

## Cash Holdings and Loan Default Predictions for Unlisted SMEs in Korea

In-Chul Na\* · Sung-Kyoo Kim\*\*

**Abstract:** This paper addresses whether the level of cash holdings(CASH, hereafter) is useful in predicting loan defaults for unlisted SMEs in Korea. While the necessity of incorporating liquidity measures in predicting a business failure is emphasized in almost all the models developed for that purpose, the prime measure of liquidity, CASH, is rarely considered both in academe and in practice. Research findings of two papers are instrumental in launching this study. One is Altman and Sabato(2007, A&S hereafter), which replace working capital ratio with CASH as a liquidity proxy in their model to assess credit risk for U.S. SMEs. The other is Na and Kim(2008, written in Korean), which suggest that Korean SMEs with higher level of cash holdings tend to possess characteristics of operationally and financially more sound firms. The main claim of this paper is that CASH would have a robust negative relation with the probability of loan default, which is the incidence of business failure in this study. To see if the claim comes across as an empirical regularity, this paper initially examines the sign and the significance level of CASH in the model (model 1 in Tables 5~7) that utilizes five financial ratios including CASH as proposed in A&S. Since there is a possibility that CASH would not be selected in a model which starts from a different set of financial ratios, this paper collects variables from diverse sources of established provenance. This is the approach taken in Xu and Zhang(2009). While they predict business failures of Japanese listed firms with variables suggested in Altman(1968), Ohlson(1980), and distance-to-default literature, this paper predicts business failures of Korean unlisted SMEs with variables from five sources : Altman's model as modified for SMEs by Begley et al.(1996), Ohlson(1980), Beaver et al.(2005) which employed Shumway(2001)'s estimation method, distance-to-default practice, and finally A&S. A total of 19 variables are collected from these sources. The estimation is proceeded in two phases. Firstly, the final version of the estimated model whose classificatory performance is at least comparable to A&S's should include CASH as one of its predictors. Secondly, CASH in that model (model 6 in Tables 5~7) should display significantly negative coefficient.

With limited ability to capitalize on the direct provision of funds from capital market, SMEs continuously solicit loans from financial institutions to stay in business and to support their growth activities. They can only secure new loans by maintaining good credit standings. When a firm defaults any part of its current loan portfolio, opportunity for tapping funds will vanish away and viability as a sustainable entity will shortly be challenged. Loan defaults can occur at any point in time during the year. Time lapsed from a specified starting point -survival time- is continuous by nature. The probability for a firm to survive up till it defaults

---

\* Professor, Business School, Hanyang University, Seoul, Korea(naic@hanyang.ac.kr).

\*\* Manager, Risk Management Department, Korea Credit Guarantee Fund(KODIT), Seoul, Korea(jesei@hanfos.com).

a loan may best be estimated by the proportional hazards regression or the Cox regression. In the case of listed firms, this probability measured on a timely basis will be estimated by variables capturing up-to-date information from capital market where their securities are traded, as well as by financial ratios.

Risk analyses of unlisted SMEs, however, can not benefit from continuous supply of information from capital market. They generally rely on annual financial statements. A much confronted setting in practice is the one in which a loan officer predicts a business failure within an upcoming year with currently available set of financial ratios for the firm. Survival time is reduced to an observation of failure event for the year in concern. When continuous durations are grouped into occurrences of failure events during regularly spaced intervals of time, their probabilities can properly be assessed by the complementary log-log transformations of the event probabilities according to Kalbfleisch and Prentice(2002). In our complementary log-log regression, the response variable is expressed, quite literally, as  $\log[-\log(1-p)]$ , where  $p$  stands for the probability that a failure occurs in a specific year. When the set of explanatory variables includes year dummies, regressing the response variable on this set is tantamount to estimating parameters of the proportional hazards regression(Allison(1995, 1999), Beck et al.(1998)). This regression is referred to as Clog-log regression in the literature.

Data is extracted from the database maintained for and used in rendering guarantees by Korea Credit Guarantee Fund (KODIT). Quasi-population of this study is 98,816 observations for the years 2001 through 2006 from 31,592 unlisted SMEs with total assets of at least ₩1 billion and annual sales of at most ₩60 billion(approximately US\$50 million equivalents). Their fiscal years end at the end of December and their industries encompass manufacturing, construction, wholesale, retail, or services other than of financial nature. Roughly 30% of the quasi-population (29,644 firm/years) is selected as an estimation sample and 30% again of the remainder in the quasi-population (20,751 firm/years) is selected as a holdout sample, while stratified random sampling technique is applied to keep default ratio in each sample at 5.5%, the most current five-year average figure for newly issued guarantees by KODIT to the unlisted SMEs.

When the estimation sample is partitioned into two groups, i.e. default firm/years and non-default or solvent firm/years, CASH in the former group is significantly lower than that in the latter group with a t-statistic of -12.18. Further, the classification result of univariate logistic regression is about 56% concordant with the actual default status. These results reported in <Table 4> hint at potential importance of CASH in distinguishing delinquent accounts from active ones.

The five variables including CASH identified in A&S are all significant and all their coefficients have the expected signs in a Clog-log regression applied to the estimation sample. Specifically, a higher level of CASH is found to be associated with a lower probability of default. For comparison purpose, concordant % is reported in <Table 5>. A&S (model 1) obtains 72.4%, which is an improvement of about 4% points over the result reported in a contemporary study which employs the same database. Model 6 is the final version of stepwise Clog-log regressions. The result reported in <Table 5> shows that a total of seven financial ratios are selected to be effective in estimating loan defaults. All of them are correctly specified in terms of the signs of the coefficients and their levels of significance. While model 1 and model 6 are different in their fine details, they share certain common features. On such feature to be noticed is the consistently significant role of CASH in estimating defaults for unlisted SMEs. A preferred measure of discriminatory power under the Basel II regime is AUC(area under the ROC curve) which combines the model's records of Hit Rates and False Alarm Rates. The figures for AUC seem to suggest that model 6(75.1%) performs slightly better than model 1(73.1%).

When the models 1 and 6 are estimated with industry dummies as exhorted in Chava and Jarrow(2004), the dummy variable for construction firm/years registers significance. Noticing this result, separate estima-

tions of each model are performed for construction sub-sample and for non-construction sub-sample. Results of industry-specific regressions shown in Table 6 also support the importance of CASH in estimating default probabilities.

The estimated coefficients from each model are applied to the holdout sample with 20,751 firm/years and to its industry-specific sub-samples. Validation results are satisfactorily in concert with the estimation results. <Table 7> supports the claim that CASH exerts systematic influence in predicting defaults. All these pieces of empirical evidence seem to collaborate in evincing the usefulness of CASH in predicting loan defaults of unlisted SMEs in Korea.

This study does not claim that CASH should be regarded as one of the predictors for business failures for all classes of firms. It is instead an attempt to recognize, at least in assessing the credit risk for unlisted SMEs, the importance of CASH, which had not been attended to until A&S ascertained its proper role.

One of the caveats of this study is the lack of qualitative characteristics represented in the models examined. An interesting remedial extension would be the study which endeavors to see if the role of CASH in predicting business failure of SMEs is replicated in a setting where financial variables are competing with reasonable proxies for qualitative characteristics linked to business sustainability.

***[Keywords] Unlisted SMEs, Loan Default Predictions, Level of Cash Holdings, Altman and Sabato (2007), Clog-log Regression***

# 비상장 중소기업의 부실예측과 현금보유수준

나 인 철\* · 김 성 규\*\*

**국문요약(Korean Abstract):** 유동성 확보가 중요한 비상장 중소기업의 신용위험 평가 내지 기업부실 예측에서 가장 본원적인 유동성 지표인 현금보유수준의 역할을 검토한 연구는 많지 않은데, 최근 Altman and Sabato(2007, A&S)는 바젤 II에 따른 고급내부등급법(A-IRB) 적용과 관련하여 중소기업에 대한 신용평가 모형의 개발이 중요함을 강조하며 그에 유용한 모형을 제시하고 있다. A&S 모형의 특징 중 하나는 중소기업 재무적 상황의 유동성 측면을 현금보유수준으로 포착하고 있는 것이다. 그리고 나인철·김성규(2008)는 국내 비상장 중소기업의 현금보유수준을 설명하는 요인을 검토하면서, 현금보유수준이 높은 기업이 우량하거나 혹은 경영환경변화에 신축적으로 잘 대응하는 기업의 특성을 나타내기에 비상장 중소기업의 지속경영가능성을 사전적으로 판단하는 분석을 할 때 그간 활용하지 않았던 현금보유수준의 증분 판별력을 추가로 검토할 필요성을 제기하고 있다. 본 연구는 이 두 연구 결과를 바탕으로 하여, 현금보유수준이 비상장 중소기업의 부실예측에 유용한 변수인가를 실증적으로 검토한다.

본 연구에서의 부실사건은 비상장 중소기업이 대출 원리금을 적시에 상환하지 못하여 발생하는 신용사고(loan defaults)로서 먼저, 이러한 부실사건의 발생을 예측함에 있어 부실확률과 음(-)의 관계를 가질 것으로 기대하는 현금보유수준을 포함한 다섯 개의 재무비율로 구성된 A&S 모형이 적용될 수 있는지 여부를 검토한다. 이때 A&S 모형의 성과를 국내외 중소기업 부실예측에 사용한, 현금보유수준 변수를 활용하지 않은 기존 모형들과 비교함으로써 A&S 모형의 잠재적 우수성을 살펴본다. 이러한 목적으로 본 연구에서는 Begley et al.(1996)의 중소기업 형 Z-score 모형, Ohlson(1980)의 모형, Beaver et al.(2005)의 모형 및 기존 신용평가 실무에서 사용한 바 있는 도산거리(distance-to-default) 분석을 선정한다. 이어서 A&S를 포함한 이들 모형 혹은 분석에서 제시하는 재무변수 19개를 모두 이용하여 새로이 모형을 추정하는 경우 그 최종모형 설명변수의 하나로서 현금보유수준이 선정되며 또한 부실확률과 음(-)의 관계를 나타내는지 살펴본다. 이는 중소기업의 재무적 상황을 A&S와는 다소 다른 방식으로 분석하더라도 그 부실예측에 현금보유수준이 변별력을 가지는 변수로 포착되는지 여부를 검토하기 위함이다.

자료의 분석방법은 동태적 현상인 기업부실을 예측하는데 활용하는 생존분석방법의 하나로서, 특정 연도에 발생한 부실·건실 여부를 그 직전까지 확보되는 연차 재무제표에서 추출한 재무비율로 예측하고자 하는 본 연구의 상황에 적합하다고 판단되는 Clog-log(complementary log-log) 회귀분석이다. 표본은 31,592개 비상장 중소기업의 2001년~2006년 재무자료 98,816개에서 추출한 모형 추정용 표본(estimation sample) 29,644개와 추정된 모형의 예측성검토한 확인용 표본(holdout sample) 20,751개인데, 각 표본에서의 부실비율이 5.5%가 되도록 층화임의추출하였다. 본 연구에서는 표본 최초연도인 2001년을 IMF에의 구제금융신청 이후의 금융시장 불안정이 충분히 해소된 시점이라고 보고, 그 이후 건실·부실판정 연도까지의 생존연도 경과를 연도더미로 포착하였다.

\* 한양대학교 교수(naic@hanyang.ac.kr, 제1저자)

\*\* 신용보증기금(KODIT) 리스크관리부 팀장(jesei@hanafos.com, 교신저자)

실증 분석 결과, A&S 모형과 19개 변수를 투입하여 추정한 최종모형 모두에서 현금보유수준은 부실확률과 유의적인 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났고, 건설기업과 다른 기업을 구분하여 추정한 업종별 모형에서도 현금보유수준의 역할이 유사하게 검출되었다. 그리고 현금보유수준이 포함된 부실예측 모형의 추정용 표본과 확인용 표본에서의 성과측정치인 AUC(Area Under the ROC Curve)가 유사한 자료를 활용한 기존 연구에서의 예측성과에 비하여 양호한 수준인 것으로 판단되었다. 이러한 실증분석 결과를 종합할 때 비상장 중소기업의 현금보유수준은 그 부실예측에 유용한 변수라고 판단되기에, 중소기업의 유동성측면을 포착하는 변수임에도 그간 도외시한 현금보유수준을 보다 적극적으로 활용하는 연구와 실무개발을 수행할 필요성을 제기한다. 또한 본 연구가 가지는 주된 한계는 비재무자료를 활용하지 못한 것인데, 향후 기업 특성에 대한 제반 정성적 자료가 풍부히 반영한 상황에서도 과연 현금보유수준의 역할을 검출한 본 연구의 결과가 재현되는지를 검토하는 노력도 필요하다고 판단한다.

**[주제어]** 비상장 중소기업, 부실예측, 현금보유수준, Altman and Sabato(2007), Clog-log 회귀분석

## I. 서 론

2008년 3월<sup>1)</sup> 서브프라임모기지 손실에서 출발한 미국 발 금융위기는 자금조달비용 상승 및 은행의 보수적 자금운용<sup>2)</sup>을 초래함으로써 특히 중소기업이 당면하는 자금난을 심화시켰으며, 중소기업에 신용을 공여하는 금융기관으로 하여금 자금경색이 신용위험 더 나아가 기업부실화에 미치는 영향을 분석하는 것에 심혈을 기울이게 하였다. 또한 자본시장에서의 접근이 제한된 비상장 중소기업의 재무담당 경영자로 하여금 기업의 사황을 담보하는 중요한 업무인 금융기관을 통한 자금 확보 활동에 더 큰 노력을 하게 만들고 있다.

중소기업의 경영에서는 자금 확보가 중요한데도 신용위험 평가 내지 기업부실 예측에서 현금유동성이 차지하는 역할을 체계적으로 검토한 연구는 많지 않다. 최근의 연구로서, Altman and Sabato(2007, 이하 특별히 강조할 필요가 없는 경우에는 A&S로 약칭함)는 중소기업에 대한 신용평가 모형의 개발이 중요함을 강조하며 그에 유용한 모형을 제시하고 있다. 기업규모를 특화하지 않고 개발한 Altman(1968)의 Z-score 모형에서는 유동성을 포착하는 변수로서 운전자금변수를 사용한 반면, A&S는 현금보유수준 변수를 제시하고 있다.

한편, 나인철·김성규(2008)는 국내 비상장 중소기업에 대상으로 그 현금보유수준 결정에 영향을 미치는 요인을 분석하면서, 현금보유수준이 높은 기업이 우량하거나 혹은 예상되는 경영환경변화에 신축적으로 잘 대응하는 기업의 특성을 나타냄을 보고하고 있다. 이들의 연구는 현금보유수준을 설명하는 변수의 하나로 Altman(1968)의 Z-score를 수정하여 측정한 부실확률(구체적으로는 부실확률의 역수인 생존확률로 전환하여 분석하였음)을 추가하여 분석하고 있는데, 부실확률과 현금보유수준과의 관계에 대해서는 서로 상반된 견해가 존재하기에 그 관계는 실증적인 규명대상임을 밝히고 있

다. 검토 결과, 현금보유수준은 부실확률과 체계적인 음(-)의 관계를 나타냄을 (즉, 생존확률과는 양(+)의 관계를 가짐을) 보고하고 있다. 그리고 이러한 분석을 바탕으로 향후 국내 비상장 중소기업의 부실예측을 수행할 때 현금보유수준을 고려할 필요성을 제기하고 있다.

본 연구는 위 두 연구를 기반으로 하여 현금보유수준이 중소기업의 부실예측에 활용될 수 있는 변수인가를 검토한 결과를 보고한다. 검토하는 부실사건은 금융기관으로부터의 대출과 관련된 상환의무를 수행하지 못하여 발생하는 신용사고(loan defaults)로서 첫째, 이러한 부실발생을 예측함에 있어 현금보유수준을 포함한 다섯 개의 재무변수로 구성된 A&S 모형이 적용될 수 있는지 여부를 검토한다. 이때 A&S 모형을 현금보유수준 변수를 활용하지 않는 국내외 중소기업 부실예측에 사용된 네 개의 기존 모형들과 비교하여 A&S 모형의 잠재적 우수성을 살펴본다. 그리고 둘째, A&S 및 이들 네 개 모형 설명변수의 집합으로부터 새로이 모형을 구성하는 경우 그 최종모형에 현금보유수준이 포함되며 또한 부실확률과 음(-)의 관계를 포착하는지를 살펴본다. 즉, 기업 경영 상황을 모형에 따라 다소 다르게 압축하여 표현하더라도 중소기업의 부실예측에는 현금보유수준이 변별력을 가지는 변수로 포착됨을 살펴보고자 하는 것이다. 검토의 결과는 중소기업 부실예측에서 현금보유수준 변수를 고려할 필요가 있음을 강하게 시사하고 있다.

주지하다시피, 신용위험 판단 내지 기업부실 예측에서 기업 경영환경과 그 경영인 특성에 대한 정성적 자료가 차지할 중요성은 아무리 강조해도 지나치지 않을 것이다. 다만, 중소기업에 대상으로 하는 연구에 있어서 방대한 수의 기업을 대상으로 상당한 기간의 심층자료를 체계적으로 취합하기가 용이하지 않다. 따라서 비록 연구 결과의 실무 수용성에는 제한이 있을 수 있지만, 본 연구에서는 재무자료에 초점을 맞추고 중소기업 부실예측에 있어서 현금보유수준이 체계적인 역할을 수행하는 가를 살펴보고자 한다.<sup>3)</sup>

1) 연구개선에 도움을 준 익명의 두 심사자에게 감사드린다.

2) 2008년 9월 이후 금융기관에 따라서는 자금조달비용 상승에 따른 금리 인상과 여신심사요건을 강화하고 일시적으로 자금난을 겪고 있는 기업과 근본적으로 문제가 있는 기업을 구분하지 않고 기업대출규모를 줄여 나가고 있는 현상을 의미한다.

3) 중소기업의 정성적 자료를 활용하는 최근 연구로서는 남주하(2008) 등을 들 수 있다. 또한 본 연구에서는 데이터마이닝기법을 활용한 탐색적 분석기법을 적용하지 않고 있다. 이 분야의 연구에 대해서는 이

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 기업 재무변수를 주된 자료로 하여 통계적 분석을 적용한 선행연구를 그 분석기법의 측면에 초점을 맞추어 세 갈래로 나누어 살펴보면, 이들 연구방향들과 A&S에서 중소기업의 신용평가 내지 부실예측에 활용한 재무변수를 정리한다. 제 III장은 연구 설계를 그리고 제 IV장은 실증분석 결과를 제시하는데, 국내 중소기업 부실예측확률과 현금보유수준 간에 음(-)의 체계적 관계가 검출됨을 보고한다. 마지막으로 제 IV장은 요약과 결론을 제시한다.

## II. 선행연구의 검토

재무자료를 활용한 기존의 부실예측 연구는 분석기법 측면에서 다양한 방식으로 진행되었으며 그 결과 현상설명력을 가지는 설명변수 역시 다양하게 제시되고 있다.

### 2.1 분석기법 측면에서의 주요 선행연구

주요 선행연구에서 부실예측에 활용한 분석기법은 크게 정태적 분석, 동태적 분석, 도산거리 분석 등의 세 갈래로 구분할 수 있다.

#### 2.1.1 정태적 분석

이 분야의 연구는 특정 시점의 기업 재무적 상황을 근거로 부실발생 가능성을 분석하고 있다. 활용하는 분석기법은 판별분석, 로짓분석, 프로빗분석 등과 같은 정태적 통계분석 기법들이다. 최초 연구의 하나가 다변량 판별분석을 사용한 Altman (1968)의 Z-score모형이며, 판별분석이 가지는 한계점을 보완한 기법이 Ohlson(1980)이 사용한 로짓분석과 Zmijewski(1984)가 사용한 프로빗분석이다. 로짓분석과 프로빗분석은 전자는 부실 발생확률이 로지스틱분포를 가진다고 가정하는 반면 후자는 정규분포를 가진다고 가정하는 점에서 차이가 있지만, 부실예측에의 활용측면에서 볼 때는 거의한 유사한 분석 기법이라고 할 수 있다.

이러한 연구 결과 중 Z-score 모형은 5개의 재무비율 변수로 구성된 함축된(parsimonious) 모형이기

에 국내외의 부실예측실무 현장에서 많이 활용되어 왔다. Z-score 모형에서는 기업 자기자본의 시장가치가 원천 자료의 하나로 이용되므로 동 모형은 상장기업의 부실예측에 보다 적합하게 개발되었다고 할 수 있는데, 중소기업 부실예측용으로 수정하여 활용한 연구로는 Begley et al.(1996)와 Scherr and Hulburt(2001)를 들 수 있다. 그리고 Ohlson(1980)은 회계자료에 근거한 분석을 수행하기에 비상장기업에도 적용할 수 있는 잠재력이 있어, 본 연구에서는 Begley et al.(1996)과 Ohlson(1980)에서 제시하는 재무변수들을 살펴본다.

그런데, 이들의 공통적 특징은 단일 판정시점에서 자료에 근거하여 건실기업과 부실기업의 차이를 설명하는 정태적 분석이라는 것이다. 따라서 다년간에 걸쳐 진행된 부실화에 따른 동태적 효과를 충분히 반영하기 어려워, 부실확률 추정에 편의와 비일관성이 개재될 수 있다는 한계점이 있다.

#### 2.1.2 동태적 분석

이러한 정태적 분석의 문제점을 보완하는 동태적 분석 기법을 부실예측에 활용한 대표적인 연구로는 생존분석 기법의 일종인 이산시간로짓모형(discrete-time logit model)을 활용한 Shumway(2001)가 있다. 그리고 Beaver et al.(2005)은 이 기법을 비상장기업 및 상장기업의 부실예측 모두에 적용하고 있다. 국내의 연구로는 역시 생존분석 기법의 하나인 Cox의 비례위험모형(proportional hazard model)을 비상장중소기업 부실예측에 적용한 김창배(2008)와 Clog-log 모형(complementary log-log model)을 사용한 김성규 외 2인(2008) 등이 있다.

이들 연구에서의 초점 역시 중소기업 부실예측에서의 현금보유수준의 체계적 역할을 규명하는 것은 아니었다. 이들 중 Beaver et al.(2005)에서 가장 함축된 모형을 제시하고 있기에 본 연구에서는 그 변수들을 살펴본다. 그리고, 본 연구에서는 분석기법으로 Clog-log 모형을 활용하는데 이에 대해서는 제 III장에서 살펴본다.

#### 2.1.3 도산거리 분석

도산거리(distance-to-default, DD) 분석에서는 기업 자기자본의 시장가치가 부채가치보다 낮아질 예상도산확률을 Merton(1974)의 옵션가격결정이론에

건창(1993)과 정운·황석해(2000) 등을 참조할 수 있다.

근거하여 추출하는데 이 과정에서 자기자본의 시장 가치 관련 정보가 필요하다. 즉, 이론적으로는 상장 기업에 적합한 분석인데, 현재는 Moody's가 인수한 KMV사가 비상장기업에도 적용할 수 있도록 탄력을 부여한 것이 소위 KMV-Merton 모형 혹은 EDF (expected default frequency) 모형이다. 동 모형은 먼저, 자산가치와 부채가치간의 차이를 자산의 표준편차로 나누어 정규화시킨 도산으로부터의 이격도 즉, 도산거리를 측정한다. 다음, 이 도산거리와 경험적도산빈도의 분포를 대비함으로써 1년 내에 발생할 예상도산확률을 추정할 수 있게 한다.

Crosbie(1999)에 그 내용이 잘 정리되어 있는 이 분석 기법은 실무계에서 먼저 사용된 이후 그 속성과 성과에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있는데, 최근의 연구로는 Bharath and Sumway(2008)을 들 수 있다. 그리고 옵션가격결정이론 혹은 EDF 모형에 근거하여 국내기업의 부실예측을 수행한 연구로는 이원홍 외 2인(2000), 국찬표·정완호(2002), 오현탁·형영주(2004), 정완호 외 2인(2006) 등을 들 수 있다.

그런데 이러한 연구들은 모두 상장기업을 대상으로 분석하고 있기에 비상장기업을 대상으로 한 본 연구에서 그 연구결과를 직접 활용하기는 어렵다. 다만, 오현탁·형영주(2004)는 회계자료를 이용하여 직관적인 방식으로 도산거리를 측정하고 있는데, 이는 비상장기업 부실예측 실무에서 사용하는 도산거리 측정방식과 맥락을 같이한다. 본 연구에서는 신용보증 실무에서 활용한 바 있는 세 가지 도산거리 측정변수인 BSDD, ERDD, CFDD를 활용한다. 각각은 대차대조표, 손익계산서 및 현금수지표로부터 도출한 도산거리에 대한 대용치이다.<sup>4)</sup>

4) 이들 DD 변수들의 측정값이 적을수록(특히 0 이하) 부실위험이 매우 큰 기업으로 추정할 수 있다. 본 연구에서는 건설기업을 0, 부실기업을 1로 정의하므로, 모형에서 아래와 같이 정의된 각 DD변수는 부실확률과 음(-)의 관계를 가질 것으로 기대한다.

$$BSDD = \frac{\ln(\text{총자산}_{t-1} / \text{총부채}_{t-1})}{\sigma(\text{총자산}_{t-1, t-2, t-3, t-4, t-5} / \mu(\text{총부채}_{t-1, t-2, t-3, t-4, t-5}))}$$

$$ERDD = \frac{\mu(\text{영업이익}_{t-1, t-2, t-3, t-4, t-5}) - \mu(\text{이자비용}_{t-1, t-2, t-3, t-4, t-5})}{\sigma(\text{영업이익}_{t-1, t-2, t-3, t-4, t-5})}$$

$$CFDD = \frac{\mu(\text{영업현금흐름}_{t-1, t-2, t-3, t-4}) - \mu(\text{이자비용}_{t-1, t-2, t-3, t-4})}{\sigma(\text{영업현금흐름}_{t-1, t-2, t-3, t-4})}$$

## 2.2 선행연구에서 제시한 재무변수

앞서 설명한 분석 기법들은 대부분 초기에는 주로 상장기업을 표본으로 하거나 혹은 비상장기업이 포함되어도 기업규모를 구분하지 않은 표본을 대상으로 한 부실예측 연구에 적용되었다. 중소기업 부실예측 실무에서는 각 분석 기법을 활용한 대표적인 연구 결과들에서 제시하는 모형을 변형, 개선시켜 활용하는 한편, 전 세계적으로 전체 기업의 약 95% 이상을 차지하고 있는 중소기업의 부실예측에 대한 중요성이 점차 부각됨에 따라 2000년대 이후 중소기업에 우선적으로 적용할 수 있는 모형의 개발도 서두르고 있다. 그리고 기업규모별 신용평가의 중요성이 매우 강조되는 바젤Ⅱ가 본격적으로 도입될 2010년을 대비하여<sup>5)</sup> 이미 국내 중소기업의 신용평가 내지 부실예측 실무에서도 이러한 모형을 개발하기 위한 노력이 이루어지고 있지만 그 구체

5) 우리나라를 포함한 20개국이 회원국인 국제결제은행(BIS) 산하 바젤은행감독위원회에서는 은행의 경영건정성을 확보·제고하기 위하여 그 초점은 은행으로 하여금 운용 금융자산의 8%(소위, BIS비율) 이상에 해당하는 자기자본을 유지·적립하도록 규정하는데 있는 은행자기자본규제협약(Basel Accord for Bank Capital Adequacy)을 제정, 감독하고 있다. 우리나라의 경우 2008년을 기점으로 그 이전에는 바젤Ⅰ협약을 그리고 그 이후에는 바젤Ⅱ협약의 내용을 따르고 있다. 신·구 협약은, 대출포트폴리오가 중핵을 이루는 은행 금융자산에 대한 규정에 있어 큰 차이가 있다. 바젤Ⅰ에서는 은행별로 경영위험에 대한 노출정도에 있어 차이가 있음을 고려하지 않고 금융자산 금액 자체만을 기준으로 BIS비율의 충족여부를 판정하지만, 바젤Ⅱ에서는 이러한 위험요소를 고려한 위험가중자산(risk-weighted assets)을 기준으로 판단하도록 규정하고 있다. 은행경영에 따른 위험은 대출포트폴리오의 신용위험, 시장이자율 변동 등과 같은 시장위험, 은행경영의 품질에 내재된 운영위험 등과 같은 요소를 망라하지만, 본 연구와 직접 관련이 되는 것은 그 중 가장 중요하다고 볼 수 있는 신용위험 요소이다. 바젤Ⅱ의 시행에 따라, 대출포트폴리오의 신용위험 내지 부실위험은 금융자산 산정액에 반영되며 그 결과 BIS비율 측정치 또한 영향을 받게 된다. 건전 경영을 지향하는 은행으로서는 단위 대출을 심사함에 있어 부실위험의 적정 추정에 한층 더 정성을 쏟을 것인 바, 은행으로 부터의 대출이 중요한 자금공급원인 비상장 중소기업의 경우 그 신용위험 수준에 따른 자금조달비용의 차등 폭이 더욱 커질 수 있을 것이다. 자세한 내용은 정재만·조태근(2005)를 참조할 수 있다.



적인 모습은 아직 잘 알려지지 않고 있다.<sup>6)</sup>

본 연구에서는 Altman and Sabato(2007)가 제시하는 예측모형을 그러한 노력에 도움이 될 잠재력을 가진 모형의 하나로써 활용한다. A&S는 바젤Ⅱ에 따른 은행의 규제자본 산출시 중소기업에 대한 부실 예측력을 향상시키면 고급내부등급법(Advanced Internal Rating Based approach, A-IRB)을 적용할 때의<sup>7)</sup> 적정자본요구량이 적어지므로 중소기업에 고유하게 적용할 부실예측모형을 개발하는 것이 중요함을 강조하면서, Z-score 모형에서의 예측변수와는 다소 다른 다섯 개의 변수로 구성된 모형을 제시하고 있다. 특히 눈에 띄는 차이점의 하나는 재무상황 중 유동성을 포착하는 변수로서 운전자본비율과 현금보유수준을 함께 고려하였는데 최종적으로 현금보유수준 변수를 채택하였음을 보고하고 있는 점이다.

A&S를 제외하고는 기존의 부실예측 연구에서 현금보유수준 측면을 체계적으로 검토한 사례는 거의 없었다고 해도 과언이 아니다. 유량(flow)을 나타내기 위해 기업의 본원적 수익창출능력의 한 지표가 되는 현금흐름(cashflow)은 부실예측에서 중요한 측면으로 간주되어 왔다. 세전영업이익에 이자비용 혹은 이자비용·제반상각비를 제가산한 수치 혹은 이와 유사한 현금흐름 측정치는 여러 주요 분석에서 중요 변수로 선정되고 있는 것이다. 더 나아가, 이원흠 외 2인(2000)은 이론적으로 도출한 본원적 현금흐름 요구에 기반을 둔 부실예측 모형도 제시하고 있다. 그러나 저량(stock)이면서 유동성을 포

착하는 현금보유수준(level of cash holdings)의 역할을 체계적으로 고려한 연구는 드물다. 아마도 부실예측상황에서 상관관계가 높은, 다른 유동성 비율과 함께 고려되었을 때 그 중요성이 부각되지 못하였을 가능성이 높은 탓일 수 있다. 혹은 상장대기업을 대상으로 하는 부실예측의 경우에는 현금보유수준을 포함한 전반적 재무상황을 자본시장 정보로 보충할 수도 있었기에 추가적으로 현금보유수준을 검토할 필요가 없었기 때문일 수도 있다.

A&S가 중소기업 부실예측 모형의 한 변수로서 현금보유수준을 제시한 것은 만성적인 유동성부족에 시달리고 더욱이 최근 심한 대출경색을 겪고 있는 국내 중소기업의 부실예측에 대하여 시사하는 바가 적지 않을 것으로 판단한다. 그리고 현금보유수준이 높은 국내의 비상장 중소기업은 “상대적으로 우량하거나 혹은 예상되는 경영환경변화에 보다 신속적으로 잘 적응하는 기업”(나인철·김성규(2008) p.67)일 수 있기에, 현금보유수준이 높으면 부실확률이 낮아짐을 포착한 A&S 모형의 예측성결과를 검토하고 실무에서의 활용을 시도할 가치가 크다고 본다.

또한 본 연구에서는 Xu and Zhang(2009)과 유사하게, 기존의 대표적 부실예측 연구에 사용된 변수군을 취합하여 그 성과를 비교한 후 종합하여 부실예측을 수행하는 방식도 활용한다. 각 모형의 성과를 비교하는 과정에서 현금보유수준을 고려하는 A&S의 성과우수성 여부를 살펴볼 수 있고, 여러 연구의 변수군을 종합하여 활용하는 과정에서도 현금보유수준이 최종변수로 선정되는지를 검토할 수 있기 때문이다. Xu and Zhang(2009)은 Altman(1968)의 Z-score, Ohlson(1980)의 모형과 도산거리 분석기법의 변수들을 활용하여 일본 상장기업의 부실예측을 연구하였다. 본 연구는 비상장 중소기업을 분석대상으로 하기에, Begley et al.(1996) 등의 수정 Z-score 모형의 변수들, Ohlson(1980) 모형의 변수들 및 국내 중소기업 신용평가 실무에서 활용한 바 있는 도산거리 측정변수들을 취합한다. 그리고 상장 및 비상장기업을 대상으로 동태적 분석을 수행한 Beaver et al.(2005)의 변수들도 활용하며, A&S의 변수들도 추가한다. 취합된 변수들은 다음과 같은데 변수의 영문명을 괄호 속에 기재하였다.

첫째, Altman(1968)의 Z-Score 모형은 상장기업을 대상으로 하였으며, 운전자본/총자산(WCTA), 이익잉여금/총자산(RET), 이자차감전세전이익/총자산

6) 바젤Ⅱ는 2008년에 도입되었지만, 고급내부등급법(A-IRB)의 경우 국민은행이 2009년에 도입하고 기타 시중은행은 2010년 이후에 도입할 예정인 것으로 알려져 있다.

7) 바젤Ⅱ에 따라 은행의 내부자료 등을 통해 추정된 4가지 위험요소(risk components)인 부실확률(probability of default, PD), 부도시 손실율(loss given default, LGD), 부도시 익스포저(exposure at default, EAD), 유효만기(effective maturity, M)를 이용하여 신용위험에 대한 위험가중자산을 산출하는 방법을 내부등급법(IRB)이라고 하는데 PD만 은행 자체 추정치를 사용하면 기초내부등급법(F-IRB), 4가지 요소 모두 은행 자체 추정치를 사용하면 고급내부등급법(A-IRB)이라고 한다. 부실기업예측모형은 PD추정과 관련이 있으며 대다수 중소기업에 해당되는 소매익스포저(총여신 10억 원 미만 중소기업 포함)에 대해 IRB를 적용하려면 A-IRB를 사용해야만 한다.

(EBTA), 주식시가총액/총부채, 매출액/총자산(STA)의 5개 비율을 선정하여 부실기업을 예측하였다. Begley et al.(1996)과 Scherr and Hulburt(2001)는 Z-score를 비상장기업에 적용 가능하도록 주식시가총액을 장부 가치로 대체한 자기자본/총부채(BVTL)를 사용하였다.

둘째, Ohlson(1980)은 기업부실예측에 유용한 변수로서 유동부채/유동자산(CLCA), 운전자본/총자산(WCTA), 순이익/총자산(ROA), 총부채/총자산(TLTA), 영업자금/총부채(FUTL), 순이익증가율(CHIN), log(총자산/GNP물가지수)의 7개 비율과 2개년 연속적자 더미, 자기자본전액잠식 더미의 2개 더미변수를 제시하고 있다. 본 연구에서는 2001년 이후의 6년간 자료라는 비교적 단기간의 자료를 분석하기에 물가지수 변화를 고려하지 않고 총자산의 로그측정치를 SIZE 변수로 사용한다. 그리고 자기자본 전액잠식기업을 제거하는 바, 자기자본전액잠식더미변수는 사용하지 않으며 또한 이 과정에서 연속적자 기업도 대부분 제거되기에 연속적자 더미 역시 사용하지 않는다.

셋째, Beaver et al.(2005)은 순이익/총자산(ROA), 총부채/총자산(TLTA), 이자·상각비차감전세전이익[이하, EBITDA로 지칭함]/총부채(ETL)를 사용하였다. 그리고 넷째, 도산거리 분석기법과 관련된 변수로는 앞서 설명한 BSDD, ERDD, CFDD 등을 들 수 있다.

한편, A&S는 이익잉여금/총자산(RETa)을 제외한 Z-Score 모형과는 다르게, 현금/총자산(CASH), 단기차입금과유동성장기부채/자기자본(SDBV), EBITDA/총자산(ETA) 및 EBITDA/이자비용(ICR)을 사용하였다. 본 연구의 분석에 사용된 현금에는 A&S에서와 일관되게 본원적 현금인 '현금 및 현금성자산'으로 측정한다.<sup>8)</sup>

### III. 연구설계

#### 3.1 연구모형과 분석방법

본 연구의 주된 목적은 그간 재무변수를 주된 분

8) 현금보유수준 관련 선행연구와 나인철·김성규(2008)에서 우선적으로 정의하는 현금은 '현금및현금성자산'에 단기금융상품과 단기유가증권을 합한 금액으로서 이에 따른 현금수준변수가 <Table 2>의 CASHa 변수이다. 이렇게 대체적으로 정의하는 경우에도 본 연구의 주된 결과는 변화하지 않는다.

석 자료로 삼아 진행된 중소기업 부실예측과정에서 체계적으로 고려하지 않았던 현금보유수준(CASH) 측면이 부실예측에 유용할 것인가를 검토하고자 하는 것이다. 예측모형의 종속변수는 특정 연도의 기업부실사건 발생여부(부실 = 1, 건실 = 0)이므로, 현금보유수준의 추정계수는 음(-)의 부호를 가질 것으로 예상하는 것이 본 연구의 주장 즉, 대체가설(alternative hypothesis)에 해당한다.

일차적으로 분석에 사용하는 예측모형은 Altman and Sabato(2007)가 중소기업용으로 제시한 모형에 근거를 둔다. 그들의 변수를 사용하여 국내 비상장 중소기업의 부실진단을 위한 모형을 구성하였을 때, 모든 변수의 추정계수가 A&S가 제시한 방향의 부호를 가지는 것을 살펴보고, 다른 연구들에 근거한 모형에 비하여 성과가 뒤 떨어지지 않으며, 또한 CASH는 유의적인 음(-)의 계수를 가지는 것을 살펴본다. 즉, 모형의 사전적 적합성과 사후적 우수성을 검토한 후 가설검증을 실시하는 것이다.

이어서 A&S의 변수를 포함한 선행연구에서 제시한 총 19개의 설명변수를 종합적으로 고려하여 모형을 추정할 때, 최종적으로 CASH 변수가 선정되며 또한 기대한대로의 음(-)의 계수를 가지는 것을 살펴보고자한다. 이때도 모형의 사전적 적합성과 사후적 우수성을 선행 검토한다.

표본자료는 1년 단위로 관측된 2001~2006년에 걸친 기업·년 자료이다. 2001년을 최초 분석연도로 선택한 것은 IMF 구제금융신청 이후의 금융시장 불안정이 충분히 해소된 시점이라고 보았기 때문이다. 그리고 부실사건은 표본기간 중의 어떤 영업시점에도 발생할 수 있기에 생존기간(survival time)은 연속변수로 상정할 수 있다. 이러한 경우 부실확률을 추정함에 있어 비례위험모형(proportional hazards model)을 적용하는 것이 적절할 것이다. 동 모형은 최초 분석시점으로부터 부실·건실 판정시점까지의 경과시간을 종속변수로 하며, 판정시점까지 진행된 경영 상황을 시의 적절하게 포착하는 설명변수를 사용하여 추정되기 때문이다. 상장기업의 경우, 이러한 설명변수의 일부로서 시시각각으로 변하는 주식시장, 채권시장에서의 해당 기업이 발생한 증권의 상황을 활용할 수 있을 것이다.

그런데, 중소기업의 경우에는 자본시장 자료를 활용할 수 없기에 설명변수로서의 선정대상은 재무

제표에서 산출하는 비율이다. 소기업 자료도 포함되는 본 표본의 경우 재무제표는 연차 재무제표로 국한된다. 즉, 연구의 범위가 특정 연도 중에 발생한 부실·건실 여부를 그 직전 연도까지의 연차 재무제표에서 산출하는 재무비율로 판별하고자 하는 것이다. 이는 재무비율을 활용하여 수행하는 중소기업 신용평가 내지 부실예측을 수행하고자 하는 경우에 당면하는 실무 상황이기도 하다. 즉, 연속변수인 생존기간을 1년 단위로 측정된 생존구간에서의 부실·건실 여부로 즉, 더미변수로 대체하여 측정하는 것이다. Kalbfleisch and Prentice(2002)에 따르면 이러한 자료에는 Clog-log모형(complementary log-log model)이 적절하다.

Clog-log 모형은 기업에 따른 시간 특성 효과가 있는 경우에 즉, 연도별 자료가 서로 상관되어 있어 시간에 따라 변하는 공변량을 갖는 경우에 비교적 용이하게 비례위험모형과 동일한 회귀계수 모수(parameter)를 추정하는 절차라는 장점이 있어(Allison(1999) 참조), 본 연구에서는 김성규 외 2인(2008)이 중소기업의 퇴출단계 판별과 성장단계별 재무특성을 검토하기 위하여 활용한 바 있는 이 방식으로 자료를 분석한다.

그리고 Clog-log 모형으로 추정하는 과정에서는 동일한 기업의 연도별 관측치 간의 경과기간 상관성(duration dependence)을 통제하기 위하여 특정 최초 시점으로부터의 경과기간을 적절한 기간단위로 구분하여 포착하는 더미변수를 사용한다(Allison(1995)와 Beck et al.(1998)등 참조). 연 단위 자료를 사용하는 본 연구에서는 2001년을 최초 분석연도로 하기에, 표본연도를 나타내는 6개의 연도더미를 사용한다. 기업을 나타내는 첨자  $i$ 를 생략하고 제시한 본 연구의 분석모형은 다음과 같다.

$$\text{(분석모형)} \quad y = \sum \alpha_i \cdot Ydum_i + \sum \beta_j \cdot Idum_j \\ + \gamma_k \cdot \sum VAR_k + \delta \cdot CASH$$

여기서  $y$ 는 건실기업(0), 부실기업(1)을 뜻하는 이항변수에 대한  $\ln[-\ln(1-p)]$ 로서 Clog-log 모형의 종속변수이다. 본 연구에서의 부실기업은 특정 연도에 아래 요건 중 하나에 해당하는 기업이다.

- (1) 신용보증기금의 신용보증부실관리규정에 의하여 부실기업으로 규제되는 기업

- (2) 기술신용보증기금의 부실기업 또는 대위변제기업으로 등록되어 있는 기업
- (3) 지역신용보증재단의 대위변제기업으로 등록되어 있는 기업
- (4) 은행연합회 신용관리정보 등록기업(일반적인 부도기업)

그리고 앞서 설명한  $Ydum_i$ 는 표본기간 중의  $i$ 연도를 나타내는 연도더미변수이다. 표본연도별로 더미변수를 사용하기에 절편더미를 사용하지 않고 모형을 추정한다.  $Idum_j$ 는 동태적 부실예측에서도 산업효과를 고려하는 것이 바람직하다는 Chava and Jarrow(2004)의 연구 설계와 결과를 반영하기 위하여 활용하는 업종더미이다. 표본을 크게 제조, 건설 및 도소매·서비스 업종으로 구분한 후 건설과 도소매·서비스 업종의 효과를 추가적으로 통제하기 위하여 두 업종에 대한 더미변수  $Idum_1$ 과  $Idum_2$ 를 사용한다. 업종더미는 추정용 표본과 확인용 표본을 업종별로 세분하여 분석할 때는 사용하지 않는다. 한편,  $VAR_k$ 는 CASH를 제외하고 분석에서 최종 선정된 재무비율  $k$ 를 나타낸다. 또한, 현금보유수준 CASH가 부실확률과 음(-)의 체계적 관계를 가진다는 대체가설을 ' $\delta < 0$ '으로도 표현할 수 있다.

### 3.2 연구표본

본 연구의 표본은 외부감사대상이 되지 못하는 소규모의 기업을 포함한 전체 비상장 중소기업의 회계자료를 가장 풍부하게 보유하고 있는 신용보증기금의 자료 중, 총자산 10억 원 이상이며 연 매출액 600억 원 이하로서 부실·건실 판정 전 5개년의 재무제표(대차대조표, 손익계산서, 제조원가명세서 및 신용보증기금에서 산출한 현금수지표)를 갖추고 있는 기업의 자료를 사용하였다. 표본 대상기간은 6개년도(2001년~2006년의 6개년도)로서 12월 결산인 기업·년(firm-year) 자료로부터 추출하였는데, 금융기관과 공공행정기관 등은 재무제표의 특성상 분석에 적합하지 않으므로 배제하였다.

부실기업의 경우, 부실이 알려진 후에 작성된 재무제표를 사용하게 되면 사후확인(backcasting) 현상에 의한 모형 성과의 과대평가 문제가 발생하

〈Table 1〉 Sample Composition

Panel A: Composition of the Sampled Unlisted SMEs for the years 2001 through 2006

Partitions	Defaults *	Non-Defaults	Total	DEF Ratio **	Remarks
Estimation Sample	1,630	28,014	29,644	5.5%	30% of Quasi-Population, while DEF Ratio maintained at 5.5%
Holdout Sample	1,141	19,610	20,751	5.5%	30% of {Quasi-Population-Estimation Sample}, while DEF Ratio maintained at 5.5%
Quasi-Population	2,826	95,990	98,816	2.9%	Number of Unique Firms 31,592

Panel B: Industry Belongings of Firm/Years in the Estimation Sample

Industries	Defaults	Non-defaults	Total	DEF Ratio **	Remarks
Manufacturing	818	13,665	14,483(49%)	5.6%	Number of Unique Firms 9,371
Construction	369	5,487	5,856(20%)	6.3%	Number of Unique Firms 3,914
Wholesale, Retail, and Other Services	443	8,862	9,305(31%)	4.7%	Number of Unique Firms 6,276
Total	1,630	28,014	29,644(100%)	5.5%	Number of Unique Firms 19,561

Note) \* Unlisted SMEs, with annual sales figures not exceeding ₩60 billion(circa US\$50 million equivalents), which defaulted loans from banks and other financing institutions in each year of the sampled period.

\*\* DEF Ratios represent historical 5-year average figures for the SMEs in general and those in the specified industries, and the figures were tabulated in issuing new credit guarantees by Korea Credit Guarantee Fund(KODIT).

로 부실판정 연도 이전에 작성된 재무제표만을 사용한다. 또한 자기자본전액잠식기업은 제거하였다. 이들은 정상적인 금융기관 거래가 어려운 기업으로서, 이들을 포함하여 분석하면 재무적 안정성 관련 변수가 과도하게 영향을 끼쳐서 오히려 모형의 안정성을 저해하기 때문이다.

이러한 절차를 밟아, 31,592사의 98,816개 기업·년 자료를 1차 선정하였다. 그리고 <Table 1>에 정리한 바와 같이, 1차 선정 표본(quasi-population)의 30%를 추정용 표본(estimation sample)으로 그리고 추정용 표본을 제외한 나머지의 30%를 확인용 표본(holdout sample)으로 최종 선정하였다. 각 표본은 그에 속하는 부실기업 비율이 5.5%가 되도록 하되, 제조업, 건설업 및 도소매·서비스업에 속하는 부실기업의 비율이 각각 5.6%, 6.3% 및 4.7%가 되도록 층화임의추출(stratified random sampling)하였다. 건설기업과 부실기업의 표본수를 동일하게 쌍대표본 추출하여 부실예측모형을 구축하게 되면

부실기업 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 부실기업을 추출하였으며, 본 연구에서는 신용보증기금의 신규증액 심사기업 업체 수 기준에 의한 연간부실율의 5개년(2002~2006년) 평균인 5.5%에 근접하도록 부실기업 표본을 추출하였다. 그리고 표본을 제조업, 건설업 및 도소매·서비스업으로 구분하여 분석할 때는 각 산업별 5개년 평균부실비율을 적용할 수 있도록 표본을 추출하였다. 최종 선정된 추정용 표본은 29,644개 기업·년이며 그 중 약 5.5%인 1,630개가 부실사고가 발생한 기업·년이다. 그리고 이들은 제조업종, 건설업종 및 도소매·서비스업종에 각각 49%, 20% 및 31%의 비중으로 종사하고 있다. 확인용 표본 기업·년의 수는 20,751개이다.

## 3.3 변수정의

(2005), DD실무 및 A&S에서 제시하는 재무변수 19개를 각 변수가 제공하는 정보 내용에 따라 유동성 (liquidity), 수익성(profitability), 재무적 안정성(financial Begley et al.(1996), Ohlson(2000), Beaver et al.

〈Table 2〉 Variable Definitions

Dimensions of Analysis	Variable Names	Variable Descriptions( $\mu$ = mean, $\sigma$ = standard deviation)	Sign <sup>*</sup>	Literature Sources <sup>**</sup>				
				Z	O	B	DD	AS
Liquidity	WCTA	working capital $\div$ total assets	—	✓	✓			
	CLCA	current liabilities $\div$ current assets	+		✓			
	CASH	cash $\cdot$ equivalents $\div$ total assets	—					✓
	CASHa <sup>***</sup>	(cash $\cdot$ equivalents + marketable securities) $\div$ total assets	—					
Profitability	RETA	retained earnings $\div$ total assets	—	✓				✓
	EBTA	(pre-tax operating income + net interest expense) $\div$ total assets	—	✓				
	ROA	net income $\div$ total assets	—		✓	✓		
	ERDD	( $\mu$ of 5-yr operating income - $\mu$ of 5-yr interest expenses) $\div$ $\sigma$ (5-yr operating income)					✓	
Financial stability	BVTL	equity $\div$ total liabilities	—	✓				
	TLTA	total liabilities $\div$ total assets	+		✓	✓		
	SDBV	(short-term borrowings + current maturities of long-term liabilities) $\div$ equity	+					✓
	BSDD	$\log(\text{total assets}/\text{total liabilities}) \div \sigma(5\text{-yr total assets})/(\mu \text{ of } 5\text{-yr total liabilities})$	—				✓	
Coverage and Cashflow	ICR <sup>****</sup>	EBITDA $\div$ 100 $\times$ interest expenses	—					✓
	FUTL	funds from operations $\div$ total liabilities	—		✓			
	ETL	EBITDA $\div$ total liabilities	—			✓		
	ETA	EBITDA $\div$ total assets	—					✓
	CFDD	( $\mu$ of 4-yr cashflow from operations + $\mu$ of 4-yr interest expenses) $\div$ $\sigma$ (4-yr cashflow from operations)	—				✓	
Activity and Others	STA	sales $\div$ total assets	—	✓				
	CHIN	change in net income $\div$ ( current net income  +  previous net income )	—		✓			
	Lsize	$\log(\text{total assets})$	—		✓			

Note) <sup>\*</sup> sign = expected relations to the probability of default.

<sup>\*\*</sup> Z = Altman Z-score Model as modified for SMEs by Begley et al.(1996).

O = Ohlson(1980).

B = Beaver et al.(2005).

DD = Distance-to-default approach per KMV-Merton Model as operationalized in Korean practice.

AS = Altman and Sabato(2007).

<sup>\*\*\*</sup> an alternative measure of cash holdings more in line with the one used in the literature, e.g. Opler et al.(1999), with which on the analyses in place of CASH, all the main results of this study are robustly replicated.

<sup>\*\*\*\*</sup> expressed in percentiles, not in multiples.

stability), 이자지급능력·현금흐름(coverage and cash-flow), 활동성·기타(activity and others)의 다섯 가지 측면으로 분류할 때의 그 분류별 변수 내역과 정의 및 해당 변수의 적출 문헌을 <Table 2>에 보고하고 있다.<sup>9)</sup>

<Table 2>의 변수정의는 앞서 설명한 기존 문헌 혹은 실무에 따른 것이다. 다만, 이자보상배율(ICR)은 몇 배로 표시하는 대신 백분율단위로 표시하도록 재정의하였다. 그리고 부실사건 발생여부를 관찰하는 년도 직전까지의 재무자료를 이용하여 부실기업과 건실기업의 재무변수를 측정하였다. 예를 들어, 2006년 표본의 경우 2006년 중에 부실, 건실여부가 판정되므로 이 표본에서의 CASH는 2005년 말 현금·현금성자산을 2005년 말 자산 총액으로 나눈 수치이며, BSDD의 분모는 2005년, 2004년, 2003년, 2002년 및 2001년의 5개년 자산 총액의 표준편차를 동 5개년 부채 총액의 평균으로 나눈 수치이다.

다섯 가지 측면으로 구분한 평가비율의 분류별로 부실확률과 각 변수 간에 나타날 관계를 예상하여 보면 다음과 같다.

- (1) 유동성(liquidity) 변수 : 기업의 유동성은 기업의 단기적인 지급능력을 평가하는 변수로서 유동성이 높을수록 그 기업의 부실확률은 낮아진다. 따라서 유동성은 부실확률과 음(-)의 체계적인 관계를 갖게 될 것이다. 다만, Ohlson (1980)은 유동성을 유동부채/유동자산으로 표현하므로 CLCA의 기대부호는 양(+)이 된다.
- (2) 수익성(profitability) 변수 : 수익성은 당기 이익 혹은 내부 유보이익으로 향후의 영업활동을 지속적으로 지원할 수 있는지 여부 등을 판단할 수 있게 하는 평가지표이다. 수익성이 낮으면 채투자나 차입금상환 등의 재무활동에도 악영향을 초래하여 기업 부실화의 위험이 높아진다. 따라서 수익성과 부실확률 간에

는 음(-)의 관계가 나타날 것으로 예상된다.

- (3) 재무적 안정성(financial stability) 변수 : 타인 자본에 대한 의존도가 높은 기업은 원금상환에 대한 부담으로 특히 불황기에 재무위험이 높아져 부실확률이 높아진다. 따라서 부채비율 관련 변수인 TLTA, SDBV는 부실확률과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 그리고 반대로 자기자본의 적정성과 자본구조의 안정성 측면에서 살펴본 BVTL, BSDD의 기대부호는 음(-)이 된다.
- (4) 이자지급능력·현금흐름(coverage and cash-flow) 변수 : 이자보상배율은 기업의 재무적 완충능력을 측정하고 현금흐름은 기업의 전반적인 현금지급능력을 보여주는 지표로서 이 배율이 높을수록 부실 위험이 그 만큼 낮다는 것을 의미한다. 따라서 이들 변수의 기대부호는 모두 음(-)이 된다.
- (5) 활동성·기타(activity and others) 변수 : 경영능력 부족 등으로 유희설비가 발생하거나 과잉투자로 인하여 영업효율성이 저하되면 기업의 부실위험은 높아간다. 따라서 활동성을 나타내는 STA와 부실확률 간에는 음(-)의 관계가 예상된다. CHIN은 기업의 순이익이 전년도에 비해 얼마나 증가했는가를 보여주는 일종의 성장성지표로서 기대부호는 음(-)이 될 것으로 기대 한다 그리고 기업의 규모가 클수록 기업의 안정성이 증가하여 부실가능성은 낮게 될 것이므로 Lsize의 기대부호도 음(-)이 될 것이다.

<Table 3>은 변수들의 기술통계량을 보여 주는데, 분석대상 비상장 중소기업의 주요 재무적 상황을 함께 정리하고 있다. 추정용 표본에 포함된 29,644개 기업·년의 평균(중위수) 규모는 자산 기준 약 59억 원(31억 원)이며, 매출액 기준 약 87억 원(53억 원)이다. 그리고 그 약 82%가 자산 총액 70억 원을 기준으로 적용되는 공인회계사 외부감사대상 기업에 해당되지 않는 소규모 기업이다. Lsize를 제외한 재무비율변수들은 특이치(outlier)의 영향을 통제하기 위하여 모두 분포의 상하 1% 값으로 조정(winsorize)하였다.

9) 재무비율의 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 재무비율을 현금흐름(cashflow)으로 분류한다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics(Sample Size = 29,644)\*

Dimension	Variable	Mean	S..D	Median	Min	Max
Overall Characteristics	Total Asset	58.67	90.67	31.22	10.00	2907.50
	Equity	22.63	50.43	10.82	0.01	2808.49
	Sales	87.13	94.44	52.71	10.00	599.64
Liquidity	WCTA	0.19	0.28	0.18	-0.49	0.80
	CLCA	0.81	0.55	0.74	0.04	3.31
	CASH	0.07	0.09	0.03	0.00	0.49
	CASHa	0.12	0.13	0.08	0.00	0.64
Profitability	RETA	0.21	0.17	0.19	-0.25	0.69
	EBTA	0.08	0.06	0.07	-0.16	0.29
	ROA	0.04	0.06	0.04	-0.19	0.23
	ERDD	1.18	1.29	1.01	-1.46	6.30
Leverage and Stability	BVTL	0.96	1.32	0.52	0.06	8.88
	TLTA	0.61	0.19	0.66	0.10	0.94
	SDBV	0.90	1.18	0.53	0.00	7.22
	BSDD	2.03	0.91	1.95	0.33	4.66
Coverage and Cashflow	ICR	0.13	0.35	0.04	-0.07	1.96
	FUTL	0.19	0.21	0.14	-0.20	1.34
	ETL	0.21	0.24	0.15	-0.22	1.54
	ETA	0.10	0.08	0.09	-0.12	0.36
	CFDD	0.37	0.89	0.25	-1.63	4.03
Activity and Others	STA	1.88	1.17	1.57	0.39	6.63
	CHIN	0.03	0.45	0.04	-1.00	1.00
	Lsize	8.19	0.87	8.05	6.93	10.66

Note) \* Overall Characteristics are expressed in ₩100 million, and the ratios, except for Lsize, are winsorized at the upper and the lower 1% of their respective distributions.

## IV. 실증분석 결과

### 4.1 단변량 분석

<Table 4>는 두 집단(부실기업과 건설기업) 간의 평균차이를 나타내는 t값과 단변량 로짓분석에 의한 두 집단의 구분정확도를 나타내는 concordant값을 보고하고 있다. concordant 값은 모형의 성과를 정밀하게 판정하는 측정치는 아니지만, 구분정확도를 개괄적으로 비교함에 유용하기에 t값과 함께 사용함으로써 각 재무변수의 잠재적 판별력을 살펴본다.

기업규모인 Lsize를 제외한 모든 변수는 부실확률과 기대한대로의 관계를 나타내고 있다. 예를 들

어, CASH를 보면 부실기업은 건설기업에 비하여 평균적으로 현금보유수준이 낮으며, 그 차이는 통계적으로 유의한 것이다( $t = -12.18, p < 0.01$ ).

이들 변수로 포착된 기업경영 측면에서, 부실기업과 건설기업은 확연한 차이를 나타내고 있으며, 또한 대부분 변별력으로 연계될 잠재성을 보이고 있다. 즉, concordant 수치가 50%를 넘는 것이다. 그런데 비상장 중소기업의 부실예측에 있어, 그간 유동성의 측정치로 활용되던 WCTA(Z-score 모형과 Ohlson(1980)의 변수)와 CLCA(Ohlson(1980)의 변수)는 그러하지 아니하며 오히려 모형의 잡음으로 작용하거나 혹은 기대와는 다른 방향으로 영향을 미칠 가능성을 시사하고 있다. 두 변수의 concordant

〈Table 4〉 Results of Univariate Analyses for the Estimation Sample(Sample Size = 29,644)

Dimension	Variable	Expected Signs	Mean		t-statistic for (1) – (2)	Univariate Logistic Regression	
			(1)Defaults	(2)Non-Defaults		Coefficient	Concordant(%) <sup>#</sup>
Liquidity	WCTA	—	0.16	0.19	-3.54 <sup>***</sup>	-0.33 <sup>***</sup>	<b>46.7</b>
	CLCA	+	0.86	0.81	+3.35 <sup>***</sup>	+0.15 <sup>***</sup>	<b>44.3</b>
	CASH	—	0.04	0.07	-12.18 <sup>***</sup>	-4.17 <sup>***</sup>	56.0
	CASHa	—	0.09	0.13	-11.04 <sup>***</sup>	-2.60 <sup>***</sup>	58.2
Profitability	RETA	—	0.10	0.22	-30.32 <sup>***</sup>	-4.65 <sup>***</sup>	68.9
	EBTA	—	0.05	0.08	-13.38 <sup>***</sup>	-6.02 <sup>***</sup>	57.1
	ROA	—	0.01	0.04	-17.80 <sup>***</sup>	-8.21 <sup>***</sup>	63.7
	ERDD	—	0.65	1.21	-20.03 <sup>***</sup>	-0.44 <sup>***</sup>	62.7
Leverage and Stability	BVTL	—	0.62	0.98	-17.99 <sup>***</sup>	-0.44 <sup>***</sup>	58.3
	TLTA	+	0.69	0.61	+17.17 <sup>***</sup>	+2.40 <sup>***</sup>	60.3
	SDBV	+	1.45	0.87	+13.88 <sup>***</sup>	+0.28 <sup>***</sup>	58.4
	BSDD	—	1.75	2.05	-13.57 <sup>***</sup>	-0.39 <sup>***</sup>	57.6
Coverage and Cashflow	ICR	—	0.04	0.14	-21.18 <sup>***</sup>	-4.50 <sup>***</sup>	66.4
	FUTL	—	0.11	0.20	-21.17 <sup>***</sup>	-3.42 <sup>***</sup>	62.9
	ETL	—	0.13	0.22	-20.21 <sup>***</sup>	-2.73 <sup>***</sup>	61.7
	ETA	—	0.07	0.10	-15.17 <sup>***</sup>	-5.36 <sup>***</sup>	59.4
	CFDD	—	-0.04	0.39	-23.34 <sup>***</sup>	-0.73 <sup>***</sup>	64.7
Activity and Others	STA	—	1.54	1.90	-13.88 <sup>***</sup>	-0.35 <sup>***</sup>	58.7
	CHIN	—	-0.06	0.03	-6.58 <sup>***</sup>	-0.44 <sup>***</sup>	52.1
	Lsize	—	8.23	8.18	<b>+1.91<sup>*</sup></b>	+0.06 <sup>*</sup>	39.4

Note) <sup>#</sup> :  $100 \times (\text{number of observations correctly specified}) \div 29,644$ , while cut-off default ratio set at 5.5%  
<sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*</sup> : significant at  $p < 0.01$ ,  $p < 0.1$ , respectively(2-tail test).

값은 50%보다 낮은 것이다. 이는 중소기업 부실에 측에서 특별한 사유가 있어 유동성 측면을 배제하는 경우가 아니라면, 기존 모형들에서 제시하는 변수들 보다는 CASH를 사용하는 것이 적절할 수 있음을 뜻하는 것이다. 실제, A&S의 경우 WCTA와 CASH를 저울질한 후 CASH를 최종 선택하고 있다. 그리고 Lsize 역시 기대한 것과는 달리 양(+)의 관계를 나타내고 있어 부실예측 모형의 한 변수로 제시하기는 어려울 것으로 판단된다.

또 하나 <Table 4>에서 눈에 띄는 점은 이익잉여금 변수 RETA의 높은 변별 잠재력이다. 부실기업의 수가 전체의 5.5%에 불과한 본 연구에서의 concordant값은 모형이 건설기업을 건설하다고 판별하는 능력(power of the test)에 좌우되기는 하지만, 일

차적인 준거지침은 제공할 수 있다고 본다. 그 측정치가 약 69%로서, 중소기업 부실예측모형을 개발함에 있어 최우선적으로 고려할 변수의 하나임을 시사한다. 또한 개발된 모형의 성과는 최소한 RETA만에 근거한 모형의 성과를 상회하여야 함을 뜻하기도 한다.

## 4.2 모형추정

비상장 중소기업을 그 재무자료를 통하여 사전적으로 건설기업 혹은 부실기업으로 변별하고자 하는 모형을 설정함에 있어 국내 기존연구에서 살펴보지 않은 현금보유수준(CASH)이 추가적인 정보를 제공해 주는 지 여부를 분석한 결과는 <Table 5>에



〈Table 5〉 Models Estimated by Stepwise Clog-log Regressions(Sample Size = 29,644)

Dimensions of Analysis	Variable names	Exp. Sign	The Coefficients from the Final Version of Stepwise <i>Clog-log</i> Regressions, and their Significance Levels <sup>#</sup>					
			Altman and Sabato(2007)	Z-score per Begley et al.(1996)	Ohlson(1980)	Beaver et al.(2005)	DD Measures used in Korean Practice	All the Variables Considered
			Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Liquidity	WCTA	—		+1.23(117.5)***	+1.43(41.2)***			
	CLCA	+			+0.15(2.22)			
	CASH	—	-2.48(40.1)***					-1.91(23.9)***
Profitability	RETA	—	-3.48(319.8)***	-4.17(420.9)***				-3.02(264.5)***
	EBTA	—		-0.58(1.8)ins				
	ROA	—			-6.38(116.3)**	-5.90(153.1)***		
	ERDD	—					-0.29(136.9)***	
Financial stability	BVTL	—		-0.36(65.5)***				
	TLTA	+			+2.96(205.6)***	+2.05(131.5)***		
	SDBV	+	+0.07(18.8)***					
	BSDD	—					-0.30(89.0)***	-0.15(22.9)***
Coverage and Cashflow	ICR	—	-1.14(21.2)***					-0.90(17.3)***
	FUTL	—			-0.67(6.50)**			
	ETL	—				-0.41(3.7)*		
	ETA	—	-1.52(16.8)***					
	CFDD	—					-0.55(212.2)***	-0.45(151.2)***
Activity and Others	STA	—		-0.24(60.8)***				-0.21(48.6)***
	CHIN	—			+0.08(2.01)ins			-0.24(25.0)***
	Lsize	—			+0.00(0.00)ins			
Industry Dummies	Construction	?	+0.58(74.2)***	+0.44(36.0)***	+0.48(43.5)***	+0.68(97.7)***	+0.16(6.4)**	+0.56(68.6)***
	W.S./Ret/Svc	?	-0.06(0.9)ins	+0.03(0.6)ins	-0.26(17.8)***	-0.14(5.8)**	-0.40(42.7)***	-0.08(1.4)ins
Model Spec	Likelihood Ratio		1058.8***	1108.1***	828.7***	725.4***	841.8***	1294.7***
	Concordant % <sup>##</sup>		72.4%	73.1%	69.9%	68.3%	70.2%	74.5%
Discriminatory Powers of Model 1 vs Model 6 <sup>##</sup>	AUC		73.1%					75.1%
	HR(C)		70.1%					71.5%
	FAR(C)		36.0%					34.3%

Note) <sup>#</sup> each model is run without an intercept term, the statistics for 6 year dummies are not reported but are highly significant in most of the cases, \*\*\*, \*\*, \*, 'ins' represent registration of 2-tail test significance at  $p < 0.01$ ,  $p < 0.05$ ,  $p < 0.1$ ,  $p > 0.1$ , respectively, and the values in the parentheses are Wald Chi-Square statistics.

<sup>##</sup> based on the cut-off default ratio of 5.5% (i.e.  $C = 5.5\%$ ), concordant % = % of model estimates concordant with the default vs non-default status in the sample.

AUC = area under the curve per ROC(Receiver Operating Characteristic) method.

HR(C) = % of default observations classified correctly as defaults at C(i.e. Hit Rate).

FAR(C) = % of non-default observations classified incorrectly as defaults at C(i.e. False Alarm Rate).

보고되어 있다. 모형 1란은 Altman and Sabato(2007)에서 중소기업용으로 제시한 다섯 변수를 사용한 결과를 나타내는데, Clog-log 방법으로 추정한 바에 따르면 모든 설명변수가 부실확률과 기대했던 방향으로의 체계적인 관계를 가지고 있다. 즉, 현금보유수준(CASH)이 낮을수록, 이익잉여금(RET)을 적게 보유할수록, 유동부채비율(SDBV)이 높을수록, 이자보상배율이 낮을수록, 그리고 현금흐름(ETA)이 불량할수록 부실확률이 높은 것이다. 각 변수의 모형추정 계수와 우도비(likelihood ratio)로 살펴본 전체 모형의 적합도 모두 통계적으로 유의하다. 그리고 비록 추정용 표본을 재활용하는 표본내 예측(in-sample prediction)이기는 하지만 진실, 부실 예측치와 실적치 간의 일관도 내지 분류정확도를 포착하는 concordant 값은 약 72% 수준으로서, 유사한 자료를 사용한 기존 연구 결과(예, 박정운 외 2인(2009))와 비교할 때 우량한 성과이다. 전반적으로 모형 1은 미국 중소기업을 대상으로 개발되었지만, 국내 중소기업의 관련 업무에의 활용잠재력이 충분한 모형이라고 판단된다. 모형 1열에 보고된 결과는 현금보유수준이 중소기업의 부실예측에 중요한 변수의 하나로 고려될 필요가 있음을 호소력 높게 전달하고 있다. 즉, 추정계수의 부호는 음이며 유의적이다( $p < 0.01$ ).

모형 2열~모형 5열은 각각 Z-score 모형, Ohlson(1980), Beaver et al.(2005) 및 도산거리 분석 실무에서 제시된 변수들에 따른 추정 결과를 보고하고 있다. 먼저, 모형 2열에 따르면 Z-score는 국내 중소기업 자료를 분석하는 경우 부실예측 모형이라고 부르기 어렵다. 그 이유는 유동성 측면을 포착하는 변수인 운전자본비율(WCTA)이 예상과는 달리 양(+)의 계수를 가지는 것으로 포착되기 때문이다. 즉, 유동성이 높을수록 부실확률이 높아진다는 것이기에, 최소한 본 연구의 부실사건, 표본기간, 자료 등을 대상으로 할 때는 Z-score 모형에서 제시한 다섯 변수를 그대로 투입하는 분석을 부실예측이라고 부르는 어렵다. 모형 3열에서도 유동성 측면을 나타내는 운전자본비율(WCTA)이 예상과는 달리 양(+)의 계수를 나타내기에, 동 모형의 일곱 변수만의 집합을 본 연구 상황에서는 더 이상 부실예측 모형으로 언급하지 않는다.

한편 모형 4열과 모형 5열은 각 모형에서 제시하

는 변수들이 모두 예상한 방향의 부호를 나타냄을 보고하고 있다. 다만, 그 분류정확도가 앞서 단변량 분석에서 살펴본 이익잉여금(RET) 단일 변수 만에 따른 정확도 69% 보다 낮거나 혹은 그다지 높지 않기에 각 모형에서 제시한 변수 집합으로 국한할 때는 모형 1이 보여주는 변별력 수준을 재현하기 어려움을 알 수 있다.

이렇듯 CASH 변수를 사용하는 모형 1 즉, Altman and Sabato(2007)의 모형이 모형 2~모형 5들에 비하여 보다 적절하게 중소기업 부실판별 자료를 압축한다고 판단하기에, 이하에서는 후자의 모형들에 대한 추정내역의 업종별 특성 혹은 판별성과 등과 같은 세부 내용을 추가적으로 분석하지 않는다.

각 모형들의 재무변수들은 기업경영 상황의 여러 측면을 체계적이고 함축적으로 포착하려는 노력의 결과로 제시된 것이기에 각기 독특한 모습으로 구체화되고 있다. 그럼에도, A&S와 모형 2~모형 5들 간에는 CASH 변수의 활용 여부라는 시각 차이가 있다. 그렇다면, A&S의 취지는 존중하되 즉, CASH 변수를 활용하되 다른 방식으로 중소기업 경영 상황을 요약하는 경우에 부실예측모형이 전반적으로 어느 정도나 개선되는지를 살펴보는 것도 흥미 있을 것이다. Xu and Zhang(2009)이 일본 상장기업의 부실예측에 접근한 방식으로서, 모형 1~모형 5에서 제시한 모든 변수를 고려하여 통계적인 변별모형을 구성하는 것이다.

A&S가 이미 CASH의 중요성을 부각시키고 있기에 19개의 설명변수를 모두 고려하여도 중소기업 부실예측 모형을 구성함에 있어 CASH가 최종 변수의 하나로 선정될 가능성은 높지만, 독립적으로 개발된 여러 모형에서 제시한 변수들을 종합하는 과정에서 나타날 수 있는 복합적인 상관관계를 고려할 때 사전적 적합성이 사후적 체계성으로 재현될지의 여부는 미지수이다. <Table 5>의 모형 6열에 보고한 추정결과에 따르면 CASH는 기대한 역할을 담당하는 변수로 선정되고 있다. 대단히 많은 변수를 투입하기에, Clog-log 방식으로 추정함에 있어 단계적 선택법(stepwise method)으로 변수를 추리는 과정을 밟았다. 단계별로 각 변수간의 상관관계에 따라 중간추정결과가 다중공선성의 위험을 받지 않도록 하고 또한 각 변수의 기대부호가 적정한 방향이며 유의적인가를 검토하였다.<sup>10)</sup>

Altman and Sabato(2007)의 모형 1과 모든 변수를 축차 투입하여 선정한 모형 6은 모두 CASH변수의 중요성을 부각시키고 있다. 최소한 본 연구 자료로 대표될 수 있는 상황에서는 부실 변별에 CASH를 도외시킬 수 없다는 것이다. 즉, 그 추정계수의 부호는 음이며 매우 유의하다( $p < 0.01$ ).

그런데, 제시한 변수의 수를 보면 모형 1이 상대적으로 함축적(parsimonious)이다. 모형 1은 5개의 변수를 제시하는 반면, 모형 6은 7개의 변수를 선정하고 있기 때문이다.

두 가지 이유에서 모형 6의 추가분석은 흥미로울 수 있다. 첫째는, 모형 6의 확인용 표본에서의 예측성 결과가 우수할 잠재성이 보이기 때문이며 둘째는, 모형 6의 선정변수들이 국내 중소기업의 경영 상황을 보다 정선되게(sophisticated) 반영하지 않는가하는 기대감 때문이다.

모형을 추정하는 목적은 이를 활용하여 현상을 예측하고자 하는 것이므로, 예측시의 변별성 결과가 모형의 우수성 판단기준이 된다. 다만, 안정적이고 체계적인 모형을 추정하여야 예측 결과의 일관성에 대한 믿음이 가므로 추정용 표본과 확인용 표본을 모두 이용하여 그 변별결과를 검토하는 것이 필요하다. 변별력 검증수단은 다양하게 제시되고 있는데, 본 연구에서는 ROC(Receiver Operating Characteristic) 방법론의 대표적 측정치라 할 수 있는 AUC(Area Under the ROC Curve)로 측정한 변별력을 주된 검증수단으로 사용한다. 금융기관이 바젤 II 기준에 의한 내부등급법(IRB)을 금융감독기관으로부터 승인받으려면 기업신용평가시스템에 대한 적합성 검증을 받아야 하며, 바젤위원회에서 제시하는 여러 가지의 변별력 측정치 중 실무에서 가장 많이 사용되고 있는 것이 AUC이기 때문이다.<sup>10)</sup>

10) 연구에 사용한 원천 재무비율 간에는 높은 상관관계가 존재하는 경우가 있다. 예를 들면, EBITA와 ROA 간의 상관관계수(피어슨) 0.96, FUTL과 ETL 간의 0.96 등이다. 모형6열에 보고된 선정 변수들은 모두 그 분산팽창계수VIF가 1.8 이하이고 변수 간 상관관계수도  $\pm 0.5$  이하로서 다중공선성이 추정 결과에 미칠 영향은 크지 않다고 판단한다. 지나치게 방대하기에 상관계수를 별도의 표로 보고하지는 않는다.

11) 바젤 II에 의한 신용평가모형의 적합성 검증은 크게 양적 검증과 질적 검증으로 대별되며 양적 검증에는 리스크요소인 부도확률(PD), 부도시손실률(LGD),

완전한 모형은 AUC가 100%이며 변별력이 전혀 없어 랜덤 선택과 차이가 없는 모형은 50%로서, 모형이 적용되는 대상 집단의 부실비율이 몇 %가 되든 상관없이 모든 예상되는 부실비율에 따른 성과를 종합적으로 측정하는 것이다. AUC는 부실기업들 중 몇 개를 부실기업이라고 정확히 변별하는가 하는 비율인 HR(hit rate)과 건실기업들 중 몇 개를 부실한 것으로 잘못 추정하는가 하는 비율인 FAR(false alarm rate)를 동시에 고려해서 산출된다. 즉, 특정 모형의 전천후(극히 부실비율이 높은 불량한 신용상태의 대상 집단에 적용되든, 아니면 우량한 대상 집단에 적용되든) 성과를 계량화한 것이다. 전반적 성과 측정치이기에 주된 판단기준으로 사용한다. 다만, 특정한 표본에 적용하였을 때의 성과에도 관심이 있기에, 부실비율 혹은 임계점(C, cut-off point)이 5.5%인 본 연구 추정상황에서의 HR(C)와 FAR(C)도 보조 지표로 살펴본다. 물론, HR(C)가 높으면서 FAR(C)가 낮을수록 우량한 성과이다.

<Table 5>에 정리된 결과는 모형6의 경우 상대적으로 전반적 변별력이 다소 높고(AUC 모형 1 : 모형 6 = 73.1% : 75.1% ), 또한 본 연구 표본을 이용한 추정시의 HR(C)가 높고 FAR(C)가 낮다. 그러하기에 다른 표본 즉, 확인용 표본(holdout sample)에 적용하더라도 모형 6이 Altman and Sabato(2007) 모형의 단순 적용에 비하여 성과가 우수할 잠재력이 있다고 판단한다.

한편, 모형 1과 비교할 때, 모형 6 역시 현금보유수준(CASH), 이익잉여금(RETA) 및 이자보상배율(ICR)을 체계적 변수로 제시하고 있다. 그리고 재무적 안정성과 현금흐름 측면에서, 모형 1의 변수들 대신 도산거리 분석에 따른 변수들인 BSDD와 CFDD를 대체 선정하고 있다. 또한 활동성(STA)과 성장성(CHIN) 등을 포착하는 변수를 추가하고 있다. 이들 대체 혹은 추가되는 변수들의 분석은 실무자나 연

부도시익스포저(EAD)에 대해 변별력, 안정성, 등급의 계량화 및 사후 검증, 벤치마킹 등 측면이 있는데, 바젤위원회에서 제시한 변별력 측정치로는 CAP, ROC, Bayesian Error Rate, Entropy, Brier Score 등이 있다. 그리고 질적 검증은 모형의 설계, 데이터의 정확성 등 비교적 광범위한 내용을 포함하고 있다. 세부적인 내용은 이균희(2006), 이석형·심재호(2006), Basel Committee on Banking Supervision(2005) 등을 참조할 수 있다.

구자들에게 부실예측 성과를 개선시킬 수 있는 기회를 제공할 수도 있다는 점에서 흥미 있는 변수들일 수 있다. 예를 들어 DD변수들은, 중소기업 분석에서는 확보할 수 없는 자본시장 정보를 대체적인 방식으로 가늠할 수 있게 하자는 측면에서 실무에서 고려할 수 있는 변수들이기 때문이다.

모형추정과 관련하여 <Table 5>에는 별도로 보고하지는 않았지만, 6개의 연도더미는 대부분 어떤 모형에서나 매우 유의적인 것으로 검출되었다. 이는 자료의 동태적 성격을 고려하지 않을 경우 추정 결과가 영향을 받을 수 있음을 나타내는 것이다. 그리고 <Table 5>의 모형 1과 모형 6의 추정내역을 살펴보면, 건설업종 더미인 CONSTRUCTION은 양의 계수를 가지며 체계적이고 ( $p < 0.01$ ), 도소매·서비스업종 더미는 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 즉, 건설기업은 평균적으로 제조기업과 도소매·서비스기업에 비하여 부실확률이 높다는 것이며, 이는 또한 부실모형을 추정함에 있어 건설기업이 다른 기업과는 별도로 고려될 필요가 있음을 시사하기도 한다. 따라서 추가적으로 추정용 표본을 비건설기업(제조업 및 도소매·서비스업 종사기업)표본과 건설기업표본으로 구분하여 모형1을 적용하고, 또한 구분된 표본별로 설명변수 19개 모두를 투입하여 최종모형(이하, 업종별 모형 6이라고 지칭함)을 구성할 때, 구분 표본 모두에서 그리고 모형 1과 업종별 모형 6 각각에서 CASH와 부실확률 간에 유의적인 음(-)의 관계가 나타나는 지를 살펴본다.

#### 4.3 비건설기업모형과 건설기업모형

그 검토결과는 <Table 6>에 제시되어 있다. CASH행을 옆으로 가면서 살펴보면 어떤 모형에서건 비건설, 건설 업종 종사여부에 관계없이 현금보유수준 CASH와 부실확률 간에 음(-)의 체계적인 관계가 검출됨을 알 수 있다. 즉, 본 연구의 주된 수행취지를 강화시켜 주는 결과이다.

비건설기업과 건설기업 자료별로 추정한 부실예측 모형은 여러 측면에서 차이를 나타내지만, 특히 CASH 측면에서 큰 차이를 나타내고 있다. 즉, 부실확률과의 관계는 비건설기업에서(계수  $< -3.0$ ) 건설기업(계수  $> -2.0$ )보다 강력하게 나타나는 것이다. 또한 앞서의 <Table 5>와 비교하면, 업종별로 구분

하지 않는 경우에 비하여 비건설기업만의 CASH 추정계수는 절대값으로 더욱 크게 나타나고 있다. 모형 1의 경우 -2.48에서 -3.60으로, 그리고 모형 6의 경우 -1.91에서 -3.04로 변하는 것이다.<sup>12)</sup>

그리고 모형 1과 업종별 모형 6은 비건설기업표본의 추정결과는 앞서의 <Table 5> 결과를 거의 그대로 재현하고 있다. 그 표본 규모가 <Table 5> 전체 표본의 80%에 달하므로, Altman and Sabato(2007)가 제시한 다섯 개 변수가 모두 유의하며 또한 본 연구에서 고려한 19개 설명변수를 전체표본에서 사용하건 혹은 비건설기업표본에서 사용하건 동일한 일곱 개의 변수를 최종모형에서 유의한 변수로 제시하고 있다. 그리고 추정성과 역시 거의 유사한 것으로 검출된다. 반면, 건설기업표본의 모형추정 결과는 상대적으로 실망스럽다. 모형 1의 경우 ETA (EBITDA/총자산)의 계수부호가 음이기는 하지만 통계적으로 유의하지 않으며, 업종별 모형 6의 경우에는 예상과는 달리 STA(매출액/총자산)가 최종 모형에 선정되지도 못한 것이다. 그리고 두 모형 모두 비건설기업표본에 비하여 건설기업표본에서의 전반적 추정성과인 AUC가 상대적으로 낮다. 업종별로 적용한 두 모형의 추정 성과우열을 따진다면, 전반적인 측면에서 평가하는 AUC로 볼 때는 어느 업종에서나

12) 이렇게 업종을 구분하여 살펴봄으로써, 중소기업의 지속가능성에 영향을 미치는 동인(driver)에 대한 이해를 좀 더 깊게 할 수 있다. 건설기업의 지속가능성을 판단함에 있어 CASH의 역할이 상대적으로 작다는 것은 본 연구에서 고려한(CASH를 포함한) 변수들만으로는 건설기업의 유동성 측면을 제대로 포착하지 못하거나 혹은 비건설기업에 비하여 상대적으로 유동성 측면이 중요하지 않은 것일 수도 있다. 본 연구에서 더 이상 분석할 수는 없지만, 그럴 가능성 보다는 건설기업 재무제표 정보의 특성 내지 한계로 인하여 지속가능성을 가늠할 수 있게 하는 중요한 재무적 정보를 간과함에 따라 전체적인 추정구조가 왜곡된 결과일 수도 있음을 조심스럽게 제기한다. 김종현(2009)은 상장 건설기업의 경우 재무제표 본문에 표시되지 않지만 그 기업의 미래전망을 포착하는 고유 측정치인 수주잔액(order backlog)이 그 기업의 주식가치를 평가하는데 중요한 추가변수임을 보고하고 있기 때문이다. 중소기업 부실예측 연구와 실무에서 업종별로 분석할 때, 건설기업의 경우에는 수주잔액을 그 기업 지속가능성의 동인을 포착하는 변수의 하나로 파악하고 그 역할을 검토하는 노력이 소망스럽다.

〈Table 6〉 Industry-Specific Models Estimated by Stepwise Clog-log Regressions(Sample Size = 29,644)

Dimensions of Analysis	Variable Names	Exp. Sign	The Coefficients from the Final Version of <i>Clog-log</i> Regressions, and their Significance Levels <sup>#</sup>			
			Altman and Sabato(Model 1)		All the Variables Considered (Industry-Specific Version of Model 6)	
			Non-Construction (Manufacturing, Wholesale, Retail and Other Services)	Construction	Non-Construction (Manufacturing, Wholesale, Retail and Other Services)	Construction
Liquidity	CASH	—	-3.60(33.5)***	-1.86(13.4)***	-3.04(24.4)***	-1.31(6.4)**
Profitability	RETA	—	-3.64(281.7)***	-3.05(51.8)***	-3.10(225.4)***	-2.62(38.2)***
Financial stability	SDBV	+	+0.06(10.5)***	+0.12(5.1)**		
	BSDD	—			-0.15(17.8)***	-0.19(8.5)***
Coverage and Cashflow	ICR	—	-1.27(13.5)***	-1.04(7.9)***	-0.97(11.2)***	-0.88(6.7)***
	ETA	—	-1.75(17.7)***	-0.31(0.2)		
	CFDD	—			-0.46(140.2)***	-0.34(11.7)***
Activity and Others	STA	—			-0.27(58.7)***	
	CHIN	—			-0.21(15.7)***	-0.38(12.3)***
Model Specification	Sample Size		23,788	5,856	23,788	5,856
	C(cut-off ratio)		5.3%	6.3%	5.3%	6.3%
	Likelihood Ratio		895.6***	187.5***	1106.8***	219.1***
Discriminatory Powers of Model 1 vs Model 6	AUC		73.9%	70.6%	75.9%	72.1%
	HR(C)		70.4%	72.4%	71.6%	67.8%
	FAR(C)		35.3%	39.5%	36.9%	37.5%

Note) <sup>#</sup> statistics for 6 year dummies(all are significant at  $p < 0.01$ ) are not reported, \*\*\*, \*\*, and \* report significance at  $p < 0.01$ ,  $p < 0.05$ ,  $p < 0.1$ , respectively(2-tail test), and the values in the parentheses are Wald Chi-Square statistics.

<sup>##</sup> AUC = area under the curve measure per ROC(Receiver Operating Characteristic) method.

HR(C) = % of default observations classified correctly as defaults at the specified level of C(i.e. Hit Rate).

FAR(C) = % of non-default observations classified incorrectly as defaults at C(i.e. False Alarm Rate).

모형 6이 다소 우수한 것으로 나타난다. 이제 확인용 표본을 이용한 예측성과를 살펴본다.

#### 4.4 예측성과

<Table 5>와 <Table 6>에 보고된 추정용 표본으로 추정된 전체표본모형과 업종별표본모형의 변수와 추정계수를 총 20,751개의 확인용 표본(holdout sample)에 적용한 결과는 <Table 7>에 정리되어 있다. 별도로 보고하지는 않지만 우도비로 판단한 적용

적합성은 매우 유의적이었다.

<Table 7>의 결과는 앞서 살펴본 <Table 5>와 <Table 6>에 보고된 모형 1과 모형 6의 추정성과가 별도로 선정된 확인용 표본에서도 유사하게 재현됨을 보여 준다. 비록, 모형에 따라서 그리고 업종에 따라서 구체적 성과치 간에 차이는 있지만 전반적인 성과측정치인 AUC가 약 73%~77%로 나타나고 있어 기존 연구에 비할 때 양호한 성과를 나타내는 모형들이라고 판단한다.

제 IV장에 보고한 실증분석 결과를 정리하면 다

〈Table 7〉 Predictive Performance of the Models with Cash Holdings(Size of the Holdout Sample = 20,751)

Sample Size and Performance Criteria	Altman and Sabato(Model 1)			All the Variables Considered (Model 6 and its Industry-Specific Versions)		
	All the SMEs	Non-Construction (Manufacturing, Wholesale, Retail and Other Services)	Construction	All the SMEs	Non-Construction (Manufacturing, Wholesale, Retail and Other Services)	Construction
Sample Size	20,751	17,020	3,731	the same as figures on the left-hand-side panel		
Defaults	1,141	943	198			
AUC <sup>#</sup>	74.3%	74.7%	72.9%	75.8%	76.6%	72.9%
HR(C) <sup>#</sup>	73.2%	73.5%	76.3%	72.8%	73.5%	71.2%
FAR(C) <sup>#</sup>	37.6%	39.2%	39.8%	34.6%	36.1%	36.4%

Note) <sup>#</sup> AUC = area under the curve per ROC(Receiver Operating Characteristic) method.

HR(C) = % of default observations classified correctly as defaults at the specified level of C(i.e. Hit Rate).

FAR(C) = % of non-default observations classified incorrectly as defaults at C(i.e. False Alarm Rate).

음과 같기에, 중소기업 부실예측에서 현금보유수준 변수를 고려할 필요가 있음을 강하게 시사하는 것으로 판단한다.

첫째, 단변량 *t*분석에서 부실기업의 CASH가 건설기업보다 유의적으로 낮았으며 ( $p < 0.01$ ) 또한 단변량 로짓분석에서도 유의한( $p < 0.01$ ) 변별력을 가지는 것으로 나타났다(제 4.1절, <Table 4>).

둘째, 29,644개의 추정용 표본에 Clog-log분석을 적용한 바, Altman and Sabato(2007)가 제시한 바와 같이 CASH가 부실확률과 유의적인( $p < 0.01$ ) 음(-)의 관계를 가짐이 검출되었고, 또한 기존 문헌·실무에서 사용한 19개 변수를 모두 투입한 경우에도 그 최종모형에서 CASH가 선정되었으며 부실확률과 유의적인( $p < 0.01$ ) 음(-)의 관계를 나타내었다(제 4.2절, <Table 5>).

셋째, 29,644개의 추정용 표본을 비건설기업표본과 건설기업표본으로 구분하여 위의 분석을 반복 실시하여도 CASH의 체계성이 재현되었다(제 4.3절, <Table 6>).

넷째, 20,751개의 확인용 표본에 CASH를 포함한 모형들을 적용한 결과 그 예측성과(AUC)는 약 73%~77%로 나타나고 있어 예측력이 존재하였다(제 4.4절, <Table 7>)

## V. 요약과 결론

본 연구는 비상장 중소기업의 현금보유수준(CASH)

이 부실예측에 유용한 변수인지 여부를 검토하고자 수행되었다. 그리고 본 연구에서의 부실기업은 첫째, 특정 연도에 신용보증기금의 신용보증부실관리규정에 의하여 부실기업으로 규제되어 있거나 둘째, 기술신용보증기금의 부실기업 또는 대위변제기업으로 등록되어 있거나, 셋째 지역신용보증재단의 대위변제기업으로 등록되어 있거나 혹은 넷째, 은행연합회의 신용관리정보 등록기업으로 등재되어 있는 기업이다.

분석기법은 동태적 현상인 기업부실의 예측에 사용하며, 특히 본 연구에서와 같이 특정 연도에 발생한 부실·건설 여부를 그 직전까지 확보되는 연차 재무제표에서 추출한 재무비율로 예측하는 상황에서 적합한 분석방법인 Clog-log(complementary log-log) 기법이였다. 표본은 31,592개 비상장 중소기업의 2001년~2006년 재무자료 98,816개에서 추출한 모형 추정용 표본 29,644개와 추정된 모형의 예측성과를 검토한 확인용 표본 20,751개였다. 본 연구에서는 표본 최초연도인 2001년을 IMF 구제금융신청 이후의 금융시장 불안정이 충분히 해소된 시점이라고 보고, 그 이후 건설·부실판정 연도까지의 생존기간경과를 연도더미로 포착하였다.

실증분석을 수행할 때 먼저 중소기업 부실예측에 사용할 모형에 선정한 다섯 변수 중 하나로 CASH 변수를 제시한 Altman and Sabato(2007)의 변수들을 활용하였다. 또한 결과의 강건성을 확보하기 위

하여, A&S의 다섯 변수에 추가하여 Begley et al.(1996)의 중소기업형 Z-score, Ohlson(1980), Beaver et al.(2005) 등이 제시한 변수들 및 기존 신용평가 실무에서 사용한 바 있는 도산거리(distance-to-default) 변수들을 포괄한 19개 변수를 투입하여 부실예측모형을 추정하였다. 그 결과로 선정된 최종모형과 A&S 모형 모두에서 CASH는 부실확률과 유의적인 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 또한 Chava and Jarrow(2004)와 유사하게 산업더미를 활용한 바, 건설기업과 다른 기업을 구분하여 모형을 추정할 필요가 있다고 판단하여, 비건설기업표본과 건설기업표본에 A&S 모형과 19개의 모든 변수를 투입하는 방식으로 추정한 업종별 모형을 적용하였으며 이 경우에도 CASH의 역할이 유사하게 검출되었다. 그리고 CASH가 포함된 부실예측 모형의 추정용 표본과 확인용 표본에서의 성과측정치인 AUC가 유사한 자료를 활용한 기존 연구에서의 예측성과에 비추어 양호한 수준인 것으로 판단되었다. 이러한 실증분석 결과를 종합할 때 비상장 중소기업의 현금보유수준은 그 부실예측에 유용한 변수라고 판단한다.

본 연구에서의 연구 설계에 내재된 한계는 많이 있겠지만, 무엇보다 비재무자료를 활용하지 못함에 따라 연구결과의 실무수용성에 제한이 있을 수 있음이 가장 큰 한계라고 생각된다. 향후 남주하(2008) 등에서 노력한 바와 같이 기업고유의 정성적 특성을 보다 풍부히 반영한 상황에서도 과연 본 연구의 결과가 재현되는지를 검토하는 노력이 필요하다고 본다.

본 연구의 출발점은 비상장 중소기업의 유동성 측면을 포착하는 변수로서 현금보유수준을 사용할 것을 제시한 Altman and Sabato(2007)이었다. 그리고 본 연구는 그 취지의 중요성을 각인시키려는 목적으로 수행되었지만, 단순히 그 모형을 수입하여 적용하자고 주장하는 것은 아니다. 비록 충분히 분석하여 CASH를 포함한 모형이 되 우리 실무에 적합한 부실예측모형을 도출하지는 못하였지만, 그러한 시도는 하였다. 향후 학계와 실무계에서의 추가적인 노력을 통하여 보다 충분히 A&S 모형의 수정 후 적용여부를 검토할 필요가 있다고 본다. 2008년 11월 노무라 증권이 Z-score로 판별할 때 그 표본에 포함된 우리나라 기업 중 건실한(healthy) 기업의

비중은 15%(아시아권 평균 약 50%) 정도라는 보고서를 발표한 후 (Shulte(2008), 정은호(2008) 참조) 지금도 건실하게들 성장하고 있는 해당 기업들의 실무자들이 왜 우리기업이 건실하지 않는가하고 곤혹스러워 했던 것으로 알고 있다. 개발 후 40년이 경과된 시점에서도 Altman(1968)의 Z-score가 상황에 따라서는 시장성을 발휘할 수 있듯이, A&S 혹은 그 수정모형이 바젤Ⅱ 체제하에서 중소기업 신용평가 내지 부실예측 모형을 개발함에 있어 나름대로의 영향을 미칠 가능성도 있다고 생각한다. 이런 점을 생각할 때, 우리 중소기업의 실정에 맞으면서 지구촌 중소기업 신용평가 실무계에서 그 표준성을 인정받을 수 있는 모형을 개발하려는 노력은 지속되어야 하며 이 때 CASH 변수의 중요성을 간과하지 말자는 것이 본 연구의 결론이라고 할 수 있다.

마지막으로 본 연구의 함의를 살펴본다. 현금이 부족해서 금융기관으로부터 대출을 받고자 하는데 Altman and Sabato(2007) 식의 모형을 적용하면 결국 ‘무전유죄 ...’ 식의 논리를 적용하자는 것이 아니냐는 연역도 가능하기 때문이다. 본 연구의 결과는 현금보유수준이 그 기업의 지속가능성 여부를 판별하는 무소불위의 역할을 수행함을 주장하는 것이 아니라, 오히려 그간 중소기업의 유동성 측면을 포착하는 변수임에도 도외시되었기에 조금 더 이에 유의하자는 주의환기를 하는 것으로 이해해야 할 것이다. 나인철·김성규(2008)의 연구에서는 비상장 중소기업의 경우 현금보유수준이 높을수록 우수기업일 가능성이 큼을 주장하고 있는데 이 역시 본 연구의 주장과 맥을 같이하는 것이며 본 연구 출발점의 다른 한 축이기도 하였다. 물론, A&S(1994년~2002년)나 본 연구(2001년~2006년)의 표본기간에서는 중소기업 현금보유가 유난히 강조된 결과를 보고한 것일 수도 있다. 현금보유에는 기회비용이 따르기에 적정수준이 존재할 수 있는데 그 수준이 높아진 기간의 자료를 사용한 결과일 수도 있는 것이다. 그러하기에 다른 표본 기간의 자료를 사용하는 경우 본 연구와는 다른 결과를 검출할 가능성 또한 상존하는데 아마도 가장 직접적인 증거는 Altman교수가 최소한 중소기업용으로는 본인이 개발하였던 Z-score 모형을 A&S 모형으로 대체하여 제시한 것일 것이다. 바로 이런 이유에서라도, 지속적인 연구노력이 경주되어야 할 분야이기도 하다.

논문접수일 : 2009년 09월 07일

논문수정일 : 2009년 09월 23일

게재확정일 : 2009년 10월 30일

## 참 고 문 헌

- 국찬표 · 정완호(2002), “기업 도산 예측에 관한 연구 : 추가정보를 이용하여”, 『채무연구』, 제15권, 제1호, pp. 217-249.
- 김성규 · 조현영 · 김경숙(2008), 『중소기업 퇴출단계 판별모형 및 성장단계별 재무특성에 관한 연구』, KODIT Report 2008-14호, 신용보증기금.
- 김종현(2009), “건설업 수주잔액의 가치관련성”, 『회계정보연구』, 제27권, 제1호, pp. 1-28.
- 김창배(2008), 『기업부실예측모형에 관한 연구』, 서강대학교 대학원, 경제학 박사학위논문.
- 나인철 · 김성규(2008), “비상장 중소기업 현금보유 수준의 결정요인”, 『중소기업연구』, 제30권, 제4호, pp. 53-69.
- 남주하(2008), “기술혁신형 중소기업의 부도예측모형 분석 : 주성분분석 접근”, 『중소기업연구』, 제30권, 제4호, pp. 35-52.
- 박정운 · 김영우 · 이미용(2009), “중소기업의 부실 예측모형에 관한 연구”, 『중소기업연구』, 제31권, 제1호, pp. 1-14.
- 오현탁 · 형영주(2004), “도산거리를 이용한 도산예측모델에 관한 연구”, 『산업경제연구』, 제17권, 제4호, pp. 1317-1338.
- 이건창(1993), “기업도산예측을 위한 통계적 모형과 인공지능 모형간의 예측력 비교에 관한 연구 : MDA, 귀납적 학습방법, 인공신경망”, 『한국경영과학회지』, 제18권, 제2호, PP. 57-81.
- 이군희(2006), “바젤 II 협약 기반 신용평점체계의 계량적 점검에 대한 고찰”, 『금융리스크리뷰』, 제3권, 제4호, pp. 70-95.
- 이석형 · 심재호(2006), “신BIS 기준에 따른 양적 적합성검증(Validation) 방법론 고찰”, 『RISK REVIEW』, 여름호, 금융감독원.
- 이원흠 · 이한득 · 박상수(2000), “현금흐름형 도산 예측 모델과 옵션모델형 도산예상확률의 실증 연구”, 『증권학회지』, 제27집, pp. 35-70.
- 정완호 · 국찬표 · 홍광현(2006), “기업 신용도 측정 모형의 적합도 비교 연구”, 『금융학회지』, 제11권, 제2호, pp. 67-104.
- 정운 · 황석해(2000), “데이터마이닝 기법(Decision tree)을 이용한 효과적인 기업도산 예측”, 『MIS연구』, 제11권, pp. 121-153.
- 정은호(2008), “왜 한국 기업만 외풍에 약한가”, 『시사저널』, 제997호, pp. 28-29.
- 정재만 · 조태근(2005), “바젤 2가 중소기업대출에 미치는 영향”, 『중소기업연구』, 제27권, 제2호, pp. 205-231.
- Allison, P.(1995), *Survival Analysis Using the SAS System*, SAS Institute Inc.
- \_\_\_\_\_ (1999), *Logistic Regression Using the SAS System*, SAS Institute Inc.
- Altman, E.(1968), “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy,” *The Journal of Finance*, Vol.23, No.4, pp. 589-609.
- Altman, E. and G. Sabato(2007), “Modelling Credit Risk for SMEs : Evidence from the US Market,” *ABACUS*, Vol.43, No.3, pp. 332-357.
- Basel Committee on Banking Supervision(2005), *Studies on the Validation of Internal Rating Systems*, Bank for International Settlements.
- Beaver W., M. McNichols and J. Rhie(2005), “Have Financial Statements Become Less Informative? Evidence from the Ability of Financial Ratios to Predict Bankruptcy,” *Review of Accounting Studies*, Vol.10, No.1, pp. 93-122.
- Beck, N., J. Katz, and R. Tucker(1998), “Taking Time Seriously : Time-Series-Cross-Section Analysis with a Binary Dependent Variable,” *American Journal of Political Science*, Vol.42, No.4, pp. 1260-1288.
- 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, No.4, pp. 267-284.
- Bharath S. and T. Shumway(2008), “Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model,” *The Review of Financial Studies*, Vol.21, No.3, pp. 1339-1369.



- Chava, S. and R. Jarrow(2004), "Bankruptcy Prediction with Industry Effects," *Review of Finance*, Vol.8, No.4, pp. 537-569.
- Crosbie, P.(1999), *Modeling Default Risk*, KMV Corp.
- Kalbfleisch, J. and R. Prentice(2002), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2nd ed., Wiley Series in Probability and Statistics.
- Merton, R. C.(1974), "On the Pricing of Corporate Debt : The Risk Structure of Interest Rates," *The Journal of Finance*, Vol.29, No.2, pp. 449-470.
- Na, I. and S. Kim(2008), "On the Determinants of Cash Holdings for Unlisted SMEs," (written in Korean), *The Korean Small Business Review*, Vol.30, No.4, pp. 53-69.
- Ohlson, J.(1980), "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research*, Vol.18, No.1, pp. 109-131.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz and R. Williamson (1999), "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings," *Journal of Financial Economics*, Vol.52, No.1, pp. 3-46.
- Scherr, F. and H. Hulburt(2001), "The Debt Maturity Structure of Small Firms," *Financial Management*, Vol.30, No.1, pp. 85-111.
- Schulte, P.(2008), "Equity Strategy," *Nomura Equity Research*, Nov. 17 2008 issue, Nomura International (HK) Ltd., pp. 1-15.
- Shumway, T.(2001), "Forecasting Bankruptcy More Accurately : A Simple Hazard Model," *Journal of Business*, Vol.74, No.1, pp. 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*.
- Zmijewski, M.(1984), "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models," *Journal of Accounting Research*, Vol.22, Supplement, pp. 59-86.