	PD	대기업	중소기업	기타소매	미끄
10.00% 193.09% 146.51% 75.54% 15.00% 221.53% 171.91% 88.60% 20.00% 238.23% 188.42% 100.28%	0.10% 0.25% 0.50% 1.00% 1.50% 2.00% 2.50% 3.00% 4.00% 5.00% 6.00% 10.00%	14.44% 29.65% 49.47% 69.61% 92.32% 105.59% 114.85% 122.16% 128.44% 139.58% 149.85% 159.61% 193.09% 221.53%	11.30% 23.30% 39.01% 54.91% 72.39% 82.11% 88.55% 93.43% 97.58% 105.04% 112.26% 119.48% 146.51% 171.91%	4.45% 11.16% 21.15% 32.36% 45.77% 53.37% 57.99% 60.90% 62.79% 65.01% 66.42% 67.73% 75.54% 88.60%	(선순위채권) 유효만기 (M)= 2.4

제2절 주요 선행연구의 검토

1. 분석기법 측면에서의 주요 부도예측 관련 선행연구

회계정보를 활용한 기존의 부도예측 연구는 분석기법 측면에서 다양한 방식으로 진행되었고 현상설명력을 가지는 설명변수 역시 다양하게 제시되고 있다. 본 연구에서는 나인철·김성규(2009)가 부도예측에 활용한 분석기법을 크게 세 갈래로 구분한 방법과 동일하게 정태적 분석, 동태적 분석, 도산거리 분석으로 구분10)하여 검토한다.

1) 정태적 분석(static model)

이 분야의 연구는 특정 시점의 기업 재무적 상황을 근거로 부실발생 가능성을 분석하고 있다. 활용하는 분석기법은 판별분석, 로짓분석, 프로빗분석 등과 같은 정태적 통계분석 기법들이다. 최초 연구의 하나가 다변량 판별분석을 사용한 Altman (1968)의 Z-score모형이다. 판별분석은 각 집단의 공분산 행렬이 동일해야 하고 판별변수들이 모두 다변량 정규분포를 보이는 경우만 통계적으로 유의성을 갖는 한계점이 존재하므로 판별분석이 가지는 이러한 한계점을 보완한 기법이 Ohlson(1980)이 사용한 로짓분석과 Zmijewski(1984)가 사용한 프로빗분석이다. 로짓분석과 프로빗분석은 전자는 부실 발생확률이 로지스틱분포를 가진다고 가정하는 반면 후자는 정규분포를 가진다고 가정하는 점에서 차이가 있지만, 부도예측에의 활용측면에서 볼 때는 거의 유사한 분석 기법이라고 할 수 있다. 이러한 연구 결과 중 Z-score 모형은 5개의 회계변수로

¹⁰⁾ 본 연구에서는 의사결정나무(Decision Tree),인공신경망(Artificial Neural Networks) 등의 데이터마이 닝기법을 활용한 탐색적 분석기법을 적용하지 않고 있다. 이 분야의 연구에 대해서는 이건창(1993)과 정윤·황석해(2000) 등을 참조한다.

구성된 함축된(parsimonious) 모형이기에 국내외의 부도예측실무 현장에서 많이 활용되어 왔다. Z-score 모형에서는 자기자본의 시장가치가 원천 자료의 하나로 이용되므로 동 모형은 상장기업의 부실예측에 보다 적합하게 개발되었다고 할 수 있다. Z-score 모형을 중소기업 부실예측용으로 수정하여 활용한 대표적인 연구로는 Begley et al.(1996)과 Scherr and Hulburt(2001)를 들 수 있다.

한편, Behr and Gutte(2007)는 독일 중소기업을 대상으로 로짓모형을 사용하였는데 회계변수 이외 업종, 기업의 법적형태, 외부기관의 자본투자 여부등의 더미변수를 포함한 것이 특징이다. 그런데, 이들의 공통적 특징은 단일판정시점(single-period)에서의 자료에 근거하여 건실기업과 부실기업의 차이를 설명하는 정태적 분석이라는 것이다.

이러한 정태적 분석은 다년간 축적되어 일어나는 동태적 현상인 기업의부도예측을 분석특성상 특정시점의 자료에만 의존하므로 기업의 고유효과 및부도에 이르기까지의 시간에 대한 추정치를 제공하지 못해 PD 추정에 편의와비일관성이 개재될 수 있다는 한계점이 있다(Beaver et al., 2005).

2) 동태적 분석(dynamic panel model)

정태적 분석은 도산과정 자체가 시간에 대해 매우 안정적이라는 가정하에 건전 또는 부도라는 그 결과만을 고려하기 때문에 다년간에 걸쳐 진행된 부실화에 따른 동태적 효과를 충분히 반영하기 어려워 부도확률 추정에 편의와 비일관성이 게재될 수 있다. 이에 비하여 생존분석기법(hazard model)은 기업의부도여부 뿐만 아니라 부도에 이르는 시간 자체를 모형화하므로 도산과정 자체가 시간에 대해 안정적 이라는 제약으로부터 자유로우며, 도산과정의 동태적 특성을 반영하는데 있어서도 보다 유연한 구조라 할 수 있다(남재우, 2005).

시간에 따른 개별특성효과와 기업에 따른 시간특성효과를 반영하여 정태적

분석의 문제점을 보완하는 동태적 분석 기법을 부도예측에 활용한 대표적인 연구로는 생존분석 기법의 일종인 이산시간로짓모형(discrete-time logit model)을 활용한 Shumway(2001)가 있다. 그리고 Beaver et al.(2005)은 이 기법을 비상장기업 및 상장기업의 부실예측 모두에 적용하고 있다.

국내의 연구로는 역시 생존분석 기법의 하나인 Cox의 비례위험모형 (proportional hazard model)을 비상장 중소기업 부도예측에 적용한 김창배 (2008)와 Clog-log모형(complementary log-log model)을 사용한 나인철·김성 규(2009) 그리고 랜덤효과로짓모형(random-effect logistic regression)을 적용한 문태희(2007)가 있다.

3) 도산거리(distance-to-default, DD) 분석

도산거리(distance-to-default, DD) 분석에서는 기업 자기자본의 시장가치가 부채가치보다 낮아질 예상부도확률을 Merton(1974)의 옵션가격결정이론에 근거하여 추출하는데 이 과정에서 자기자본의 시장가치 관련 정보가 필요하다. 즉, 이론적으로는 상장기업에 적합한 분석인데, 현재는 Moody's KMV사가 비상장기업에도 적용할 수 있도록 탄력을 부여한 것이 소위 KMV-Merton 모형 혹은 예상도산확률(expected default frequency, EDF)¹¹) 모형이다. 동 모형은 먼저, 자산가치와 부채가치간의 차이를 자산의 표준편차로 나누어 정규화시킨 도산으로부터의 이격도 즉, 도산거리를 측정한 다음, 이 도산거리와 경험적도산빈도의 분포를 대비함으로써 1년 내에 발생할 예상도산확률(EDF)을 추정할 수 있게 한다¹²).

Crosbie(1999)에 그 내용이 잘 정리되어 있는 이 분석 기법은 실무계에서

¹¹⁾KMV의 예상도산확률(EDF)은 바젤Ⅱ에서 정의하는 부도확률(PD)과 동일한 개념이다.

¹²⁾KMV-Merton모형에 대한 자세한 설명은 [부록1] 참조

먼저 사용된 이후 그 속성과 성과에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있는데, 최근의 연구로는 Bharath and Shumway(2008)을 들 수 있다. 그리고 옵션가 격결정이론 혹은 EDF모형에 근거하여 국내기업의 부실예측을 수행한 연구로는 이원흠 외 2인(2000), 국찬표·정완호(2002), 오현탁·형영주(2004), 정완호 외 2인(2006) 등을 들 수 있다.

그런데 이러한 연구들은 모두 상장기업을 대상으로 분석하고 있기에 비상 장기업을 대상으로 한 본 연구에서 그 연구결과를 직접 활용하기는 어렵다. 다만, 오현탁·형영주(2004)는 회계자료를 이용하여 직관적인 방식으로 도산거리를 측정하고 있는데, 이는 비상장기업 부실예측 실무에서 사용하는 도산거리 측정방식과 맥락을 같이한다.

지금까지 분석기법 측면에서 살펴본 부도예측 관련 주요 선행연구를 요약하면 <표 2-4>와 같다.

<표 2-4> 분석기법 측면에서 주요 부도예측 관련 선행연구 요약

구 분	주요 선행연구	중소기업 대상
	Altman(1968)	Begley et al.(1996)
정태적 분석	Ohlson(1980)	Altman and Sabato(2007)
경네크 포크	Zmijewski(1984)	Behr and Guttler(2007)
	신동령(2005)	김진휘(2006), 박정윤 등(2009)
두디저 보서	Beaver et al.(2005)	나인철·김성규(2009)
동태적 분석	Shumway(2001), 남재우(2005)	김창배(2008), 문태희(2007),
	Hillegeist et al.(2004),	
도산거리(DD) 분석	Bharath and Shumway(2008),	오현탁·황영주(2004)
<u> </u>	국찬표·정완호(2002)	

2. 경기변동과 기업 부도율과의 관계에 관한 선행연구

거시변수가 기업 부도율에 미치는 영향에 관한 연구는 지속적으로 이루어져 왔으나 경기변동을 부도예측모형에 반영한 연구는 부족하다. 여기서는 부도율과 거시변수와의 관계만을 살펴본 선행연구와 경기변동을 부도예측모형에 반영한 선행연구로 구분하여 살펴보기로 한다.

1) 부도율과 거시변수와의 관계에 관한 선행연구

Altman(1983)은 미국의 부도율(도산율)과 거시경제변수의 관계를 회귀분석을 통해 분석하고 거시경제변수가 기업부도와 밀접한 관계가 있음을 밝혔으며 Wilson(1997a, 1997b)은 거시경제변수가 부도발생과 신용등급의 변동에 주는 영향을 분석한 결과 거시경제요인이 전체 부도율 변동의 상당부분을 설명하고 있고 신용전이확률은 경기변동에 민감하게 변화하는 것으로 나타났다고주장하고 있다. Wilson은 이 연구를 토대로 포트폴리오 신용위험을 측정하는모델을 개발하였는데 McKinsey사 재직시 개발한 CreditPortfoio View가 그것이다. Nickell et al.(2000)과 Bangia et al.(2002)은 국제신용평가기관의 신용등급 자료를 이용하여 경기 확장기와 수축기로 구분하여 분석하였는데 수축기에 등급하락 및 부도확률이 크게 증가하였고 이러한 현상은 신용등급이 낮은 기업일수록 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

부도율과 거시변수와의 관계를 살펴본 국내연구를 살펴보면, 정유성·윤재호(2001)와 김건우·이운석(2003)은 기업부도를 나타내는 대용치로 어음부도율을 사용하였는데 거시경제변수와의 관련성 분석을 통하여 경제환경의 변화가신용위험에 미치는 영향을 분석하는 수준에 머물고 있다. 이치송(2005), 임혜진(2009)의 연구에서는 중소기업 신용보증 부실율을 사용하였으며 VAR모형(이치송,2005)과 오차수정모형(임혜진,2009) 등의 시계열분석을 통해 거시경제

변수와 신용보증 부실율과의 관계를 규명하였다. 김창배·남주하(2008)는 21개 산업의 월별 부실율과 주성분분석으로 구한 주성분을 회귀분석하여 거시여건 변화가 산업위험에 미치는 영향 및 산업간의 부실전이효과에 대해 분석하였 다. 위의 선행연구들은 거시경제변수와 기업의 부도율 등의 관계만을 분석하 거나 신용위험의 거시경제상태에 대한 의존 여부를 경기순환국면에 따른 부도 확률 및 부도상관관계 등의 변화를 비교 분석하는 연구로서 부도예측모형과 연계한 체계적인 연구가 이루어지지 못했다는 점에서 한계점이 있다.

2) 경기변동을 부도예측모형에 반영한 연구

경기변동을 부도예측모형에 반영한 연구는 상대적으로 활발하지 못한 편이며, 특히 국내 연구는 부도자료의 수집 어려움 등으로 더욱 부족한 편이다. Butera and Faff(2006)는 거시경제변수를 활용하여 15개 산업별로 네 가지 경기국면(회복/호황/하강/불황)에 따른 PD민감도를 산출한 후 부도예측모형에 의한 경험적 PD를 조정하는 통합부도예측모형(compound credit risk model)을 제시하였다. Pederzoli and Torricelli(2005)는 경기변동을 팽창기와 수축기로 분류하여 경기국면에 따른 조건부 PD¹³⁾를 산출하는 방법을 제시하였다.

국내 연구로는 조성표·류인규(2007)가 있는데 이들은 기업의 부도예측모형의 요인(회계변수)들이 불황기(하락기, 위기기, 지속기로 세분)와 호황기에따라 달라지는 가를 실증 분석하였다. 분석결과 기업 부도화 요인은 경기시점별로 차이가 있는데 위기기와 지속기에서는 수익성보다는 현금흐름이 부족한기업의 부도 가능성이 높았다. 하락기에는 부채비율, 활동성비율 등 회계정보만으로 부도예측이 용이한 반면, 위기상태로 악화된 경우에는 회계정보만으로

¹³⁾조건부 PD(conditional PD)란 특정 경기국면에 따라 부도확률이 종속적인 것을 말하며 반대로 독립적 인 것을 비조건부 PD(unconditional PD)라 한다. 조건부 PD는 앞에서 살펴본 PIT체계 PD개념이며 비조건부 PD는 TTC체계 PD개념이다.

부족하여 외부환경변수 등 다른 비재무적 정보가 추가적으로 필요함을 제시하였다. 특히, 불황기에 가장 뚜렷한 유의성을 보이던 차입금의존도가 호황기에는 유의적인 차이를 보이고 있지 않으며 불황기에는 수익성 보다는 기업의 규모가 큰 대기업과 현금흐름이 양호한 기업이 살아남았고 소규모 기업이나 현금흐름이 불량한 기업은 도산에 이르게 된 점 등을 제시하면서 경기국면에 따라 부도예측에 유용한 회계변수에 차이가 있음을 주장하였다.

한편, 장영민·변재권(2010)은 경기순응성에 의해 금융기관의 신용위험의 측정이 경기 고점에서는 과소평가되고 경기저점에서는 과대평가되는 경향이 있으므로 금융기관은 경기하강에 대비하여 신용위험을 측정함으로써 과도한 신용팽창을 줄일 수 있다는 견해를 주장하였다.

하지만 이들 연구 역시 모두 거시경제변수와 기업부도율간에 관계에 대한 실증 분석만을 수행했을 뿐 기업고유위험을 측정하는 모형을 추정한 후 이를 경기변동과 체계적으로 연계한 실증연구모형을 제시하지 못하였다는 점에서 한계점이 있다.

3. 선행 부도예측연구에서 제시한 회계변수

앞서 설명한 부도예측관련 분석 기법들은 대부분 초기에는 주로 상장기업을 표본으로 하거나 혹은 비상장기업이 포함되어도 기업규모를 구분하지 않은 표본을 대상으로 한 부도예측 연구에 적용되었다. 중소기업 부도예측 실무에서는 각 분석 기법을 활용한 대표적인 연구 결과들에서 제시하는 모형을 변형, 개선시켜 활용하고 있다. 앞에서 살펴보았지만 최근에는 바젤Ⅱ 도입 등으로 중소기업의 부도예측에 대한 중요성이 점차 부각됨에 따라 중소기업에 우선적으로 적용할 수 있는 모형의 개발도 추진하고 있거나 추진되고 있다.

본 연구는 비상장 중소기업을 분석대상으로 하기에 나인철 · 김성규(2009)

에서 선행연구 검토결과에서 제시한 회계변수에 Behr and Guttler(2007)가 사용한 변수를 추가하여 검토하였다. 구체적으로 살펴보면, Begley et al.(1996) 등의 수정 Z-score 모형의 변수들, Ohlson(1980) 모형의 변수들 및 국내 중소기업 신용평가 실무에서 활용한 바 있는 도산거리 측정변수들을 살펴본다. 그리고 상장 및 비상장기업을 대상으로 동태적 분석을 수행한 Beaver et al.(2005)의 변수들도 검토한다. 한편, Altman and Sabato(2007)는 고급내부등급법 적용과 관련하여 중소기업에 고유하게 적용할 부도예측모형을 개발하는 것이 중요함을 강조하면서, Z-score 모형에서의 예측변수와는 다소 다른 다섯개의 변수로 구성된 모형을 제시하고 있으므로 이들 변수들을 검토한다. Behr and Guttler(2007)도 중소기업을 대상으로 연구하였기에 이들 변수 또한 검토한다.

첫째, Altman(1968)의 Z-Score모형은 상장기업을 대상으로 하였으며, 운전자본/총자산, 이익잉여금/총자산, 이자차감전세전이익/총자산, 주식시가총액/총부채, 매출액/총자산의 5개 비율을 선정하여 부실기업을 예측하였다. Begley et al.(1996)과 Scherr and Hulburt(2001)는 Z-score를 비상장기업에 적용 가능하도록 주식시가총액을 장부가치로 대체한 자기자본/총부채를 사용하였다.

둘째, Ohlson(1980)은 기업부도예측에 유용한 변수로서 유동부채/유동자산, 이익잉여금/총자산, 순이익/총자산, 총부채/총자산, 영업자금/총부채, 순이익증가율, log(총자산/GNP물가지수)의 7개 비율과 2개년 연속적자 더미, 자기자본전액잠식 더미의 2개 더미변수를 제시하고 있다.

셋째, Beaver et al.(2005)은 순이익/총자산, 총부채/총자산, 이자·상각비차 감전세전이익[이하, EBITDA로 지칭함]/총부채를 사용하였다.

넷째, Altman and Sabato(2007)는 이익잉여금/총자산을 제외하곤 Z-Score 모형과는 다르게, 현금/총자산, 단기차입금과 유동성장기부채/자기자본, EBITDA/총자산 및 EBITDA/이자비용을 사용하였다.

다섯째, Behr and Guttler(2007)는 세전이익/매출액, 자기자본/총자산 비율과 3개년 평균 ROS와 EQA가 양(+)인지 여부 더미변수를 제시하고 이다¹⁴⁾.

끝으로, KMV의 도산거리 분석기법과 관련된 변수로는 실무계 중소기업부도예측모형에서 활용한 바 있는 세 가지 도산거리 측정변수인 장부가치도산거리, 수익가치도산거리, 현금흐름도산거리를 검토한다. 각각은 대차대조표, 손익계산서 및 현금수지표로부터 도출한 도산거리에 대한 대용치이다. 이들 DD 변수들의 측정값이 적을수록(특히 0 이하) 부실위험이 매우 큰 기업으로 추정할 수 있다.

¹⁴⁾Behr and Guttler(2007)는 감가상각비/매출액도 제시하고 있으나 업종특성상 제조업 이외의 업종에 이 비율을 적용할 경우 편의가 발생할 수 있어 본 연구에서는 검토변수에서 제외하였다.

제3장 연구방법 및 연구설계

제1절 연구방법

본 연구의 목적은 기업의 거시환경위험요인인 경기변동을 반영한 부도예측모형의 변별력이 개선될 수 있는지 그리고 경기국면에 따라 부도예측에 유용한 회계정보가 상대적으로 변하는 지 여부와 경기국면별로 구축된 부도예측모형의 변별력에 차이가 있는지 여부를 검토하여 회계정보의 유용성을 밝히고자 하는데 있다.

연구 설계에 앞서 회계정보를 활용한 기업부도예측모형(이하 '회계모형'이라 칭한다)15)을 경기변동과 연계하여 추정하는 방법론 두 가지를 제시하고자한다. 첫째는 경기변동변수를 부도예측모형의 설명변수에 포함하거나 경기국면별로 다른 부도예측모형을 구축하여 경기변동효과를 직접적으로 반영하는 방법이다. 둘째는 거시부도예측모형을 별도로 분리하여 산업별 PD민감도를산출하여 회계모형에 의해 산출한 개별기업 PD를 조정하는 방법16)이다. 본연구에서는 두 가지 방법 각각에 대해 연구 설계하고 실증 검증하고자 한다

1. 회계모형에 경기변동을 반영하는 방법

부도예측모형에 거시환경위험의 영향을 직접적으로 반영 가능하다. 따라서

¹⁵⁾ 회계정보 등 개별기업의 고유정보(obligor-specific information)에 의한 신용도에 따라 그룹을 분류 (신용등급)하고 각 그룹의 역사적 부도율을 근거로 PD를 추정하는 모형으로 Z-score, O-score 등이 대표적인 모형이며 이렇게 산출된 부도확률을 경험적(historical) PD라고 한다. Butera and Faff(2006)에서는 이러한 부도예측모형을 상향식 접근방법(bottom-up approach)이라고 칭하고 있다.

¹⁶⁾ 많은 기업들이 공유하고 있는 거시경제변수 등의 총량적 정보(aggregate information)가 산업별 또는 지역별로 집합된 기업의 부도율에 미치는 영향을 반영하여 PD를 추정하는 모형으로서 Butera and Faff(2006)에서는 이러한 부도예측모형을 하향식 접근방법(top-down approach)이라고 칭하고 있다.

경기변동에 따라 PD를 설명하는 기업의 재무특성에 체계적인 차이가 있는지를 검증할 수 있는 장점을 보유하고 있다. 하지만 다음과 같은 한계점을 보유하고 있다.

첫째, 경기변동주기에 따른 부도율의 영향을 충분히 반영하지 못한다는 점이다. 이는 거시경제변수를 부도예측모형에 직접 투입 시 표본기업의 재무제표와 동일한 비교적 짧은 연도별 시계열자료만 사용할 수밖에 없기 때문이다.

둘째, 산업을 세분화할 경우 설명변수가 너무 많아 모형을 다루기가 어렵다는 점이다. 경기변동의 영향은 다양한 산업별로 상이하게 나타날 수가 있는데 이를 모두 투입 시 모형을 적용하기 어렵게 된다. 이러한 이유로 실무계에서도 산업을 제조업, 건설업, 도소매업, 서비스업 등 세네가지 정도로만 분류하여 산업 더미변수를 설명변수에 투입하여 부도예측모형을 구축하고 있다.17)

2. 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영하는 방법

Butera and Faff(2006)의 두 단계 접근법(two-stage approach)에 의한 통합부도예측모형을 응용한 방법이다. 통합부도예측모형이란 첫 번째 단계에서 회계모형에 의한 PD를 산출한 후, 두 번째 단계에서 산업별로 구축한 거시부도시계모형(default-clock model)을 토대로 경기국면 예측에 따른 PD민감도를산출하여 회계모형으로 산출한 PD를 조정하는 부도예측모형을 의미한다. 이러한 방법론은 다음과 같은 장점을 보유하고 있다.

첫째, 경기변동 주기에 따른 부도율의 영향을 충분히 반영 가능하다는 점이다. 다양한 산업18)과 부도예측모형의 재무제표 보유기간에 관계없이 경기변동주기

¹⁷⁾산업더미를 사용하지 않고 제조업, 건설업, 도소매서비스업 별로 부도예측모형을 별도로 분리하여 구축하는 경우도 있다.

¹⁸⁾다양한 산업별로 거시변수에 따른 부도율 충격(shock)을 반영할 수 있어 동일 신용등급이더라고 산업에 따라 부도율에 유의적인 차이가 존재하는 문제를 완화시켜 준다.

를 충분히 반영한 장기시계열자료와 분기별 자료를 사용할 수 있기 때문이다.

둘째, 구조적모형¹⁹⁾으로 모형에 대한 이해도와 적용도가 높다는 점이다. 논리적인 부도원인을 먼저 설정하여 거시부도모형에 의한 PD를 조정하므로 정 보이용자의 이해도가 높고 모형을 다루기가 용이하기 때문이다. 하지만 이러한 방법은 두 단계 접근법에 의한 PD 추정치의 오류 가능성이 존재²⁰⁾하고 있다.

제2절 연구모형

1. 회계모형에 경기변동을 반영한 연구모형

본 연구의 주요 목적은 선행연구에서 검토되지 못했던 경기변동에 따른 체계적 신용위험 요소를 회계모형에 반영하면 부도예측모형의 변별력이 향상될 수 있는지 여부를 검토하고자 하는 것이다. 따라서 경기변동변수가 추가적인 설명력을 보이는지 여부를 검토하기 위해서는 개별기업(차주)의 특성을 기반으로 미시적 관점에서만 신용위험을 예측하는 부도예측모형에 대한 분석이필요하다. 즉, 회계정보를 활용한 부도예측모형인 회계모형을 기본모형으로 설정하고 분석을 실시한다.

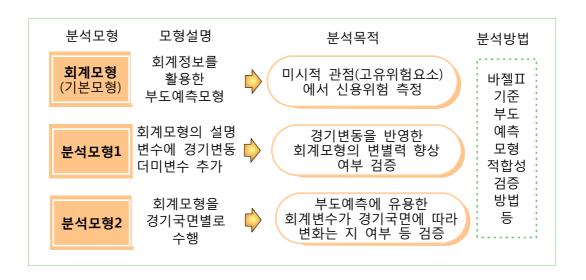
회계모형에 경기변동을 반영하는 방법은 다음과 같이 두 가지 분석방법이 있다. 첫 번째는 회계모형의 설명변수에 경기변동더미변수를 추가하는 방법이고 두 번째는 회계모형을 경기국면별로 수행하는 방법이다. 첫 번째 분석모형은 경기변동(거시환경위험요소)을 반영한 회계모형의 변별력이 개선될 수 있는지, 만약 개선된다면 어느 정도나 개선되는지 검증하기 위한 것이며 두 번

¹⁹⁾구조적모형(Structural Model): 부도예측 등에 관한 논리를 바탕으로 만들어진 모형으로 데이터 적용이 전에 모형을 구상한다.

²⁰⁾Butera and Faff(2006)의 주석26 참조

째 분석모형은 네 가지 경기국면에 따라 부도예측에 유용한 회계정보가 상대적으로 변하는지 여부를 검토하기 위한 것이다. <그림 3-1>은 회계모형에 경기변동을 반영한 분석모형의 구조를 설명하고 있다.

<그림 3-1> 회계모형에 경기변동을 반영한 분석모형 구조



가. 회계정보만을 이용한 기본모형

본 연구에서는 미시적 관점에서 회계정보만을 이용한 부도예측모형을 기본모형 또는 회계모형이라 칭하며 기업을 나타내는 첨자 i를 생략하고 다음과 같이 제시한다.

(기본모형: 회계모형)

$$y = \beta_0(t) + \sum \beta_j \cdot \sum VAR_j(t)$$
 (43.1)

여기서 y는 건실기업(0), 부도기업(1)을 뜻하는 이항변수에 대한 $\ln[h(t)/(1-h(t))]$ 로서 기업의 부도확률을 의미한다. h(t)는 t시점까지 생존하고 있다가 t시점 바로 직후에 도산할 기업 i의 위험율(hazard risk or instantaneous risk of bankruptcy)을 의미하며 생존분석기법의 일종인 Shumway(2001)의 이산시간로짓모형²¹⁾의 최대우도법(maximum likelihood methods)을 사용하여 추정한다(Beaver et al., 2005). 이 방법론은 정태적 분석의 문제점을 보완한 동태적 분석방법으로서 분석자료가 연차단위 패널자료로서 시계열 특성이 있는 본 연구에 적합하기 때문이다.

VAR_j(t)는 시점(t)에 따라 변하는 회계변수(또는 더미변수) j로서 나인철·김성규(2009), Xu and Zhang(2009)와 유사하게 주요 선행연구에서 사용된 회계변수군을 취합하여 그 성과를 비교한 후 종합하여 선정한다.

나. 경기변동변수를 회계모형에 반영한 부도예측모형 (분석모형1)

앞에서 회계정보를 활용한 기업부도예측모형을 경기변동과 직·간접적으로 연계하여 추정하는 방법론을 제시하였다. 여기서는 경기변동과 직접적으로 연계하여 추정하는 방법의 하나로서 기본모형에 경기변동더미변수를 추가한 분석모형1을 다음과 같이 제시한다.

(분석모형1)

$$y = \beta_0(t) + \sum \beta_j \cdot \sum VAR_j(t) + y_1PS_2(t) + y_2PS_3(t) + y_3PS(t)$$
 (4)3.2)

여기서 $PS_2(t)$, $PS_3(t)$, $PS_4(t)$ 는 각각 시점(t)에 따른 호황기, 하강기, 불황기를 나타내는 경기변동 더미변수이며 $VAR_j(t)$ 는 기본모형에서 선택된 회계

²¹⁾ 생존분석 및 이산시간로짓모형에 관한 자세한 사항은 [부록2] 참조

변수 j를 의미한다. 이와 같이 분석모형1을 검토하는 목적은 경기전망 예측에 따른 경기변동변수를 부도예측모형의 설명변수에 직접 반영하여 중소기업의 신용위험이 거시환경위험요소에 의해서도 결정되고 있는 지 여부와 그러한 거시환경위험요소의 영향이 경기국면별로 어떻게 나타나고 있는지 검토하기 위해서이다.

분석모형1에 대한 검증방법은 (식3.2)에 의한 이산시간로짓분석결과 계수부호의 유의성을 검증하고 기본모형에 경기변동변수가 추가됨으로서 감소되는 -2log L(Likelihood)값²²⁾이 카이자승분포표의 오른쪽 임계값²³⁾ 이상이면 기본모형에 추가적으로 투입되는 경기변동변수가 추가적인 설명력을 갖는다고 해석한다. 또한 기본모형과 분석모형1의 부도예측 변별력 등의 비교를 바젤Ⅱ기준 부도예측모형에 대한 적합성 검증방법에서 살펴볼 변별력, 안정성, 등급계량화점검 측정치를 통해 검토한다.

다. 경기국면별로 수행한 회계모형 (분석모형2)

앞에서 언급한 금융기관의 경기순용성은 경기변동에 따라 부도예측에 유용한 회계변수에 차이가 존재하게 할 뿐 아니라 회계정보의 전체적인 유용성 측면에서도 불황기, 회복기 보다는 호황기의 회계정보의 유용성을 떨어뜨릴 것으로 예상된다. 기업의 자금수요가 상대적으로 덜 필요한 호황기에는 적극적으로 신용대출을 공여함에 따라 재무구조가 양호하지 않더라도 부도가 발생할 가능성이 적게 되어 그 만큼 부도예측 측면에서 회계정보의 유용성이 상대적으로 떨어지기 때문이다. 하강기에도 회계정보의 유용성이 불황기에 비해낮게 나타날 것으로 예상되는데 이는 호황기의 영향이 잔재하고 있고 그 부정

²²⁾ 통제모형의 -2log L값에서 분석모형1의 -2log L값을 차감한 값을 의미

²³⁾ 카이자승분포표의 오른쪽임계값(a=0.001에서)은 10.8(df=1), 13.8(df=2), 16.3(df=3), 18.5(df=4)

적인 효과가 하강기에 촉발되기 때문인 것으로 예상된다.

최근에는 국내외 금융시장 환경이 급변하면서 중소기업 대출시장의 '경기순응성' 확대로 중소기업의 자금조달 규모가 경기변동에 더욱 민감하게 반응하고 있어 이러한 현상은 중소기업에게서 보다 체계적으로 발생할 것으로 기대된다. 본 연구의 또 다른 목적은 이와 같이 중소기업 부도예측에 유용한 회계정보가 경기국면에 따라 상대적으로 변하는지 여부와 경기국면별로 예측한모형의 변별력에 차이가 있는지 검토하고자 하는 것이다. 따라서 식(3.1)을 경기국면별로 유의한 회계변수를 선정하여 모형을 구축하여 변별력 등을 비교하기 위해 다음과 같이 분석모형2를 제시한다.

(분석모형2)

$$y_{ps} = \beta_0(t) + \sum \beta_i \cdot \sum VAR_i(t)$$
 (43.3)

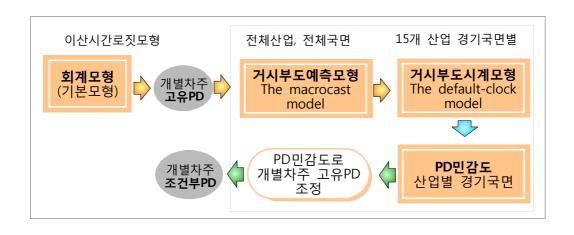
여기서 y_{DS} 는 경기국면별로 건실기업(0), 부도기업(1)을 뜻하는 이항변수에 대한 $\ln[h(t)/(1-h(t))]$ 이며, $VAR_i(t)$ 는 경기국면별로 유의하게 선택된 회계변수 j를 의미한다.

2. 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 연구모형

기본모형(회계모형)에 의해 개별차주의 고유PD를 산출한 후에 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 연구모형의 설계는 Butera and Faff(2006)에서 사용한 방법처럼 <그림 3-1>과 같은 단계를 거친다. 첫째 단계는 거시경제변수와 분기별 신용보증부도율을 사용하여 거시부도예측모형(The macrocast model)을 구축하여 거시경제환경에 따른 1년 이후의 산업전체의 분기부도율을 예측한다(거시부도확률, 이하 $'\widehat{PD}_{\mathrm{SYS}}$ '로 칭한다). 둘째 단계는 거시부도예측모형에 의한 $\widehat{PD}_{\mathrm{SYS}}$ 를 토대로 거시부도시계모형(Default-Clock Model)을 설정하

여 15개 산업별로 경기전망에 따른 분기부도율을 예측한다. 셋째 단계는 거시부도시계모형에 의한 분기부도율 예측치를 토대로 산업별로 경기국면에 따른 PD민감도를 산출한다. 넷째 단계는 회계정보만을 이용한 부도예측모형에 의한 개별차주 고유PD를 PD민감도를 사용하여 조정하여 1년 이후 경기국면 예측에 따른 조건부PD를 산출한다.

<그림 3-2> 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 분석모형 구조



Step 1: 거시부도예측모형(The macrocast model)

분기별 거시경제변수 시계열자료와 부도율을 사용하여 다음과 같이 거시 부도예측모형을 설정한다.

$$PD_{sys,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot PD_{sys,t-4} + \sum \beta_j \cdot \sum \Delta EVAR_{j,t-4} + \epsilon$$
 (식3.4)

여기서 $PD_{sys,t}$ 는 분기별 신용보증 부도율로서 기업형태나 자산규모, 재무제 표보유여부에 관계없이 신용보증기업 전체를 대상으로 산출한다. $\Delta EVAR_{j,t,4}$ 는 4분기 차분한 거시경제변수의 변화량으로서 주요 선행연구에서 사용된 거시경 제변수군을 취합하여 그 성과를 비교한 후 종합하여 선정한다.

Step 2: 거시부도시계모형(The default-clock model)

1년 이후의 경기전망에 따라 개별 중소기업이 속한 산업의 부도율을 추정하기 위해 거시부도예측모형에 의해 분기별로 산출된 t분기 PD추정치인 $\widehat{PD}_{\mathrm{eve}}$ 를 토대로 아래와 같이 15개 산업별로 회귀분석을 실행한다.

$$PD_{SIC,t} = \delta_0 + \sum_{k=1}^{4} \delta_k \cdot D_k \cdot \widehat{PD}_{sys,t} + \varepsilon t$$
 (식3.5)

여기서 $PD_{SIC,t}$ 는 15개 산업(SIC)별로 산출된 t분기 부도율이며 D_k 는 네 가지 경기국면 더미변수이다. (식3.5)의 이러한 방법을 Butera and Faff(2006)는 거시부도시계모형(The default-clock model) 24 이라 하고 있다.

Step 3: 경기변동을 반영하여 개별기업에 대한 PD조정

(식3.4, 3.5)를 토대로 산업별 경기국면에 따른 분기부도율 예측치를 산출하여 당해 경기국면 분기부도율 예측치 대비 전체 경기국면 부도율 예측치 평균으로 계산된 PD민감도($\beta_{SIC,PSi,t}$)를 아래와 같이 산출한다.

$$\beta_{SIC,PS\,i,t} = \frac{PD_{SIC,PS\,i,t}}{\mu(PD_{SIC,PS\,1,t}, PD_{SIC,PS\,2,t}, PD_{SIC,PS\,3,t}PD_{SIC,PS\,4,t})} \tag{43.6}$$

여기서 $PD_{SIC,PSi,t}$ 는 거시부도시계모형에 의한 산업별 당해 경기국면 분기부도율 예측치로서 $PD_{SIC,PS1,t}$ 는 회복국면, $PD_{SIC,PS2,t}$ 는 호황국면, $PD_{SIC,PS3,t}$ 는 하강국면, $PD_{SIC,PS4,t}$ 는 불황국면 PD예측치를 의미한다.

²⁴⁾메릴런치가 경기국면을 주요 거시경제지표를 토대로 경기국면이 호황, 하강, 불황, 회복의 순환국면상 어느 위치에 와 있는지를 탁상시계처럼 보여주고 있는 방법을 투자시계(Investment clock)라고 하는 의미와 유사하다. 우리나라(통계청)에서도 주요경제지표들의 상황을 사분면(경기국면) 좌표평면상에서 시계처럼 시각적으로 볼 수 있는 경기순환시계(BCC: Business Cycle Clock) 서비스를 2009년 12월 14일부터 국가통계포털 홈페이지를 통해 서비스를 실시하고 있다.

Step 4: 개별차주에 대한 경기국면에 따른 조건부 PD추정

회계정보만을 이용한 부도예측모형(기본모형)에 의한 개별차주 고유PD에 아래와 같이 PD민감도(beta)를 곱하여 조정하여, 1년 이후 경기국면 예측에 따른 조건부 부도확률(PD_{ELC})을 산출한다.

(분석모형3)

$$PD_{FLC,t} = \ln\left[\frac{h(t)}{1 - h(t)}\right] \times \beta_{SIC,PSi,t} \tag{43.7}$$

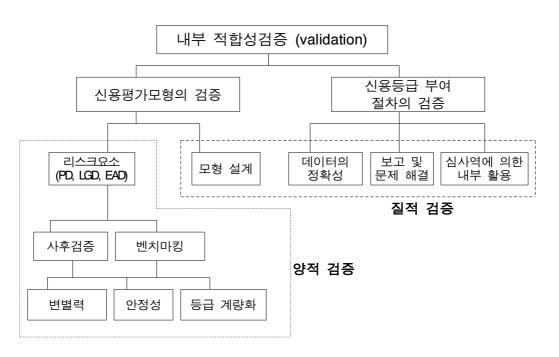
여기서 ln[h(t)/(1-h(t))]는 (식3.1) 기본모형에 의해 추정된 개별차주 j 의 t시점의 개별차주의 고유PD 추정치가 된다.

제3절 부도예측모형에 대한 적합성 검증방법25)

금융기관이 바젤Ⅲ기준에 의한 내부등급법을 금융감독기관으로부터 승인 받으려면 신용평가시스템(부도예측모형)에 대한 적합성 검증(validation)을 받 아야 한다. 적합성 검증은 부도예측모형에 의해 산출된 리스크 추정치가 관련 리스크특성을 적절히 나타내고 있는지 여부를 평가하기 위한 다양한 절차 및 활동을 의미한다. 다시 말해 리스크 추정치의 변별력과 예측력을 검증하는 것 에서부터 모형의 활용(use-test)에 이르기까지 부도예측모형을 평가하는 모든 절차를 의미한다고 할 수 있다.

²⁵⁾세부적인 내용은 Basel Committee on Banking Supervision(2005), 이군희(2006), 이석형·심재호 (2006), 이성원(2005), 임종건(2006), 임철순(2005)을 참조

바젤Ⅱ에서 요구하는 내부등급법체계에 의한 부도예측모형에 대한 검증은 양적 적합성 검증(quantitative validation)과 질적 적합성 검증(qualitative validation)으로 나뉘어져 있다. 양적 적합성검증은 리스크요소인 부도확률(PD), 부도시손실율(LGD), 부도시익스포져(EAD)에 대해 사후검증(back-testing)과 벤치마크 형태로 구분되며 질적 점검은 부도예측모형에 대한 설계와 데이터의 정확성(자료점검) 등 비교적 광범위한 내용을 포함하고 있다. 이에 대한 내용을 요약하면 <그림 3-3>과 같다.



<그림 3-3> 바젤Ⅱ 기준 적합성 검증의 구성요소

본 연구는 부도예측모형에 대한 추정치 점검과 관련이 있으므로 양적 적합성검증 측면에서 신용위험 요소인 PD에 대한 점검과 밀접한 관련이 있다. 양적 적합성검증은 모형에 대한 변별력 및 안정성 점검, 등급계량화의 3가지형태로 요약될 수 있다.

1. 변별력(discriminant power) 검증방법

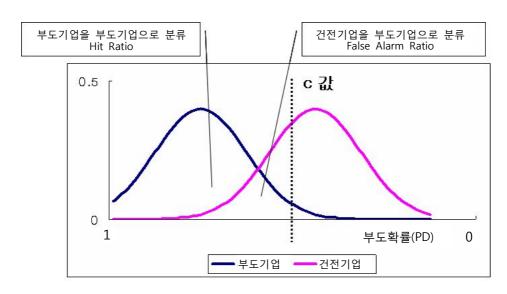
변별력은 기업이 부도에 처할 위험을 사전적으로 확인하는 (ex ante identification) 능력을 의미한다. 다시 말하면 부도기업과 건전기업을 사전적으로 구분할 수 있는 능력을 의미한다. 따라서 완벽한 변별 능력을 가지고 있는 부도예측모형이라는 의미는 앞으로 발생할 모든 부도기업을 사전에 100% 확인이 가능하다는 것이다. 하지만 이러한 부도예측모형은 현실적으로 존재하지 않는다. 따라서 높은 변별력을 가진 부도예측모형의 의미는 낮은 부도확률을 부여 받은 기업집단에서는, 일정 시간이 경과된 후에, 낮은 부도기업의 비율이 포함되어 있고, 높은 비율의 건전기업이 포함되어 있다는 의미로 해석하는 것이 타당하다.

또한 변별력이 전혀 없는 부도예측모형의 의미는 낮은 부도확률을 부여 받은 기업집단에서, 일정 시간이 경과된 후에, 부도기업의 비율과 건전기업의비율이 전체 모집단의 부도기업의 비율과 건전기업의 비율과 비슷하게 나타나는 경우의 의미로 해석하는 것이 타당하다. 이와 같이 변별력이 전혀 없는 부도예측모형은 무작위로 건전/부도 기업으로 분류하는 모형과 동일한 특성을 가지고 있으므로 특별히 '랜덤모형'이라 부르기도 한다. 그런데 모형을 추정하는 목적은 이를 활용하여 현상을 예측하고자 하는 것이므로, 예측시의 변별성과가 모형의 우수성 판단기준이 된다. 따라서 부도예측모형 구축시 일차적으로 그 변별 결과를 검토하는 것이 필요하다.

바젤위원회에서 변별력의 측정치로 다양한 방법론²⁶⁾을 제시하고 있는데 본 연구에서는 ROC(Receiver Operating Characteristic) 방법론의 대표적 측정 치라 할 수 있는 AUC(Area Under the ROC Curve)로 변별력을 측정하고자 한다. AUC는 바젤위원회에서 제시하는 여러 가지의 신용평가모형의 변별력 측

²⁶⁾CAP, ROC, Bayesian Error Rate, Entropy, Brier Score 등

정치 중 실무에서 가장 많이 사용하고 있는 방법이기 때문이다. AUC를 이해하기 위해서는 ROC곡선에 대한 설명이 필요하다. ROC곡선은 부도기업의 경험적 부도율 분포와 건전기업의 경험적 부도율 분포를 기반으로 만들어지며 이에 대한 그래프를 살펴보면 <그림 3-4>와 같다.

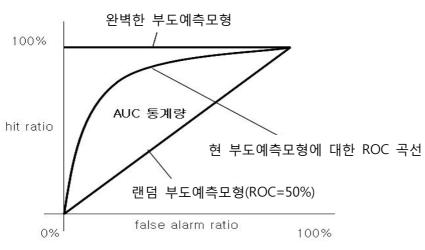


<그림 3-4> 건전기업과 부도기업의 부도확률 분포

ROC곡선을 그리기 위해서는 먼저 분류값(cut-off value)이라고 부르는 c 값을 정해야 한다. 일단 분류값인 c값이 정해지면, 기업의 부도확률(PD)이 c 값보다 작게 나타나면 건전기업으로 c값보다 크게 나타나면 부도기업으로 판단하는 간단한 의사결정을 설정할 수 있다. 만일 변별력이 높은 부도기업예측 모형이라면 적당한 c값에 대하여 부도기업을 부도기업으로 판단하는 Hit Ratio(HR)가 매우 높게 나타날 것이며, 이와 동시에 건전기업을 부도기업으로 판단하는 False Alarm Ratio(FAR)는 매우 낮게 나타나게 된다. ROC곡선은 x 축에 FAR를 v축에는 HR로 설정하고 서로 다른 분류값 c에 따른 두 값의 변

화를 그래프로 표현하는 것으로 정의한다.

만일 FAR의 조그마한 증가가 매우 높은 HR를 야기하여 ROC곡선이 매우 가파르게 나타난다면 이는 변별력이 매우 높은 완벽한 부도예측모형이라고 판단할 수 있을 것이다. <그림 3-5>에 나타난 ROC 곡선을 살펴보면 대각직선과 수평 직선 사이에 곡선이 존재한다는 사실을 확인할 수 있다.



<그림 3-5> ROC곡선과 AUC 통계량

전체 건전기업에서 분류값 c 이하로 떨어진 건전기업의 비율

이상적으로 완벽한 부도예측모형에 대한 ROC곡선은 (0,0)과 (0,1) 및 (1,1) 점을 지나는 직선으로 AUC가 100%가 된다. 하지만 변별력이 전혀 없는 랜덤모형에 대한 ROC곡선은 완만하게 증가하는 대각 직선의 형태를 가지게 되므로 AUC는 50%가 되며 현실적인 모형의 AUC는 50%에서 100% 사이의 값을 갖는다. 분류값인 c값에 의존하지 않는 ROC곡선 기반 부도예측모형에 대한 변별력은 각각의 분류값을 통합하여 높은 HR과 낮은 FAR를 모두 고려할 수 있는 수치이어야 한다. 대상이 되는 부도예측모형의 ROC곡선과 랜덤모형의ROC곡선 사이에 나타나는 면적을 AUC 통계량 또는 c-통계량이라고 하며 이

수치를 모형의 변별력 측정에 사용하는 것이 일반적이다.27)

AUC는 Mann-Whitney 검정을 위한 U 통계량과 동일하므로 다음과 같은 방법으로도 산출할 수가 있다. 만일 N_D 를 부도기업의 수, N_{ND} 를 건전기업 의수, PD_D 를 부도기업의 PD, PD_{ND} 를 건전기업의 PD라고 표기하고, 부도기업과 건전기업의 모든 가능한 조합을 구성한 후, 함수 $U_{(D,ND)}$ 를 다음과 같이 정의하면,

Mann-Whitney 검정을 위한 U 통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$U$$
 통계량 $= \frac{1}{N_D \times N_{ND}} \sum_{\mathbb{P} \in (D,ND)} U_{(D,ND)}$

이러한 U 통계량은 $Pr(PD_{ND} < PD_{D})$ 의 불편추정량 역할을 하게 된다. 즉, 임의의 부도기업과 건전기업을 선택하였을 경우, 건전기업의 부도확률이 부도기업의 부도확률 보다 적게 나타날 확률에 대한 추정치로 활용될 수 있다는 의미이다. 결국 AUC와 U 통계량은 궁극적으로 부도예측모형에 대한 변별력을 나타내는 동일한 통계적 수치이다. 이러한 통계량을 이용하여 일정한 신뢰수준에 대응되는 신뢰구간을 추정할 수 있으며, 두 부도예측모형의 변별력차이를 비교하는 검정도 가능하게 된다. 본 연구에서는 확인표본에 의한 AUC

²⁷⁾남주하(2008)는 AUC가 70% 이상이면 우수한 부도예측모형이며, 60% 이상이면 일반적으로 유의한 모형으로 판단하고 있다.

²⁸⁾신용등급 또는 신용평점에 의해 U_(ND,D)를 정의할 경우에는 건전, 부도 모두 동일한 등급을 갖는 경우가 발생할 수 있지만 부도확률을 토대로 정의할 경우에는 사실상 건전, 부도 모두 소수점 이하까지 동일 한 부도확률을 갖는 조합이 발생할 가능성은 희박하므로 PD_{ND} ≥ PD_D 인 경우 0으로 정의하기도 한다.

를 U통계량값으로 구하여 산출한다.29)

<그림 3-5>에서 보았듯이 AUC 통계량은 HR(c)와 FAR(c)를 동시에 고려하여 산출되지만 HR와 FAR는 AUC와 달리 분류값에 따라 값이 변하는 것이 특징이다. 따라서 부도예측모형의 변별력은 AUC값만으로 판단해서는 안되고 AUC이외 적정 분류값을 감안한 HR(c)와 FAR(c)를 동시에 고려해야 하는 것이다. 여기서 HR(c)은 분류값이 c일때 부도기업들 중 몇 개를 부도기업이라고 정확히 변별하는가 하는 비율³0)을 의미하고 FAR(c)은 분류값이 c일때 건전기업들 중 몇 개를 부실한 것으로 잘못 추정하는가 하는 비율을 의미하는 제2종 오류 (typeⅡ error)³1)를 의미한다.

<표 3-1> 부도예측모형의 정・오분류표

	7 6		예 측 결 과				
	구 분		부도기업	건전기업			
시ᅰ	부도기업	분류값(c) 이상 (PD ≥ c)	Hit Ratio(HR)	제1종 오류 Type I error			
실제	건전기업 분류값(c) 미만 (PD < c)		제2종 오류 TypeⅡ error(FAR)	상세도 Specificity			

<표 3-1>의 정·오분류표을 보면 '1-HR'은 제1종 오류(type I error)가되고 '1-FAR'가 건전기업들 중 몇 개를 건전기업으로 정확히 변별하는 가를

²⁹⁾추정표본에 의해 모형을 구축할 때에는 통계패키지에서 제공하는 tool을 사용해 AUC를 산출할 수 있지만 확인표본에 의해 validation할 경우에는 tool을 사용할 수가 없다. 따라서 확인표본에 의한 검증 모형의 AUC를 산출하기 위해서는 분석자가 직접 U통계량을 프로그램으로 작성해서 산출해야만 한다. 실제로 추정표본에 의한 추정모형을 tool에 의한 AUC값(%)과 연구자가 프로그램을 작성하여 산출한 U통계량값(%)을 비교시 소수점 두 자리 이내에서는 결과가 동일하였다.

³⁰⁾실무계와 일부 선행연구에서는 Hit Ratio를 sensitivity라고 칭하기도 한다.

³¹⁾귀무가설 (H_0) 이 참임에도 불구하고 이를 기각시켜 대립가설 (H_1) 을 채택하는 것을 제1종 오류라고 하고 H_1 이 참일 때 H_0 를 채택하는 것을 제2종 오류라고 한다. 따라서 부도예측모형에서는 H_1 을 건전기업 또는 부도기업을 기준으로 할 것이냐에 따라 제1종과 제2종 오류의 의미가 바뀌게 된다.

보여주는 상세도(specificity)가 되며 정·오분류값은 분류값(c)이 변함에 따라 달라지는 것을 알 수 있다. 부도예측모형에서는 분류값(부도확률)이 낮을수록 제1종 오류는 감소하나 제2종 오류는 증가하므로 건전기업과 부도기업의 오분류율이 적정한 수준에서 분류값을 결정하게 된다. 일반적으로 분류값은 Koh(1992)에서와 같이 다음과 같은 기대비용함수를 최소화하는 지점을 경계로 설정된다.

기대비용= $p \cdot L_1 \cdot 제1$ 종오류율+ $(1-p) \cdot L_2 \cdot 제2$ 종오류율

여기서 L_1 과 L_2 는 각각 제1종 오류율과 제2종 오류율이 발생함으로써 생기는 비용을 말하며 p는 모집단의 부도율로서 사전확률(prior probability)을 의미한다. 결국 기대비용함수를 최소로 한다는 것은 사전확률 p와 제1종 및 제2종 오류율의 비용을 모두 고려해야 한다는 것을 의미한다. 따라서 건전과 부도표본이 쌍대표본이고 제1종오류와 제2종오류의 기대비용이 동일하다면 분류값은 제1종오류율과 제2종오류율의 평균값이 가장 낮은 값에서 정해질 것이다.

하지만 부도예측모형에서는 건전기업을 부도기업으로 분류함으로써 발생하는 기대비용 보다는 부도기업을 건전기업으로 오인함으로써 발생하는 기대비용이 더욱 클 것이다. 제2종오류에 따른 기대비용은 금융기관이 여신을 제공했을 경우의 이자 및 수수료 수익만큼의 기대비용(기회비용)이 발생하지만제1종오류에 따른 기대비용은 이자수익 뿐 아니라 여신을 제공한 원금 전체에 대한 손실이 발생하기 때문이다.

결국, 실무적으로는 각 금융기관이 처한 리스크관리수준과 기대비용의 정도 등에 따라 분류값(c)이 다르게 설정될 것이다. 다시 말하면 제2종오류 (FAR)가 다소 커지더라도 제1종오류가 적은 값(HR이 높은 값) 또는 제1종오류를 일정한 값으로 고정하여 분류값이 정해 질 것이다. 하지만, 부도기업을

부도기업으로 판별하는 HR(c)가 아무리 높아도 건전기업을 부도기업으로 잘 못 분류하는 FAR(c)가 50%가 넘으면 부도예측모형으로서의 의미가 없으므로 제2종오류도 최소한 50%가 미만인 값에서 분류값이 정해져야 할 것이다32). 여기서 한 가지 알아두어야 할 사항은 사전확률이나 기대비용은 분류값을 결정하는 단계에서만 영향을 미치며, 부도함수의 유도나 변수의 선택과정에서는 전혀 영향을 미치지 않는다는 것이다(이군희, 2009).

한편, 승인건 중에서 부도가 발생한 확률이 얼마인가를 보여주는 지표로서 False-NEG(False Negative)가 있는데 실무계에서는 매우 중요한 개념이다. 여신 실행 이후 부도가 발생할 확률을 의미하기 때문이다.

2. 안정성 점검(stability)

안정성 점검은 부도예측모형에서 사용되는 위험요인과 기업의 부도와 같은 신용상태에 변화를 주는 요인사이에서의 원인과 결과 관계가 올바르게 설정되어 있는지를 점검하는 것이다. 이러한 안정성 검토는 경험적으로 나타날 수 있는 통계적인 모든 상관관계가 반드시 부도에 영향을 주는 인과관계를 의미하는 것이 아니며, 인과관계 없이 나타날 수 있는 상관관계를 확인시켜주는 역할을 한다. 안정성이 낮은 부도예측모형은 시간이 흐름에 따라 예측력이 급격히낮아지는 특징을 갖는다. 안정성 점검의 대표적인 측정치로는 모집단 안정성지수(PSI: Population Stability Index)가 있다. 이 지수는 부도예측모형 개발시점의 모집단으로부터 산출한 신용등급별 기업의 구성비가 개발 이후 일정 검증시

³²⁾제1종 오류의 기대비용이 크다고 제1종 오류율과 제2종 오류율과의 차이가 너무 크게 보수적으로 분류값을 설정하면 건전기업을 부도기업으로 오분류하는 비율이 너무 높아져 금융기관 입장에서는 잠재고객군을 너무 많이 상실하여 미래의 기대비용은 오히려 커질 수가 있다. 따라서 기대비용수준이 금융기관이 감당할 만한 범위이내이면서 제1종 오류율과 제2종 오류율의 차이가 일정한 수준(예: 10%) 이내에서 발생하도록 제약조건을 추가하여 분류값이 정해져야 할 것이다.

점에서 얼마나 변했는지 변화정도를 측정하는 것으로 다음과 같이 산출된다.

$$PSI = \sum_{i=1}^{n} (D_i\% - V_i\%) \times \log_e \left(\frac{D_i\%}{V_i\%}\right)$$

여기서 D_i %: 모형 개발시 표본 전체기업에서 등급 i 기업의 구성비 V_i %: 모형 검증시 표본 전체기업에서 등급 i 기업의 구성비

PSI지수에 의해 현재 시점의 부도예측모형의 등급별 분포가 개발 당시와 크게 벗어나고 있다는 것이 판단된다면 모형의 유용성이 떨어 지고 있다는 것을 의미하므로 모형의 수정 또는 보완이 필요한 것이다. 일반적으로 PSI가 0.1 이하인 경우 모집단의 분포가 충분히 안정적³³⁾이라고 할 수 있으며 0.25이상인 경우 모형 모집단 분포가 상당히 불안정³⁴⁾ 한 것으로 판단한다. 본 연구에서는 추정표본과 확인표본에 의한 신용등급별 구성비로 PSI지수를 점검하기로 한다.

3. 등급계량화 점검(calibration)

등급계량화(칼리브레이션)는 동일한 신용상태를 공유하는 차주들 끼리 리스크群(risk bucket)별로 분류한 차주들에게 PD35) 추정치를 할당하는 과정을 의미한다. 다시 말하면 부도예측모형을 신용등급으로 분류하고 신용등급별 실제부도율을 신용등급별 부도확률 범위에 대응시키고 이를 경험적으로 확인하는 과정을 의미한다. IRB 하에서 금융기관의 소요자기자본은 신용평가시스템으로부터 도출되는 각 익스포져에 대한 내부추정치에 의해 결정되는 바, 등급

³³⁾모형개발 당시와 변화가 없다고 판단 가능하다는 의미이다.

³⁴⁾변화원인 파악후 모형을 재개발 할 필요가 있다는 의미이다.

³⁵⁾등급의 계량화(calibration)는 통상 PD와 신용등급의 매핑을 나타내나, 보다 넓은 의미로 사용된 경우에는 LGD와 EAD 등 추가적인 리스크측정요소들의 매핑을 포함한다.

의 계량화(calibration)의 정확성은 신용평가시스템을 평가하는 중요한 기준이된다. 칼리브레이션이 제대로 이루어진 부도예측모형에서는 실제 부도율이 부도확률을 기반으로 추정된 등급별 부도확률범위에 나타나게 된다. 다시 말하면 우수한 부도예측모형은 신용등급별 부도율에 역전현상이 없어야 하고 각등급별 실제부도율이 등급별 부도확률 범위안에 존재해야 하는 것이다.

최근에는 이러한 등급계량화 점검이 실무계에서 변별력 보다도 더욱 중요한 개념으로 자리매김 하고 있다. 바젤Ⅱ 시행 이후 신용등급별 PD가 금융기관의 전반적인 경영활동과 의사결정에 필요한 요소이기 때문이다. 과거 변별력 중심의 부도예측모형은 단순히 여신의 가부결정을 내리는 것을 주요 목적으로 활용되어 정확한 신용위험을 측정할 수가 없었지만, 바젤Ⅱ 하에서는 신용위험을 측정(등급별 PD)하여 위험가중자산을 산출(경제적 자본과 규제 자본 산출)하고 여신금리를 결정(loan pricing)하는 한편, 신용한도에 따른 여신의사결정(전결권)과 위험을 감안한 성과평가 등 다양하게 활용되고 있기 때문이다.

부연하면 바젤Ⅱ 체제하에서 부도예측모형은 단순히 개별기업의 여신여부를 결정하는 것 보다는 등급별 PD에 따라 위험가중자산을 산출하고 여신금리등을 결정하는 것이 더욱 중요한 의미를 갖게 되었다는 것이다. 등급계량화점검방법으로는 특정시점의 등급별 검증방법인 이항검정(Binomial test), 특정시점의 모형 전체에 대한 검증방법인 카이제곱검정(Chi-square test)과 다시점의 부도율 정확성에 대한 검증방법인 정규성검정(Normal test)과 신호등검정(Traffic lights test)이 있으며 실무적으로는 신호등검정 방법이 많이 사용되고 있다. 등급계량화점검에 대한 세부적인 점검은 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로서 여기서는 직감적으로 이해도가 높은 등급별 실제 부도율이 부도확률범위이내에서 발생하고 있는 지 여부만을 점검하기로 한다.

제4절 변수선정 및 변수정의

1. 회계변수 선정 및 정의

Begley et al.(1996), Ohlson(1980), Beaver et al.(2005), Altman and Sabato(2007), Behr and Guttler(2007) 등 주요 선행연구에서 제시한 회계변수(더미변수 포함) 21개와 오현탁·형영주(2004)에서 사용되었거나 중소기업 부도예측 실무에서 사용하고 있는 DD변수 3개, 총 24개를 기본모형의 후보 변수로 선정하였다. 더미변수를 제외하고 선정된 각 회계변수가 제공하는 정보 내용에 따라 유동성(liquidity), 수익성(profitability), 재무적 안정성(financial stability), 이자지급능력·현금흐름(coverage & cashflow), 활동성·기타(activity & others) 및 도산거리측정의 여섯 가지 평가비율측면으로 분류하였다. <표3-2>는 후보 회계변수를 그 분류별 변수 내역과 정의 그리고 해당 변수의 적출문헌을 보여주고 있다.

그런데 회계변수의 분류기준은 연구 목적과 연구자의 관점에 따라 다르게 분류되기도 한다. ETA를 Altman and Sabato(2007)는 수익성(profitability)으로 분류하였으나 Beaver et al.(2005) 등 기존 연구, 재무학 연구 및 실무에서는 EBITDA를 현금흐름의 대용치로 자주 활용하므로 관련 회계변수를 현금흐름(cashflow)으로 분류하였다. 다만, 이자보상배율(ICR)은 몇 배로 표시하는 대신 백분율단위로 표시하도록 재정의 하였다. 이러한 분류방법과 변수정의는 나인철·김성규(2009)에서 다섯 가지 측면으로 분류한 방법을 토대로 재구성하였다. 여섯 가지 측면으로 구분한 평가비율의 분류별로 부실확률과 각 변수간에 나타날 관계를 예상하여 보면 다음과 같다.

<표 3-2> 회계변수의 정의 및 기대부호

Panel A: 변수의 정의 및 기대부호

구분	변수명	변수정의(μ = 평균, σ = 표준편차)	기대 부호	
	WCTA	유동자산 ÷ 총자산	- -	
유동성 (Liquidity)	CLCA	유동부채 ÷ 유동자산	+	
(Eiquidity)	CASH	현금 및 현금등가물 ÷ 총자산	-	
	RETA	이익잉여금 ÷ 총자산	-	
수익성	EBTA	(법인세차감전 계속사업이익+이자비용)÷총자산	-	
(Profitability)	ROA	당기순이익 ÷ 총자산		
	ROS	세전이익 ÷ 매출액	-	
	BVTL	자기자본 ÷ 총부채	-	
재무적 안정성	TLTA	총부채 ÷ 총자산	+	
(Financial stability)	EQA	자기자본 ÷ 총자산	-	
	SDBV	(단기차입금 + 유동성장기부채) ÷ 자기자본	+	
	ICR	EBITDA ÷ 100×이자비용	-	
이자지급능력·현금흐름	FUTL	영업자금 ÷ 총부채		
(Coverage & Cashflow)	ETL	EBITDA ÷ 총부채	-	
	ETA	EBITDA ÷ 총자산	-	
±1 = 11 = 1	STA	매출액 ÷ 총자산	-	
활동성·기타 (Activity & Others)	CHIN	순이익 변화량 ÷ (당기순이익 + 전기순이익)	-	
, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	Lsize	log(소비자물가지수로 조정된 총자산)	-	
	BSDD	$\frac{\log(\ref{s}자산_t/\ref{s}부채_t)}{\sigma(\ref{s}자산_{t,t-1,t-2,t-3})/\mu(\ref{s}부채_{t,t-1,t-2,t-3})}$	-	
도산거리	CFDD	$\frac{\mu(\mbox{영업현금자금}_{t,t-1,t-2,t-3}) - \mu(\mbox{이자비용}_{t,t-1,t-2,t-3})}{\sigma(\mbox{영업현금자금}_{t,t-1,t-2,t-2,t-3})}$		
	ERDD	$\frac{\mu(영업이익_{t,t-1,t-2,t-3})-\mu(이자비용_{t,t-1,t-2,t-3})}{\sigma(영업이익_{t,t-1,t-2,t-3})}$	-	
	INTWO	당기순이익 2년 연속 적자면 1, 아니면 0	+	
더미변수 (Dummies)	EQAG	G 평균 EQA > 0 이면 1, 아니면 0		
(5 a	ROSG	평균 ROS > 0 이면 1, 아니면 0	-	

Panel B: 후보 회계변수의 적출 문헌

구분	변수명	선행연구 [*]							
十 世		Z-score	O-score	Beaver	DD	A&S	B&G		
0.5.11	WCTA	0	0						
유동성 (Liquidity)	CLCA		0						
(Eiquidity)	CASH					0			
	RETA	0				0			
수익성	EBTA	0							
(Profitability)	ROA		0	0					
	ROS						0		
	BVTL	0							
재무적 안정성	TLTA		0	0					
(Financial stability)	EQA						0		
	SDBV					0			
	ICR					0			
이자지급능력·현금흐름	FUTL		0						
(Coverage & Cashflow)	ETL			0					
	ETA					0			
취도 내 기리	STA	0							
활동성·기타 (Activity & Others)	CHIN		0						
(Activity & Others)	Lsize		0						
	BSDD				0				
도산거리	CFDD				0				
	ERDD				0				
	INTWO		0						
더미변수 (Dummies)	EQAG						0		
(Dullillies)	ROSG						0		

*Z-score: Altman의 Z-score모형을 Begley et al.(1996)이 중소기업에 맞게 수정한 모형

*O-score: Ohlson(1980)

*Beaver: Beaver et al.(2005)

*DD: 도산거리(Distance-to-default) 모형 *A&S: Altman and Sabato(2007)

*B&G: Behr and Guttler(2007)

1) 유동성(liquidity) 변수

유동성(liquidity)이란 보유자산을 단기간 내 정상적인 가격으로 현금화할 수 있는 가능성을 말하는데 수익성이 양호한 기업이라 할지라도 유동성이 부족하면 단기 채무에 대한 지급불능으로 흑자도산에 처할 위험이 높아진다(한국은행, 2007). 이와 같이 기업의 유동성은 기업의 단기적인 지급능력을 평가하는 변수로서 유동성이 높을수록 그 기업의 부도확률은 낮아진다. 따라서 유동성변수는 부실확률과 음(-)의 체계적인 관계를 갖게 될 것이다. 다만, Ohlson(1980)은 유동성을 유동부채/유동자산(CLCA)으로 표현하므로 CLCA의기대부호는 양(+)이 된다.

2) 수익성(profitability) 변수

수익성은 기업의 경영성과 및 이익창출능력을 측정하는 것이다. 다시 말하면 당기이익 혹은 내부 유보이익으로 향후의 영업활동을 지속적으로 지원할 수 있는지 여부 등을 판단할 수 있게 하는 평가지표이다. 수익성이 낮으면 재투자나차입금상환 등의 재무활동에도 악영향을 초래하여 기업 부실화의 위험이 높아진다. 따라서 수익성과 부실확률 간에는 음(-)의 관계가 나타날 것으로 예상한다.

3) 재무적 안정성(financial stability) 변수

안정성이란 기업이 정상적인 영업활동을 통하여 적정성장과 수익을 실현하면서 타인자본을 사용함에 따른 채무상환을 무리 없이 이행할 수 있는 정도를 의미한다. 이러한 안정성은 일차적으로 기업활동에 투하된 자본 중에서 타인자본에 의한 조달비중(레버리지비율)으로 판단할 수 있다. 호황기에 타인자

본을 사용하면 레버리지효과에 의해 기업의 성장과 수익이 확대되지만 불황기에 타인자본에 대한 의존도가 높은 기업은 원금상환에 대한 부담으로 특히 재무위험이 높아져 부도확률이 높아지기 때문이다.

따라서 레버리지 관련 변수인 총부채/총자산(TLTA), 단기차입금/자기자본(SDBV)은 부도확률과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상한다. 그리고 반대로 자기자본의 적정성과 자본구조의 안정성 측면에서 살펴본 자기자본/총부채(BVTL)와 자기자본/총자산(EQA)의 기대부호는 음(-)이 된다.

4) 이자지급능력·현금흐름(coverage & cashflow) 변수

이자보상배율은 영업활동에서의 현금수입으로 이자비용을 얼마나 충당할수 있는 가를 나타내는 기업의 재무적 완충능력을 보여주는 지표이며 기업의 채무상환, 투자활동 등이 기업의 실질적인 현금조달능력에 의해 이루어지므로 현금흐름은 기업의 전반적인 현금지급능력을 보여주는 지표로서 이들 지표가 높을수록 부도위험이 그 만큼 낮다는 것을 의미한다. 따라서 이들 변수의 기대부호는 모두 음(-)이 된다.

5) 활동성·기타(activity & others) 변수

활동성은 기업이 조달한 자본 또는 투하한 자산을 얼마나 효율적으로 운용하고 있는 가를 보여주는 지표이다. 경영능력 부족 등으로 유휴설비가 발생하거나 과잉투자로 인하여 영업효율성이 저하되면 기업의 부실위험은 높아간다. 따라서 활동성을 나타내는 매출액/총자산(STA)과 부도확률 간에는 음(-)의 관계가 예상된다.

순이익변화량/당기순이익과 전기순이익의 절대값(CHIN)은 기업의 순이익이 전년도에 비해 얼마나 증가했는가를 보여주는 일종의 성장성지표로서 기대

부호는 음(-)이 될 것으로 기대한다. 그리고 기업의 규모가 클수록 기업의 안 정성이 증가하여 부도가능성은 낮게 될 것이므로 소비자물가지수로 조정된 총 자산의 로그값(Lsize)의 기대부호도 음(-)이 될 것이다.

6) 도산거리(DD: distance to default) 변수

Merton(1997)의 DD 접근방법은 시장가치를 기반으로 하고 있어 비상장기업에는 적용할 수가 없으므로 본 연구에서 사용된 도산거리변수는 KMV사가회계정보를 토대로 비상장기업에도 적용할 수 있도록 탄력을 부여한 변수이다. 실무계에서 중소기업 부도예측모형에서 활용한 바 있는 세 가지 도산거리측정변수인 장부가치DD, 수익가치DD, 현금흐름DD는 측정값이 적을수록(특히0이) 부실위험이 높아지므로 기대부호는 음(-)이 된다.

7) 회계변수의 극한치 및 이상치 조정

회계변수는 비율 산출방법상 불가피하게 극한값(outlier)이 나타날 수 있는데, 너무 큰 극단값은 모형분석에 영향을 미칠 수가 있다. 따라서 이러한 극단값이 모형분석에 미치는 영향을 일정범위로 제한하기 위하여 회계변수들에대해서는 하위 1%, 상위 5%의 값으로 극한값을 조정(winsorizing)하였다. 여기서 하위1%에 비해 상위 5%의 극한값을 조정한 이유는 전체적인 분포가 하위 보다는 상위값에서 극한값이 더욱 크게 나타나고 있기 때문이다.

또한 회계변수는 그 특성상 분모가 0 또는 음수를 지닐 수 있는데 분모의 값이 0인 경우 비율산출이 불가능하고 음수의 경우에는 재무적 의미가 반대로 나타나는 이상치가 발생하게 된다. 따라서 이러한 이상치인 경우 재무적 의미에 맞는 값으로 회계변수의 값을 조정해야 하는데 분모가 0의 값을 갖는 이상치인 경우 분자값이 flow 개념인 경우에 분자값이 0 보다 크면 최대값으로 0

이면 0값으로 0 보다 작으면 최소값으로 처리하였으며 분자값이 stock 개념인 경우에는 평균값으로 처리하였다. 분모가 음수의 값을 갖는 경우에는 평가변수의 특성 및 의미 등을 종합적으로 고려하여 최소값, 0 또는 최대값으로 처리하였다.

2. 거시경제변수 선정 및 정의

1991년도 자료부터 입수가 가능 한 변수들 중에서 주요 선행연구에서 중소기업 부도율과 체계적으로 유의한 관계가 있는 것으로 검증된 변수들을 중심으로 13개 후보군으로 선정하였다. 전분기 실질GDP성장율, 산업생산지수, 생산자물가지수 등은 계절효과가 모형에 미치는 영향을 통제하기 위해 계절조정된 자료를 사용하였다. 실업률, 고용률, 중소기업대출금리 등 중소기업 부도율과 체계적인 관계가 있을 것으로 예상되나 대부분의 변수들은 1999년도이후자료부터 추출이 가능하여 검토 대상에서 제외하였다. <표 3-3>은 본 연구 실증 분석에서 검토된 거시경제변수를 보여주고 있다.

전년 동기 대비 국민총생산액증가율(GDP)은 거시부도예측모형에 사용되는 변수이며 전분기 대비 국민총생산액증가율(GDP2)은 메릴린치의 부도시계모형에 위한 경기국면 구분 시 사용되는 변수이다. 선행연구에서 분기별 경기국면 구분 시에는 전분기 대비 경제성장율을 사용하고 있기 때문이다.

<표 3-3> 거시경제변수 설명 및 추출기준

변수명	변수설명	자료 추출 기준	단위
GDP	국민총생산액 증가율	실질, 전년동기비	%
GDP2	국민총생산액 증가율2	실질, 전분기 비, 계절조정	%
INF	인플레이션율	소비자물가지수 전년동기 비	%
w_us	원/미국달러	기준환율, 말일자료	원
ppi	생산자물가지수	총지수	2005=100
ipi	산업생산지수	전산업(계절변동조정지수)	2005=100
cd	CD유통수익률	91일	연리%
rf5	국민주택채권1종 시장금리	5년	연리%
AA	회사채 시장금리	AA- 등급	연리%
T_loan	대출잔액	총대출금	십억원
bill	어음부도업체수	업체수 기준	개
bill2	어음부도율	장수 기준	%
export	수출액	형태별수출	백만달러
import	수입액	용도별수입	백만달러

제5절 연구표본

1. 회계모형에 경기변동을 반영한 연구표본

1) 표본추출 기준

첫째, 업력 5년 이상으로 연속 4개년 이상 재무제표 보유 기업을 추출하였다. 이는 창업단계기업의 경우 재무제표분석에 의한 부도예측에 한계³⁶⁾가 있고 성장단계 진입까지는 관찰기간이 필요하므로 제외한 것이다.

둘째, 재무제표 기준으로 표본대상기간은 13개년도(1995년~2007년)로서 12월 결산 재무제표이다. 재무정보의 일관성 유지 및 경기변동주기에 따른 부도율의 영향을 반영하기 위해 장기 시계열자료 사용하였다.

셋째, 연간매출액 600억원 이하로서 비상장 법인기업을 대상으로 하였다. 본 연구의 목적이 비상장 중소기업에 대한 연구이므로 이에 대한 적용기준으로 바젤Ⅱ에 의한 중소기업 분류기준을 적용한 것이다³⁷⁾

넷째, 표본기업의 부도관찰기간을 일치시키기 위해 법인기업만을 추출하였다. 부도사건 발생여부를 관찰하는 년도 직전까지의 재무자료를 이용하여 부도기업과 건전기업의 재무변수를 측정하게 되므로 예를 들어 2007년도 부도관찰기간에 해당되는 재무제표는 부도발생 1년 이전 재무제표인 2006년도 재무

³⁶⁾ 실무적으로도 창업단계기업에 대한 신용평가모형은 비재무계량정보와 정성적 평가 위주로 별도의 모 형으로 운영하고 있는 것이 일반적이다.

³⁷⁾일반적으로 중소기업의 범위는 '중소기업기본법 제2조' 및 '동법 시행령 제8조'에서 규정하는 바에 따라, 업종별로 달리 규정된 상시근로자수와 자본금 혹은 매출액 규모를 기준으로 분류하고 있다. 본 연구에서는 사실상 전 산업을 망라하는 표본을 대상으로 하며, 소규모 기업이 다수를 차지하기에 신뢰성 있는 상시근로자수를 파악하기 어려워 '중소기업기본법'에 따른 분류를 적용하는데 한계가 있으므로 최근 들어 글로벌 표준기준으로 자리매김하고 있는 신바젤협약(바젤Ⅱ)에 의한 중소기업 분류를 활용하고 있다. 연간매출액 600억원 이하로 한 이유는 바젤Ⅱ에서는 기업 익스포져 중 연간 매출액 5천만 유로 이하의 기업에 대해서는 SME 익스포져로 별도 관리하도록 하고 있는데, 국내기업 적용기준(금융 감독원 은행감독국)은 연 매출액 600억원 이하이기 때문이다.

제표가 사용된다. 따라서 2007년도 부도관찰기간은 법인기업의 경우 2007.3월 결산이 이루어지므로 2007.4월~2008.3월 이지만 5월말에 결산이 이루어지는 개인기업은 2007.6월~2008.5월이 되므로 연도별 부도관찰 기간이 상이하게 된다. 결국 법인기업이 2007년 1월에 부도가 발생하면 2005년도 재무제표가 부도기업으로 분류되고 2007년도 4월에 발생하면 2006년도 재무제표가 부도기업으로 분류된다. 따라서 부도율을 기준으로 연도를 살펴볼 때는 부도발생 1년도 이므로 본 연구의 연구기간은 1996년부터 2008년도가 된다.

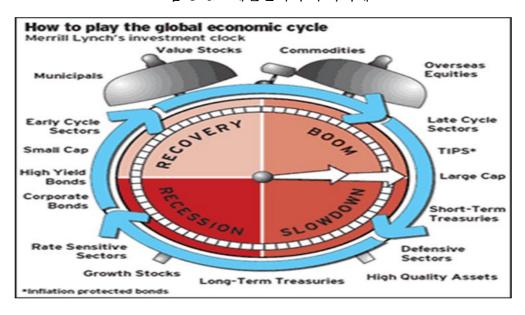
2) 표본제외 기준

분석자료의 신뢰성 확보를 위하여 매출액 또는 총자산 10억원 미만 기업이거나 유동자산=0, 유동부채=0 등 재무제표의 신뢰성 결여된 자료, 개인기업법인전환 등에 의한 개인기업설립정보 누락된 기업, 금융기관, 공공행정기관, 가사서비스업 등 분석목적에 부적격한 산업, 기타 업종코드 누락, 식별정보 누락 등의 기업을 표본에서 제외하였다. 또한 자기자본 전액잠식기업을 제거하였는데, 이들 기업은 정상적인 금융거래가 어려운 기업으로서 이들을 포함하여 분석하면 재무적 안정성관련 변수가 과도하게 영향을 끼쳐 모형의 안정성을 저해하기 때문이다. 한편, 부도판정 연도 및 이후에 작성된 부도기업의 재무제표도 제거하였다. 부도기업의 경우 부실이 알려진 후에 작성된 재무제표를사용하게 되면 사후확인(backcasting) 현상에 의한 모형성과의 과대평가 문제가발생하기 때문이다.

3) 경기국면 분류방법

경기국면을 거시경제변수 등을 활용하여 분류하는 대표적인 방법으로는 메릴린치의 투자시계방법(Merrill Lynch Investment Clock)이 있으며 Butera

and Faff(2006)에서도 사용한 방법이다. 메릴린치의 투자시계는 <그림 3-6>에서 보듯이 경기변동주기를 4가지 국면으로 분리하여 각 국면에 따라 투자자산별로 전략을 제시하고 있는 모형이다. 경기국면 분류방법은 경제성장율(GDP증가율)과 인플레이션율 변화량을 매트릭스 형태로 결합하여 구분하고 있는데경제성장률과 인플레이션이 모두 양(+)의 변화량을 보이면 호황국면(boom)이고 모두 부(-)의 변화량을 보이면 불황국면(recession)으로 분류한다. 인플레이션율 변화량이 부(-)이나 경제성장율이 양(+)의 변화량이면 회복국면(recovery)이고 경제성장율 변화량이 부(-)이나 인플레이션율 변화량이 양(+)이면 하강국면(slow down)으로 분류한다.



<그림 3-6> 메릴린치의 투자시계

본 연구에서는 통계청의 경기순환도표(그림 3-7)와 경기순환국면별 경제 동향을 토대로 연도별로 확장기와 수축기로 구분한 후, 메릴린치의 부도시계 와 통계청의 경기순환시계를 사용하여 확장기는 회복국면과 호황국면, 수축기 는 하강국면과 불황국면으로 분류하였다. 또한 경기국면을 대표하기 어려운 특정연도의 표본을 제외하였다.

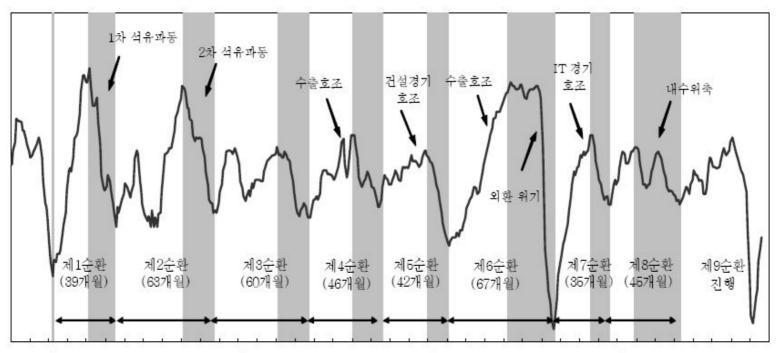
< 표 3-4>를 보면 연도별 부도율과 경기국면과 는 연관성이 있음을 알 수 있으나 2000년, 2001년, 2005년도의 경우 확장과 수축 두가지 국면이 혼재되어 있어 연차재무제표에서 산출하는 재무비율로 경기변동을 반영한 부도예측을 실시하는 본 연구에서는 적합하지 않아 3개 년도를 분석표본에서 제외하였다.

<표 3-4> 재무제표 4개년 이상 중소법인기업 표본현황 및 경기국면

연도*	건전기업	부도기업	부도율	경기국면	경제동향
1996	1,694	134	7.3%	하강	수출경쟁력 약화(원화강세)
1997	3,259	436	11.8%	불황	외환위기
1998	4,109	353	7.9%	불황	외환위기
1999	5,438	142	2.5%	회복	외환위기 극복, 세계경제 디지털 붐
2000	7,044	278	3.8%	호황/하강	IT경기 호조(~7월)/세계경기침체(8월~)
2001	9,178	266	2.8%	불황/회복	투자위축, 소비하강(~6월)/내수경기부양(7월~)
2002	11,248	293	2.5%	회복	수출회복으로 경기상승 지속
2003	14,209	592	4.0%	불황	소비와 투자 침체
2004	16,840	733	4.2%	불황	신용카드사 유동성 위기
2005	18,344	574	3.0%	불황/회복	내수부진 회복지연(~4월)/ 소비회복(5월~)
2006	20,171	504	2.4%	호황	수출확대
2007	21,491	661	3.0%	호황	수출확대 지속, 내수경기상승
2008	21,163	1,025	4.6%	하강	금융위기
총합	154,188	5,991	3.7%		

주) 부도율 산출 기준연도로 재무제표연도로는 1995~2007년도가 됨

<그림 3-7> 우리나라 경기순환국면 도표



70 71 72 73 74 75 76 77 78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94 95 96 97 98 99 00 01 02 03 04 05 06 07 08 09

자료: 통계청

4) 표본의 구성

전체표본을 추정표본(estimation Sample)과 확인표본(holdout sample)으로 분리하였다. 추정표본은 전체표본의 60%를 부도표본이 전체표본의 평균부도율이 3.9%가 되도록 층화임의추출(stratified random sampling)하였으며 확인 표본은 추정표본을 제외한 전체표본의 40%를 부도표본이 3.9%되도록 층화임의추출하였다. <표 3-5>는 실증 분석에서 사용된 표본현황을 보여주고 있다.

<표 3-5> 실증 분석에 사용된 표본현황

Panel A. 표본구분별 건전/부도기업 표본현황

(단위:기업/년 수)

구 분	건전기업	부도기업	전체기업	부도율	비고
전체표본	119,622	4,873	124,495	3.9%	기업체수 38,758개
추정표본	71,776	2,921	74,697	3.9%	전체표본의 60%
확인표본	47,846	1,952	49,798	3.9%	전체표본의 40%

Panel B. 연도별 표본현황

МE	전체표본				추정표본	<u>l</u>	확인표본		
연도	기업체수	부도	부도율	기업체수	부모	부도율	기업체수	부모	부도율
1996	1,828	134	7.3%	1,100	88	8.0%	728	46	6.3%
1997	3,695	436	11.8%	2,221	264	11.9%	1,474	172	11.7%
1998	4,462	353	7.9%	2,596	194	7.5%	1,866	159	8.5%
1999	5,580	142	2.8%	3,327	91	2.7%	2,253	51	2.3%
2002	11,541	293	2.5%	6,922	174	2.5%	4,619	119	2.6%
2003	14,801	592	4.0%	8,877	349	3.9%	5,924	243	4.1%
2004	17,573	733	3.0%	10,468	428	4.1%	7,105	305	4.3%
2006	20,675	504	2.4%	12,403	305	2.5%	8,272	199	2.4%
2007	22,152	661	3.0%	13,491	403	3.0%	8,661	258	3.0%
2008	22,188	1,025	4.6%	13,292	625	4.7%	8,896	400	4.5%
총합	124,495	4,873	3.9%	74,697	2,921	3.9%	49,798	1,952	3.9%

경기국면별 표본의 부도율은 〈표 3-6〉을 보면 회복기가 가장 낮고 호황기에 약간 상승하다가 불황기에 증가하면서 불황기에 가장 크게 나타나고 있어 경기변동이론에 따른 부도율 추이와 동일한 결과를 보여주고 있는바, 중소기업 부도예측시 거시경제적 상황(체계적인 위험요인)을 반영할 필요성이 있음을 시사하고 있다.

<표 3-6> 경기변동국면에 따른 표본의 부도율

(단위:기업/년 수)

경기	;	전체표본		2	추정표본		확인표본			
국면	건전	부도	부도율	건전	부도	부도율	건전	부도	부도율	
회복	16,686	435	2.5%	9,984	265	2.5%	6,702	170	2.5%	
호황	41,662	1,185	2.7%	25,186	708	2.7%	16,476	457	2.7%	
하강	22,857	1,159	4.8%	13,679	713	4.9%	9,178	446	4.6%	
불황	38,417	2,114	5.2%	22,927	1,235	5.1%	15,490	879	5.4%	
합계	119,622	4,873	3.9%	71,776	2,921	3.9%	47,846	1,952	3.9%	

2. 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 연구표본

1) 산업구분

거시변수를 분리하여 경기변동을 반영하기 위한 (분석모형3)에서는 산업 별로 경기국면에 따른 PD민감도를 산출하게 된다. 따라서 산업을 구분하는 것도 중요한 과제일 수가 있는데 본 연구에서는 산업별 재무적 특질과 성격 그리고 표본수 등을 고려하여 <표 3-7>과 같이 표준산업분류상의 중분류 또 는 대분류를 토대로 15개 산업군으로 분류하였다. 제조업은 중분류를 기준으 로 8개로 나누었으며 서비스산업의 경우 실질적인 경제적 특성에 차이가 있는 일반서비스업(산업14: 운수 및 기타서비스업)과 지식기반 및 제조관련 서비스업(산업15)으로 나누었다. (산업15)는 신용보증기금에서 분류하고 있는 기준으로서 표준산업분류 이외 기업의 경제적 실질을 반영하여 분류하고 있다.

<표 3-7> 산업분류 기준

	업 종	표준산업분류 코드	비고
01	농업,임업,어업,광업	A, B	
02	식료품,음료,담배	C10, C11, C12	
03	섬유,의복,가죽,가방,신발	C13, C14, C15	
04	목재,나무,가구	C16, C32	
05	종이,인쇄,기록매체복제	C17, C18	
06	석유,화학,고무,비금속광물	C19, C20, C21, C22, C23	제조업
07	1차금속,금속가공	C24, C25	
08	전자,전기,통신,의료장비	C26, C27, C28	
09	자동차, 기타기계 및 운송장비	C29, C30, C31	
10	전기,가스,수도,원료재생업	D, E	
11	건설업	F	
12	도매업	G <i>(G47 제외)</i>	
13	소매업	G47	
14	운수 및 기타서비스업	H, P, Q, R, S	
15	지식기반 및 제조업 관련 서비스업	M, N 등	

2) 분기부도율 산출 표본

거시부도시계모형을 구축하려면 비교적 장기간의 시계열 부도자료가 필요하다. 따라서 연간부도율을 토대로 모형을 구축하면 시계열자료가 부족해 모형에 편의가 발생할 가능성이 높다. 본 연구에서는 경기변동 주기를 충분히 반영하기 위해 1992년도부터 2008년도 까지 68분기의 부도율을 사용하고 있다.

<표 3-8> 분기부도율 산출에 사용된 표본

A F							산	업구	구 분							농니
연도	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	합계
1992	311	1,131	5,063	1,561	1,517	3,682	3,620	2,891	4,715	38	1,776	6,762	1,204	626	486	35,383
1993	349	1,148	4,870	1,662	1,590	3,973	3,951	3,037	5,306	59	2,045	7,205	1,113	589	539	37,436
1994	386	1,202	5,478	1,888	1,877	4,446	4,665	3,503	6,209	79	2,662	8,360	1,249	594	600	43,198
1995	310	1,014	5,017	1,700	1,752	4,004	4,319	3,291	5,804	71	2,544	7,757	1,066	492	572	39,713
1996	318	1,020	4,902	1,747	1,783	3,962	4,576	3,491	6,152	102	2,849	8,921	1,248	535	607	42,213
1997	457	1,141	5,539	2,160	2,302	4,608	5,519	4,294	7,467	155	4,226	14,282	2,993	940	1,130	57,213
1998	576	1,277	6,093	2,455	2,733	5,178	6,409	4,886	8,912	210	5,826	20,154	4,601	1,435	1,781	72,526
1999	801	1,654	6,967	2,786	3,170	5,927	6,695	5,388	9,489	266	7,321	25,979	6,509	2,810	2,517	88,279
2000	1,157	2,422	9,306	3,917	4,565	6,920	8,523	6,606	11,522	396	10,602	47,169	20,873	18,816	5,810	158,604
2001	1,226	2,946	11,616	5,100	5,496	7,655	9,983	7,281	13,068	451	13,441	58,675	29,266	30,152	7,934	204,290
2002	1,243	2,934	11,568	5,105	5,655	7,557	9,995	7,407	13,065	460	14,834	59,129	26,649	23,814	8,234	197,649
2003	1,230	2,874	10,728	4,991	5,533	7,501	9,896	7,428	12,774	472	15,822	59,503	24,641	19,571	8,300	191,264
2004	1,241	2,910	9,836	4,809	5,618	7,669	9,981	7,570	13,144	483	17,664	62,929	25,525	18,015	9,368	196,762
2005	1,180	2,971	9,051	4,766	5,603	7,986	10,725	7,890	13,734	496	19,221	65,615	24,972	16,528	10,152	200,890
2006	1,064	2,805	7,789	4,280	5,217	7,542	10,317	7,438	13,226	485	18,368	62,829	22,198	14,369	9,789	187,716
2007	990	2,601	6,772	3,798	4,720	6,740	9,609	6,417	12,084	461	17,893	62,001	20,362	12,968	9,392	176,808
2008	951	2,612	6,262	3,561	4,514	6,307	9,176	6,093	11,373	484	18,122	62,772	19,313	12,407	9,776	173,723
평균	811	2,039	7,462	3,311	3,744	5,980	7,527	5,583	9,885	304	10,307	37,650	13,752	10,274	5,117	123,745

주)업체수: 연초기준

기본모형은 재무제표(총자산 10억원 이상)를 4개년 이상 보유하고 있는 업력 5년 이상의 기업으로 영세기업과 창업단계기업을 제외하고 있는 반면, 거시부도예측모형은 기업규모나 업력에 관계없이 연초 신용보증전체기업을 표본으로 하고 있다. <표 3-8>은 연도별로 분기부도율 산출에 사용된 신용보증업체수 표본을 보여주고 있다. 본 연구에 별도의 표로 제시하지는 않았지만 재무제표가 없는 기업이 전체표본의 약 60%를 점유하고 있고 총자산 10억 미만기업을 영세소기업에 포함시 전체표본의 약 85%가 기본모형 요건에 해당되지 않는 기업이다. 그리고 2000년도 이전 신용보증업체수가 9만개 미만으로 2000년도 이후와는 표본의 크기에 차이가 크게 나타나고 있다. 따라서 기본모형과 동일한 표본을 대상으로 15개 산업에 따라 2000년도 이전 분기별 부도율을 산출하게 되면 거시부도시계모형을 추정시 편의38)가 발생할 수 있기 때문에 기본모형과 동일한 표본을 대상으로 추출하지 않았다.

분기부도율 자료는 동 기간 동안의 연초 부도가 발생하지 않은 신용보증업체수 기준 부도율을 이다. (식3.4)의 거시부도예측모형의 통제변수(설명변수)로 4분기 이전 부도율을 사용하므로 실제 부도율 자료는 1991년도부터 사용하게 된다. 업체수는 연초 정상기업수이며 연초 기업수를 분모로 하고 이들 기업들 중 각 연도의 분기에 부도가 발생한 기업을 분자로 분기부도율을 산출하였다. 연도별 평균 업체수는 123,745개 이며 산업12(도매업)가 연평균 37,650개로서 가장 많고 산업01(농임어광업)이 811개로 가장 적다. 도매업의 표본이 가장 큰 이유는 재무제표를 보유하고 있지 않은 영세소기업 중 도매업이 가장많기 때문이다.

< 표 3-9>는 연초 정상신용보증업체수 표본을 근거로 산업별로 경기국면 에 따른 분기부도율을 산출한 표이다. 전체산업의 경기국면별 분기부도율을

³⁸⁾총자산 10억이상 표본을 대상으로 분기부도율을 산출하게 되면 특정산업 특정 연도 특정 분기에 부도 기업 표본이 없거나 극히 적은 시계열이 적지 않게 존재하는데 이 경우 분기부도율이 왜곡되어 모형 추정에 편의가 발생할 수 있다.

< 표 3-6>의 총자산 10억원 이상으로서 재무제표 4개년이상 연속 보유하고 있는 표본의 경기국면별 연간부도율과 비교해 보면, 부도율이 회복기가 가장 낮고 호황기에 약간 상승하다가 하강기와 불황기에 증가하는 추세는 유사하지만 <표 3-6>에서는 호황기 대비 하강기의 부도율 증가가 77.7%로 급격히 상승하고 하강기 대비 불황기 부도율 증가는 8.3%로 비교적 완만하게 상승하고 있는 반면 <표 3-9>의 결과는 하강기 30.3%, 불황기 18.5% 상승하고 있어하강기에 급격히 부도율이 증가하고 있지 않고 불황기 부도율 상승폭이 커진점에서 차이가 있다.

산업별 분기부도율을 살펴보면 산업10(전기,가스업)이 2.0%로 가장 낮고 산업03(섬유,의복제조업)이 3.2%로 가장 높아 산업간 분기부도율의 편차가 비 교적 큰 것을 알 수가 있다. 산업10의 부도율이 낮은 것은 산업특성상 비교적 신용도가 높은 기업규모가 큰 기업이 상대적으로 많이 있는데 기인하고 있는 것으로 보인다.

한편, 전체산업의 경기국면별 분기부도율이 경기변동이론에 따른 부도율 추이를 어느 정도 따라가고 있지만, 산업에 따라서는 차이가 있음을 알 수 있다. 산업14(운수 및 기타서비스업)는 불황국면 보다 하강국면의 부도율이 높으며 산업01(농임어광업)은 회복국면이 호황국면 보다 부도율이 높게 나타나고 있다. 특히 산업01, 산업03(섬유의복제조)과 산업04(목재나무제조)는 모든 국면에서 평균부도율 보다 높게 나타나고 있으면서 확장국면과 수축국면의 부도율 편차가 비교적 높게 나타나고 있어 경기변동에 따른 리스크 민감도가 높은 업종으로 볼 수 있다.

< 표 3-9>을 종합적으로 고려해 보면 산업간 경기변동에 따른 리스크 민 감도가 다르므로 부도예측시 산업별 경기국면에따른 PD민감도를 산출할 필요 성이 있음을 시사하고 있다.

<표 3-9> 산업별 경기국면에 따른 분기부도율

(단위:%)

산업(SIC)	회복	호황	하강	불황	전체국면
01. 농임어광업	2.61	2.31	3.63	4.83	3.09
02. 식료품,음료,담배	2.23	2.48	3.11	3.57	2.68
03. 섬유,의복,가죽,가방,신발	2.75	2.95	3.74	4.26	3.24
04. 목재,나무,가구	2.67	2.72	3.65	4.11	3.12
05. 종이,인쇄,기록매체복제업	1.92	2.18	2.62	3.46	2.36
06. 석유,화학,고무,비금속광물	1.88	1.96	2.41	3.15	2.20
07. 1차금속,금속가공	2.01	2.00	2.66	3.40	2.35
08. 전자,전기,통신,의료장비	2.01	2.02	2.67	3.16	2.33
09. 자동차,기타기계 및 운송장비	1.95	2.00	2.57	3.29	2.30
10. 전기,가스,수도,원료재생 등	1.70	1.89	2.27	2.63	2.00
11. 건설업(주거형건물 공급업포함)	2.19	2.43	2.83	3.55	2.58
12. 도매업	2.02	2.12	2.69	3.31	2.38
13. 소매업	2.31	2.32	3.17	3.61	2.70
14. 운수및 기타서비스업	2.09	2.02	3.35	2.71	2.47
15. 지식기반 및 제조업 관련서비스업	1.98	2.09	3.01	3.33	2.44
전체산업	2.18	2.28	2.97	3.52	2.57

제4장 실증 분석결과

제1절 회계모형에 경기변동을 반영한 모형

1. 단일변량 분석

1) 기초통계분석

《표 4-1》은 변수들의 기술통계량(추정표본)을 보여주는데 분석대상 비상장 중소기업의 주요 재무적 상황을 함께 보여주고 있다. 추정표본에 포함된 74,697개 기업·년의 평균(중위수) 규모는 총자산 기준 약71억 원(40억 원)이며 매출액 기준으로는 98억 원(62억 원)이다. 표본기업의 약 78%가 자산 총액 70억 원³⁹⁾을 기준으로 적용되는 공인회계사 외부감사대상 기업에 해당되지 않는 규모가 작은 비외감대상 기업으로서, 본 연구의 결과는 그간 상장기업 또는 외감기업을 대상으로 수행한 여러 연구들의 결과를 보완할 것으로 기대된다.

³⁹⁾분석대상 표본의 재무제표 작성년도가 외감대상 법인 대상 총자산이 100억원으로 변경되기 이전임

<표 4-1> 추정표본 기초통계분석 (Descriptive Statistics)

평가비율분류	변수명	평균	표준편차	최소값	중위수	최대값
주요	총자산(억원)	71.0	110.5	10.0	39.7	5251.0
구표 재무특성	자기자본(억원)	26.3	56.2	0.01	13.1	3359.6
세구국경	매출액(억원)	98.2	102.1	10.0	61.5	599.8
	WCTA	0.16	0.27	-0.5	0.16	0.64
유동성	CLCA	0.82	0.47	0.04	0.76	1.94
	CASH	0.06	0.07	0.00	0.03	0.26
	RETA	0.20	0.16	-0.27	0.18	0.53
수익성	EBTA	0.07	0.06	-0.16	0.07	0.19
T 4 6	ROA	0.04	0.05	-0.20	0.03	0.14
	ROS	0.03	0.05	-0.25	0.03	0.11
	BVTL	0.82	0.83	0.05	0.50	3.30
재무안정성	TLTA	0.62	0.19	0.1	0.67	0.88
세구원66	EQA	0.37	0.19	0.05	0.33	0.77
	SDBV	0.82	0.87	0.00	0.53	3.06
	ICR	0.07	0.10	-0.07	0.04	0.36
이자지급능력	FUTL	0.17	0.15	-0.21	0.14	0.58
현금흐름	ETL	0.19	0.17	-0.22	0.15	0.65
	ETA	0.10	0.07	-0.12	0.10	0.25
	STA	1.66	0.88	0.34	1.45	3.83
활동성·기타	CHIN	0.01	0.46	-1.00	0.03	0.95
	Lsize	7.99	1.02	4.92	7.97	10.57
	BSDD	4.32	4.56	0.16	2.55	17.30
도산거리	CFDD	1.30	1.45	-2.11	1.12	4.64
	ERDD	2.14	1.71	-0.78	1.73	6.42

2) 단일변량 분석

<표 4-2>는 건전기업과 부실기업간의 평균차이를 나타내는 t값과 단일변량 로짓분석에 의한 두 집단의 구분정확도를 나타내는 concordant값을 보여주고 있다. concordant값은 모형의 성과를 정밀하게 판별하는 측정치는 아니지만 구분정확도를 개괄적으로 비교하는데 유용하기에 t값과 함께 사용함으로써각 재무변수의 잠재적 판별력을 살펴볼 수가 있다.

모든 변수는 통계적으로 유의한 부실확률과 기대한대로의 관계를 나타내고 있다. 이는 나인철·김성규(2009)에서의 기업규모(log(총자산)) 변수가 반대의 부호를 보이는 것과 차이가 있는데 이는 나인철·김성규(2009)에서는 재무제표상의 총자산을 그대로 사용한 반면 본 연구에서는 소비자물가지수로 조정된 총자산을 사용한데 따른 차이인 것으로 보이다.

대부분의 변수들은 건실기업과 부실기업간의 평균차이가 확연히 나타나고 있고 concordant값이 50%를 넘어 부도예측에 있어서 변별력으로 연계될 잠재성을 보이고 있다. 하지만 그동안 Z-score모형이나 Ohlson(1980)모형에서 유동성의 측정치로 활용되어 왔던 WCTA와 CLCA와 Ohlson(1980)모형에서의 수익성장성 지표로 활용되었던 CHIN의 경우 concordant값이 50% 보다 낮아이들 변수들이 부도예측모형에 포함시 오히려 모형의 잡음으로 작용하거나 기대와는 다른 방향으로 영향을 미칠 가능성을 시사하고 있다. 이러한 결과를 각 평가비율 측면에서 살펴보기로 한다.

첫째, 유동성 측면에서 살펴보면 중소기업 부도예측을 실시할 때 WCTA, CLCA 보다는 Cash를 사용하는 것이 적절할 수 있음을 시사하는 것이다.

<표 4-2> 추정표본 단일변량 분석결과

7 H	버스먼	기대	평	균	⋆ 트게라	단일변	량 로짓
구분	변수명	부호	건전	부도	t 통계량	계수값	concordant(%)
	WCTA	-	0.16	0.13	-5.62 ***	-0.39 ***	46.1
유동성	CLCA	+	0.82	0.87	6.28 ***	0.24 ***	46.6
	CASH	-	0.06	0.05	-13.59 ***	-3.75 ***	50.9
	RETA	-	0.21	0.11	-35.90 ***	-3.61 ***	65.5
스이서	EBTA	-	0.07	0.06	-11.80 ***	-3.75 ***	50.4
수익성	ROA	-	0.04	0.01	-21.71 ***	-6.52 ***	60.3
	ROS	-	0.03	0.01	-16.04 ***	-5.34 ***	55.3
	BVTL	-	0.83	0.53	-26.53 ***	-0.71 ***	60.9
재무	TLTA	+	0.62	0.7	28.42 ***	2.92 ***	62.2
안정성	EQA	-	0.38	0.29	-27.92 ***	-2.91 ***	62.4
	SDBV	+	0.8	1.26	24.25 ***	0.49 ***	60.1
	ICR	-	0.07	0.03	-48.99 ***	-11.54 ***	67.8
이자지급 능력	FUTL	-	0.18	0.11	-29.91 ***	-3.51 ***	61.5
현금흐름	ETL	-	0.19	0.12	-29.76 ***	-3.04 ***	60.7
	ETA	-	0.1	0.08	-19.36 ***	-4.76 ***	57.1
활동성	STA	-	1.67	1.43	-16.16 ***	-0.37 ***	56.2
	CHIN	-	0.01	-0.05	-6.29 ***	-0.29 ***	47.0
기타	Lsize	-	8.00	7.80	-9.81 ***	-0.20 ***	51.3
	BSDD	-	4.38	2.91	-21.41 ***	-0.10 ***	58.0
도산거리	CFDD	-	1.32	0.82	-20.75 ***	-0.26 ***	58.6
	ERDD	-	2.16	1.44	-26.38 ***	-0.32 ***	62.1

둘째, 성장성 측면에서 살펴보면 Moody's(2000)에서도 보여주듯이 매출액성장성, 순이익성장성 등 성장성 지표들은 대부분 부도율과 u자 형태의 비선형적인 관계가 있는데서 그 원인을 찾아 볼 수가 있다. 이들 변수들의 특징은 일정수준 이상의 성장률에서는 오히려 부도율이 증가하고 있어 선형적인부도예측모형에서는 적절히 반영할 수가 없다는 점이다. CHIN의 concordant 값이 47%로 낮은 이유도 이러한 요인이 작용하고 있다고 본다.

셋째, 전체적인 측면에서 특이할 만한 것은 ICR과 RETA가 비교적 높은 변별 잠재력을 지니고 있다는 점이다. 부도기업의 수가 전체의 3.9%에 불과한 본 연구에서의 concordant값은 모형이 건전기업을 건전하다고 판별하는 능력에 좌우되기는 하지만 그 측정치가 ICR 약 68%, RETA 약 66%로서 중소기업 부도예측모형을 개발함에 있어서 최우선적으로 고려해야 할 변수들임을 뜻하고 있다. 또한 개발된 모형의 성과는 최소한 ICR만에 근거한 모형의 성과보다 높아야 함을 시사하고 있다.

2. 기본모형의 회계변수 선정과정 및 선정결과

분석모형1은 경기변동을 반영하지 않은 기본모형 대비 경기변동을 반영한 중소기업 부도예측모형이 건전기업과 부도기업 차이에 대한 추가적인 설명력을 갖는지 여부를 검증하고자 하는 것이다. 따라서 분석모형1을 검증하기 전에 먼저 기본모형에 의한 회계변수선정 과정과 결과를 살펴보기로 한다. 기본모형의 변수선정과정은 주요 선행연구에서 사용된 변수군을 취합하여 그 성과를 비교한 후 시뮬레이션을 통해 조합하는 방법을 선택하였다. 이러한 방법은 Xu and Zhang(2009)이 일본 상장기업을 대상으로 부도예측시 접근한 방법이며 국내에서는 나인철·김성규(2009)가 사용한 방법이다.

회계변수 선정과정은 먼저 <표 3-8>에서 검토한 회계변수들 중 더미변수를 제외한 21개 재무비율에 대해 t-검정의 t값과 단변량 로짓분석의 concordant값 등을 토대로 유의한 변수를 검토하였다. 검토결과 모든 t값은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하나 concordant값이 50% 미만인 WCTA, CLCA, CHIN은 로지스틱회귀분석의 설명변수에 포함시 모형의 잡음으로 작용할 가능성이 높으므로 투입대상에서 제거하였다. 이들 변수를 제외한 재무비율 18개와 3개 더미변수를 이산시간로짓 방식으로 추정함에 있어서 단계적 선택법(stepwise method)으로 변수를 추리하는 과정을 밟았다.

단계적선택법의 Entry와 Stay 기준의 유의수준을 0.0540)로 설정한 후 21개 회계변수를 투입하여 추정한 결과 19개 변수가 선택되었으나 EBTA, EQA, ETL, ERDD, INTWO의 기대부호가 반대로 나타나 변수간의 다중공선성 등의 위협이 존재하고 있다. 이러한 경우 변별력이 아무리 높게 나타나더라도 모형에 대한 해석이 어려우므로 부도예측모형으로 사용하기에는 적합하지가 않다. 따라서 단계적 선택법 과정 이후 회계변수 선정과정은 각 변수간의 상관관계에 따라 중간 추정결과가 다중공선성의 위협41)을 받지 않도록 하고 각 변수의기대부호가 적정한 방향이며 유의적인 가를 다음과 같이 변수조합에 의한 시뮬레이션(simul.: simulation)을 통해 검토하였다.

최초시뮬레이션(simul.1)은 단계적선택법에서 선정된 변수들 중에서 기대부호가 반대로 나타난 5가지 변수를 제외한 14개 변수를 투입하여 모형을 추정하였다. 추정결과 ROA, TLTA, ETA의 기대부호가 반대로 나타났고 ROS는 10% 유의수준에서도 통계적으로 유의하지 않았다.

⁴⁰⁾더미변수를 제외한 투입대상 회계변수의 단일변량 계수값이 모두 1% 유의수준에서 유의하므로 단계 적선택법에서의 Entry의 유의수준(SLEntry)과 Stay의 유의수준(SLStay)을 0.05로 설정하는 것이 합리적인 것으로 판단하였다.

⁴¹⁾시뮬레이션 과정마다 선택된 변수 중 한 개라도 기대부호가 반대의 방향을 보이는 경우 분산팽창계수 (VIF)를 살펴보았으며, VIF가 2이상인 경우 다중공선성의 위협을 받는 것으로 추정하였다.

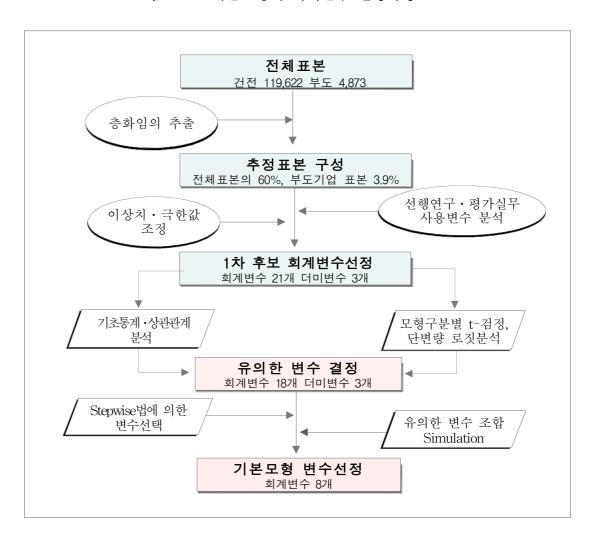
<표 4-3> 기본모형 회계변수선택 과정

구분	변수명	기대	단일변량	stepwise	유의한	변수조합 시	뮬레이션
一	연구장	부호	concordant%	선택법	simul.1	simul.2	최종simul.
	WCTA	-	46.1	n/e	n/e	n/e	n/e
유동성	CLCA	+	46.6	n/e	n/e	n/e	n/e
	CASH	-	50.9	-2.18***	-1.88***	-1.78***	-1.78***
	RETA	-	65.5	-2.26***	-1.53***	-1.14***	-1.12***
수익성	EBTA	-	50.4	13.40***	n/e	n/e	
T 7 0	ROA	-	60.3	-7.96***	2.57***	n/e	
	ROS	-	55.3	-2.04***	-0.29	n/e	
	BVTL	-	60.9		n/e	n/e	
재무적	TLTA	+	62.2	4.98***	-0.68***	n/e	
안정성	EQA	-	62.4	5.24***	n/e	n/e	
	SDBV	+	60.1	0.17***	0.21***	0.17***	0.17***
	ICR	-	67.8	-5.59***	-7.03***	-6.43***	-6.37***
이자지급능력	FUTL	-	61.5	-2.82***	-0.94***	0.15	
· 현금흐름	ETL	-	60.7	4.17***	n/e	n/e	
	ETA	-	57.1	-6.27***	1.18**	n/e	
활동성	STA	-	56.2	-0.22***	-0.18***	-0.17***	-0.17***
	CHIN	-	47.0	n/e	n/e	n/e	n/e
기타	Lsize	-	51.3	-0.12***	-0.18***	-0.18***	-0.18***
	BSDD	-	58.0	-0.03***	-0.04***	-0.03***	-0.03***
도산거리	CFDD	-	58.6	-0.16***	-0.14***	-0.14***	-0.14***
	ERDD	-	62.1	0.12***	n/e	n/e	
	INTWO	+		-0.68***	n/e	n/e	
더미변수	EQAG	-			n/e	n/e	
	ROSG	-		-0.13***	-0.13***	-0.06	
투입변	투입변수 개수			21개	14개	10개	8개 +1개
	-u -u		AUC	74.2%	72.2%	71.9%	71.9%
	변별력 (c=3.9%)		HR(c)	72.0%	72.5%	72.1%	72.1%
()	J.J /0)		FAR(c)	36.4%	40.0%	39.7%	39.8%

- 주1)stepwise선택법의 Entry의 유의수준(SLEntry)과 Stay의 유의수준(SLStay)은 0.05 2)n/e: 투입대상에서 제외
 - 3)최종simulation: simulation2 결과 기대부호가 적정한 방향이고 유의한 변수 8개를 기준으로 나머지 변수를 1개씩 순차적으로 추가 및 제거하여 기대부호가 적정하고 유의한 변수조합을 선택

두 번째 시뮬레이션(simul.2)에서는 이들 네 가지 변수들을 제외한 10개 변수를 투입하여 모형을 추정하였다. 추정결과 FUTL과 ROSG가 통계적으로 유의하지 않아 이들 두 개 변수를 제외한 8개 변수를 토대로 최종시뮬레이션(최종simul.)을 실시하였다.

<그림 4-1> 기본모형의 회계변수 선정과정



구체적으로 설명하면 CASH, RETA, ICR, SDBV, STA, Lsize, BSDD, CFDD 8개 변수와 상관관계가 높지 않은 나머지 변수들을 단일변량 concordant 값이 높은 순서대로 1개 씩 순차적으로 투입하고 제거하는 과정을 거쳐 최종 변수를 선정하였다. 위의 8개 변수에 추가되는 변수가 통계적으로 유의하고 기대부호가 적정하더라도 AUC값 또는 HR(c)가 증가되지 않으면서 FAR(c)의 변 별력이 떨어지는 경우에는 최종변수로 선택하지 않았다. <그림 4-1>은 지금까지 살펴본 추정표본 추출에서부터 기본모형의 회계변수선정까지의 과정을 요약하여 보여주고 있다.

최종 선정결과 유동성, 수익성, 안정성, 이자지급능력 및 현금흐름, 활동성, 기업규모 각 평가비율별로 함축적(parsimonious)으로 1%의 유의수준에서 기대부호가 적정한 방향인 1개의 비율이 선정되었고 도산거리변수로는 2개 총 8개의 변수가 선정되었다. 성장성 변수는 단일변량분석에서 예상했듯이 유의한 변수로 선택되지 않았다.42) 선정된 변수를 평가비율 측면에서 살펴보면 다음과 같다.

먼저 유동성 측면에서 보면 특이한 것은 단일변량 분석에서 예상했듯이 Altman(1968) 이후 z-score나 Ohlson(1980)에서 유동성의 평가측정치로 사용되었던 WCTA 대신에 CASH가 선정되었다는 점이다. 이는 중소기업의 경우유동성 측면에서는 WCTA 보다는 CASH를 선정하는 것이 적절하다는 의미이며 실제로 Altman and Sabato(2007)에서도 중소기업을 대상으로 한 부도예측에서 WCTA와 CASH를 저울질한 후 최종적으로 CASH를 선정한 결과와동일하다.

수익성 측면에서도 EBTA나 ROA 대신에 RETA가 선정된 것은 중소기 업 부도예측에 있어서 당기영업성과를 보여주는 변수 보다는 기업가치(수익가

⁴²⁾CHIN 이외 선행연구에서 선정되지 않았던 총자산증가율, 매출액증가율 등의 성장성 변수들을 기본모 형에 설명변수로 추가하여 검토했지만 선택되지 않았다.

치)의 증감을 파악할 수 있는 유보이익이 유용하다는 점을 시사하고 있으며 Altman and Sabato(2007)에서도 여러 가지 수익성 변수를 검토한 후 RETA를 최종적으로 사용하였다.

재무적 안정성(Leverage) 측면에서는 그동안 안정성 측정치로서 자주 사용되었던 TLTA, BVTL 대신 SDBV가 선정되었는데 이는 비이자부 부채를 포함한 총부채 측면보다는 이자 및 원금상환 부담으로 재무위험이 존재하는 차입금의존도, 특히 단기차입금 상환능력이 중소기업 부실예측에 있어서 유용함을 보여주고 있으며 Altman and Sabato(2007)에서도 BVTL, TLTA와 SDBV를 저울질 한 후 SDBV를 선정하였다.

ICR은 이자지급능력과 현금흐름능력을 동시에 파악할 수 있는 변수로서 현금흐름능력만을 보여주는 FUTL, ETL, ETA 대신 선정되었는데 회귀계수 값(-6.37)과 카이제곱값(176)의 크기를 고려⁴³⁾할 때 여타 선정변수에 비해 중소기업 부도예측 설명력이 가장 뛰어남을 알 수 있다.

한편, 도산거리 분석에서 총자산(영업자금)과 총부채(이자비용)와의 차이를 총자산(영업자금)의 표준편차로 나누어 정규화시켜 도산으로부터의 이격도 (도산거리)를 사용되고 있는 BSDD, CFDD가 선정되었는데 이들 변수들은 중소기업 분석에서는 확보할 수 없는 자본시장 정보를 대체적인 방식으로 가늠할 수 있게 함으로써 실무자나 연구자들에게 부도예측 성과를 개선시킬 수 있는 기회를 제공할 수도 있다는 점에서 의미가 있다고 본다.

본 연구에서 사용한 21개(더미변수 제외) 원천 회계변수 간에는 높은 상관 관계가 존재하는 경우가 있지만 기본모형으로 선정된 변수들은 모두 상관계 수44)가 ±0.5 이하이고 분산팽창계수(VIF: Variance Inflation)도 모두 1.8 미만

⁴³⁾회귀계수의 크기는 변수의 최대값과 최소값의 차이크기, 표준편차 크기에 따라 차이가 있어 모든 재무변수의 값 속성이 동일하고 최대 최소값이 유사하지 않는한 회귀계수값으로 모형의 설명력을 결정하는 변수의 가중치로 보기는 어려우나 ICR의 최소최대값 등을 고려할 때 여타 선정변수에 비해 설명력이 높은 것을 알 수가 있다. 이러한 증거는 단일변량 로지스틱 분석결과 ICR이 계수값과 concordant 값이 가장 높게 나타나고 있는 것에서 찾을 수가 있다.

으로서 다중공선성이 추정결과에 미치는 영향은 크지 않다고 판단된다. 21개 원천 회계변수간의 상관계수는 지나치게 방대하기에 별도의 표로 보고하지 않 고 기본모형으로 선정된 변수들간의 상관계수만 <표 4-4>에 보고 한다.

기본모형으로 선정된 여타 변수들에 비해 ICR은 RETA와 상대적으로 높은 양의 상관계수를 SDBV와는 음의 상관계수를 지니고 있고 RETA도 SDBV와 상대적으로 높은 음의 상관계수를 지니고 있는 것을 알 수 있다. 별도로 표로 보고하지는 않았지만 VIF가 ICR이 1.37, RETA가 1.79 그리고 SDBV 1.43으로 크지 않고 각 변수들이 통계적으로 유의하게 기대부호와 동일한 방향을 보이고 있어 다중공선성문제는 없다고 판단된다.

<표 4-4> 기본모형의 선정변수 및 변수간 상관계수

	Cash	RETA	SDBV	ICR	STA	Lsize	BSDD	CFDD
Cash	1	0.22	-0.23	0.26	0.15	-0.16	0.15	0.00
RETA	0.22	1	-0.50	0.45	0.24	0.07	0.44	0.31
SDBV	-0.28	-0.50	1	-0.36	-0.11	0.03	-0.37	-0.17
ICR	0.21	0.47	-0.45	1	0.19	0.10	0.23	0.22
STA	0.17	0.28	-0.13	0.27	1	-0.13	-0.01	0.09
Lsize	-0.14	0.08	0.05	0.14	-0.14	1	0.00	0.10
BSDD	0.13	0.52	-0.46	0.23	0.04	-0.04	1	0.13
CFDD	0.04	0.35	-0.15	0.40	0.15	0.11	0.18	1

- * 대각선 상단 pearson 상관계수, 대각선 하단 spearman 상관계수
- * 모든 상관계수는 P=0.01수준에서 유의함

기본모형의 적합성 추정결과 우도비가 1750으로서 1%의 유의수준에서 기

⁴⁴⁾재무변수들간에는 회계정보가 갖는 속성상 비교적 높은 상관계수를 지닌다. 이론적으로 검증된 바는 없지만 실무적으로는 재무변수간 상관계수가 ±0.6이상인 경우 다중공선성이 의심이 갈 정도의 높은 상관관계를 지닌다고 보고 있다.

본모형이 적합하다는 것을 알 수 있으며 -2log L값 22912와 concordant값 71.1, AUC 71.9%는 이후 검토되는 분석모형에 대한 설명력과 예측력 향상을 판단하는 기준 통계량이며 여기서 구축된 기본모형에 위한 부도확률은 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영하는 분석모형3의 조건부 부도확률을 산출하는데 기본값으로 사용된다.

3. [분석모형1]에 대한 검증결과

경기변동 더미변수(PS_i)의 회귀계수($y_2 \sim y_4$)가 α =0.01 수준에서 모두 유의한 양의 값을 보이고 있고 y_2 가 y_3 , y_4 보다 적게 나타나고 있다. 이러한 결과는 중소기업의 신용위험이 거시환경위험요소에 의해서도 결정되고 있음을 보여주고 있으며 거시환경위험요소의 영향이 회복기에 가장 낮고 하강기에 가장 크다는 것을 의미한다. 그런데 특이한 점은 하강국면의 계수값(y_3 =1.13)이불황국면의 계수값(y_4 =0.83) 보다 유의하게 크게 나타나 경기국면별 실제부도율과는 다른 추정결과를 보여주고 있다. 즉, 경기국면별 단순 부도율 평균은 <표 3-4>에서 살펴보았듯이 하강국면 보다는 불황국면에서 약간 높게 나타나지만 회계변수를 활용한 부도예측모형에 의해 예측할 경우 부도확률이 불황국면 보다는 하강국면에서 더욱 크게 나타나고 있다는 점이다. 이러한 결과는하강국면에서는 불황국면 보다 회계정보의 유용성이 상대적으로 저하되어 부도예측력이 떨어지고 있음을 시사하고 있는 것으로 보여 진다.

또한, 기본모형에 추가됨으로서 감소되는 -2log L 값이 287(=22912-22625)로서 1%의 유의수준45)에서 통계적으로 유의하다. concordant값과 AUC도 기본모형에 비해 모두 1.7% point 상승되어 경기변동 변수는 건전기업과 부도기업 차이에 대한 변별력을 지니고 있다.

⁴⁵⁾ α=0.01. df=3에서의 카이자승분포표 오른쪽 임계값 11.34

<표 4-5> 분석모형1 추정결과

기본모형: $y = \beta_0 + \beta_1 CASH + \beta_2 RETA + \beta_3 SDBV + \beta_4 ICR + \beta_5 STA + \beta_6 Lsize + \beta_7 BSDD + \beta_8 CFDD$ 분석모형1: $y = \beta_0 + \beta_1 CASH + \beta_2 RETA + \beta_3 SDBV + \beta_4 ICR + \beta_5 STA + \beta_6 Lsize + \beta_7 BSDD + \beta_8 CFDD + \sum \gamma_7 PS_7$

회귀계수	버스며	기대	기년	로모형	분석	 모형1	
/구분	변수명	부호	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	비고
eta_0	Intercept	?	-0.81	24.8 ***	-1.07	36.0 ***	절편
$eta_{\it I}$	CASH	-	-1.78	29.4 ***	-2.06	38.5 ***	유동성
β_2	RETA	-	-1.12	47.1 ***	-1.24	56.5 ***	수익성
β_3	SDBV	+	0.17	61.5 ***	0.16	51.4 ***	안정성
eta_4	ICR	-	-6.37	176.2 ***	-6.18	167.0 ***	Coverage/현금흐름
eta_5	STA	-	-0.17	44.0 ***	-0.17	46.7 ***	활동성
eta_6	Lsize	-	-0.18	86.2 ***	-0.23	115.9 ***	기업규모
β7	BSDD	-	-0.03	28.1 ***	-0.03	27.4 ***	도산거리(자산)
$\beta_{\mathscr{E}}$	CFDD	-	-0.14	92.4 ***	-0.14	100.2 ***	도산거리(현금흐름)
γ1	PS2	+			0.56	51.9 ***	
Y 2	PS3	+			1.13	212.0 ***	경기국면 더미
Y 3	PS4	+			0.83	143.4 ***	
	우도박	1	17	50.2***	203	7.9***	
통계항목	-2 log	L	2291	12.9	2262	5.3	
	Concorda	nt %	71.3	1%	72.8	2%	
	AUC	-	71.9	9%	% 73.6%		
H 벼 ฮ	HR(c)		72.1		72.0%		
변별력	FAR(c	:)	39.	.8	37.2	%	c=3.9%
	False N	IEG	1.9	%	1.89	%	

*, **, *** 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함

PS(Phase)=경기국면 더미(PS₂: 호황, PS₃: 하강, PS₄: 불황)

AUC=Area Under the ROC(Receiver Operating Characteristic) Curve

HR(c)=Hit Rate: 부도기업을 부도기업으로 판별하는 비율

FAR(c)=False Alarm Rate: 정상기업들 중 몇 개를 부도기업으로 잘 못 추정한 비율 c는 분류값(cut-off value)로서 표본의 평균부도율인 3.9%로 정함

False NEG=False Negative: 여신승인 건(c 이상)중에서 부도가 발생할 확률

한편, 앞의 부도예측모형 적합성 검증방법에서 언급했듯이 최근에는 변별력 이외 신용등급별 부도율이 등급간 역전현상이 없이 부도확률 범위내에 들어오는지 여부를 점검하는 등급계량화 점검이 실무계에서는 보다 중요한 개념으로 자리매김하고 있다고 하였다.

《표 4-6》는 향후 확인표본에 의한 등급계량화 점검시 비교하기 위해 분류값(cut-off PD)을 기준으로 승인등급(pass)은 6등급, 불승인등급(non-pass)은 4등급으로 표본의 구성비에 따라 균등하게 등급화 한 것이다. 실무상으로는 1,2등급과 9,10등급의 구성비를 3~8등급에 비해 적게 구성하고 부도율도 1,2등급은 더욱 낮게 9,10등급은 보다 높게 되도록 시뮬레이션(simulation)을통해 등급간의 역전현상이 발생하지 않고 각 등급별 부도율이 부도확률 범위내에 위치하도록 등급화를 수행하지만 본 연구에서는 편의상 균등하게 승인등급과 불승인등급내에서는 구성비가 동등하게 등급화하였다.

통계적인 검정량 측면의 이외도 전체적인 모형의 적합성은 다음과 같은 두 가지 측면에서 기본모형 보다는 경기변동을 반영한 분석모형1이 우위에 있음을 알 수 있다.

첫째, 분석모형1은 부도기업을 부도기업으로 판별하는 HR(c)는 기본모형과 유사하면서 전체표본 중에서 승인등급에 해당되는 구성비가 많다는 점이다 (기본모형은 승인등급의 구성비가 58.8% 이지만 분석모형1은 61.2%). 이는 건전기업을 부도기업으로 잘못 분류하는 FAR(c)가 분석모형1(37.2%)이 기본모형(39.8%)보다 적은 것과 관련이 있다.

둘째, 승인건 중에서 부도가 발생한 비율인 False-NEG.가 분석모형 1(1.8%)이 기본모형(1.9%)보다 낮다는 점이다. 결국 분석모형1은 기본모형에 비해 예측성과가 우수하므로 중소기업 부도예측시 경기변동을 반영해야 할 필요성이 있다고 본다.

<표 4-6> 기본모형과 분석모형1의 신용등급별 부도율 및 구성비

Panel A. 기본모형

신용	부도확률	(PD) 범위	건전	부도	승니	нго	ᄀ서비
등급	이상	미만	기업	기업	합계	부도율	구성비
1	0.00%	0.57%	7,281	24	7,305	0.3%	9.8%
2	0.57%	1.36%	7,267	83	7,350	1.1%	9.8%
3	1.36%	2.00%	7,241	110	7,351	1.5%	9.8%
4	2.00%	2.60%	7,156	149	7,305	2.0%	9.8%
5	2.60%	3.21%	7,149	201	7,350	2.7%	9.8%
6	3.21%	3.90%	7,105	246	7,351	3.3%	9.8%
7	3.90%	4.74%	7,350	321	7,671	4.2%	10.3%
8	4.74%	5.88%	7,232	439	7,671	5.7%	10.3%
9	5.88%	7.80%	7,121	550	7,671	7.2%	10.3%
10	7.80%	100.00%	6,874	798	7,672	10.4%	10.3%
	합	·계	71,776	2,921	74,697	3.9%	100.0%

Panel B. 분석모형1

신용	부도확률	(PD) 범위	건전	부도	합계	부도율	ᄀ서비
등급	이상	미만	기업	기업	입게	구노팔	구성비
1	0.00%	0.57%	7,595	28	7,623	0.4%	10.2%
2	0.57%	1.27%	7,610	60	7,670	0.8%	10.3%
3	1.27%	1.88%	7,548	122	7,670	1.6%	10.3%
4	1.88%	2.47%	7,482	142	7,624	1.9%	10.2%
5	2.47%	3.12%	7,479	191	7,670	2.5%	10.3%
6	3.12%	3.90%	7,396	274	7,670	3.6%	10.3%
7	3.90%	4.81%	6,858	334	7,192	4.6%	9.6%
8	4.81%	6.11%	6,805	388	7,193	5.4%	9.6%
9	6.11%	8.29%	6,656	536	7,192	7.5%	9.6%
10	8.29%	100.00%	6,347	846	7,193	11.8%	9.6%
			71,776	2,921	74,697	3.9%	100.0%

4. [분석모형2]에 대한 검증결과

1) 분석모형2의 회계변수 선정과정

분석모형2는 중소기업 부도예측에 유용한 회계정보가 경기국면에 따라 상대적으로 변하는지 여부와 경기국면별로 예측한 모형의 변별력에 차이가 있는지 검토하기 위한 것이다. <표 4-7>은 경기국면별로 각각 부도예측모형을 추정하기 위한 회계변수 선택과정을 보여주고 있다. 변수선택방법은 21개 변수를 모두 투입하여 기본모형과 동일한 방법으로 각 경기국면별로 유의한 변수를 선택하였다.

유의한 변수 시뮬레이션 과정은 보고 편의상 최초시뮬레이션(simul.1)과 최종시뮬레이션(최종simul.)만을 표에 제시하였다. 회복국면의 경우에는 21개 변수를 단계적 선택법에 의해 추정한 결과 선택된 모든 변수의 기대부호가 적정한 방향이고 통계적으로 유의하여 최종 시뮬레이션만을 수행하였다. 최종시뮬레이션에서 RETA를 추가하였을 경우에만 다중공선성도 위협받지 않으면서모든 변수가 통계적으로 유의한 기대방향을 나타내고 있는 한편, HR(c)가 증가하고 있어 회복국면의 최종 선정변수로 선정하였다.

모든 국면에서 기본모형에서 선정된 8개 변수 이내에서 선정되고 있어 경 기변동이 이루어지더라도 각 평가비율구분별로 대표적인 변수만으로 부도예측 을 설명하는데 충분하다는 것을 확인시켜 주고 있다.

<표 4-7> 분석모형2 회계변수선택 과정

Panel A: Stepwise 선택법에 의한 변수선정 결과

구분	변수명	기대		stepwise	선택법	
T 正	[원구경	부호	회복국면	호황국면	하강국면	불황국면
	WCTA	-	n/e	n/e	n/e	n/e
유동성	CLCA	+	n/e	n/e	n/e	n/e
	CASH	-	-4.92***	-2.66***	-2.55***	-2.31***
	RETA	-		-2.26***	-1.93***	-2.90***
A 01 H	EBTA	-		18.21***	14.91***	16.47***
수익성	ROA	-		-14.43***	-10.01***	-11.62***
	ROS	-		-3.08**	-3.20**	
	BVTL	-				
재무적	TLTA	+		8.92***		
안정성	EQA	-		9.39***		
	SDBV	+	0.22***	0.23***		0.07**
	ICR	-	-3.90**	-5.16***	-5.91***	-6.30***
이자지급능력	FUTL	-			-2.24***	-3.88***
현금흐름	ETL	-	-1.39**	2.62***	3.67***	4.20***
	ETA	-		-6.58***	-5.66***	-4.79***
활동성	STA	-		-0.31***	-0.16***	-0.24***
- ·	CHIN	-	n/e	n/e		n/e
기타	Lsize	-		-0.18***		-0.27***
	BSDD	-	-0.08***			-0.06***
도산거리	CFDD	-	-0.24***	-0.17***	-0.16***	-0.17***
	ERDD	-		0.15***	0.13***	0.08***
	INTWO	+		-1.13***	-0.68**	-0.63***
더미변수	EQAG	-				
	ROSG	-				-0.15***
	AUC	'	72.7%	73.8%	71.3%	77.9%
변별력	cut-of	f	2.6%	2.7%	4.9%	5.1%
[변필덕	HR(c)		71.7%	72.3%	70.4%	75.7%
	FAR(c)	38.4%	37.1%	40.7%	34.4%

주1)stepwise선택법의 Entry의 유의수준(SLEntry)과 Stay의 유의수준(SLStay)은 0.05 2)n/e: 투입대상에서 제외

Panel B: 유의한 변수조합 Simulation 결과

버스먼	기대	회복국면	호황	·국면	하강	국면	불황	 국면
변수명		최종simul.	simul.1	최종simul.	simul.1	최종simul.	simul.1	최종simul.
WCTA	-	n/e						
CLCA	+	n/e						
CASH	-	-4.82***	-2.62***	-2.37***	-1.94***	-2.31***	-1.70***	-1.70***
RETA	-	-1.15**	-1.47***	-1.11***	-1.43***	-0.98***	-2.11***	-1.75***
EBTA	-		n/e		n/e		n/e	
ROA	-		-1.25		2.68		3.26***	
ROS	-		-0.41		-1.45		n/e	
BVTL	-		n/e		n/e		n/e	
TLTA	+		-0.69**		n/e		n/e	
EQA	-		n/e		n/e		n/e	
SDBV	+	0.18***	0.26***	0.20***	n/e	0.11**	0.13***	0.15***
ICR	-	-5.52***	-6.63***	-5.50***	-6.99***	-6.00***	-9.23***	-6.95***
FUTL	-		n/e		-0.05		-1.80***	
ETL	-	-1.39**	n/e		n/e		n/e	
ETA	-		0.78		n/e		3.07***	
STA	-		-0.23***	-0.23***	-0.10**	-0.10**	-0.21***	0.20***
CHIN	-	n/e	n/e		n/e	n/e	n/e	n/e
Lsize	-		-0.22***	-0.22***	n/e	-0.10***	-0.35***	-0.38***
BSDD	-	-0.07***	n/e		n/e		-0.06***	-0.07***
CFDD	-	-0.23***	-0.11***	-0.11***	-0.13***	-0.13***	-0.18***	-0.16***
ERDD	-		n/e		n/e		n/e	
INTWO	+		n/e		n/e		n/e	
EQAG	-		n/e		n/e		n/e	
ROSG	-		n/e		n/e		-0.16***	
AUC		72.7%	71.2%	70.9%	68.1%	68.1%	76.3%	75.9%
cut-o	ff	2.6%	2.7%	2.7%	4.9%	4.9%	5.1%	5.1%
HR(c)	73.2%	71.6%	71.6%	71.9%	69.8%	77.4%	75.1%
FAR(c	:)	38.8%	41.0%	40.9%	46.5%	44.6%	38.0%	37.1%

주) 최종simulation: simulation 결과 기대부호가 적정한 방향이고 유의한 변수를 기준으로 나머지 변수를 1개씩 순차적으로 추가 및 제거하여 기대부호가 적정하고 유의한 변수조합을 선택

2) 경기국면에 따라 신용위험을 설명하는 회계정보의 차이 여부 분석

 (표 4-8) 분석모형2 추정결과 경기변동에 따라 부도예측에 유용한 회계 변수에 차이가 존재하는 한편, 경기순환주기 전 과정에 걸쳐 부도예측에 유용 한 변수도 존재하고 있는 것으로 나타나고 있다. (표 4-9)는 경기국면 모형 별로 선택된 회계변수들 간의 상대적인 부도예측 설명력을 비교하기 위해 Allison(1999)이 로지스틱회귀분석에서의 표준화계수(standardized coefficients)

<표 4-8> 분석모형2 추정결과

회귀계수/	버스먼	기대	회	복국면	호:	황국면	하る	강국면	불:	황국면	
구분	변수명	부호	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	
$eta_{\scriptscriptstyle O}$	Intercept	?	-2.70	250.8 ***	-0.72	2.5	-1.21	13.5 ***	1.08	14.1 ***	
eta_1 ·	CASH	-	-4.82	15.3 ***	-2.37	11.1 ***	-2.31	11.2 ***	-1.70	11.8 ***	
eta_{2}	RETA	-	-1.15	3.8 **	-1.11	13.8 ***	-0.98	10.1 ***	-1.75	41.1 ***	
eta_3	SDBV	+	0.18	6.7 ***	0.20	19.2 ***	0.11	5.7 **	0.15	21.0 ***	
$eta_{\!\scriptscriptstyle 4}$	ICR	-	-5.52	10.0 ***	-5.50	43.4 ***	-6.00	42.9 ***	-6.95	68.1 ***	
eta_5	STA	-			-0.23	20.0 ***	-0.10	4.4 **	-0.20	24.0 ***	
eta_6	Lsize	-			-0.22	18.7 ***	-0.10	8.3 ***	-0.38	111.3 ***	
β_7	BSDD	-	-0.07	7.3 ***					-0.07	33.7 ***	
eta_8	CFDD	-	-0.23	16.4 ***	-0.11	16.6 ***	-0.13	22.6 ***	-0.16	42.7 ***	
	표본=	표본수		10,249		25,894		14,392		24,162	
통계항목	우도너	4	172.1***		386.7***		295.4***		1010.3***		
	Concorda	ant %	71.6%		69.6%		67.2%		75.4%		
	Cut-off	value	2.6	5%	2.7	7%	4.9%		5.1%		
	AUC		72.	7%	70.	9%	68.	1%	75.9%		
변별력	HR(c)	73.2%		71.	6%	69.8%		75.1%		
	FAR(c	<u>(</u>)	38.	8%	40.9%		44.6%		37.1%		
	False N	IEG	1.1	1%	1.3	3%	2.8%		2.1%		

<표 4-9> 분석모형2 경기국면별 표준화계수

회귀	설명 기대		회복국면			호황국면			하강국면			불황국면		
계수	변수명	부호	계수	표준 편차	표준화 계수									
eta_{1}	cash	-	-4.82	0.07	-0.19	-2.37	0.07	-0.10	-2.31	0.07	-0.09	-1.70	0.07	-0.07
β_{z}	RETA	-	-1.15	0.15	-0.10	-1.11	0.16	-0.10	-0.98	0.16	-0.09	-1.75	0.16	-0.16
eta_3	SDBV	+	0.18	0.88	0.09	0.20	0.83	0.09	0.11	0.87	0.05	0.15	0.92	0.08
eta_4	ICR	-	-5.52	80.0	-0.25	-5.50	0.10	-0.30	-6.00	0.09	-0.31	-6.95	0.10	-0.37
eta_5	STA	-				-0.23	0.90	-0.11	-0.10	0.91	-0.05	-0.20	0.86	-0.10
eta_6	Lsize	-				-0.22	0.79	-0.10	-0.10	1.06	-0.06	-0.38	0.90	-0.19
β_7	BSDD	-	-0.07	3.85	-0.15							-0.07	4.45	-0.16
eta_8	CFDD	-	-0.23	1.58	-0.20	-0.11	1.73	-0.10	-0.13	1.74	-0.12	-0.16	1.70	-0.15

주) 표준화계수 $({\beta_j}^*)=rac{{eta_j}\,\sigma_j}{\sigma_d}$ (j=1 \sim 8, σ_j =설명변수(VAR) j의 표준편차, σ_d =종속변수의 표준편차)

를 산출하는 방법론46)을 사용하여 회귀계수를 표준화한 결과이다. 여기서 표준화계수값은 각 설명변수(회계변수)가 1 표준편차 증가할 때 종속변수(부도확률)의 표준편차가 어느 정도 변하는 가를 의미한다47). 그러면 먼저 경기국면별로 예측결과를 살펴보기로 한다.

회복국면에서는 수익성과 활동성 보다는 유동성(CASH)이 현금흐름(CFDD) 및 현금흐름 기준 이자보상배율(ICR)과 더불어 강력한 부도예측을 설명하는 변수로 나타나고 있다. 앞의 경기변동과 부도예측에 유용한 회계정보에서 살펴보았듯이 회복기에는 회계이익이나 활동성 보다는 성장성지표가 중요한 회계변수라고 알려져 있다. 물론 본 연구결과 성장성 지표가 직접적으로 부도예측을하는 유용한 변수가 아닌 것으로 확인되었지만 이는 부도율과 U자 형태를 보이는 성장성 지표의 고유 특성에 의한 것이지 회복국면에서의 기업의 성장성이 의미가 없다고 단정하기는 어렵다. 오히려 회복기의 현금유동성과 현금흐름이 다른 경기국면에 비해 강력한 설명변수로 나타나는 것은 불황기를 극복한 회복기의 중소기업이 안정적인 성장단계로 진입하기 위해서는 현금유동성이 어느 정도 확보되어야 하기 때문인 것으로 추정된다. 이는 고윤성(2007), 나인철·김성규(2008), Ozkan and Ozkan(2004) 등 많은 실증연구에서 성장기회가 높은 기업일수록 현금보유수준이 높은 한편, 생존확률은 현금보유수준이 높은수록 커지는 것과도 관련이 있다고 본다.

⁴⁶⁾로지스틱회귀분석에서 표준화계수 산출방법에 대한 자세한 설명은 Allison(1999), pp.66-69. 참조

⁴⁷⁾표준화게수값의 크기(magnitudes)를 해석하는 데에는 다음과 같이 유의할 사항이 있다. Allison(1999)은 표준화계수(${\beta_j}^*$)를 설명변수 j의 회귀계수(${\beta_j}$)와 표준편차(${\sigma_j}$)를 곱한 값을 종속변수의 표준편차(${\sigma_d}$)로 나누어 산출하고 있다. 그런데 종속변수가 0 또는 1로 구성된 이항변수이므로 표준편차를 그대로 구하는 것은 의미가 없으므로 종속변수를 0과 1사이의 값을 갖는 연속변수로 가정하여 표준로지스틱분포(standard logistic distribution)를 추정한 후 다소 임의적인 선택(arbitrary choice)에 의해 분모인 ${\sigma_d}$ 를 산출하고 있다. 그러므로 로짓모형의 모든 설명변수에 동일한 ${\sigma_d}$ 를 사용하므로 ${\beta_j}^*$ 를 설명변수간의 상대적인 중요성을 평가하는 것에는 매우 유용하지만 ${\beta_j}^*$ 값 크기를 그대로 사용하거나 ${\beta_j}^*$ 를 표본이 다른 로짓스틱모형간의 비교 목적으로 사용하는 것은 다소 위험하다고 본다.

반면에 활동성은 유의한 변수로 선정되지 않았으며 회계적인 이익(RETA)은 표준화계수가 상대적으로 적고 1%의 유의수준에서는 유의하지 않은바 회복기에는 회계적인 이익과 활동성 보다는 성장을 위한 준비단계로서 현금흐름과 현금 유동성이 필요한 국면이라고 볼 수 있다. 또한 기업규모 변수도 유의하지 않은 것으로 나타나고 있는데 이는 규모가 작으면서 경쟁력이 약한 중소기업은 하 강기와 불황기를 거쳐 대부분 도산하여 회복기에는 어느 정도 경쟁력을 갖춘소기업이 생존하고 있으므로 기업규모 변수가 더 이상 유의하지 않은 것으로 해석할 수 있다.

호황국면에서는 BSDD를 제외하고 기본모형(전체국면)에서 선정된 변수모두 기대부호가 예상한 방향으로 유의하게 선정되었으나 건전과 부도기업 간의 구분정확도를 나타내는 concordant값이 70% 미만으로서 회복기와 불황기모형 대비 부도예측력이 낮게 나타나고 있다. 또한 ICR을 제외하곤 표준화계수간 차이가 별로 없는 것이 특징이다.

하강국면 모형은 concordant값이 67.2%로서 전체국면에서의 단일변량 분석에서의 ICR 67.8%⁴⁸⁾보다 낮아 예측력 측면에서 가장 낮은 설명력을 보여주고 있다. 또한 안정성(SDBV), 활동성(STA) 변수의 표준화계수가 가장 적고유의수준 1% 수준에서는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있어 선행연구와는다른 결과를 보여주고 있다.

불황국면에서는 수익성, 안정성, 현금흐름 및 기업규모 변수 모두 다른 국 면에 비해 부도예측에 보다 유용한 변수로 나타나고 있다. 이러한 사실은 불 황기 일수록 재무건전성(부채비율) 및 현금흐름 관련 비율이 부도예측에 유용 한 회계정보라는 선행연구결과와도 어느 정도 일치되는 결과이다.

경기순환주기 전 과정에 걸쳐 중소기업의 부도율을 1% 유의수준에서 유

⁴⁸⁾ 단일변량 로짓분석은 추정표본의 전체국면(전체기업)을 대상으로 수행한 것으로 하강기표본만을 대상으로 한 단일변량 로짓분석의 concordant값은 65.2% 임

의하게 설명해 주면서 표준화계수가 가장 높은 회계변수로는 ICR이다. 전 과정에 걸쳐 1% 유의수준에서 유의하면서 ICR 다음으로 표준화계수가 높은 변수는 CFDD, CASH 순이다. 여기서 현금흐름 지급능력(ICR)과 현금흐름변동성(CFDD) 그리고 현금보유수준(CASH) 세 가지 변수 모두 현금과 관련 변수라는 점에 주목할 필요가 있다. 경기변동이론에서는 불황기에만 현금흐름이부도예측에 유용한 회계정보로 인식되었지만 중소기업 부도예측에서는 경기순환주기 전 과정을 걸쳐 현금흐름 크기뿐만 아니라 장부상의 현금보유수준 그리고 현금흐름의 불확실성(변동성) 모두 유의한 변수로 나타나고 있다.

이러한 결과는 박재필(2007), 나인철·김성규(2008)에서 언급했듯이 중소기업의 경우 그동안 유동성 과다 보다는 오히려 만성적인 유동성 부족이 계속 문제시되어 왔고 우량한 비상장 중소기업 일수록, 그 자체로는 수익창출을 하지 않기에 기회비용을 수반하는 현금자산을 많이 보유한다는 현상은 기회비용을 따지기에 앞서 현금유동성을 보장받아야 생존을 기약할 수 있는 비상장 중소기업의 경영상황을 그대로 보여주고 있다고 본다.

3) 경기국면별 변별력 비교

분석모형2 추정결과에서 분류값49)을 각 경기국면의 평균부도율로 정하여 변별력을 비교해 보았다. 불황국면에서는 AUC 75.9%, 부도기업을 부도기업으로 정확히 분류하는 HR(c) 75.1%, 정상기업을 부도기업으로 오분류하는 FAR(c) 37.1%로서 다른 국면에 비해 변별력이 월등히 높은 것을 알 수가 있다. 여신 승인이후 부도가 발생할 확률인 False NEG.가 2.1%로서 회복기 1.1%와 호황기 1.3%에 비해 높지만 이는 분류값(cut-off PD)이 불황기 5.1%인 반면 회복기와 호황기는 각각 2.6% 및 2.7%인데서 기인하고 있는 것으로

⁴⁹⁾표본 전체의 평균부도율인 3.9%를 cut-off로 하여도 이하에서 설명하는 분석모형2의 검증 결과는 크게 차이가 없었다.

서 본 연구에서 표로 제시하지는 않았지만 분석모형2의 분류값이 3.9%로 모든 국면에 동일하게 적용시에는 불황기의 False NEG.가 1.4% 인 반면 회복기와 호황기에는 각각 1.7%와 1.9%로 높게 나타나고 있다. 따라서 각 경기국면 별로 구축된 부도예측모형의 변별력은 불황국면에서 가장 높게 나타나고 있어불황국면에서 회계정보의 유용성이 가장 높을 것이라는 이론적인 배경 및 선행연구 결과와 일치하고 있다.

4) 분석모형2 추정결과 종합 및 추가분석

지금까지 살펴본 분석모형2의 추정결과를 종합하면 금융기관의 경기순응성 등에 의해 경기변동에 따라 부도예측에 유용한 회계변수에 차이가 존재하며 회계정보의 전체적인 유용성 측면에서도 호황기에는 재무구조가 양호하지 않더라도 신용대출 공여를 추가로 받을 수가 있어 중소기업의 부실화를 지연함으로써 그 만큼 회계정보의 유용성이 떨어지고 호황기의 이러한 잡음 (noisy)이 하강기까지 잔재하고 있어 호황기와 하강기의 회계정보의 유용성이 떨어지고 있음을 실증적으로 보여주고 있다. 이러한 실증결과의 의미는 다음과 같은 추가분석을 통해 더욱 확연히 나타나고 있다.

<표 4-10>의 Panel A는 기본모형에서 선정된 회계변수를 각 경기국면별로 이산시간로짓분석한 결과이다. 전체국면에서 부도예측에 유용한 회계정보가 경기변동국면에 따라 그 유용성이 상대적으로 변하는지 여부를 추가적으로 분석하여 분석모형2 결과와 비교하기 위한 것이다. 추가분석결과 분석모형2의 결과와 유사하게 나타나고 있어 경기국면을 고려하지 않은 기본모형을 부도예측모형으로 그대로 적용하는 것은 한계가 있을 것으로 예상된다.

Panel B는 기본모형에서 선정된 회계변수들 중 SDBV 대신 총부채비율 개념인 TLBV를 투입하여 추가분석한 결과이다. TLBV는 부채비율의 대표적

인 변수로서 많은 선행연구에서 불황기 일수록 부채비율이 부도예측에 유용한 회계정보라는 선행연구 결과를 추가적으로 검토하기 위해서이다. 분석결과 불 황국면에서만 기대부호가 적정한 방향으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타나 고 있어 이러한 사실을 뒷받침 해주고 있다.

이러한 결과는 금융기관의 경기순응성 영향 등으로 불황국면을 제외한 경기국면에서는 부채비율이 본래의 재무평가비율로서의 역할을 제대로 하고 있지 못하는 것을 의미한다. 통계적으로 유의하지는 않지만 호황기와 하강기의 TLBV의 계수값이 기대부호와 반대로 음(-)의 방향을 보여주고 있는데 호황기 말기국면과 하강기 초기국면에서는 금융기관에서 여신확대 등에 의해 한계기업에 대한 추가적인 자금지원으로 부도발생을 지연시키는 역할을 하게 되어이러한 국면에서는 부채비율이 높아도 부도가 잘 발생하지 않기 때문인 것으로 추정된다.

<표 4-10> 추가분석 추정결과

Panel A: 기본모형에서 선정된 변수를 경기국면별로 이산로짓분석 수행

회귀계수	회귀계수 법소명		회복국면		호형	항국면	하경	강국면	불홍	탈국면
/구분	변수명	부호	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square
eta_0	Intercept	?	-1.60	5.2 **	-0.63	1.8	-1.18	12.6 ***	1.08	14.1 ***
$eta_{ec{I}}$	CASH	-	-4.85	15.3 ***	-2.32	10.6 ***	-2.27	10.8 ***	-1.70	11.8 ***
β_2	RETA	-	-1.13	3.5 *	-1.02	10.9 ***	-0.89	7.6 ***	-1.75	41.1 ***
Вз	SDBV	+	0.19	7.5 ***	0.19	16.5 ***	0.10	4.7 **	0.15	21.0 ***
β_4	ICR	-	-5.07	8.5 ***	<i>-5.52</i>	43.4 ***	-6.02	43.0 ***	-6.95	68.1 ***
eta_5	STA	-	-0.08	0.9	-0.23	20.8 ***	-0.10	4.7 **	-0.20	24.0 ***
eta_6	Lsize	-	-0.14	2.3	-0.23	19.3 ***	-0.10	8.3 ***	-0.38	111.3 ***
β_7	BSDD	-	-0.08	7.8 ***	-0.01	1.0	-0.01	0.7	-0.07	33.7 ***
$eta_{\it 8}$	CFDD	-	-0.22	15.4 ***	-0.11	16.7 ***	-0.13	22.9 ***	-0.16	42.7 ***

Panel B: SDBV 대신 TLBA를 투입하여 경기국면별로 이산로짓분석 수행

회귀계수	변수명	기대	회독	부 국면	호형	황국면	하경	강국면	불황	황국면
/구분	친구경 부호	부호	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square
β_0	Intercept	?	-1.49	2.8*	-0.30	0.3	-0.56	1.5	0.66	2.6
eta_{1}	CASH	-	-5.10	16.7***	-2.87	15.4 ***	-2.60	13.7 ***	-1.74	12.3 ***
β_{2}	RETA	-	-1.58	6.5 **	-1.48	21.4 ***	-1.35	15.9 ***	-1.84	42.6 ***
β_3	TLBV	+	0.07	0.0	-0.23	0.5	-0.49	1.9	0.63	4.7 **
β_4	ICR	-	-5.51	10.0 ***	-6.03	51.7 ***	-6.37	48.3 ***	-7.16	72.0 ***
eta_5	STA	-	-0.07	0.7	-0.21	17.6 ***	-0.10	3.9 **	-0.20	23.4 ***
eta_6	Lsize	-	-0.12	1.7	-0.21	16.4 ***	-0.11	9.0 ***	-0.36	95.2 ***
β7	BSDD	-	-0.09	8.4 ***	-0.02	3.7 *	-0.02	3.3 *	-0.06	22.9 ***
$eta_{\it 8}$	CFDD	-	-0.23	15.7***	-0.11	16.1 ***	-0.12	21.1 ***	-0.17	46.4 ***

5) 분석모형2의 전체국면 신용등급별 부도율 및 구성비

<표 4-11>는 분석모형2의 각 경기국면별 모형을 기본모형에서와 동일한 방법으로 승인등급 6단계 불승인등급 4단계로 구분한 후 집계한 것이다. 이와 같이 분석모형2의 각 국면을 통합한 후의 AUC와 HR(c), FAR(c)는 각각 72.2%, 73.5%, 40.2%로서 기본모형의 AUC 71.9%, HR(c) 72.1%, FAR(c) 39.8%와 비교할 때 역시 예측력이 향상되고 있음을 보여주고 있다.

<표 4-11> 분석모형2의 전체국면 신용등급별 부도율 및 구성비

신용등급	건전기업	부도기업	전체기업	부도율	구성비
1	7,228	18	7,246	0.2%	9.7%
2	7,223	69	7,292	0.9%	9.8%
3	7,197	97	7,294	1.3%	9.8%
4	7,095	152	7,247	2.1%	9.7%
5	7,121	171	7,292	2.3%	9.8%
6	7,028	267	7,295	3.7%	9.8%
7	7,424	332	7,756	4.3%	10.4%
8	7,315	444	7,759	5.7%	10.4%
9	7,163	594	7,757	7.7%	10.4%
10	6,982	777	7,759	10.0%	10.4%
합계	71,776	2,921	74,697	3.9%	100.0%
변별력	AUC FAR(c)		HR(c) False NEG.	73.5% 1.8%	

5. 확인표본에 의한 분석모형 예측성과

<표 4-12>는 <표 4-4>에 보고된 추정표본으로 추정한 기본모형과 분석

모형1을 총 49,798개 확인표본(holdout sample)에 적용한 결과이다. 추정표본에 의한 예측성과가 별도로 선정된 확인표본에서도 유사하게 재현되고 있음을 보여주고 있다. 이러한 연구결과는 본 연구 표본의 대부분이 총자산 70억원미만의 비외감기업임을 감안 할 때 분석모형1은 기존 연구에 비해 비교적 양호한 성과를 나타내는 부도예측모형이라고 판단된다.

<표 4-12> 확인표본에 의한 기본모형 및 분석모형1 예측성과

구 분	기본	모형	분석모형1			
丁 正	추정표본	확인표본	추정표본	확인표본		
표본수	74,987	49,798	74,987	49,798		
부도기업수	2.921	1,952	2.921	1,952		
Cut-off value	3.9%	<i>3.9%</i>	<i>3.9%</i>	<i>3.9%</i>		
AUC	71.9%	72.2%	73.6%	73.9%		
HR(c)	72.1%	73.1%	72.0%	73.1%		
FAR(c)	39.8%	39.4%	37.2%	36.9%		
False NEG	1.9%	1.8%	1.8%	1.7%		

<표 4-5>의 추정표본에 의한 신용등급별 부도율과 구성비 결과를 <표 4-13>에서와 같이 확인표본을 통에 점검할 때 일부 등급에서 부도율이 부도 확률 범위를 약간 벗어나고 있지만, 전반적으로 등급간의 부도율에 역전현상 없이 등급별 구성비와 부도율이 안정적으로 재현되고 있음을 볼 수 있다.

일부 구간에서 부도율이 PD범위를 약간 벗어난 것은 추정모형에서 등급을 단순히 균등분할한 것에 기인되며 추정모형과 확인표본을 통한 모형점검결과를 볼때 실무적으로 시뮬레이션 등을 통해 추정모형의 PD범위를 조정하여

<표 4-13> 확인표본에 신용등급별 부도율 및 구성비

Panel A: 기본모형

신용	부도확률(PD) 범위		건전	부도	참게	нго	ᄀᄱᄓ
등급	이상	미만	기업	기업	합계	부도율	구성비
1	0.00%	0.57%	4,956	15	4,971	0.3%	10.0%
2	0.57%	1.36%	4,998	59	5,057	1.2%	10.2%
3	1.36%	2.00%	4,706	69	4,775	1.4%	9.6%
4	2.00%	2.60%	4,833	95	4,928	<i>1.9%</i>	9.9%
5	2.60%	3.21%	4,694	139	4,833	2.9%	9.7%
6	3.21%	3.90%	4,806	149	4,955	3.0%	10.0%
7	3.90%	4.74%	4,890	243	5,133	4.7%	10.3%
8	4.74%	5.88%	4,818	284	5,102	5.6%	10.2%
9	5.88%	7.80%	4,650	378	5,028	7.5%	10.1%
10	7.80%	100%	4,495	521	5,016	10.4%	10.1%
	;	합계	47,846	1,952	49,798	3.9%	100.0%

Panel B: 분석모형1

신용	부도확	률(PD) 범위	건전	부도	합계	부도율	구성비
등급	이상	미만	기업	기업	i d	보 는	T 3 4
1	0.00%	0.57%	5,175	19	5,194	0.4%	10.4%
2	0.57%	1.27%	5,093	47	5,140	0.9%	10.3%
3	1.27%	1.88%	5,117	72	5,189	1.4%	10.4%
4	1.88%	2.47%	4,840	82	4,922	1.7%	9.9%
5	2.47%	3.12%	5,063	120	5,183	2.3%	10.4%
6	3.12%	3.90%	4,917	185	5,102	3.6%	10.2%
7	3.90%	4.81%	4,523	248	4,771	<i>5.2%</i>	9.6%
8	4.81%	6.11%	4,545	271	4,816	5.6%	9.7%
9	6.11%	8.29%	4,259	362	4,621	7.8%	9.3%
10	8.29%	100%	4,314	546	4,860	11.2%	9.8%
			47,846	1,952	49,798	3.9%	100.0%

등급화할 경우 충분히 부도율이 PD범위내에 들어 올 것으로 예상된다50). 특히 <표 4-14>에서 알 수 있듯이 PSI가 0.0003으로서 신용등급별 확인표본의 분포가 추정표본의 분포와 거의 유사하여 모형의 모집단 분포가 매우 안정적임을 알 수 있다.

<표 4-14> 기본모형과 분석모형1에 대한 모집단 안정성 지수(PSI)

110		기본모형			분석모형1	
신용 등급	추정표본 구성비	확인표본 구성비	IV	추정표본 구성비	확인표본 구성비	IV
1	9.8%	10.0%	0.0000	10.2%	10.0%	0.0000
2	9.8%	10.2%	0.0001	10.3%	10.2%	0.0000
3	9.8%	9.6%	0.0001	10.3%	9.6%	0.0000
4	9.8%	9.9%	0.0000	10.2%	9.9%	0.0001
5	9.8%	9.7%	0.0000	10.3%	9.7%	0.0000
6	9.8%	10.0%	0.0000	10.3%	10.0%	0.0000
7	10.3%	10.3%	0.0000	9.6%	10.3%	0.0000
8	10.3%	10.2%	0.0000	9.6%	10.2%	0.0000
9	10.3%	10.1%	0.0000	9.6%	10.1%	0.0001
10	10.3%	10.1%	0.0000	9.6%	10.1%	0.0000
PSI			0.0003			0.0003

*IV=(확인표본 구성비 - 추정표본 구성비) $\times \log_e \left(\frac{$ 확인표본 구성비} 추정표본 구성비}

*
$$PSI = \sum_{i=1}^{10} IV$$
 (i=신용등급)

<표 4-15>는 경기국면별 부도예측모형인 분석모형2의 추정결과를 확인표

⁵⁰⁾본 연구에 보고하지는 않지만 1,2등급과 9,10등급의 구성비를 축소하고 5~8등급의 구성비를 높여 등급화하여 점검할 경우 확인표본에 의한 부도율이 등급별 PD범위내에 위치하고 있다.

본에 의해 예측성과를 점검하여 추정모형의 통계량과 비교한 것이다. 추정모형과 확인표본에 의한 AUC값 차이가 불황국면을 제외하곤 모두 0.4% 이내이고 불황국면도 1.6%이고 FAR(c)가 거의 유사한 값을 보이고 있어 전반적으로 분석모형2의 예측성과도 추정모형의 결과와 유사하게 재현되고 있다.

<표4-15> 확인표본에 의한 분석모형2 예측성과

7 8	회복	국면	호황	호황국면		국면	불황국면	
구 분	추정	확인	추정	확인	추정	확인	추정	확인
표본수	10,249	6,872	25,894	16,933	14,392	9,624	24,162	16,369
부도기업수	265	170	708	457	713	446	1,235	879
Cut-off value	2.6%	2.6%	2.7%	2.7%	<i>4.9</i> %	4.9%	5.1%	5.1%
AUC	72.7%	72.5%	70.9%	70.5%	68.1%	68.6%	75.9%	74.3%
HR(c)	73.2%	71.2%	71.6%	72.2%	69.8%	72.4%	75.1%	73.3%
FAR(c)	38.8%	39.2%	40.9%	40.4%	44.6%	44.9%	37.1%	37.0%
False NEG	1.1%	1.2%	1.3%	1.3%	2.8%	2.4%	2.1%	2.4%

^{*} cut-off value는 추정표본의 경기국면별 부실율임

한편, <표 4-16>은 각 국면별 분석모형2의 추정모형의 등급을 구분한 후집계한 <표 4-11>을 동일한 방법으로 확인표본에 의해 집계한 것이다. 추정모형의 AUC 72.2%와 HR(c)가 73.5%이고 FAR(c) 40.2%임을 감안 할때 확인표본에 의한 검정통계량과 유사한 결과를 보여주고 있다. 또한 <표 4-17>을보면 분석모형2의 모든 국면의 PSI가 0.01 보다 적어 모집단 분포의 안정성이때우 뛰어나고 전체국면의 PSI가 0.0003으로 경기국면별 등급화보다는 통합하여 등급화 하는 것이 안전성 측면에서 유리하다고 판단된다.

(표4-16) 확인표본에 의한 분석모형2 신용등급별 부도율 및 구성비

신용등급	건전기업	부도기업	전체기업	부도율	구성비
1	4,918	14	4,932	0.3%	9.9%
2	4,985	44	5,029	0.9%	10.1%
3	4,698	80	4,778	1.7%	9.6%
4	4,631	96	4,727	2.0%	9.5%
5	4,784	140	4,924	2.8%	9.9%
6	4,689	160	4,849	3.3%	9.7%
7	4,893	234	5,127	4.6%	10.3%
8	4,916	314	5,230	6.0%	10.5%
9	4,805	358	5,163	6.9%	10.4%
10	4,527	<i>512</i>	5,039	10.2%	10.1%
합계	47,846	1,952	49,798	3.9%	100.0%
변별력	AUC	71.7%	HR(c)	72.6%	
Len	FAR(c)	40.0%	False NE	G. <i>1.8%</i>	

^{*} 각 국면별 등급을 합계하여 산출

<표 4-17> 분석모형2에 대한 모집단 안정성 지수(PSI)

신용		<u> </u>	분석모형2의 IV	V	
등급	회복국면	호황국면	하강국면	불황국면	전체국면
1	0.0001	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0001	0.0000	0.0001	0.0004	0.0001
3	0.0001	0.0001	0.0001	0.0003	0.0000
4	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000
5	0.0000	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000
6	0.0008	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
7	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000
8	0.0000	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000
9	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10	0.0000	0.0006	0.0003	0.0001	0.0001
PSI	0.0012	0.0011	0.0012	0.0011	0.0003

^{*} 전체국면: 각 국면별 등급을 합계하여 산출

<표 4-18>의 기본모형과 분석모형2를 경기국면별로 예측성과를 비교한 결과 분류값과 관계없는 AUC측면에서는 변별력에 커다란 차이를 보이지 않고있다. 이러한 결과는 기본모형에서 선정된 회계변수가 각 평가비율로 함축적인 최적의 8개 변수가 선정되어 경기국면별로 유의한 회계변수만을 선택하여 추정하더라도 AUC값을 크게 상승시키는 데에는 한계가 있는 것으로 보인다.

<표 4-18> 기본모형과 분석모형2의 경기국면별 예측성과

7	н	회복	국면	호황	국면	하강	국면	불황	불황국면	
一	분	추정	확인	추정	확인	추정	확인	추정	확인	
丑も	본수	10,249	6,872	25,894	16,933	14,392	9,624	24,162	16,369	
부도기	기업수	265	170	708	457	713	446	1,235	879	
Cut-of	f value	2.6%	2.6%	2.7%	2.7%	4.9%	4.9%	<i>5.1%</i>	5.1%	
	AUC	72.5%	73.8%	70.6%	70.9%	67.7%	68.8%	75.4%	74.4%	
기본 모형	HR(c)	95.9%	94.7%	78.0%	78.3%	39.8%	40.1%	71.6%	68.7%	
1 - 0	FAR(c)	73.7%	73.6%	49.7%	48.9%	20.6%	19.8%	33.2%	33.2%	
분석	AUC	72.7%	72.5%	70.9%	70.5%	68.1%	68.6%	75.9%	74.3%	
모형	HR(c)	73.2%	71.2%	71.6%	72.2%	69.8%	72.4%	75.1%	73.3%	
2	FAR(c)	38.8%	39.2%	40.9%	40.4%	44.6%	44.9%	37.1%	37.0%	

하지만 분석모형의 예측성과가 기본모형과 차이가 없다고 보기는 어렵다. 제3장 변별력 검증방법에서 살펴보았듯이 부도예측모형의 변별력은 AUC값만으로 판단해서는 한계가 있기 때문이다. 즉, AUC는 모형의 예측력을 판별하는 필수조건임에는 틀림없지만 충분조건은 아니기 때문이다. 따라서 부도예측모형의 적합성 검증시 AUC 이외 적정 분류값(cut-off value)을 감안하여 HR(c)와 FAR(c)를 동시에 고려해야 하는 것이다. 부도기업을 부도기업으로

변별하는 비율인 HR(c)가 아무리 높아도 건전기업을 부도기업으로 잘못 분류하는 비율인 FAR(c)가 50%가 넘으면 부도예측모형으로서의 의미가 없기 때문이다. 또한 추가분석1에서와 같이 아무리 모형의 변별력(AUC 등)이 높아도 개별회계변수의 계수값이 통계적으로 유의하지 않거나 기대부호가 적정하지 않으면 모형에 대한 해석이 어려우므로 사실상 부도예측모형으로 활용하기가 어렵다.

결국, 경기국면 예측에 따라 분류값을 달리하여 기본모형의 HR(c)와 FAR(c)를 고려할 때 기본모형은 변별력 측면에서 부도예측모형으로 활용하기가 어렵다. 즉 회복국면의 경우 FAR(c)가 73.6%로서 건전기업을 건전기업으로 분류하는 확률이 26.4%에 지나지 않는 반면 하강국면에서는 부실기업을 부실기업으로 분류하는 확률이 40.1%에 지나지 않아 경기국면에 따른 제1종 오류와 제2종 오류의 편차가 극심하게 나타나고 있기 때문이다. 따라서 경기변동을 감안하지 않은 기본모형보다는 경기변동을 감안한 분석모형2가 경기상황에 따른 분류값 기준변경 등 금융기관의 경영전략 측면에서 활용성이 크고부도예측모형으로서의 유용성이 높다고 판단된다.

6. 기대비용을 감안한 분석모형 예측성과

지금까지는 기본모형과 분석모형의 예측성과를 비교하기 위하여 분류값을 동일하게 표본의 평균부도율로 설정하였다. 하지만 제3장 부도예측모형 적합성 검증방법에서 살펴보았듯이 부도기업을 건전기업으로 오분류(제1종오류)에 따른 기대비용은 건전기업을 부도기업으로 오분류(제2종오류)에 따른 기대비용보다 매우 크다고 하였다. 따라서 기대비용함수[기대비용=p·L₁·제1종오류율+(1-p)·L₂·제2종오류율]를 감안할 때 부도예측모형의 분류값(c)이 달라질 수 있으므로 기대비용을 감안한 분석모형의 예측성과를 살펴보는 것이 필요하다.

<표 4-19> 오류율에 따른 기대비용

Panel A: 회복국면 (분석모형2)

분류값(c)	Spec.	제1종오류	HR(c)	제2종오류	Spec-HR	기대비용
3.1%	69.2%	37.7%	62.4%	30.8%	6.9%	3.53
3.0%	67.7%	34.7%	65.3%	32.3%	2.4%	3.43
2.9%	66.0%	32.4%	67.7%	34.0%	1.7%	3.39
2.8%	64.2%	30.6%	69.4%	35.8%	5.2%	3.37
2.7%	62.7%	29.4%	70.6%	37.3%	7.9%	3.38
2.6%	60.8%	28.8%	71.2%	39.2%	10.4%	3.44
2.5%	59.0%	26.5%	73.5%	41.0%	14.5%	3.39
2.4%	57.1%	23.5%	76.5%	42.9%	19.4%	3.32
2.3%	55.2%	21.8%	78.2%	44.9%	23.1%	3.32
2.2%	53.2%	20.0%	80.0%	46.8%	26.8%	3.31
2.1%	51.1%	17.1%	82.9%	48.9%	31.8%	3.25
2.0%	49.5%	14.1%	85.9%	50.6%	36.4%	3.17

Panel B: 호황국면 (분석모형2)

분류값	Spec.	제1종오류	HR(c)	제2종오류	Spec.HR	기대비용
3.2%	69.2%	36.8%	63.2%	30.8%	6.0%	3.48
3.1%	67.3%	35.2%	64.8%	32.7%	2.5%	3.48
3.0%	65.5%	33.5%	66.5%	34.5%	1.0%	3.47
2.9%	63.7%	32.2%	67.8%	36.3%	4.1%	3.48
2.8%	61.6%	30.9%	69.2%	38.4%	7.5%	3.51
2.7%	59.6%	27.8%	72.2%	40.4%	12.6%	3.44
2.6%	57.5%	26.7%	73.3%	42.5%	15.8%	3.48
2.5%	55.1%	24.1%	75.9%	44.9%	20.8%	3.45
2.4%	52.8%	22.8%	77.2%	47.3%	24.5%	3.48
2.3%	50.5%	21.7%	78.3%	49.5%	27.8%	3.53
2.2%	48.3%	20.1%	79.9%	51.7%	31.6%	3.55
2.1%	45.9%	18.6%	81.4%	54.1%	35.5%	3.58

Panel C: 하강국면 (분석모형2)

분류값	Spec.	제1종오류	HR(c)	제2종오류	Spec.HR	기대비용
5.4%	61.8%	35.9%	64.1%	38.2%	2.3%	3.78
5.3%	60.4%	33.9%	66.1%	39.6%	5.7%	3.73
5.2%	59.1%	32.5%	67.5%	40.9%	8.4%	3.72
5.1%	57.8%	31.4%	68.6%	42.2%	10.8%	3.72
5.0%	56.5%	29.2%	70.9%	43.5%	14.4%	3.66
4.9%	55.1%	27.6%	72.4%	44.9%	17.3%	3.64
4.8%	53.7%	25.3%	74.7%	46.4%	21.0%	3.58
4.7%	52.2%	24.4%	75.6%	47.8%	23.4%	3.60
4.6%	50.7%	24.0%	76.0%	49.3%	25.3%	3.65
4.5%	49.3%	22.4%	77.6%	50.7%	28.3%	3.63

Panel D: 불황국면 (분석모형2)

분류값	Spec.	제1종오류	HR(c)	제2종오류	Spec.HR	기대비용
5.5%	66.2%	30.5%	69.5%	33.8%	3.3%	3.27
5.4%	65.5%	29.4%	70.7%	34.5%	5.1%	3.24
5.3%	64.6%	28.4%	71.6%	35.4%	6.9%	3.24
5.2%	63.9%	27.9%	72.1%	36.1%	8.2%	3.24
5.1%	63.0%	26.7%	73.3%	37.0%	10.3%	3.22
5.0%	62.1%	26.1%	74.0%	37.9%	11.8%	3.22
4.9%	61.3%	24.6%	75.4%	38.7%	14.2%	3.18
4.8%	60.3%	23.4%	76.6%	39.7%	16.3%	3.16
4.7%	59.4%	22.6%	77.4%	40.6%	18.0%	3.16
4.6%	58.6%	22.0%	78.0%	41.4%	19.5%	3.17

^{*}Spec.(Specitivity): 건전기업을 건전기업으로 정확하게 분류하는 비율

^{*}HR(Hit Ratio): 부도기업을 부도기업으로 정확하게 분류하는 비율

^{*}기대비용= $p \cdot L_1 \cdot$ 제1종오류율+ $(1-p) \cdot L_2 \cdot$ 제2종오류율

⁽p: 사전 부도확률=5.5%, L₁: 제1종오류의 손실=100, L₂: 제2종오류의 손실=5 가정)

분류값(c)에 따른 기대비용을 산출하기 위해서는 먼저 모집단에 대한 사전부도확률(p)과 제1종오류의 손실(L₁)과 제2종오류의 손실(L₂)를 결정하여야 한다. 분석모형의 표본기업이 신용보증기금을 거래하고 있는 중소법인기업으로 사전부도확률은 모집단인 신용보증기금의 신규증액 심사기업 업체수 기준에의한 연간부도율의 5개년(2002~2006년) 평균인 5.5%로 하였다. 부도기업을 건전기업으로 잘못 분류하였을 경우 발생되는 손실(기대비용:L₁)과 건전기업을 부도기업으로 잘못 분류하였을 경우 발생하는 손실(L₂)을 정확히 결정하기는 어렵다. 그러므로 일반적으로는 L₁와 L₂의 배수(비)를 추정하여 기대비용을 산출하다.

본 연구에서는 금융기관이 100원의 여신을 중소기업에게 제공하였을 경우 중소기업 신용대출금리 평균인 8.8%의 이자수익 9원에다 업무원가 40% 등을 차감한 5원을 이자순익으로 가정하여 L_1 대 L_2 의 비를 100대 5로 가정하였다 51). <표 4-19>는 p를 5.5%, L_1 과 L_2 를 각각 100과 5로 가정하였을 경우분석모형2의 경기국면별 부도예측모형이 분류값(c)52)에 따라 오분류율과 기대비용이 어떻게 변하는 가를 보여주고 있다. 앞에서도 언급했지만 실무적으로는분류값(c)을 단순히 기대비용이 최소화되는 곳에서 결정하는 것 보다는 오류율이 50%가 초과하지 않고 두 개 오류율간의 차이가 일정수준(예: 10%) 이내라는 제약조건을 만족하는 값에서 결정하는 것이 필요하다고 하였다. 이러한 관점에서 분석모형2의 경기국면별 분류값(c) 설정에 대해 살펴보기로 한다.

Panel A 회복국면모형에서 표본 평균부도율 2.6%를 분류값(c)으로 설정할

⁵¹⁾중소기업의 평균 신용대출금리는 신용보증을 받은 2,485개 중소기업을 대상으로 설문조사한 결과이며 업무원가 40%는 모 시중은행에서 적용하고 있는 수치를 준용한 것임. 자세한 내용은 송을호 등(2009) 참조.

⁵²⁾부도예측모형에서 분류값(c)은 모형추정시 기대비용 등을 감안하여 설정한다. 본 연구에서는 모형의 적합성 점검 측면에서 기대비용을 감안한 분석모형2의 예측성과를 확인표본을 통해 살펴보았다. 별도 의 표로 보고하지는 않지만 추정표본과 확인표본에 의한 분석모형2의 기대비용을 감안한 예측성과 결 과가 유사하게 나타나고 있다.

경우 기대비용은 3.44원이고 분류값(c) 2%에서는 기대비용이 3.17원으로 가장 낮은 것을 알수 있다. 하지만 분류값(c) 2%는 건전기업을 건전기업으로 정확하게 분류하는 비율이 49.5%, 즉 제2종 오류가 50%를 넘어서고 있어 분류값(c)으로는 적당하지 못하다는 것을 알 수가 있다. 분류값(c) 2.2%에서 기대비용이 3.25원으로 그 다음으로 작은 값이나 제1종오류율과 제2종오류율의 차이가 31.8%로서 이 역시 분류값(c)으로 적당하지가 않다. 따라서 위의 제약조건을 모두 만족하면서 기대비용이 최소화(3.37원)되는 2.8%가 회복국면모형에서의 분류값(c)으로 적당하다고 판단된다. 동일한 논리로 호황국면모형(Panel B)에서도 기대비용이 3.47원으로 표본의 평균부도율 보다 다소 높은 3%에서 분류값(c)이 결정될 것이다.

한편, 수축기에서는 기업의 부도가능성이 높아지는 것을 감안해 금융기관이 리스크관리를 강화할 목적으로 제1종오류율과 제2종 오류율이 차이가 다소크게 벗어나더라도 기대비용이 최소화되는 값에서 분류값(c)을 설정할 개연성이 높다. 따라서 하강국면모형(Panel C)에서는 표본의 평균부도율 보다 낮으면서 기대비용이 최소화(3.58원)되는 4.8%에서 분류값(c)이 설정될 것이다. 그런데 불황국면모형(Panel D)은 제약조건을 모두 만족하면서 기대비용이 최소화되는 값(3.24원)이 동일한 제약조건하의 회복국면의 기대비용 3.37원보다 적은 것을 알 수 있다. 이와 같이 수축기이면서 표본의 평균부도율 보다 높은 5.4%에서 분류값(c)을 설정할 수 있는 이유는 불황국면모형의 변별력이 가장우수한데서 기인한다. 결국 기대비용을 최소화하는 가장 우선적인 과제는 모형의 변별력을 높이는 데 있음을 알 수가 있다. 지금까지 분석모형2의 분류값(c) 변경에 따른 오분류율 및 기대비용을 살펴보았듯이 적정한 분류값(c)을 설정함으로써 부도기업을 부도기업으로 또는 건전기업을 건전기업으로 정확히분류하는 예측력을 높일 수 있을 것이다.53)

⁵³⁾별도의 표로 보고하지는 않았지만 기본모형 대비 분석모형2가 기대비용을 감안한 예측성과가 높게 나타났다.

제2절 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 모형

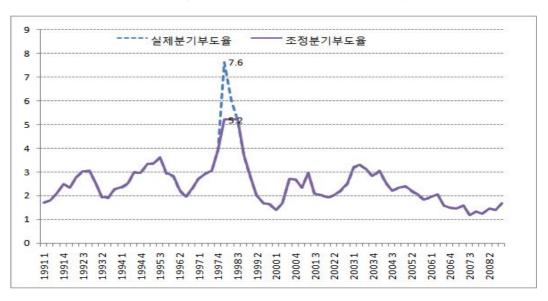
지금까지는 경기변동더미를 설명변수에 포함하여 부도예측모형에 거시환경위험의 영향을 직접적으로 반영한 연구모형에 대해 실증 분석 하였다. 앞에서도 언급했지만 이러한 방법은 가장 중요한 표본자료인 재무제표가 1년 단위로 관측되기 때문에 짧은 연도별 시계열자료만 사용할 수밖에 없어 경기변동주기에 따른 부도율의 영향을 충분히 반영하지 못하게 되는 점과 산업별로 경기변동에 따라 거시환경위험이 상이하게 나타나므로 산업을 세분화할 경우 설명변수가 너무 많아 모형을 다루기 어렵다.

따라서 지금부터는 거시변수를 모형에서 분리하여 산업별로 경기국면에 따른 거시환경위험의 민감도를 산출한 후, 이 PD민감도를 기본모형에 의한 개별기업의 PD값을 조정하는 Butera and Faff(2006)가 사용했던 방법으로 부도예측모형을 실증 검증하고자 한다.

1. 거시부도예측모형(The macrocast model)

산업별 경기국면에 따른 체계적위험(PD민감도)을 산출하기에 앞서 산업전체적인 측면에서 중소기업의 부도율을 결정하는 거시변수 요인을 살펴보고 이를 활용하여 거시부도예측모형을 구축한다. 종속변수로 사용되는 분기별 신용보증기업의 부도율은 1992년도 1분기부터 2008년도 4분기 까지 72개 시계열자료를 사용하였으며 통제변수로 사용된 부도율은 4분기 이전 부도율이므로 1991년도 1분기부터 2007년도 4분기 까지의 자료이다. 이 기간에는 IMF외환위기의 기간(1997~2008년)이 포함되어 있고 <그림 4-2>에서 보듯이 외환위기 기간의 실제분기부도율이 최고 7.6%에 달하는 등 전체기간 평균 분기부도

율 2.5% 대비 지나치게 높아 거시부도예측모형이 이 기간의 자료에 과도적합될 가능성이 있어 분기부도율을 상위 3%값인 5.2%를 초과하는 값은 5.2%로 조정하였다.



<그림 4-2> 분기부도율 연도별 추이

신용보증기업의 부도율에 영향을 미치는 거시변수(설명변수)를 (식3.4)의 거시부도예측모형을 통해 추정하기 위하여 <표 3-8>에서 검토된 13개의 거시 변수의 변화량을 단계적 선택법으로 투입하였다. 거시변수와 같은 단위근을 갖는 불안정한 시계열자료들을 사용하여 회귀방정식을 추정하면 가성회귀(spurious regression)⁵⁴⁾의 문제가 발생하므로 이러한 문제를 해결하기 위하여 설명변수로 사용된 거시변수들은 전분기 대비 변화량을 사용하였으며 1년 이후의 분기부도율을 예측하는 것이므로 4분기 차분한 값을 투입하였다. <표 4-20>은 거

⁵⁴⁾가성회귀란 단위근(unit root)을 갖는 불안정한 시계열들을 대상으로 회귀분석할 경우 회귀계수의 t-value가 높아져 귀무가설을 기각하기 쉬어지고 실제로 상관관계가 낮음에도 불구하고 변수간의 상관관계가 높아지게 되어 R²의 상승으로 모형의 설명력이 높아지는 회귀모형을 의미한다. 거시부도예측 모형의 설명변수 또한 시계열 자료이므로 이러한 가성회귀의 가능성이 존재한다.

시경제변수들의 전분기 대비 변화량을 기준으로 한 기술통계량값을 보여주고 있다. 각 거시변수의 기대부호의 방향이 적정하고 통계적으로 유의한 변수를 검토하여 이자율(회사채AA등급), 어음부도업체수, GDP증가율 등 모두 세 가지 거시변수를 선정하였다.

<표 4-20> 거시경제변수 전분기 대비 변화량 기술통계량

변수	변수설명	평균값	표준편차	최소값	최대값
⊿GDP	국민총생산액증가율 변화량	5.75	3.76	-7.30	11.90
∆INF	인플레이션율 변화량	-0.30	1.88	-7.30	3.00
⊿w_us	원/미국달러 변화량	17.03	146.05	-229.30	481.70
⊿ррі	생산자물가지수 변화량	2.48	2.97	-3.90	10.80
⊿ipi	산업생산지수 변화량	5.10	4.32	-7.50	14.00
⊿cd	CD유통수익률 변화량	-0.84	3.27	-16.05	5.02
⊿rf5	국민주택채권1종 금리 변화량	-0.53	2.21	-7.73	3.23
⊿AA	회사채(AA) 금리 변화량	-0.68	3.23	-16.01	4.99
⊿T_loan	대출잔액 변화량	0.15	0.07	-0.03	0.32
⊿bill	어음부도업체수 변화량	0.04	0.41	-0.74	1.17
⊿bill2	어음부도율 변화량	-0.02	0.22	-1.37	0.23
⊿export	수출액 증가율 변화량	0.11	0.13	-0.20	0.35
⊿import	수입액 증가율 변화량	0.12	0.19	-0.37	0.45

거시부도예측모형은 1년 이후 분기부도율을 예측하는 모형으로 분기부도율에 대한 다중자기회귀모형(AMR: Autoregressive multifactor regression)의 성격을 지니므로 4분기 차분한 분기부도율(PDsys,t_4)이 통제변수로 추가된다. 따라서 다음과 같은 거시변수에 의한 중소기업 부도율 결정방정식을 설정하였다.

$$PD_{sys,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot PD_{sys,t-4} + \beta_2 \Delta INT_{t-4} + \beta_3 \Delta BILL_{t-4} + \beta_4 \Delta \% GDP_{t-4} + \epsilon$$
 (식4.1) (기대부호) (+) (+) (-)

이자율은 대출비용에 직접 영향을 주는 변수로서 이자율 상승은 대출비용을 높여서 기업의 부도증가를 야기할 것이며 어음발생업체의 부도 증가 또한 관련 중소기업의 연쇄부도를 유발하여 부도율이 증가할 것이다. 따라서 이자율 변화량 (\triangle INTt_4)과 어음부도업체수 변화량(\triangle BILLt_4)의 기대부호는 모두 양(+)이 될 것이다. 한편 GDP성장률(\triangle %GDPt_4)의 증가는 중소기업의 경영환경을 개선하여 기업부도율을 감소시킬 것으로 예상되므로 기대부호는 부(-)가 된다.

<표 4-21> 거시부도예측모형(The macrocast model) 회귀분석결과

	$PD_{sys,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot PD_{sys,t-4} + \beta_2 \Delta INT_{t-4} + \beta_3 \Delta BILL_{t-4} + \beta_4 \Delta \%GDP_{t-4} + \varepsilon$									
회귀계수	변수명	기대부호	계수 (t-value)	비고						
β_0	Intercept	?	1.3566 (5.02) ***							
eta_1	PD _{sys,t_4}	+	0.5626 (6.04) ***	통제변수						
β_2	$\triangle INT_{t_4}$	+	0.0808 (3.28) ***							
β3	\triangle BILL $_{t_4}$	+	1.4451 (8.65) ***	설명변수						
β4	\triangle %GDP _{t_4}	-	-0.0478 (-2.79) ***							
E 게칭 D	수정 R ²		66.5%							
통계항목	F-value		34.2***							

PD_{svs.t.4}: 4분기 차분한 분기부도율

△INT_{t.4}: 4분기 차분한 이자율(회사채AA등급) 변화량

△BILL_{4 4}: 4분기 차분한 어음부도업체수 변화량

△%GDP_{t 4} : 4분기 차분한 GDP증가율 변화량

<표 4-21>은 (식4.1)의 거시부도예측모형을 회귀분석한 결과이다. 수정 R² 값이 66.5%로서 모형의 설명력이 비교적 양호하고 1% 유의수준에서 유의한 F 값을 가지므로 거시부도예측모형이 적합하다는 것을 알 수 있다. 설명변수 모두기대부호가 적정한 방향으로 1% 유의수준에서 유의한바 현 분기에서 이자율, 어음부도업체수가 증가하면 1년 이후 신용보증 중소기업의 부도율이 증가하고

GDP증가율이 증가하면 1년 이후의 부도율이 감소한다고 설명할 수가 있다.

2. 산업별 거시부도시계 모형(The default-clock model)

거시부도예측모형에 의한 분기별 거시부도율 예측치(\widehat{PD} sys,t)를 앞의 (식 3.5)에 투입하여 15개 산업별로 경기전망별로 거시분기부도율 예측치(\widehat{PD} sic,t)를 추정한다. <표 4-22>는 (식6)에 의한 산업별로 거시부도시계모형을 수행한 결과이다. 산업10(전기,가스,수도,원료재생업)을 제외하곤 F값이 1% 수준에서 유의하게 나타나고 있으며 산업08(전자,전기,통신,의료장비)의 수정 \mathbb{R}^2 가 77%로서 모형의 설명력이 높은 반면 산업14(운수 및 기타서비스업))의 수정 \mathbb{R}^2 는 19%로서 모형의 설명력이 산업별로 커다란 편차가 있음을 알 수 있다. 따라서 산업10과 산업14의 경우 거시변수를 분리하여 개별기업의 \mathbb{PD} 값을 조정하는 데에는 한계가 있을 것으로 사료된다.

 $\langle \mathbf{H} | \mathbf{H} \rangle = \mathbb{E}[\mathbf{H}] = \mathbb{E}[\mathbf{H}]$

<표 4-22> 산업별 거시부도시계모형(default clock model) 회귀분석결과

$$PD_{SIC,t} = \delta_0 + \sum_{k=1}^4 \delta_k \cdot D_k \cdot \widehat{PD}_{sys,t} + \varepsilon_t$$

산업	절	편(δ ₀)	회	복(δ ₁)	호	황(δ ₂)	하	·강(δ₃)	불	황(δ₄)	adj	Γ) /al a
(SIC)	계수	(tValue)	계수	(tValue)	계수	(tValue)	계수	tValue	계수	(tValue)	R ²	FValue
01. 농임어광업	-0.01	(-0.02)	1.04	(3.83) ***	1.23	(4.64) ***	1.24	(5.69) ***	1.56	(8.08) ***	0.53	20.21 ***
02. 음식료품	0.29	(0.90)	1.00	(6.47) ***	0.92	(6.09) ***	0.97	(7.85) ***	1.00	(9.17) ***	0.58	24.06 ***
03. 섬유 등	0.84	(2.45) **	0.92	(5.59) ***	0.86	(5.35) ***	0.98	(7.43) ***	1.05	(8.96) ***	0.59	24.77 ***
04. 목재 등	-0.53	(-1.12)	1.45	(6.35) ***	1.43	(6.42) ***	1.46	(8.03) ***	1.45	(8.91) ***	0.56	22.65 ***
05. 종이 등	-0.75	(-2.38) **	1.28	(8.51) ***	1.21	(8.21) ***	1.20	(9.93) ***	1.30	(12.13) ***	0.70	39.95 ***
06. 화학 등	-0.74	(-2.27) **	1.20	(7.66) ***	1.19	(7.77) ***	1.12	(8.97) ***	1.22	(10.93) ***	0.65	31.55 ***
07. 1차금속 등	-1.16	(-3.03) ***	1.39	(7.61) ***	1.44	(8.08) ***	1.35	(9.26) ***	1.42	(10.95) ***	0.65	31.93 ***
08. 전자 등	-0.34	(-1.49)	1.02	(9.34) ***	1.03	(9.72) ***	1.08	(12.36) ***	1.08	(13.95) ***	0.77	56.75 ***
09. 자동차 등	-1.29	(-4.12) ***	1.42	(9.51) ***	1.44	(9.87) ***	1.38	(11.61) ***	1.43	(13.44) ***	0.74	48.83 ***
10. 전기 등	1.04	(1.81) *	0.34	(1.23)	0.34	(1.26)	0.40	(1.80) *	0.48	(2.47) **	0.06	2.02
11. 건설업	-0.87	(-1.81) *	1.49	(6.44) ***	1.41	(6.29) ***	1.32	(7.17) ***	1.38	(8.45) ***	0.51	18.70 ***
12. 도매업	-0.66	(-2.05) **	1.21	(7.84) ***	1.21	(8.04) ***	1.19	(9.66) ***	1.24	(11.34) ***	0.67	35.21 ***
13. 소매업	-0.21	(-0.42)	1.14	(4.81) ***	1.18	(5.14) ***	1.18	(6.24) ***	1.19	(7.09) ***	0.44	14.17 ***
14. 서비스업	1.19	(2.16) **	0.36	(1.38)	0.46	(1.81) *	0.71	(3.36) ***	0.50	(2.65) **	0.19	4.88 ***
15. 지식기반	-0.06	(-0.13)	0.91	(4.41) ***	0.99	(4.92) ***	1.06	(6.39) ***	1.04	(7.05) ***	0.46	15.42 ***

주) PD_{SIC,t}:산업(SIC)별 t분기 부도율 D_k:네 가지 경기국면 더미변수

 $\widehat{PD}_{\mathrm{sys,t}}$: 거시부도예측모형에 의한 t 분기 PD 추정치

<표 4-23> 거시시계모형에 의한 산업별 경기국면에 따른 분기부도율 예측치

(단위: %)

HO(CIC)		$\widehat{PD}_{sys} = \widehat{D}_{sys}$	1.4618 (호형	항 가정		PD _{sys} =2.9635 (불황) 가정				
산업(SIC)	회복	호황	하강	불황	평균	회복	호황	하강	불황	평균
01. 농임어광업	1.79	1.52	1.80	2.28	1.85	3.64	3.08	3.65	4.63	3.75
02. 음식료품	1.63	1.75	1.70	1.76	1.71	3.00	3.25	3.15	3.27	3.17
03. 섬유 등	2.10	2.19	2.27	2.38	2.23	3.39	3.58	3.73	3.95	3.66
04. 목재 등	1.55	1.59	1.60	1.58	1.58	3.70	3.77	3.80	3.75	3.75
05. 종이 등	1.02	1.13	1.00	1.15	1.07	2.83	3.06	2.80	3.11	2.95
06. 화학 등	0.99	1.01	0.90	1.04	0.99	2.77	2.82	2.58	2.87	2.76
07. 1차금속 등	0.95	0.88	0.82	0.93	0.89	3.11	2.97	2.85	3.06	3.00
08. 전자 등	1.17	1.15	1.24	1.24	1.20	2.73	2.69	2.85	2.87	2.79
09. 자동차 등	0.81	0.79	0.74	0.80	0.79	2.97	2.93	2.81	2.94	2.91
10. 전기 등	1.53	1.53	1.62	1.74	1.61	2.04	2.04	2.21	2.47	2.19
11. 건설업	1.20	1.30	1.06	1.16	1.18	3.32	3.54	3.04	3.23	3.28
12. 도매업	1.10	1.11	1.08	1.16	1.11	2.91	2.92	2.86	3.02	2.93
13. 소매업	1.52	1.46	1.51	1.54	1.51	3.30	3.16	3.28	3.32	3.27
14. 서비스업	1.87	1.72	2.22	1.91	1.93	2.56	2.27	3.28	2.66	2.69
15. 지식기반	1.40	1.28	1.49	1.47	1.41	2.89	2.66	3.08	3.03	2.91

3. 산업별 경기국면에 따른 PD민감도 산출

거시부도시계모형에 의한 산업별 경기국면에 따른 부도율 예측치를 토대로 (식3.6)에 따른 PD민감도를 산출할 수가 있다. <표 4-24>는 산업전체의 1년 이후 분기부도율 예측치 (\widehat{PD}_{Sys}) 가 1.46% 과 2.96%라고 가정했을 때 거시부도시계모형에 의한 산업별로 경기국면에 따른 분기부도율 예측치를 토대로 산업별 경기국면에 따른 PD민감도(beta)를 추정한 결과이다. 이렇게 산출된 PD민감도를 (식7)과 같이 기본모형에 의한 개별기업의 PD를 곱하여 PD를 조정하게 되는데 예를 들어 살펴보기로 한다.

산업01(농임어광업)에 속한 중소기업 j와 산업11(건설업)에 속한 중소기업 k의 기본모형에 의한 개별기업 PD값이 2%로 동일하다고 가정하자. 그리고 1년 이후의 \widehat{PD} sys가 1.46%이고 경기전망이 호황으로 예측된다면 산업01은 호황기 PD민감도가 0.82로서 중소기업j의 조정된 PD(PDFLC)는 1.6%(=2%×0.82)로 하향 조정이 된다. 반면 산업11의 경우는 PD민감도가 1.11이므로 중소기업 k의 조정PD는 2.2%(=2%×1.11)로 상향 조정하게 되는 것이다. 한편, 1년 이후의 \widehat{PD} sys가 2.96%이고 경기전망이 불황으로 예측된다면 산업01은 불황기 PD민감도가 1.23으로서 중소기업j의 조정PD는 2.5% (=2%×1.23)로 상향조정이 되고 산업11의 경우는 PD민감도가 0.99이므로 중소기업 k의 조정PD는 1.98%(=2%×0.99)로 하향조정하게 되는 것이다.

특이한 점은 위의 사례에서와 같이 경기국면 예측에 따라 산업별로 개별기업의 상하향 조정된 PD의 결과가 상반되게 이루어 질 수가 있다는 점이다. 그런데 여기서 주의할 점은 PD민감도는 산업내 경기국면에 따른 상대적인 민감도로서 민감도가 크다는 것이 곧 바로 산업간 부도율의 민감도 크기를 의미하는 것은 아니라는 점이다.

<표 4-24> 산업별 경기국면에 따른 PD 민감도(beta)

산업(SIC)	PD _{sys} =1.4618 (호황) 가정				PD _{sys} =2.9635 (불황) 가정			
	회복	호황	하강	불황	회복	호황	하강	불황
01. 농임어광업	0.97	0.82	0.97	1.23	0.97	0.82	0.97	1.23
02. 음식료품	0.95	1.02	1.00	1.03	0.95	1.03	1.00	1.03
03. 섬유 등	0.94	0.98	1.02	1.06	0.92	0.98	1.02	1.08
04. 목재 등	0.98	1.00	1.01	1.00	0.99	1.00	1.01	1.00
05. 종이 등	0.94	1.05	0.93	1.07	0.96	1.04	0.95	1.05
06. 화학 등	1.01	1.03	0.91	1.05	1.00	1.02	0.94	1.04
07. 1차금속 등	1.06	0.98	0.92	1.04	1.04	0.99	0.95	1.02
08. 전자 등	0.98	0.96	1.03	1.04	0.98	0.97	1.02	1.03
09. 자동차 등	1.04	1.01	0.94	1.02	1.02	1.00	0.97	1.01
10. 전기 등	0.95	0.95	1.01	1.09	0.93	0.93	1.01	1.13
11. 건설업	1.01	1.11	0.90	0.98	1.01	1.08	0.93	0.99
12. 도매업	0.99	1.00	0.97	1.04	1.00	1.00	0.98	1.03
13. 소매업	1.01	0.97	1.00	1.02	1.01	0.97	1.00	1.02
14. 서비스업	0.97	0.89	1.15	0.99	0.95	0.84	1.22	0.99
15. 지식기반	0.99	0.91	1.06	1.04	0.99	0.91	1.06	1.04

4. PD민감도에 의한 개별기업 PD조정후 예측성과 (분석모형3)

《표 4-25》는 확인표본을 기본모형에 적용하여 산출한 개별기업의 PD값을 거시부도시계모형에 의해 산출된 산업별 경기국면에 따른 PD민감도를 곱하여 조정된 PDFLC에 의한 예측성과이다(분석모형3). 1년 이후의 거시부도율예측치(PDsys,t)는 《표 4-21》의 거시부도예측모형에 의해 각 연도의 4분기예측값을 사용하였다. 연도별 경기국면은 《표 3-2》에 의한 경기전망을 사용하였다. 기본모형에 의한 예측성과와 비교해 보면 AUC가 68.5%로서 기본모형에 비해 3.4% 낮은 변별력을 보이고 있다. 분류값(c)을 추정표본의 평균부도율인 3.9%로 정했을 때 HR(c)가 73.4%로서 기본모형 72.1%에 비해 1.3% 높은 부도기업 예측력을 보이지만 FAR(c)가 45.4%로서 건전기업을 부도기업으로 분류하는 오류율이 기본모형에 비해 5.6% 높아 기본모형에 비해 예측성과가 개선되었다고 보기 어렵다.

<표 4-25> 확인표본에 의한 기본모형과 분석모형3 예측성과비교

모형구분	AUC	HR(c)	FAR(c)	False NEG	Cut-off value
기본모형	71.9%	72.1%	39.8%	1.9%	2.00/
분석모형3	68.5%	73.4%	45.4%	2.0%	3.9%

주) cut-off value는 추정표본의 평균부도율임

< 표 4-26>은 [분석모형3]의 결과를 기본모형에 의한 신용등급별 PD범위를 기준으로 등급화 한 것이다. 신용등급별 부도율이 PD범위내에 있는지 살펴보면 <표4-13> Panel A(기본모형)에서는 4등급과 6등급의 부도율이 PD범위 위를 벗어났었지만 분석모형3에서는 PD범위내에 들어와 개선된 반면 10등급

의 부도율은 상반된 결과(기본모형 10.4%, 분석모형3 7.3%)를 보여주고 있다. 승인등급의 구성비도 53.5%로서 기본모형 59.3%에 비해 5.8% 적어 건전기업을 건전기업으로 분류하는 변별력이 저하되고 있음을 보여주고 있다. 특히 최하등급인 10등급의 구성비가 20%가 넘어 부도율이 상반되어 나타난 결과와 종합할 때 최하위등급의 변별력이 크게 저하된 것을 볼 수 있다.

<표 4-26> 확인표본에 의한 분석모형3 신용등급별 부도율 및 구성비

신용	기본모형의 PD범위		분석모형3						
등급	이상	미만	건전기업	부도기업	합계	부도율	구성비		
1	0.00%	0.57%	4,491	17	4,508	0.4%	9.1%		
2	0.57%	1.36%	4,976	56	5,032	1.1%	10.1%		
3	1.36%	2.00%	4,546	<i>75</i>	4,621	1.6%	9.3%		
4	2.00%	2.60%	4,147	90	4,237	2.1%	8.5%		
5	2.60%	3.21%	4,055	128	4,183	3.1%	8.4%		
6	3.21%	3.90%	3,897	154	4,051	3.8%	8.1%		
7	3.90%	4.74%	3,804	159	3,963	4.0%	8.0%		
8	4.74%	5.88%	3,917	220	4,137	5.3%	8.3%		
9	5.88%	7.80%	4,227	287	4,514	6.4%	9.1%		
10	7.80%	100%	9,786	766	10,552	<i>7.3%</i>	21.2%		
	합계		47,846	1,952	49,798	3.9%	100.0%		

지금까지 [분석모형3]의 예측성과를 살펴보았듯이 기본모형에 비해 변별력이나 등급계량화 측면에서 특별히 개선된 성과를 보이지 않고 있는 이유는 앞에서 지적했듯이 기본모형에 의한 경험적 PD를 거시부도시계모형에 의한 PD 민감도를 통해 조정하는 두 단계 접근법에 의한 모형설계 속성상 PD추정치의오류가능성이 존재하는 측면도 있지만 확인표본에 의해 검증하는데 있어서 다음과 같은 한계점이 보다 크게 작용하고 있을 것으로 사료된다.

첫째, 기본모형 표본기업과 분석모형3을 추정하기 위한 거시부도예측모형에 사용된 표본기업의 특성차이에 따라 두 표본간 산업별 부도율에 차이가 있다는 점이다. 제3장 분기부도율 산출표본에서 살펴보았듯이 거시부도예측모형을 구성하고 있는 표본기업의 약85%가 기본모형에는 포함되지 않은 영세소기업으로 구성되어 있다. 이러한 특성차이에 따라 두 표본간 산업별 부도율에차이가 발생하고 있는데 <표 4-27>은 기본모형 표본의 경기국면에 따른 산업별 부도율 결과이다.

<표 4-27> 기본모형 표본의 경기국면에 따른 산업별 부도율

(단위:%)

산업구분	회복	호황	하강	불황	전체
01. 농임어광업	1.5	1.9	6.5	4.3	3.5
02. 식료품,음료,담배	3.7	2.6	4.0	5.7	4.1
03. 섬유,의복,가죽,가방,신발	4.2	4.2	8.4	7.5	6.1
04. 목재,나무,가구	2.4	3.4	9.5	5.5	5.1
05. 종이,인쇄,기록매체복제업	2.2	1.7	4.7	5.0	3.5
06. 석유,화학,고무,비금속광물	1.4	2.5	3.6	4.1	3.1
07. 1차금속,금속가공	2.3	2.5	3.8	4.7	3.4
08. 전자,전기,통신,의료장비	2.8	3.1	4.5	5.6	4.2
09. 자동차,기타기계 및 운송장비	2.0	1.9	3.1	4.6	3.0
10. 전기,가스,수도,원료재생 등	0.0	0.6	2.0	2.9	1.5
11. 건설업(주거형건물 공급업포함)	3.4	3.6	6.6	5.6	4.8
12. 도매업	2.1	2.5	4.7	5.3	3.7
13. 소매업	4.5	2.9	3.2	4.9	3.6
14. 운수및기타서비스업	1.8	1.6	2.6	2.7	2.2
15. 지식기반 및 제조업 관련서비스업	3.8	2.2	3.6	7.4	4.2
합계	2.5	2.7	4.8	5.2	3.9

<표 4-27>의 결과와 거시부도예측모형 표본의 산업별 경기국면에 따른

분기부도율 결과인 <표 3-9>와 비교해 보면 커다란 차이가 있음을 보여주고 있다. 특히, 산업11(건설업)이 모든 국면에서 평균부도율 보다 매우 높은 부도율을 보이고 있으면서 확장국면과 수축국면의 부도율 편차가 매우 높은 점과산업15(지식기반 등)가 불황기에서의 부도율이 급격히 증대대고 있어 <표3-7>에서는 경기변동에 따른 리스크민감도가 그다지 크지 않았던 산업11(건설업)과 산업15(지식기반 등)의 리스크 민감도가 매우 크게 나타나고 있다. 결국 이러한 특성차이로 산업별 경기국면에 따른 PD민감도를 기본모형에 적용하는 데 한계가 있다고 판단된다.

둘째, 기본모형에 15개 산업별로 나타나는 재무적 특질의 체계적인 차이와 부도율의 차이를 통제하지 못하였다는 점이다. 분석모형3의 PD민감도는 산업 간의 PD민감도라기 보다는 산업내 경기국면에 따른 PD민감도이기 때문이다. 따라서 기본모형에 산업등급을 통한 산업간 거시환경위험의 차이와 산업별로 나타나는 재무위험의 차이를 충분히 반영할 경우 실증 분석결과는 달라질 수 있을 것이다.

제5장 결론

제1절 요약

기업의 신용위험은 재무상태 등의 고유위험요소와 거시경제적인 환경위험요소에 의해 결정되며 금융기관의 경기순응성은 경기국면에 따라 신용위험을 설명하는 회계변수에 차이가 존재하게 만들어 준다. 이와 같이 기업의 신용위험(부도확률)을 측정하는 데에는 경기변동이 중요한데 기업부도예측과 관련된대부분의 연구가 회계정보를 활용하여 기업 고유위험에 근거한 연구 위주로이루어져 있거나 거시경제변수와 기업부도율간의 관계에 대한 단순한 실증 분석만 수행되었을 뿐 고유위험요소와 거시환경위험요소를 통합하여 연계한 국내외 연구는 별로 없는 현실이다.

이러한 문제제기에서 출발하여 본 연구에서는 회계정보를 활용한 기업부 도예측모형을 경기변동과 연계하여 추정하는 방법론 두 가지를 제시하고 이를 실증 분석 하였다. 또한 네 가지 경기국면에 따라 신용위험을 설명하는 회계 변수가 상대적으로 변할 것이 예상되므로 이를 분석하였다.

부도예측모형을 경기변동과 연계하여 추정하는 방법론으론 첫째, 경기변동변수를 회계정보를 활용한 부도예측모형(회계모형)의 설명변수에 포함하는 방법과 둘째, 거시부도예측모형을 별도로 분리하여 산업별 PD민감도를 산출하여 회계모형에 의해 산출된 개별기업 PD를 조정하는 방법이 있다. 본 연구에서 이 두가지 방법론을 토대로 다음과 같이 연구 설계하였다.

첫째, 거시환경위험요소인 경기변동변수가 추가적인 부도예측 설명력을 보이는지 여부를 검토하기 위해 회계모형에 경기변동변수를 추가하여 분석하였다(분석모형1).

둘째, 회계모형을 경기국면별로 수행함으로써 경기국면에 따라 기업의 신용위험을 설명하는 회계정보가 어떻게 달라지는 가와 각 경기국면별로 구축된 부도예측모형의 변별력에 차이가 있는지 여부를 검토하였다(분석모형2).

그리고 Butera and Faff(2006)에서와 같이 거시변수를 분리하여 거시부도 예측모형과 거시부도시계모형을 구축하여 경기변동을 반영한 부도예측모형과 기업 고유위험만을 반영한 기본모형과의 변별력 등을 비교하여 검토하였다(분석모형3).

실증 분석 대상은 그 동안 연구가 활발하지 못했지만 자산규모 등 회계정 보의 변동성이 크고 대기업에 비해 경기변동에 민감하므로 부도예측시 경기변 동을 감안하여 측정하는 것이 바람직한 비상장 중소기업으로 하였다.

거시경제변수를 부도예측모형의 설명변수에 포함하여 경기변동을 반영한 연구모형에서는 먼저 미시적 관점에서 회계정보만을 이용해 신용위험을 예측 하는 부도예측모형을 수행하였다. 이와 같이 미시적 관점에서 기업 고유위험 요소만을 반영한 기본모형(회계모형)을 이산시간로짓으로 추정한 결과 유동성, 수익성, 안정성, 이자지급능력 및 현금흐름, 활동성, 기업규모 각 평가비율별로 함축적인 1개의 회계변수와 도산거리변수 2개, 총 8개의 변수가 선정되었다.

분석모형1에 대한 실증 분석결과 경기변동변수를 감안한 모형의 AUC는 기본모형 대비 크게 증가되지 않았지만 경기국면 예측에 따라 분류값(cut-off value)을 달리하여 부도기업을 부도기업으로 정확하게 분류하는 비율인 HR(hit ratio)과 건전기업을 부도기업으로 잘못 분류하는 비율인 FAR(false alarm ratio)를 동시에 감안 시 경기변동을 감안한 분석모형이 금융기관 경영 전략 측면에서 활용성이 크고 부도예측모형으로서의 유용성이 높은 것으로 나타났다.

분석모형2에 대한 실증 분석결과 경기국면에 따라 부도율을 설명하는 기업고유위험에 체계적인 차이를 보여주는 회계정보가 있는 것으로 검토되었다.

회복기에는 수익성과 활동성 보다는 현금유동성과 현금호름 기준 이자보상배율과 더불어 가장 강력한 부도예측을 설명하는 회계변수임이 확인되었고 호황기와 하강기에는 전반적으로 회복기와 불황기에 비해 부도예측력이 낮고 안정성, 활동성 변수가 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 불황기에는 수익성, 안정성, 현금호름 및 변동성 모두 다른 국면에 비해 부도예측에 유용한 변수로확인되었으며 특히 불황기 일수록 재무건전성 및 현금호름이 부도예측에 유용한 회계정보라는 선행연구결과와도 일치하였다. 각 경기국면별로 구축된 부도예측모형의 변별력은 불황기에서 가장 높게 나타나고 있어 불황국면에서 회계정보의 유용성이 가장 높게 나타났으며 CASH와 ICR처럼 경기순환주기 전과정에 걸쳐 부도율을 유의하게 설명해 주는 회계정보도 존재하고 있는 것으로 검토되었다.

확인표본에 의한 분석모형1과 분석모형2의 예측성과도 추정표본에 의한 결과와 유사하게 재현되고 있고 기존 연구에 비하여 비교적 양호한 예측성과를 보이고 이어 충분히 실무 적용 가능하고 경기변동 변수는 유용한 정보원천이 될 수 있다는 중요한 시사점을 확보할 수 있었다.

한편, 거시변수를 분리하여 경기변동을 반영한 분석모형3을 확인표본에 의해 기본모형의 예측성과와 비교한 결과 기본모형에 비해 변별력이나 등급계량화 측면에서 특별히 개선된 성과를 보이지는 않았다. 이러한 결과는 기본모형의 표본기업과 분석모형3의 거시부도예측모형에 사용된 표본기업간의 특성차이에 따라 두 표본간 경기국면에 따른 산업별 부도율에 차이가 존재하고 15개산업별로 나타나는 재무적 특질의 체계적인 차이와 부도율의 차이를 통제하지못한 데 보다 큰 원인이 있는 것으로 추정되었다. 따라서 기본모형에 산업등급을 통한 산업간 거시환경위험의 차이와 산업별로 나타나는 재무위험의 차이를 충분히 반영할 경우 분석모형3의 유용성은 개선될 것으로 기대된다.

제2절 연구의 공헌과 한계점

1. 본 연구의 공헌점

본 연구의 공헌점은 다음과 같다.

첫째, 거시환경위험요소인 경기변동변수를 부도예측모형에 연계하여 체계적인 연구를 수행하였다는 점이다. 부도예측모형에 거시환경위험요소을 반영함으로써 미시적인 관점에서 신용위험을 예측한 기존 부도예측모형의 한계점을 보완하였다. 부도예측모형에 경기변동을 반영하는 방법도 경기변동변수를 부도예측모형의 설명변수에 직접 포함하는 방법과 거시변수를 분리하여 경기국면 예측에 따른 산업별 PD민감도를 산출하여 회계모형으로 산출한 PD를 조정하는 두 단계(two stage) 방식의 통합신용위험모형을 동시에 제시하였다는점에서 의의가 있다.

둘째, 회계정보의 유용성을 경기변동과 부도예측모형 측면에서 제시하였다는 점이다. 기존 연구는 수축국면과 확장기의 두 개 국면에서만 부도원인을 설명하는 회계정보에 차이가 있다는 결과만 제시하였지만 본 연구에서는 네가지 경기국면에 부도예측에 유용한 회계정보가 변화될 수 있음을 제시하였고 이를 부도예측모형에서 활용할 수 있음을 밝혔다는 점에서 의의가 있다.

셋째, 부도기업에 요건 정의와 재무제표와의 매칭을 논리적으로 제시하였다는 점이다. 부도기업에 대한 요건을 이론적으로 정의하고 연도별 재무제표와 부실발생 관찰기간과의 논리적 연관을 토대로 매칭하여 실증 분석한 점이다. 국내 기존연구에서는 연도별 재무제표와 부도기업을 연계할 때 뚜렷하게요건정의를 하지 못하였지만 본 연구에서는 12월 결산법인 기준시 1~3월에부실 발생하는 기업과 4월~12월에 발생하는 기업에 대한 부실발생 직전년도

재무제표 요건을 달리하여 적용하여 부도기업에 대한 요건정의의 논리성을 높 였다는 점이다.

넷째, 기존 부도예측모형은 표본외 검증을 통해 모형의 변별력을 평가하는데 그치고 있으나 본 연구에서는 나아가 거시경제적 환경 변화에 따라 부도확률의 변동을 신용등급으로 계량화하여 부도예측모형의 실무적 활용성을 평가한 점에서 의의가 있다. 바젤Ⅱ 시행과 더불어 중소기업에 대한 PD측정은 은행에게 선택이 아닌 필수로서 건전/부도기업의 변별력만 보여 주는 선행연구모형은 실무적 활용성이 제한되고 있지만 본 연구에서는 모형의 안정성 측면과 등급계량화 측면에서도 부도예측모형의 적합성을 점검하고 제시하였다는점에서 실무적으로나 학술적으로도 시사하는 바가 크다가 본다.

마지막으로 본 연구에서는 10만개가 넘는 중소기업 자료를 이용해 분석한 결과임을 특별히 언급하고 싶다. 선행연구들이 소수의 부도자료를 이용하다보니 표본선택의 편의 문제에 노출되는 경향이 있다. 특히 비상장 중소기업에게 있어 부도는 흔히 목격되는 사건이고, 경기변동에 따라 부도율이 매우 변동적인 특징을 보이고 있다. 따라서 방대한 수의 중소기업 자료를 이용한 본 분석결과는 경기변동에 따른 신용위험을 포착하는데 의미가 있다고 하겠다.

2. 본 연구의 한계점

본 연구는 매우 유용한 실증 분석결과를 보이고 있으나, 다음과 같은 한계 점을 갖는다.

첫째, 기업부도예측모형의 구축은 회계정보를 활용한 재무위험 뿐 아니라 경영위험, 영업위험, 산업위험 등 비재무자료를 활용하지 못함에 따라 연구결 과의 실무수용성에 제한이 있을 수 있음이 가장 큰 한계라고 생각된다. 향후 남주하(2008) 등에서 노력한 바와 같이 기업고유의 정성적 특성을 보다 풍부히 반영한 상황에서도 과연 본 연구의 결과가 재현되는지를 검토하는 노력이 필요하다고 본다.

둘째, 앞에서도 언급했지만 기본모형의 표본기업과 분석모형3의 거시부도 예측모형에 사용된 표본기업간의 특성차이에 따라 두 표본간 경기국면에 따른 산업별 부도율에 차이가 존재한다는 점이다. 따라서 향후 기본모형에 산업간 거시환경위험의 차이를 반영할 수 있도록 관련 원천데이터를 수집하는 노력과데이터 확보후 실증 검증이 추가적으로 이루어져야 할 것이다.

셋째, 본 연구의 기본모형에서는 산업별로 세분화할 경우 설명변수가 너무 많아 모형을 다루기가 어려워 산업더미를 사용하지 않았으며 산업별로 부도예측모형을 별도로 구축하는 경우 이 또한 분석내용이 너무 복잡하게 되어 실행하지 아니하였다. 그 대신에 15개 산업별로 구축한 거시부도시계모형을 토대로 경기국면 예측에 따른 PD민감도를 산출하여 산업별로 다양하게 나타나는 경기변동의 영향을 반영(분석모형3)하고자 노력하였다.

하지만 분석모형3에 의한 산업별 경기국면에 따른 PD민감도는 산업내 경기국면에 따른 상대적인 민감도로서 민감도가 크다는 것이 바로 산업간 부도율의 민감도 크기를 의미하는 것이 아니므로 산업별로 나타나는 재무적 특질의 체계적인 차이와 부도율의 차이를 통제하지 못한 한계점이 있다. 이러한한계점은 앞에서 언급한 기본모형의 표본기업과 분석모형3의 거시부도예측모형에 사용된 표본기업간의 특성차이에 따른 한계점과 더불어 분석모형3에 대한 실증 분석결과를 담보하지 못한 가장 큰 원인 중의 하나로 사료된다.

따라서 기본모형에서 산업을 15개가 아닌 제조업, 건설업, 도소매, 서비스업의 네 가지 정도로만 분류하여 설명변수로 투입하여 산업별로 나타나는 재무적 특질의 차이와 부도율의 차이를 어느 정도 반영한 상태에서 분석모형3을 통한 실증 검증 또한 추가적으로 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

[국내문헌]

- 김건우·이운석(2003), "신용위험과 거시경제변수에 관한 연구", 「재무연구」, 제16권, 제1호, pp.193-225.
- 김명직(2007), "바젤Ⅱ 경기순응성 완화를 위한 보증정책수단에 대한 계량평가", 「금융학회지」, 제12권, 제4호, pp.43-72.
- 김원선(2004), "시장구조와 경기변동",「경영경제연구」, 제26권, 제2호, pp.1-20.
- 김지아(2005), 「경기순환에 따른 회계정보의 상대적 가치관련성」, 제주대학교 대학원, 석사학위논문.
- 김진휘(2006), "중소기업의 신용평가와 기업규모에 관한 연구", 「세무회계연구」, 제18호, pp.145-167.
- 국찬표·정완호(2002), "기업 도산 예측에 관한 연구: 주가정보를 이용하여", 「재무연구」, 제15권, 제1호, pp.217-249.
- 김창배·남주하(2008), "산업별 신용위험 결정요인 분석: 거시변수와 산업간 부실전이 효과를 중심으로", 「국제지역연구」, 제12권, 제1호, pp.95-116.
- 김창배(2008), 「기업부실예측모형에 관한 연구」, 서강대학교 대학원, 경제학 박사학위 논문.
- 김홍규(2005), "경기변동에 따른 대출 포트폴리오의 신용위험측정", 산업연구, KINX200585203, in print
- 나인철·김성규(2008), "비상장 중소기업 현금보유수준의 결정요인",「중소기업 연구」, 제30권, 제4호, pp.53-69.

- 나인철·김성규(2009), "비상장 중소기업의 부실예측과 현금보유수준", 「중소기업연구」, 제31권, 제4호, pp.41-65.
- 남주하(2008), "기술혁신형 중소기업의 부도예측모형 분석: 주성분분석 접근", 「중소기업연구」, 제30권, 제4호, pp.35-52.
- 남재우(2005),「생존분석을 이용한 기업도산 예측모형에 관한 연구」, 한국과 학기술원, 박사학위논문.
- 노용환(2009), "경기침체기 중소기업 신용보증의 성과 및 역할", 「코딧리서 치」, 가을호, 신용보증기금, pp.3-38.
- 류지호·이승희(2000), "경기변동에 따른 보고이익과 장부가치의 가치관련성 변동", 「산업경제연구」, 제13권, 제6호, pp.349-359.
- 문태희(2007), 「Technology Credit Scoring and Rating for Technology Financing of SMEs」, 연세대학교 대학원, 박사학위논문.
- 박용석(2008),「신용평가모형의 검정통계량 타당성 연구」,성균관대학교 대학 원, 박사학위논문.
- 박정윤·김영우·이미용(2009), "중소기업의 부실예측모형에 관한 연구", 「중소기업연구」, 제31권, 제1호, pp.1-14.
- 송을호·조현영·도영호(2009), 「신용보증이 중소기업 대출에 미치는 영향 및 시사점-금융부가성 및 대출금리를 중심으로-」, KODIT Report 2009-3호, 신용보증기금.
- 신용상(2006), "경기변동과 중소기업 자금조달간의 관계에 관한 연구", 「금융조사보고서」, 2006-01호, 한국금융연구원.
- 오만식(1986),「경기변동론」, 박영사.
- 오현탁·형영주(2004), "도산거리를 이용한 도산예측모델에 관한 연구", 「산업 경제연구」, 제17권, 제4호, pp.1317-1338.
- 송연수(2007), 「4개 시중은행의 바젤Ⅱ 추진 현황과 향후 과제 -PD모형 구축

- 추진과제를 중심으로, 한국금융연구원.
- 신동령(2005), "부실기업의 재무적 특징과 부실예측모형에 관한 연구-상장기업 과 비상장기업의 비교를 중심으로-",「회계정보연구」, 제23권, 제2호, pp.137-165.
- 오희장(2005), "도산예측에서 신용등급정보의 유용성", 「재무연구」, 제23권, 제2호, PP.173-208.
- 이기성(2008), 「신용위험의 평가방법과 결정요인에 관한 연구-상관분석과 다 중판별분석을 중심으로-」, 배재대학교 대학원, 박사학위논문.
- 이건창(1993), "기업도산예측을 위한 통계적 모형과 인공지능 모형간의 예측력 비교에 관한 연구: MDA, 귀납적 학습방법, 인공신경망",「한국경영과 학회지」, 제18권, 제2호, PP.57-81.
- 이군희(2006), "바젤Ⅱ 협약 기반 신용평점체계의 계량적 점검에 대한 고찰", 「금융리스크리뷰」, 제3권, 제4호, pp.70-95.
- 이군희(2009),「사회과학연구방법론」, 법문사
- 이명재(2003),「현대경제변동론」, 박영사
- 이석형·심재호(2006), "신BIS 기준에 따른 양적 적합성검증(Validation) 방법론 고찰",「RISK REVIEW」, 여름호, 금융감독원.
- 이석형·이상진(2007), "신BIS협약의 신용등급철학(rating philosophy)에 관한 논의",「RISK REVIEW」, 겨울호, 금융감독원.
- 이성원(2005), "경기변동을 반영한 신용등급평가시스템의 적정성 검증", 「RISK REVIEW」, 가을호, 금융감독원.
- 이원흠·이한득·박상수(2000), "현금흐름형 도산예측 모델과 옵션모델형 도산예상확률의 실증연구", 「증권학회지」, 제27집, pp.35-70.
- 이치송(2005), "거시경제변수와 산업별 신용위험에 관한 연구", 「산업경제연구」, 제18권, 제1호, pp.79-99.

- 임종건(2006), "신용등급 계량화에 대한 적합성 검증방법론", 「RISK REVIE W」, 가을호, 금융감독원.
- 임철순(2005), "신BIS기준에 따른 신용평가시스템 적합성 검증", 「RISK REVIEW」, 가을호, 금융감독원.
- 임혜진(2009), "거시경제변수가 신용보증 성과에 미치는 영향에 관한 연구-신용보증 부실률을 중심으로-", 「코딧리서치」, 가을호, 신용보증기금, pp.39-67.
- 장영민·변재권)(2010), "거시경제변수와 대출부도의 시간변화에 따른 상관관계 연구", 「금융연구」, 제24권, 제1호, pp.131-160.
- 장재익(2006), 「건설업의 기업부실예측에 관한 연구」, 부경대학교 대학원, 박사학위논문.
- 조성표·류인규(2007), "불황기에서 회계정보에 의한 기업 부실화 예측", 「경영연구」, 제22권, 제1호, pp.1-32.
- 조하현·황선웅(2009), 「한국의 경기변동: 이론과 실제」, 박영사.
- 정완호·국찬표·홍광헌(2006), "기업 신용도 측정모형의 적합도 비교 연구", 「금융학회지」, 제11권, 제2호, pp.67-104.
- 정유성·윤재호(2001), "경기변동이 은행부실에 미치는 영향", 「금융시스템리 뷰」,제4호, 한국은행.
- 정윤·황석해(2000), "데이터마이닝 기법(Decision tree)을 이용한 효과적인 기업도산 예측",「MIS연구」,제11권, pp.121-153.
- 정재만·조태근(2005), "바젤2가 중소기업대출에 미치는 영향",「중소기업연구」, 제27권, 제2호, pp.205-231.
- 천우정(2006), 「신용등급의 도산예측력에 관한 연구-신용평가사의 회사채등급을 중심으로-」.전주대학교 대학원, 박사학위논문.
- 최욱환(2005), 「재무비율분석을 이용한 기업도산예측에 관한 실증적 연구」,

호서대학교 대학원, 박사학위논문.

한국은행(2007),「기업경영분석해설」, 한국은행 경제통계국. 한국은행(2009),「2008년 기업경영분석」, 한국은행 경제통계국.

[해외문헌]

- Allison, P.(1995), Survival Analysis Using the SAS System, SAS Institute Inc.
- _____(1999), Logistic Regression Using the SAS System, SAS Institute Inc.
- Altman, E.(1968), "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *The Journal of Finance*, Vol.23, pp.589-609.
- ______.(1971), "Railroad Bankruptcy Potential", The Journal of Finance.

 May.
- ______.(1983), Corporate Financial Distress: A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing with Bankruptcy, John Wiley & Sons.
- Altman, E. and G. Sabato(2007), "Modelling Credit Risk for SMEs: Evidence from the US Market", *ABACUS*, Vol.43, pp.332–357.
- Altman, E. and H. Suggitt(2000), "Default Rates in the Syndicated Bank Loan Market: A Mortality Analysis", *Journal of Banking and Finace*, Vol.24, pp.229–253.
- Bangia, A., F. Diebold, T. Schuermann(2002), "Rating Migration and Business Cycle, With Application to Credit Portfolio Stress Testing", *Journal of Banking and Finance*, Vol.26., pp.445-474.

- Basel Committee on Banking Supervision(2004), *International Convergence*of Capital Measurement and Capital Standards, Bank for

 International Settlements.
- _____(2005), Studies on the Validation of Internal Rating Systems, Working Paper No.14, Bank for International Settlements.
- Beaver, W.(1996), "Financial Ratios as Predictors of Failure", *Journal of Accounting Research*, Vol4., pp.71–111.
- Beaver, W., M. McNichols and J. Rhie(2005), "Have Financial Statements Become Less Informative? Evidence from the Ability of Financial Ratios to Predict Bankruptcy", *Review of Accounting Studies*, Vol.10, pp.93–122.
- Begley, J., J. Ming, and S. Watts(1996), "Bankruptcy Classification Errors in the 1980s: An Empirical Analysis of Altman's and Ohlson's Models", *Review of Accounting Studies*, Vol.1, pp.267–284.
- Behr, P. and A. Guttler(2007), "Credit Risk Assessment and Relationship Lending: An Empirical Analysis of German SME", *Journal of Small Business Management*, Vol.45, pp.194–213.
- Bharath, S. and T. Shumway(2008), "Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model", *The Review of Financial Studies*, Vol.21, pp.1339–1369.
- Bonfim, D.(2009), "Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and Macroeconomic Dynamics", Journal of Banking and Finance, Vol33., pp.281–299.
- Burghstaler, D. and I. Dichev(1997), "Earnings, Adaption and Equity Value", *The Accounting Review*, Vol.72, No.2, pp.187-215.

- Butera, G. and R. Faff(2006), "An integrated multi-model credit rating system for private firms", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.27, pp.311–340.
- Chava, S. and R. Jarrow(2004), "Bankruptcy Prediction with Industry Effects", *Review of Finance*, Vol.8, pp.537–569.
- Crosbie, P.(1999), Modeling Default Risk, KMV Corp.
- Dechow, P. and K. Schrand(2004), *Earnings Quality*, Research Foundation of the CFA Institute.
- Deakin, E.(1972), "Ratio Analysis and the Prediction of Firm Failure", *Journal of Accounting Research*.
- Duffie, G.R.(1996), "Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads: An Empirical Analysis", Working Paper 9–20, Federal Reserve Board.
- Francis, J. and K. Schipper(1999), "Have financial Statement Lost Their Relevance?", *Journal of Accounting Reserach*, Vol.37, pp319–353.
- Gordy, M. and B. Howells(2004), "Procyclicality in Basel II: Can We Treat the Disease without killing the patient?", Federal Reserve Boad.
- Hillegeist, S., D. Cram, E. Keating and K. Lundstedt(2004), "Assessing the Probability of Bankruptcy", *Review of Accounting Studies*, Vol.9, pp.5–34.
- Kashyap, A. and J. Stein(2004), "Cyclical Implications of the Basel II Capital Standards", International Journal of Central Banking, pp.65–98.
- Koh, H. C.,(1992), "The sensitivity of optimal cutoff points to misclassification cost of type I and type II errors in the going concern prediction context", *Journal of Business Finance and*

- Accounting, Vol.19, pp.187-197.
- Lev, B.(1974), Financial Statement Analysis: A New Approach,

 Prectice-Hall Inc,
- Lindhe, L.(2000), "Macroeconomic Indicators of Credit risk in Business Lending", Sveriges Riskbank Economic Review, No.1, pp.66-82.
- Merton, R. C.(1974), "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", *The Journal of Finance*, Vol.29, pp.449–470.
- Nickell, P., W. Perraudin and S. Varotto(2000), "Stabilty of Rating Transitions", *Journal of Banking and Finance*, Vol.24, pp.203–228.
- Ohlson, J.(1980), "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy", *Journal of Accounting Research*, Vol.18, pp.109–131.
- Ozkan, A and N. Ozkan(2004), "Corporate Cash holdings: An Empirical Investigation of UK Companies", *Journal of Banking and Finance*, Vol.28, pp. 2103–2134.
- Pederzoli, C. and C. Torricelli(2005), "Capital requirements and business cycle regimes: Forward-looking modeling of default probabilities", *Journal of Banking & Finance*, Vol.29, pp.3121-3140.
- Rikkers, F. and A. Thibeault(2007), "The Optimal Rating Philosophy for the Rating of SMEs", Vlerick Leuven Gent Managemnt School Working Paper Series.
- Scherr, F. and H. Hulburt(2001), "The Debt Maturity Structure of Small Firms", *Financial Management*, Vol.30, No.1, pp.85–111.
- Schulte, P.(2008), "Equity Strategy", *Nomura Equity Research*, Nov. 17 2008 issue, Nomura International(HK) Ltd., pp.1–15.
- Shumway, T.(2001), "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple

- Hazard Model", Journal of Business, Vol.74, pp.101-124.
- Vassalow, M. and Y. Xing(2004), "Default Risk in Equity Returns", The *Journal of Finance*, Vol.59, pp.831–868.
- Wilson, T.(1997a), "Portfolio Credit Risk(Parts I)", Risk Magazine, September.
- Wilson, T.(1997b), "Portfolio Credit Risk(Parts II)", Risk Magazine, October.
- Xu, M. and C. Zhang(2009), "Bankruptcy Prediction: the Case of Japanese Listed Companies", *Review of Accounting Studies*, DOI 10.1007/s11142-008-9080-5, in print.
- Zmijewski, M.(1984), "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models", *Journal of Accounting Research*, Vol.22, Supplement, pp.59–86.

[부록 1] KMV의 DD모형 설명

KMV의 DD(Distance to Default)모형은 부채가치평가방법에 근거한 부도 예측모형으로서 기업의 부도위험을 자산과 부채의 차이를 나타내는 부도이격도와 자산가치의 변동성으로 측정한 것이다. 이 모형은 주요 금융기관에서 기업신용평가시 실무적으로 활용되고 있는 변수로서 Merton(1974)의 옵션가격결정이론(Merton's option Pricing)에 근거하고 있다. Merton(1974)은 주식은 기업이 보유하고 있는 자산의 가치가 부채의 가치를 상회할 때만 가치를 갖는 일종의 콜옵션으로 보고 자산, 부채, 자본의 가치간에 아래와 같은 관계식(옵션가격결정식)을 유도하였다.

$$V^E = V^A \cdot N(d_1) - e^{-r \cdot T} \cdot V^D \cdot N(d_2)$$
 (A1) 여기서 V^E 는 자본의 가치 = 주식의 시가총액 VA 는 자산의 가치, V^D 는 부채의 가치 T는 부채의 만기, r 은 무위험이자율 $V(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적확률 $V(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적확률 $V(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적확률 $V(\cdot)$

$$d_{1} = \frac{\operatorname{Ln}\left(\frac{V^{A}}{V^{D}}\right) + \left(r + \frac{\sigma_{A}^{2}}{2}\right) \cdot T}{\sigma_{A} \cdot \sqrt{T}}$$

$$d_{2} = \frac{\operatorname{Ln}\left(\frac{V^{A}}{V^{D}}\right) + \left(r - \frac{\sigma_{A}^{2}}{2}\right) \cdot T}{\sigma_{A} \cdot \sqrt{T}} = d_{1} - \sigma_{A} \cdot \sqrt{T}$$

위의 옵션가격결정모형 식(A1)의 N(d2)는 미래 특정시점 이내에 기업이 도산할 확률가능성을 확률로 측정한 것으로 1년 이내의 부실확률과 $r=\mu$ 하면 d2는 t=1이므로 $\sigma A=\sigma VA/VA로 치환하면 다음과 같은 식이 된다.$

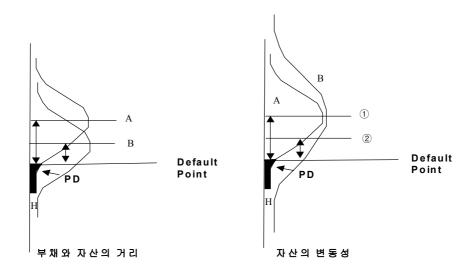
$$d_2 = \frac{\operatorname{Ln}(V^A/V^D)}{\sigma(V^A)/\mu(V^A)} \tag{A2}$$

DD모형은 기업의 부실확률을 위의 식(A2)로 측정하는 모형으로 아래와 같이 자산과 부채의 차이를 나타내는 부실이격도를 자산가치의 변동성(자산의 평균으로 scaling)으로 나누어 산출한 값으로 설명할 수 가 있다.

DD= [기업의 자산가치(Value of Asset)]-[부채의 장부가액(Default Point)] 자산가치의 변동성(Asset Volatility)

다시 말하면 <그림 예시>와 같이 자산가치와 부채와의 거리가 가까울수록, 자산가치의 변동성(σ:표준편차)이 클수록 부도의 가능성은 더욱 높아진다는 것이다.

<그림 예시> B기업이 A기업보다 부실위험이 높음



□ 장부가치DD(BSDD)

Merton의 접근법은 시장가치를 기반으로 하고 있어 상장된 기업에는 적합하나 비상장기업에는 적용할 수 가 없으므로 실무에서는 자산가치를 대차대조표상의총자산을 기준으로 하고 최근 4개년간의 총자산의 변동성을 기준으로 산출할 경우 다음과 같이 산출하며 이를 장부가치도를 의미한다.

$$d_2 = BSDD = \frac{\operatorname{Ln}\!\left(V_t^A / V_t^D\right)}{\sigma\!\left(V_{t,t-1,t-2,t-3}^A\right) / \mu\!\left(V_{t,t-1,t-2,t-3}^A\right)}$$
 여기서 V^A =총자사 V^D =총부채

BSDD값이 0 미만이면 기업의 자산가치가 부채의 장부가액에도 이르지 못한 것을 의미하므로 부실위험도가 매우 높은 기업으로 추정할 수 있다.

<예시> DD=0이면 기대부실확률(EDF)=1- N(0)=50% DD=1이면 EDF=1-N(1)=15.87% DD=-1이면 EDF=1-N(-1)=83.1%

□ 수익가치DD(ERDD)

수익가치 DD는 기업의 자산가치 개념을 수익성과 성장성 개념에서 파악하고자 "영업이익 對 이자비용"으로 보완하여 DD를 산출한 것이다

$$\mathit{ERDD} = \frac{\mu(\mathit{OI}_{t,t-1,t-2},_{t-3}) - \mu(\mathit{IE}_{t,t-1,t-2},_{t-3})}{\sigma(\mathit{OI}_{t,t-1,t-2},_{t-3})}$$

여기서 OI:영업이익 IE:이자비용

ERDD가 0 미만이면 영업이익으로 이자비용을 충당하지 못하고 있는 기업으로 부실위험도가 높은 기업으로 추정할 수 있다.

□ 현금흐름DD(CFDD)

CFDD는 기업가치를 영업활동을 통해 창출한 현금흐름의 개념에서 파악하고자 "영업현금자금 對 이자비용"으로 보완하여 DD를 산출한 것이다.

$$\mathit{CFDD} = \frac{\mu(\mathit{CFO}_{t,t-1,t-2},_{t-3}) - \mu(\mathit{IE}_{t,t-1,t-2},_{t-3})}{\sigma(\mathit{CFO}_{t,t-1,t-2},_{t-3})}$$

여기서 CFO:영업현금자금 (또는 영업현금흐름)

[부록 2] 생존분석기법 및 이산시간로짓모형 설명

생존분석기법은 생물학 및 의학 분야, 또는 기계의 신뢰성 분석과 같은 산업 공학 분야에서 활발히 연구되고 있는 기법인데, 2000년대 이후 사회과학분야에도 그 적용 범위를 확대하고 있다. 하나의 확률변수를 정의하기 위해서는 일반적으로 확률밀도함수를 이용하지만, 생존분석에서는 전통적으로 위험함수(hazard function)의 형태로 모형을 구성한다. 부도예측모형의 관점에서생존분석의 용어를 해석하자면, 위험함수란 특정 기업이 t시점까지 생존하였다는 조건 하에 짧은 시간 구간에서 도산(부도)이 관측될 확률을 의미하므로 일종의 순간부도위험(instantaneous default risk)으로 해석될 수 있다.

부도예측모형의 분석시작 시점을 t_0 , 기업의 부도발생 시점을 t 라고 할때 기간 $(t-t_0)$ 는 생존시간(T)으로 정의된다. 이때 기업이 특정시간 t 이상생존할 확률을 나타내는 생존함수(survival function) S(t)는 다음과 같은 형태로 표현된다.

$$S(t) = \operatorname{Prob}(T > t) = 1 - F(t)$$
 (식A3)

여기서 F(t)는 누적밀도함수이며 따라서 시간 t에서 확률밀도함수 f(t)는 누적밀도함수 F(t)의 미분점 $^{55)}$ 으로 f(t)=F'(t)=-S'(t)가 된다. 위험함수 h(t)는 t시점까지 생존했다는 조건하에서의 위험도로 다음과 같이 정의된다.

$$h(t) = \lim_{dt \to 0} \frac{P(t < T < t + dt \mid T > t)}{dt} = \frac{-S'(t)}{S(t)}$$
 (A)

55)
$$f(t) = \frac{d}{dt} F(t)$$

확률밀도함수 f(t)와 위험 함수h(t)는 모두 t시점의 순간적인 부도 발생위험도를 나타내지만 f(t)는 최초시점부터의 전체기업을 대상으로 한 위험도를 측정하는 반면 h(t)는 t까지 생존한 기업을 대상으로 한 위험도를 뜻한다. (식A4)의 위험함수는 특정 시점에 모든 기업에 공통적으로 미치는 위험의 크기를 의미하으로 기저위험(baseline hazard)이라고 불리운다. 그러나 개별기업마다 그 고유한 특성에 따라 실제로 나타나는 위험함수의 크기는 각기 다를수 있다. 이에 Cox(1972)는 시간에 따른 위험의 사전적인 확률분포를 가정하는 대신에 개별기업의 위험함수가 공변량에 따라 기저위험함수에 비례적으로 증가하는 비모수형56) 비례위험모형(PHM: proportional hazard model)을 제시하였다. 기업 i의 t시점에서의 개별 위험함수 $h_i(t)$ 는 다음과 같이 개별기업의 특성을 반영하는 공변량 벡터로 개별기업의 회계변수를 가정할 때 개별기업에 대한 위험함수는 기저위험함수와 공변량 벡터의 지수함수와의 곱으로 다음과 같이 표현된다.

$$h_i(t) = h_0(t) e^{\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k}$$
 (4) A5)

여기서 $h_0(t)$ 기저위험이며 $x_1, x_2, ..., x_k$ 는 개별위험함수에 영향을 주는 설명변수(회계변수)로서 생존분석에서는 소위 공변량(covariate)이라고 불린다. $\beta_1, \beta_2, ..., \beta_k$ 는 기본모형에서 회귀계수로 모형을 통해 추정해야 할 모수가 된다. 그리고 생존확률 S(t)와 위험 h(t)와의 관계는 다음과 같다.

$$S(t) = \exp(-\int_0^t h_j(t) dt) = \exp(-\int_0^t h_0(t) e^{x'\beta} dt)$$
 (4A6)

⁵⁶⁾ 계수 eta 를 추정하기 때문에 준 모수형(semi-parametric) 모델이라고 부른다.

그런데 Shumway(2001)는 시변공변량을 갖는 이산시간위험모형(discrete time hazard function)은 다기간로짓모형(multi-period logit model)과 동일한 우도함수 (likelihood function)를 갖는 다는 것을 증명하고 기업별로 다기간의 재무정보를 보유하고 있는 패널데이터를 사용하여 로짓분석을 통해 실행하였는데 이를 이산 시간로짓모형이라 하였으며 이는 본 연구의 (식3.1)과 동일하다.

$$\ln[h(t)/(1-h(t))] = \beta_0(t) + \sum \beta_i \cdot \sum VAR_i(t)$$
 (43.1)

여기서 h(t)는 기업 i의 순간위험율, $\beta_0(t)$ 는 모든 기업에 공통적으로 미치는 기저위험, β_j 는 개별기업의 특성을 반영하는 공변량 벡터, $VAR_j(t)$ 는 시점(t)에 따라 변하는 회계변수 i를 의미한다.

ABSTRACT

The Effects of Business Cycle on the Default Model for Unlisted SMEs in Korea

Kim, Sung Kyoo

Department of Accounting

The Graduate School of

Hanyang University

Directed by Prof. Yi, Hwa Deuk

The purpose of this study is to examine the effects of business cycle, which is a systematic risk factor influencing the credit rating of every obligor, on the default model that only uses the idiosyncratic risk factor of individual obligor. This thesis also intends to show the impacts of accounting variables on default risks are changed by four phases of business cycle(recovery/boom/slow down/recession).

Small and medium-sized enterprises(SMEs) are in general more vulnerable to business cycle than large corporates. Because of this volatile nature of SMEs, it is profitable to develop the default model for SMEs by using the business cycle variable. Moreover, many different modeling techniques exist to determine credit risk, but few attempts have devoted to credit risk assessment of SMEs, although SME exposures are relatively

important for Korean banks. For those reasons, data were extracted from the database of unlisted SMEs collected by Korea Credit Guarantee Fund(KODIT). The sample consists of 124,495 firm/years from 1995 to 2007, which covers four phases of the business cycle.

The main results of the empirical study are as follows;

First, the default model with business cycle variables did not improve in terms of the AUC(Area Under the ROC Curve), but unreasonable HR(hit ratio) and FAR(false alarm ratio) are released by incorporating business cycle variables.

Second, the empirical results of this study indicate the existence of accounting information that shows systematic difference in idiosyncratic risk factors explaining default rate according to the phase of business It is confirmed that in boom and slow down, the discriminant cvcle. power is generally lower than in recovery and recession and that stability and activity variables are not statistically significant. Especially in recession. financial stability and cash-flow useful accounting are information in default prediction, which is in line with previous studies.

These are several contribution of this study for accounting research and practitioners.

First, it implemented a systematic research by linking a systematic risk factor which is a macroeconomic variable in a default model, thereby making up for the weakness of existing default models that estimate credit risks from a microeconomic point of view.

Second, it suggested the usefulness of accounting information from the aspects of business cycle and default model. Preceding studies presented

difference in accounting information explaining the cause of default only in contraction and expansion phase. But this study has its meaning in that it showed accounting information useful for default prediction can change in four phases of a business cycle and can be implemented in the default model.

Third, it suggested a credit risk analysis scheme that estimates PD according to credit rating. With the implementation of Basel II standards, estimation of PD is not optional but compulsory for banks. While the previous research models that show the discriminant power of good / bad business enterprises have limitations in practical use, this study holds important implications practically and academically for validation of the default model from the aspects of stability and calibration.

Finally, it is worthwhile to note that the results of this study is based on the large sample composing of over 100,000 SMEs. The previous studies tend to have some fairly significant sampling bias, caused by using the small number of default and bankruptcy data. Therefore, this study is meaningful to captures the effects of business cycle on the credit risk as the default rate of SMEs is subject to wide fluctuations by business cycle.