

경기변동에 따른 비상장 중소기업 신용위험을 설명하는 회계변수와 부도예측에 관한 실증연구*

The Effects of Business Cycle on the Credit Rating Model for Unlisted SMEs in Korea*

(제1저자) 김 성 규 Sung-Kyoo Kim**

(교신저자) 이 화 득 Hwa-Deuk Yi***

〈요약〉

기업의 신용위험은 재무상태 등 개별기업(차주)의 특성을 반영한 고유위험요소(idiosyncratic risk factor)와 모든 차주의 신용도에 영향을 미치는 거시환경위험요소(systematic risk factor)에 의해 결정된다. 또한 금융기관의 경기순응성(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 기업부도율 간의 관계에 대한 단순한 실증 분석만 수행되었을 뿐 고유위험요소와 거시환경위험요소를 통합하여 부도예측모형과 연계한 국내외 연구는 별로 없는 현실이다.

본 연구는 이러한 배경에서 회계정보를 활용한 부도예측모형을 경기변동과 연계하여 추정하는 방법론을 제시하고 거시환경위험요소를 반영한 부도예측모형의 변별력이 개선될 수 있는지를 분석하였다. 또한 네 가지 경기국면(호황/하강/불황/회복)에 따라 신용위험을 설명하는 회계변수가 상대적으로 변할 것이 예상되므로 이를 분석하였다. 본 연구의 실증 분석대상은 그동안 연구가 활발하지 못하였던 경기변동에 민감한 비상장 중소기업을 대상으로 하였다. 표본은 경기변동이 충분히 반영되도록 1995년~2007년 동안의 재무자료에서 추출한 38,758개 비상장 중소기업의 재무제표 124,495개이며 이를 추정표본(estimation sample) 74,697개와 예측성과를 검토한 확인표본(holdout sample) 49,798개로 분리하였다.

논문접수: 2012. 05. 22 1차수정: 2012. 10. 15 게재확정: 2012. 11. 23

* 본 논문의 심사과정에서 유익한 논평을 주신 익명의 두 심사위원께 감사드립니다.

** 신용보증기금 팀장, Team Manager, Korea Credit Guarantee Fund, Seoul, Korea
(E-mail: jese1@nate.com)

*** 한양대학교 경영학부 교수, Professor, Business School, Hanyang University, Seoul, Korea
(E-mail: hwayi@hanyang.ac.kr)

부도예측모형에 대한 분석방법은 동태적 현상인 기업부도를 예측하는데 활용하는 생존분석방법의 하나로서 연차단위 패널자료로서 시계열 특성이 있는 본 연구의 표본에 적합한 이산시간로짓 모형(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), HR(Hit Rate), FAR(False Alarm Rate)와 등급계량화(calibration)를 중심으로 살펴보았다.

실증 분석결과, 회계정보를 활용한 부도예측모형에 경기변동변수를 연계하여 추정한 모형의 AUC는 회계정보를 활용한 모형 대비 크게 증가되지 않았지만(1.7% point 증가) 경기국면 예측에 따라 분류값(cut-off value)을 달리하여 부도기업을 부도기업으로 정확하게 분류하는 비율인 HR과 전전기업을 부도기업으로 잘못 분류하는 비율인 FAR를 동시에 감안시 경기변동을 감안한 분석모형이 금융기관 경영전략 측면에서 활용성이 크고 부도예측모형으로서의 유용성이 높은 것으로 나타났다. 또한 경기변동에 따라 신용위험을 설명하는 기업고유위험에 체계적인 차이를 보여주는 회계정보가 있는 것으로 검토되었다. 회복기에는 수익성과 활동성 보다는 현금유동성이 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.

경기변동에 따라 부도률이 매우 변동적인 특징을 보이고 있는 중소기업에 방대한 자료를 이용하여 분석한 본 연구결과는 경기변동에 따른 중소기업의 신용위험을 포착하는데 매우 커다란 의미가 있다고 본다.

한글색인어: 회계정보의 유용성, 경기변동, 부도예측, 신용평가, 신용위험, 중소기업

〈ABSTRACT〉

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).

The design of the study is as follows.

First, it added the business cycle dummy variable to the basic accounting model that uses financial ratio variables only, in order to examine if the business cycle variables (systematic risk factor) shows any additional descriptive power in default prediction.

Second, by implementing accounting model in each phase of a business cycle, it examined whether accounting information that explains the credit risk of business enterprises differs according to the business cycle.

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 show a great improvement 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 cycle. It is confirmed that in boom and slow down, the discriminant 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 are useful accounting information in default prediction, which is in line with previous studies.

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.

Key Words: Usefulness of Accounting Information, Business Cycle, Default Model, Credit Rating, Credit Risk, SMEs

I. 서론

기업의 신용위험을 사전에 파악하는 것은 채권자, 투자자 등 기업의 이해관계자들에게는 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 기

업의 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)의 신용위험은 개별기업의 특성을 반영한 고유위험요소(idiosyncratic risk factor)와 모든 차주의 신용도에 영향을 미치는 거시환경위험요소(systematic risk factor)에 의해 결정되므로 신용위험의 정도는 경기변동과 밀접한 관계를 가지고 있다고 하였다.¹⁾ 이러한 배경에서 Bonfim(2009), 임혜진(2009) 등은 거시경제변수와 기업부도율 간의 상관관계에 대해 연구하였지만 이를 부도예측모형과 연계한 체계적인 연구는 이루어지지 않았다.

본 연구는 이러한 배경에서 회계정보를 활용한 부도예측모형을 경기변동과 연계하여 추정하는 방법론을 제시하고 거시환경위험요소를 반영했을 때 부도예측모형의 변별력이 개선될 수 있는지를 분석하고자 한다. 또한 네 가지 경기국면(호황/하강/불황/회복)에 따라 신용위험을 설명하는 회계변수가 어떻게 달라지는 지를 분석하고자 한다. 본 분석을 위해 그 동안 활발하게 연구되지 못하였던 중소기업을 대상으로 실증 분석하고자 한다.

부도예측모형에 대한 분석방법은 동태적 현상인 기업부도를 예측하는데 활용하는 생존분석방법의 하나로서 연차단위 패널자료로서 시계열 특성이 있는 본 연구의 표본에 적합한 이산시간 로짓모형(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), HR(Hit Rate), FAR(False Alarm Rate)와 등급계량화(calibration)를 중심으로 살펴본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 경기변동에 대한 이론적인 배경과 부도예측모형

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

등에 대한 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 연구방법론 및 연구 설계 그리고 표본선정과 회계변수 선정 등에 관한 내용을 설명한다. 제4장에서는 실증 분석결과를 보고하며 제5장에서는 요약 및 결론을 제시하기로 한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

2.1 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 기업부도율(PD)은 일반적인 네 가지 경기국면에 따라 다음과 같은 특징을 보이는 것으로 알려져 있다.²⁾

회복기에는 생산과 고용이 증가하기 시작하고 향후 경기에 대한 기대심리가 낙관적으로 변화하면서 소비와 투자가 점차 증가한다. 이 때 물가와 금리는 안정세를 유지하고 수익성이 향상되어 기업자금 사정이 개선됨에 따라 부도율이 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 도달하는 과정에서 투자확대에 따른 부분적인 자금부족 현상 발생하는 등 무리한 투자 여파로 부도율이 약간 상승하게 된다. 하강기에는 재고가 증가하고 투자는 수익성 저하와 함께 감소하는 가운데 금리와 물가는 상승세가 지속된다. 이러한 수요 감소와 수익성 악화에 따른 기업자금사정 악화로 부도율이 증가하기 시작한다. 불황기에는 경기에 대한 비관론이 확산되고 소비와 투자의 감소세가 확대되면서 실업률이 증가되고 물가와 금리는 하락된다. 이에 따라 기업의 수익성과 자금사정은 더욱 악화되고 경기가 저점에 가까워지면서 한계기업이 퇴출하고 수익성 악화 등으로 부도율은 크게 증가하게 된다. 결국 경기변동이론에 의하면 기업의 신용위험은 기업 고유위험(재무구조 등) 뿐만 아니라 체계적인 위험(거시경제적 상황) 요인에 의해서도 결정되므로 부도예측모형을 활용하는 채권자 및 회계학연구분야 측면에서 다음과 같은 시사점을 주고 있다.

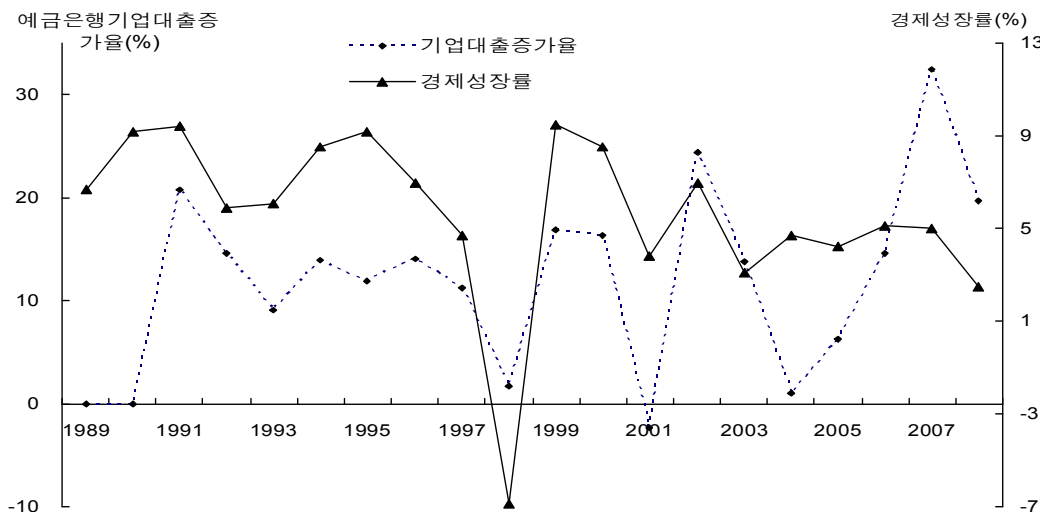
첫째, 금융기관 등 채권자 측면에서는 예상되는 경기변동에 따른 신용위험의 변화를 정량적으로 예측할 수 있어야 사전에 적절한 조치를 취하여 자산건전성을 확보할 수가 있을 것이다. 그런데 기존 부도예측모형은 개별기업(차주)의 특성을 기반으로 한 미시적인 관점에서만 신용위

2) PD: Probability of Default. 개별기업의 부도확률(일반적으로 관찰기간 1년)을 의미

험을 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 살펴보는 데 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.

따라서 불황국면에서는 자금조달이 어렵게 됨에 따라 경영자가 회계이익을 조작할 가능성이 높아져 회계이익정보의 신뢰성은 감소하나 재무건전성 및 현금흐름 관련 지표가 상대적으로 유용할 것으로 예상되므로 이러한 회계정보를 기반으로 한 부도예측은 용이하게 된다. 반면, 호황국면에서는 상대적으로 회계이익(당기순익)의 질은 높아지나, 금융기관의 적극적인 신용공여로 재무구조가 다소 불량하더라도 자금조달이 가능함에 따라 부도가능성이 적어져 부도예측측면에서의 회계정보의 유용성은 저하될 것으로 보인다. 이와 같이 경기변동에 따라 부도예측에 유용한 회계정보는 상대적으로 변할 것으로 예상되므로 이와 관련한 연구가 회계학연구 분야에서 필요함을 시사하고 있다.



자료: 노용환(2009)

〈그림 2-1〉 경제성장률과 예금은행 기업대출 증가율 추이

2.2 경기변동과 기업 부도율과의 관계에 관한 선행연구

거시변수가 기업 부도율에 미치는 영향에 관한 연구는 지속적으로 이루어져 왔으나 경기변동을 부도예측모형에 반영한 연구는 상대적으로 활발하지 못한 편이며, 특히 국내연구는 부도자

료의 수집 어려움 등으로 더욱 부족한 편이다. 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 부도를 변동의 상당부분을 설명하고 있고 신용전이확률은 경기변동에 민감하게 변화하는 것으로 나타났다고 주장하고 있다. Wilson은 이 연구를 토대로 포트폴리오 신용위험을 측정하는 모델을 개발하였는데 McKinsey사 재직시 개발한 CreditPortfolio View가 그 것이다. Nickell et al.(2000)과 Bangia et al.(2002)은 국제 신용평가기관의 신용등급 자료를 이용하여 경기 확장기와 수축기로 구분하여 분석하였는데 수축기에 등급하락 및 부도확률이 크게 증가하였고 이러한 현상은 신용등급이 낮은 기업일수록 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. Pederzoli and Torricelli(2005)는 경기변동을 팽창기와 수축기로 분류하여 경기국면에 따른 조건부 PD를 산출하는 방법을 제시하였다.³⁾

조성표·류인규(2007)는 기업의 부도예측모형의 요인(회계변수)들이 불황기(하락기, 위기, 지속기로 세분)와 호황기에 따라 달라지는 가를 실증 분석하였는데 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.

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

Ⅲ. 연구설계

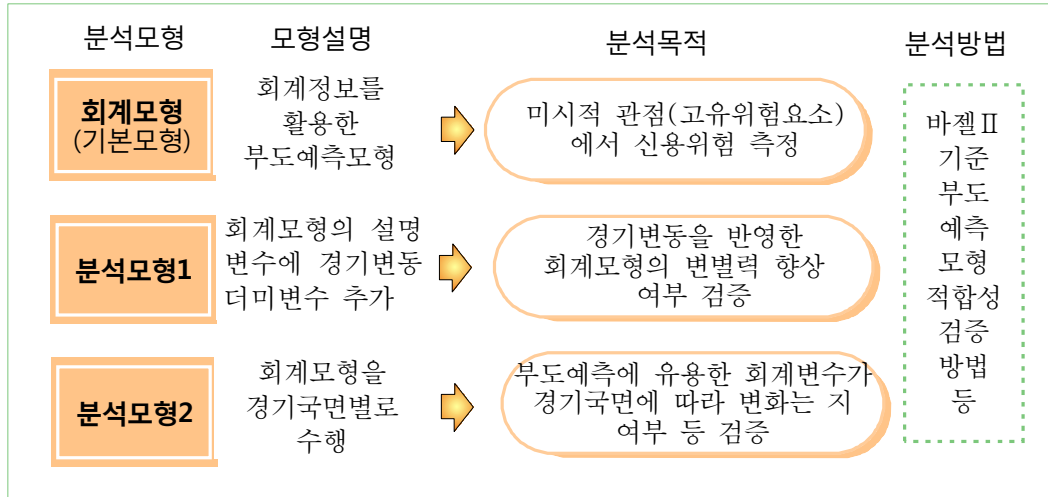
3.1 연구방법과 연구모형

본 연구의 주요 목적은 기업의 거시환경위험요인인 경기변동을 반영한 부도예측모형의 변별력이 개선될 수 있는지 그리고 네 가지 경기국면에 따라 기업부도예측에 유용한 회계변수가 상대적으로 변하는지 여부를 검토하여 회계정보의 유용성을 밝히고자 하는데 있다.

경기변동변수가 추가적인 설명력을 보이는지 여부를 검토하기 위해서는 먼저 개별기업(차주)의 특성을 기반으로 미시적 관점에서만 신용위험을 예측하는 부도예측모형에 대한 분석이 필요

3) 조건부 PD(conditional PD)란 특정 경기국면에 따라 부도확률이 종속적인 것을 말하며 반대로 독립적인 것을 비조건부 PD(unconditional PD)라 한다. 조건부 PD는 PIT(point-in-time) 체계 PD개념이며 비조건부 PD는 TTC(through-the-cycle) 체계 PD개념이다. 자세한 내용은 Rikkers and Thibault(2007), 이석형·이상진(2007) 참조

하다. 따라서 회계정보를 활용한 부도예측모형인 회계모형을 기본모형으로 설정하고 <그림 3-1>과 같이 두 가지 분석모형을 통해 분석을 실시한다.



<그림 3-1> 회계모형에 경기변동을 반영한 분석모형 구조

3.1.1 회계정보만을 이용한 기본모형

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

(기본모형: 회계모형)

$$y = \beta_0(t) + \beta_j \cdot \Sigma \text{VAR}_j(t) \quad (\text{식3.1})$$

여기서 y 는 건실기업(0), 부도기업(1)을 뜻하는 이항변수에 대한 $\ln[h(t)/(1-h(t))]$ 이다. $h(t)$ 는 t 시점까지 생존하고 있다가 t 시점 바로 직후에 도산할 기업 i 의 위험율(hazard risk or instantaneous risk of bankruptcy)을 의미하며 생존분석기법의 일종인 Shumway(2001)의 이산시간로짓모형의 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.⁴⁾ $\text{VAR}_j(t)$

4) 특정 시점의 기업 재무적 상황을 근거로 부도발생 가능성을 분석하는 방법으로 판별분석을 사용한 Altman(1968)의 Z-score모형, 로짓분석을 사용한 Ohlson(1980)모형 그리고 Zmijewski(1984)가 사용한 프로빗분석이 대표적인 정태적 분석기법이다. 정태적 분석은 단일 관정시점에서의 자료에 근거하여 건실기업과 부도기업의 차이를 설명하고 있으므로 다년간에 걸쳐 진행된 부실화에 따른 동태적 효과를 충분히 반영하기 어려워 부도확률 추정에 편의와 비일관성이 개재될 수 있다는 한계점이 있다. 나인철·김성규(2009) 참조

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.

3.1.2 경기변동변수를 회계모형에 반영한 모형 (분석모형1)

경기전망 예측에 따른 경기변동변수를 부도예측모형의 설명변수에 직접 반영하여 중소기업의 신용위험이 거시환경위험요소에 의해서도 결정되고 있는 지 여부와 그러한 거시환경위험요소의 영향이 경기국면별로 어떻게 나타나고 있는지 검토하기 위해서 기본모형에 경기변동더미변수를 추가한 분석모형1을 다음과 같이 제시한다.

(분석모형1)

$$y = \beta_0(t) + \beta_j \cdot \sum \text{VAR}_j(t) + \gamma_1 \text{PS}_2(t) + \gamma_2 \text{PS}_3(t) + \gamma_3 \text{PS}_4(t) \quad (\text{식} 3.2)$$

여기서 PS2(t), PS3(t), PS4(t)는 각각 시점(t)에 따른 호황기, 하강기, 불황기를 나타내는 경기변동 더미변수이며 VARj(t)는 기본모형에서 선택된 회계변수 j를 의미한다.

분석모형1에 대한 검증방법은 (식3.2)에 의한 이산시간로짓분석결과 계수부호의 유의성을 검증하고 기본모형에 경기변동변수가 추가됨으로서 감소되는 $-2\log L(\text{Likelihood})$ 값이 카이자승분포표의 오른쪽 임계값 이상이면 기본모형에 추가적으로 투입되는 경기변동변수가 추가적인 설명력을 갖는다고 해석한다.⁵⁾ 또한 기본모형과 분석모형1의 부도예측 변별력 등의 비교를 바젤 II 기준 부도예측모형에 대한 적합성 검증방법에서 사용되는 변별력과 등급계량화를 중심으로 검토한다.⁶⁾

3.1.3 경기국면별로 수행한 회계모형 (분석모형2)

앞에서 언급한 금융기관의 경기순응성은 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 비해 낮게 나타날 것으로 예상되는데 이는 호황기의 영향이 잔재하고 있고 그 부정적인 효과가 하강기에 촉발되기 때문인 것으로

5) 기본모형에 경기변동변수가 추가됨으로서 감소되는 $-2\log L$ 값이란 통제모형의 $-2\log L$ 값에서 분석모형1의 $-2\log L$ 값을 차감한 값을 의미하며 카이자승분포표의 오른쪽임계값($\alpha=0.001$ 에서)은 10.8(df=1), 13.8(df=2), 16.3(df=3), 18.5(df=4) 임

6) 바젤 II 기준 부도예측모형에 대한 변별력 검증방법에 관한 자세한 사항은 Basel Committee on Banking Supervision(2005), 이군희(2006), 이석형·심재호(2006), 이성원(2005), 임종건(2006), 임철순(2005)을 참조

예상된다.

따라서 중소기업 부도예측에 유용한 회계정보가 경기국면에 따라 상대적으로 변하는지 여부를 검토하기 위해 식(3.1)을 경기국면별로 유의한 회계변수를 선정하여 모형(분석모형2)을 구축한다.

(분석모형2)

$$y_{ps} = \beta_0(t) + \beta_j \cdot \sum \text{VAR}_j(t) \quad (\text{식3.3})$$

여기서 y_{ps} 는 경기국면별로 건실기업(0), 부도기업(1)을 뜻하는 이항변수에 대한 $\ln[h(t)/(1-h(t))]$ 이며, $\text{VAR}_j(t)$ 는 경기국면별로 유의하게 선택된 회계변수 j 를 의미한다. 본 연구에서의 부도(부실)기업은 특정 연도에 아래 요건 중 하나에 해당하는 기업이다.

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

3.2 변수선정 및 변수정의

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 도산거리(DD)변수 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.⁷⁾ <표 3-1>은 후보 회계변수를 그 분류별 변수 내역과 정의 그리고 해당 변수 선정에 참고한 문

7) 도산거리변수는 자기자본의 시장가치가 부채가치보다 낮아질 예상부도확률을 Merton(1974)의 옵션가격 결정이론에 근거하여 추출하는 것으로서 이론적으로는 상장기업에 적합한 변수인데, Moody's KMV사가 비상장기업에도 적용할 수 있도록 탄력을 부여한 것이 소위 KMV-Merton모형이다. Crosbie(1999)에서 그 내용이 잘 정리되어 있는 이 분석 기법은 실무계에서 먼저 사용되어 왔다. 실무계 비상장기업 부도 예측모형에서 사용된 대표적인 도산거리변수는 장부가치도산거리(BSDD), 수익가치도산거리(ERDD), 현금흐름도산거리(CFDD)이다. 이 세 가지 도산거리변수는 도산거리측정변수라는 측정방법 측면에서는 동일한 범주에 속하지만 각각의 평가비율이 갖는 의미에서는 측정속성에서는 차이가 있어 실무에서도 2개 이상의 변수를 동시에 사용하기도 한다.

현을 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 분류한 방법을 토대로 하였다.

〈표 3-1〉 회계변수의 측정방법 및 선행연구(변수선택에 참고한 문헌)

구분	변수명	측정방법(μ = 평균, σ = 표준편차)	기대 부호	선행연구*					
				Z	O	B	DD	AS	BG
유동성	WCTA	유동자산 ÷ 총자산	—	0	0				
	CLCA	유동부채 ÷ 유동자산	+		0				
	CASH	현금 및 현금등가물 ÷ 총자산	—					0	
수익성	RETA	이익잉여금 ÷ 총자산	—	0				0	
	EBTA	(법인세차감전 계속사업이익 + 이자비용) ÷ 총자산	—	0					
	ROA	당기순이익 ÷ 총자산	—		0	0			
	ROS	세전이익 ÷ 매출액	—						0
재무적 안정성	BVTL	자기자본 ÷ 총부채	—	0					
	TLTA	총부채 ÷ 총자산	+		0	0			
	EQA	자기자본 ÷ 총자산	—						0
	SDBV	(단기차입금 + 유동성장기부채) ÷ 자기자본	+					0	
이자지급 능력 · 현금흐름	ICR	(EBITDA ÷ 이자비용) × 100	—					0	
	FUTL	영업자금 ÷ 총부채	—		0				
	ETL	EBITDA ÷ 총부채	—			0			
	ETA	EBITDA ÷ 총자산	—					0	
활동성 · 기타	STA	매출액 ÷ 총자산	—	0					
	CHIN	순이익 변화량 ÷ (당기순이익 + 전기순이익)	—		0				
	Lsize	log(소비자물가지수로 조정된 총자산)	—		0				
도산거리	BSDD	$\frac{\log(\text{총자산}_t / \text{총부채}_t)}{\sigma(\text{총자산}_{t,t-1,t-2,t-3}) / \mu(\text{총부채}_{t,t-1,t-2,t-3})}$	—				0		
	CFDD	$\frac{\mu(\text{영업현금자금}_{t,t-1,t-2,t-3}) - \mu(\text{이자비용}_{t,t-1,t-2,t-3})}{\sigma(\text{영업현금자금}_{t,t-1,t-2,t-3})}$	—				0		
	ERDD	$\frac{\mu(\text{영업이익}_{t,t-1,t-2,t-3}) - \mu(\text{이자비용}_{t,t-1,t-2,t-3})}{\sigma(\text{영업이익}_{t,t-1,t-2,t-3})}$	—				0		
더미변수	INTWO	당기순이익의 2년 연속 적자면 1, 아니면 0	+		0				
	EQAG	평균 EQA > 0 이면 1, 아니면 0	—						0
	ROSG	평균 ROS > 0 이면 1, 아니면 0	—						0

*Z: Altman의 Z-score모형을 Begley et al.(1996)이 중소기업에 맞게 수정한 모형 *O: Ohlson(1980)

*B: Beaver et al.(2005) *AS: Altman and Sabato(2007) *BG: Behr and Guttler(2007)

*DD: 도산거리(Distance-to-default) 모형으로 자세한 내용은 Crosbie(1999), Bharath and Shumway(2008), 오현탁·황영주(2004) 참조

한편, 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 회계변수들에 대해서는 하위 1%, 상위 5%의 값으로 극한값을 조정(winsorizing)하였다. 여기서 하위 1%에 비해 상위 5%의 극한값을 조정한 이유는 전체적인 분포가 하위 보다는 상위값에서 극한값이 더욱 크게 나타나고 있기 때문이다.

3.3 연구표본

3.3.1 표본추출 기준

본 연구의 표본은 외부감사대상이 되지 못하는 소규모의 기업을 포함한 전체 비상장 중소기업의 회계자료를 가장 풍부하게 보유하고 있는 신용보증기금의 자료 중, 업력 5년 이상으로서 총 자산 10억원 이상이고 연 매출액 600억원 이하로서 부도·건설 판정 전 연속해서 4개년의 재무제표를 갖추고 있는 기업의 자료를 사용하였다.⁸⁾ 표본 대상기간은 13개년도(1995년~2007년)로서 12월 결산인 법인기업·년(firm-year) 자료로부터 추출하였는데, 금융기관과 공공행정기관 등은 재무제표의 특성상 분석에 적합하지 않으므로 배제하였다.⁹⁾

부도기업의 경우, 부도가 알려진 후에 작성된 재무제표를 사용하게 되면 사후확인(backcasting) 현상에 의한 모형 성과의 과대평가 문제가 발생하므로 부도판정 연도 이전에 작성된 재무제표만을 사용하였다. 또한 자기자본전액잠식기업은 제거하였다. 이들은 정상적인 금융기관 거래가 어려운 기업으로서, 이들을 포함하여 분석하면 재무적 안정성 관련 변수가 과도하게 영향을 끼쳐서 오히려 모형의 안정성을 저해하기 때문이다.

3.3.2 경기국면 분류방법

경기국면을 거시경제변수 등을 활용하여 분류하는 대표적인 방법으로는 메릴린치의 투자시계 방법(Merrill Lynch Investment Clock)이 있으며 Butera and Faff(2006)에서도 사용한

8) 창업단계기업의 경우 재무제표분석에 의한 부도에측에 한계가 있고 성장단계 진입까지는 관찰기간이 필요하기 때문에 업력5년 이상기업을 대상으로 표본추출하였다. 실무적으로도 창업단계기업에 대한 신용평가 모형은 비재무제량정보와 정성적 평가 위주로 별도의 모형으로 운영하고 있는 것이 일반적이다. 중소기업 정의와 관련하여 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 익스포저 중 연간 매출액 5천만 유로 이하의 기업에 대해서는 SME 익스포저로 별도 관리하도록 하고 있는데, 국내기업 적용기준(금융감독원 은행감독국)은 연 매출액 600억원 이하이기 때문이다.

9) 경기변동주기에 따른 부도율의 영향을 반영하기 위해 비교적 장기인 13개년도 시계열자료 사용하였다.

방법이다. 메릴린치의 투자시계는 경기변동주기를 4가지 국면으로 분리하여 각 국면에 따라 투자자산별로 전략을 제시하고 있는 모형으로 경제성장율(GDP증가율)과 인플레이션을 변화량을 매트릭스 형태로 결합하여 경기국면을 구분하고 있는데 경제성장률과 인플레이션이 모두 양(+)의 변화량을 보이면 호황국면(boom)이고 모두 부(-)의 변화량을 보이면 불황국면(recession)으로 분류한다. 인플레이션을 변화량이 부(-)이나 경제성장률이 양(+)의 변화량이면 회복국면(recovery)이고 경제성장률 변화량이 부(-)이나 인플레이션을 변화량이 양(+)이면 하강국면(slow down)으로 분류하고 있다. 그런데 이와 같이 거시경제변수의 양의 변화와 음의 변화를 단순히 적용하여 경기국면을 분류하는 경우 그 변화 차이의 크기에 따른 문제점도 있고 이러한 이론적인 구분을 토대로 과거 경기국면을 분류하는 경우 실제 체감된 연도별 경기국면과는 차이가 있을 수 있다.

본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하고자 기본적으로는 경기순환국면별 경제동향(통계청 자료)을 토대로 연도별로 확장기와 수축기로 구분한 후, <그림 3-1>의 경기순환국면도표와 경제전문가들의 자문을 참고하여 연도별 경기국면을 분류하였다.¹⁰⁾ <표 3-2>는 표본기업의 부도율을 연도별로 정리한 것인데 연도별 부도율과 경기국면과는 연관성이 있음을 알 수 있다.

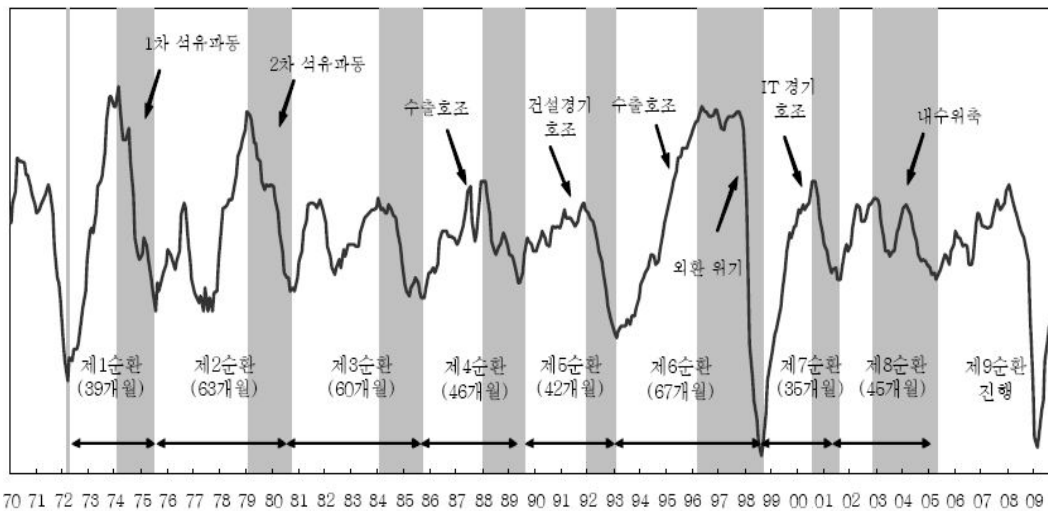
한편, 경기국면을 연도별로 분류하는 경우 동일 연도에 경기국면이 혼재하는 경우 문제가 발생할 수 있다. 이는 연차재무제표에서 산출되는 재무비율로 경기변동을 반영한 부실예측을 실시하는 본 연구특성상 피할 수 없는 문제이다. 따라서 연도별로 확장과 수축 두가지 국면이 혼재하고 있는 2000년, 2001년, 2005년의 경우에는 본 연구에서는 적합하지 않아 3개 년도를 최종 분석표본에서 제외하였다.

<표 3-2> 재무제표 4개년 이상 중소법인기업 표본현황 및 경기국면

연도*	건전기업	부도기업	부도율	경기국면	경제동향(자료: 통계청)
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%		

* 부도율 산출 기준연도로 재무제표연도로는 1995~2007년도가 됨

10) 경제제문가란 경제연구소 등의 연구원 및 경제학과 교수를 의미함



자료: 통계청

〈그림 3-1〉 우리나라 경기순환국면 도표

3.3.3 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 확인표본은 추정표본을 제외한 전체표본의 40%를 부도표본이 3.9%되도록 층화임의추출하였다.

건설기업과 부도기업의 표본수를 동일하게 쌍대표본 추출하여 부도예측모형을 구축하게 되면 부도기업 자료에 대한 과대적합으로 현실성이 결여되어 실제로 모형을 현장에서 적용할 때 예측력이 크게 떨어지게 되는 문제점이 발생한다. Altman and Sabato(2007)는 이러한 문제를 해결하기 위하여 미국 중소기업의 평균부도율인 6%가 되도록 부도기업을 추출하였으며, 본 연구에서는 전체표본의 실제 평균부도율 3.9%가 되도록 추정표본 및 확인표본의 부도기업 표본을 추출하였다. 〈표 3-3〉은 실증 분석에 사용된 표본현황을 보여주고 있다.

〈표 3-3〉 실증 분석에 사용된 표본현황

(단위: 기업/년 수)

구 분	건전기업	부도기업	전체기업	부도율	비 고
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%

IV. 실증 분석결과

4.1 단일변량 분석

4.1.1 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 약 71억 원(40억 원)이며 매출액 기준으로는 98억 원(62억 원)이다. 표본기업의 약 78%가 자산 총액 70억 원을 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.¹¹⁾

4.1.2 단일변량 분석

〈표 4-2〉는 건전기업과 부도기업간의 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 사용함으로써 각 재무변수의 잠재적 판별력을 살펴볼 수가 있다.

모든 변수는 통계적으로 유의한 부도확률과 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 사용함에 따른 차이인 것으로 보인다.

11) 분석대상 표본의 재무제표 작성년도가 외감대상 법인 대상 총자산이 100억원으로 변경되기 이전임. 한편, 분석의 신뢰성과 예측력을 높이기 위해서는 감사받은 기업의 재무제표만을 이용할 수 도 있으나, 실무적으로 비상장 중소기업에 대한 여신 심사시 전체 대상기업 중 비외감기업대상 기업의 비중이 최소 80% 이상을 점유하고 있는 것으로 알려지고 있으며 중소기업지원이 주된 금융기관인 경우에는 90% 이상을 점유하고 있는 실정이다. 따라서 경기변동을 감안한 부도기업예측모형이 실무적인 유용성이 있는지 시사점을 제공하기 위해서 비외감기업을 포함하여 분석하였다. 이러한 점에서 본 연구가 기존의 외감기업만을 대상으로 수행한 여러 연구들의 결과를 보완할 것으로 기대되는 이유이다. 한편, 실무계에서 부도기업예측모형(기업신용평가모형)을 구축할 경우에는 재무제표의 신뢰성 차이와 산업에 따른 회계정보의 차이를 반영하기 위하여 자산규모와 산업을 토대로 모형을 구분(segment)하게 되는데 금융기관마다 차이는 있지만 통상적으로 자산규모는 외감모형, 비외감모형, 영세기업모형으로 구분하고 산업은 제조, 도소매서비스, 건설업으로 구분하고 있다. 본 연구의 목적은 전체적인 측면에서 경기변동을 감안한 부도기업예측모형이 유용성이 있는지와 경기변동에 따라 신용위험에 영향을 주는 회계정보에 차이가 있는지를 살펴보는 것이 주된 목적으로 분석모형을 자산규모와 산업별로 세분화하여 수행한 결과는 보고하지 않는다.

〈표 4-1〉 추정표본 기초통계분석 (Descriptive Statistics)

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

대부분의 변수들은 전설기업과 부도기업간의 평균차이가 확연히 나타나고 있고 concordant 값이 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 concordant 값이 50% 보다 낮아 이들 변수들이 부도예측모형에 포함시 오히려 모형의 잡음으로 작용하거나 기대와는 다른 방향으로 영향을 미칠 가능성을 시사하고 있다. 특히 CHIN의 concordant 값이 47%로 낮은 이유는 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 선형적인 부도예측모형에서는 적절히 반영할 수가 없고 다차항 로짓모형(polynomial logit model)을 이용해야 이들 변수가 부도예측에 추가적인 설명력이 있는지

여부를 파악할 수 있다는 점이다.¹²⁾

〈표 4-2〉 추정표본 단일변량 분석결과

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

4.2 기본모형의 회계변수 선정결과

분석모형1은 경기변동을 반영하지 않은 기본모형 대비 경기변동을 반영한 중소기업 부도예측 모형이 건전기업과 부도기업 차이에 대한 추가적인 설명력을 갖는지 여부를 검증하고자 하는 것이다. 따라서 분석모형1을 검증하기 전에 먼저 기본모형에 의한 회계변수 선정과정과 결과를 살펴보기로 한다. 기본모형의 변수선정과정은 주요 선행연구에서 사용된 변수군을 취합하여 그

12) 다차항 로짓모형은 부도와 U자형의 비선형관계가 있는 설명변수의 제곱항(2차항)을 추가하는 모형으로 종속변수가 3항 이상인 다항(multinomial)로짓모형과 구분된다. 김창배(2008) 참조

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 3-1>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 0.05로 설정한 후 21개 회계변수를 투입하여 각 변수간의 상관관계에 따라 중간 추정결과가 다중공선성의 위협을 받지 않도록 하고 각 변수의 기대부호가 적절한 방향이며 유의적인 변수조합이 되도록 시뮬레이션(simulation)을 통해 선정하였다.¹³⁾

최종 선정결과 <표 4-3>, <표 4-4>에서 보듯이 유동성, 수익성, 안정성, 이자지급능력 및 현금흐름, 활동성, 기업규모 각 평가비율별로 함축적(parsimonious)으로 1%의 유의수준에서 기대부호가 적절한 방향인 1개의 비율이 선정되었고 도산거리변수로는 2개 총 8개의 변수가 선정되었다. 성장성 변수는 단일변량분석에서 예상했듯이 유의한 변수로 선택되지 않았다.¹⁴⁾ 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 경우 유동성 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 결과와 동일하다.

수익성 측면에서도 EBTA나 ROA 대신에 RETA가 선정된 것은 중소기업 부도예측에 있어서 당기영업성과를 보여주는 변수 보다는 기업가치(수익가치)의 증감을 파악할 수 있는 유보이익이 유용하다는 점을 시사하고 있으며 Altman and Sabato(2007)에서도 여러 가지 수익성

13) 더미변수를 제외한 투입대상 회계변수의 단일변량 계수값이 모두 1% 유의수준에서 유의하므로 단계적 선택법에서의 Entry의 유의수준(SLEntry)과 Stay의 유의수준(SLStay)을 0.05로 설정하는 것이 합리적인 것으로 판단하였다. 또한 시뮬레이션 과정마다 선택된 변수 중 한 개라도 기대부호가 반대의 방향을 보이는 경우 분산팽창계수(VIF)를 살펴보았으며, 이론적으로 검증된 바는 없지만 실무적으로는 VIF가 5이상인 경우 다중공선성의 위협을 받는 것으로 추정하고 있다. 본 연구에서는 보다 강고한 입장에서 VIF가 2이하인 경우 다중공선성의 위협을 받지 않는 것으로 추정하였다. 한편, 전체 시뮬레이션 과정은 그 내용이 방대하므로 별도의 표로 보고하지 않는다.

14) CHIN 이외 선행연구에서 선정되지 않았던 총자산증가율, 매출액증가율 등의 성장성 변수들을 기본모형에 설명변수로 추가하여 검토했지만 선택되지 않았다.

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 부도예측에 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 회귀계수값(-6.37)과 카이제곱값(176)의 크기를 고려할 때 여타 선정변수에 비해 중소기업 부도예측 설명력이 가장 뛰어남을 알 수 있다.¹⁵⁾

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 상관관계가 존재하는 경우가 있지만 기본모형으로 선정된 변수들은 모두 상관계수가 ± 0.5 이하이고 분산팽창계수(VIF: Variance Inflation)도 모두 1.8 미만으로서 다중공선성이 추정결과에 미치는 영향은 크지 않다고 판단된다.¹⁶⁾

〈표 4-3〉 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

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

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

4.3 [분석모형1]에 대한 검증결과

〈표 4-4〉는 기본모형과 분석모형1에 대한 추정결과를 보여주고 있다. 적합성 추정결과 우도비가 기본모형 1750, 분석모형1 2037로서 1%의 유의수준에서 적합하다는 것을 알 수 있으며 기본모형의 $-2\log L$ 값 22912와 concordant값 71.1, AUC 71.9%는 이후 검토되는 분석모형에 대한 설명력과 예측력 향상을 판단하는 기준 통계량이 된다.

분석모형1에서 경기변동 더미변수(PSi)의 회귀계수($\gamma_1 \sim \gamma_3$)가 $\alpha=0.01$ 수준에서 모두 유의한 양의 값을 보이고 있고 γ_1 가 γ_2 , γ_3 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($\gamma_2=1.13$)이 불황국면의 계수값($\gamma_3=0.83$) 보다 유의하게 크게 나타나 경기국면별 실제부도율과는 다른 추정결과를 보여주고 있다. 즉, 경기국면별 단순 부도율 평균은 〈표 3-3〉에서 살펴보았듯이 하강국면 보다는 불황국면에서 약간 높게 나타나지만 회계변수를 활용한 부도예측모형에 의해 예측할 경우 부도확률이 불황국면 보다는 하강국면에서 더욱 크게 나타나고 있다는 점이다. 이러한 결과는 하강국면에서는 불황국면 보다 회계정보의 유용성이 상대적으로 저하되어 부도예측력이 떨어지고 있음을 시사하고 있는 것으로 보여 진다.

또한, 기본모형에 추가됨으로서 감소되는 $-2\log L$ 값이 287($=22912-22625$)로서 1%의 유의수준¹⁷⁾에서 통계적으로 유의하다. concordant값과 AUC도 기본모형에 비해 모두 1.7% point 상승되어 경기변동 변수는 건전기업과 부도기업 차이에 대한 변별력을 지니고 있다.

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

첫째, 분석모형1은 부도기업을 부도기업으로 판별하는 HR(c)는 기본모형과 유사하면서 건전기업을 부도기업으로 잘못 분류하는 FAR(c)가 분석모형1(37.2%)이 기본모형(39.8%)보다 적다는 점이다.

둘째, 승인건 중에서 부도가 발생한 비율인 False-NEG.가 분석모형1(1.8%)이 기본모형(1.9%)보다 낮다는 점이다.

한편, 부도예측모형의 적합성을 검증방법으로 변별력 점검 이외 신용등급별 부도율이 등급간 역전현상이 없이 부도확률 범위내에 들어오는지 여부를 점검하는 등급계량화 점검이 최근 실무계에서는 보다 중요한 개념으로 자리매김하고 있다.¹⁸⁾

17) $\alpha=0.01$, $df=3$ 에서의 카이제곱분포표 오른쪽 임계값 11.34

18) 등급계량화(calibration)는 동일한 신용상태를 공유하는 차주들 끼리 리스크群(risk bucket)별로 분류한 차주들에게 PD 추정치를 할당하는 과정을 의미한다. 다시 말하면 부도예측모형을 신용등급으로 분류하고 신용등급별 실제부도율을 신용등급별 부도확률 범위에 대응시키고 이를 경험적으로 확인하는 과

〈표 4-4〉 기본모형 및 분석모형1 추정결과

기본모형: $y = \beta_0 + \beta_1 \text{CASH} + \beta_2 \text{RETA} + \beta_3 \text{SDBV} + \beta_4 \text{ICR} + \beta_5 \text{STA} + \beta_6 \text{Lsize}$ $+ \beta_7 \text{BSDD} + \beta_8 \text{CFDD}$							
분석모형 1: $y = \beta_0 + \beta_1 \text{CASH} + \beta_2 \text{RETA} + \beta_3 \text{SDBV} + \beta_4 \text{ICR} + \beta_5 \text{STA} + \beta_6 \text{Lsize}$ $+ \beta_7 \cdot \text{BSDD} + \beta_8 \text{CFDD} + \sum \gamma_i \text{PS}_i$							
회귀계수 /구분	변수명	기대 부호	기본모형		분석모형1		비 고
			계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	
β_0	Intercept	?	-0.81	24.8 ***	-1.07	36.0 ***	절편
β_1	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
β_4	ICR	—	-6.37	176.2 ***	-6.18	167.0 ***	Coverage/현금흐름
β_5	STA	—	-0.17	44.0 ***	-0.17	46.7 ***	활동성
β_6	Lsize	—	-0.18	86.2 ***	-0.23	115.9 ***	기업규모
β_7	BSDD	—	-0.03	28.1 ***	-0.03	27.4 ***	도산거리(자산)
β_8	CFDD	—	-0.14	92.4 ***	-0.14	100.2 ***	도산거리(현금흐름)
γ_1	PS2	+			0.56	51.9 ***	경기국면 더미
γ_2	PS3	+			1.13	212.0 ***	
γ_3	PS4	+			0.83	143.4 ***	
통계항목	우도비		1750.2***		2037.9***		
	-2 log L		22912.9		22625.3		
	Concordant %		71.1%		72.8%		
변별력	AUC		71.9%		73.6%		c=3.9%
	HR(c)		72.1		72.0%		
	FAR(c)		39.8		37.2%		
	False NEG		1.9%		1.8%		

*, **, *** 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

정을 의미한다. 바젤Ⅱ하에서 금융기관의 소요자기자본은 신용평가시스템으로부터 도출되는 각 익스포저에 대한 내부추정치에 의해 결정되는 바, 등급계량화의 정확성은 신용평가시스템을 평가하는 중요한 기준이 된다. 칼리브레이션(calibration)이 제대로 이루어진 부도예측모형에서는 실제 부도율이 부도확률을 기반으로 추정된 등급별 부도확률범위에 나타나게 된다. 다시 말하면 우수한 부도예측모형은 신용등급별 부도율에 역전현상이 없어야 하고 각 등급별 실제부도율이 등급별 부도확률 범위안에 존재해야 하는 것이다. 최근에는 이러한 등급계량화 점검이 실무계에서 변별력 보다도 더욱 중요한 개념으로 자리매김하고 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.

〈표 4-5〉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)을 통해 등급간의 역전현상이 발생하지 않고 각 등급별 부도율이 부도확률 범위 내에 위치하도록 등급화를 수행하지만 본 연구에서는 편의상 균등하게 승인등급과 불승인등급

〈표 4-5〉 기본모형과 분석모형1의 신용등급별 부도율 및 구성비

Panel A. 기본모형

신용 등급	부도확률(PD) 범위		건전 기업	부도 기업	합계	부도율	구성비
	이상	미만					
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%
합계			71,776	2,921	74,697	3.9%	100.0%

Panel B. 분석모형1

신용 등급	부도확률(PD) 범위		건전 기업	부도 기업	합계	부도율	구성비
	이상	미만					
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%

내에서는 구성비가 동등하게 등급화하였다. <표 4-4>와 <표 4-5>를 종합해서 살펴보면 분석모형1이 신용등급별 부도율이 부도확률범위 이내에 존재하고 있고 HR(c)는 기본모형과 유사하면서 전체표본 중에서 승인등급에 해당되는 구성비가 분석모형1 61.2%, 기본모형 58.8%로써 많다는 점이다. 결국 분석모형1은 기본모형에 비해 예측성치가 우수하므로 중소기업 부도예측시 경기변동을 반영해야 할 필요성이 있다고 본다.

4.4 [분석모형2]에 대한 검증결과

분석모형2는 중소기업 부도예측에 유용한 회계정보가 경기국면에 따라 상대적으로 변하는지 여부와 경기국면별로 예측한 모형의 변별력에 차이가 있는지 검토하기 위한 것이다. 변수선택 방법은 21개 변수를 모두 투입하여 기본모형과 동일한 방법으로 각 경기국면별로 유의한 변수를 선택하였다. <표 4-6>은 분석모형2의 추정결과를 보여주고 있다. 모든 국면에서 기본모형에서 선정된 8개 변수 이내에서 선정되고 있어 경기변동이 이루어지더라도 각 평가비율구분별로 대표적인 변수만으로 부도예측을 설명하는데 충분하다는 것을 확인시켜 주고 있다.

<표 4-6> 분석모형2 추정결과

회계계수/ 구분	변수명	기대 부호	회복국면		호황국면		하강국면		불황국면	
			계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square	계수	Chi-Square
β_0	Intercept	?	-2.70	250.8 ***	-0.72	2.5	-1.21	13.5 ***	1.08	14.1 ***
β_1	CASH	-	-4.82	15.3 ***	-2.37	11.1 ***	-2.31	11.2 ***	-1.70	11.8 ***
β_2	RETA	-	-1.15	3.8 **	-1.11	13.8 ***	-0.98	10.1 ***	-1.75	41.1 ***
β_3	SDBV	+	0.18	6.7 ***	0.20	19.2 ***	0.11	5.7 **	0.15	21.0 ***
β_4	ICR	-	-5.52	10.0 ***	-5.50	43.4 ***	-6.00	42.9 ***	-6.95	68.1 ***
β_5	STA	-			-0.23	20.0 ***	-0.10	4.4 **	-0.20	24.0 ***
β_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 ***
β_8	CFDD	-	-0.23	16.4 ***	-0.11	16.6 ***	-0.13	22.6 ***	-0.16	42.7 ***
통계항목	표본수		10,249		25,894		14,392		24,162	
	우도비		172.1***		386.7***		295.4***		1010.3***	
	Concordant %		71.6%		69.6%		67.2%		75.4%	
변별력	Cut-off value		2.6%		2.7%		4.9%		5.1%	
	AUC		72.7%		70.9%		68.1%		75.9%	
	HR(c)		73.2%		71.6%		69.8%		75.1%	
	FAR(c)		38.8%		40.9%		44.6%		37.1%	
	False NEG		1.1%		1.3%		2.8%		2.1%	

한편, <표 4-7>은 경기국면 모형별로 선택된 회계변수들 간의 상대적인 부도예측 설명력을 비교하기 위해 Allison(1999)이 로지스틱회귀분석에서의 표준화계수(standardized coefficients)를 산출하는 방법론을 사용하여 회귀계수를 표준화한 결과이다.¹⁹⁾ 여기서 표준화계수값은 각 설명변수(회계변수)가 1 표준편차 증가할 때 종속변수(부도확률)의 표준편차가 어느 정도 변하는 가를 의미한다.²⁰⁾ 그러면 <표4-6>과 <표4-7>을 토대로 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 부도예측을 하는 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 나인철·김성규(2008), Ozkan and Ozkan(2004) 등 많은 실증연구에서 성장기회가 높은 기업일수록 현금보유수준이 높은 한편, 생존확률은 현금보유수준이 높을수록 커지는 것과의 관련이 있다고 본다. 반면에 활동성은 유의한 변수로 선정되지 않았으며 회계적인 이익(RET)은 표준화계수가 상대적으로 적고 1%의 유의수준에서는 유의하지 않은바 회복기에는 회계적인 이익과 활동성 보다는 성장을 위한 준비단계로서 현금흐름과 현금유동성이 필요한 국면이라고 볼 수 있다. 또한 기업규모 변수도 유의하지 않은 것으로 나타나고 있는데 이는 규모가 작으면서 경쟁력이 약한 중소기업은 하강기와 불황기를 거쳐 대부분 도산하여 회복기에는 어느 정도 경쟁력을 갖춘 중소기업이 생존하고 있으므로 기업규모 변수가 더 이상 유의하지 않은 것으로 해석할 수 있다.

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

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

20) 표준화계수값의 크기(magnitudes)를 해석하는 데에는 다음과 같이 유의할 사항이 있다. Allison(1999)은 표준화계수(β_j^*)를 설명변수 j 의 회귀계수(β_j)와 표준편차(σ_j)를 곱한 값을 종속변수의 표준편차(σ_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 σ_d 를 산출하고 있다. 그러므로 로짓모형의 모든 설명변수에 동일한 σ_d 를 사용하므로 β_j^* 를 설명변수간의 상대적인 중요성을 평가하는 것에는 매우 유용하지만 β_j^* 값 크기를 그대로 사용하거나 β_j^* 를 표본이 다른 로짓모형간의 비교 목적으로 사용하는 것은 다소 위험하다고 본다.

〈표 4-7〉 분석모형2 경기국면별 표준화계수

회계 계수	설명 변수명	기대 부호	회복국면			호황국면			하강국면			불황국면		
			계수	표준 편차	표준화 계수	계수	표준 편차	표준화 계수	계수	표준 편차	표준화 계수	계수	표준 편차	표준화 계수
β_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_2	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
β_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
β_4	ICR	-	-5.52	0.08	-0.25	-5.50	0.10	-0.30	-6.00	0.09	-0.31	-6.95	0.10	-0.37
β_5	STA	-				-0.23	0.90	-0.11	-0.10	0.91	-0.05	-0.20	0.86	-0.10
β_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
β_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

* 표준화계수(β_j^*) = $\frac{\beta_j \sigma_j}{\sigma_d}$ (j=1~8, σ_j =설명변수(VAR) j의 표준편차, σ_d =종속변수의 표준편차)

하강국면 모형은 concordant값이 67.2%로서 전체국면에서의 단일변량 분석에서의 ICR 67.8%보다 낮아 예측력 측면에서 가장 낮은 설명력을 보여주고 있다. 또한 안정성(SDBV), 활동성(STA) 변수의 표준화계수가 가장 적고 유의수준 1% 수준에서는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있는 것이 특징이다.²¹⁾

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

경기순환주기 전 과정에 걸쳐 중소기업의 부도율을 1% 유의수준에서 유의하게 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 현금흐름이 부도예측에 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 보

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

장받아야 생존을 기약할 수 있는 비상장 중소기업의 경영상황을 그대로 보여주고 있다고 본다.

분석모형2 추정결과에서 분류값을 각 경기국면의 평균부도율로 정하여 변별력을 비교해 보았다.²²⁾ 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 것으로서 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 경기국면별로 구축된 부도예측모형의 변별력은 불황국면에서 가장 높게 나타나고 있어 불황국면에서 회계정보의 유용성이 가장 높을 것이라는 이론적인 배경 및 선행연구 결과와 일치하고 있다.

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 4-8〉은 기본모형에서 선정된 회계변수들 중 SDBV 대신 총부채비율 개념인 TLBV를 투입하여 추가분석한 결과이다. TLBV는 부채비율의 대표적인 변수로서 많은 선행연구에서 불황기 일수록 부채비율이 부도예측에 유용한 회계정보라는 선행연구 결과를 추가적으로 검토하기 위해서이다. 분석결과 불황국면에서만 기대부호가 적절한 방향으로 5% 유의수준에서 유의하게 나타나고 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 되어 이러한 국면에서는 부채비율이 높아도 부도가 잘 발생하지 않기 때문인 것으로 추정된다.

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

〈표 4-8〉 추가분석: SDBV 대신 TLBA를 투입하여 경기국면별로 이산로짓분석 수행

회계계수 /구분	변수명	기대 부호	회복국면		호황국면		하강국면		불황국면	
			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
β_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 ***
β_5	STA	-	-0.07	0.7	-0.21	17.6 ***	-0.10	3.9 **	-0.20	23.4 ***
β_6	Lsize	-	-0.12	1.7	-0.21	16.4 ***	-0.11	9.0 ***	-0.36	95.2 ***
β_7	BSDD	-	-0.09	8.4 ***	-0.02	3.7 *	-0.02	3.3 *	-0.06	22.9 ***
β_8	CFDD	-	-0.23	15.7 ***	-0.11	16.1 ***	-0.12	21.1 ***	-0.17	46.4 ***

4.5 확인표본에 의한 분석모형 예측성과

〈표 4-9〉는 추정표본으로 추정 한 기본모형과 분석모형1을 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 70억원 미만의 비외감기업임을 감안 할 때 분석모형1은 기존 연구에 비해 비교적 양호한 성과를 나타내는 부도예측모형이라고 판단된다.

〈표 4-9〉 확인표본에 의한 기본모형 및 분석모형1 예측성과

구 분	기본모형		분석모형1	
	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%	3.9%	3.9%	3.9%
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 4-10〉에서와 같이 확인표본을 통해 점검할 때 일부 등급에서 부도율이 부도확률 범위를 약간 벗어나고 있지만, 전반적으로 등급간의 부도율에 역전현상 없이 등급별 구성비와 부도율이 안정적으로 재현되고 있음

을 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 등급화할 경우 충분히 부도율이 PD범위내에 들어 올 것으로 예상된다.²³⁾

〈표 4-10〉 확인표본에 신용등급별 부도율 및 구성비

Panel A: 기본모형

신용 등급	부도확률(PD) 범위		건전 기업	부도 기업	합계	부도율	구성비
	이상	미만					
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	1.9%	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 등급	부도확률(PD) 범위		건전 기업	부도 기업	합계	부도율	구성비
	이상	미만					
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	5.2%	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%

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

〈표 4-11〉은 경기국면별 부도예측모형인 분석모형2의 추정결과를 확인표본에 의해 예측성과를 점검하여 추정모형의 통계량과 비교한 것이다. 추정모형과 확인표본에 의한 AUC값 차이가 불황국면을 제외하곤 모두 0.4% 이내이고 불황국면도 FAR(c)가 거의 유사한 값을 보이고 있어 전반적으로 분석모형2의 예측성과도 추정모형의 결과와 유사하게 재현되고 있다.

〈표 4-11〉 확인표본에 의한 분석모형2 예측성과

구 분	회복국면		호황국면		하강국면		불황국면	
	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%	4.9%	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 부도율임

4.6 기대비용을 감안한 분석모형 예측성과

지금까지는 기본모형과 분석모형의 예측성과를 비교하기 위하여 분류값을 동일하게 표본의 평균부도율로 설정하였다. 하지만 현실적으로는 부도기업을 건전기업으로 오분류(제1종오류)에 따른 기대비용은 건전기업을 부도기업으로 오분류(제2종오류)에 따른 기대비용보다 매우 크다.²⁴⁾ 따라서 기대비용함수[기대비용 = $p \cdot L_1 \cdot \text{제1종오류율} + (1-p) \cdot L_2 \cdot \text{제2종오류율}$]를 감안할 때 부도예측모형의 분류값(c)이 달라질 수 있으므로 기대비용을 감안한 분석모형의 예측성과를 살펴보는 것이 필요하다.²⁵⁾

24) AUC 통계량은 분류값(c)에 관계없이 일정한 값을 지나지만 HR과 FAR는 AUC와 달리 분류값(c)에 따라 값이 변하는 것이 특징이다. 따라서 부도예측모형의 변별력은 AUC값만으로 판단해서는 안되고 AUC 이외 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 비율을 의미하고 FAR(c)은 분류값이 c일때 건전기업들 중 몇 개를 부도한 것으로 잘못 추정하는가 하는 비율을 의미하는 제2종 오류(type II error)를 의미한다.

25) 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.

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

여기서 L_1 과 L_2 는 각각 제1종 오류율과 제2종 오류율이 발생함으로써 생기는 비용을 말하며 p 는 모집

분류값(c)에 따른 기대비용을 산출하기 위해서는 먼저 모집단에 대한 사전부도확률(p)과 제1종오류의 손실(L_1)과 제2종오류의 손실(L_2)를 결정하여야 한다. 분석모형의 표본기업이 신용보증기금을 거래하고 있는 중소기업기업으로 사전부도확률은 모집단인 신용보증기금의 신규증액 심사기업 업체수 기준에 의한 연간부도율의 5개년(2003~2007년) 평균인 5.5%로 하였다.²⁶⁾ 부도기업을 건전기업으로 잘못 분류하였을 경우 발생하는 손실(기대비용: L_1)과 건전기업을 부도기업으로 잘못 분류하였을 경우 발생하는 손실(L_2)을 정확히 결정하기는 어렵다. 그러므로 일반적으로는 L_1 와 L_2 의 배수(비)를 추정하여 기대비용을 산출한다.

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.²⁷⁾ <표 4-12>는 p를 5.5%, L_1 과 L_2 를 각각 100과 5로 가정하였을 경우 분석모형2의 경기국면별 부도예측모형이 분류값(c)²⁸⁾에 따라 오분류율과 기대비용이 어떻게 변하는 가를 보여주고 있다. 현실적(실무적)으로는 분류값(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 필요하다. 이러한 관점에서 분석모형2의 경기국면별 분류값(c) 설정에 대해 살펴보기로 한다.

Panel A 회복국면모형에서 표본 평균부도율 2.6%를 분류값(c)으로 설정할 경우 기대비용은 3.44원이고 분류값(c) 2%에서는 기대비용이 3.17원으로 가장 낮은 것을 알 수 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)

단의 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. 하지만 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 범위에내이면서 제1종 오류율과 제2종 오류율의 차이가 일정한 수준(예: 10%) 이내에서 발생하도록 제약조건을 추가하여 분류값이 정해져야 할 것이다.

26) 실증분석에 사용된 표본의 부도율 3.9%와 차이가 있는 것은 사전부도확률을 가능하면 최근 시점의 자료를 사용하기 위해 분석표본과 관찰기간이 다른 점도 있지만 부도발생 1년 전 재무제표가 입수되기 이전에 부도가 발생하는 기업이 있으므로 업체 기준의 실제 부도율이 재무제표 단위 보다 높은 것이 일반적인 현상이다.

27) 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.

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

〈표 4-12〉 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

〈표 4-12〉 오류율에 따른 기대비용 (계속)

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(Sensitivity라고도 함)

*기대비용 = $p \cdot L_1 \cdot \text{제1종오류율} + (1-p) \cdot L_2 \cdot \text{제2종오류율}$ (p: 사전 부도확률=5.5%, L_1 : 제1종오류의 손실=100, L_2 : 제2종오류의 손실=5 가정)

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 평균부도를 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 다소 크게 벗어나더라도 기대비용이 최소화되는 값에서 분류값(c)을 설정할 개연성이 높다. 따라서 하강국면모형(Panel C)에서는 표본의 평균부도를 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 평균부도를 보다 높은 5.4%에서 분류값(c)을 설정할 수 있는 이유는 불황국면모형의 변별력이 가장 우수한데서 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 정확히 분류하는 예측력을 높일 수 있을 것이다.²⁹⁾

29) 별도의 표로 보고하지는 않았지만 기본모형 대비 분석모형2가 기대비용을 감안한 예측성고가 높게 나타났다.

V. 요약과 결론

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 관련된 대부분의 연구가 회계정보를 활용하여 기업 고유위험에 근거한 연구 위주로 이루어져 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 부도예측모형을 경기변동더미 변수를 추가하여 추정하는 모형을 설계(분석모형1) 하였으며 네 가지 경기국면에 따라 신용위험을 설명하는 회계변수가 상대적으로 변할 것이 예상되므로 이를 분석하였다(분석모형2). 실증 분석 대상은 그 동안 연구가 활발하지 못했지만 자산규모 등 회계정보의 변동성이 크고 대기업에 비해 경기변동에 민감하므로 부도예측시 경기변동을 감안하여 측정하는 것이 바람직한 비상장 중소기업으로 하였다.

실증분석하기 전에 먼저 미시적 관점에서 회계정보만을 이용해 신용위험을 예측하는 부도예측모형을 수행하였다. 이와 같이 미시적 관점에서 기업 고유위험요소만을 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 매우 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 경영전략 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 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. 각 경기국면별로 구축된 부도예측모형의 변별력은 불황기에서 가장 높게 나타나고 있어 불

황국면에서 회계정보의 유용성이 가장 높게 나타났으며 CASH와 ICR처럼 경기순환주기 전 과정에 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.

마지막으로 본 연구가 시사하는 바를 살펴본다. 먼저, 회계정보의 유용성을 경기변동과 부도 예측모형 측면에서 제시하였다는 점이다. 기존 연구는 수축국면과 확장기의 두 개 국면에서만 부도원인을 설명하는 회계정보에 차이가 있다는 결과만 제시하였지만 본 연구에서는 네 가지 경기국면에 부도예측에 유용한 회계정보가 변화될 수 있음을 제시하였고 이를 부도예측모형에서 활용할 수 있음을 밝혔다 점에서 의의가 있다.

또한, 기존 부도예측모형은 표본외 검증을 통해 모형의 변별력을 평가하는 데 그치고 있으나 본 연구에서는 나아가 거시경제적 환경 변화에 따라 부도확률의 변동을 신용등급으로 계량화하여 부도예측모형의 실무적 활용성을 평가한 점에서 실무적으로나 학술적으로도 시사하는 바가 크다고 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.

다만, 경기국면 변수 이외의 거시경제 변수들도 부도예측에 많은 기여를 할 수 있는데 이러한 변수들을 활용하지 못하였고 산업별로 나타나는 재무적 특질의 차이와 부도율의 차이를 통제하지 못함에 따라 연구결과의 실무수용성에 제한이 있을 수 있음이 한계점이라고 생각된다. 향후 거시경제변수를 분리하여 구축한 거시부도예측모형(The macrocast model)으로 산출한 산업별 PD민감도를 토대로 회계모형(기본모형)에 의해 산출한 개별기업 PD를 조정하는 통합부도기업예측모형에 대한 연구가 추가적으로 이루어져야 할 것이다.

“본 논문은 다른 학술지 또는 간행물에 게재되었거나 게재 신청되지 않았음을 확인함”

참 고 문 헌

- 김명직, 2007, 바젤Ⅱ 경기순응성 완화를 위한 보증정책수단에 대한 계량평가, 금융학회지(제12권 제4호): 43-72.
- 김창배, 2008, 기업부도예측모형에 관한 연구, 박사학위 논문, 서강대학교.
- 나인철·김성규, 2008, 비상장 중소기업 현금보유수준의 결정요인, 중소기업연구(제30권 제4호): 53-69.
- 나인철·김성규, 2009, 비상장 중소기업의 부도예측과 현금보유수준, 중소기업연구(제31권 제4호): 41-65.
- 노용환, 2009, 경기침체기 중소기업 신용보증의 성과 및 역할, 코덱리서치(가을호): 3-38.
- 박재필, 2007, 대·중소기업간 금융격차의 현황과 과제, 기본연구06-04, 중소기업연구원: 126.
- 송을호·조현영·도영호, 2009, 신용보증이 중소기업 대출에 미치는 영향 및 시사점-금융부가성 및 대출금리를 중심으로-, KODIT Report 2009-3호, 신용보증기금
- 오현탁·형영주, 2004, 도산거리를 이용한 도산예측모델에 관한 연구, 산업경제연구(제17권 제4호): 1317-1338.
- 이군희, 2006, 바젤Ⅱ 협약 기반 신용평점체계의 계량적 점검에 대한 고찰, 금융리스크리뷰(제3권 제4호): 70-95.
- 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.
- 임종건, 2006, 신용등급 계량화에 대한 적합성 검증방법론, RISK REVIEW(가을호), 금융감독원.
- 임철순, 2005, 신BIS기준에 따른 신용평가시스템 적합성 검증, RISK REVIEW(가을호), 금융감독원.
- 임혜진, 2009, 거시경제변수가 신용보증 성과에 미치는 영향에 관한 연구-신용보증 부도률을 중심으로-, 코덱리서치(가을호): 39-67.
- 조성표·류인규, 2007, 불황기에서 회계정보에 의한 기업 부실화 예측, 경영연구(제22권 제1호): 1-32.

- 조하현 · 황선웅. 2009. 한국의 경기변동: 이론과 실제. 박영사.
- Allison, P. 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* 23: 589-609.
- _____. 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* 43: 332-357.
- Bangia, A., F. Diebold, and T. Schuermann. 2002. Rating Migration and Business Cycle. With Application to Credit Portfolio Stress Testing. *Journal of Banking and Finance* 26: 445-474.
- Basel Committee on Banking Supervision. 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* 14: 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* 10: 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* 45: 194-213.
- Bharath, S. and T. Shumway. 2008. Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model. *The Review of Financial Studies* 21: 1339-1369.
- Bonfim, D. 2009. Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and Macroeconomic Dynamics. *Journal of Banking and Finance* 33: 281-299.
- Butera, G. and R. Faff. 2006. An integrated multi-model credit rating system for private firms. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 27: 311-340.
- Crosbie, P. 1999. *Modeling Default Risk*. KMV Corp.
- Gordy, M. and B. Howells. 2004. Procyclicality in Basel II: Can We Treat the Disease without killing the patient?. Federal Reserve Board.
- Hillegeist, S., D. Cram, E. Keating and K. Lundstedt. 2004. Assessing the Pro-

- probability of Bankruptcy. *Review of Accounting Studies* 9: 5-34.
- Kashyap, A. and J. Stein. 2004. Cyclical Implications of the Basel II Capital Standards. *International Journal of Central Banking*: 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* 19: 187-197.
- Merton, R.C. 1974. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance* 29: 203-228.
- Nickell, P., W. Perraudin and S. Varotto. 2000. Stability of Rating Transitions. *Journal of Banking and Finance* 24: pp.203-228.
- Ohlson, J. 1980. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18: 109-131.
- Ozkan, A and N. Ozkan. 2004. Corporate Cash holdings: An Empirical Investigation of UK Companies. *Journal of Banking and Finance* 28: 2103-2134.
- Pederzoli, C. and C. Torricelli. 2005. Capital requirements and business cycle regimes: Forward-looking modeling of default probabilities. *Journal of Banking & Finance* 29: 3121-3140.
- Rikkers, F. and A. Thibault. 2007. The Optimal Rating Philosophy for the Rating of SMEs. Vlerick Leuven Gent Management School Working Paper Series.
- Shumway, T. 2001. Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model. *Journal of Business* 74: 101-124.
- 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.
- Wilson, T. 1997a. Portfolio Credit Risk(Parts I). *Risk Magazine*(September).
- Wilson, T. 1997b. Portfolio Credit Risk(Parts II). *Risk Magazine*(October).
- Zmijewski, M. 1984. Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. *Journal of Accounting Research* 22. Supplement: 59-86.