

거시경제변수를 통한 신용위험의 동태적 특성에 관한 연구

장 영 민 (신용보증기금) *
변 재 권 (전북대학교)

< 요약 >

신용위험이 경기변동과 동태적 인과관계를 갖는다는 증거들은 다수의 문헌에서 확인해 주고 있다. 그래서 기업의 재무정보에 의존하는 기존의 정태적 신용위험 모형만으로는 경제환경의 변화에 따른 위험의 변동을 모형에 반영하기 쉽지 않다. 이에 본 연구는 경기변동과 신용위험의 관계를 거시적 관점에서 살펴본 후 기업고유의 위험요인과 체계적 위험요인을 포함하는 확률효과프로빗모형을 통해 신용위험의 결정요인을 분석하였다. 또한 Kaplan-Meier의 생존분석, Cox의 비례위험모형 등을 이용해 부도확률의 기업 존속기간에 대한 의존성을 검증하였다. 본 분석에서는 1997년부터 2006년까지 중소기업을 대상으로 하는 재무비율 등의 기업수준 변수와 주요 거시경제변수의 패널자료를 이용하였다.

본 연구에서 발견된 내용은 다음과 같이 요약된다. 첫째, 경제성장기의 GDP 및 대출 증가는 일정한 시차를 두고 부도와 비례적 관계에 있는 것으로 발견되어 경기순환의 최고점에서 신용위험이 가장 높다는 가설을 지지해 주고 있다. 둘째, 기업고유의 위험요인으로서 주요 재무비율들은 매우 유의적인 결정요인으로 나타난 반면에 거시경제 변수들은 일부 유의적이었으나 부도확률의 추정을 크게 개선시키지 않았다. 셋째, 기업규모가 클수록 기업의 운영기간이 장기일수록 담보력이 충분할수록 신용위험은 감소하는 결과가 나타나고 있다. 넷째, 기업은 창업 이후 약 4년에 이르러 부도율이 정점에 다다르고 이후 점차 감소하는 신용위험의 존속기간에 대한 비선형성의 증거가 발견되었다. 다섯째, 부도확률과 부도시점의 결정요인 간에는 차이가 있고 신생기업의 신용위험에 대해서는 거시경제변수보다 재무변수가 중요한 요인으로 나타나고 있다.

핵심단어: 신용위험, 거시경제변수, 재무비율, 확률효과프로빗모형, 생존분석, Cox 비례위험모형

* 연락담당 저자. 주소: 서울시 마포구 공덕동 254-5, 신용보증기금 전문위원, 121-744;
E-mail: jangym@kodit.co.kr; Tel: 02)710-4894; Fax: 02)710-4790.

1. 서론

국제결제은행(BIS)의 금융기관에 대한 새로운 자본규약인 바젤 II가 시행되었다. 바젤 II의 핵심적 내용 중 하나는 금융기관이 최소요구 규제자본을 산출할 때 내부 등급법에 의해 신용위험을 측정할 수 있도록 허용한다는 것이다. 이에 따라 바젤 II 하에서 내부등급법을 이용하는 은행은 자체적으로 개발한 신용위험 모형을 운영할 수 있고 자기자본비율 산출시 차입자의 신용상태에 따라 부도확률을 차등적으로 적용할 수 있게 되었다. 이처럼 금융감독당국이 금융기관으로 하여금 신용위험 모형을 선택할 때 자유재량을 인정해 주고 있고, 학계에서도 신용위험에 대한 이론적 발전이 있었음에도 불구하고 실무적으로는 여전히 기업수준의 재무적 정보를 이용하는 조건부 부도확률 모형이 보편적으로 활용되고 있다.

사실 역사적으로 볼 때 기업의 재무제표에 기초한 재무적 정보에 중점을 두는 신용위험 모형은 Altman(1968) 등의 다변량 판별모형으로 거슬러 올라간다.¹⁾ 다변량 판별모형은 독립변수들이 다변량 정규분포를 따른다는 것과 부도 집단과 비부도 집단의 공분산행렬이 동일하다는 기본적 가정에 의존한다. 이에 반해 조건부 부도확률 모형은 판별모형의 제약적 가정과는 무관하게 기업의 부도 가능성을 확률로써 추정해 주기 때문에 위험의 상대적 서열에 따라 신용등급화 하기가 용이하여 기업의 신용평가시스템으로 널리 선호되고 있는 것이다.²⁾

그런데 이와 같은 실무적 적용의 용이성 등의 강점이 있음에도 불구하고 조건부 부도확률 모형은 크게 세 가지 관점에서 한계를 드러내고 있다. 첫째, 재무적 부도확률 모형은 이론적 배경이 취약하기 때문에 무수히 많은 실증적 연구가 진행되었어도 금융업계 실무자 및 학계에서 아직까지 이용되어야 할 재무비율에 대해 동의된 바가 없다. 물론 Merton(1974)이 옵션가격결정이론을 통한 신용위험 모형을 제시하였으나 동 모형은 주식가격과 같은 금융시장 정보를 이용할 수 없는 기업에게는 적용하기 어렵다. 따라서 신용위험 연구자들은 부도라는 희소한 사건을 다루다 보니 설령 유사한 모형을 추정하더라도 분석 자료의 수집 원천에 따라 상이한 분석결과가 초래된다.

1) 다변량 판별모형은 Altman(1968)의 Z-점수모형을 시초로 해서, Deakin(1972), Blum(1974), Altman et al.(1977), Dambolena and Khoury(1980), Taffler(1983), Laitinen(1992), 국내에 서는 정준수(1985), 김건우(1987) 등으로 전개되었다.

2) 조건부 부도확률 모형 중 로짓모형(logit model)은 부도확률분포를 로지스틱분포, 프로빗모형(probit model)은 표준누적정규분포를 가정한 것이다. Ohlson(1980)이 로짓모형을 부도예측에 최초로 이용한 이래로 Zavgren(1983), Keasey and Watson(1987), Lennox(1999), Bunn and Redwood(2003), Charitou et al.(2004), 전춘옥(1984), 남주하(1995), 장휘용(1998), 신동령(2005) 등으로 발전되어 왔다.

둘째, 전통적인 통계적 신용위험 모형은 불연속적인 횡단면 자료에 토대를 둔 정태적 모형으로 부도확률을 시간변화에 상관없이 상수로 가정한다. 특히 기업의 재무자료에 대한 시계열적 특성을 다루지 않기 때문에 기업이 부도에 이르는 경로를 무시하게 된다. 이로 인해 기업이 단지 일시적인 재무적 어려움에 처해 있는데도 불구하고 부도로 판명될 가능성이 있고 동일 기업의 다수의 재무제표에 적용하면 상반된 결과가 나타날 수 있다. 그래서 기업의 부도여부를 판별하거나 기업부도의 결정요인을 분석하는 경우에는 정태적 부도확률 모형으로도 충분하지만 기업의 부도시점이 언제인지에 대한 분석에서는 한계가 있다.

셋째, 신용위험이 경기변동과 관련되어 경기후퇴기(호황기)에 부도확률은 증가(감소)하는 실증적 증거들이 제시됨에도 불구하고 정태적 모형은 기업고유의 위험요인에 지나치게 의존적인 나머지 체계적 위험요인을 모형에 결합하는데 소홀한 경향이 있다. 특히 바젤 II의 시행 이후 경기변동에 따른 신용위험의 변동과 관련하여 경기순응성(procyclicality) 문제가 쟁점화 되고 있다. 경기순응성이란 금융기관이 경기후퇴기에 기업의 부도확률 증가에 따른 자기자본비율의 하락으로 말미암아 신용을 더욱 축소시키고 경기호황기에는 반대로 신용을 확대시킴으로써 경기변동의 완충 역할을 수행하기 보다는 오히려 경기변동을 증폭시키는 것을 의미한다. 이에 Borio et al.(2001), Pederzoli and Torricelli(2005) 등의 연구들에서는 경기 저점에서의 부도의 증가가 경기 고점에서의 신용팽창에 따른 위험의 실현으로 볼 수 있으므로 신용위험이 경기 고점에서 가장 크다는 매우 설득력있는 주장을 피력하고 있다.

따라서 본 연구에서는 거시경제변수를 이용하여 경기변동과 신용위험의 동태적 특성을 살펴보고 기업고유 위험요인과 더불어 체계적 위험요인으로서 거시경제변수가 신용위험 모형에서 갖는 유효성을 평가하기 위해 신용위험의 결정요인을 분석하는데 목적을 두고자 한다. 이를 위해 본 분석은 세 가지 측면에서 기존의 정태적 부도확률 모형과 차별화를 시도하였다. 첫째, 거시경제변수의 변동에 따른 부도확률의 동태적 특성을 분석하기 위해 1997년부터 2006년까지의 패널자료를 구성하고 확률효과프로빗모형(random effect probit model)을 추정하였다. 둘째, 기존 연구들이 부도 표본에 대응하는 비부도 표본을 선정함에 있어 과대 부도표본에 따른 분석결과의 편의를 줄이기 위해 다수의 중소기업을 대상으로 가급적 확률적 표본추출 방식에 의해 분석대상 기업을 선택하였다. 셋째, 신용위험이 기업의 존속기간(duration)에 의존한다는 증거들이 제시되고 있어 두 관계를 Cox의 비례위험모형(proportional hazard model) 등을 통해 검증하였다.

이에 본 연구를 다음과 같이 진행한다. 먼저 제2장에서 거시경제변수와 신용위험에

관한 선행연구 결과를 살펴본 후 제3장에서는 거시적 관점에서 교차상관 분석을 통해 거시경제변수와 신용위험과의 관계를 분석한다. 제4장에서는 신용위험의 결정요인에 대한 분석으로 분석방법 및 자료의 처리과정을 상술하고, 기초통계 분석, 프로빗 모형, Cox 모형 등의 추정결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 본 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

2. 관련 문헌 검토

신용위험이 경기변동과 관련되어 거시경제적 환경의 변화에 따라 부도확률이 변동한다는 실증적 증거는 다수의 연구에서 확인할 수 있다. Jónsson and Fridson(1996), Helwege and Kleiman(1997)은 투기등급 회사채의 부도율과 경기변동과의 관계를 분석한 결과 경제성장률과 부도율이 부(-)의 관계가 있음을 발견하였다. 신용등급과 경기변동과의 관계를 분석한 Nickell et al.(2000), Bangia et al.(2002)의 분석결과에서도 경기호황기에 비해 경기후퇴기에 신용등급이 더욱 하락하고 부도확률은 증가하는 것으로 나타났다.³⁾ 우리나라의 경우 김진우·이운석(2003), 조하현·이승국(2005)의 연구는 각각 어음부도율과 위험채권의 신용스프레드가 거시경제변수에 의해 설명되고 있음을 보여주었다.

앞서 언급한 바와 같이 경기후퇴기의 높은 부도율은 실제로 경기호황기에 수용된 위험이 실현된 것에 지나지 않기 때문에 경기순환의 최고점이 가장 위험하다는 가설은 Borio et al.(2001), Pederzoli and Torricelli(2005), Jiménez and Saurina(2006), Bonfim(2009) 등의 연구에서 뒷받침되고 있다. 그런데 Borio et al.(2001)은 경기순환 과정을 예측할 수 있는지의 여부에 따라 경기변동과 신용위험의 본질적 관계는 달라질 수 있다는 주장을 펴고 있다. 이에 대해 Pederzoli and Torricelli(2005 : 3123)는 경기순환이 일정한 주기를 갖는 것으로 보는 경기 예측적 관점(predictability view)에 따르면 경기후퇴(회복)국면이 예상될 때 신용위험은 증가(감소)하게 되고, 반면에 현재의 경제여건이 다음 경기순환의 최상의 예측이라는 확률보행 관점(random walk view)을 추종하면 측정된 위험이 측정된 시점의 경제조건을 반영한 것이 되어 신용위험이 경기후퇴기(호황기)에 증가(감소)하게 된다.

3) Nickell et al.(2000)은 1970년부터 1997년까지의 Moody's 자료를 이용해 경기순환국면을 고점, 저점, 일상으로 구분하고 거시경제 더미변수를 이용하여 서열화된(ordered) 프로빗모형으로 신용등급 전이확률을 추정하였다. 반면 Bangia et al.(2002)은 1981년부터 1998년까지의 S&P 자료를 이용해 경기순환을 고점, 저점으로 구분하여 분기별로 전이확률을 분석하였다.

이 문제를 실증적으로 검증하기 위해 Pederzoli and Torricelli(2005)는 경기 예측적 관점에 따라 금리 기간구조를 이용해 경기변동확률을 추정하고 바젤 II와 경기순응성의 관계를 분석하였다. Borio et al.(2001)의 이원화된 경제 상태별 부도확률을 적용하여 경기순환에 따른 최소 요구자본을 산출한 결과 경기 고점에서 산출된 요구자본이 장기 평균 부도확률로부터 계산된 요구자본보다 높게 추정되었다.

또한 Jiménez and Saurina(2006)는 1984년부터 2002년까지의 자료를 이용해서 동태적 패널모형을 추정한 결과 금융기관의 대출증가는 일정한 시차를 두고 부도를 증가시키는 비례적 관계가 있음을 발견하였다. 또한 금융기관은 경기호황기에 낙관적인 경제전망 하에서 대출에 대한 담보조건을 완화시키고 경기후퇴기에는 그 반대로 행동하는 것으로 분석되었다.⁴⁾ Bonfim(2009)은 1990년부터 2004년까지 거시경제변수와 대출연체의 원시자료로부터 주기적 구성요소를 추출한 후 교차상관 분석을 수행한 결과 GDP 주기의 고점은 2년의 시차를 두고 부도와 정(+)의 상관을 갖는 것으로 나타났고 확률효과프로빗모형에서도 거시경제변수가 부도예측에 유용한 변수임을 발견하였다. 요컨대 이러한 연구들은 신용위험이 경기 고점에서 형성되고 경기 저점에서 실현된다는 가설을 매우 강하게 지지해주고 있다.

우리나라의 자료를 이용하여 경기변동과 신용위험의 동태적 관계를 분석한 연구는 아직까지 찾아보기 쉽지 않다. 다만 중소기업의 패널자료를 이용한 유사연구로서 Sohn(2007)의 연구는 1997년부터 2002년까지의 신용보증 대출기업을 분석한 결과 재무적 요인이 비재무적 요인보다 유의적인 결정요인으로 나타났고 확률효과로짓모형이 고정효과모형보다 부도예측에 유용한 것으로 분석되었다. 그러나 기업의 운영기간과 기업규모 변수는 유의적인 결과를 보여주진 않았다.

한편, 최근의 일부 연구는 생존분석(survival analysis)에서 주로 활용되는 위험모형을 신용위험 분석에 활용하고 있다. 기업의 신용위험 분석에서 부도확률 모형에 비해 위험모형이 갖는 장점에 대해 Shumway(2001 : 102)는 위험모형이 부도에 이르는 시간을 종속변수로 이용하기 때문에 부도 이전에 점진적으로 악화되는 재무 상태를 모형화 할 수 있고, 거시경제변수를 결합하여 분석할 때도 위험모형이 더욱 유용하다고 본다. 이를 검증하기 위해 Shumway(2001)는 1962년부터 1992년까지의 자료를 통해 Altman(1968), Zmijewski(1984) 모형의 주요 변수들을 위험모형으로 추정한 결과 기업의 주식수익 정보가 부도예측에 유의적인 것으로 나타났고 위험모형이 부도예측도

4) 한편, 확률효과로짓모형은 재무적 변수를 이용하지 않고 차입기업의 산업 및 지역, 대출조건, 대출은행의 유형과 규모, 거시경제 더미변수, 대출증가율 등을 이용해서 추정한 결과 대출 후 2년, 3년, 4년에서 부도확률이 증가하였다.

형 보다 예측력에서 우수한 것으로 분석되었다. 추가적으로 신용위험의 기업의 존속 기간에 대한 의존성을 검증하기 위해 기업의 운영기간을 이용한 결과 동 변수는 부도확률과 부(-)의 관계를 보여주었으나 유의적이지 않았다.

또한 신용위험과 경기변동과의 관련성을 Cox의 비례위험모형으로 검증한 Carling et al.(2007)은 1994년부터 2000년까지 기업채무변수와 거시경제변수의 패널자료를 이용해서 분석하였고 그 결과 GDP갭, 금리 기간구조 등의 거시경제변수가 부도예측에 유의적인 요인임을 발견해 주고 있다. 그런데 신생기업의 신용위험모형에는 거시경제변수가 그리 유용한 것으로는 보이지 않는다. Bonfim(2009)은 1996년부터 2002년까지의 패널자료를 통해 Cox의 비례위험모형을 추정한 결과 Carling et al.(2007)의 결과와는 달리 신생기업에 대해서는 거시경제변수가 통계적으로 유의적이지 않았고 재무변수 중 총자산회전율이 부도시점 결정에 중요한 요인으로 나타났다.

특히, 중소기업에 대해 Cox 모형을 적용한 연구들은 기업규모가 영세할수록 부도확률이 시간 변화에 대해 더욱 가변적인 증거를 제시하고 있다. 대표적으로 Glennon and Nigro(2002)의 연구는 1983년부터 1998년까지의 미국 SBA(Small Business Administration)의 신용보증부 대출기업 표본을 이용한 결과 소기업일수록 부도확률이 더욱 변동적인 것으로 나타났고, 대출만기가 장기적일수록 경기변동과 더욱 밀접히 관련됨을 발견하였다. 아울러 기업의 운영기간과 산업유형이 유의적인 요인으로 분석되고 있다. 이와 유사한 결과는 Agarwal et al.(2005)에서도 확인되고 있다. 동 연구에서는 2001년 1월부터 2002년 8월까지 소기업 대출의 패널자료를 이용했을 때 기업규모가 작을수록 차입자의 개인적인 정보가 기업수준의 정보보다 부도예측에 더욱 유용하였고, 담보력이 부족하고 운영기간이 단기일수록 부도위험이 증가하는 것으로 분석되었다.

우리나라의 경우에는 이상호(1998), 이병기(2003)의 연구가 위험모형을 신용위험 분석에 이용한 대표적인 연구물이다. 이상호(1998)의 연구는 기업 재무정보에 중점을 두고 분석한 반면 이병기(2003)는 산업특성 및 경기변동 변수를 고려하였다는 점에서 차이가 있다. 이병기(2003)는 1984년부터 1994년까지 창업기업을 대상으로 Kaplan-Meier 생존함수를 추정한 결과 창업 이후 3년에서 부도율이 가장 높았고, Cox 모형을 추정했을 때 기업규모와 부도확률 간의 반비례적 관계가 발견되고 있다. 그러나 경기변동의 대용변수인 경제성장률은 통계적으로 유의적이지 않았다.

요컨대 신용위험의 실증적 연구들이 거시경제변수와 신용위험의 관련성을 분석하고는 있지만 거시경제변수가 항상 만족할만한 결과를 보여주는 것은 아니다. 또한 기업의 존속기간, 기업규모와 신용위험의 관련성을 분석한 실증연구 결과도 아직까지 일

치된 결론에는 이르지 못하고 있는 실정이다. 따라서 이후의 분석에서는 국내의 자료를 이용하여 거시경제변수와 신용위험의 동태적 관계를 규명함과 동시에 신용위험이 기업의 존속기간에 의존하는 현상이 국내에서도 나타나는지 실증적으로 분석해 본다.

3. 거시경제변수와 신용위험

3.1 분석자료 및 분석방법

본 분석에서는 Bonfim(2009)의 실증연구에 기초하여 경기변동과 신용위험과의 관계를 거시적 관점에서 살펴본다. Bonfim은 경기변동 요인으로 거시경제변수와 금융시장변수, 신용위험의 대응변수로서 대출연체금액 자료를 이용한다. 대다수 외국의 정태적 신용위험 모형은 파산기업을 대상으로 분석하는 것이 보통인데 신용사건을 파산으로만 한정하게 되면 분석대상 기간에서 파산과 비파산을 이원적으로 명확히 분류할 수 있는 장점이 있는 반면 기업의 재무적 부실화 과정을 고려하기 어려운 한계가 있다. 일부 연구들은 재무적 곤경(financial distress) 등을 부실로 정의하면서 파산모형의 한계를 극복하려 시도하지만 그러한 정의들은 본질적으로 자의적이라고 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 연구자에 의한 임의적인 신용위험 정의의 선택이 일정 부분 허용될 수밖에 없는 이유는 기업의 파산이 흔하게 관측되는 경제적 사건도 아니고 신용자료의 수집도 결코 용이하지 않기 때문으로 보인다. 대기업 뿐만 아니라 중소기업의 신용위험 분석도 그러한 문제에서 자유로울 수가 없다. 따라서 국내외 신용위험 분석에서 부도자료의 수집원천에 따라 부도의 정의가 연구마다 다른 한계는 일정 부분 용인될 수밖에 없다.

본 실증연구에서는 중소기업의 신용위험을 분석하기 위해 신용보증기금의 부실기업 자료를 활용한다. 신용보증기금은 신용이 열악한 중소기업이 금융기관으로부터 대출을 받을 때 보증을 통한 신용보강을 해주는 공적 기관으로 중소기업에 대한 신용조사 정보를 보유하고 있다. 경기변동과 중소기업 신용위험의 동태적 관계를 분석하고자 하는 목적에 비추어 신용보증기금의 중소기업 부실자료를 이용하는 것은 적절하다고 판단된다. 신용보증기금은 원금 또는 이자 채무불이행 기업, 전국은행연합회 신용정보관리규약에 따른 연체·부도 등 신용관리정보에 등록된 기업, 파산 및 회생절차 진행 기업, 3개월 이상 휴업중이거나 폐업한 기업 등을 부실기업으로 규정하고 있다. 따라서 해당 사유로 인해 부실 처리된 기업의 분기별 신용부실금액을 신용위험의 대

용치로 이용하였다.

거시경제변수 및 금융시장변수는 국민소득계정, 대출금액, 금리, 종합주가지수, 환율, 실업률, 등을 이용하였다. 분석변수들은 1990년 1사분기부터 2008년 4사분기까지의 분기별 자료이며, 모든 원시자료는 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추세를 제거하고 추출된 주기적 구성요소를 이용해 교차상관분석을 수행하였다.

3.2 분석결과

중소기업 신용부실금액과 거시경제변수간의 교차상관 분석결과는 <표 1>에 제시하였다. 표는 분석변수들의 부실금액에 대한 교차상관계수를 나타내며 가장 높은 상관계수는 음영으로 처리하였다. 먼저 실질GDP와 부실과의 관계를 살펴보면 t-1 시점의 부실과 t 시점의 GDP가 높은 부(-)의 상관을 갖는 것으로 나타났다. 특히 t-5 ~ t-1 시점의 부실과 t 시점의 GDP간에는 모두 부의 상관을 보여주고 있다. 이와 같은 결과는 부도가 증가하는 시기 이후에 산출량의 감소가 실질GDP에 반영되는 것으로 판단된다. 또한 t 시점 GDP와 t+5 시점 부실 간에 높은 정(+)의 관계가 나타나고 있는데 이는 경제 성장기 이후 1년이 지나서는 부실의 증가 시기가 뒤따르는 것으로 보인다. Pederzoli and Torricelli(2005), Bonfim(2009)의 연구결과와 마찬가지로 본 분석결과는 신용위험이 경기 고점에서 형성되고 경기 저점에서는 실현된다는 가설을 지지해주고 있다. 그리고 GDP의 구성요소와 신용위험과의 관계는 정부지출을 제외하고 신용위험이 거시지표에 대해 강한 선행적 상관을 보여준다. 특히 소비지출 그중에서도 민간소비지출과 투자의 대응변수인 총고정자본형성이 GDP의 특성과 매우 유사한 것으로 나타났다. 반면 t 시점 정부지출의 증가는 t+6 시점의 부실과 높은 정의 상관을 보여주고 있다. 대외부문에서 기업부실은 수출과의 관련성이 적고 수입과는 높은 동일시점 상관을 갖는 것으로 나타나고 있는데 이는 신용상(2006)의 연구에서도 지적하였듯이 우리나라의 중소기업이 대기업에 비해 상대적으로 내수를 기반으로 한다는 점이 반영된 결과로 보인다.

은행대출과 부실과의 관계를 살펴보면 가계대출을 예외로 하고 t-4 시점의 부실과 t 시점의 은행대출이 부(-)의 상관을 보여주었다.⁵⁾ 기업 부실이 증가하는 시기에는 금융기관이 엄격한 대출 심사기준을 적용함으로써 1년 뒤의 신용축소를 야기하는 것

5) t 시점의 가계대출은 t-2 시점의 부실과 정(+)의 상관관계가 나타나고 있다. 이는 기업부도가 증가하는 시기에는 기업대출을 가계대출로 전환시키는 것으로 기업대출과 가계대출간의 대체관계가 있는 것으로 보인다.

<표 1> 거시경제변수와 신용부실금액의 교차상관 분석결과

이 분석에서 이용된 국민소득계정은 실질 계절조정자료, 대출은 예금은행대출 분기말 잔액, 기업대출 및 가계대출은 1998년 3사분기 이후 자료, 환율은 원/달러 기준환율로 분기 평균 환율, 인플레이션은 소비자물가지수, 실업률은 1999년 3사분기 이후의 계절조정자료, 대출금리는 예금은행 가중평균 대출금리로 1996년 1사분기 이후 자료, 시장금리중 국고채금리는 국고채 3년 물로서 1995년 2사분기 이후 자료, 회사채금리는 BBB-등급 장외 3년물 회사채 금리로서 2000년 4사분기 이후의 자료, 종합주가지수는 분기 평균 지수로서 1993년 1사분기 이후의 자료를 각각 이용하였고, Hodrick-Prescott 필터의 평활화 상수는 1600이다. 그리고 분석변수들의 원시 자료의 기술통계량은 <부표 5>에 표시되어 있다.

변수 ^(주)	신 용 부 실 금 액																
	t-8	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6	t+7	t+8
GDP	.27	.18	.03	-.16	-.37	-.55	-.67	-.70	-.66	-.27	.07	.35	.47	.49	.42	.33	.25
국 민 소 득 계 정																	
소비지출	.12	.08	-.03	-.20	-.38	-.55	-.66	-.74	-.69	-.36	-.01	.30	.48	.55	.51	.45	.36
정부지출	-.30	-.18	-.06	-.02	-.03	-.06	-.10	-.14	-.10	-.06	.09	.18	.34	.49	.55	.50	.36
민간지출	.14	.09	-.03	-.20	-.39	-.56	-.67	-.74	-.70	-.37	-.02	.30	.47	.53	.49	.43	.34
총고정자본형성	.24	.12	-.04	-.22	-.41	-.56	-.66	-.68	-.58	-.25	.08	.34	.47	.54	.53	.45	.34
수출	.42	.30	.19	.08	-.04	-.09	-.08	-.03	-.03	.12	.15	.12	.04	-.08	-.18	-.24	-.24
수입	.43	.35	.18	-.02	-.23	-.40	-.52	-.59	-.62	-.32	-.04	.22	.38	.39	.37	.29	.18
대 출																	
은행대출	-.16	-.23	-.32	-.40	-.44	-.40	-.31	-.14	.07	.26	.39	.42	.42	.37	.29	.18	.09
기업대출	-.09	-.18	-.26	-.33	-.35	-.26	-.14	-.03	.13	.23	.27	.25	.22	.20	.13	.06	.01
가계대출	-.38	-.20	-.10	.01	.11	.28	.44	.40	.32	.21	.17	.14	.19	.19	.19	.15	.13
기 타 변 수																	
경기동행지수	.26	.18	.04	-.14	-.37	-.57	-.71	-.75	-.69	-.33	.02	.31	.45	.48	.42	.34	.27
인플레이션	-.40	-.35	-.24	-.10	.06	.29	.49	.66	.71	.57	.30	.00	-.21	-.29	-.26	-.23	-.20
환율	-.43	-.40	-.28	-.12	.05	.22	.37	.56	.76	.58	.31	.00	-.23	-.34	-.35	-.31	-.24
실업률	.26	.28	.20	.23	.30	.37	.39	.32	-.01	-.10	-.18	-.21	-.21	-.15	-.29	-.33	-.38
금 리																	
예금은행	-.30	-.38	-.39	-.33	-.20	.04	.38	.73	.92	.76	.44	.06	-.22	-.40	-.46	-.43	-.34
기업대출	-.31	-.40	-.41	-.35	-.22	.02	.36	.72	.93	.79	.47	.09	-.20	-.39	-.45	-.42	-.34
가계대출	-.18	-.27	-.29	-.24	-.10	.14	.46	.76	.86	.65	.30	-.06	-.32	-.46	-.49	-.45	-.34
국고채	.07	-.01	-.12	-.33	-.50	-.50	-.16	.35	.71	.81	.62	.34	.06	-.12	-.28	-.39	-.42
회사채	-.23	-.27	-.24	-.17	-.04	.06	.10	.04	.12	-.03	-.07	-.06	-.05	-.04	-.06	-.07	-.05
종합주가지수	.43	.51	.52	.40	.14	-.19	-.44	-.57	-.67	-.52	-.29	-.13	.01	.07	.06	.06	.08

(주) 1. 음영은 상관계수가 가장 높게 나타나는 시차를 의미.

으로 판단된다. 또한 t 시점의 은행대출과 t+4 시점의 부실이 정(+)의 관계를 시험하고 있다. 이는 경기회복 국면에서 낙관적인 신용전망에 따라 은행의 대출확대를 이끌고 이것이 향후 1년 뒤의 부실을 증가시키는 것으로 볼 수 있다. 즉, 특정 시점의 부

실증가는 그 이전 경기 고점에서의 대출증가에 따른 신용위험의 실현이라는 선행연구 결과와 일치된 결과가 우리나라 중소기업에 대해서도 발견되고 있다.

기타 거시경제변수 중 경기동행지수는 GDP와 매우 유사한 패턴을 보이고 있다. 반면 인플레이션과 환율은 강한 동일시점 정(+)의 상관관계를 시현하고 있다. t 시점의 부실과 $t+2$ 시점의 실업률이 정(+)의 상관을 보여주고 있는데 이는 부실의 증가가 2분기의 시차를 두고 실업율의 증가에 반영되는 것으로 보여진다. 대출금리 또한 매우 높은 동일시점 정(+)의 상관을 보여주고 있다. 그런데 Bonfim(2009)의 연구에서는 금리의 상승이 기업의 부실을 선행하여 $t+4$ 시점의 부실과 높은 상관을 갖는 것으로 나타나는데 반해 본 분석결과에서는 금리의 상승이 동일시점에 높은 부도를 가져오고 이후 2분기까지 부도의 증가가 뒤따르지만 3분기 이후에는 오히려 부실이 감소하는 것으로 보인다. 이러한 결과로 미루어 볼 때 선행연구에서와 같이 경기호황기의 금리 상승이 부실의 증가를 선행한다기 보다는 우리나라 중소기업의 경우 높은 차입 의존도로 인해 금리상승이 이자 부담을 가중시켜 부도로 이어질 수 있는 것으로 보인다. 한편, 시장금리 중 국고채 금리는 대출금리와 유사한 결과를 보여주지만 국고채 금리가 예금은행 금리보다 부실을 1분기 선행하는 것으로 나타났다. 종합주가지수는 동일시점에 부실과 높은 부(-)의 상관을 시현하고 있다.

4. 신용위험의 결정요인 분석

재무적 변수를 이용한 신용위험의 실증연구들은 조건부 부도확률 모형을 보편적으로 활용하고 있다. 조건부 부도확률 모형은 기업의 부도경로를 부도와 비부도의 이원적 사건으로 가정하고 개별기업의 부도를 확률변수로 모형화한다. 본 연구에서는 경기변동에 따른 위험의 가변성을 분석하기 위해 기업 고유위험 변수와 거시경제변수의 패널자료를 구성해 프로빗모형을 추정하고자 한다. 프로빗모형은 신용위험의 결정요인을 분석하는데 유용하고 독립변수들의 값이 주어졌을 때 기업의 부도를 판별하는데 강점이 있는 분석방법이다. 그러나 프로빗모형은 부도의 발생시점이 언제인지에 대해서는 정보를 제공해주지 못한다. 앞선 선행연구의 검토에서 살펴보았듯이 신용위험이 기업의 존속기간에 영향을 받는다는 실증적 증거들이 제시되고 있다. 특히 Glennon and Nigro(2002), Agarwal et al.(2005)의 중소기업에 대한 연구는 기업의 운영기간과 부도위험이 반비례적 관계가 있음을 밝혀주었다. 물론 프로빗모형에 기업의 운영기간을 독립변수로 포함시킴으로써 존속기간의 신용위험에 대한 영향을 통제

할 수 있지만 다른 한편으로 부도발생까지의 기간을 종속변수로 직접 모형화하는 위험모형을 통해서도 분석이 가능하다. 따라서 본 분석에서는 추가적으로 Cox의 비례 위험모형을 통해 기업 존속기간의 결정요인을 규명하고자 한다.

4.1 분석방법론

본 분석은 Bernhardsen(2001), Rosch(2003), Bonfim(2009)의 실증연구에 기초하여 확률효과프로빗모형을 기본 분석모형으로 설정한다. 확률효과프로빗모형은 다수의 횡단면자료를 포함하는 패널자료의 분석에 유용한 방법이다. 이 모형은 특정시점에 부도 또는 비부도로 관측되는 사건을 아래와 같이 비관측변수 y_{it}^* 로 정의한다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & , y_{it}^* > 0 \\ 0 & , y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

여기서, y_{it} 는 만일 $y_{it}^* > 0$ 이면 부도(1), $y_{it}^* \leq 0$ 이면 비부도(0)를 나타내는 지시 함수, y_{it}^* 는 비관측변수이다.

본 분석에서는 비관측변수 y_{it}^* 를 거시경제변수와 기업특성변수의 함수식으로 다음과 같이 설정한다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta M_t + \gamma Z_{it} + u_{it} \quad , i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

여기서, α 는 상수항, β, γ 는 파라미터 벡터, M 는 거시경제변수 벡터, Z 는 기업특성 변수 벡터, u_{it} 는 오차항, i 는 횡단면의 수, t 는 시계열의 개수이다.

종속변수 y_{it}^* 는 부도확률을 의미하고 거시경제변수 M_t 는 모든 기업에게 동일하게 영향을 미치는 체계적 위험요인이며 Z_{it} 는 개별 기업의 고유위험을 나타내는 요인이다. 확률효과모형은 개별기업의 행태적 차이를 설명하기 위해 오차항을 다음과 같이 분리한다.

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad , \quad \mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2), \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3)$$

$$\begin{aligned} E(\mu_i \varepsilon_{it}) &= E(\mu_i M_t) = E(\mu_i Z_{it}) = \\ E(\varepsilon_{it} M_t) &= E(\varepsilon_{it} Z_{it}) = E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{i\tau}) = 0 \quad , \tau = 1, \dots, T \quad t \neq \tau \end{aligned}$$

여기서, μ_i 는 개별 패널별 확률 오차항, ε_{it} 는 확률 오차항, E 는 기대치 연산자이다.

식 (3)에서 확률 오차항 ε_{it} 가 표준정규분포를 따르는 것으로 가정한 후 식 (2)를 추정하면 확률효과프로빗모형은 아래와 같이 유도된다.

$$\begin{aligned} \Pr(y_{it} = 1 | M_t, Z_{it}) &= \Pr(\alpha + \beta M_t + \gamma Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} > 0 | M_t, Z_{it}) \quad (4) \\ &= \Pr(\varepsilon_{it} > -(\hat{\alpha} + \beta M_t + \gamma Z_{it}) | M_t, Z_{it}) \\ &= F(\hat{\alpha} + \beta M_t + \gamma Z_{it}) \\ &= \Phi(\hat{\alpha} + \beta M_t + \gamma Z_{it}) \end{aligned}$$

여기서, $\hat{\alpha}$ 는 상수항 α 와 개별 패널별 확률 오차항 μ_i 의 합, $F(\cdot)$ 는 표준정규확률밀도함수, $\Phi(\cdot)$ 은 표준정규분포함수이다.

이때 확률효과가 존재하는지 여부는 오차항의 충분산 대비 패널수준의 분산을 ρ 로 정의하고($\rho = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2)$), ρ 가 0인지 여부를 검증함으로써 가능하다. 만일 ρ 가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하면 풀링된(pooled) 프로빗모형이 적절하다.

한편, 기업의 존속기간의 결정요인을 추정하는 Cox의 비례위험모형은 다음과 같이 유도할 수 있다. 먼저 기업의 부도시점까지의 기간 T 를 불연속적 확률변수로 가정하면 $k-1$ 시점까지 생존 조건부 k 시점의 부도확률(hazard rate)은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\Pr(T = k | T > k-1) \quad (5)$$

여기서, k 는 양의 정수이다.

만일 모든 k, l 에 대해 $\Pr(T = k | T > k-1) = \Pr(T = k+l | T > k-1+l)$ 이 성립하면 부도확률은 시간의 변화에 상관없이 상수일 것이다. 그러나 기업의 신용위험은 시간변화에 따라 변동하기 때문에 $k = 1, \dots, K$ 에 대해서 식 (5)를 추정할 필요가 있다. 이때 확률효과 프로빗모형에서와 마찬가지로 기업의 부도확률이 기업 고유위험요인을 나타내는 기업특성변수 Z_{it} 와 거시경제변수 M_t 에 의해 영향을 받는다고 가정하면 조건부 부도확률은 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Pr(T = k | T > k - 1, M_t, Z_{it}) \quad (6)$$

Cox 모형은 위험요인 M_t, Z_{it} 변수와 부도확률 식 (5)간에 비례관계를 가정하기 때문에 식 (6)을 아래의 식 (7)과 같이 표현할 수 있다.

$$h(k) = h_0(k) \exp[f(M_t, Z_{it}; \beta, \gamma)] \quad (7)$$

여기서, $h(k) = \Pr(T = k | T > k - 1, M_t, Z_{it})$, $h_0(k) = \Pr(T = k | T > k - 1)$, β, γ 는 각각 거시경제변수와 기업특성변수의 파라미터이다.

Cox 모형 식 (7)에서 $h_0(k)$ 는 기저위험(baseline hazard)으로 모든 기업에 대해 공통적으로 적용되므로 개별기업의 신용위험 $h(k)$ 는 $f(\cdot)$ 의 비례함수이다. 즉, 부도확률이 M_t, Z_{it} 의 값에 따라 지수적으로 증감한다. Cox 모형은 기저위험에 대해 어떤 분포도 가정하지 않기 때문에 부분적으로는 비모수적 방법론에 속한다. 그래서 기저위험이 특정한 분포함수를 갖는다고 가정하면 모수적 위험모형을 추정할 수 있다. 본 분석에서는 기준위험의 분포함수 형태에 대한 가정을 달리하여 추정한 결과를 Cox 모형과 비교해 본다.

4.2 분석자료

신용위험의 결정요인 분석은 1990년부터 2006년까지 신용보증기금과 한국기업데이터(주)에서 조사된 기업 재무자료를 이용하였다. 신용보증기금은 중소기업의 신용심사를 통한 보증업무에 종사하고, 한국기업데이터(주)는 신용정보업을 주업으로 하는 기관으로 방대한 양의 중소기업 재무자료를 축적하고 있다. 동 기간 동안 조사된 개별 재무제표를 포함한 조사자료는 총 2,107,669개로 이중 신용보증기금이 1,517,623개, 한국기업데이터가 590,046개를 차지하였다.⁶⁾ 이중 결산일이 12월31일이 아닌 자료와 재무제표의 신빙성이 의심되는 관측치를 제거한 결과 104,718개 기업의 426,750개 신용조사 자료가 선정되었고 이 표본을 분석대상 기본 표본으로 정하였다.⁷⁾

6) 한국기업데이터의 재무제표자료가 신용보증기금과 중복된 자료를 포함하고 있는 경우 신용보증기금의 자료를 우선 선택하였다.

7) 중소기업의 재무제표 중에서 대차대조표의 차변과 대변이 일치하지 않는 경우, 총자본 또는 매출액이 음수인 경우, 법인기업으로서 자본금이 0인 경우 등은 자료의 신빙성이 떨어지는 것으로 판단하여 표본에서 제외하였다.

우선 확률효과 프로빗모형을 이용한 분석은 1997년부터 2006년까지를 분석 대상 기간으로 선정하였다. 10년의 기간을 특별히 선택한 이유는 동 기간이 1997년 IMF 외환위기와 2003년 신용위기 기간을 포함함으로써 경기부침에 따른 재무 건전성의 변동을 모형에 반영할 수 있기 때문이다. 그리고 재무제표 상의 총자산이 2억원 미만인 기업과 연간 매출액이 600억원을 초과하는 기업은 표본에서 제외하였다. 그 이유는 기업규모가 영세 할수록 기업정보보다 대표자의 개인적 정보가 부도예측에 유용하다는 선행연구 결과에 기초하여 자산규모 2억원을 표본선택 기준으로 정하였고, 바젤 II의 중소기업 신용위험 측정기준 하에서 우리나라 금융감독원은 연간 매출액 600억원 이하의 기업을 중소기업의 분류기준으로 규정하고 있어 그 기준을 충족한 기업만을 표본으로 선정하였다.⁸⁾ 이와 같은 자료의 처리절차를 거쳐 1차 표집된 기본 표본 자료 중 분석대상 기간에 해당되는 표본은 103,786개 기업의 404,364개 재무자료가 남았다.

이때 부도기업은 제3장의 거시경제변수와 신용위험과의 관계에서 정의된 부도 정의에 덧붙여 기술보증기금의 부실 또는 대위변제기업, 신용보증재단의 대위변제기업으로 등록된 사실이 있는 기업을 부도기업으로 포함시켰다. 본 부도정의 하에서 표본 중 11,637개 업체가 부도를 경험한 것으로 나타났다. 그런데 부도기업 중에는 부도 이후 부도사실이 해제되지 않고 연속적으로 부도상태에 머물러있는 기업들이 일부 존재하고 있다. 이에 연속된 2개년도 이상 부도상태에 있는 938개 기업은 제거하였고, 분석기간 두 번 이상 부도상태에 있으나 연속연도가 아닌 92개 기업은 표본에 남겨두었다.⁹⁾ 또한 기업형태가 법인기업이면서 제조업을 대상으로 하며, 재무자료가 연도별로 비연속적인 기업은 표본에서 제외하였다.¹⁰⁾ 이렇게 해서 24,764개 업체, 111,403개의 자료가 최종 분석 표본으로 선택되었고, 이중 부도기업은 3,483개, 비부도 기업은 21,281개이다.¹¹⁾

또한, Cox의 비례위험모형을 이용한 신용위험 분석을 위해서 추가적인 표본을 구

8) Agarwal et al.(2005)은 2000년 1월부터 2002년 8월까지 31,000개 소기업 자료를 이용해 Cox 모형을 추정한 결과 총자산이 10만 달러 미만의 영세 소기업은 대표자(차입자)의 신용점수가 기업정보보다 부도 예측에 더욱 유용함을 보여주었다.

9) 연속연도 부도기업에 대한 처리는 Bonfim(2009)의 자료 처리에 따른 것으로 2번 부도상태에 있는 기업이라도 연속 연도가 아닌 기업은 부도상태로의 전이를 평가하기 위해 표본에 포함하였다.

10) 개인기업으로 108,594개, 8차 개정 표준산업분류기준 D코드가 아닌 기업으로 157,072개, 연속연도의 재무정보가 없는 기업으로 5,052개 기업(부도기업 370개 포함) 23,018개, 총 288,684개 재무자료가 제거되었다.

11) 재무제표 기준의 부도 관측치는 3,517개, 비부도 재무제표는 107,886개로 부도율은 약 3.2%이다.

성하였다. 프로빗모형의 추정에 이용된 표본으로 위험모형을 추정하면 자료의 좌측시차절단(left-censoring)의 문제가 발생한다. 대부분의 기업이 1997년 이전부터 존속하고 있기 때문에 실제 기업의 위험노출기간은 분석기간보다 길어진다. 따라서 자료 절단문제가 없는 창업기업의 표본을 이용하여 Cox 모형을 추정하였다. 그런데 제조업을 대상으로 창업기업의 표본을 추출하다보니 표본의 수 특히 부도 관측치가 매우 적은 문제가 발생하였다. 이에 창업기업의 Cox모형 분석에 한해서 전체 업종을 대상으로 선정된 표본을 이용하였다. 이때 창업기업은 창업일자 기준으로 창업 후 1년 미만인 기업으로 정의하였고 2000년에 창업한 227개 기업의 1,265개 자료를 최종 분석 자료로 선정하였다.¹²⁾

4.3 기초분석 및 분석변수 선택

4.3.1 기초통계 및 T-검증

기업의 부실 과정에 대한 경제적 이론의 결핍은 부실에 영향을 미치는 변수선택을 어렵게 한다.¹³⁾ Chen and Shimerda(1981), Dimitras et al(1996), Kumar and Ravi(2007)는 기업 재무자료를 이용한 신용위험의 문헌연구를 통해 주요 재무비율을 체계적으로 정리하고 있다. 특히 Dimitras et al.(1996)은 1932년부터 1994년까지 간행된 학술논문 47개를 분석하고 모형 추정에 총 4회이상 이용된 재무비율을 국가별로 비교한 바 있다. 이에 본 분석은 국내 6개 선행연구 중 2개 이상의 연구에서 유의적으로 나타난 비율을 선택한 후 Dimitras et al.(1996)의 표에 삽입하였고 그 결과는 <부표 1>에 제시하였다.

<부표 1>에 나타난 바와 같이 외국의 경우에는 유동성과 수익성 변수가 중요한 신용위험의 결정요인으로 나타나는 반면에 우리나라는 부채비율 등의 재무적 안정성 비율들이 상대적으로 중요하게 부각되고 있다. 이와 같은 분석결과의 차이가 이용된 표본과 분석방법의 차이에 따른 결과임을 간과해서는 아니 되지만 중요한 것은 우리 기업들이 과도한 차입에 의존하는 경영관행에 익숙해있다는 점이 그와 같은 결과를

12) 2000년 신생기업은 228개 기업의 1,271개 조사자료가 해당되었으나 1개 업체가 연속기간 부도상태에 있어 1개 기업을 분석대상에서 제거하였다.

13) 대부분의 선행 연구들은 많은 수의 재무비율 중에서 부도와 비부도간의 유의적 차이를 나타내는 재무비율을 선별하고 변수소거법을 통해 모형을 선정한다. 그리고 미리 분류한 검증용 자료에 모형을 적합시키고 난후 추정모형의 유용성을 평가한다.

<표 2 > 부도 기업과 비부도 기업의 재무변수의 T-검증 결과

변 수 ¹⁾	T-검증 ²⁾			기 술 통 계 량							
	비부도	부도	t값 ³⁾	평균	표준 편차	중위수	최소값	최대값	왜도	첨도	
성장성	총자산증가율	20.4	19.0	1.77 *	20.3	41.6	9.8	-46.2	267.3	2.7	10.3
	매출액증가율	16.8	10.1	7.89 ***	16.6	45.0	8.9	-69.6	259.0	2.0	7.0
유동성	유동비율	169.3	159.9	1.48	169.0	319.2	115.2	18.1	6375.0	13.1	220.6
	당좌비율	131.4	116.0	3.65 ***	130.9	234.0	87.6	3.0	3837.5	10.4	140.4
	순운전자본비율	7.4	3.0	8.49 ***	7.2	27.1	7.6	-67.0	83.5	-0.1	0.1
수익성	자기자본순이익률	17.1	1.4	20.88 ***	16.6	38.3	13.4	-91.1	215.0	1.0	7.6
	총자산유보이익률	15.9	3.9	36.97 ***	15.5	18.6	13.8	-63.3	68.8	-0.3	3.2
	이자보상배율	6.9	2.5	21.92 ***	6.8	17.2	2.3	-10.6	95.7	4.3	18.6
	총자산순이익률	3.7	-0.4	27.27 ***	3.6	6.9	3.3	-27.2	31.0	-0.9	6.8
	총자산경상이익률	4.4	-0.1	28.95 ***	4.3	7.6	3.8	-27.4	33.2	-0.6	5.6
안정성	EBIT/총자산	0.07	0.04	21.62 ***	0.07	0.08	0.07	-0.3	0.37	-0.4	4.6
	자기자본비율	31.3	22.3	30.67 ***	31.0	17.6	28.7	-23.2	97.4	0.4	1.3
	부채비율	368.4	598.5	-20.14 ***	375.7	456.1	248.6	2.6	2425.4	3.3	11.0
	차입금의존도	39.9	50.0	-30.62 ***	40.2	20.0	41.4	0.0	89.5	-0.1	-0.5
	순금융비용부담률	2.1	3.6	-26.42 ***	2.1	2.5	1.6	-4.8	12.0	1.5	3.5
효율성	고정장기적합률	99.7	106.2	-3.57 ***	99.9	83.2	83.2	-58.6	534.3	2.5	9.2
	총자산회전율	1.7	1.4	17.91 ***	1.7	1.1	1.4	0.3	9.9	2.3	9.1
생산성	재고자산회전율	52.8	34.3	9.96 ***	52.2	139.4	14.6	1.2	1334.0	6.4	47.9
	부가가치율	26.7	24.1	9.72 ***	26.6	13.8	24.6	-0.9	84.7	1.1	2.2
기타	총자본투자효율	40.3	30.3	23.02 ***	40.0	28.1	34.0	-0.7	281.8	3.2	18.4
	운영기간(년)	9.3	7.8	16.10 ***	9.3	6.6	7.3	0.0	104.0	1.9	6.3
	총자산(억원)	52.8	45.0	6.27 ***	52.5	80.5	27.0	2.0	2093.0	4.9	44.9

- (주) 1. 재무비율의 산출 계산식은 <부표 2>에 표시하였음
 2. Welch의 T-검증을 이용하였고 Satterthwaite의 검증결과도 본 결과와 유사함
 3. 비부도기업과 부도기업의 평균적 차이가 없다는 귀무가설에 대한 양측검정 결과이고, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 의미

낮은 원인으로도 볼 수 있다.

이에 본 분석에서는 우선 선행연구 결과를 토대로 통계적으로 유의성이 인정되는 기본 재무변수들을 중심으로 T-검증을 수행하여 부도와 비부도 간의 재무비율이 평균적 차이가 있는지를 검증하였다. 그리고 재무비율 변수에서 흔하게 나타나는 다중

공선성을 식별하기 위해 변수간 상관관계를 살펴보고 나서 최종적으로 이용될 변수를 선택하였다. 재무변수 이외에도 기업의 운영기간과 기업규모가 기업부도에 미치는 영향에 대해 아직까지 일치된 결론에 이르지 못하고 있어 이의 검증을 위해 두 변수를 분석에 포함하였다.

기업특성변수의 기술통계량과 T-검증 결과는 <표 2>에 제시하였다. 재무비율 산출시 극단치의 처리(winsorizing)는 Bonfim(2009)의 자료처리 과정에 따라 99 백분위수 이상의 값은 99 백분위수 값으로 대체하고 1 백분위수 이하의 값은 1 백분위수 값으로 대체하였다. <표 2>를 통해서 볼 때 유동비율, 총자산증가율을 제외하고 전체적으로 비부도 기업과 부도 기업간 재무비율의 매우 유의적인 평균적 차이가 존재함을 확인할 수 있다. 특히 <부표 1>에서 제시되는 변수들의 대부분은 유의적이었고 무엇보다도 수익성 변수들과 안정성 변수들의 t값이 두드러지게 나타나고 있다. 이러한 결과로 미루어 보면 부도기업은 성장이 더디고 수익성 및 자산의 활용도가 좋지 않을 뿐만 아니라 부채금융 의존도가 높은 것으로 나타난다.

재무비율 이외에 기업 특성을 나타내는 운영기간을 분석했을 때 부도 기업군의 평균적 운영기간이 비부도 기업군의 평균적 운영기간보다 낮게 나타나고 있는 것으로 보아 기업의 존속기간과 부도확률간의 반비례 관계가 존재하는 것으로 판단된다. 이는 Shumway(2001), Glennon and Nigro(2002), Agarwal et al.(2005)의 실증결과와는 유사하고 Bonfim(2009)의 결과와는 상반된다. 총자산은 기업규모의 대리로서 일반적으로 이용되는데 부도기업의 기업규모가 비부도 기업에 비해 평균적으로 낮은 결과를 시현하고 있다. 제4장의 실증분석에서 자세히 분석하겠지만 본 T-검증 결과는 기업규모와 부도확률이 부(-)의 관계가 있는 것으로 보여진다.

또한, <표 2>의 기술통계량을 살펴보면 극단치를 조정했음에도 불구하고 재무비율들이 매우 극단적인 값들을 보여주고 있다. 이는 분석에 이용된 중소기업의 자산규모 범위가 매우 폭넓게 분포되는데 기인하는 것으로 보인다.

마지막으로 변수선택과정에서 재무변수 간에 다중공선성을 회피하기 위해 상관분석을 실시하였고 그 결과는 <부표 3>에 제시하였다. <부표 3>를 통해서 보면 동일 범주내의 재무비율간에는 상관이 높은 반면 범주간 재무비율들은 대체로 상관계수가 높지 않았다.

4.3.2 분석변수의 선택

T-검증결과 각 재무비율 범주별 높은 t값을 갖는 변수를 우선 선택기준으로 하고

선행연구 결과와 상관분석 결과를 종합해서 성장성, 유동성, 수익성, 안정성 항목을 중심으로 4개 변수를 기본 변수로 선택하였다. 그리고 효율성, 생산성, 담보, 투자율, 운영기간, 기업규모, 거시경제변수, 기타 더미변수들을 번갈아 투입하는 방식으로 신용위험의 결정요인을 분석한다.

신용위험의 결정요인을 분석하는 프로빗모형 식 (4)는 먼저 기업고유 위험요인의 신용위험에 대한 영향을 평가하기 위해 기업특성변수를 주요 독립변수로 하는 아래의 식 (8)을 기본 방정식으로 설정한다.

$$f(Z_{it}) = \alpha_i + \beta_1 Sale_{it} + \beta_2 Work_{it} + \beta_3 Earn_{it} + \beta_4 Solvency_{it} + \beta_5 Others_{it} + \beta_6 Dum_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

여기서, Sale은 매출액증가율, Work는 순운전자본비율, Earn은 EBIT/총자산, Solvency는 자기자본비율, Others는 총자산회전율, 총자본투자효율, 유형자산구성비율, 기업의 운영기간 등의 변수 벡터, Dum은 연도, 기업규모, 업종 더미변수 벡터를 의미이다.

매출액증가율은 기업 성장성의 대용변수로서 높은 매출성장세를 유지하는 기업은 부도확률이 낮을 것이므로 부(-)의 부호를 예상해 볼 수 있다. 보통 부실 가능성이 높은 기업일수록 유동자산이 감소되는 경향이 있고 단기채무를 감당하기 위해 단기차입을 증가시키는 경향이 있기 때문에 순운전자본비율은 신용위험과 부(-)의 관계를 보여줄 것이다. 기업 수익성의 악화는 단기적으로 유동성을 감소시키며 장기적으로는 재무 안정성을 약화시키는 원인이 되기 때문에 EBIT/총자산과 부도확률간에는 부(-)의 관계를 기대한다. 또한 자기자본비율이 높은 기업일수록 손실에 대한 완충능력이 높을 것이고 부도확률은 낮을 것이므로 자기자본비율은 부(-)의 부호를 보여줄 것이다. 총자산회전율은 투하된 총자산이 판매활동을 효율적으로 수행했는지 측정하는 지표로서 동 비율이 높을수록 부도확률은 낮을 것으로 기대한다. 투하자본의 경영성과에 대한 기여도를 측정하는 총자본투자효율은 부도확률과 역의 관계를 보여줄 것이다. 유형자산구성비율은 담보의 대용변수로 이용되는데 담보능력이 충분한 기업일수록 부도확률은 감소할 것으로 기대한다. 기업의 존속기간과 신용위험과의 관계는 아직까지 일치된 결론에는 이르지 못하고 있어 앞선 T-검증 결과에 기초하여 두 변수 모두 부(-)의 부호를 나타낼 것으로 가정한다. 그리고 기업규모와 신용위험과의 관계에 대해서도 Lennox(1999), Bhattacharjee et al.(2002), Bunn and Redwood(2003)의 연구는 기업규모와 부도확률이 부(-)의 관계가 있음을 발견한데

반해 Bonfim(2009)은 비록 유의적이지는 않았지만 정(+)의 관계로 분석되었다.¹⁴⁾ 본 분석에서는 T-검증에 토대를 두고 두 변수간 부(-)의 관계를 기대한다.

또한 기본 방정식의 주요 재무비율의 시차변수를 이용하여 부도확률을 추정하는 부도예측모형을 아래와 같이 설정한다.

$$g(Z_{i(t-k)}) = \alpha_i + \beta_1 Sale_{i(t-k)} + \beta_2 Work_{i(t-k)} + \beta_3 Earn_{i(t-k)} + \beta_4 Solvency_{i(t-k)} + \beta_5 Others_{i(t-k)} + \beta_6 Dum_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

여기서, 독립변수들은 식 (8)과 동일하고, 시차 $k = 1, 2, 3$ 으로 부도 1년전, 2년전, 3년전 재무비율을 의미한다.

식 (9) 모형은 기업의 과거 경영성과와 현재의 부도와의 관계를 규명해 주는 모형으로 현재의 재무구조를 평가함으로써 기업의 미래 부도 가능성을 예측하는 모형이라 할 수 있다. 추정에 이용된 변수들의 기대 부호는 전술된 바와 같다.

한편, 경기변동과 신용위험과의 관계를 분석하기 위해 거시경제변수 및 금융시장변수를 포함하여 식 (10)을 추정한다. 그리고 기업 존속기간의 결정요인을 분석하는 식 (7)의 비레위험모형도 아래의 추정식을 따른다.

$$h(M_t, Z_{it}) = \alpha_i + \beta_1 Sale_{it} + \beta_2 Work_{it} + \beta_3 Earn_{it} + \beta_4 Solvency_{it} + \beta_5 Others_{it} + \beta_6 Macro_t + \beta_7 Finan_t + \beta_8 Intact_{it} + \beta_9 Dum_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

여기서, Macro는 거시경제변수로서 실질GDP, 경제성장율, 경기동행지수순환변동치 등을 이용하고, Finan은 금융시장 변수로서 기업대출잔액, 대출증가율, 금리, 종합주가지수, 등을 이용한다. Intact는 경제성장율과 재무비율간의 교호작용 변수 벡터이고, 나머지 변수들은 식 (8)의 변수 정의와 같다.

본 모형추정에 이용되는 거시경제 및 금융시장 변수들은 Wilson(1997a, 1997b), Carling et al.(2007), Bonfim(2009) 등의 연구를 토대로 선정하였다. 신용위험은 경기후퇴기에 증가하고 경기호황기에 감소할 것으로 가정하여 실질GDP, 경제성장율, 경기동행지수순환변동치와는 부(-)의 부호를 기대한다. 금융시장변수로서 기업대출잔액, 대출증가율은 신용위험과 부(-)의 관계, 금리와는 정(+)의 관계, 미래 경제에 대한 기

14) Lennox(1999)는 1987년부터 1994년까지 949개 영국 상장기업을 대상으로 로짓 및 프로빗모형과 관별모형을 비교하였고, Bhattaharjee et al.(2002)는 1965년부터 1998년까지 4300개 영국 상장기업을 대상으로 한 패널분석을 수행하였다. Bunn and Redwood(2003)은 1991년부터 2001년까지 29,361개 영국의 상장 및 비상장 비금융 기업을 대상으로 분석하였다.

대치의 측정인 종합주가지수는 부(-)의 관계를 각각 기대한다.

4.4 실증분석 결과

4.4.1 프로빗모형 추정결과

기업특성변수를 이용하는 기본 방정식 (8)의 확률효과 프로빗모형 추정결과는 <표 3>에 제시되어 있다. <표 3>은 주요 4개 요인을 중심으로 추가적인 변수투입에 의한 9개 모형의 추정결과를 보여주고 있다. 우도비(likelihood ratio) 카이제곱(χ^2) 통계량은 각 프로빗 회귀식이 설명력이 있음을 보여주고 있다. 전체 9개 모형에서 주요 재무비율 변수는 유동성 변수를 제외하고 성장성, 수익성, 안정성 변수는 모두 기대한 부호를 보여주었으며 통계적으로 매우 유의적인 결과를 시현하고 있다. 즉, 매출 성장세가 높고, 자본투자 수익성이 높으며, 자기자본비율이 높은 기업일수록 부도확률은 감소하는 것으로 나타났다.

그런데 유동성 측정치인 순운전자본비율은 기업부도와 유의적인 정(+)의 관계를 보여주고 있다. 순운전자본비율이 양의 값을 가질수록 유동성이 개선되는 것을 의미하는데 본 분석에서는 유동성이 개선될수록 부도확률이 증가하는 기대와는 상반된 결과를 나타내었다. 이는 중소기업이 상대적으로 높은 수준의 유동자산을 보유하기 때문으로 보인다. 유형자산구성비율을 담보의 대응변수로서 이용한 모형 7을 보면 유형자산구성비율은 통계적으로 유의적인 부(-)의 관계를 보여주는데 반해 순운전자본비율의 계수는 타 모형에서의 계수보다 절반 이하의 수준으로 나타난다. 보통 유형자산구성비율이 높을수록 고정화된 자본이 증가함에 따라 단기 유동성이 부족하게 되어 부도위험과 비례관계를 갖는다고 보는 것이 일반적이다. 그러나 본 분석에 이용된 표본은 중소기업 중에서도 특히 담보능력이 부족하여 신용보증에 의존하는 기업이 다수를 점하고 있기 때문에 유형자산 보다는 상대적으로 유동자산을 많이 보유하게 되고 이것이 유동성의 개선 효과로 표출되는 것이 아니라 오히려 과도한 유동성 보유가 장기적인 수익성의 악화를 초래하여 부도확률을 증가시키는 것으로 보인다.

모형 2에서 모형 4는 시간, 업종, 기업규모의 더미변수를 포함한 프로빗모형의 분석 결과이다. 모형 2에서 시간 더미변수를 포함했을 때 유사결정계수(pseudo R^2)가 0.008 포인트 증가하였고 동 변수들은 통계적으로 유의적인 부(-)의 관계를 나타내었다. 이 결과로 미루어 보면 시간변화에 따른 위험의 가변성 즉, 경기변동에 따른 위험의 측정을 신용위험 모형에 반영하는 것이 중요한 것으로 보인다.

<표 3> 기업특성변수를 이용한 프로빗모형 추정결과

변수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8	모형 9
상수항	-1.473 ^a (-57.31)	-1.144 ^a (-29.48)	-1.175 ^a (-29.58)	-1.246 ^a (-28.19)	-0.995 ^a (-22.12)	-1.125 ^a (-24.45)	-1.129 ^a (-24.87)	-1.112 ^a (-24.62)	-1.118 ^a (-22.82)
매출액 증가율	-0.000 ^a (4.59)	-0.000 ^a (-5.10)	-0.000 ^a (-4.74)	-0.000 ^a (-4.61)	-0.001 ^a (-5.49)	-0.000 (0.92)	-0.000 ^b (2.43)	-0.000 ^a (-4.68)	-0.000 ^a (-4.66)
순운전자 본비율	0.004 ^a (11.77)	0.004 ^a (12.34)	0.004 ^a (12.34)	0.004 ^a (11.66)	0.003 ^a (11.06)	0.005 ^a (13.12)	0.004 ^a (11.64)	0.002 ^a (5.06)	0.004 ^a (11.86)
EBIT/ 총자산	-1.725 ^a (-14.73)	-1.675 ^a (-15.01)	-1.683 ^a (-15.10)	-1.699 ^a (-15.27)	-1.715 ^a (-16.27)	-1.362 ^a (-11.60)	-1.085 ^a (-9.01)	-1.684 ^a (-15.12)	-1.674 ^a (-15.13)
자기자본 비율	-0.017 ^a (-23.53)	-0.015 ^a (-22.57)	-0.015 ^a (-22.43)	-0.015 ^a (-21.86)	-0.013 ^a (-20.47)	-0.016 ^a (-22.24)	-0.015 ^a (-21.10)	-0.014 ^a (-20.25)	-0.015 ^a (-21.90)
기업 운영기간					-0.016 ^a (-10.70)				
총자산 회전율						-0.144 ^a (-12.09)			
총자본 투자효율							-0.006 ^a (-13.48)		
유형자산 구성비율								-0.004 ^{aq} (10.17)	
총자산									-0.015 ^c (-1.89)
영세기업				0.090 ^a (3.09)	-0.018 (-0.62)	0.181 ^a (5.81)	0.236 ^a (7.48)	0.055 ^c (1.85)	
소기업				0.096 ^a (3.90)	0.014 (0.62)	0.119 ^a (4.64)	0.141 ^a (5.54)	0.105 ^a (4.24)	
경공업			0.078 ^a (4.49)	0.074 ^a (4.33)	0.078 ^a (4.95)	0.112 ^a (6.12)	0.061 ^a (3.44)	0.059 ^a (3.42)	0.076 ^a (4.42)
1998년		-0.484 ^a (-9.48)	-0.481 ^a (-9.45)	-0.485 ^a (-9.56)	-0.476 ^a (-9.80)	-0.503 ^a (-9.68)	-0.523 ^a (-10.09)	-0.481 ^a (-9.44)	-0.483 ^a (-9.54)
1999년		-0.229 ^a (-5.34)	-0.231 ^a (-5.40)	-0.238 ^a (-5.59)	-0.238 ^a (-5.81)	-0.247 ^a (-5.63)	-0.255 ^a (-5.87)	-0.234 ^a (-5.45)	-0.236 ^a (-5.53)
2000년		-0.291 ^a (-6.94)	-0.293 ^a (-6.99)	-0.301 ^a (-7.19)	-0.303 ^a (-7.58)	-0.295 ^a (-6.85)	-0.308 ^a (-7.22)	-0.296 ^a (-7.04)	-0.299 ^a (-7.14)
2001년		-0.365 ^a (-8.93)	-0.365 ^a (-8.95)	-0.371 ^a (-9.13)	-0.375 ^a (-9.64)	-0.367 ^a (-9.64)	-0.382 ^a (-9.20)	-0.366 ^a (-8.95)	-0.370 ^a (-9.11)
2002년		-0.123 ^a (-3.28)	-0.125 ^a (-3.33)	-0.133 ^a (-3.54)	-0.149 ^a (-4.17)	-0.121 ^a (-3.13)	-0.139 ^a (-3.62)	-0.126 ^a (-3.34)	-0.132 ^a (-3.51)
2003년		-0.182 ^a (-4.84)	-0.183 ^a (-4.87)	-0.191 ^a (-5.10)	-0.210 ^a (-5.87)	-0.182 ^a (-4.70)	-0.195 ^a (-5.08)	-0.185 ^a (-4.90)	-0.190 ^a (-5.05)
2004년		-0.367 ^a (-9.21)	-0.368 ^a (-9.24)	-0.375 ^a (-9.45)	-0.386 ^a (-10.23)	-0.361 ^a (-8.81)	-0.379 ^a (-9.34)	-0.371 ^a (-9.29)	-0.373 ^a (-9.40)
2005년		-0.412 ^a (-10.11)	-0.411 ^a (-10.11)	-0.417 ^a (-10.31)	-0.427 ^a (-11.10)	-0.400 ^a (-9.56)	-0.418 ^a (-10.11)	-0.413 ^a (-10.12)	-0.415 ^a (-10.26)
2006년		-0.444 ^a (-9.93)	-0.445 ^a (-9.96)	-0.452 ^a (-10.16)	-0.463 ^a (-10.96)	-0.440 ^a (-9.59)	-0.458 ^a (-10.09)	-0.445 ^a (-9.92)	-0.448 ^a (-10.09)
로그우도	-14909.9	-14779.7	-14768.6	-14761.3	-14704.7	-14667.3	-14640.5	-14704.2	-14767.9
우도비 χ^2	928.77 ^a	1559.13 ^a	1579.35 ^a	1595.02 ^a	1708.34 ^a	1781.41 ^a	1836.98 ^a	1707.84 ^a	1200.34 ^a
유사 R ²	0.044	0.053	0.053	0.054	0.058	0.061	0.063	0.058	0.054
rho(p)	0.210 ^a	0.113 ^a	0.110 ^a	0.099 ^a	0.002	0.147 ^a	0.130 ^a	0.110 ^a	0.099 ^a

(주) 1. 패널의 수는 24,764개(111,403개 obs.)이고 패널당 관측치는 최소 1개 최대 10개 평균 4.5개임.

2. 총자산은 자연대수값, ()의 값은 z 값이고 a, b, c는 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 의미함.

모형 3은 경공업 더미변수를 포함하였는데 동 변수는 유의적인 정(+)의 관계를 보여주어 중공업 보다 상대적으로 높은 위험을 나타내었으며 타 모형에서도 일관된 결과를 보여주고 있다.¹⁵⁾ 모형 4에서는 기업규모를 기업의 총자산을 기준으로 10억원 미만이면 영세기업, 10억원 이상 70억원 미만이면 소기업, 70억원 이상이면 중기업으로 분류하고 분석한 결과 중기업에 비해 영세기업, 소기업의 위험은 증가하는 유의적 정(+)의 관계를 나타내었다. 그런데 영세기업의 회귀계수가 소기업의 계수보다 오히려 작게 나타나고 있다. 모형 5에서 모형 8까지의 분석결과에서도 모형 6과 모형 7을 제외하고는 결합된 추가 변수에 따라 영세기업더미와 소기업더미의 한계효과가 역전되거나 모형 5에서처럼 운영기간과의 공선성으로 인해 계수의 부호도 바뀌는 결과가 나타나고 있다. 이에 기업규모와 부도와의 관계를 보다 명확히 분석하기 위해 기업규모의 더미변수 대신에 모형 9에서 총자산의 자연대수값을 이용한 결과 기업규모와 부도확률 간에 유의적인 부(-)의 관계가 발견되고 있다. 이는 Lennox(1999), Bhattacharjee et al.(2002), Bunn and Redwood(2003)의 연구와 유사한 결과로써 기업규모가 확대될수록 신용위험이 작아지는 가설을 본 분석은 실증적으로 지지해 주고 있다.

기업의 존속기간과 신용위험과의 관계는 Cox의 비례위험분석에서 자세히 다루겠지만 우선 기업의 운영기간을 독립변수로 투입한 분석 결과를 모형 5에 표시하였다. 모형 5를 통해서 보면 기업의 운영기간이 증가할수록 부도확률이 감소하는 통계적으로 유의적인 부(-)의 관계가 나타나고 있다. 이 결과는 신용위험이 기업의 존속기간에 의존한다는 Glennon and Nigro(2002)의 실증결과를 지지해 주고 있다. 다만 확률효과 존재여부를 검증하는 ρ 는 카이제곱 검정결과 통계적으로 0과 다르지 않은 것으로 나타나 기업의 운영기간이 독립변수로 포함되는 경우에는 확률효과 프로빗모형보다는 풀링된 프로빗모형이 적절한 것으로 분석되었다.

한편, 투하자본의 효율성을 측정하는 총자산회전율을 고려한 모형 6의 추정결과는 총자산회전율과 부도확률이 반비례관계를 보여주며 통계적으로 유의적이었다. 다만, 매출액증가율과 총자산회전율간의 공선성으로 인해 매출액증가율은 동 모형에서 유의적이지 않았다. 모형 7은 생산성의 대용변수로 총자본투자효율을 이용한 결과 예상

15) 업종구분은 한국표준산업분류 제8차 개정안 기준으로 제조업(D) 중 코크스, 석유정제품 및 핵연료제조업(D23), 화합물 및 화학제품 제조업(D24), 제1차 금속산업(D27), 조립금속제품제조업; 기계 및 가구 제외(D28), 기타 기계 및 장비 제조업(D29), 컴퓨터 및 사무용기기 제조업(D30), 기타 전기기계 및 전기변환장치 제조업(D31), 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비 제조업(D32), 의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업(D33), 자동차 및 트레일러 제조업(D34), 기타 운송장비 제조업(D35)을 중공업으로 분류하고 이를 제외한 업종을 경공업으로 분류하였다.

대로 생산성이 높을수록 부도확률은 감소하는 유의적인 부(-)의 관계가 나타나고 있으며 동 모형의 유사결정계수가 타 모형에 비해 가장 높은 것으로 나타난다. 마지막으로 기업의 담보능력과 신용위험의 관계를 추정한 모형 8은 두 변수간 유의적인 부(-)의 관계를 보여주고 있는데 이 결과는 Agarwal et al.(2005), Bonfim(2009)의 실증결과와도 일치되는 것이다.

지금까지의 분석결과가 동일시점의 재무적 변수를 주로 이용한 분석 결과라 한다면 <표 4>는 기업 부도 이전의 재무정보를 이용한 부도예측모형 식 (9)를 추정한 결과이다. <표 4>에서 모형 1-1부터 1-5는 부도 직전년도 재무비율을 이용한 결과이고 모형 2와 모형 3은 부도 2년전과 부도 3년전의 재무비율을 각각 이용한 분석결과이다. 우선 4개 주요 기본적 변수를 이용하고 단지 시차만을 달리한 모형 1-1, 모형 2, 모형 3의 유사결정계수를 비교했을 때 시차의 수가 커질수록 유사결정계수가 작아지는 것으로 나타나 부도 직전년도의 재무정보가 부도예측에 더욱 유용함을 보여주고 있다.¹⁶⁾ 업종더미, 기업규모 더미변수는 모든 모형에서 유의적이고 기대하였던 결과를 시현하고 있다. 다만 기업규모 더미의 경우 모형 1-4의 담보변수를 포함한 모형을 제외하고는 영세기업의 한계효과가 소기업의 계수보다 크게 나타나고 있으며 이는 <표 3>의 모형 8의 결과와도 유사하다.¹⁷⁾

전체적으로 유동성, 수익성, 안정성, 효율성, 생산성 변수는 시차를 달리하여도 예상대로 앞선 실증결과와 매우 유사한 결과를 시현하고 있다. 그런데 매출액 증가율은 통계적 유의성의 차이는 있지만 모든 모형에서 기대와는 달리 부도확률과 정(+)의 관계를 보여주고 있다. 그 밖에 담보변수는 유의적인 부(-)의 관계를 보여주어 전기의 담보능력이 충분할수록 당기의 부도확률은 감소하는 것으로 나타났다.

마지막으로 모형 1-5에서는 재무적 압박에 처한 기업일수록 투자는 저조할 것이므로 투자율이 낮으면 부도확률이 높을 것으로 기대하여 Bonfim(2009)의 연구에 따라 순고정자산증가율을 대응변수로 고려하였다. 분석결과 투자율은 통계적으로 유의적이지도 않았고 계수부호도 기대와는 달리 정(+)의 부호를 보여주었다.

이는 시차변수를 고려한 Bonfim(2009)의 분석결과와 유사한데 Bonfim의 결과도 유의성은 상실하였지만 계수 부호가 예상과는 다른 것으로 분석되었다. 이러한 결과로 미루어 볼 때 전기의 투자율은 당기의 부도예측에 어느 정도 관련성이 있는 것으로

16) 모형 3의 경우는 ρ 의 우도비 카이제곱 검정결과는 확률효과 모형이 적합하지 않는 것으로 나타났다.

17) 시간 더미변수를 고려했을 때 추정결과는 본 분석과 크게 다르지 않았다. 다만, 다중공선성이 발생하는 문제로 인해 본 분석결과에서는 시간 더미변수를 제외한 추정결과를 제시하였다.

<표 4> 시차적 재무변수를 이용한 부도예측모형 추정결과

변수	모형 1-1 (k=1)	모형 1-2 (k=1)	모형 1-3 (k=1)	모형 1-4 (k=1)	모형 1-5 (k=1)	모형 2 (k=2)	모형 3 (k=3)
상수항	-1.713 ^a (-38.83)	-1.649 ^a (-36.79)	-1.650 ^a (-36.80)	-1.573 ^a (-35.30)	-1.714 ^a (-38.75)	-1.801 ^a (-30.41)	-1.801 ^a (-22.57)
매출액증가율	0.000 (0.68)	0.000 ^a (2.72)	0.000 ^b (2.23)	0.000 (0.59)	0.000 (0.068)	0.000 (0.34)	0.000 ^a (3.14)
순운전자본비율	0.003 ^a (8.77)	0.004 ^a (9.68)	0.004 ^a (8.79)	0.001 ^a (3.34)	0.003 ^a (8.75)	0.003 ^a (7.37)	0.004 ^a (6.37)
EBIT/총자산	-1.353 ^a (-10.03)	-1.097 ^a (-7.74)	-0.851 ^a (-5.82)	-1.365 ^a (-10.17)	-1.356 ^a (-10.05)	-1.042 ^a (-6.33)	-0.823 ^a (-4.33)
자기자본비율	-0.011 ^a (-15.10)	-0.012 ^a (-15.40)	-0.011 ^a (-14.50)	-0.010 ^a (-13.62)	-0.011 ^a (-15.09)	-0.011 ^a (-12.07)	-0.010 ^a (-9.40)
총자산회전율		-0.088 ^a (-7.33)					
총자본투자효율			-0.004 ^a (-9.30)				
유형자산구성비율				-0.004 ^a (-8.23)			
순고정자산증가율					0.000 (0.40)		
영세기업	0.098 ^a (2.90)	0.155 ^a (4.35)	0.205 ^a (5.62)	0.064 ^c (1.86)	0.098 ^a (2.90)	0.101 ^b (2.43)	0.095 ^c (1.94)
소기업	0.091 ^a (3.37)	0.111 ^a (3.97)	0.130 ^a (4.62)	0.095 ^a (3.50)	0.091 ^a (3.38)	0.085 ^a (2.79)	0.078 ^b (2.36)
경공업	0.120 ^a (6.01)	0.149 ^a (7.03)	0.113 ^a (5.49)	0.107 ^a (5.35)	0.119 ^a (5.98)	0.155 ^a (6.39)	0.147 ^a (5.32)
log likelihood	-10959.7	-10928.2	-10904.1	-10923.3	-10954.1	-8057.8	-5586.8
likelihood ratio χ^2	523.61 ^a	586.71 ^a	634.95 ^a	596.49 ^a	524.14 ^a	321.58 ^a	201.79 ^a
pseudo R ²	0.024	0.027	0.029	0.027	0.024	0.020	0.018
rho(p)	0.102 ^a	0.139 ^a	0.139 ^a	0.104 ^a	0.102 ^a	0.139 ^a	0.062
패널당 관측치	평균 4.1	4.1	4.1	4.1	4.1	3.6	3.3
	최소 1	1	1	1	1	1	1
	최대 9	9	9	9	9	8	7
패널의 수	21375	21375	21375	21375	21373	17963	14283
관측치수	86639	86639	86639	86639	86576	65264	47301

(주) ()의 값은 z값이고 a, b, c는 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 의미함.

판단된다.18)

18) Bonfim(2009)는 동일시점 재무변수를 이용한 분석에서 투자율이 부도확률과 부(-)의 관계가 있음을 발견하였다. 이에 본 연구에서도 분석결과에는 표시하지 않았지만 동일시점의 재무변수를 이용한 분석에서 투자율이 부도확률과 정(+)의 관계가 있는 것을 확인하였으나 통계적으로 유의적이지 않아 결과를 표시하지 않았다.

한편, 기업고유 위험요인과 더불어 거시경제변수와 신용위험의 관계를 나타내는 식 (10)의 추정결과는 <표 5>에 제시하였다. <표 5>에서 거시경제변수는 거시경제변수와 신용위험간의 교차상관을 분석할 때 이용했던 변수를 고려하였고 그중 통계적으로 유의적이지 않거나 계수 부호가 기대와 달랐던 변수는 분석결과에 표시하지 않았다. 먼저 우도비 카이제곱 통계량으로 볼 때 모든 프로빗 회귀식이 설명력이 있는 것으로 분석되었고, 확률효과의 존재 여부를 검증한 ρ 의 카이제곱 검정 결과 또한 확률효과 모형이 적합한 것으로 나타났다. 업종더미, 기업규모 더미변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의적인 정(+)의 부호를 보여주었다. 다만 기업규모 더미변수의 영세기업과 소기업의 한계효과는 식 (8)의 분석결과와 마찬가지로 투입된 변수에 따라 차이가 있었다.

기업의 재무비율 변수는 기본모형 식 (8)의 분석결과와 유사한 결과를 보여주고 있다. 즉, 매출액증가율이 높고, EBIT/총자산 비율이 높고, 자기자본비율이 높을수록 부도확률은 감소하고, 순운전자본비율이 높을수록 신용위험은 증가하는 것으로 나타났다. 경기변동 위험을 통제하기 위해 이용된 거시경제변수 중 실질GDP는 부(-)의 유의적인 계수를 시현하고 있다. 즉, 경기 상승국면에서 실질GDP가 증가하면 부도확률은 감소하는 것으로 보인다. 다만 <표 3>의 시간더미 모형 2와 비교할 때 유사결정계수가 오히려 작게 나타나고 있다. 이에 경제성장률 변수와 교호작용 항을 함께 분석한 모형 2는 경제성장률이 신용위험과 유의적인 부(-)의 관계를 시현하고 있고 유사결정계수도 높게 나타났다. 교호작용 변수 중 매출액변수는 부(-)의 유의적 관계를 보여주고 있는데 경기 상승(하강)국면에서 매출액의 증가(감소)는 부도확률을 감소(증가)시키는 것으로 나타났다.

모형 3은 대출의 대용변수로 예금은행의 기업대출잔액을 분석한 결과 유의적이지는 않았지만 예상대로 부(-)의 부호를 보여주었다. 동 결과는 경기 상승국면에서의 대출증가가 신용위험과 반비례적 관계를 갖는 것으로 분석될 수 있다. 향후 경기 전망에 대한 기대의 대용변수로서 종합주가지수를 이용한 모형 4에서 종합주가지수는 통계적으로 매우 유의적인 부(-)의 관계를 시현하고 있다.

이와 같은 결과로 미루어 보면 장래 경제에 대해 낙관적인 전망시에는 부도확률이 감소하는 역의 관계가 있는 것으로 보인다. 모형 5에서 시장금리의 대리로서 국고채 3년물 금리를 이용했을 때 동 변수는 정(+)의 유의적 계수를 보여주었다. 이 결과는 금리 상승기에는 기업의 이자비용 부담을 가중시켜 신용위험이 증가하는 것으로 분석된다. 마지막으로 소비자물가상승률을 분석모형에 포함했을 때 물가상승률이 신용위험과 유의적인 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 경기호황기에 자산가격의

<표 5> 거시경제변수 프로빗모형 추정결과

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
상수항	-1.205 *** (-14.16)	-1.310 *** (-25.51)	-1.513 *** (-25.67)	-1.398 *** (-29.09)	-1.632 *** (-41.88)	-1.527 *** (-37.63)
대출액증가율(A)	-0.000 *** (-4.01)	0.000 (1.21)	-0.000 *** (-3.44)	-0.000 *** (-3.98)	-0.000 *** (-3.95)	-0.000 *** (-4.41)
순운전자본비율(B)	0.004 *** (11.49)	0.005 *** (7.14)	0.004 *** (11.28)	0.004 *** (11.50)	0.004 *** (11.29)	0.004 *** (11.10)
EBIT/총자산(C)	-1.769 *** (-15.62)	-0.731 *** (-3.29)	-1.814 *** (-15.89)	-1.748 *** (-15.40)	-1.770 *** (-15.36)	-1.732 *** (-14.72)
자기자본비율(D)	-0.015 *** (-21.88)	-0.018 *** (-14.32)	-0.014 *** (-20.47)	-0.015 *** (-22.40)	-0.016 *** (-21.87)	-0.016 *** (-22.80)
총자산회전율(E)		-0.114 *** (-5.17)				
총자본투자효율(F)		-0.009 *** (-8.80)				
실질GDP	-0.000 *** (-4.72)					
경제성장율		-0.012 * (-1.75)				
대출금액			-0.000 (-1.54)			
종합주가지수				-0.000 *** (-5.17)		
국고채수익률					0.009 *** (2.86)	
인플레이션						-0.018 *** (-2.84)
A×경제성장율		-0.000 * (-1.73)				
B×경제성장율		-0.000 (-0.14)				
C×경제성장율		-0.042 (-1.12)				
D×경제성장율		0.000 (1.56)				
E×경제성장율		0.001 (0.50)				
F×경제성장율		0.000 *** (4.45)				
영세기업	0.089 *** (2.95)	0.270 *** (7.89)	0.122 *** (4.05)	0.084 *** (2.78)	0.091 *** (2.97)	0.085 *** (2.67)
소기업	0.093 *** (3.69)	0.148 *** (5.35)	0.100 *** (3.90)	0.093 *** (3.65)	0.094 *** (3.67)	0.092 *** (3.48)
경공업	0.080 *** (4.51)	0.098 *** (4.91)	0.084 *** (4.76)	0.081 *** (4.53)	0.082 *** (4.52)	0.084 *** (4.45)
log likelihood	-14882.2	-14696.6	-13835.8	-14879.6	-14888.7	-14888.5
likelihood ratio χ^2	1352.76 ***	1724.00 ***	1273.21 ***	1357.91 ***	1339.85 ***	1340.26 ***
pseudo R ²	0.045	0.059	0.046	0.046	0.045	0.045
rho(p)	0.142 ***	0.235 ***	0.099 ***	0.149 ***	0.168 ***	0.204 ***

(주) 1. 대출금액은 기업대출 연말잔액, 종합주가지수는 지수의 연평균, 시장금리는 국고채 3년 수익률, 인플레이션은 소비자물가상승률을 이용하였다.

2. ()의 값은 z값이고 ***, **, *는 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 의미한다.

상승이 물가상승을 유발한다고 보면 본 실증결과와 같이 물가상승률과 부도확률은 반비례적 관계를 갖게 될 것이다.

지금까지의 거시경제변수와 신용위험의 관계에 대한 분석결과를 요약하면 경기호황기에는 부도확률이 감소하고 경기후퇴기에는 부도확률이 증가하는 실증적 증거가 본 분석결과에서도 나타나고 있다. 그러나 거시경제변수와 기업재무변수를 함께 고려했을 때 거시경제변수가 신용위험의 시간 변화에 대한 위험의 가변성을 충분히 커버하리라는 예상과는 달리 기업수준변수를 위주로 분석한 기본모형 분석결과를 크게 개선시키지는 못하고 있다. 따라서 거시경제변수는 경기변동에 대한 체계적 위험을 모형에 반영하는 데는 성공적이지만 기업의 신용위험에 대한 측정에는 오히려 기업고유의 위험요인이 더욱 중요한 결정요인으로 보인다.

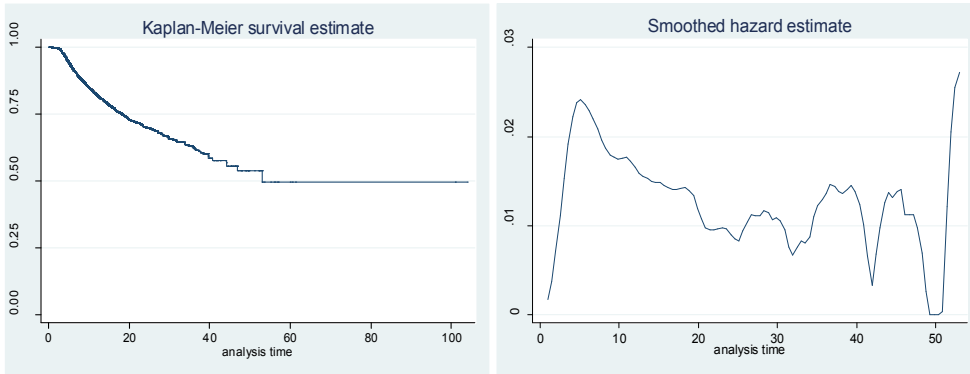
4.4.2 Cox의 비례위험모형 추정결과

Cox의 비례위험모형은 확률효과프로빗모형과는 달리 부도에 이르는 시간을 주 관심 대상으로 하고 있다. 그런데 위험모형은 자료의 구성형태에 따라 분석결과가 달라질 수 있는 약점을 가지고 있다. 본 연구에 이용된 자료는 특정 임의의 시점을 시작으로 부도 여부를 관찰하기 때문에 자료의 좌측시차절단의 문제가 발생하게 된다. 본 분석에 이용된 기업의 대부분은 1997년 이전에 창업한 기업일 뿐만 아니라 1997년 이전에 부도를 경험한 기업에 대한 정보도 알려지지 않는다. 이러한 자료의 좌측시차절단의 문제를 시정하기 위해 본 분석은 2000년도에 창업한 기업을 대상으로 위험모형 분석을 시도하였다. 1차 표집된 자료 중 매출액 증가율의 성장성 변수를 분석하기 위해서는 2000년도 자료는 제거될 수밖에 없었고 최종적으로 218개 기업의 1,038개 관측치가 선택되었다. 이때 부도 관측치는 29개로 부도율은 약 2.8%로 나타났다.

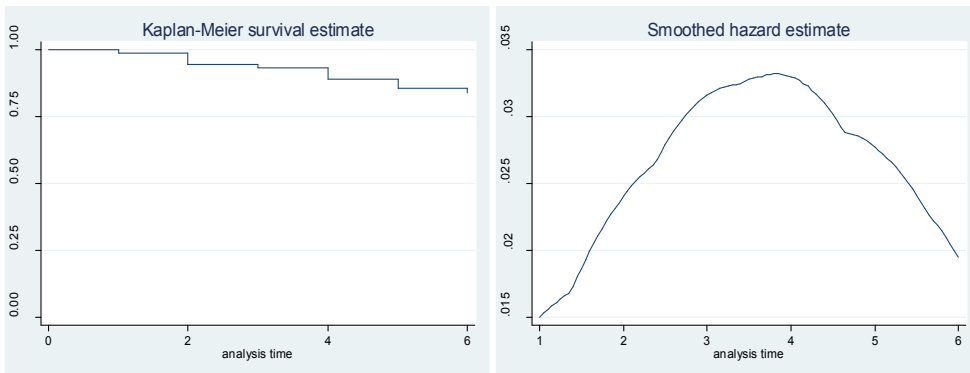
Cox 모형 추정에 앞서 Kaplan-Meier의 누적한계추정법(product-limit estimator)을 통해 생존분석을 수행한 결과를 <그림 1>과 <그림 2>에 제시하였다.

<그림 1>은 부도관측 시점이 1997년 이후일 지라도 위험노출기간(time at risk)은 기업의 창업일로부터 시작되는 것으로 가정하여 프로빗모형에 이용된 표본을 대상으로 Kaplan-Meier의 누적생존확률 추정치와 부도확률 추정치를 그래프로 나타낸 것이다. 우선 좌측의 생존확률 그래프는 시간 경과에 따라 기업의 생존확률은 감소하는 것으로 분석되었다. 반면 우측의 부도확률 그래프는 기업의 운영기간이 증가하면서 부도확률이 증가하다가 약 5년에 이르러 부도확률이 가장 높게 나타났다. 이후 시간이 경과함에 따라 점차 부도확률이 감소하였고, 약 25년을 지나면서 부터는 진폭이

<그림 1> Kaplan-Meier 생존함수 추정 결과 : 전체 표본 대상



<그림 2> Kaplan-Meier 생존함수 추정 결과 : 창업 표본 대상



커지는 포물선의 형태를 보이다가 약 50년에서 최저점에 다다른 후 이후 크게 증가하는 것으로 나타났다.

좌측시차절단의 문제를 완전히 제거하기 위해 2000년에 창업한 기업을 대상으로 분석한 Kaplan-Meier 생존확률과 부도확률 추정 결과는 <그림 2>에 나타나고 있다. <그림 2>을 통해서 보면 창업기업의 생존확률은 시간의 변화에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 부도확률의 추정결과는 창업후 약 4년에서 부도확률이 정점에 다다르고 이후 감소하는 역의 U자형 형태를 보여주고 있다. 이는 Bonfim(2009)의 실증적 결과와 일치된 결과이고 이병기(2003)의 결과와도 유사한 것으로서 기업의 존속기관과 부도확률이 비선형적 관계를 갖는다는 강한 증거가 본 실증분석에서도 발견되고 있다.

<표 6> Cox 비례위험모형 추정결과 : 전체 표본 대상

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
매출액증가율	0.997 ^a (-4.58)	0.999 ^c (-1.94)	0.998 ^a (-2.84)	0.997 ^a (-4.57)	0.997 ^a (-4.60)	0.997 ^a (-4.47)	0.997 ^a (-4.43)	0.997 ^a (-4.62)
순운전자본비율	1.008 ^a (11.63)	1.009 ^a (13.66)	1.008 ^a (12.32)	1.004 ^a (5.17)	1.008 ^a (11.72)	1.008 ^a (11.75)	1.008 ^a (11.80)	1.008 ^a (11.63)
EBIT/총자산	0.049 ^a (-14.80)	0.085 ^a (-11.40)	0.168 ^a (-7.29)	0.055 ^a (-14.64)	0.049 ^a (-14.81)	0.047 ^a (-15.03)	0.048 ^a (-15.00)	0.048 ^a (-14.83)
자기자본비율	0.970 ^a (-24.15)	0.970 ^a (-25.42)	0.971 ^a (-23.59)	0.973 ^a (-21.59)	0.970 ^a (-24.17)	0.971 ^a (-24.11)	0.970 ^a (-24.22)	0.970 ^a (-23.77)
총자산회전율		0.759 ^a (-10.54)						
총자본투자효율			0.985 ^a (-10.12)					
유형자산구성비율				0.991 ^a (-9.77)				
순고정자산증가율					1.000 ^c (1.75)			
실질GDP						0.999 ^b (-2.46)		
종합주가지수							0.999 ^a (-3.46)	
ln(총자산)								1.021 (1.28)
Log pseudo likelihood	-33123	-33039	-32995	-33074	-33075	-33121	-33118	-33123
Wald χ^2	1746.17 ^a	1711.79 ^a	1688.99 ^a	1942.04 ^a	1744.58 ^a	1749.73 ^a	1766.01 ^a	1770.86 ^a
관측치 개수	110643	110643	110643	110643	110561	110643	110643	110643
패널의 개수	24764	24764	24764	24764	24757	24764	24764	24764
부도의 개수	3483	3483	3483	3483	3478	3483	3483	3483
time at risk	110643	110643	110643	110643	110561	110643	110643	110643

(주) 1. 순고정자산증가율은 순고정자산(고정자산-고정부채)의 전기대비 증감율을 의미함.
 2. ()의 값은 robust 표준오차 추정에 의한 z값, a, b, c는 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준임.

Cox의 비례위험모형을 이용해 기업의 존속기간의 결정요인을 분석한 결과는 <표 6>과 <표 7>에 제시되어 있다. <표 6>은 프로빗모형의 추정시에 이용되었던 자료로 추정한 것이고 <표 7>은 2000년 설립된 창업초기기업 표본을 대상으로 추정한 결과이다. Cox 모형에서 추정된 계수는 1을 기준으로 해서 1보다 작으면 부도가 발생할 때까지 긴 시간이 걸린다는 의미로 부도확률과 부(-)의 관계를 의미하고 1보다 크면 그 반대로 부도확률과 정(+)의 관계를 의미한다.

<표 6>의 추정결과를 보면 성장성, 유동성, 수익성, 안정성 변수들은 모두 통계적으로 유의적인 결과를 보여주고 있으며 프로빗모형의 추정결과와 매우 유사한 결과를 시현하고 있다. 즉, 매출액 증가율이 높을수록, 순운전자본비율이 낮을수록, EBIT/총자산 비율이 높을수록, 자기자본비율이 높을수록 기업의 존속기간은 증가하는 것으로 분석되었다. 추가적인 기업특성변수 등을 포함하고 분석한 결과 총자산회전율, 총자본투자효율은 예상대로 유의적인 부(-)의 부호를 보여주었다. 담보의 대용변수인 유형자산구성비율은 부도확률과 유의적인 부(-)의 관계를 나타낸 반면 순고정자산증가율로 측정된 투자율은 정(+)의 부호를 나타내었으나 유의성은 높지 않았다.

거시경제변수의 경우 실질GDP와 종합주가지수가 예상대로 부도확률과 통계적으로 유의적인 부(-)의 관계를 시현하였다. 기타 기업수준변수로서 기업규모의 대리인 총자산의 자연대수값은 기대와 달리 부도확률과 비례적 관계를 보여주었지만 유의적이지 않았다.

자료의 시차절단을 제거하고 Cox 모형을 추정한 결과인 <표 7>을 보면 먼저 자기자본비율은 계수의 부호가 예상대로 부(-)의 부호를 보여주고 있지만 전 모형에서 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적이지 않았다. 또한 EBIT/총자산으로 측정된 수익성 변수도 일부 모형을 제외하고는 대체로 통계적으로 유의적이지 않았다. 매출액 증가율은 모든 모형에서 예상된 부(-)의 계수를 나타내고 매우 유의적이었으며, 순운전자본비율은 계수의 부호가 역전되며 앞선 실증결과와 유사한 결과를 보여주고 있으나 통계적 유의성은 앞선 분석결과들에 미치지 못하고 있다. 또한 총자산회전율과 유형자산구성비율은 예상된 부(-)의 부호를 보여주고 있으나 전체 표본을 이용한 Cox 모형과는 달리 유의적이지는 않았다. 반면에 자본생산성 측정치인 총자본투자효율과 투자율의 대리변수인 순고정자산증가율은 부도확률과 유의적 부(-)의 관계를 시현하고 있다. Bonfim(2009)의 창업기업에 대한 분석에서는 총자산회전율이 유의적이고 투자율 및 자기자본비율은 유의적이지 않은 반면 본 분석에서는 Bonfim의 실증결과와 다소 상반된 결과를 보여주고 있다. 또한 전체표본을 이용한 분석에서는 담보변수가 유의적인 반면 신생기업에 대해서는 유의성을 상실하고 있다.

거시경제변수 중 시장금리의 측정치로 이용된 국고채 3년물 채권수익률이 유의적인 정(+)의 부호를 보여주었다.¹⁹⁾ 이러한 결과에 따르면 신생기업의 부도확률은 특히 시장금리의 변동에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 보인다. 한편, 기업규모 변수는 유의적이지 않아 기업규모의 부도확률에 대한 영향은 미미한 것으로 분석되었다.

19) <표 7>에는 표시하지 않았지만 인플레이션 변수는 부도확률과 유의적인 부의 관계를 보여주었고, 기타 분석된 거시변수들은 통계적으로 유의적이지 않거나 계수의 부호가 역전되었다.

<표 7> Cox 비례위험모형 추정결과 : 창업표본 대상

변 수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7
매출액증가율	0.982 ^a (-3.97)	0.985 ^a (-2.73)	0.986 ^a (-2.60)	0.982 ^a (-3.84)	0.982 ^a (-3.82)	0.981 ^a (-4.07)	0.982 ^a (-3.80)
순운전자본비율	1.016 ^b (2.43)	1.019 ^a (2.82)	1.016 ^b (2.25)	1.014 ^c (1.82)	1.015 ^b (2.17)	1.016 ^b (2.48)	1.014 ^b (2.15)
EBIT/총자산	0.146 ^b (-2.03)	0.078 ^b (-2.25)	0.481 (-0.60)	0.157 ^c (-1.92)	0.220 (-1.47)	0.107 ^b (-2.59)	0.167 ^c (-1.94)
자기자본비율	0.976 (-1.60)	0.976 ^c (-1.65)	0.985 (-0.92)	0.977 (-1.49)	0.976 (-1.46)	0.978 (-1.51)	0.976 (-1.65)
총자산회전율		0.753 (-1.22)					
총자본투자효율			0.962 ^b (-2.57)				
유형자산구성비율				0.995 (-0.46)			
순고정자산증가율					0.999 ^a (-4.42)		
국고채수익률						35.032 ^a (-3.17)	
ln(총자산)							0.788 (-1.25)
Log pseudo likelihood	-142.2	-140.8	-138.6	-142.1	-136.1	-140.4	-141.7
Wald χ^2	26.47 ^a	32.33 ^a	50.70 ^a	30.76 ^a	63.20 ^a	35.52 ^a	27.16 ^a
관측치 개수	1038	1038	1038	1038	1037	1038	1038
패널의 개수	218	218	218	218	218	218	218
부도의 개수	29	29	29	29	28	29	29
time at risk	1038	1038	1038	1038	1037	1038	1038

(주) 1. ()의 값은 robust 표준오차 추정에 의한 z값, a, b, c는 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준을 의미함.

마지막으로 창업기업 표본을 대상으로 다양한 기저위험분포를 가정한 모수적 생존모형을 추정하였고 그 결과를 <부표 4>에 표시하였다. <부표 4>을 통해서 보면 추정된 계수들은 가정된 위험분포에 상관없이 일관된 결과를 보여주고 있다. 그리고 모수적 생존함수의 추정결과를 <표 7>의 Cox 모형 1의 결과와 비교했을 때 모수적 생존모형에서의 재무비율 변수들이 더욱 유의적인 것으로 나타나고 있다.

지금까지의 분석결과에 비추어 볼 때 신생기업은 다른 기업에 비해 신용위험의 결정요인에서 차이가 있는 것으로 보인다. 즉, 창업초기에는 기업규모의 영세성으로 인

해 충분한 담보력을 갖출 수는 없어 부채에 의존해서라도 투자를 증가시킨 기업이 매출 신장을 통해 경쟁력을 확보한다면 부도확률은 감소되는 것으로 해석된다. 그러나 거시경제변수 및 기타 기업특성변수들은 창업기업의 신용위험을 설명하는 데는 그리 유용한 요인으로 보이지 않는다.

5. 요약 및 결론

신용위험이 경기변동과 관련된다는 다수의 실증적 증거들은 경제환경 변화에 따른 위험의 동태적 특성을 신용위험 모형에 결합하도록 요구하고 있다. 이에 본 연구에서는 신용위험이 경기변동과 어떤 연관성을 갖는지 거시적 관점에서 분석한 후 기업수준변수와 거시경제변수를 포함하는 확률효과프로빗모형을 통해 신용위험의 결정요인을 분석하였다. 그리고 Cox의 비례위험모형 등을 이용해 신용위험의 기업 존속기간에 대한 의존성을 검증하였다.

본 실증분석 결과에서 발견된 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 경제성장기의 실질GDP의 증가와 대출 증가는 4~5분기의 시차를 두고 신용부실금액과 비례적 관계를 갖는 것으로 나타남으로써 경기후퇴기의 부도증가는 경기 고점에서 형성된 신용위험의 실현이라는 가설을 강하게 지지하는 실증적 결과가 발견되고 있다. 둘째, 기업고유의 위험요인으로서 주요 재무비율들은 신용위험의 매우 유의적인 결정요인인 반면에 거시경제변수들은 체계적 위험요인으로 신용위험 모형에 결합되는 데는 성공적이지만 부도확률의 추정을 크게 개선시키지는 못하고 있다. 셋째, 우리나라의 경우에는 기업규모가 클수록 기업의 운영기간이 장기일수록 담보력이 충분할수록 신용위험은 감소하는 결과가 발견됨으로써 선행연구 결과를 강하게 지지해주고 있다. 넷째, 우리 기업은 창업후 약 4년에 이르러 부도율이 정점에 다다르고 이후 점차 감소하는 신용위험의 존속기간에 대한 비선형성의 증거가 발견되었다. 다섯째, 기업의 부도확률을 설명하는 요인과 부도 시점의 결정요인 간에는 차이가 있고 특히 신생기업의 신용위험에 대해서는 재무변수들이 유용한 반면 거시경제변수들은 중요한 요인으로 나타나지 않았다.

이러한 결과들은 비교적 규모가 영세한 중소기업을 대상으로 분석한 것으로써 대기업을 위시로 전체기업으로 분석결과를 일반화하기에는 다소 한계가 있다. 그러나 현재까지 국내의 조건부 부도확률 모형이 소수의 부도 기업에 상응하는 비부도 기업에 대한 쌍대 및 배수 표본 추출 방식에 의존함에 따라 편의적 표본선택의 문제를 안고

있는 점을 감안할 때 본 연구는 다수의 표본을 이용한 비교적 확률적 추출 방법에
근접하여 모수를 추정한 결과라는 점에서 다른 한편으로 신용위험 연구에 기여하고
있다고 판단된다.

<부표 1> 기업부도예측연구에서 이용된 주요 재무비율의 국가별 비교

이 표는 Dimitras et al.(1996 : 492)의 국가별 주요 재무비율 분석결과에 토대를 두고 국내의 전춘옥(1984), 정준수(1985), 김건우(1987), 남주하(1995), 장휘용(1998), 신동령(2005)의 재무비율을 이용한 부도예측모형 중 2개 이상의 논문에서 유의적으로 나타난 재무비율을 Dimitras et al.(1996 : 492)의 표 3에 삽입한 것이다.

구분	한 국	호 주	캐 다	핀 란 드	프 랑 스	그 리 스	이 스 라 엘	이 태 리	일 본	스 웨 덴	네 덜 란 드	영 국	미 국	계	
연구의 수	6	2	1	4	5	7	1	2	1	1	1	9	13	63	
유 동 성	순운전자본비율	2	-	-	-	1	5	-	-	1	-	-	5	4	18
	유동비율	2	2	1	1	-	2	1	-	-	-	-	-	5	14
	당좌비율	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	5	3	9
	현금/총자산	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	2	2	5
	당좌자산/총자산	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	3	4
안 정 성	부채비율	3	-	1	1	-	5	-	-	-	-	-	-	8	18
	총자산유보이익율	-	1	-	-	-	1	-	-	-	-	1	1	3	7
	자기자본비율	3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3
	차입금의존도	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2
	금융비용부담율	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2
수 익 성	EBIT/총자산	-	1	-	3	-	1	-	-	-	1	-	1	5	12
	총자산순이익율	-	1	-	1	-	2	-	-	-	-	-	-	7	11
	총자산매출총이익율	-	-	-	-	-	6	-	-	-	-	-	-	-	6
	주당순이익	-	-	-	-	-	1	-	1	-	-	1	3	-	6
	매출액세전이익율	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5	-	5
	(매출액-매출이익)/총자본 ²⁾	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5	-	5
총자산경상이익율	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4	
현금 흐름	현금흐름/총부채	-	-	-	2	1	-	-	-	-	-	-	-	6	9
	현금흐름/매출액	-	-	-	6	1	-	-	-	-	-	-	-	1	8
효 율 성	총자산회전율	3	-	1	2	1	-	-	-	-	1	-	2	10	
	재고자산회전기간 ¹⁾	2	-	-	-	-	-	-	-	1	-	2	1	6	
기타	총자산/GNP	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	2	4	

(주) 1. 우리나라의 경우는 재고자산회전율이 주요 요인으로 제시되나 두 비율은 역수의 관계이므로 동일한 요인으로 분류하였음

<부표 2> 재무비율 산출식

재 무 비 율		산 출 공 식
성 장 성	총자산증가율	$\{(총자산_t/총자산_{t-1})-1\} \times 100$
	매출액증가율	$\{(매출액_t/매출액_{t-1})-1\} \times 100$
유 동 성	유동비율	$(유동자산_t/유동부채_t) \times 100$
	당좌비율	$(당좌자산_t/유동부채_t) \times 100$
	순운전자본비율	$\{(유동자산_t-유동부채_t)/총자산_t\} \times 100$
수 익	자기자본순이익률	$(당기순이익_t/자기자본_t) \times 100$
	총자산유보이익률	$\{(자본잉여금_t+이익잉여금_t+자본조정_t-자기주식_t)/총자산_t\} \times 100$
	이자보상배율	$(경상이익_t+이자비용_t)/이자비용_t$
	총자산순이익률	$(당기순이익_t/총자산_t) \times 100$
	총자산경상이익률	$(경상이익_t/총자산_t) \times 100$
성	EBIT/총자산	$EBIT_t/총자산_t$ *EBIT _t =영업이익 _t +퇴직급여 _t +대손상각비 _t +기타의대손상각비 _t +임 대료 _t -채고자산평가손실 _t -재해손실 _t)
	자기자본비율	$(자기자본_t/총자본_t) \times 100$
안	부채비율	$(총부채_t/자기자본_t) \times 100$
	차입금의존도	$\{(단기차입금_t+유동성장기부채_t+사채_t+장기차입금_t)/총자본_t\} \times 100$
정 성	순금융비용부담률	$\{(이자비용_t-이자수익_t)/매출액_t\} \times 100$
	고정장기적합률	$\{비유동자산_t/(자기자본_t+비유동부채_t)\} \times 100$
효 율 성	총자산회전율	$매출액_t/((총자산_{t-1}+총자산_t)/2)$
	채고자산회전율	$매출액_t/((채고자산_{t-1}+채고자산_t)/2)$
생 산 성	부가가치율	$(부가가치_t/매출액_t) \times 100$ *부가가치 _t =손익계산성상(경상이익 _t +급여 _t +퇴직급여 _t +복리후생비 _t +이자비용 _t -이자수익 _t +임차료 _t +세금과공과 _t +감가상각비 _t)+제조원 가명세서상(노무비 _t +복리후생비 _t +감가상각비 _t +중기임차료 _t +임차료 _t)
	총자본투자효율	$\{부가가치_t/(총자산_{t-1}+총자산_t)/2\} \times 100$
기 타	유형자산구성비율	$(유형자산_t/총자산_t) \times 100$
	순고정자산증가율	$\{(고정자산_t-고정부채_t)/(고정자산_{t-1}-고정부채_{t-1})\} \times 100$

<부표 3> 재무비율의 상관분석 결과

구 분	총자산 증가율	매출액 증가율	유동 비율	당좌 비율	순운전 자본비율	자기 자본순이익 률	총자산 유보이익 률	이자 보상 배율	총자산 순이익 률	총자산 경상이익 률	EBIT / 총자산	자기 자본비율	부채 비율	차입금 의존도	순금융 비용부담 율	고정장기 적합률	총자산 회전율	재고자산 회전율	부가가치 율	총자본 투자효율
총자산 증가율	1																			
매출액 증가율	.33	1																		
유동 비율	-.03	-.02	1																	
당좌 비율	-.02	-.02	.90	1																
순운전 자본비율	-.01	.00	.40	.45	1															
자기 자본순이익 률	.20	.23	.01	.02	.10	1														
총자산 유보이익 률	-.05	-.05	.19	.23	.56	.22	1													
이자 보상 배율	.03	.03	.15	.13	.22	.14	.32	1												
총자산 순이익 률	.11	.23	.12	.15	.30	.63	.45	.33	1											
총자산 경상이익 률	.12	.23	.11	.14	.31	.60	.47	.33	.96	1										
EBIT / 총자산	.05	.22	.05	.07	.19	.48	.27	.16	.72	.75	1									
자기 자본 비율	-.09	-.03	.36	.39	.63	.06	.79	.35	.37	.38	.17	1								
부채 비율	.03	-.01	-.15	-.17	-.46	-.22	-.66	-.15	-.33	-.34	-.18	-.70	1							
차입금 의존도	.00	-.08	-.12	-.14	-.39	-.08	-.40	-.36	-.28	-.30	-.12	-.58	.38	1						
순금융 비용부담 율	-.07	-.10	-.13	-.16	-.39	-.13	-.41	-.30	-.27	-.30	-.02	-.30	.29	.54	1					
고정장기 적합률	-.01	-.03	-.19	-.23	-.75	-.03	-.35	-.14	-.20	-.21	-.12	-.30	.38	.31	.32	1				
총자산 회전율	.17	.28	.03	.05	.21	.23	.12	.16	.33	.35	.31	.07	-.05	-.20	-.39	-.20	1			
재고자산 회전율	.04	.06	.04	.11	.08	.08	.08	.06	.14	.13	.11	.10	-.06	-.09	-.09	-.05	.14	1		
부가가치 율	-.01	-.02	.06	.11	.01	.04	.02	-.03	.11	.11	.05	.17	-.10	.03	.19	.06	-.28	.17	1	
총자본 투자효율	.09	.19	.05	.11	.16	.15	.09	.07	.29	.30	.24	.20	-.12	-.19	-.16	-.10	.33	.25	.68	1

<부표 4> 모수적 생존모형 추정결과

이 표는 2000년 창업기업 표본을 대상으로 다양한 기저위험분포를 가정한 모수적 생존모형을 추정한 결과이다. 모형 1, 2, 3은 비례위험계수, 모형 4, 5, 6은 가속부도시기(accelerated failure-time) 계수를 의미한다. 가속부도시기 계수가 양의 값을 갖는 것은 비례위험 계수가 1 이하인 것과 동일한 의미로써 부도시기까지 대기시간이 많이 남아 있음을 의미하는 것이다. 그러므로 가속부도시기 추정 모형에서는 부도확률과 독립변수와의 관계를 역으로 해석하여야 한다.

변 수	모형 1 (exponential)	모형 2 (Weibull)	모형 3 (Gompertz)	모형 4 (lognormal)	모형 5 (log-logistic)	모형 6 (Gamma)
상수항	-	-	-	2.252 *** (7.20)	2.068 *** (7.60)	2.252 *** (7.27)
매출액증가율	0.982 *** (-4.02)	0.984 *** (-3.45)	0.983 *** (-3.57)	0.010 *** (3.02)	0.009 *** (2.90)	0.010 *** (2.79)
순운전자본비율	1.018 ** (2.46)	1.019 ** (2.52)	1.019 ** (2.50)	-0.010 ** (-2.37)	-0.010 ** (-2.53)	-0.010 ** (-2.34)
EBIT/총자산	0.138 ** (-2.47)	0.120 ** (-2.32)	0.123 ** (-2.47)	1.340 ** (2.17)	1.251 ** (2.26)	1.343 ** (2.14)
자기자본비율	0.976 (-1.63)	0.965 ** (-2.21)	0.966 ** (-2.15)	0.019 ** (2.11)	0.020 ** (2.27)	0.019 ** (2.05)
Log pseudolikelihood	-92.8	-88.4	-90.0	-88.0	-88.3	-88.0
Wald χ^2	23.06 ***	22.85 ***	22.20 ***	15.88 ***	17.60 ***	15.56 ***
관측치 개수.	1038	1038	1038	1038	1038	1038
패널의 개수	218	218	218	218	218	218
부도의 개수	29	29	29	29	29	29
time at risk	1038	1038	1038	1038	1038	1038

(주) 1. ()의 값은 robust 표준오차 추정에 의한 z값, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 통계적 유의수준.

<부표 5> 거시경제변수 및 신용부실금액의 기술통계량

변 수 (단 위)	평균	중위수	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera
신용부실금액(억원)	3414.9	3235.5	10918.8	325.1	2075.5	1.4	6.1	55.6 ***
실질GDP(십억원)	140193.6	133551.4	208609.0	77904.5	37894.7	0.1	1.9	4.2
최종소비지출(십억원)	92717.9	91664.9	126045.5	55949.5	20199.5	-0.1	1.9	3.8
정부소비지출(십억원)	17746.4	17225.0	26492.7	10834.3	4219.6	0.3	2.1	3.5
민간소비지출(십억원)	74971.4	75049.3	100278.3	45115.2	16085.6	-0.2	1.9	4.3
총고정자본형성(십억원)	44490.3	46074.8	56587.6	26913.8	8055.0	-0.4	2.1	4.6
수출(십억원)	57127.8	49782.7	135105.7	13493.3	36817.3	0.6	2.2	7.0 **
수입(십억원)	53510.0	46771.0	109522.0	18624.6	25989.7	0.6	2.2	6.0 **
예금은행대출잔액(십억원)	341345.1	230134.6	917110.1	64045.4	247673.9	0.7	2.3	8.5 **
기업대출잔액(십억원)	284397.7	284875.4	528536.9	143840.3	102805.7	0.7	2.9	3.9
가계대출잔액(십억원)	227872.5	249699.2	388573.2	54494.8	109642.5	-0.2	1.7	3.4
경기동행지수(2005=100)	77.0	70.5	117.8	45.7	21.6	0.4	1.9	5.7 *
소비자물가지수(2005=100)	81.9	82.8	111.1	50.1	17.0	-0.1	1.9	4.0
평균환율(₩/\$)	998.0	955.5	1606.1	690.6	215.5	0.4	2.2	4.1
실업률(%)	3.7	3.6	6.0	3.0	0.7	1.7	5.6	29.1 ***
예금은행대출금리(연리, %)	8.3	7.0	16.9	5.5	2.9	1.4	4.3	19.9 ***
기업대출금리(연리, %)	8.2	7.0	17.2	5.6	2.9	1.5	4.9	28.2 ***
가계대출금리(연리, %)	8.7	7.1	16.4	5.4	3.1	0.8	2.6	6.3 **
국고채3년금리(연리, %)	7.5	5.8	16.3	3.4	3.5	0.9	2.5	8.1 **
회사채3년금리(연리, %)	9.4	8.9	12.1	7.8	1.3	0.7	2.3	3.7
KOSPI(1984.01.04=100)	910.7	833.0	1944.3	317.6	361.4	1.1	3.8	14.9 ***

(주) ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 통계적 유의성 수준

참 고 문 헌

- 김건우, “재무비율로 판단한 기업부실징후와 예측”, 경영학연구, 제16권 제2호(1987), pp. 263-316.
- 김건우, 이운석, “신용위험과 거시경제변수에 관한 연구”, 재무연구 제16권 제1호(2003), pp.193-225.
- 남주하, 김동수, 김명정, “부도예측모형 분석”, 한국경제연구원(1995).
- 신동령, “부실기업의 재무적 특징과 부실예측모형에 관한 연구: 상장기업과 비상장기업의 비교를 중심으로”, 회계정보연구, 제23권 제2호(2005), pp. 137-2005.
- 신용상, “경기변동과 중소기업 자금조달간의 관계에 대한 연구”, 한국금융연구원 금융조사보고서 2006-01(2006).
- 이병기, “한국 신생기업의 생존요인: 이론과 실증”, 한국경제연구원(2003).
- 이상호, “중소 전자기업의 생존요인 분석”, 국제경제연구, 제4권(1998), pp. 93-112.
- 장휘용, “비금융 상장기업의 부실예측 모형”, 재무관리연구, 제15권 제1호(1998), pp. 299-327.
- 전춘옥, 『기업도산론-기업도산예측을 중심으로』, 무역경영사, 1984
- 정준수, 『기업도산예측모델』, 경음사, 1985
- 조하현, 이승국, “신용스프레드의 결정요인에 관한 실증연구”, 한국경제의 분석 제11권 제1호(2005), pp.51-98.
- Agarwal, S., Chomsisengphet, S., and C. Liu, 2005, Determinants of Small Business Default, Social Science Research Network, Working Paper Series, <http://papers.ssrn.com>.
- Allen, L. and A. Saunders, 2003, A Survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models, BIS Working Papers No 126.
- Altman, E.I., 1968, Financial Ratios, Discriminant Analysis and The Prediction of Corporate Bankruptcy, Journal of Finance 23, pp.589-609.
- Altman, E.I., R.G. Haldeman, and P. Narayanan, 1977, ZETA Analysis: A New Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporations, Journal of Banking & Finance 1, pp.29-54.
- Balcaen, S., and H. Ooghe, 2006, 35 years of Studies on Business Failure: an Overview of the Classic Statistical Methodologies and Their Related Problems, The British Accounting Review 38, pp.63-93.

Bangia, A., Diebold, F.X., Kronimus, A., Schagen, C., and T. Schuermann, 2002, Ratings Migration and the Business Cycles with Application to Credit Portfolio Stress Testing, *Journal of Banking and Finance* 26, pp.445-474.

Basel Committee on Banking Supervision, "International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework", BIS Report, 2004.

Beaver, W.H., 1966, Financial Ratios as Predictors of Failure, *Empirical Research in Accounting: Selected Studies*, Supplement to *Journal of Accounting Research* 4, pp.71-111.

Bernanke, B.S., and M. Gertler, 1995, Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Transmission, *Journal of Economic Perspectives* 9, pp.27-48.

Bernanke, B.S., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1996, The Financial Accelerator and the Flight to Quality, *Review of Economics and Statistics* 78, pp.1-15.

Bernhardsen, E., 2001, A Model of Bankruptcy Prediction, *Norges Bank Working Paper* 2001/10.

Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S., and P. Kattuman, 2002, Macroeconomic Instability and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of Large UK Firms, *Cambridge Working Papers in Economics* 0206.

Blum, M., 1974, Failing Company Discriminant Analysis, *Journal of Accounting Research* 12(1), pp.1-25.

Bonfim, D., 2009, Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics, *Journal of Banking and Finance* 33, pp.281-299.

Borio, C., Furfin, C., and P. Lowe, 2001, Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options, *BIS Papers* 1, pp.1-57.

Bunn, P. and V. Redwood, 2003, Company Accounts based Modelling of Business Failures and the Implications for Financial Stability, *Bank of England Working Paper* 210.

Carling, K., Jacobson, T., Lindé, J., and K. Roszbach, 2007, Corporate Credit Risk Modelling and the Macroeconomy, *Journal of Banking and Finance* 31, pp.845-868.

Charitou, A., Neophytou, E., and C. Charalambous, 2004, Predicting Corporate Failure: Empirical Evidence for the UK. *European Accounting Review* 13(3), pp.465-497.

- Chen, K.H., and T.A. Shimerda, 1981, An Empirical Analysis of Useful Financial Ratios, *Financial Management*, Spring, pp.51-60.
- Cox, D., 1972, Regression Models and Life Tables, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34, pp.187-220.
- Dambolena , I.G. and S.J. Khoury, 1980, Ratio Stability and Corporate Failure, *The Journal of Finance* 35, pp.1017-1026.
- Deakin, E.B., 1972, A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure, *Journal of Accounting Research* 10(1), pp.167-179.
- Dimitras, A.I., Zanakis, S.H., and C. Zopounidis, 1996, Theory and Methodology: A Survey of Business Failures with an Emphasis on Prediction Methods and Industrial Applications, *European Journal of Operational Research* 90, pp.487-513.
- Glennon, D., and P. Nigro, 2002, Measuring the Default Risk of Small Business Loans : A Survival Analysis Approach, OCC Working Paper.
- Helwege, J., and P. Kleiman, 1997, Understanding Aggregate Default Rates of High-Yield Bonds, *Journal of Fixed Income* 7, p.55-61.
- Jónsson, J.G., and M. Fridson, 1996, Forecasting Default Rates on High-Yield Bonds, *Journal of Fixed Income* 6, pp.69-77.
- Jiménez, G., and J. Saurina, 2006, Credit Cycles, Credit Risk and Prudential Regulation, *International Journal of Central Banking*, pp.65-98.
- Kalbfleish, J., and R. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Data*, New York: Willy, 1980.
- Keasey, K., and R. Watson, 1987, Non-financial Symptoms and the Prediction of Small Company Failure: A Test of Argenti's Hypothesis, *Journal of Business Finance & Accounting* 14(3), pp.335-354.
- Keasey, K., and R. Watson, 1991, Financial Distress Prediction Models: A Review of Their Usefulness, *British Journal of Management* 2, pp.89-102.
- Kumar, P.R., and V. Ravi, 2007, Bankruptcy Prediction in Banks and Firms via Statistical and Intelligent Techniques-A Review, *European Journal of Operational Research* 180, pp.1-28.
- Lancaster, T., *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- Laitinen, E.K., 1992, Prediction of Failure of a Newly Founded Firm, *Journal of*

- Business Venturing 7, pp.323-340.
- Lennox, C., 1999, Identifying Failing Companies: A Re-evaluation of the Logit, Probit, and DA Approaches, *Journal of Economics and Business* 51(4), pp.347-364.
- Merton, R.C., 1974, On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance* 29(2), pp.449-470.
- Nickell, P., Perraudin, W., and S. Varotto, 2000, Stability of Rating Transitions, *Journal of Banking and Finance* 24, pp.203-228.
- Ohlson, J.A., 1980, Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy, *Journal of Accounting Research* 18(1), pp.109-131.
- Pederzoli, C., and C. Torricelli, 2005, Capital Requirements and Business Cycle Regimes: Forward-looking Modelling of Default Probabilities, *Journal of Banking and Finance* 29, pp.3121-3140.
- Rosch, D., 2003, Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany, *Financial Markets and Portfolio Management* 17(3), pp.309-331.
- Samolyk, K., 2000, Small Business Credit Markets: Why Do We Know so Little about Them?, *FDIC Banking Review*.
- Shumway, T., 2001, Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model, *The Journal of Business* 74(1), pp.101-124.
- Sohn, S.Y. and H.S. Kim, 2007, "Random Effect Logistic Regression Model for Default Prediction of Technology Credit Guarantee Fund", *European Journal of Operational Research* 183, pp.472-278.
- Taffler, R.J., 1983, The Z-score Approach to Measuring Company Solvency, *The Accountant's Magazine* 87/921, pp.91-96.
- Wilson, T., 1997a, Portfolio Credit Risk(I), *Risk* 10(9), pp.111-117.
- Wilson, T., 1997b, Portfolio Credit Risk(II), *Risk* 10(10), pp.56-61.
- Zavgren, C.V., 1983, The Prediction of Corporate Failure: The State of the Art, *Journal of Financial Literature* 2, pp.1-37.
- Zmijewski, M.E., 1984, Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models, *Journal of Accounting Research* 22, pp.59-82.