

# 국내 주식시장의 부도위험 이례현상에 관한 연구

이인로 (고려대학교)<sup>1</sup>

김동철 (고려대학교)<sup>2</sup>

## <요약>

본 연구는 국내 주식시장에서 부도위험과 주식수익률의 관계를 분석하였다. 외국의 대다수 연구가 부도위험과 주식수익률 간의 음(-)의 관계를 나타내는 부도위험 이례현상을 보고하는 것과 달리 국내연구에서는 일치된 결론을 제시하지 못하고 있다. 이에 본 연구는 기존연구보다 다양한 부도예측모형을 이용하여 국내 기존연구에서 상이한 연구결과를 제시하는 원인을 분석하였다.

분석을 시행한 결과, 국내 주식시장에서 부도위험과 주식수익률의 관계는 표본에 따라 다른 것으로 나타났다. 1999년부터 2000년은 인터넷버블이 심한 기간으로 이 기간중 규모가 작고 부도위험이 높은 기업이 매우 큰 수익률을 나타냈는데 이 기간이 표본에 포함될 경우 부도예측모형에 따라 부도위험과 주식수익률간의 양(+)의 관계를 나타냈다. 하지만 인터넷버블 기간을 제외한 2001년부터 2014년중에는 어떠한 부도예측모형을 이용하더라도 부도위험과 주식수익률은 매우 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 한국시장에서도 부도위험 이례현상이 강하게 나타난다고 할 수 있다. 인터넷버블기간의 샘플 포함여부 이외에도 표본에 관리종목을 포함하는지 여부도 부도위험과 주식수익률 간의 관계에 영향을 미친것으로 나타났다.

또한 본 논문은 2001년부터 2014년까지 국내 주식시장에서 나타나는 부도위험 이례현상은 수익성요인으로 설명됨을 보여주고 있다. 수익성요인을 통제하면 부도위험과 주식수익률간의 유의한 음(-)의 관계는 나타나지 않았다.

핵심 단어: 부도위험 이례현상, 부도예측모형, 신용등급, 수익성요인, 5-요인 모형

<sup>1</sup> 주소: 서울특별시 성북구 안암동 5가 1번지 고려대학교 경영대학, 136-701; E-mail: leeinro@korea.ac.kr

<sup>2</sup> 연락담당 저자. 주소: 서울특별시 성북구 안암동 5가 1번지 고려대학교 경영대학, 136-701; E-mail: kimdc@korea.ac.kr; Tel: 02-3290-2606; Fax: 02-922-7220.

## I. 서론

재무학에서는 투자자들이 위험을 감수한데 따른 보상(compensation)으로 높은 기대수익률을 얻는다는 것이 기본 원칙이다. 그런데 Dichev(1998)가 미국기업을 대상으로 부도위험(bankruptcy risk)이 주식수익률과 음(-)의 관계를 갖는다는 실증연구 결과를 발표하여 이러한 기본원칙이 실제 시장에서 관찰되지 않음을 보였다.<sup>3</sup> 이 실증결과는 기업규모(market capitalization)와 장부가-시장가 비율(book-to-market, 이하 BM비율)이 부도위험을 대리(proxy)하기 때문에 주식수익률을 효과적으로 설명한다는 기존연구(Chan and Chen, 1991; Fama and French, 1996)의 주장과도 배치된다. 이러한 이유로 부도위험과 주식수익률간의 음(-)의 관계는 부도위험 이례현상(distress anomaly) 또는 부도위험 퍼즐(distress puzzle)로 규정되고 있다.

이후 많은 연구들이 부도위험 이례현상을 재검증하기 위해 다양한 부도예측모형을 이용하였다. Griffin and Lemmon(2002)은 Ohlson(1980)의 O-점수모형을 부도위험의 대리변수로 이용하여 부도위험 이례현상이 나타나는 것을 파악하고 BM비율이 작고 부도위험이 높은 주식의 수익률이 매우 낮은 것을 발견하였다. 반면 Vassalou and Xing(2004)는 기존연구와 달리 부도거리모형(distance-to-default, 이하 DD모형)으로 부도위험을 측정하면 부도위험이 주식수익률과 양(+의) 관계를 갖는다고 보고하였다. 이들은 기업규모는 부도위험의 대리변수이고 BM비율은 부분적으로 부도위험을 반영한다고 주장하였다. 하지만 Campbell, Hilscher, and Szilagyi(2008)는 DD모형으로 부도위험을 측정해도 부도위험 이례현상이 발견된다는 상반된 주장을 하였다. 특히 규모와 BM비율을 통제한 초과수익률을 살펴보면 부도위험 이례현상이 더욱 심화된다고 보고하였다. 이처럼 DD모형으로 측정된 부도위험과 주식수익률의 상이한 결과에 대해 Da and Gao(2010)는 Vassalou and Xing(2004)의 실증결과는 단기 반전이익(short-term reversal)을 고려하지 못해 발생하였으며, 이를 고려할 경우 부도위험이 높을 수록 낮은 주식수익률을 보인다고 설명하였다.

Campbell et al. (2008)은 헤저드모형(hazard model)을 이용하여 기존의 DD모형보다 부도예측력이 우수한 새로운 모형을 제시하고 이 모형을 이용해 주식시장에서 부도위험 이례현상이 발견된다고 주장하였다. 규모가 작고, 유동성이 적고, 기관투자자의 비중이 작은 기업들에서 부도위험 이례현상이 강하게 나타난다고 보고하였다. Avramov, Chordia, Jostova, and Philipov(2009)는 Standard & Poors (S&P)사의 신용등급(credit rating)을 이용하여 부도위험(신용등급)이 높을(나쁠) 수록 주식수익률이 낮다는 실증결과를 제시하였다. 특히 신용등급이 하락하는 기업들의 주식수익률이 매우 낮아 부도위험 이례현상을 심화시킨다고 보고하였다.

이처럼 많은 연구들이 다양한 부도예측모형을 이용하여 부도위험과 주식수익률의 관계를 연구하였고 대다수는 주식시장에서 부도위험 이례현상이 발견된다고 주장하고 있다. 그러나 최근 기

---

<sup>3</sup> 기존연구에서는 부도위험과 관련된 다양한 용어(bankruptcy risk, default risk, distress risk, financial failure)를 혼용하고 있다. 본 연구에서도 이와 동일하게 이 용어들을 구별하지 않고 부도위험으로 통칭하였다.

업의 수익성(profitability)이 주식수익률을 설명하는데 효과적이며 수익성을 고려하면 부도위험 이례현상이 사라진다는 연구결과가 발표되고 있다. Novy-Marx(2013)는 기업의 수익성 지표인 총자산이익률(gross profitability)이 주가수익률을 매우 효과적으로 설명한다고 주장하였다. 또한 총자산이익률로 수익성요인(profitability factor)을 구성하고 이를 통제하면 부도위험 이례현상이 사라진다는 결과를 제시하였다. Chen, Novy-Marx and Zhang(2011)은 Tobin(1969)의 q-이론으로부터 수익성과 투자가 주식수익률을 잘 설명하는 요인임을 도출하였고 이 요인들을 이용하여 부도위험 이례현상을 포함한 다수의 현상을 설명하는 새로운 모형을 제시하였다. 이러한 배경하에 Fama and French(2015)도 배당할인모형(dividends discount model)으로 부터 수익성과 투자가 주식수익률을 효과적으로 설명함을 도출하였고, 기존의 Fama and French(1993) 3-요인모형에 수익성요인과 투자요인을 추가한 5-요인모형(five-factor model)을 제시하였다. 이상의 최근 연구결과를 종합하면 부도위험 이례현상은 수익성요인에 의해 발생한 현상으로 이례현상이기 보다는 자산가격결정모형(asset pricing model)의 식별(identification)의 문제로 판단된다.

부도위험 이례현상이 외국에서 활발히 연구된 것과 달리 국내에서는 소수의 연구만이 진행되었다. 국내연구는 연구결과에 따라 두가지 유형으로 구분된다. 우선, 부도위험과 주식수익률 간의 양(+)의 관계를 제시한 연구이다. 강대일, 조재호(2011)는 Brockman and Turtle(2003)과 Vassalou and Xing(2004)의 DD모형을 이용하여 1994년부터 2009년까지 국내 주식시장에서 부도위험이 높은 기업들의 주식수익률이 높다는 결과를 제시하였다. 김세권, 박기환(2009)도 Vassalou and Xing(2004)의 DD모형을 이용하여 1999년부터 2009년까지 분석하여 유사한 결과를 보고하였다. 반면, 김태규, 신정순(2014)은 신용등급을 이용하여 1999년에서 2010년까지 국내 주식시장에서 부도위험과 주식수익률의 음(-)의 관계를 제시하였다. 김희정, 서정원, 조성순(2013)도 신용등급을 이용하여 유사한 결과를 보고하였다. 이들은 Altman(1968)의 Z-점수모형을 추가로 이용하여 부도위험이 높을수록 주식수익률이 낮다는 동일한 결과를 제시하였다.

이상의 국내연구는 동일한 연구문제에 대해 상이한 결과를 제시하고 있다. 따라서 국내 주식시장에서 부도위험 이례현상이 존재하는지 여부는 아직 일관된 결과에 이르지 못하고 있다. 이는 기존연구에서 부도예측에 적합하지 않은 부도예측모형을 이용한데 기인했을 가능성이 있다. Bharath and Shumway(2008)는 반복갱신법(iteration)으로 계산한 DD모형이 비효율적이라고 지적하였다. 또한 DD모형의 국내기업에 대한 부도예측력이 다른 모형들보다 효과적이지 않다는 실증결과도 있다 (Han, Kang, Kim, and Yi, 2012; 이인로, 김동철, 2015). 신용등급을 이용하는 경우에는 신용등급을 보유한 기업수가 전체기업의 20%보다도 작기 때문에 전체 주식시장을 반영하지 못한다는 한계가 있다. 또한 강경훈, 배영수, 한재준(2015)은 국내채권의 신용등급이 과대평가됐다는 문제를 제기하고 있다. 한편, 김희정 등(2013)이 보조지표로 이용한 Altman(1968)의 Z-점수모형은 미국기업을 대상으로 개발된 부도예측모형이므로 국내기업의 부도 설명력에는 한계가 있다. 이와 관련하여 이인로, 김동철(2015)은 Altman(1968) Z-점수모형의 설명변수가 국내기업을 대상으로 개발된 모형보다 국내기업의 부도예측에 효과적이지 않다는 실증결과를 제시하였다.

이러한 문제 인식에서 본 연구는 다음과 같은 논의를 진행하였다. 첫째, 부도위험을 측정하기 위해 다양한 부도예측모형을 이용하였다. 기존연구에서 상이한 결과를 제시하는 것이 부도예측모형의 차이에서 기인한 것인지 혹은 표본선택(sample selection)의 문제인지 규명할 필요가 있다. 본 연구는 부도예측모형을 부도예측에 이용된 정보의 원천(source)을 기준으로 회계모형, 시장모형, 그리고 혼합모형으로 구분하고 각 유형의 대표적인 모형을 이용하였다. 회계모형으로는 Altman, Kim and Eom(1993)의 K-점수모형(K-Score)을, 시장모형에서는 Cosbie and Bohn(2003)과 Vassalou and Xing(2004)의 DD모형을, 그리고 혼합모형으로는 이인로, 김동철(2015)의 헤저드모형(hazard model)을 이용하였다. 또한 기존연구와 일관성을 유지하기 위해 신용등급을 추가로 사용하였다. 둘째, 최근의 연구결과를 반영하여 수익성이 부도위험 이례현상을 설명할 수 있는지 검증하였다. 이를 위해 수익성을 체계적 위험으로 고려한 Fama and French(2015)의 5-요인모형을 이용하여 부도위험과 초과수익률(Jensen's alpha)간의 관계를 파악하였고, 수익성 변수를 포함한 Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석을 실시하였다.

이러한 분석을 시행한 결과, 국내 주식시장에서 부도위험과 주식수익률의 관계는 표본에 따라 다른 것으로 나타났다. 기존연구와 같이 1999년부터 2009년의 기간을 DD모형으로 분석하면 부도위험은 주식수익률과 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 반면 이 기간동안 신용등급을 이용하면 부도위험은 주식수익률과 음(-)의 관계를 보였는데 이는 전체기업과 신용등급을 보유한 기업의 차이에서 기인하였다. 1999년부터 2000년은 인터넷버블이 나타난 기간으로 이 기간중 규모가 작고 부도위험이 높은 기업이 매우 큰 수익률을 나타냈기 때문에 부도위험과 주식수익률 간의 양(+)의 관계가 발견되었다. 그런데 이 기업들의 대부분은 신용등급을 부여받지 못한 기업이기 때문에 신용등급이 있는 기업만을 이용한 경우와 전체 기업을 이용한 경우에 부도위험과 주식수익률의 관계가 상이하게 나타났다. 이외에도 관리종목이 표본에 포함되는지 여부도 부도위험과 주식수익률 간의 관계에 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 인터넷버블 기간을 제외하고 관리종목을 포함한 전체표본을 분석하면, 2001년부터 2014년중에는 어떠한 부도예측모형을 이용하더라도 부도위험 이례현상이 발견되었다.

또한 본 논문은 2001년부터 2014년까지 국내 주식시장에서 나타나는 부도위험 이례현상이 수익성요인으로 설명됨을 보여주고 있다. 수익성요인을 통제한 후 부도위험과 초과수익률의 관계를 살펴보면 통계적으로 유의한 음(-)의 관계는 나타나지 않았다. Fama-MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석에서도 동일한 결과가 나타났다.

본 논문은 다음과 같은 구성으로 위와 같은 결론에 도달하고자 한다. 2장에서는 실증분석에 사용된 자료를, 3장에서 본 연구에서 사용한 부도예측모형을 설명하고 추정결과를 제시한다. 4장에서는 국내 주식시장에서 부도위험과 주식수익률과의 관계를 살펴본다. 5장에서는 수익성요인을 통제하고 부도위험 이례현상을 분석한다. 그리고 마지막으로 6장에서 결론을 제시한다.

## II. 자료

본 연구는 1999년 1월부터 2014년 12월까지 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥시장(KOSDAQ)에 상장된 비금융기업의 자료를 이용하였다.<sup>4</sup> 개별기업의 주가자료, 회계자료, 그리고 신용등급은 FnGuide 를 이용해 수집하였다. 분석에 이용된 회계자료는 공시되기까지 일정 기간이 소요되는 점을 고려하여 3개월의 시차를 두고 주가자료와 결합하였다.

본 연구는 기존연구와 동일한 분석방법을 이용하기 위해 표본에서 부도기업과 관리기업을 구분하였다. 부도기업은 Campbell et al.(2008)과 동일하게 실적부진의 사유로 상장폐지된 기업(delisted firms with performance related reasons)으로 정의하였다. 상장폐지된 기업 중에서 부도기업을 파악하기 위해 상장폐지된 모든 기업의 상장폐지 사유를 KISLINE의 자료와 비교하였다. 이 과정을 통해 자진등록취소, 지주회사 신규상장 등 실적부진과 관계없이 상장폐지된 기업은 정상기업으로 간주하였다. 관리종목(issues for administration)에 대한 정보는 한국증권거래소의 홈페이지에서 파악하였다. 증권거래소는 유가증권 상장 규정에 의거 상장법인으로서 최소한의 유동성을 충족하지 못했거나 실적이 악화되는 등 실적부진으로 상장폐지될 우려가 있는 기업을 관리종목으로 지정하고 있다.

아래 <표 1>은 금융업종을 제외한 1999년부터 2014년까지의 전체기업, 부도기업, 그리고 관리종목 기업수를 말한다. 관리종목은 해당 연도중 1일 이상 관리종목으로 지정된 상태에 있던 기업수를 말한다. 부도기업은 관리종목으로 편입된 후에 부도가 발생하는 경우가 많아 부도기업수는 관리종목수와 중첩된다. 부도기업수는 2006년과 2007년 전체기업 대비 0.45%, 0.67%로 크게 감소하였으나 2008년 글로벌 금융위기를 겪으면서 2010년 4.80%까지 증가한 것으로 나타났다. 반면, 관리종목 수는 KOSDAQ 지수가 최저점을 기록한 2004년까지 크게 증가하였고 이후 감소세를 보이다 2008년 글로벌 금융위기 기간 중에 다시 상승하였다.

<표 1>

## III. 부도예측모형 및 추정 결과

### 1. 부도예측모형

부도위험과 주식수익률의 관계를 분석하기 위해서는 부도위험을 측정하는 것이 선행되어야 한다. 이에 본 연구에서 이용한 부도예측모형을 소개하고자 한다.

---

<sup>4</sup> 분석에 이용된 부도예측모형이 비금융기업을 대상으로 개발되었기 때문에 금융업종은 제외하였다.

## 1) K-점수모형

Altman et al.(1995)은 국내기업의 부도예측모형으로 K-점수모형(K-Score)을 제안하였다.<sup>5</sup> 이들은 1990년에서 1993년중 부도가 발생한 국내기업 34개와 업종과 연도가 통제된 대응표본(matched sample)을 선정하고 양 표본의 차이를 효과적으로 설명하는 재무(회계)변수를 추출하였다. 이후 Altman(1968)에서 이용한 판별분석(discriminant analysis)으로 추출된 변수들의 최적 선형결합을 제시하였다. Altman et al.(1995)의 K-점수모형은 아래의 식 (1)과 같다.

$$K - Score = -18.70 + 1.501 \cdot \ln TA + 2.706 \cdot \ln SLTA + 19.760 \cdot RETA + 1.146 \cdot METL \quad (1)$$

여기서  $\ln TA$ 는 총자산의 로그값,  $\ln SLTA$ 는 (매출액/총자산)의 로그값,  $RETA$ 는 이익잉여금/총자산,  $METL$ 은 시장가치/총부채를 나타낸다. K-점수모형은 값이 작을수록 부도위험이 높다는 것을 의미한다.

## 2) DD모형

DD모형은 기업의 주식가치가 콜옵션과 같다는 Merton(1974)의 주장에 기반한 부도예측모형이다. 기업의 주식가치는 Black-Scholes 옵션가격결정모형에 따라 아래 식 (2)와 (3)과 같이 표현된다.

$$V_E = V_A N(d_1) - e^{-r_f T} X N(d_2) \quad (2)$$

$$\sigma_E = \left( \frac{V_A}{V_E} \right) N(d_1) \sigma_A \quad (3)$$

여기서  $d_1 = \left[ \ln(V_A/X) + (r_f + 0.5\sigma_A^2)T \right] / [\sigma_A \sqrt{T}]$ ,  $d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T}$ ,  $V_E$ 는 자본의 시장가치,  $V_A$ 는 자산(기업)의 시장가치,  $r_f$ 는 무위험이자율,  $X$ 는 부채의 액면가,  $N(\cdot)$ 은 표준정규누적분포,  $\sigma_E$ 는 자본의 변동성,  $\sigma_A$ 는 자산의 변동성 그리고  $T$ 는 만기까지 남은 기간이다.

아래 식 (4)는 DD모형으로 만기에 자산(기업)의 가치가 부도점(default point)으로부터 평균적으로 얼마나 떨어져 있는가를 측정한다. 이 모형에서는 자산의 가치가 상환해야 할 부채보다 작다면, 기업은 시장에서 자산을 모두 처분해도 부채를 갚을 수 없기 때문에 부도가 발생한다고 간주한다. 따라서 DD모형의 값이 클수록(부도점에서 멀수록) 부도가 발생할 가능성이 감소하기 때문에 부도위험을

<sup>5</sup> 이인로, 김동철(2015)는 2001년에서 2007년의 추정표본(in-sample)에서 K-점수모형보다 판별력이 더 우수한 회계모형을 제시하였다. 그러나 본 연구의 분석기간이 이인로, 김동철(2015)의 추정기간 이전을 포함하기 때문에 발생가능한 편의(look-ahead bias)를 제거하고자 Altman et al.(1995)의 K-점수모형을 그대로 이용하였다.

측정하는 모형으로 이용된다.

$$DD = \frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A - 0.5\sigma_A^2)T}{\sigma_A\sqrt{T}} \quad (4)$$

여기서  $\mu_A$ 는 자산의 기대수익율을 나타낸다.

본 연구는 기존의 연구와의 일관성을 유지하기 위해 반복갱신법(iteration method)을 이용한 Crosbie and Bohn(2004)과 Vassalou and Xing(2004)를 참고하여 식 (4)를 계산하였다. 여기서 무위험이자율( $r_f$ )은 통화안정증권 1년물 금리, 부도점(X)은 유동부채+0.5×비유동부채, 그리고 만기까지 남은기간(T)은 1년으로 설정하였다. 다음으로 일별 자본의 시장가치와 부도점을 자산가치( $V_A$ )의 초기값으로 설정하고 자산의 변동성( $\sigma_A$ )을 계산하였다. 이 값을 식 (2)에 대입하여 자산의 시장가치를 계산한 후 자산의 기대수익율( $\mu_A$ )과 자산의 변동성을 다시 계산하였다. 이상의 과정은 자산의 변동성( $\sigma_A$ )이 일정 오차범위( $10^{-3}$ )내의 값으로 수렴할 때까지 반복 시행되었다.

### 3) 헤저드모형

혼합모형으로는 헤저드모형(hazard model)을 이용하였다. 헤저드모형은 부도 발생시점까지의 시간을 고려하기 때문에 기존의 정적(static)인 모형보다 부도예측에 효과적인 것으로 알려져 있다. Shumway(2001)는 이산 헤저드모형이 다기간 로짓모형(multi-period logit model)과 일치한다는 것을 증명하였고, Campbell et al.(2008)은 이 모형을 이용해 기존 모형들보다 부도예측에 효과적이라고 알려진 부도예측모형을 제시하였다. 이인로, 김동철(2015)은 2001년 1월부터 2007년 12월까지 부도기업 188개와 정상기업 86,003개의 월별 자료를 이용하여 국내기업의 부도예측에 효과적인 헤저드모형을 제시하였다. 이들은 이 헤저드모형이 미국기업을 대상으로 추정된 Campbell et al.(2008)의 모형보다 국내기업의 부도예측에 더 효과적이라는 실증결과를 제시하였다. 이에 본 연구는 이인로, 김동철(2015)이 제시한 헤저드모형을 이용하고자 한다.<sup>6</sup>

$$\begin{aligned} \text{Hazard} = & -3.83 - 1.58 \cdot \text{NIMTA} + 2.07 \cdot \text{TLMTA} - 2.11 \cdot \text{EXRETAVG} - 0.02 \cdot \text{RSIZE} + 1.36 \cdot \text{SIGMA} \\ & - 1.51 \cdot \text{CASHMTA} - 0.52 \cdot \text{PRICE} - 0.45 \cdot \text{SLMTA} - 3.70 \cdot \text{FFOMTA} \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 NIMTA는 시장순이익률, TLMTA는 시장부채비율, EXRETAVG는 초과수익률 가중평균, RSIZE는

<sup>6</sup> 이인로, 김동철(2015)은 추정표본(in-sample)에서 부도예측력이 가장 우수한 회계모형과 혼합모형을 각각 제시한 후 예측표본(out-of-sample)에서 회계모형, 시장모형, 그리고 혼합모형의 부도예측력을 비교분석하였다. 분석 결과, 이들이 제안한 혼합모형인 헤저드모형의 부도예측력이 가장 우수한 것으로 나타났다.

상대규모, SIGMA 는 주가변동성, CASHMTA 는 시장현금비율, PRICE 는 주식가격, SLTMA 는 시장매출회전율, FFOMTA 는 시장현금흐름비율을 의미한다. 이 변수들에 대한 자세한 내용은 <부록>에 작성하였다.

#### 4) 신용등급

신용등급은 신용평가기관(credit agency)이 채권 발행자의 신용도와 원리금 상환능력을 고려하여 채권에 부여한 등급이다. 「증권인수업무에 관한 규정」에서는 무보증회사채 발행시 채권에 대한 신용평가를 의무화하고 있다. 국내에는 한국신용평가, 한국기업평가, 그리고 NICE신용평가의 총 3개의 신용평가기관이 있으며 신용등급은 AAA부터 D까지 총 22단계로 구분된다. 이 단계들중 CCC+ 등급에서 C등급의 채권은 발행자의 채무불이행 가능성을 내포하고 D등급은 원금 또는 이자가 지급불능 상태에 있는 것을 의미한다.

본 연구에서는 김태규, 신정순(2014)과 동일하게 부도위험(신용등급)이 낮은(우수한) 등급부터 부도위험(신용등급)이 높은(열등한) 순으로 아래 식 (7)과 같이 수치값을 부여하였다. 2곳 이상의 신용평가기관에서 신용등급을 부여받은 경우에는 기관별 신용등급의 평균값을 이용하였다.

$$\begin{aligned}
 &AAA = 1, AA+ = 2, AA = 3, AA- = 4, A+ = 5, A = 6, A- = 7 \\
 &BBB+ = 8, BBB = 9, BBB- = 10, BB+ = 11, BB = 12, BB- = 13, B+ = 14, B = 15 \quad (7) \\
 &B- = 16, CCC+ = 17, CCC = 18, CCC- = 19, CC = 20, C = 21, D = 22
 \end{aligned}$$

## 2. 부도예측모형 추정결과

<표 2>는 앞에서 언급한 부도예측모형들로 산출된 값(fitted value)의 기초통계량을 나타낸다. K-점수 모형, DD모형, 그리고 헤저드모형의 월 평균 관측수는 약 1,400개인 반면 신용등급을 보유한 기업의 월 평균 관측수는 241개이다. 표본에서 신용등급을 보유한 기업의 평균은 BBB(8.68)등급으로 나타났다. 패널 A에서 K-점수모형의 표준편차가 상대적으로 크게 나타났는데, 이는 부채가 적은 기업의 METL(시장가치/총부채)이 큰 값을 갖는데 기인한 것으로 판단된다. 왜도는 분포의 비대칭성을 나타내는데 K-점수모형으로 부도위험을 측정하면 많은 기업들이 부도위험이 높은 부분에 치우쳐 있고, DD모형의 경우에는 많은 기업들이 부도위험이 낮은 부분에 군집해있다. 이 결과는 DD모형으로 부도위험을 측정할 경우 대다수 기업의 부도위험이 낮게 나오는 기존연구의 결과와 일치한다.

<표 2>의 패널 B는 부도예측모형들로 산출한 값의 상관계수를 보여준다. K-점수모형과 DD모형은 값이 작을수록, 헤저드모형과 신용등급은 값이 클수록 부도위험이 높은 것을 나타낸다. 우선 산출된 값의 크기(magnitude)를 기준으로 작성된 피어슨(Pearson) 상관계수를 보면, K-점수모형은 DD모형보다 헤저드모형과 더 큰 상관계수 값을 갖고 헤저드모형은 K-점수모형 및 DD모형과 비슷한 상관계수 값을 갖는



것으로 나타났다. 이 상관관계 결과는 부도예측모형 추정에 이용된 정보의 유사성에 기인한 것으로 판단된다. K-점수모형은 회계정보를, DD모형은 추가정보를, 그리고 헤저드모형은 두 정보를 혼합하여 이용하였는데 예측에 이용된 정보의 원천이 유사할 경우 부도예측모형간 더 밀접한 관계를 갖는다는 이인로, 김동철(2015)의 주장과도 일치한다.

한편 신용등급은 K-점수모형과의 상관계수 값이 상대적으로 크고 DD모형과의 상관계수 값은 작은 것으로 나타났다. 이 결과로부터 신용등급이 추가정보보다 회계정보에 기반하여 부여되었음을 추측할 수 있다.<sup>7</sup> 산출된 값의 순서(rank)를 기준으로 작성된 스피어만(Spearman) 상관계수에서는 피어슨 상관계수와 유사한 결과를 보이고 있다.

## 〈표 2〉

아울러 각 모형의 부도예측력을 참고하기 위해 부도적중률(hit-ratio)을 계산해 보았다.<sup>8</sup> 부도적중률은 사전(ex-ante)에 부도위험이 높게 측정된 기업에서 사후(ex-post)적으로 부도가 발생했는지 평가하는 지표이다. 본 연구에서는 식 (8)의 부도적중률을 계산하기 위해 매월 모든 기업을 부도위험이 높은 순으로 1(부도위험이 가장 높은 십분위)부터 10(부도위험이 가장 낮은 십분위)까지의 포트폴리오로 구성하였다. 그리고 각 포트폴리오에 속한 기업들에서 1년 후 부도가 발생한 기업을 파악하여 부도적중률을 계산하였다. 부도가 발생한 기업들이 사전에 부도위험이 높은 포트폴리오에 포함되었다면 부도예측력이 우수하다고 평가할 수 있다.

$$\text{부도적중률(Hit - ratio)} = \frac{\text{각 포트폴리오에서 1년 후 발생한 부도기업수}}{\text{전체 부도기업수}} \quad (8)$$

〈표 3〉은 부도적중률 계산결과를 보여준다. 괄호 내의 숫자는 부도적중률 계산에 이용된 전체 부도기업수와 각 포트폴리오에 포함됐던 기업에서 1년 후 부도가 발생한 기업수를 나타낸다. 부도위험이 가장 높은 1순위 구간에서 헤저드모형의 적중률이 63.81%로 가장 높고 그 다음으로 K-점수(58.12%), 신용등급(54.00%), 그리고 DD(43.52%) 모형 순으로 나타났다. 한편 6순위에서 10순위 포트폴리오의 부도적중률은 부도위험이 상대적으로 낮다고 평가되었음에도 실제 부도가 발생한 경우인 제1종 오류(type I error)를 의미한다. 투자자 관점에서 제1종 오류는 투자자의 손실을 나타내기 때문에

<sup>7</sup> 한국신용평가는 기업의 채무상환능력에 영향을 미치는 위험요소(risk factor)를 경영관리위험, 계열위험, 산업위험, 사업위험, 재무위험의 5가지 범주로 구분하여 분석하고 분석결과를 종합하여 신용등급을 결정한다고 제시하고 있다 (<http://www.kisrating.com/>). 여기서 재무위험은 수익성, 현금흐름, 그리고 재무구조로 구분된다. 구체적인 평가방법은 공개하지 않았지만 이 평가요소가 회계정보에 기반한 것으로 추측된다.

<sup>8</sup> 이인로, 김동철(2015)는 부도예측력 평가방법으로 부도적중률, ROC곡선을 이용한 평가, 그리고 정보검증법을 이용하였다. 본 연구는 부도위험과 주식수익률의 관계를 파악하는 것이 목적이므로 부도적중률을 이용한 평가만 실시하였다.

중요한 평가요소가 된다. 부도위험이 낮은 포트폴리오의 부도적중률은 신용등급이 0%로 가장 작고 다음으로 Hazard(5.35%), K-Score(7.05%), 그리고 DD(10.11%) 모형 순으로 나타났다. 신용등급의 경우에는 분석기간중 5순위 이상의 포트폴리오에 속한 기업에서 향후 1년간 부도가 발생하지 않은 것으로 나타났다. 부도위험이 높은 포트폴리오(High)와 부도위험이 낮은 포트폴리오(Low)의 부도적중률 차이를 보면, 헤저드모형이 58.46%으로 가장 크고 다음으로 신용등급(54.00%), K-점수모형(51.07), 그리고 DD모형(33.41%)로 나타났다.

<표 3>

## IV. 국내 주식시장의 부도위험 이례현상 평가

### 1. 부도예측모형별 주요 변수의 기초통계량

본 연구는 부도위험과 주요 변수간의 관계를 파악하기 위해 부도예측모형별 주요변수의 기초통계량을 <표 4>에 제시하였다. 대상기간은 1999년 1월부터 2014년 12월까지이다. 패널 A, B, C, 그리고 D는 각각 K-점수모형, DD모형, 헤저드모형, 그리고 신용등급으로 산출한 값과 주요 변수의 기초통계량을 나타낸다. 우선 모든 부도예측모형에서 부도위험이 커질수록 기업규모(Size)는 순차적으로 작아진다. 채권을 보유한 기업의 평균 규모는 1611백억원으로 전체기업 평균 규모보다 매우 큰 것으로 나타났다. 반면 부도위험과 BM비율은 비선형관계를 보인다. 부도위험이 증가할수록 BM비율이 증가하다가 높은 부도위험에서는 BM비율이 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이 관계는 부도위험이 높은 기업의 자본이 감소한 데 기인하였다. 특히, 부도위험이 높은 포트폴리오에서 음(-)의 BM비율이 나타났는데 이는 자본잠식 기업의 이상치(outlier)에 의해 발생하였다.<sup>9</sup> 또한 부도위험이 클수록 유동성이 적고 시장베타(Beta)와 고유변동성(IVOL)이 큰 경향이 있다.<sup>10</sup> 비유동성(Illiq)과 시장베타(Beta)의 경우는 부도예측모형에 따라 약간의 차이가 있는 것으로 나타났다. 이외에도 부채비율(TLTA)과 총자산순이익률(ROA)을 살펴보면, 모든 부도예측모형에서 부도위험이 클수록 부채비율이 순차적으로 증가하고, 총자산순이익률은 순차적으로 감소하는 것으로 나타났다. 부도는 기업이 채무를 상환하지 못할때 발생하기 때문에 자산대비 부채가 많을수록 상황이 어려워진다. 따라서 부도위험과 부채비율은 양(+ )의 관계를 보인다. 또한 기업의 총자산대비 순이익이 작을수록 채무를 상환할 수 있는 능력이 감소하기 때문에 부도위험과 수익성이 음(-)의 관계를 보이는 것으로 판단된다.

<sup>9</sup> 채무론 연구에서는 자본잠식 기업을 표본에서 제외하는 경우가 있으나 자본잠식된 기업들은 부도위험이 높은 기업이기 때문에 본 연구에서는 포함하였다. 또한 이 기업들의 특징으로 보여주기 위해서 기초통계량에서는 값을 조정(winsorization)하지 않았다.

<sup>10</sup> 비유동성(Illiq)은 Amihud(2002)의 방법( $[\sum_{d=1}^D |R_{i,d,t}| / DVOL_{i,t,d}] / D_{i,t}$ )  $\times 10^9$ 으로 계산되었다. 여기서  $D_{i,t}$ 는 t월에 i주식의 관측가능한 총 거래일수,  $R_{i,d,t}$ 는 t월에 i주식의 일별주식수익률,  $DVOL_{i,t,d}$ 는 t월에 i주식의 일별 거래금액을 말한다. 시장베타와 고유변동성은 매월 이전 60개월의 자료를 이용하여 계산되었다.

#### <표 4>

### 2. 포트폴리오 분석

본 연구는 기존연구에서 부도위험과 주식수익률과의 관계가 일관되지않게 나타나는 원인을 파악하고자 포트폴리오 분석을 실시하였다. <표 5>는 t-1월 부도예측모형의 산출값을 기준으로 매월 포트폴리오를 재구성하여 작성한 t월의 동일가중(equal-weighted) 수익률을 나타낸다. 기존연구와 일관성을 유지하기 위해 1999년 1월부터 2009년 12월까지를 분석기간으로 설정하였다.<sup>11</sup> 김세권, 박기환(2011)은 부도위험과 주식수익률간 양(+)의 관계를 보고하였는데 이들은 관리종목으로 편입된 종목의 해당 기간을 표본에서 제외하였다. <표 5>의 패널 A는 관리종목으로 편입된 종목의 해당기업을 표본에서 제외한 결과이다. DD모형을 이용하는 경우에는 부도위험이 증가할수록 평균수익률은 순차적으로 증가하는 것으로 나타났다. 또한 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률도 통계적으로 유의한 양(1.85%)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 반면, K-점수모형과 헤저드모형은 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률(0.25%, 0.86%)이 양(+)의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 신용등급을 이용한 경우에는 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률은 음(-)의 값을 보이지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

패널 B는 관리종목으로 지정된 기업을 포함한 전체표본의 결과이다. DD모형을 이용하는 경우 부도위험이 가장 높은 포트폴리오의 수익률이 큰폭으로 감소(3.26%→2.42%)하였고 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 변하였다. K-점수모형과 헤저드모형도 DD모형과 유사한 결과가 나타났다. 반면 신용등급은 부도위험이 증가할수록 수익률이 순차적으로 감소한 것으로 나타났다. 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률도 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 패널 A와 패널 B를 보면 관리종목의 포함여부가 부도위험과 주식수익률 간의 관계에 영향을 미치는 것을 파악할 수 있다.

패널 C는 관리종목에 편입된 기업의 통계량을 보여준다. 관리종목수는 1999년 1월부터 2009년 12월까지 1일 이상 관리종목으로 지정된 경험이 기업의 수를 말한다. 관리종목으로 포함된 기간중 평균 수익률은 -0.61%로 그외 기업들의 수익률보다 매우 낮은 것으로 나타났다. DD값의 평균은 -0.49인데 앞의 <표 4>를 보면 이들 대부분이 가장 높은 부도위험 포트폴리오에 포함되는 것을 파악할 수 있다. 이는 관리종목으로 편입된 주식을 표본에서 제외하면 부도위험이 가장 높은 포트폴리오의 수익률이 증가하게 됨을 나타낸다.

<sup>11</sup> 본 연구는 DD모형을 이용한 김세권, 박기환(2011)과 신용등급을 이용한 김태규, 신정순(2014)의 중첩되는 분석기간인 1999년 1월부터 2009년 12월까지를 선정하였다.

패널 D에서는 부도위험과 주식수익률 간의 관계를 동일한 표본에서 파악하기 위해 신용등급을 보유한 기업으로 표본을 한정하였다. 이 경우 어떠한 부도예측모형을 이용하더라도 동일한 표본에서는 부도위험이 높은 포트폴리오의 수익률이 부도위험이 낮은 포트폴리오의 수익률보다 작아 매입-매도 포트폴리오(High-Low)의 수익률이 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 기존 연구에서 상이한 결과를 보고한 이유가 부도예측모형의 차이보다는 표본의 차이에서 기인한 것임을 보여준다.

#### <표 5>

한편, 기존의 연구들의 분석기간은 인터넷버블이 심한 기간인 1999년 1월부터 2000년 12월의 기간을 포함하였다. 박진우, 김민혁, 김주환(2008)은 이 기간중 국내 증시가 IT산업에 대한 낙관적 기대로 폭등세를 보였다고 설명하였다. 이에 본 연구는 이 기간중 발생한 큰 폭의 수익률 상승이 기존연구의 결과에 영향을 주었을 것으로 판단하여 표본을 부분 표본으로 구분하였다.

<표 6>의 패널 A는 1999년 1월부터 2000년 12월까지의 부도위험과 주식수익률의 관계를 보여준다. DD모형을 이용하는 경우 부도위험이 높은 포트폴리오의 주식수익률이 매우 높은 것으로 나타났다. 헤저드모형을 이용해도 DD모형과 유사한 결과를 보였다. K-점수모형을 이용한 경우에는 매입-매도(High-Low) 포트폴리오 수익률의 크기는 상대적으로 작게 나타났으나 여전히 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 반면 신용등급을 이용한 경우에는 이 기간 중에도 부도위험은 주식수익률과 음(-)의 관계를 보였다.<sup>12</sup> 이상의 패널 A는 1999년 1월부터 2000년 12월까지 부도위험이 높은 주식의 매우 큰 수익률은 신용등급을 보유하지 않은 기업에서 나타난 현상임을 나타낸다.

본 연구는 인터넷버블 기간이 기존연구의 결과에 미치는 영향을 파악하고자 기존연구의 분석기간에서 인터넷 버블기간을 제외한 2001년 1월부터 2009년 12월까지를 패널 B의 분석기간으로 설정하였다. 분석 결과, 어떠한 부도예측모형을 이용하더라도 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률이 음(-)의 값을 보이는 것으로 나타났다. 패널 C는 2001년 1월부터 2014년 12월까지의 결과를 나타내는데, 모든 부도예측모형의 경우에서 부도위험이 높을수록 포트폴리오의 수익률이 낮은 것으로 나타났다. 특히, 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익률이 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

이상의 포트폴리오 분석 결과를 요약하면, 기존 연구에서 부도위험과 주식수익률간 상이한 결과를 보고하는 것은 부도예측모형의 차이보다는 표본의 차이에 기인한다고 볼 수 있다. 관리종목 및 인터넷버블 기간의 포함여부가 실증결과에 영향을 준 것으로 나타났으며 관리종목을 포함하고 인터넷버블 기간을 제외할 경우 부도위험과 수익률 간 양(+)의 관계는 발견되지 않는다. 특히 2001년에서 2014년의 기간을 분석하면 어떠한 부도예측모형을 이용해도 부도위험과 수익률은 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 관

<sup>12</sup> 1999년 1월부터 2000년 12월까지 신용등급을 보유한 동일한 표본에 대해 K-점수모형, DD모형, 그리고 헤저드모형을 이용해도 신용등급을 이용한 경우와 유사한 결과가 나타났다. 이 결과는 앞에서 부도예측모형간 차이가 크지 않음을 이미 제시하여기 때문에 생략하였다.

계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 6>

3. 횡단면 회귀분석

앞 절의 포트폴리오 분석은 일변량(univariate)분석이기 때문에 다른 변수를 통제하고 분석하는데 한계가 있다. 따라서, 본 절에서는 다른 변수를 통제하고 부도위험과 주식수익률간의 관계를 분석하고자 다변량(multivariate)분석방법 중의 하나인 Fama-MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 실시하고자한다. 분석에 이용된 부도예측모형은 결과의 해석이 용이하도록 부도위험이 높을수록 큰 값을 갖도록 변환되었다. 즉, DD모형과 K-점수모형은 각각 음의 부호를 추가하여 **Neg. DD** (=DD×-1)와 **Neg. K** (=K-점수×-1)로 대체되었다. 또한 이상치(outlier)의 영향을 제거하기 위해 1%와 99%에서 변수들의 값을 조정(winsorization)하였다. 이외에도 부도예측에 산업간 차이가 영향을 미친다는 Chava and Jarrow(2004)의 연구를 반영하여 산업별 더미변수를 포함하였다. 본 연구는 이상의 변수들로 아래 식 (9)와 식 (10)의 모형을 분석하였다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Distress}_{i,t-1} + \beta_j \cdot \text{Industry}_{i,j} + e_{i,t} \quad (9)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Distress}_{i,t-1} + \beta_2 \cdot \log(\text{Size}_{i,t-1}) + \beta_3 \cdot \log(\text{BM}_{i,t-1}) + \beta_j \cdot \text{Industry}_{i,j} + e_{i,t} \quad (10)$$

여기서  $R_{i,t}$ 는  $i$ 기업의  $t$ 기 주식수익률,  $\text{Distress}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 부도예측모형에 의한 산출값,  $\text{Size}_{i,t-1}$ 는  $i$ 기업의  $t-1$ 기 시장가치,  $\text{BM}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 장부가-시장가 비율을 나타낸다.  $\text{Industry}_{i,j}$ 는  $i$ 기업이 한국표준산업분류표 중분류 기준  $j$ 산업에 포함되면 1 아니면 0을 나타내는 더미변수이다.

<표 7>의 패널 A는 <표 5>의 포트폴리오 분석과 동일하게 1999년 1월부터 2009년 12월까지를 분석대상으로 하였다. 모형 (1)과 모형 (2)에서는 기업이 관리종목으로 지정된 경우 해당기업을 표본에서 제외하였고 모형 (3)과 모형 (4)는 이 기업들을 포함한 전체를 분석하였다. 모형 (1)의 결과를 보면 **Neg. DD**의 추정계수가 통계적으로 유의한 양(0.84)의 값으로 부도위험이 클수록 주식수익률이 증가하는 것으로 나타났다. 모형 (2)에서 부도위험과 주식수익률 간의 양(+)의 관계는 규모(size)와 BM 비율이 통제되더라도 유지되었다. 모형 (3)에서는 **Neg. DD**의 추정계수가 크기(magnitude)는 작아졌지만 여전히 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 하지만 모형 (4)에서는 규모와 BM 비율이 통제되면 **Neg. DD**의 계수는 더 이상 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 표본에 관리종목을 포함하고 기업규모를 통제하면 부도위험과 주식수익률 간 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 더 이상 발견되지 않는 것을 나타낸다.

모형 (5)와 모형 (6)은 인터넷버블로 주가가 크게 상승했던 1999년 1월부터 2000년

12월까지의 기간을 표본에서 제외하였다. 이 경우 Neg.DD의 계수는 더 이상 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 모형 (6)에서 기업규모(Size)는 모형 (4)와 달리 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 패널 A의 결과를 종합하면 인터넷버블 기간중 규모가 작은 기업의 높은 수익률과 관리종목의 포함여부가 부도위험과 주식수익률 간의 양(+)의 관계에 영향을 주는 것으로 나타났다.

패널 B는 포트폴리오 분석에서 부도위험 이례현상이 뚜렷하게 나타난 2001년부터 2014년을 대상으로 분석하였다. 모형 (1)에서 모형 (4)의 결과를 보면 모든 부도예측모형의 계수가 통계적으로 유의한 음(-)으로 나타났다. 이러한 부도위험과 주식수익률 간의 관계는 그 기업이 속한 산업, 기업규모와 BM비율이 통제되더라도 음(-)으로 유지되었다. 패널 B의 횡단면 회귀분석의 결과는 2001년 이후 국내 주식시장에서 부도위험 이례현상이 발견되는 것을 나타낸다. 이 결과는 앞 절의 포트폴리오 분석의 결과와 일치한다.

<표 7>

## IV. 부도위험 이례현상과 수익성 효과

앞의 <표 4>에서는 모든 부도예측모형에서 부도위험이 증가할수록 총자산순이익률(ROA)이 순차적으로 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 부도위험과 수익성의 음(-)의 관계는 기존의 대다수 부도예측모형 연구에서 이미 제시되었다 (Altman, 1968; Zimjewski, 1984; Ohlson, 1980; Shumway, 2001; Campbell et al., 2008 등). 부도는 개념적으로 채무자가 부채를 상환하지 못할 때 발생한다. 기업은 수익성(profitability)이 높을수록 이익이 증가하고 이에 따라 부채상환 능력도 상승하므로 부도위험과 수익성은 사전적으로(ex ante) 음(-)의 관계를 갖는 것으로 파악된다.

최근 다수의 연구에서 수익성이 주식수익률을 효과적으로 설명하고 수익성요인을 통제하면 부도위험 이례현상이 사라진다는 사후적(ex post) 실증결과를 제시하고 있다 (Novy-Marx, 2013; Chen, Novy-Marx, and Zhang, 2011; Hou, Xue, and Zhang, 2015). 이에 본 연구는 2001년 이후 국내 주식시장에서 발견되는 부도위험 이례현상과 수익성의 관계를 분석하고자 한다.

### 1. 부도위험, 수익성 그리고 주가수익률의 관계

Fama and French(2015)는 배당할인모형(dividend discount model)을 이용하여 수익성요인(profitability factor)을 포함하는 5-요인 모형(five-factor model)을 제시하였다. 이 모형에서 주가는 기대된 배당의 현재가치의 합으로 정의된다. 기업의 배당은 영업이익에서 자기자본의 변화량을 차감한 것과 동일하므로 주가는 식 (11)와 같이 나타낼 수 있다.

$$M_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E(d_{t+\tau})}{(1+r)^\tau} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{E[Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau}]}{(1+r)^\tau} \quad (11)$$

여기서  $M_t$ 는  $t$ 기의 주가,  $d_t$ 는  $t$ 기의 배당금,  $Y_{t+\tau}$ 는  $t+\tau$ 기의 영업이익,  $dB_{t+\tau}$ 는  $t+\tau$ 기의 자기자본 변화량,  $r$ 은 기대배당에 대한 요구수익률을 나타낸다. 식 (11)에서 다른 조건이 일정하다면 높은 기대이익(expected profitability; 기대수익성)은 높은 기대수익률(expected stock return)을 의미한다. Fama and French(2015)는 현재의 수익성이 기대수익성의 대리변수이기 때문에 현재 수익성의 증가는 기대수익률과 양(+)의 관계를 갖는다고 주장하였다.

<표 8>의 패널 A는 각 부도예측모형에 의한 부도위험 포트폴리오의 1년 후의 수익성(return on asset; ROA)을 보여준다. 부도위험과 현재(부도위험 측정시) 수익성의 음(-)의 관계는 이미 <표 4>에서 제시하였기 때문에 <표 8>의 패널 A에서는 부도위험과 미래 수익성의 관계를 살펴보았다.<sup>13</sup> 모든 부도예측모형에서 부도위험이 증가할수록 미래 수익성은 매우 유의하게 순차적으로 감소하는 것으로 나타났다. 패널 B는  $t-1$ 월의 여러가지 수익성지표를 기준으로 매월 포트폴리오를 재구성하여 작성한  $t$ 월의 동일가중 포트폴리오의 수익률을 나타낸다.<sup>14</sup> 수익성지표로는 총자산순이익률(ROA), 총자본순이익률(return on equity; ROE), 총자산이익률(Operating Income to Total Asset; OITA), 그리고 총자산현금흐름비율(Funds From Operations to Total Asset; FFOTA)를 사용하였다. 패널 B를 보면, 본 연구에서 고려한 모든 수익성 변수에서 수익성과 향후 주식수익률은 매우 유의하게 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 수익성 변수의 매입-매도(High-Low) 포트폴리오 수익률은 모두 양(+)이며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

## <표 8>

### 2. 수익성 효과와 부도위험 이례현상

이상에서 살펴본 바와 같이 부도위험, 최근 수익성, 및 미래 수익성은 밀접한 관계를 갖는다.

<sup>13</sup> 연간 재무제표를 사용하였기 때문에 1년 후 수익성을 이용하였다.

<sup>14</sup> 본 연구는 최근 어떤 수익성 변수가 주식수익률을 효과적으로 설명하는지에 대한 논쟁이 있기 때문에 다양한 수익성 변수를 살펴보았다. Novy-Marx(2013)는 순이익보다 매출총이익을 이용하는 것이 효과적이라고 주장하였다. 하지만 Ball, Gerakos, Linnainmaa, and Nikolaev(2015)은 순이익을 총자산과 비교하여 평가할 경우 순이익이 주식수익률을 더 효과적으로 설명한다고 주장하였다. 또한 Hou, Xue, and Zhang(2015)는 Fama and French(2015)의 총자본영업이익률보다 총자본순이익률의 설명력이 우수하다고 주장하였다. 본 연구는 수익성 효과와 부도위험 이례현상의 관계를 파악하는 것이 목적이기 때문에 개별 수익성 변수의 설명력은 추가로 분석하지 않았다.

이에 본 연구는 부도위험 이례현상이 수익성을 통제한 후에도 발견되는지 검증하기 위해 Fama and French(2015)의 5-요인을 이용한 시계열 회귀분석을 실시하였다. 5-요인모형은 기존의 3-요인모형의 요인들인 시장요인(MKTRF), 규모요인(SMB), 가치요인(HML)에 수익성요인(RMW)과 투자요인(CMA)을 체계적 위험으로 추가한 모형이다. 단, 5-요인모형의 규모요인(SMBN)은 3-요인모형의 규모요인과 약간 상이한 방법으로 작성되었다.

본 연구에서는 Fama and French(2015)를 참고하여 5-요인을 작성하였다.<sup>15</sup> 시장요인(MKTRF)은 전체기업(KOSPI와 KOSDAQ)의 월별 동일가중(equal-weighted) 수익률에서 통안증권(1년) 1개월 수익률을 차감하여 계산되었다. 이외의 요인포트폴리오(factor portfolio) 수익률은 다음의 방법으로 작성되었다. 우선 매년 6월 말 KOSPI기업의 중위수(median)을 기준으로 전체기업을 2개의 포트폴리오 (B,S)로 구성하였다. 또한 전년도 12월 말의 KOSPI기업을 BM비율을 크기순으로 정렬하여 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 분기점을 계산한 후 이 값으로 전체기업을 3개의 포트폴리오(H,N,L)로 구성하였다. BM비율과 동일한 방법으로 수익성(<영업이익-비금융이자비용>/총자본)과 투자(총자산증가율)를 이용하여 각각 3개의 포트폴리오를 구성 (<R,N,W>와 <A,N,C>)를 구성하였다. 이후 기업규모 포트폴리오(B,S)와 BM비율 포트폴리오 (H,M,L)을 교차하여 6개의 포트폴리오를 구성(BH,BM,BL,SH,SM,SL)하였다. 동일한 과정을 수익성 포트폴리오와 투자 포트폴리오에 적용하여, (BR,BN,BW,SR,SN,SW)와 (BA,BN,BC,SA,SN,SC) 포트폴리오를 구성하였다. 이렇게 구성된 총 18개 포트폴리오의 동일가중 수익률을 계산하여 아래와 같은 요인포트폴리오 수익률을 구하였다.

$$\begin{aligned}
 \text{SMB} &= ((\text{SL} + \text{SN} + \text{SH}) - (\text{BL} + \text{BN} + \text{BH}))/3 \\
 \text{SMB}_{\text{OP}} &= ((\text{SW} + \text{SN} + \text{SR}) - (\text{BW} + \text{BN} + \text{BR}))/3 \\
 \text{SMB}_{\text{INV}} &= ((\text{SC} + \text{SN} + \text{SA}) - (\text{BC} + \text{BN} + \text{BA}))/3 \\
 \text{SMBN} &= (\text{SMB} + \text{SMB}_{\text{OP}} + \text{SMB}_{\text{INV}})/3 \\
 \text{HML} &= ((\text{SH} + \text{BH}) - (\text{SL} + \text{BL}))/2 \\
 \text{RMW} &= ((\text{SR} + \text{BR}) - (\text{SW} + \text{BW}))/2 \\
 \text{CMA} &= ((\text{SC} + \text{BC}) - (\text{SA} + \text{BA}))/2
 \end{aligned}$$

<표 9>는 2001년 1월부터 2014년 12월까지 요인포트폴리오의 월수익률(monthly return)의 기초통계량과 요인별 상관관계를 보여준다. 패널 A를 보면, 월별 시장요인(MKTRF) 수익률의 평균은 1.28%로 나타났다. 규모요인(SMB)과 가치요인(HML)의 수익률은 각각 0.31%, 1.91%이고 5-요인모형으로 추가된 수익성요인(RMW)과 투자요인(CMA)의 수익률은 각각 0.69%, 0.49%로 나타났다.

<sup>15</sup> 본 연구에서는 앞의 포트폴리오 분석에서 동일가중 포트폴리오 수익률을 이용하였기 때문에 요인 수익률도 동일가중 방식으로 계산하였다. 참고로, Fama and French(2015)는 가치가중(value-weighted) 방식으로 요인 수익률을 계산하였다.



패널 B는 요인 수익률간 상관관계를 보여준다. 분석기간중 시장요인의 수익률은 가치요인 및 수익성요인의 수익률과 더 큰 음(-)의 상관계수 값을 갖는 것으로 나타났다. 또한 수익성요인은 모든 요인 수익률과 상대적으로 큰 상관계수 값을 갖고, 투자요인은 규모요인의 수익률과 상대적으로 큰 상관계수 값을 갖는 것으로 나타났다. 규모요인과 가치요인의 수익률은 작은 상관계수 값을 갖는 것으로 나타났다.<sup>16</sup>

<표 9>

3. 요인 시계열 회귀분석

본 연구는 위에서 작성된 각 요인이 부도위험 이례현상을 어느 정도 설명하는지 파악하고자 아래 식 (12)에서 식 (16)의 단일요인(single-factor) 시계열 회귀분석을 실시하였다.

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + b_p(R_{m,t} - r_{ft}) + e_{p,t} \quad (12)$$

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + s_pSMBN_t + e_{p,t} \quad (13)$$

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + h_pHML_t + e_{p,t} \quad (14)$$

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + r_pRMW_t + e_{p,t} \quad (15)$$

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + c_pCMA_t + e_{p,t} \quad (16)$$

여기서  $R_{pt}$ 는 포트폴리오 p의 t기 수익률,  $R_{m,t}$ 는 t기 전체기업의 가중평균수익률,  $r_{ft}$ 는 t기 무위험이자율(통안증권 1년물),  $SMBN_t$ 는 t기 규모요인(5-요인)의 수익률,  $HML_t$ 은 t기 가치요인의 수익률,  $RMW_t$ 는 t기 수익성요인의 수익률,  $CMA_t$ 는 t기 투자요인의 수익률을 의미한다.  $a_p$ 는 초과수익률을 나타내고,  $b_p$ ,  $s_p$ ,  $h_p$ ,  $r_p$ ,  $c_p$ 는 각 요인에 대한 민감도(loading)를 나타낸다.

<표 10>은 단일요인을 이용한 시계열 회귀분석 결과를 나타낸다. 본 연구에서는 t-1월 헤저드모형의 산출값을 이용하여 2001년 1월부터 2014년 12월까지 매월 포트폴리오를 재구성하는 방식으로 t월의 동일가중(equal-weighted) 포트폴리오 수익률을 계산하였다. 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 초과수익률( $a_p$ )을 살펴보면, 모든 요인모형에서 음(-)의 값이 나타났지만 수익성요인 모형과 가치요인 모형의 초과수익률( $a_p$ )은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 수익성요인에 대한 민감도( $r_p$ )는 -

<sup>16</sup> 가치가중 방식으로 계산된 요인 수익률은 동일가중 방식의 경우와 차이가 있는 것으로 나타났다. 모든 요인 수익률에서 동일가중 방식으로 계산된 수익률이 더 크게 나타났다. 또한 요인간 상관계수의 값에서도 차이를 보였다. 예를 들면, 가치가중으로 계산된 경우 수익성요인은 가치요인과 매우 작은 상관계수 값(-0.02)을 갖는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 동일가중 방식으로 계산된 요인 수익률을 사용하였기 때문에 가치가중 방식으로 계산된 결과표는 지면 관계상 생략하였다.

1.42로 다른 요인들에 비해 큰 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 수익성요인이 부도위험 이례현상을 나타내는 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 음(-)의 수익률을 가장 잘 설명하는 것을 의미한다.

이외에도 이 표에서 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 결정계수(adjusted R-squared) 값은 각 요인이 부도위험 이례현상을 어느 정도 설명하는지 나타낸다. 수익성요인의 결정계수 값이 0.53으로 가장 크고 그 다음으로 규모요인(0.24), 가치요인(0.14), 투자요인(0.13), 그리고 시장요인(0.12) 순으로 나타났다. 이 결과는 수익성요인이 다른 요인들에 비해 부도위험 이례현상을 효과적으로 설명하는 것을 의미한다.<sup>17</sup>

<표 11>

다음으로 본 연구는 부도위험 이례현상에 대한 수익성요인의 설명력을 추가적으로 검증하기 위해 식 (17)에서 식 (19)의 다중요인(multi-factor)을 이용한 시계열 회귀분석을 실시하였다.

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + b_p(R_{m,t} - r_{ft}) + s_pSMB_t + h_pHML_t + e_{p,t} \quad (3 - \text{요인}, 17)$$

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + b_p(R_{m,t} - r_{ft}) + s_pSMB4_t + h_pHML_t + r_pRMW_t + e_{p,t}^{18} \quad (4 - \text{요인}, 18)$$

$$R_{p,t} - r_{ft} = a_p + b_p(R_{m,t} - r_{ft}) + s_pSMBN_t + h_pHML_t + r_pRMW_t + c_pCMA_t + e_{p,t} \quad (5 - \text{요인}, 19)$$

본 연구는 앞의 단일요인모형과 동일한 방식으로 포트폴리오 수익률을 계산하여 시계열 회귀분석을 실시하였다. 3-요인모형의 분석결과를 살펴보면, 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 초과수익률은 -1.19%로 통계적으로 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 수익성요인을 추가로 고려한 4-요인모형을 살펴보면, 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 초과수익률이 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났고 결정계수(Adj. R<sup>2</sup>) 값은 3-요인모형과 비교해 크게 증가(0.44→0.63)하였다. 이는 수익성요인이 부도위험의 음의 위험프리미엄(negative risk premium)을 잘 설명하고 있음을 의미한다. 또한 수익성요인의 민감도(r<sub>p</sub>)가 -1.05로 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 음(-)의 수익률을 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다. 투자요인을 포함한 5-요인모형의 경우에는 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 초과수익률이 통계적으로 5% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값이고 결정계수 값은 0.64로 4-요인모형(0.63)과 차이가 없는 것으로 나타났다. 이 결과는 투자요인이 부도위험의 음(-)의 위험프리미엄을 전혀 설명하지 못하고 있음을 보여준다.

<sup>17</sup> K-점수모형, DD모형, 그리고 신용등급을 이용해도 유사한 결과나 나타났다. 지면 관계상 결과 표는 생략하였다.

<sup>18</sup> 4-요인모형은 부도위험 이례현상에 대한 수익성요인의 추가적인 설명력을 파악하기 위해 본 연구에서 별도로 고려한 모형이다. 4-요인모형의 규모요인(SMB4)은 수익성요인의 영향을 추가로 고려하기 위해 다음과 같이 계산되었다.  $SMB4 = (SMB + SMB_{OP})/2$ .

이상의 요인 시계열 회귀분석 결과를 종합하면, 수익성요인이 다른 요인들보다 부도위험 이례현상을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 또한 수익성요인이 통제된 단일요인모형(single-factor model)과 4-요인모형에서는 부도위험과 주식수익률 간의 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 나타내는 부도위험 이례현상은 발견되지 않는 것으로 나타났다.

<표 11>

#### 4. Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석

본 절에서는 요인 시계열 회귀분석 결과를 추가로 검증하기 위해 산업간 차이를 통제한 Fama-MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석을 실시하고자 한다. <표 12>는 총자산순이익률(ROA)을 수익성의 대리변수로 이용한 횡단면 회귀분석 결과를 보여준다. 모형 (1)에서 모형 (4)는 아래 식 (20)의 모형을, 모형 (5)에서 모형 (8)은 규모와 BM비율을 추가로 통제한 식 (21)의 모형을 이용하였다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Distress}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Profit}_{i,t-1} + \beta_j \text{Industry}_{ij} + e_{i,t} \quad (20)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Distress}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Profit}_{i,t-1} + \beta_3 \log(\text{Size}_{i,t-1}) + \beta_4 \log(\text{BM}_{i,t-1}) + \beta_j \text{Industry}_{ij} + e_{i,t} \quad (21)$$

여기서  $R_{i,t}$ 는  $i$ 기업의  $t$ 기 주식수익률,  $\text{Distress}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 부도예측모형의 산출값,  $\text{Profit}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 수익성 변수,  $\text{Size}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 시장가치,  $\text{BM}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 장부가-시장가 비율을 나타낸다.  $\text{Industry}_{ij}$ 는  $i$ 기업이 한국표준산업분류표 중분류 기준  $j$  산업에 포함되면 1 아니면 0을 나타내는 더미변수이다.

수익성이 통제된 모형 (1)에서 모형 (4)를 보면 어떠한 부도예측모형을 이용하더라도 부도위험과 주식수익률 간의 통계적으로 유의한 음(-)의 관계는 발견되지 않았다. 반면 모든 모형에서 수익성(Profit) 변수는 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 계수값을 갖는 것으로 나타났다. 규모와 BM비율을 추가로 통제한 모형 (5)에서 모형 (8)의 경우에도 부도위험과 주식수익률 간의 통계적으로 유의한 음(-)의 관계는 나타나지 않았다. 이 경우에도 수익성(Profit) 변수는 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 계수값을 갖는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 수익성이 통제될 경우 국내 주식시장에서 부도위험 이례현상이 발견되지 않는 것을 나타내며 앞 절의 포트폴리오 분석의 결과와도 일치한다.

<표 11>

## V. 결론

외국의 대다수 연구가 부도위험과 주식수익률 간의 음(-)의 관계를 보고하는 것과 달리 국내 연구에서는 일치된 결론을 제시하지 못하고 있다. 이에 본 연구는 기존연구보다 다양한 부도예측모형을 이용하여 국내연구에서 상이한 연구결과를 제시하는 원인을 분석하였다. 분석을 위해 부도예측모형을 예측에 이용된 정보를 기준으로 회계모형, 시장모형, 혼합모형으로 구분하고 각 유형의 대표적 모형을 이용하였다. 또한 기존연구와의 일관성을 유지하기 위해 신용등급을 추가로 이용하였다.

이러한 분석을 시행한 결과, 국내 주식시장에서 부도위험과 주식수익률의 관계는 표본에 따라 다른 것으로 나타났다. 기존연구와 동일하게 1999년부터 2009년의 기간을 시장모형으로 분석하면 부도위험은 주식수익률과 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 반면 이 기간동안 신용등급을 이용하면 부도위험은 주식수익률과 음(-)의 관계를 보였는데 이는 전체기업과 신용등급을 보유한 기업의 차이에서 기인하였다. 1999년부터 2000년은 인터넷버블이 나타난 기간으로 이 기간 중 규모가 작고 부도위험이 높은 기업이 매우 큰 수익률을 나타냈기 때문에 부도위험과 주식수익률 간의 양(+)의 관계가 발견되었다. 그런데 이 기업들의 대부분은 신용등급을 부여받지 못한 기업이므로 신용등급이 있는 기업만을 이용한 경우와 전체기업을 이용한 경우에 부도위험과 주식수익률 간의 상이한 결과가 나타났다. 이외에도 관리종목이 표본에 포함되는지 여부도 부도위험과 주식수익률 간의 관계에 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 인터넷버블 기간을 제외하고 관리종목을 포함한 전체표본을 분석하면 2001년부터 2014년의 기간에는 어떠한 부도예측모형을 이용하더라도 부도위험 이례현상이 발견되었다.

또한 본 논문은 2001년부터 2014년까지 국내 주식시장에서 나타나는 부도위험 이례현상의 원인을 파악하고자 추가분석을 실시하였다. 최근 기업의 수익성이 주식수익률을 효과적으로 설명하고 수익성을 통제하면 부도위험 이례현상이 발견되지 않는다는 연구결과가 발표되고 있다. 이에 본 연구는 국내 주식시장에서 나타나는 부도위험 이례현상이 수익성요인으로 설명되는지 검증하기 위해 요인 시계열 회귀분석과 횡단면 회귀분석을 실시하였다.

시계열 회귀분석에서는 수익성요인을 통제하면 부도위험과 초과수익률의 통계적으로 유의한 음(-)의 관계는 더 이상 나타나지 않았다. 또한 횡단면 회귀분석에서도 요인 시계열 회귀분석과 동일한 결과가 나타났다. 이러한 연구결과를 고려하면 부도위험과 주식수익률간의 음(-)의 관계는 수익성요인에 의해 발생한 현상으로 이례현상이기 보다는 자산가격결정모형(asset pricing model)의 식별(identification)의 문제로 판단된다.

## 참고문헌

- 강경훈, 배영수, 한재준, “국내 회사채 시장의 등급인플레이션 분석”, 한국증권학회지, 제44권 제1호(2015), pp. 221-245.
- 강대일, 조재호, “최초 통과시점 확률과정을 사용한 부도 포트폴리오 연구”, 재무관리연구, 제28권 제2호(2011), pp. 149-187.
- 김세권, 박기환, “부도위험과 주식수익률”, 한국증권학회지, 제40권 제2호(2011), pp. 377-403.
- 김태규, 신정순, “신용등급과 주식수익률”, 재무연구, 제27권 제3호, pp. 423-455.
- 김희정, 서정원, 조성순, “주가수익률 예측치로써 신용등급의 유용성”, 2013년 한국재무학회 추계학술대회 발표자료집, (2013), pp. 67-90.
- 박진우, 김민혁, 김주환, “한국 IT주식 버블에 관한 사례 연구”, 경영사학, 제23집 제1호(2008), pp. 9-41.
- 이인로, 김동철(2015). 회계정보와 시장정보를 이용한 부도예측모형의 평가 연구. 재무연구, 제28권 제4호, pp. 626-666
- Altman, E. I. “Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy,” *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4(1968), pp.589-609.
- Altman, E. I., Y. H. Eom, and D. W. Kim, “Failure prediction: evidence from Korea”, *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 6, No. 3(1995), pp. 230-249.
- Amihud, Y. “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects,” *Journal of financial markets*, Vol. 5, No. 1(2002), pp.31-56.
- Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G. and Philipov, A. “Credit ratings and the cross-section of stock returns,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 12, No. 3(2009), pp.469-499.
- Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J.T. and Nikolaev, V.V. “Deflating profitability,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 117, No. 2(2015), pp.225-248.
- Bharath, S.T. and Shumway, T. “Forecasting default with the Merton distance to default model,” *Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 3(2008), pp.1339-1369.
- Brockman, P. and Turtle, H.J. “A barrier option framework for corporate security valuation,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 67, No. 3(2008), pp.511-529.
- Campbell, J.Y., Hilscher, J. and Szilagyi, J. “In search of distress risk,” *Journal of Finance*, Vol. 63, No. 6(2008), pp.2899-2939.
- Chan, K.C. and Chen, N.F. “Structural and return characteristics of small and large firms,” *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4(1991), pp.1467-1484.
- Chava, S. and Jarrow, R.A. “Bankruptcy prediction with industry effects,” *Review of Finance*, Vol. 8, No. 4(2004.), pp.537-569.
- Chava, S. and Purnanandam, A. “Is default risk negatively related to stock returns?,” *Review*

- of Financial Studies*, Vol. 23, No. 6(2010), pp.107.
- Chen, Long and Novy-Marx, Robert and Zhang, Lu. "An Alternative Three-Factor Model" (April 2011). *Working Paper*.
- Crosbie, P. and Bohn, J. "Modeling default risk," *Working Paper*, Moody's KMV Corporation.
- Da, Zhi, and Pengjie Gao. "Clientele change, liquidity shock, and the return on financially distressed stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 45, No. 1(2010), pp.27-48.
- Dichev, I. D., "Is the risk of bankruptcy a systematic risk?", *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 3(1998), pp. 1131-1147.
- Fama, E.F. and French, K.R. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of financial economics*, Vol. 33, No. 1(1993), pp.3-56.
- Fama, E.F. and French, K.R. "Multifactor explanations of asset pricing anomalies," *Journal of finance*, Vol. 51, No. 1(1996), pp.55-84.
- Fama, E.F. and French, K.R. "A five-factor asset pricing model," *Journal of Financial Economics*, Vol. 116, No. 1(2015), pp.1-22.
- Griffin, J.M. and Lemmon, M.L. "Book-to-market equity, distress risk, and stock returns," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5(2002), pp.2317-2336.
- Han, C., Kang, H., Kim, G., and Yi, J. "Logit Regression Based Bankruptcy Prediction of Korean Firms," *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*, Vol. 7, No. 1(2012), pp.1-28.
- Hou, K., Xue, C., and Zhang, L., "A Comparison of New Factor Models," *Fisher College of Business Working Paper*(2015).
- Novy-Marx, R. "The other side of value: The gross profitability premium," *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, No. 1(2013), pp.1-28.
- Ohlson, J.A. "Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy," *Journal of accounting research*, Vol. 18, No. 1(1980), pp.109-131.
- Shumway, T. "Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model", *Journal of Business*, Vol. 74, No.1 (2001), pp. 101-124.
- Tobin, J. "A general equilibrium approach to monetary theory," *Journal of money, credit and banking*, Vol. 1, No. 1(1969), pp.15-29.
- Vassalou, M. and Xing, Y. "Default risk in equity returns," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 2(2004), pp.831-868.
- Vassalou, M. and Xing, Y. "Default risk in equity returns," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 2(2004), pp.831-868.
- Zmijewski, M.E. "Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction

models," *Journal of Accounting research*, Vol. 22(1984), pp.59-82.

<부록> 헤저드모형의 설명변수

비율	산식
시장자산순이익률 (NIMTA)	$\frac{\text{당기순이익(NI)}}{\text{시장총자산(MTA, 자본의 시장가치 + 부채의 장부가치)}}$
시장부채비율(TLMTA)	$\frac{\text{총부채(TL)}}{\text{시장총자산(MTA, 자본의 시장가치 + 부채의 장부가치)}}$
초과수익률 (EXRETAVG)	$\frac{1 - \emptyset}{1 - \emptyset^{12}} (\text{EXRET}_{t-2} + \dots + \emptyset^{11} \text{EXRET}_{t-12}), \emptyset = 2^{-3}$ cf) $\text{EXRET} = \log(1 + \text{Return}_{i,t}) - \log(1 + \text{KOSPI Return}_{i,t})$
상대규모비율(RSIZE)	$\log\left(\frac{\text{개별기업 시장가치}_t}{\text{KOSPI 시장가치}_t}\right)$
변동성(SIGMA)	$\left(252 \times \frac{1}{N-1} \sum_{K \in (t-1, t-2, t-3)} R_{i,K}^2\right)^2$
현금비율(CAHMTA)	$\frac{\text{현금 및 현금성 자산 + 단기투자자산(CASH)}}{\text{시장총자산(MTA, 자본의 시장가치 + 부채의 장부가치)}}$
주식가격(PRICE)	주식가격이 15,000원 이하면 주당가격/1000, 그렇지 않으면 15
시장현금유입비율 (FFOMTA)	$\frac{\text{영업현금유입(FFO)}}{\text{시장총자산(MTA, 자본의 시장가치 + 부채의 장부가치)}}$
시장총자산회전율 (SLMTA)	$\frac{\text{매출액(SALES)}}{\text{시장총자산(MTA, 자본의 시장가치 + 부채의 장부가치)}}$



<표 1> 연도별 전체, 상장폐지 및 부도기업 추이

본 표는 2001년부터 2014년까지 금융업종을 제외한 분석대상 표본의 전체기업, 부도기업, 그리고 관리종목으로 지정된 기업수를 보고한다. 본 연구에서 부도기업은 실적부진의 사유로 상장폐지된 기업을 말한다. 관리종목은 해당 연도중 1일 이상 관리종목으로 지정된 상태에 있던 기업수를 나타낸다. ( )안의 수치는 전체기업수 대비 비중을 나타낸다.

연도	전체	부도기업(%)	관리종목(%)
1999	1,023	35 (3.42)	110 (10.75)
2000	1,129	29 (2.57)	148 (13.11)
2001	1,319	15 (1.14)	173 (13.12)
2002	1,459	37 (2.54)	181 (12.41)
2003	1,489	29 (1.95)	169 (11.35)
2004	1,475	48 (3.25)	240 (16.27)
2005	1,518	46 (3.03)	161 (10.61)
2006	1,564	7 (0.45)	80 (5.12)
2007	1,630	11 (0.67)	111 (6.81)
2008	1,660	19 (1.14)	157 (9.46)
2009	1,645	69 (4.19)	178 (10.82)
2010	1,646	79 (4.80)	157 (9.54)
2011	1,669	48 (2.88)	122 (7.31)
2012	1,638	43 (2.63)	115 (7.02)
2013	1,614	27 (1.67)	123 (7.62)
2014	1,643	20 (1.15)	114 (6.54)

<표 2> 부도예측모형 추정결과 및 상관계수

본 표의 패널 A는 1999년 1월부터 2014년 12월까지 본 연구에서 이용한 부도예측모형으로 산출한 값의 요약통계량을 보여준다. 패널 B는 이 산출값 간의 피어슨(Pearson)과 스피어만(Spearman) 상관계수를 나타낸다. 참고로 K-점수모형과 DD모형은 산출값이 작을수록, 그리고 헤저드모형과 신용등급은 산출값이 클수록 부도위험이 높은 것을 나타낸다.

(패널 A: 요약통계량)						
	월별 관측수	평균	표준편차	왜도	최소 값	최대 값
K-점수	1,402	13.83	15.87	-2.00	-130.78	206.22
DD	1,378	1.42	1.78	1.46	-4.73	46.03
헤저드	1,380	-7.23	1.35	0.69	-11.77	21.86
신용등급	241	8.68	4.18	0.52	1.00	22.00
(패널 B: 상관계수)						
		K-점수	DD	헤저드	신용등급	
피어슨 (Pearson)	K-점수	1				
	DD	0.52	1			
	헤저드	-0.63	-0.63	1		
	신용등급	-0.66	-0.59	0.67	1	
스피어만 (Spearman)	K-점수	1				
	DD	0.62	1			
	헤저드	-0.76	-0.67	1		
	신용등급	-0.80	-0.60	0.70	1	

<표 3> 부도적중률(hit-ratio) 평가 결과

본 표는 1999 년 1 월부터 2014 년 12 월까지의 부도적중률(%)을 나타낸다. 부도적중률은 각 부도포트폴리오에 속했던 기업에서 1 년 후 부도가 발생한 기업수를 전체 부도기업수로 나눈 값이다. 부도위험 포트폴리오는 모든 기업을 각 부도예측모형을 이용하여 추정된 부도위험에 따라 1(부도위험이 가장 높은 십분위)부터 10(부도위험이 가장 낮은 십분위)까지 10 개의 포트폴리오로 구성된다.

Portfolio	부도예측모형			신용등급
	K-점수모형	DD 모형	헤저드모형	
(High) 1	58.12	43.52	63.81	54.00
2	23.50	20.44	16.70	24.00
3	5.56	10.99	7.49	16.00
4	3.21	7.47	3.00	6.00
5	2.56	7.47	3.64	0.00
(Low) 6~10	7.05	10.11	5.35	0.00
High - Low	51.07	33.41	58.46	54.00

<표 4> 부도위험 포트폴리오의 주요변수의 기초통계량

본 표의 패널 A부터 패널 D는 각각 1999년 1월부터 2014년 12월까지 K-점수모형, DD모형, 헤저드모형, 또는 신용등급에 의해 모든 기업을 5개의 포트폴리오로 분류하였을 때 각 포트폴리오의 주요변수의 기초통계량을 보여준다. Size는 기업규모(시장가치, 백억원), BM은 장부가-시장가 비율을 나타낸다. Illiq, Beta, IVOL은 각각 비유동성지표, 시장베타, 고유변동성(%)을 나타낸다. 비유동성(Illiq)은 Amihud(2002)의 방법  $(\sum_{d=1}^D |R_{i,d,t}| / DVOL_{i,t,d}) / D_{i,t} \times 10^9$ 으로 계산되었다. Beta와 IVOL은 3-요인모형을 이용하여 매월 직전 60개월의 월별자료로 계산되었다. TLTA와 ROA는 각각 총자산부채비율(%)과 총자산순이익률(%)을 나타낸다. 각 패널의 Rating은 해당 포트폴리오에서 신용등급을 보유한 기업의 평균 신용등급 수치이다.

패널 A: 포트폴리오 구성변수: K-점수모형

Portfolio	K-Score	Rating	Size	BM	Illiq	Beta	IVOL	TLTA	ROA
(Low) 1	28.73	4.83	1323	1.05	3.85	0.89	14.83	22.59	7.46
2	18.58	6.61	431	1.52	9.18	0.94	15.07	39.11	5.00
3	14.82	8.61	162	1.79	10.27	1.01	16.32	47.43	2.60
4	11.03	11.03	74	1.74	8.46	0.98	19.21	54.45	-1.29
(High) 5	-6.84	14.63	47	-0.61	9.94	0.96	25.39	66.39	-29.61

패널 B: 포트폴리오 구성변수: Distance to default (DD)

Portfolio	DD	Rating	Size	BM	Illiq	Beta	IVOL	TLTA	ROA
(Low) 1	3.43	5.45	1270	1.20	2.84	0.78	12.36	27.85	6.06
2	1.84	7.46	367	1.37	4.77	0.93	15.46	38.27	2.79
3	1.14	8.88	203	1.46	8.03	1.00	17.73	45.28	-0.57
4	0.52	10.09	132	1.41	8.82	1.04	20.44	52.01	-5.13
(High) 5	-0.53	12.50	79	0.50	16.68	1.02	25.45	65.22	-18.94

패널 C: 포트폴리오 구성변수: 헤저드모형에 의한 부도확률

Portfolio	Hazard	Rating	Size	BM	Illiq	Beta	IVOL	TLTA	ROA
(Low) 1	-8.82	5.49	1237	1.33	3.31	0.87	13.47	28.45	8.00
2	-7.90	7.03	484	1.28	3.74	0.99	16.73	37.02	4.35
3	-7.24	8.92	207	1.43	7.07	1.01	18.77	44.89	0.54
4	-6.54	10.70	83	1.40	9.89	0.98	19.90	52.88	-4.28
(High) 5	-5.26	13.38	37	0.06	17.78	0.94	22.38	68.22	-25.25

패널 D: 포트폴리오 구성변수: 신용등급

Portfolio	Rating	Size	BM	ILLiq	Beta	IVOL	TLTA	ROA
(Low) 1	3.62	5942	1.09	0.18	0.89	9.68	43.37	5.62
2	6.30	1465	1.52	0.18	0.96	11.53	49.62	4.05
3	8.24	588	2.07	0.26	1.12	12.82	56.63	1.78
4	10.62	196	1.95	0.91	1.09	16.54	61.42	-2.07
(High) 5	15.03	116	0.72	0.88	1.08	22.28	65.34	-17.93

<표 5> 부도위험과 주식수익률의 관계

본 표는 1999년 1월부터 2009년 12월 기간동안 t-1월의 부도위험을 기준으로 매월 포트폴리오를 재구성하여 작성한 t월의 동일가중(equal-weighted) 수익률을 나타낸다. 각 패널의 부도위험은 K-점수모형, DD 모형, 헤저드모형, 그리고 신용등급을 이용하여 측정되었다. 패널 A는 분석기간중 관리종목으로 지정된 기업은 해당기업을 표본에서 제외하였다. 패널 B는 표본의 전체기업을 대상으로 한다. 패널 C는 관리종목으로 지정된 기업의 기초통계량을 보여준다. 관리종목은 분석기간 중 1일라도 관리종목으로 지정됐던 기업을 말한다. 패널 D의 표본은 신용등급을 보유한 기업으로 한정하여 모든 부도예측모형의 표본이 유사하다. () 안은 t-값이고 \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다.

부도예측모형	부도위험 포트폴리오					
	Low	2	3	4	High	High-Low
<u>패널 A: 전체기업(관리종목 편입기간 제외)</u>						
K-점수	1.66 (1.60)	2.82 <sup>**</sup> (3.05)	2.74 <sup>**</sup> (2.94)	3.01 <sup>**</sup> (2.95)	1.90 (1.60)	0.25 (0.29)
DD	1.41 <sup>**</sup> (1.98)	1.94 <sup>**</sup> (2.33)	2.24 <sup>**</sup> (2.29)	2.85 <sup>**</sup> (2.69)	3.26 <sup>**</sup> (2.41)	1.85 <sup>*</sup> (1.92)
헤저드	2.47 <sup>**</sup> (3.05)	1.83 <sup>*</sup> (1.92)	1.51 (1.65)	2.39 <sup>**</sup> (2.39)	3.33 <sup>**</sup> (2.76)	0.86 (1.20)
신용등급	2.05 <sup>**</sup> (3.03)	2.35 <sup>**</sup> (2.97)	1.98 <sup>**</sup> (2.24)	1.82 <sup>*</sup> (1.92)	0.90 (0.81)	-1.15 (-1.34)
<u>패널 B: 전체기업</u>						
K-점수	1.75 <sup>*</sup> (1.71)	2.68 <sup>**</sup> (2.98)	2.84 <sup>**</sup> (3.01)	2.98 <sup>**</sup> (2.84)	1.07 (0.92)	-0.68 (-0.74)
DD	1.44 <sup>**</sup> (1.99)	1.89 <sup>**</sup> (2.27)	2.41 <sup>**</sup> (2.41)	2.81 <sup>**</sup> (2.57)	2.42 <sup>*</sup> (1.91)	0.98 (1.05)
헤저드	2.45 <sup>**</sup> (3.04)	1.74 <sup>*</sup> (1.84)	1.67 <sup>*</sup> (1.80)	2.27 <sup>**</sup> (2.28)	2.63 <sup>**</sup> (2.23)	0.18 (0.24)
신용등급	2.04 <sup>**</sup> (3.02)	2.34 <sup>**</sup> (2.90)	1.93 <sup>**</sup> (2.18)	1.83 <sup>*</sup> (1.92)	0.15 (0.14)	-1.89 <sup>**</sup> (-2.17)
<u>패널 C: 관리종목 기초 통계량</u>						
	기업수	수익률	ME	BM	DD	
관리종목	604	-0.61	112.06	-1.42	-0.49	
관리종목 제외	1311	2.01	335.34	1.42	1.06	
전체	1915	1.85	321.07	1.24	0.96	
<u>패널 D: 신용등급 보유기업 한정</u>						
부도예측모형	Low	2	3	4	High	High-Low
K-점수	1.90 <sup>**</sup> (2.73)	2.34 <sup>**</sup> (2.97)	2.14 <sup>**</sup> (2.49)	2.07 <sup>**</sup> (2.26)	0.03 (0.03)	-1.87 <sup>**</sup> (-2.14)
DD	1.68 <sup>**</sup> (2.77)	2.06 <sup>**</sup> (2.68)	1.91 <sup>**</sup> (2.16)	1.86 <sup>*</sup> (1.97)	1.00 (0.91)	-0.68 (-0.84)
헤저드	2.37 <sup>**</sup> (3.58)	1.88 <sup>**</sup> (2.41)	1.69 <sup>*</sup> (1.92)	1.54 <sup>*</sup> (1.67)	0.89 (0.84)	-1.49 <sup>**</sup> (-2.00)
신용등급	2.04 <sup>**</sup> (3.02)	2.34 <sup>**</sup> (2.90)	1.93 <sup>**</sup> (2.18)	1.83 <sup>*</sup> (1.92)	0.15 (0.14)	-1.89 <sup>**</sup> (-2.17)

<표 6> 부분샘플기간별 부도위험과 주식수익률의 관계

본 표는 t-1 월의 부도위험을 기준으로 매월 포트폴리오를 재구성하여 작성한 t 월의 동일가중(equal-weighted) 수익률을 나타낸다. 각 패널의 부도위험은 K-점수모형, DD 모형, 헤저드모형, 그리고 신용등급을 이용하여 측정되었다. 패널 A 는 1999 년 1 월부터 2000 년 12 월까지를, 패널 B 는 2001 년 1 월부터 2009 년 12 월까지를, 그리고 패널 C 는 2001 년 1 월부터 2014 년 12 월까지를 분석기간으로 한다. ( ) 안은 t-값이고 \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다.

부도예측모형	부도위험 포트폴리오					
	Low	2	3	4	High	High-Low
<u>패널 A: 1999 년 1 월 ~ 2000 년 12 월</u>						
K-점수	3.56 (0.87)	4.34 (1.46)	4.57 (1.53)	6.09* (1.71)	5.85 (1.51)	2.29 (0.55)
DD	0.21 (0.08)	1.90 (0.76)	4.45 (1.41)	6.70* (1.93)	9.25* (1.94)	9.04** (2.37)
헤저드	2.48 (0.94)	2.15 (0.69)	3.06 (1.07)	5.20 (1.61)	8.54** (1.99)	6.07** (2.00)
신용등급	0.85 (0.38)	0.81 (0.33)	-0.38 (-0.17)	-0.46 (-0.19)	-1.42 (-0.55)	-2.26 (-1.14)
<u>패널 B: 2001 년 1 월 ~ 2009 년 12 월</u>						
K-점수	1.35 (1.55)	2.31** (2.61)	2.46** (2.59)	2.29** (2.27)	0.01 (0.01)	-1.34** (-2.05)
DD	1.71** (2.45)	1.88** (2.20)	1.96* (1.95)	1.94* (1.80)	0.90 (0.82)	-0.81 (-1.22)
헤저드	2.45*** (3.06)	1.65* (1.77)	1.36 (1.44)	1.62 (1.65)	1.32 (1.25)	-1.13* (-1.97)
신용등급	2.30*** (3.40)	2.67*** (3.20)	2.42** (2.53)	2.31** (2.25)	0.48 (0.40)	-1.82* (-1.86)
<u>패널 C: 2001 년 1 월 ~ 2014 년 12 월</u>						
K-점수	1.22** (2.07)	1.97*** (3.24)	2.05*** (3.14)	1.92*** (2.77)	-0.20 (-0.27)	-1.43*** (-3.07)
DD	1.60*** (3.34)	1.68*** (2.84)	1.70** (2.49)	1.55** (2.10)	0.43 (0.57)	-1.17** (-2.39)
헤저드	2.19*** (4.02)	1.44** (2.26)	1.17* (1.80)	1.30 (1.92)	0.84 (1.15)	-1.35*** (-3.15)
신용등급	1.71*** (3.60)	1.99*** (3.45)	1.72** (2.56)	1.52** (2.12)	0.06 (0.07)	-1.66** (-2.40)

<표 7> Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석 결과

본 표는 아래 모형의 Fama-MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석 결과를 나타낸다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Distress}_{i,t-1} + \beta_2 \log(\text{Size}_{i,t-2}) + \beta_3 \log(\text{BM}_{i,t-1}) + \beta_j \text{Industry}_{i,j} + e_{i,t}$$

여기서  $R_{i,t}$ 는  $i$ 주식의  $t$ 기 주식수익률,  $\text{Distress}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 부도예측모형의 산출값,  $\text{Size}_{i,t-1}$ 은  $i$ 주식의  $t-1$ 기 시장가치,  $\text{BM}_{i,t-1}$ 은  $i$ 주식의  $t-1$ 기 장부가-시장가 비율을 나타낸다.  $\text{Industry}_{i,j}$ 는  $i$ 기업이 한국표준산업분류표 대분류 기준  $j$ 산업에 포함됐으면 1, 아니면 0을 나타내는 더미변수이다. 아래 표에서 Admin은 관리종목으로 지정된 기업의 경우 해당기업을 분석에 포함했는지 여부를 나타낸다. 패널 A의 각 모형은 1999년 1월부터 2009년 12월중의 부분표본이고 패널 B는 2001년 1월부터 2014년 12월을 분석하였다. ()안의 숫자는  $t$ -값이고 \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다.

패널 A: 부분표본 기간 (Sub-period)						
Explanatory variable	Estimation period					
	199901-200912	199901-200912	199901-200912	199901-200912	200101-200912	200101-200912
	모형					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Neg.DD	0.84** (2.48)	0.29* (1.75)	0.70** (2.14)	0.15 (1.03)	0.06 (0.33)	0.02 (0.08)
Size		-0.82** (-2.21)		-0.81** (-2.25)		-0.09 (-0.54)
BM		2.08*** (6.4)		2.15*** (6.87)		2.19*** (10.41)
Constant	5.60** (2.61)	15.85*** (3.33)	5.30** (2.48)	15.51*** (3.32)	3.83** (2.21)	7.59*** (2.72)
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관리종목	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.093	0.121	0.087	0.115	0.078	0.101

  

패널 B: Estimation period: 200101-201412								
Explanatory variable	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Neg.K	-0.05*** (-5.99)				-0.03*** (-3.81)			
Neg.DD		-0.25** (-2.25)				-0.16 (-1.41)		
Hazard			-0.50*** (-4.81)				-0.37*** (-4.45)	
Rating				-0.17*** (-3.57)				-0.11** (-2.02)
Size					-0.07 (-0.69)	-0.00 (-0.01)	-0.09 (-0.90)	0.13 (1.01)
BM					1.87*** (12.98)	1.96*** (13.45)	1.89*** (13.58)	1.55*** (7.48)
Constant	2.04** (2.18)	2.27** (2.30)	-0.86 (-0.68)	2.55*** (2.89)	5.71*** (3.69)	4.77*** (3.21)	3.63** (2.15)	0.31 (0.15)
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
관리종목	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R <sup>2</sup>	0.08	0.08	0.08	0.26	0.10	0.11	0.10	0.29
No. of Month	168	168	168	168	168	168	168	168

<표 8> 부도위험, 수익성, 그리고 주식수익률의 관계

본 표는 2001년 1월부터 2014년 12월까지 부도위험, 수익성, 그리고 주식수익률의 관계를 나타낸다. 패널 A는 분석기간중 K-점수모형, DD 모형, 헤저드모형, 그리고 신용등급을 이용하여 측정한 부도위험으로 구성된 포트폴리오의 향후 수익성을 나타낸다. 향후 수익성의 대리변수는 1년후 총자산이익률(ROA)을 이용하였다. 패널 B는 분석기간중 t-1월의 수익성 변수를 기준으로 매월 포트폴리오를 구성하여 작성한 t월의 동일가중(equal-weighted) 주식수익률을 나타낸다. 사용한 수익성변수로서 ROA는 총자산순이익률, ROE는 총자본순이익률, OITA는 총자산이익률, 그리고 FFOTA는 총자산현금흐름 비율을 의미한다. ( ) 안의 값은 t-값이고 \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다.

패널 A: 부도위험과 향후 수익성						
부도위험 예측모형	부도위험 포트폴리오					
	Low	2	3	4	High	High-Low
	향후 수익성(1년후 ROA, %)					
K-점수	5.19 (32.88)	3.24 (26.58)	0.52 (4.45)	-4.65 (-16.94)	-27.17 (-25.27)	-32.36*** (-31.74)
DD 모형	5.01 (43.89)	0.86 (4.73)	-3.21 (-10.87)	-7.99 (-18.91)	-17.98 (-24.72)	-22.99*** (-33.29)
헤저드모형	5.95 (50.44)	1.14 (4.28)	-3.60 (-11.74)	-8.01 (-20.80)	-18.87 (-25.46)	-24.82*** (-32.71)
신용등급	5.83 (46.18)	4.09 (28.15)	1.29 (6.86)	-2.85 (-9.82)	-16.78 (-19.19)	-22.61*** (-25.41)
패널 B: 수익성(profitability)과 주식수익률						
수익성변수	수익성변수로 구성된 포트폴리오					
	Low	2	3	4	High	High-Low
	주식수익률(%)					
ROA	-1.10 (-1.43)	1.11 (1.74)	1.97 (3.11)	2.19 (3.55)	2.71 (4.22)	3.80*** (9.08)
ROE	-0.44 (-0.58)	1.05 (1.64)	1.87 (3.04)	2.12 (3.39)	2.29 (3.59)	2.73*** (7.56)
OITA	-0.99 (-1.27)	1.25 (1.92)	1.74 (2.83)	2.21 (3.67)	2.68 (4.13)	3.67*** (8.57)
FFOTA	-0.26 (-0.34)	1.21 (1.85)	1.69 (2.73)	1.94 (3.23)	2.31 (3.81)	2.58*** (7.09)



<표 9> 요인별 기초통계량과 상관관계

본 표는 요인포트폴리오(factor portfolio) 월수익률(monthly return)의 기초통계량과 상관관계를 나타낸다. 분석기간은 2001년 1월부터 2014년 12월까지이다. MKTRF, SMB, SMBN, HML, CMA, RMW 는 각각 시장요인, 3-요인 규모요인, 5-요인 규모요인, 가치요인, 투자요인, 그리고 수익성요인을 나타낸다. MKTRF 는 전체기업(KOSPI와 KOSDAQ)의 월별 동일가중 수익률(equal-weighted return)에서 통안정권(1년) 1개월 수익률을 차감하여 계산되었다. 이외의 요인포트폴리오 수익률은 다음의 기준으로 작성되었다. 우선 매년 6월 말 KOSPI기업의 중위수(median)을 기준으로 전체기업을 2개의 포트폴리오(B,S)로 구성하였다. 또한 전년도 12월 말의 KOSPI기업을 BM비율을 크기순으로 정렬하여 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 분기점을 계산한 후 이 값으로 전체기업을 3개의 포트폴리오(H,N,L)로 구성하였다. BM비율과 동일한 방법으로 수익성(<영업이익-비금융이자비용>/총자본)과 투자(총자산증가율)를 이용하여 각각 3개의 포트폴리오를 구성(<R,N,W>와 <A,N,C>)를 구성하였다. 이후 기업규모 포트폴리오(B,S)와 BM비율 기준 포트폴리오(H,M,L)을 교차하여 6개의 포트폴리오를 구성(BH,BM,BL,SH,SM,SL)하였다. 동일한 과정을 수익성 포트폴리오와 투자 포트폴리오에 적용하여, (BR,BN,BW,SR,SN,SW)와 (BA,BN,BC,SA,SN,SC) 포트폴리오를 구성하였다. 이렇게 구성된 총 18개 포트폴리오의 동일가중 수익률을 계산하여 아래와 같은 요인포트폴리오 수익률을 계산하였다.

$$\begin{aligned}
 \text{SMB} &= ((\text{SL} + \text{SN} + \text{SH}) - (\text{BL} + \text{BN} + \text{BH}))/3 \\
 \text{SMB}_{\text{OP}} &= ((\text{SW} + \text{SN} + \text{SR}) - (\text{BW} + \text{BN} + \text{BR}))/3 \\
 \text{SMB}_{\text{INV}} &= ((\text{SC} + \text{SN} + \text{SA}) - (\text{BC} + \text{BN} + \text{BA}))/3 \\
 \text{SMBN} &= (\text{SMB} + \text{SMB}_{\text{OP}} + \text{SMB}_{\text{INV}})/3 \\
 \text{HML} &= ((\text{SH} + \text{BH}) - (\text{SL} + \text{BL}))/2 \\
 \text{RMW} &= ((\text{SR} + \text{BR}) - (\text{SW} + \text{BW}))/2 \\
 \text{CMA} &= ((\text{SC} + \text{BC}) - (\text{SA} + \text{BA}))/2
 \end{aligned}$$

패널 A: 기초통계량

요인	관측수	평균(%)	표준편차	최소값	최대값
MKTRF	168	1.28	8.16	-32.17	42.43
SMB	168	0.31	3.91	-8.50	13.75
SMBN	168	0.46	3.82	-10.17	12.84
HML	168	1.91	4.67	-26.48	18.40
RMW	168	0.69	2.85	-8.95	7.50
CMA	168	0.49	2.53	-9.53	11.52

패널 B: 상관관계(Pearson)

요인	MKTRF	SMB	SMBN	HML	RMW	CMA
MKTRF	1					
SMB	0.00	1				
SMBN	-0.02	0.99	1.00			
HML	-0.40	-0.02	0.03	1		
RMW	-0.40	-0.36	-0.32	0.36	1	
CMA	-0.07	0.36	0.35	0.17	-0.40	1

<표 10> 단일요인(single-factor) 시계열 회귀분석

본 표는 2001년 1월부터 2014년 12월까지 단일요인(single-factor) 시계열 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 각 부도위험 포트폴리오의 초과수익률(excess return)이며, 설명변수는 각 요인포트폴리오(factor portfolio) 수익률이다.

아래 표의  $\alpha_p$  는 절편(intercept)을 나타내며,  $b_p$ ,  $s_p$ ,  $h_p$ ,  $r_p$ , 그리고  $c_p$  는 각 요인에 대한 민감도(factor loading)을 나타낸다. 포트폴리오 수익률은 헤지드모형을 이용하여 매월 재구성한 동일가중(equal-weighted) 수익률이다. 아래 표의  $R^2$  는 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 결정계수(R-squared) 값을 의미한다. ( ) 안의 값은 t-값이고 \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다.

요인포트폴리오 (factor portfolio)	계수	부도위험 포트폴리오						Adj R <sup>2</sup>
		Low	2	3	4	High	High-Low	
MKTRF (시장요인)	$\alpha_p$	0.99*** (6.50)	0.03 (0.25)	-0.28*** (-2.86)	-0.20* (-1.82)	-0.67** (-2.34)	-1.66*** (-4.05)	0.12
	$b_p$	0.83*** (45.25)	0.99*** (61.59)	1.02*** (86.56)	1.06*** (80.21)	1.07*** (30.62)	0.24*** (4.79)	
SMBN (규모요인)	$\alpha_p$	2.20*** (4.04)	1.42** (2.22)	1.09* (1.67)	1.11 (1.63)	0.52 (0.71)	-1.68*** (-4.44)	0.24
	$s_p$	-0.32** (-2.23)	-0.26 (-1.58)	-0.14 (-0.81)	0.10 (0.54)	0.40** (2.09)	0.71*** (7.22)	
HML (가치요인)	$\alpha_p$	3.02*** (5.43)	2.62*** (4.13)	2.42*** (3.77)	2.57*** (3.82)	2.51*** (3.58)	-0.51 (-1.18)	0.14
	$h_p$	-0.51*** (-4.60)	-0.69*** (-5.50)	-0.73*** (-5.74)	-0.74*** (-5.54)	-0.95*** (-6.84)	-0.44*** (-5.16)	
RMW (수익성요인)	$\alpha_p$	2.43*** (4.42)	1.86*** (2.94)	1.78*** (2.87)	2.06*** (3.27)	2.05*** (3.37)	-0.38 (-1.24)	0.53
	$r_p$	-0.55*** (-2.92)	-0.81*** (-3.76)	-1.10*** (-5.18)	-1.32*** (-6.11)	-1.97*** (-9.49)	-1.42*** (-13.69)	
CMA (투자유인)	$\alpha_p$	2.31*** (4.23)	1.57** (2.45)	1.23* (1.88)	1.24* (1.79)	0.57 (0.76)	-1.75*** (-4.27)	0.13
	$c_p$	-0.54** (-2.53)	-0.55** (-2.22)	-0.43* (-1.70)	-0.16 (-0.60)	0.27 (0.93)	0.81*** (5.08)	

<표 11> 다중요인(multi-factor) 시계열 회귀분석

본 표는 각 부도위험 포트폴리오의 초과수익률(excess return)을 다중요인으로 시계열 회귀분석한 결과를 나타낸다. MKTRF는 시장요인(market factor)이며,  $SMB_t$ 는 규모요인의 수익률,  $HML_t$ 은 가치요인의 수익률,  $RMW_t$ 는 수익성요인의 수익률,  $CMA_t$ 는 투자요인의 수익률을 의미한다. 아래 표에서  $a_p$ 는 절편(intercept)를 나타내며,  $b_p, s_p, h_p, r_p, c_p$ 는 각 요인에 대한 민감도(factor loading)을 나타낸다. 포트폴리오 수익률은 헤지드모형을 이용하여 매월 재구성한 동등가중(equal-weighted) 수익률이다. 아래 표의  $R^2$ 는 매입-매도(High-Low) 포트폴리오의 결정계수(R-squared) 값을 의미한다. ( ) 안의 값은 t-값이고 \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다. 표본기간은 2001년 1월부터 2014년 12월까지이다.

Factor	계수	부도위험 포트폴리오						Adj R <sup>2</sup>
		Low	2	3	4	High	High-Low	
(3-factor model)	$a_p$	0.89*** (6.43)	0.11 (0.87)	-0.19* (-1.87)	-0.25** (-2.19)	-0.30 (-1.09)	-1.19*** (-3.20)	
MKTRF	$b_p$	0.85*** (52.57)	0.99*** (65.36)	1.01*** (83.07)	1.06*** (79.05)	1.02*** (31.49)	0.16*** (3.76)	
SMB	$s_p$	-0.28*** (-8.99)	-0.22*** (-7.69)	-0.10*** (-4.37)	0.14*** (5.28)	0.44*** (7.07)	0.72*** (8.57)	
HML	$h_p$	0.08*** (2.98)	-0.00 (-0.17)	-0.02 (-1.10)	0.00 (0.18)	-0.23*** (-4.11)	-0.32*** (-4.15)	0.44
(4-factor model)	$a_p$	0.65*** (5.49)	-0.10 (-0.93)	-0.23** (-2.12)	-0.22* (-1.90)	0.13 (0.54)	-0.51 (-1.65)	
MKTRF	$b_p$	0.89*** (62.64)	1.03*** (75.85)	1.02*** (79.00)	1.06*** (74.30)	0.94*** (31.91)	0.05 (1.34)	
SMB	$s_p$	-0.18*** (-6.54)	-0.14*** (-5.14)	-0.09*** (-3.52)	0.12*** (4.46)	0.27*** (4.56)	0.45*** (6.06)	
HML	$h_p$	0.03 (1.36)	-0.05** (-2.21)	-0.03 (-1.38)	0.01 (0.41)	-0.14*** (-2.77)	-0.17*** (-2.69)	
RMW	$r_p$	0.37*** (8.66)	0.34*** (8.21)	0.05 (1.27)	-0.04 (-0.99)	-0.67*** (-7.50)	-1.05*** (-9.16)	0.63
(5-factor model)	$a_p$	0.72*** (6.07)	-0.04 (-0.35)	-0.14 (-1.31)	-0.23* (-1.90)	0.04 (0.17)	-0.68** (-2.15)	
MKTRF	$b_p$	0.89*** (62.74)	1.02*** (75.60)	1.01*** (80.61)	1.06*** (73.06)	0.95*** (31.91)	0.06* (1.66)	
SMB	$s_p$	-0.18*** (-6.32)	-0.13*** (-4.67)	-0.06** (-2.58)	0.13*** (4.38)	0.26*** (4.37)	0.44*** (5.84)	
HML	$h_p$	0.06** (2.33)	-0.03 (-1.17)	-0.00 (-0.03)	0.01 (0.20)	-0.17*** (-3.28)	-0.23*** (-3.48)	
RMW	$r_p$	0.33*** (6.90)	0.29*** (6.43)	-0.02 (-0.54)	-0.05 (-0.96)	-0.61*** (-6.15)	-0.94*** (-7.47)	
CMA	$c_p$	-0.11** (-2.33)	-0.11** (-2.47)	-0.17*** (-4.12)	-0.00 (-0.03)	0.14 (1.39)	0.25** (1.98)	0.64

<표 12> 수익성을 통제한 Fama-MacBeth 횡단면 회귀분석 결과

본 표는 아래 모형의 Fama-MacBeth(1973) 횡단면 회귀분석 결과를 나타낸다.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{Distress}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Profit}_{i,t-1} + \beta_3 \log(\text{Size}_{i,t-1}) + \beta_4 \log(\text{BM}_{i,t-1}) + \beta_j \text{Industry}_{ij} + e_{i,t}$$

여기서  $R_{i,t}$ 는  $i$ 주식의  $t$ 기 주식수익률,  $\text{Distress}_{i,t-1}$ 은  $i$ 기업의  $t-1$ 기 부도예측모형의 산출값,  $\text{Profit}_{i,t-1}$ 은 수익성 지표,  $\text{Size}_{i,t-1}$ 은  $i$ 주식의  $t-1$ 기 시장가치,  $\text{BM}_{i,t-1}$ 은  $i$ 주식의  $t-1$ 기 장부가-시장가 비율을 나타낸다.  $\text{Industry}_{ij}$ 는  $i$ 기업이 한국표준산업분류표 대분류 기준  $j$ 산업에 포함됐으면 1, 아니면 0을 나타내는 더미변수이다. \*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%, 1%에서 각각 유의함을 나타낸다. 분석기간은 2001년 1월에서 2014년 12월까지 이다.

Explanatory variable	모형							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Neg.K	0.00 (0.62)				0.02** (2.57)			
Neg.DD		0.17 (1.65)				0.07 (0.64)		
Hazard			0.22** (2.47)				0.11 (1.50)	
Rating				-0.01 (-0.22)				-0.01 (-0.14)
Profit	13.12*** (14.40)	13.64*** (14.42)	14.28*** (18.24)	15.18*** (8.95)	12.35*** (13.89)	11.36*** (12.65)	11.71*** (14.14)	14.07*** (6.66)
Size					-0.17 (-1.60)	-0.19** (-1.98)	-0.16 (-1.64)	0.10 (0.82)
BM					1.77*** (12.55)	1.70*** (12.15)	1.73*** (12.82)	1.56*** (7.61)
Constant	1.29 (1.37)	1.29 (1.32)	2.77** (2.28)	0.37 (0.42)	6.05*** (3.94)	6.04*** (4.16)	6.55*** (3.99)	-0.93 (-0.48)
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No. of month	168	168	168	168	168	168	168	168
Adj R <sup>2</sup>	0.09	0.09	0.09	0.28	0.11	0.11	0.11	0.31