

최초 통과시점 확률과정을 사용한 부도 포트폴리오 연구*

강대일** · 조재호***

〈요 약〉

본 연구는 부도위험과 주식수익률의 위험-보상 상충관계(trade-off)를 주식포트폴리오를 통하여 분석한다. Merton(1974)의 단순옵션모형을 이용한 Vassalou and Xing(2004)의 연구가 부채 만기 전 부도가 발생하는 일반적인 상황을 반영하지 못 한데 비해, 본 연구는 부채 만기 전 부도 가능성을 모형화한 Down and Out 콜옵션모형(Brockman and Turtle 2003)을 이용함으로써 그 한계를 극복하였다. 본 연구는 Down and Out 콜옵션모형 및 Merton모형으로 부도위험을 측정하여 모형별 식별능력의 차이에 따라 달라질 수 있는 부도 포트폴리오의 성격을 규명하였다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 부도모형의 식별능력을 평가하는 표본일치분석에서 Merton 모형을 이용할 경우 부도집단과 통제집단이 거의 구별되지 않았으나 Down and Out 콜옵션모형의 경우 두 집단이 구별되었다. 둘째, 개별주식 수익률에 부도위험이 반영되는지를 분석한 Fama-MacBeth(1973)의 회귀분석에서 Down and Out 콜옵션모형의 부도지수가 통계적으로 유의하였고 Merton모형의 부도지수는 유의하지 않았다. 셋째, Fama-French(2000)의 확장(spanning)검정에서 Down and Out 콜옵션모형의 경우 FF-3요인에서 통계적으로 유의했던 규모요인이 부도요인을 추가한 4요인 모형에서는 통계적 유의성이 약해진 반면, Merton모형의 경우 FF-3 요인 및 부도요인 포함 4요인 모두에서 유의하였다. 이러한 결과는 모형별 부도지수의 식별능력 차이가 포트폴리오 수익률의 특성을 다르게 설명할 수 있다는 본 연구의 가설을 지지하는 증거이다.

주제어 : 신용위험, 구조형 기업부도확률모형, 포트폴리오 분석

논문접수일 : 2010년 12월 31일 논문수정일 : 2011년 05월 07일 논문게재확정일 : 2011년 05월 17일

* 본고에 대하여 유익한 논평을 익명의 두 심사자 및 2010년 11월 재무학회 정기학술대회 토론회 정완호 박사(이벨류(주))와 참석자분들께 감사드립니다. 첫 저자는 서울대학교 증권금융연구소, 두 번째 저자는 서울대학교 경영연구소의 연구지원에 감사드립니다. 본 연구의 모든 오류는 저자에게 있습니다. 본 연구는 2010년 11월 재무학회 정기학술대회에서 동일한 제목으로 발표된 원고의 일부를 분리하여 발전시켰음을 밝힙니다.

** 교신저자, 서울대학교 경영대학, E-mail : angmang@snu.ac.kr

*** 서울대학교 경영대학

www.kci.go.kr

I. 서 론

부도위험과 주식수익률간의 위험-보상 상충관계(trade-off)는 금융시장의 위기 상황에서 극명하게 나타난다. 1998년 아시아 외환위기와 2008년 미국 서브프라임사태는 우리나라 금융시장에 영향을 미친 대표적인 금융위기이다. 두 상황 모두에서 주가는 폭락하였고 이 후 기업 및 금융기관의 부도위기를 촉발하였다. 본 연구는 국내 자료를 사용하여 주식수익률에 부도위험이 반영되는지를 살펴보고자 한다. Vassalou and Xing(2004)이 이용한 Merton(1974 : 이하 Merton)의 기업부도확률 추정방식은 부채의 만기시점에서의 부도만을 반영하지만, 본 연구는 최초 통과시점 확률과정을 사용한 Brockman and Turtle(2003)의 구조형 기업부도확률모형인 Down and Out 콜옵션모형(이하 DOC)을 이용하여 부채의 만기 전 부도가능성을 반영하였다. 본 연구는 특히 만기 전 부도가능성을 모형화한 부도위험지수의 식별능력이 만기만을 고려한 부도위험지수의 식별능력과 차이가 나타나는지를 비교한다. 두 가지 방식으로 구성된 포트폴리오를 통해서 각 부도위험 지수의 식별능력에 따라 부도위험을 반영하는 포트폴리오의 특성도 차이가 있고 이에 따라 분석결과도 모형별로 다르게 나타난다는 것을 보여 준다.

본 논문은 다음과 같이 진행된다. 먼저 부도모형별로 부도위험지수의 식별능력을 파악하기 위한 분석을 실시한다. 이 후 부도모형별로 구성한 포트폴리오간 특성을 비교하기 위해서 부도위험을 통제한 규모효과와 장부가치 대 시장가치(BM)효과를 분석하고, 또 규모 및 BM비율을 통제한 부도위험 효과를 분석한다. 그리고 Daniel and Titman(1997)과 Nijman et al.(2002)의 방식을 도입하여 수익률분해 회귀분석을 통하여 특정 포트폴리오의 성격을 파악한다. 또한 Fama-MacBeth(1973) 방식의 회귀분석을 통하여 개별주식수익률에 반영되는 부도위험의 특성을 살펴본다. 마지막으로 부도위험이 체계적인 위험으로서 주식수익률에 반영되는가를 살펴보기 위해 Fama and French(1996)가 제시한 확장(spanning)분석을 적용한다. 마지막 분석에서 부도위험을 요인으로 구성하기 위해 Fama and French(1993) 및 Davis et al.(2000)에서 제시한 무투자 포트폴리오 구성절차를 참고하였다.

1994년 1월부터 2008년 12월까지 국내 유가증권 상장 종목 중 제조업의 주식수익률 및 회계자료를 사용한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 부도모형의 식별능력을 파악하기 위한 표본일치분석에서 Merton모형에 기반한 부도지수를 이용할 경우 부도집단과 통제집단은 거의 구별되지 않았으나, DOC 모형에 기반한 지수를 이용할 경우 두 집단은 구별되었다. Vassalou and Xing(2004)에서 Merton 모형은 24개월 전부터 두 집단을

구분하였기 때문에 본 연구와 그 결과가 달랐다. 국내 자료의 경우 Merton 모형을 사용하면 부도식별능력에 문제가 있을 수 있다는 것을 시사한다. 둘째, 부도위험을 통제하고 기업규모별로 포트폴리오를 구성하여 소기업 포트폴리오에서 대기업 포트폴리오의 수익률을 차감한 초과수익률이 낮은 부도위험 집단에서 높은 부도위험 집단에 걸쳐 모두 유의적인 음(-)의 값을 나타냈다. Vassalou and Xing(2004)의 연구에서는 같은 초과수익률 지표가 양(+)의 값을 나타내 규모효과가 부도위험을 통제한 경우에도 나타났다. 국내의 결과는 부도위험을 통제한 경우 상대적으로 소형주에 대해 시장이 고평가하고 있다거나 대형주에 대하여 저평가하고 있다고 해석할 수 있다. 또한 부도위험을 통제하고 BM비율별로 포트폴리오를 구성하여 높은 BM 포트폴리오에서 낮은 BM 포트폴리오를 차감한 초과수익률이 모든 부도위험 집단에 걸쳐서 유의적인 음(-)의 값을 나타냈다. 위에서와 마찬가지로 부도위험을 통제한 경우 상대적으로 높은 BM 주식에 대해 고평가하고 있다거나 낮은 BM 주식에 대해서 저평가하고 있다고 해석할 수 있다. 셋째, BM효과를 통제하고 부도위험별로 포트폴리오를 구성하여 고부도위험 포트폴리오에서 저부도위험 포트폴리오의 수익률을 차감한 지표가 Vassalou and Xing(2004)에서와는 달리 모든 통제집단에서 유의적인 양(+)의 프리미엄 값을 보였다. 즉 BM효과를 통제한 경우 고부도위험군 주식이 저평가된다거나 혹은 저부도위험군 주식이 고평가된다고 판단할 수 있다. 넷째, Daniel and Titman(1997)과 Nijman et al.(2002)의 방식을 따른 규모효과 대비 부도효과 포트폴리오의 수익률분해 분석에서 소규모 포트폴리오와 소규모 및 고부도위험군 포트폴리오의 결합 포트폴리오 집단이 유의한 값을 보였다. 즉, 규모 뿐 아니라 규모와 부도위험이 결합하여 주식수익률에 영향을 미친다는 것이다. BM효과 대비 부도효과 포트폴리오의 수익률분해 분석에서는 고 BM 포트폴리오와 고BM 및 고부도위험군 포트폴리오의 결합 포트폴리오 집단이 유의한 값을 보였다. 역시, BM 뿐 아니라 BM과 부도위험이 결합하여 주식수익률에 영향을 미친다는 것이다. 개별 주식수익률에 대한 부도위험의 영향을 분석한 Fama-MacBeth(1973)의 회귀모형에서 DOC 모형의 부도지수가 통계적으로 유의하였고 Merton 모형의 부도지수는 기각되었다. Vassalou and Xing(2004)의 연구에서도 부도지수의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나는데, 이는 본 연구의 결과와 일치하는 것이다. 마지막으로 Fama and French 3요인(이하, FF-3요인)과 부도요인을 무차의 포트폴리오로 구성하여 확장(spanning)검정을 실시하였는데, FF-3요인에 대한 Wald χ^2 및 GRS(Gibbons et al., 1989) F검정통계량은 DOC 모형이 Merton 모형보다 낮았고, FF-3요인과 부도요인을 포함한 4요인에 대한 GRS F검정통계량도 DOC 모형이 Merton 모형보다

낮았다. 그리고 Merton 및 DOC 모형으로 구성된 각 부도요인이 가격결정에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 결과가 나타났다. FF-3요인에 DOC 모형으로 구성된 부도요인을 추가할 경우 규모요인의 통계적 유의성은 사라진 반면, Merton 모형으로 구성된 부도요인을 포함한 4요인 모형에서는 규모요인이 3요인 모형과 비교하여 통계적 유의성은 약화되었으나 여전히 유의하였다. 이상의 실증분석결과는 부도지수의 식별능력에 따라 포트폴리오 특성을 다르게 설명할 수 있다는 본 연구의 가설을 지지한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서 부도위험을 측정하기 위한 Merton 및 DOC 구조형 기업부도확률 실증모형의 부도지수를 설명한다. 제 III장에서는 각 모형별 부도지수를 사용하여 부도위험을 통제한 규모 및 BM효과를 분석하고, 규모 및 BM효과를 통제한 후 부도위험의 효과를 분석한다. 그리고 포트폴리오 수익률분해 회귀분석과 개별종목에 대한 Fama-MacBeth 회귀분석을 이용하여 부도위험이 포트폴리오 수익률에 반영되는지를 살펴본다. 다음으로 Fama and French(1996)와 Davis et al.(2000)가 제시한 요인 포트폴리오 구성방식을 사용하여 FF-3요인 모형에 부도요인을 추가하여 부도위험이 체계적인 요인으로 작용하는지를 살펴본다. 제 IV장에서는 연구결과를 요약하고 향후 연구과제를 제시한다.

II. 모형별 부도위험 측정

Merton과 DOC 등 구조형 기업부도확률모형을 사용하여 주가의 움직임을 반영하는 기업의 부도위험을 측정한다. 기업총가치가 식 (1)과 같은 확률과정을 따른다고 하자.

$$\frac{dV}{V} = (\mu - \delta)dt + \sigma dW \quad (1)$$

여기서 $\{W(t) | 0 < t < T\}$ 는 브라운운동이며 이 기업총가치확률과정은 기하브라운운동으로 표현한다. μ 는 기업총가치 수익률 모수이다. δ 는 총자본지급율이다. σ 는 기업총가치의 변동성이다. 총자본지급율은 주식에 대한 자기자본지급율과 부채에 대한 타인자본지급율로 구성된다. 주식에 대한 자기자본지급율은 배당금과 자사주매입으로 정의한다. 부채에 대한 타인자본지급율은 부채의 이자로 정의한다. 총자본지급율은 타인자본지급율에 부채비율을 곱한 값과 자기자본지급율에 (1-부채비율)을 곱한 값을 합하여 가중평균으로 산출하고 이를 연속복리로 표현한다.

행사가격이 명목부채금액(K)이고 부채격발가치가 H 일 때 DOC 옵션으로 산출한 주식의 가치(E)는 식 (2)와 같다.

$$E = \begin{cases} \text{Max}[V - K, 0] & \text{if } V > H \\ 0 & \text{if } V \leq H \end{cases} \quad (2)$$

Rich(1994)의 연구를 사용하면 무위험이자율 r 이 존재할 때, 기업의 시가총액은(E)는 식 (3)과 같은 DOC 옵션가치로 표현된다. 여기서 τ 는 만기이고 R 은 리베이트이다. 실증분석에서 부도시 시가총액에 대한 리베이트는 없다($R=0$)고 간주한다.

$$\begin{aligned} E = & VN(a) - Ke^{-r\tau}N(a - \sigma\sqrt{\tau}) \\ & - V(H/V)^{2\eta}N(b) + Ke^{-r\tau}(H/V)^{2\eta-2}N(b - \sigma\sqrt{\tau}) \\ & + R(H/V)^{2\eta-1}N(c) + R(V/H)N(c - 2\eta\sigma\sqrt{\tau}) \\ a = & \begin{cases} \frac{\ln(V/K) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K \geq H, \\ \frac{\ln(V/H) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K < H \end{cases} \\ b = & \begin{cases} \frac{\ln(H^2/VK) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K \geq H, \\ \frac{\ln(H/V) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K < H \end{cases} \\ c = & \frac{\ln(H/V) + (r + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} \\ \eta = & \frac{r}{\sigma^2} + \frac{1}{2} \end{aligned} \quad (3)$$

구조모형의 부도확률을 산출하기위한 모수추정법은 크게 반복갱신법, 연립방정식법, 역사적변동성법, 최우추정법으로 나눌 수 있다. 본 연구는 Vassalou and Xing(2004)이 사용한 반복갱신법으로 모수를 추정하고 각 모형별 부도확률을 산출한다. Vassalou and Xing의 반복갱신법은 KMV에서 제시한 절차를 따라 Merton 모형을 사용한다(Crosbie and Bhon, 2003). Liu et al.(2007) 부도격발가치 H 를 고정한 DOC 옵션의 반복갱신법을 Fitch의 EIR(equity implied ratings and probability of default) 모형에서 분석하였다.

DOC 옵션구조를 사용하는 구조모형에서 부도격발가치 H 가 고정되지 않은 형태의 모형으로 Brockman and Turtle(2003)의 실증연구 DOC 모형을 들 수 있다. DOC 모형을 반복갱신법으로 추정한 연구는 강대일, 조재호(2010) 연구가 있다. 본 연구는 모수추정법의 일관성을 유지한 비교연구를 위해서 강대일, 조재호(2010)의 반복갱신법을 따라 모수를 추정한다.¹⁾ 본 연구는 Leland(2006)에서 제시한 측도변환전 본측도를 사용하여 식 (4)에서 제시한 부도확률 ρ 을 각 모형별로 산출한다.

$$\rho = N\left(\frac{(h-v) - \left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) + \exp\left(\frac{2\left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2}\right)(h-v)}{\sigma^2}\right) \times \left[1 - N\left(\frac{-(h-v) - \left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)\right] \quad (4)$$

여기서 $h = \ln H$ 이고 $v = \ln V$ 이다.

Merton 모형을 사용하여 부도확률을 추정하는 절차는 Vassalou and Xing(2004)에서 제시한 반복갱신법을 따른다. 만기의 부도격발가치 H_M 를 식 (5)를 사용하여 산출하고 기존반복갱신법으로 모수들(V_M , μ_M , σ_M)을 추정한다. 파산거리(DD)를 식 (6)으로 계산하고 식 (7)을 사용하여 부도확률을 계산한다.

$$H_M = D_S + \frac{1}{2}D_L \quad (5)$$

$$DD(t) = \frac{\ln\left(\frac{V_M}{H_M}\right) - \left(\mu_M - \delta - \frac{1}{2}\sigma_M^2\right)}{\sigma_M\sqrt{t}} \quad (6)$$

$$\rho_M = N(-DD(t)) \quad (7)$$

Merton 모형을 사용하는 KMV는 식 (7)의 확률을 산출하기 위해 상당한 분량의 기업부도자료로 구축한 경험분포를 사용하였다. 반면 본 연구나 Vassalou and Xing(2004)

1) 강대일, 조재호(2010)의 연구는 가변적 부도격발가치를 추정할 경우 사용할 수 있는 새로운 2단계 반복갱신법을 제안한다. 이 연구는 새로운 2단계 반복갱신법을 기존의 역사적변동성법으로 산출한 부도확률의 예측성결과를 비교한다. 새로운 2단계 반복갱신법의 각 모형별 부도확률 예측성결과는 DOC 모형의 경우 역사적변동성법 보다 열등하지 않았다. 반복갱신법의 모수추정절차는 <부록>을 참조하라.

의 연구는 이에 견줄만한 경험분포를 가지지 못하여 정규분포를 사용한다. 이와 같은 이유로 Vassalou and Xing은 식 (7)의 확률이 엄밀한 의미에서 확률로 보기 어렵다고 판단하였다. 본 연구도 Vassalou and Xing의 판단에 입각하여 DOC 및 Merton 모형의 부도확률들을 DOC 및 Merton 부도지수(DLI : default likelihood index)로서 명명한다.

본 연구는 Dichev(1998)의 연구방식에 따라 부도사건을 부도, 유동성부족, 또는 열등한 기업성과 등으로 말미암은 상장폐지로 정의하고 이에 따라 부도발생일은 상장폐지일을 기준으로 한다. 기업 부채의 채무가 불이행되거나 혹은 이자지급이 정지되는 시점이 실제 신용사건이나 이 시점을 정확히 산출하기는 어렵기 때문에 주가를 사용한 Brockman and Turtle(2003), Hillegesit et al.(2004), Gharghori et al.(2006) 등 연구는 이 정의를 사용하였다.²⁾

Ⅲ. 실증분석

1. 표본의 구성과 주요 통계량

실증분석을 위해 1994년 1월부터 2008년 12월까지 국내의 상장유가증권을 대상으로 제조업종목의 주가 및 회계 자료와 지수수익률 자료를 사용하였다. 주가수익률 및 주가지수수익률 자료는 KCMI의 일별자료 및 월별자료를 사용하였다. 기업자료는 TS2000의 분기, 반기, 및 연간자료를 사용하였다. 각 종목의 일별 및 월별 시가총액은 TS2000에서 제공하는 보통주의 주식수에 KCMI가 제공하는 배당 등을 조정한 수정주가를 곱하여 산출하였다.

본 연구에서 사용하는 364일 동안채, 5년 국민주택채권, 회사채의 이자율은 금융투자협회의 채권정보 서비스에서 제공하는 최종호가수익률을 사용하였다. 무위험이자율의 대용치로 사용한 364일 동안채이자율은 1993년 7월부터 제공된다. 각 모형별 부도확률

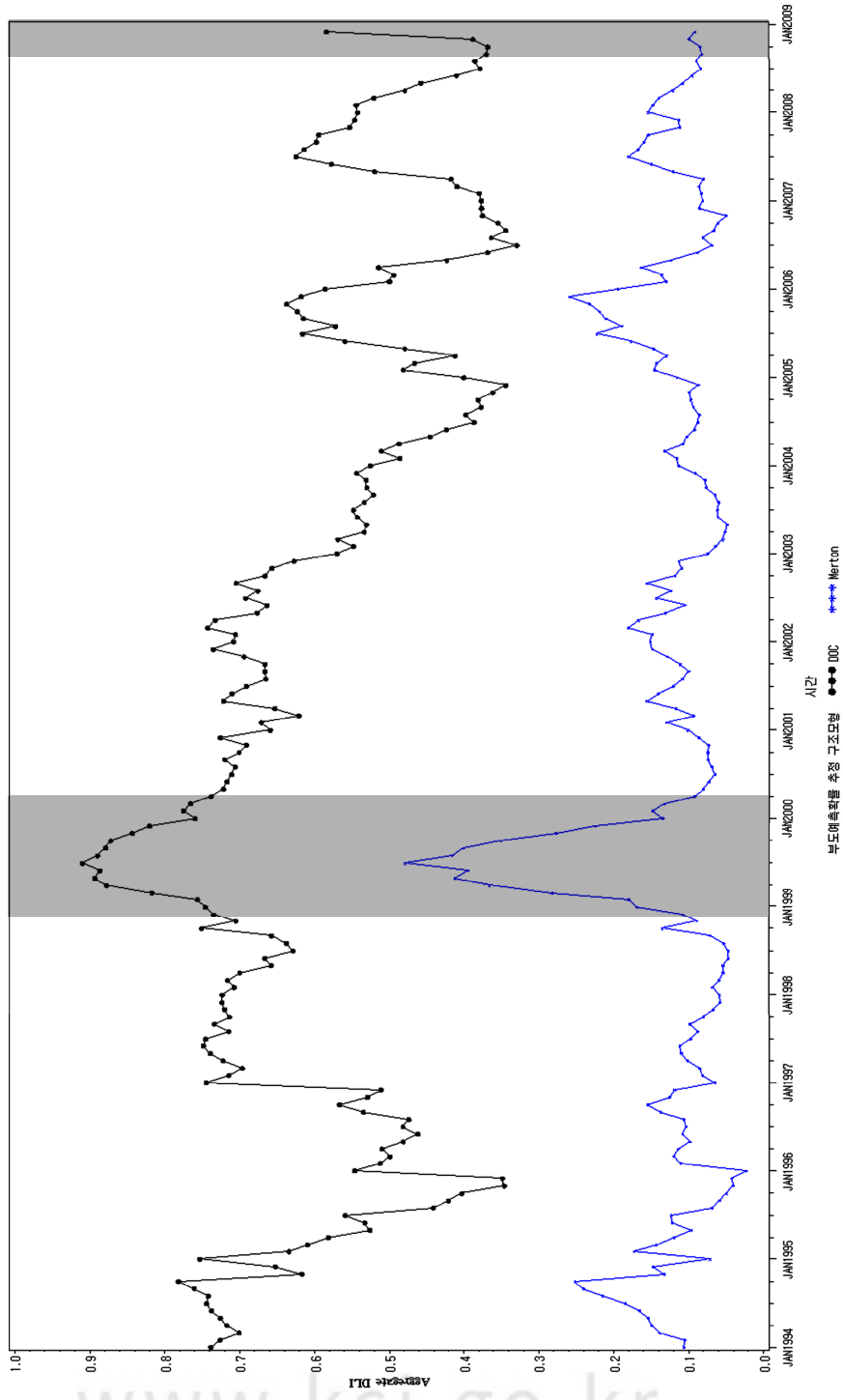
2) 우리나라 유가증권 시장에서 열등한 기업성으로 인한 상장폐지 기준은 두 가지이다. 첫째, 법원의 결정에 의해 해산이 결정된 기업에 대한 상장폐지, 둘째, 적어도 2년 이상 동안 지속된 장기적으로 성과가 나쁜 경우와 재무건전성이 저해된 경우에 대한 상장폐지를 의미한다. 기업성파가 열등하다고 분류되는 기준은 당기순이익이 음(-)이고 보유이익(retained earning)이 음(-)인 경우이다. 기업의 재무건전성이 저해되었다고 분류되는 기준은 총자본이 음(-) 또는 '0'에 가까운 경우이다. 상장폐지사건과 부도사건은 실무적으로 다른 사건일 뿐만 아니라 발생시점도 다르다. 실무에서 금융기관은 1차 부도, 2차 부도, 그리고 유예기간을 부여하는 등 다양한 협상 과정을 진행하고 실제로 부도가 일어난 시점부터 최종부도가 선언되는 시점까지 많은 시간이 요구된다. 부도사건을 연구자의 관심에 따라 다른 시점에서 정의할 수 있기 때문에 실증분석에서 널리 사용된 정의를 사용한다.

을 추정하기 위하여 일별자료를 사용하여 1994년을 기준으로 1년 전인 1993년부터 반복갱신법을 적용하였다. 반복갱신법은 정해진 구간을 이동하면서 추정하기 때문에 자료의 시계열빈도에 따라 모형별로 산출되는 부도지수의 통계적 특성이 달라진다. 본 연구는 일별 빈도를 사용하여 주가의 움직임에 나타나는 가능한 모든 정보가 반영될 수 있도록 하였다. 각 모형별 부도지수는 저장변수이므로 월별 부도지수는 해당 월말 부도지수 혹은 월말에 지수가 존재하는 않는 경우 해당 월말에서 가장 가까운 과거 시점 부도지수를 채택하였다. [그림 1]에서 각 기업별 부도지수를 해당 월별로 균등평균한 총부도지수(aggregate DLI)를 보여준다. [그림 1]에서 그림자부분은 1998년 외환위기와 2008년 금융위기를 표시한다. 각 모형별 총부도지수의 크기는 서로 다르게 나타난다. DOC 모형은 약 0.65 부근에서 총부도지수가 움직이며 Merton 모형은 0.25 부근에서 움직인다. 1998년 및 2008년 두 위기에 대한 각 모형별 총부도지수의 움직임도 차이가 나타난다. Merton과 DOC의 총부도지수는 1998년 말부터 1999년 중순까지 시차를 두고 각각 급격히 상승하지만 Merton 총부도지수의 편차가 크다. 반면 2008년 말 금융위기의 시기에 민감하게 반응한 총부도지수는 DOC이다.

본 연구는 Vassalou and Xing(2004)의 연구와 비교하기 위하여 총생존률(SV : aggregate survival rate)을 $1 - DLI$ 로 각 모형별 부도지수를 사용하여 산출한다. 총생존률의 변화 ΔSV 는 당기에서 전기의 총생존률을 차감($S_t - S_{t-1}$)하여 계산한다. 각 모형별 총생존률(SV)과 총생존률변화(ΔSV)에 대한 요약통계량은 <표 1>의 ‘가’에서 제시한다. 채권자료를 사용한 부도지수로서 3년 회사채 가중수익률 혹은 3년 회사채수익률에서 5년 국민주택채권수익률을 차감한 지표인 DiFF를 다음과 같이 구성하여 사용한다. 3년 회사채가중수익률은 2000년 10월 1일 이후 3년 회사채 AA와 3년 회사채 BBB의 평균을 사용하였다. 3년 회사채 수익률은 3년 무보증회사채수익률로 1993년 7월 1일부터 2000년 9월 30일까지 사용하였다. 해당기간에 적용할 수 있는 3년 국채수익률이 존재하지 않아 5년 국민주택채권 수익률을 사용하였다. <표 1>의 ‘나’에서 각 모형별 총생존률변화와 DiFF 부도지수에 대한 순위검정방식의 비모수상관관계측도 가운데 하나인 캔달상관계수를 사용한다. 캔달상관계수는 각 모형별 총생존률변화의 크기에 덜 민감한 상관관계 측정치를 산출한다. 분석결과를 살펴보면 1% 유의수준에서 채권의 스프레드를 사용한 DiFF 부도지수와 관련된다고 볼 수 있는 모형별 총생존률변화는 없다. 반면에 DOC 모형의 ΔSV_{DOC} 와 Merton 모형의 ΔSV_M 는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이 결과는 Vassalou and Xing(2004)가 몇 가지 채권스프레드 부도지수들과 Merton 모형 총생존률변화의 피어슨상관관계를 분석한 결과와 유사하다.

[그림 1] 구조형 기업부도확률모형별 총부도지수

총부도지수(Aggregate DLI)는 해당월의 모든 표본에 대하여 각 모형별로 추정된 부도확률의 균등평균값임. 그림자부분은 각각 1998년 외환위기 및 2008년 금융위기를 나타냄. DOC, Merton은 구조형 기업부도확률모형을 구분함.



<표 1> 주요 통계량

<표 1>에서 총생존률(SR : Survival Rate)은 1에서 총부도확률지수(DLI)를 차감한 값임. ΔSR 은 총생존률의 변화임. 두 변수에 대한 주요통계량에서 자기상관은 1기전 자기상관을 의미함. DiFF는 채권자료를 사용한 부도지수로서 3년 회사채가중 이자율 혹은 3년 회사채이자율에서 5년 국민주택채권이자율을 차감함. EMKT는 KCM의 시가가중평균지수수익률에서 364일 동안채 이자율을 차감한 초과수익률임. 3년 회사채 이자율 및 3년 회사채가중이자율(3년 무보증회사채 AA/2+3년 무보증회사채 BBB/2), 364일 동안채, 5년 국민주택채권 등 이자율자료는 금융투자협회의 채권정보서비스에서 제공하는 최종호가수익률을 사용함. SMB 및 HML은 Fama and French(1993)에서 제시한 방식으로 표본을 구성하여 산출함. BM은 장부가치 대비 시장가치비율임. 1994년 1월초부터 2008년 12월말까지 연도별로 중복 산출하여 계속기업 7,805 종목 부도기업 1,753 종목으로 총 9,558개 KOSPI종목을 포함하고 있음. DOC, Merton은 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 나, 다 패널의 캔달상관계수분석에서 *는 1% 유의수준을 의미함. 라 패널의 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. 라. 패널의 유의수준 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%를 의미함.

가 : 각 부도확률모형으로 추정한 총생존률 및 총생존률변화의 통계량

변 수	통계량	DOC	Merton
SR	평균	0.3997	0.8738
	분산	0.1418	0.0739
	왜도	0.1065	-2.2896
	첨도	-0.8422	6.5739
	자기상관	0.9447	0.9137
ΔSR	평균	0.0009	0.0001
	분산	0.0461	0.0306
	왜도	-1.3451	-0.0049
	첨도	7.2155	2.8133
	자기상관	0.0084	0.0576

나 : 채권부도지수와 각 부도확률모형으로 추정한 총생존률변화 캔달상관관계

변 수	DiFF	ΔSR_{DOC}
ΔSR_{DOC}	0.0390	
ΔSR_M	-0.0222	0.4686*

다 : FF-3요인과 각 부도확률모형으로 추정한 총생존률변화 캔달 상관관계

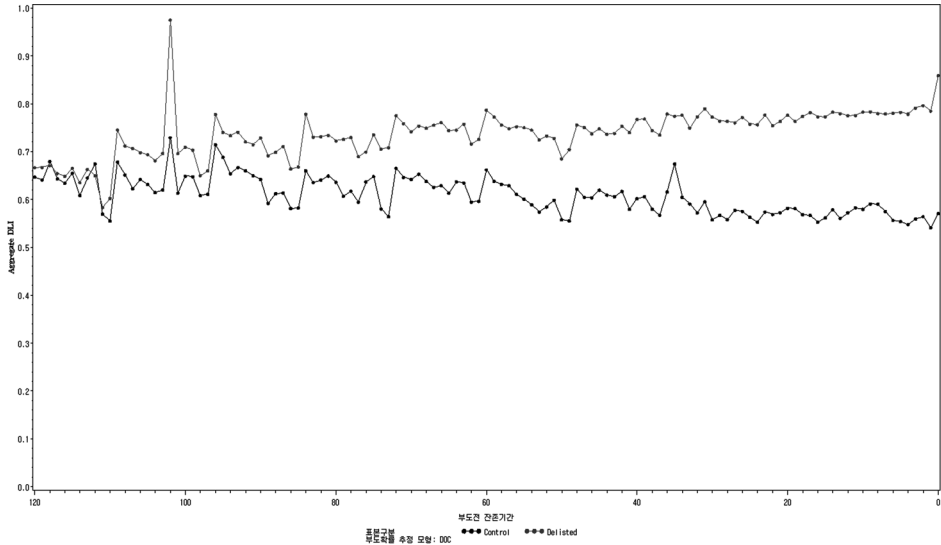
변 수	ΔSR_{DOC}	ΔSR_M	EMKT	SMB
ΔSR_M	0.4760*			
EMKT	-0.2294*	-0.2102*		
SMB	0.0011	-0.0358	-0.1506	
HML	-0.0820	-0.0491	0.0152	-0.0403

라 : 총생존률변화에 대한 FF-3요인 시계열 회귀분석

종속 변수	독립 변수	절편	계수	조정 R-squared
ΔSR_{DOC}	ERMKT	0.006	-0.601***	0.071
	SMB	0.030***	0.150	-0.002
	HML	0.017*	-0.392*	0.016
ΔSR_M	ERMKT	0.006	-0.820***	0.064
	SMB	0.030***	0.058	-0.006
	HML	0.017*	-0.354	0.002

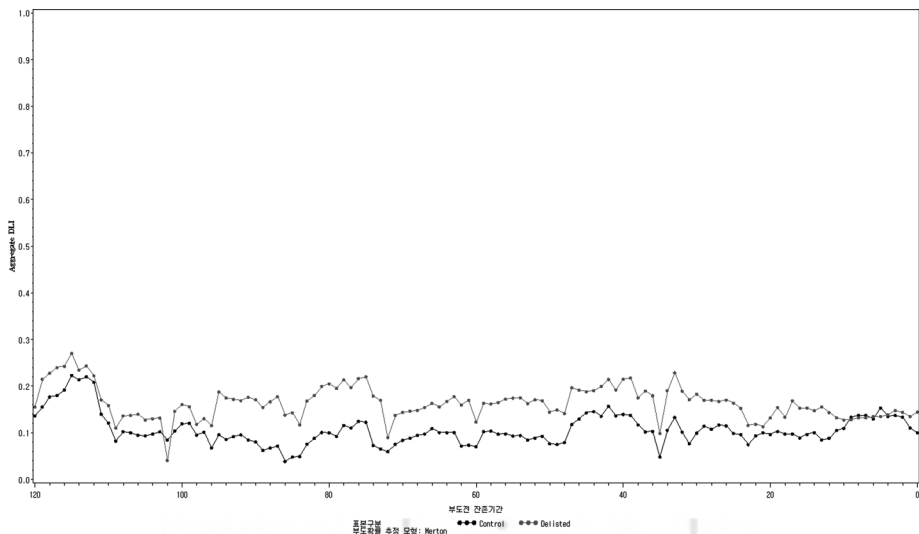
[그림 2] DOC 구조형 기업부도확률모형 기준 부도집단과 통제집단의 총부도지수

통제집단(Control)은 부도가 나지 않은 상장기업 가운데 시가총액과 업종이 유사한 기업을 선정하여 구성함. 부도집단(Delisted)에 속한 기업은 실제로 부도가 나기 2년 내지 3년 전에 상장폐지됨. y 축은 각 집단의 균등가중 총부도지수(Aggregate DLI)임.



[그림 3] Merton 구조형 기업부도확률모형 기준 부도집단과 통제집단의 총부도지수

통제집단(Control)은 부도가 나지 않은 상장기업 가운데 시가총액과 업종이 유사한 기업을 선정하여 구성함. 부도집단(Delisted)에 속한 기업은 실제로 부도가 나기 2년 내지 3년 전에 상장폐지됨. x 축은 상장폐지 전 개월 수임. y 축은 각 집단의 균등가중 총부도지수(Aggregate DLI)임.



<표 1>의 ‘다, 라’에서 FF-3요인 모형과 각 부도모형에서 산출한 총생존률변화에 대해 캔달상관관계분석과 단일요인 시계열 회귀분석을 실시하였다. FF-3요인 모형에서 사용한 시가가중포트폴리오 방식을 채택하여 SMB 및 HML을 구성하고 KCMI의 시가가중수익률에서 무위험이자율을 차감하여 EMKT를 산출하였다. 분석결과를 살펴보면 EMKT요인과 각 모형의 총생존률변화는 1% 유의수준에서 상관관계가 유의하였다. 반면 SMB나 HML 요인과 각 모형의 총생존률변화는 1% 유의수준에서 상관관계가 나타나지 않았다. 이 결과는 ‘라’ 각 모형별 총생존률변화에 대한 FF-3요인별 시계열 회귀분석에서도 나타난다. Vassalou and Xing에서 총생존변화에 대해 EMKT와 SMB가 통계적으로 유의하였다는 결과와 부분적으로 일치한다. 반면에 DOC 모형의 HML에 음(-)의 계수 값이 10% 유의수준에서 채택되고 Merton 모형에서는 기각되었다. 만기 전 부도를 반영하는 구조모형에서 부도에 대한 정보가 보다 민감하게 HML과 반응할 수 있다는 증거이다. 또한 ‘라’에서 DOC 모형과 Merton 모형의 총생존률변화에 대해 EMKT의 계수 값이 유의하게 부(-)의 값을 가진다. 즉 시장프리미엄이 증가할 때 총생존확률의 변화는 둔화되고 부도지수의 변화도 작아진다고 해석할 수 있다. 이 결과들은 Vassalou and Xing의 연구에서 SMB가 부도의 정보를 반영한다는 의견 및 EMKT의 계수 값이 유의하게 양(+)의 값을 가진 결과와 상반된다. 총생존률변화에 EMKT의 계수가 양(+)이면 시장프리미엄이 클수록 총생존률변화도 커짐을 의미한다. 금융위기와 같이 시장프리미엄이 높은 상황에서 총생존률변화도 증폭됨을 뜻한다. 금융위기에서 소규모기업의 생존률변화가 클 것이며 이 변화가 총생존률변화에도 영향을 미치고 SMB가 부도정보를 반영하는 결과를 초래할 것이다. 이는 합리적인 시장현상으로 볼 수 있다. 반면 총생존률변화에 EMKT의 계수가 음(-)이면 경기호황과 같이 시장프리미엄이 낮아지는 상황에서 총생존률변화가 증가함을 뜻하므로 비정상적인 시장상황을 뜻한다. 비정상적인 시장상황에서 SMB 요인은 부도정보에 무의미할 수 있다. 즉 규모에 대응하는 프리미엄이 존재하지 않는다면 소규모기업이 고평가되거나 대규모기업이 저평가되는 시장양상도 존재할 수 있다. 만기 전 부도격발가치를 고려한 DOC 부도지수가 SMB 및 HML과 더불어 가격정보를 반영하는가 혹은 만기 전 부도격발가치를 고려하지 않는 Merton 부도지수가 SMB 및 HML과 더불어 가격정보를 반영하는가를 제 III장과 제 IV장에서 분석한다.

본 연구에서 산출한 각 모형별 부도지수가 얼마나 정확한가를 검토하기 위해서 표본 일치분석을 시행하고 [그림 2]~[그림 3]에서 제시하였다.³⁾ 표본일치분석은 Altman(1968), Aharony et al.(1980), Vassalou and Xing(2004)에서 제안한 방식대로 시행하였다. 우리

나라의 표준산업코드에서 앞의 2자리가 일치하며 상장폐지 전 부도기업과 시가총액의 크기가 가장 비슷한 기업들을 통제집단으로 채택하였다. 부도집단과 통제집단 별로 총 부도지수를 균등평균으로 산출하고 상장폐지 전 120개월부터 상장폐지월까지 각 집단의 총부도지수를 비교하였다. 부도격발가치를 고려한 DOC 부도지수는 [그림 2]와 같이 완전히 구분하는 궤적을 나타냈다. 반면 부도격발가치를 고려하지 않은 Merton 부도지수는 [그림 3]과 같이 두 집단 간 총부도지수가 뒤섞이는 궤적을 나타낸다. 만기의 부도격발가치만을 감안하기 때문에 식별능력이 DOC 모형에 비하여 낮을 가능성을 암시하였다. 한편으로 이 결과는 만기 전 부도격발가치 채택한 부도확률모형에서 부도기업을 식별하는 정보가 제공될 수 있음을 시사한다. 이 표본일치분석은 Vassalou and Xing의 결과와 상반된다. 미국자료를 사용한 Vassalou and Xing의 표본일치분석은 Merton 모형 기반 총부도지수를 사용하였음에도 불구하고 24개월 전부터 부도집단과 통제집단 간 총부도지수의 움직임이 완전히 구분되었다. 이 차이는 두 가지 관점에서 바라볼 수 있다. 첫째, 주식자료를 반영하는 구조형 기업부도확률 모형에서도 부도격발가치를 반영하느냐에 따라, 즉 만기 전 부도 가능성을 모형에 반영하느냐에 따라 부도지수의 식별능력에 차이가 있을 수 있다. 둘째, 금융시장의 발달정도나 체제의 차이에 따라 동일한 모형에서도 부도지수의 식별능력에 차이가 나타날 수 있다. 미국의 금융시장과 우리나라의 금융시장간 격차가 여러모로 존재하며 이 차이가 Merton 모형에 대한 두 시장간 부도지수의 식별능력의 차이로 나타날 수도 있다.

2. 주식수익률에서 나타난 각 모형별 부도지수의 특성 분석

각 모형별 부도지수로 측정한 부도위험과 주식수익률간의 관계를 분석하기 위해 특성 포트폴리오 분석을 실시한다. 먼저 부도지수의 크기 순으로 5분위 및 10분위 포트폴리오를 구성하여 균등수익률과 시가가중수익률을 계산하였다.⁴⁾ <표 2>에서 각 구조형 기업부도지수를 기준으로 정렬한 포트폴리오의 균등수익률, 시가가중수익률, 총부도지수, 로그값을 취한 평균규모 및 장부가치 대 시가비율(BM)의 평균을 제시하고 있다. <표 2>에서 ‘높음-낮음’은 각 모형별 부도지수를 기준으로 가장 높은 분위 부도포트폴

3) 각 모형별 부도지수의 정확도(Accuracy Ratio) 분석결과는 강대일, 조재호(2010)을 참조하라.

4) Vassalou and Xing(2004)는 부도가 발생한 종목에 대해서 해당 월 수익률을 -1로 조정하여 포트폴리오의 수익률을 산출하였다. Vassalou and Xing은 이와 같은 조정이 주식보유자의 수익 하한을 감안할 수 있도록 한다고 피력하였다. 이 같은 조정은 높은 부도 포트폴리오군의 수익률을 실제 자료보다 낮추어 분석결과를 왜곡할 수도 있다. 본 연구는 포트폴리오 구성에서 이와 같은 조정을 시행하지 않았다.

<표 2> 각 모형별 부도지수를 기준으로 정렬한 5분위 및 10분위 포트폴리오

1994년 1월부터 2008년 12월까지 각 기업의 구조형 월말 기업부도지수를 기준으로 5분위 및 10분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 다음달의 균등 및 시가가중수익률을 산출함. '수익률'은 기준별 평균수익률이며 'ADLI'는 기준별 포트폴리오의 평균총부도지수임. 1번 포트폴리오가 가장 낮은 부도위험군이고 10번 포트폴리오가 가장 높은 부도위험군임. 5분위의 경우 5번 포트폴리오가 가장 높은 부도위험군임. '높음-낮음'은 높은 부도위험군 포트폴리오와 낮은 부도위험군 포트폴리오의 수익률간 차이임. DOC, Merton으로 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

모형	구분	낮음 1	2	3	4	5	6	7	8	9	높음 10	높음-낮음
DOC	균등수익률	0.003	0.008	0.013	0.023	0.036						0.033***
	ADLI	0.218	0.446	0.618	0.779	0.941						0.723***
	시가수익률	0.003	0.004	0.005	0.005	0.008						0.004
	vwDLI	0.053	0.097	0.114	0.103	0.130						0.077***
	평균규모	18.218	18.011	17.951	17.762	17.350						
	평균BM	1.858	1.902	2.059	2.215	2.266						
	균등수익률	0.003	0.003	0.006	0.009	0.010	0.015	0.024	0.022	0.033	0.039	0.035***
	ADLI	0.143	0.292	0.399	0.492	0.577	0.658	0.738	0.820	0.903	0.979	0.835***
	시가수익률	0.001	0.002	0.003	0.001	0.002	0.003	0.002	0.003	0.003	0.005	0.003*
	vwDLI	0.021	0.031	0.048	0.049	0.057	0.057	0.053	0.050	0.054	0.075	0.054***
Merton	평균규모	18.329	18.109	18.029	17.992	17.981	17.921	17.817	17.707	17.482	17.217	
	평균BM	1.797	1.918	1.915	1.889	1.969	2.150	2.274	2.154	2.184	2.363	
	균등수익률	-0.005	0.001	0.010	0.022	0.053						0.058***
	ADLI	0.000	0.006	0.029	0.121	0.476						0.475***
	시가수익률	0.003	0.004	0.003	0.005	0.011						0.008***
	vwDLI	0.117	0.078	0.070	0.105	0.127						0.010
	평균규모	18.000	17.870	17.741	17.758	17.861						
	평균BM	2.050	1.957	2.085	2.089	2.068						
	균등수익률	-0.006	-0.003	-0.001	0.002	0.010	0.011	0.016	0.028	0.038	0.069	0.075***
	ADLI	0.000	0.001	0.003	0.008	0.018	0.040	0.081	0.160	0.310	0.643	0.643***
	시가수익률	0.001	0.002	0.003	0.001	0.001	0.002	0.001	0.004	0.004	0.007	0.006***
	vwDLI	0.064	0.053	0.041	0.036	0.035	0.034	0.047	0.058	0.062	0.065	0.002
	평균규모	17.969	18.030	17.938	17.803	17.761	17.721	17.749	17.768	17.844	17.879	
	평균BM	2.188	1.937	1.947	1.968	2.091	2.078	2.160	2.013	2.177	1.935	

리오에서 가장 낮은 부도포트폴리오의 수익률 차감한 값이다. DOC 및 Merton 부도지수 포트폴리오에서 균등수익률 및 시가가중수익률에 대해 모두 ‘높음-낮음’이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가져서 높은 부도위험에 대응하는 프리미엄을 요구한다는 시장의 상식에 부합한다. DOC 부도지수 포트폴리오에서 ‘높음-낮음’의 차는 균등수익률의 경우 1% 유의수준으로 5분위 및 10분위에서 3%의 수익률 차가, 시가가중수익률의 경우 10% 유의수준으로 10분위에서 0.3%의 수익률 차가 나타난다. Merton 부도지수 포트폴리오에서 ‘높음-낮음’의 차는 균등수익률의 경우 1% 유의수준으로 5분위에서 약 5.8%의 수익률 차가, 10분위에서는 증가하여 약 7.4%의 수익률 차가 존재한다. 시가가중수익률의 경우 1% 유의수준으로 5분위에서 약 0.8%의 수익률 차가, 10분위에서는 0.6%를 보이고 있다. Merton 부도지수 포트폴리오에서 DOC 부도지수 포트폴리오 보다 넓은 ‘높음-낮음’ 차가 나타나는데 이는 낮은 Merton 부도지수 포트폴리오들이 음(-)의 균등수익률을 나타내고 있기 때문이다. 5분위 경우 가장 낮은 부도지수포트폴리오에서 10분의 경우 세 번째로 낮은 부도지수 포트폴리오부터 음(-)의 균등수익률을 나타내고 있다.

DOC 모형에서 5분위, 10분위 두 경우 모두 포트폴리오의 부도지수가 커질수록 평균 규모는 순차적으로 작아진다. 그리고 5분위 포트폴리오에서 부도지수가 커질수록 평균 BM은 순차적으로 증가한다. 반면 Merton 모형의 경우 포트폴리오의 부도지수가 커지는 방향에 따라 두 지표 모두 일관된 증감 추세를 보이지 않는다. 만기 전 부도격발 가치를 고려하는 DOC 모형은 평균규모에 대해 일관된 흐름을 보이고 만기시점만을 고려하는 Merton 모형은 동일한 경향이 나타나지 않는다. 더구나 Merton 모형은 앞서 살펴본 바와 같이 낮은 부도지수 포트폴리오의 균등수익률이 음(-)의 값을 가지는 문제가 있다. 이는 Vassalou and Xing(2004)의 연구결과와 다르다. 수익률, 규모, BM, 부도지수로 파악한 포트폴리오 특성은 만기 전 부도를 고려한 경우와 그렇지 않은 경우에 부도위험에 대한 식별능력 간 차이가 나타날 수 있음을 시사한다. 구조모형에서 부도위험에 대한 식별능력의 차이는 주식시장에서 나타나는 부도정보를 민감하게 반영하는가에 따라 달라진다. Vassalou and Xing의 연구 표본 크기에 비해 국내 연구 표본의 크기가 상대적으로 작다. 작은 표본에도 만기 전 부도를 고려하는 구조모형이 보다 민감하게 부도정보를 반영한다고 판단할 수 있다. 또한, 규모효과와 BM효과는 자산가격 결정모형 실증연구에서 나타나는 대표적인 주식수익률 이상현상이다. 이를 감안한다면, 만기 전 부도를 고려하는 DOC와 같은 구조형 기업부도확률모형의 부도지수가 보다 효과적으로 규모 및 BM효과와 관련된 부도위험을 드러낼 수 있다고 판단된다.

1) 부도위험이 통제된 포트폴리오에서 규모효과와 BM효과

부도위험이 규모효과와 BM효과로 설명될 수 있는가를 살펴보기 위해 각 모형별 부도지수로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 분위포트폴리오를 각각 규모와 BM을 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하여 총 25개 포트폴리오를 구성하였다.

<표 3>은 각 모형별로 부도위험이 통제된 포트폴리오를 가로축에, 규모효과를 세로축에 나타내고 있다. 부도위험이 통제된 포트폴리오 내에서 가장 작은 포트폴리오에서 가장 큰 포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘작음-큼’의 차는 모든 분위 포트폴리오에서 모형을 구별하지 않고 음(-)의 값을 나타내었다. 음의 초과수익률이 의미하는 바는 비슷한 부도위험을 가진 종목군에서 소규모 종목의 주식가치가 대규모 종목에 비해 높게 평가되는 경향이 있거나 대규모 종목군이 상대적으로 낮게 평가되고 있음을 의미한다. Merton 모형의 경우 가장 낮은 부도집단에서 ‘작음-큼’은 음(-)의 값을 나타내었으나 통계적으로 무의미하였다.

DOC 총부도지수로 부도위험을 통제한 후 규모효과와 BM효과는 규모별 포트폴리오(작음 1, 2, 3, 4, 큼 5) 내에서 세로축을 기준으로 순차적으로 나타난다. DOC 총부도지수가 커질수록, 세로축 아래에서 위로, 포트폴리오가 순차적으로 작아진다. 반면 BM효과는 DOC 총부도지수가 커질수록, 세로축 아래에서 위로, 한 번의 예외를 제외하고는 BM비율이 커진다. 가장 작은 포트폴리오 집단(작음 1)에서 가장 낮은 5분위 부도지수와 4분위 부도지수로 갈 때 작아진다. 반면 Merton 모형 총부도지수로 부도위험을 통제한 후 규모효과와 BM효과는 규모별 포트폴리오(작음 1, 2, 3, 4, 큼 5) 내에서 세로축을 기준으로 순차적으로 나타나지 않는다. 규모별 포트폴리오 내에서 가장 높은 총부도지수포트폴리오가 한 단계 낮은 총 부도지수 포트폴리오보다 커지는 현상이 자주 발견되고 세로축 아래에서 위로 BM비율은 총부도지수가 커질수록 작아지는 현상도 종종 나타난다.

<표 4>는 각 모형별로 부도위험이 통제된 포트폴리오를 가로축에, BM효과를 세로축에 나타낸다. 부도위험이 통제된 포트폴리오 내에서 가장 높은 BM 포트폴리오에서 가장 작은 BM 포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘높음-낮음’의 차는 모든 분위 포트폴리오에서 모형을 구별하지 않고 음(-)의 값이다. 음의 초과수익률은 비슷한 부도위험을 가진 기업군에서 재무적인 스트레스 상황을 겪는 고BM비율군 주식가치가 스트레스를 받지 않을 것으로 판단되는 저BM비율군 종목에 비해 고평가되는 경향이 있다거나 저BM비율군 종목이 저평가되는 경향이 있음을 의미한다.

<표 3> 각 모형별 부도위험으로 통제한 규모효과

1994년 1월부터 2008년 12월까지 각 기업의 전기 월말 기업부도지수를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 시가총액기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 균등가중수익률을 산출함. ‘작음-큼’은 부도위험군별로 가장 작은 규모포트폴리오와 가장 큰 규모포트폴리오 수익률 간 차이임. DOC, Merton으로 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기 전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

모형	평균	부도지수	작음 1	2	3	4	큼 5	작음-큼
DOC	수익률	높음 1	-0.002	0.019	0.050	0.040	0.067	-0.069***
		2	0.004	0.016	0.026	0.030	0.038	-0.033***
		3	-0.003	0.005	0.016	0.019	0.027	-0.030***
		4	-0.006	0.002	0.009	0.018	0.015	-0.021***
		낮음 5	-0.009	0.000	0.005	0.008	0.011	-0.019***
		총표본	-0.003	0.009	0.021	0.023	0.031	-0.035***
	규모	높음 1	14.987	16.488	17.309	18.188	19.757	
		2	15.839	16.946	17.628	18.404	19.976	
		3	16.127	17.086	17.726	18.529	20.271	
		4	16.257	17.135	17.753	18.557	20.346	
		낮음 5	16.471	17.321	17.942	18.759	20.588	
		총표본	15.936	16.995	17.671	18.488	20.188	
	BM	높음 1	4.642	2.748	2.029	1.757	1.189	
		2	4.420	2.247	1.999	1.765	1.400	
		3	3.285	2.250	1.889	1.711	1.381	
		4	2.442	2.243	1.899	1.674	1.281	
		낮음 5	2.580	2.156	1.844	1.600	1.133	
		총표본	3.474	2.329	1.932	1.701	1.277	
Merton	수익률	높음 1	0.028	0.044	0.056	0.061	0.077	-0.049***
		2	0.000	0.015	0.025	0.036	0.032	-0.032***
		3	-0.009	0.002	0.014	0.021	0.023	-0.032***
		4	-0.016	-0.004	0.004	0.006	0.012	-0.027***
		낮음 5	-0.010	-0.010	-0.009	-0.001	0.006	-0.016
		총표본	-0.001	0.009	0.018	0.025	0.030	-0.031***
	규모	높음 1	15.689	17.020	17.773	18.605	20.212	
		2	15.772	16.925	17.597	18.378	20.110	
		3	15.866	16.942	17.575	18.314	19.994	
		4	16.083	17.086	17.677	18.425	20.078	
		낮음 5	15.843	17.120	17.819	18.675	20.530	
		총표본	15.851	17.019	17.688	18.479	20.185	
	BM	높음 1	5.605	2.128	1.726	1.463	1.125	
		2	4.115	2.099	1.912	1.745	1.224	
		3	3.646	2.176	1.925	1.725	1.354	
		4	2.691	2.268	1.871	1.703	1.340	
		낮음 5	2.522	2.498	2.136	1.853	1.368	
		총표본	3.716	2.234	1.914	1.698	1.282	

<표 4> 각 모형별 부도위험으로 통제된 BM효과

1994년 1월부터 2008년 12월까지 각 기업의 전기 월말 기업부도지수를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 BM비율 기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 균등가중수익률을 산출함. ‘높음-낮음’은 부도위험군별로 가장 높은 BM 포트폴리오와 가장 낮은 BM 포트폴리오 수익률 간 차이임. DOC, Merton으로 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함(*, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

모형	평균	부도지수	높은 BM	1	2	3	4	낮은 BM	5	높음-낮음
DOC	수익률	높음 1	-0.003	0.013	0.034	0.067	0.070	-0.073***		
		2	-0.002	0.013	0.026	0.032	0.048	-0.049***		
		3	-0.007	0.001	0.013	0.022	0.038	-0.045***		
		4	-0.012	0.002	0.007	0.018	0.023	-0.035***		
		낮음 5	-0.016	-0.003	0.005	0.006	0.025	-0.041***		
		총표본	-0.008	0.005	0.017	0.029	0.041	-0.049***		
	BM	높음 1	7.291	2.176	1.166	0.563	0.150			
		2	5.930	2.362	1.529	0.927	0.346			
		3	4.903	2.310	1.573	1.041	0.466			
		4	4.011	2.269	1.595	1.097	0.540			
		낮음 5	3.839	2.176	1.576	1.103	0.596			
		총표본	5.195	2.259	1.488	0.946	0.419			
	규모	높음 1	16.988	17.681	17.962	18.342	18.562			
		2	17.300	17.675	17.977	18.281	18.438			
		3	17.365	17.730	17.973	18.352	18.801			
		4	17.349	17.671	17.960	18.369	18.965			
		낮음 5	17.445	17.825	18.161	18.573	19.238			
		총표본	17.289	17.717	18.007	18.383	18.806			
Merton	수익률	높음 1	0.007	0.022	0.056	0.073	0.112	-0.105***		
		2	-0.002	0.012	0.017	0.032	0.052	-0.053***		
		3	-0.006	0.001	0.010	0.020	0.033	-0.038***		
		4	-0.013	-0.003	0.002	0.006	0.014	-0.027***		
		낮음 5	-0.013	-0.009	-0.005	0.000	0.005	-0.018**		
		총표본	-0.005	0.005	0.016	0.026	0.043	-0.048***		
	BM	높음 1	6.173	1.984	1.248	0.715	0.240			
		2	5.367	2.228	1.510	0.973	0.385			
		3	5.121	2.255	1.568	1.042	0.446			
		4	4.377	2.270	1.584	1.069	0.492			
		낮음 5	4.811	2.457	1.609	1.010	0.367			
		총표본	5.170	2.239	1.504	0.962	0.386			
규모	높음 1	17.371	17.867	18.222	18.509	18.742				
	2	17.237	17.652	17.897	18.245	18.576				
	3	17.197	17.600	17.923	18.173	18.511				
	4	17.308	17.695	17.898	18.332	18.708				
	낮음 5	17.427	17.830	18.286	18.647	19.098				
	총표본	17.308	17.729	18.045	18.381	18.727				

모든 모형에서 부도위험을 통제한 후 규모효과와 BM효과가 규모별 포트폴리오(높음 1, 2, 3, 4, 낮음 5) 내에서 세로축을 기준으로 순차적으로 나타나지 않는다. DOC 모형은 Merton모형에 비해 세로축 기준으로 부도지수가 높아질수록 BM효과가 높아지는 경향이 있다. 반면 Merton 모형은 세로축 기준으로 부도위험이 커질수록 BM비율이 커지는 경향을 파악하기 힘들다. 또한 세로축으로 부도지수가 높아질수록 규모가 작아지는 경향이 DOC 모형에서 나타난다. Merton 모형은 세로축 기준으로 부도위험이 커질수록 규모가 작아지는 경향을 BM효과와 마찬가지로 파악하기 힘들다.

<표 3>~<표 4>의 결과는 가변적 부도격발가치를 가진 DOC 모형이 고정된 부도격발가치 가진 Merton 모형에 비해 특성 포트폴리오 구성에서 BM효과와 규모효과를 보다 분명히 부각시킨다는 실증적인 증거이다.

2) 규모 및 BM비율 기준 순위 포트폴리오에서 부도위험의 효과

규모와 BM비율이 부도위험의 효과로 설명될 수 있는가를 분석하기 위해 각 모형별 규모 및 BM비율로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 분위 포트폴리오를 각모형별 부도지수 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하여 총 25개 포트폴리오를 구성하였다.

<표 5>은 각 모형별로 규모가 통제된 포트폴리오를 가로축에, 부도위험 효과를 세로축에 나타내고 있다. 규모가 통제된 포트폴리오 내에서 가장 높은 부도지수포트폴리오에서 가장 낮은 부도지수포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘높음-낮음’의 차는 모든 분위 포트폴리오에서 DOC 및 Merton 모형에서 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 나타내었다. 규모효과를 통제하였을 때 양의 초과수익률은 비슷한 규모의 종목군에서 부도위험이 높은 종목에 대해서 더 많은 프리미엄을 시장에서 요구함을 의미한다. 이 결과는 일반적으로 받아들일 수 있는 시장의 행태로 볼 수 있다. Vassalou and Xing(2004)의 연구에서 가장 작은 포트폴리오에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 ‘높음-낮음’ 수익률 차이가 나타났고 나머지 규모 포트폴리오에서는 통계적으로 무의미하지만 음(-)의 수익률 차이가 나타났다. 규모를 통제한 모든 모형의 부도지수별 포트폴리오(높음 1, 2, 3, 4, 낮음 5) 내에서 BM효과가 세로축을 기준으로 순차적으로 나타났다.

<표 6>은 각 모형별로 BM효과가 통제된 포트폴리오를 세로축에, 부도위험 효과를 가로축에 나타내고 있다. BM효과가 통제된 포트폴리오 내에서 가장 높은 부도지수포트폴리오에서 가장 낮은 부도지수포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘높음-낮음’의 차는 모든 분위 포트폴리오에서 DOC 및 Merton을 기준으로 모형 모두 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 나타내었다. BM효과를 통제하였을 때 부도위험에 대한 ‘높음-낮음’ 포트

폴리오의 균등수익률에서 양의 수익률 차이는 비슷한 BM비를 종목군에서 부도위험이 높은 종목에 대해서 더 많은 프리미엄이 요구함을 뜻한다. 이 결과는 규모가 통제된 <표 5>의 결과와 같이 합리적인 시장의 행태로 볼 수 있다. 반면 Vassalou and Xing(2004)

<표 5> 규모로 통제된 각 모형별 부도위험 효과

1994년 1월부터 2008년 12월까지 각 기업의 전기 월말 규모를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 기업부도지수 기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 균등가중수익률을 산출함. ‘높음-낮음’은 규모군별로 가장 높은 부도지수포트폴리오와 가장 낮은 부도지수포트폴리오 수익률 간 차이임. DOC, Merton으로 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

모형	평균	규모	높은 부도지수 1	2	3	4	낮은 부도지수 5	높음-낮음
DOC	수익률	작음 1	0.011	0.005	0.006	-0.007	-0.012	0.026***
		2	0.027	0.016	0.008	0.001	-0.002	0.029***
		3	0.034	0.026	0.015	0.009	0.000	0.034***
		4	0.052	0.030	0.022	0.016	0.010	0.042***
		큼 5	0.058	0.037	0.022	0.017	0.008	0.050***
	규모	작음 1	15.362	15.730	15.886	16.056	16.117	
		2	16.994	16.996	17.013	17.013	17.018	
		3	17.675	17.672	17.669	17.670	17.679	
		4	18.462	18.466	18.453	18.463	18.477	
		큼 5	20.095	20.162	20.294	20.292	20.405	
	BM	작음 1	3.477	3.524	3.539	4.281	2.659	
		2	2.124	2.337	2.173	2.262	2.456	
		3	1.882	1.862	1.919	1.939	1.989	
		4	1.640	1.760	1.708	1.736	1.716	
		큼 5	1.125	1.339	1.354	1.280	1.177	
	수익률	작음 1	0.026	0.005	-0.007	-0.014	-0.010	0.037***
		2	0.039	0.013	0.007	-0.001	-0.010	0.049***
		3	0.056	0.023	0.011	0.001	-0.007	0.063***
		4	0.063	0.039	0.023	0.008	-0.004	0.067***
		큼 5	0.075	0.032	0.021	0.011	0.005	0.070***
	규모	작음 1	15.672	15.808	15.856	15.948	15.749	
		2	17.003	17.005	16.999	17.009	17.017	
		3	17.683	17.671	17.678	17.667	17.673	
		4	18.471	18.456	18.452	18.458	18.483	
		큼 5	20.146	20.224	20.208	20.230	20.452	
	BM	작음 1	3.765	3.865	3.912	3.230	2.580	
		2	2.142	2.156	2.156	2.294	2.581	
		3	1.727	1.811	1.909	1.933	2.225	
		4	1.522	1.698	1.726	1.702	1.918	
		큼 5	1.126	1.181	1.331	1.333	1.311	

의 연구에서 가장 높은 BM효과 포트폴리오에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 ‘높음-낮음’ 수익률차이가 나타났고 나머지 BM효과 포트폴리오에서는 통계적으로 무의미하

<표 6> BM비율로 통제한 각 모형별 부도위험 효과

1994년 1월부터 2008년 12월까지 각 기업의 전기 월말 BM비율을 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 기업부도지수 기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 균등가중수익률을 산출함. ‘높음-낮음’은 BM비율군별로 가장 높은 부도지수포트폴리오와 가장 낮은 부도지수 포트폴리오 수익률 간 차이임. DOC, Merton으로 구조형 기업부도확률 모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

모형	평균	BM	높은 부도지수 1	2	3	4	낮은 부도지수 5	높음-낮음
DOC	수익률	높음 1	0.083	0.065	0.047	0.036	0.033	0.050**
		2	0.044	0.034	0.031	0.016	0.013	0.030***
		3	0.028	0.018	0.011	0.009	0.004	0.024**
		4	0.013	0.008	0.004	0.000	-0.006	0.018***
		낮음 5	0.002	-0.003	-0.006	-0.011	-0.014	0.016**
	BM	높음 1	0.221	0.299	0.325	0.365	0.401	
		2	0.879	0.906	0.912	0.917	0.919	
		3	1.463	1.466	1.465	1.464	1.465	
		4	2.201	2.206	2.198	2.201	2.177	
		낮음 5	7.025	5.726	4.578	4.070	4.064	
	규모	높음 1	17.693	17.760	18.058	18.648	19.264	
		2	18.039	18.258	18.465	18.559	18.799	
		3	17.854	18.023	18.009	18.069	18.321	
		4	17.602	17.739	17.709	17.748	17.862	
		낮음 5	17.072	17.331	17.349	17.390	17.463	
Merton	수익률	높음 1	0.129	0.059	0.048	0.016	0.006	0.123***
		2	0.065	0.035	0.024	0.012	0.001	0.063***
		3	0.043	0.018	0.014	0.004	-0.007	0.050***
		4	0.016	0.009	0.001	-0.004	-0.005	0.021***
		낮음 5	0.006	-0.005	-0.006	-0.013	-0.013	0.019***
	BM	높음 1	0.290	0.319	0.325	0.350	0.304	
		2	0.890	0.906	0.911	0.911	0.915	
		3	1.462	1.467	1.471	1.460	1.466	
		4	2.191	2.190	2.189	2.206	2.205	
		낮음 5	6.363	5.349	4.876	4.377	4.539	
	규모	높음 1	18.160	18.330	18.037	18.270	18.340	
		2	18.359	18.310	18.304	18.452	18.709	
		3	18.122	17.932	17.984	17.988	18.252	
		4	17.760	17.661	17.656	17.703	17.879	
		낮음 5	17.298	17.293	17.227	17.323	17.458	

지만 음(-)의 수익률 차이가 나타났다. BM효과를 통제한 모든 모형의 부도지수별 포트폴리오(높음 1, 2, 3, 4, 낮음 5) 내에서 규모효과가 세로축을 아래에서 위로 갈수록 대체로 증가하였다.

<표 5>와 <표 6>의 규모 및 BM효과를 통제한 부도위험효과는 일반적인 시장상식에 부합한다. 반면 <표 3>에서 부도위험을 통제한 규모효과와 <표 4>의 BM효과에 대한 국내 시장에 대한 실증분석결과는 Vassalou and Xing(2004)의 미국시장에 대한 실증분석결과와 상반될 뿐 아니라 흔히 규모효과와 BM효과로 불리는 주식시장의 이상현상과도 맞지 않는다. 국내 주식시장에서 나타나는 이와 같은 현상은 <표 1> 총생존률변화에 대한 FF-3요인 시계열 회귀분석의 해석을 뒷받침한다. 국내 시장의 경우 금융위기가 도래해 시장 프리미엄이 높아지는 상황에서 총생존률변화가 감소하는 비정상적인 시장상황이 나타난다. 정상적인 시장상황이라면 금융위기에 소규모기업과 재정건전성이 열악한 기업이 부도위기에 내몰린다. 그러나 정부가 시장에 개입하여 부도위기에 몰린 기업이 연명할 수 있도록 조치하면 부도위기에 처한 소규모기업이나 재정건전성이 취약한 기업은 상대적으로 고평가되거나 대규모기업 또는 재정건전성이 좋은 기업이 상대적으로 저평가된다. 국내시장만을 고려한다면 1997년 외환위기는 산업 전반에 파급된 유일한 금융위기로 볼 수 있다. 2008년 금융위기는 아직 산업 전반에 파급되기 전이며 표본에 거의 반영되지 않았다. 그 결과 실증분석 내용은 1997년 외환위에 대해 대한 주식시장 반응에 크게 의존한다. 반면 Vassalou and Xing의 미국시장 표본기간은 1971년부터 1999년까지 28년으로 국내 표본기간인 14년 보다 길고 표본기간에 포함된 기업 수로는 9배 정도 많으며, 석유파동, 저축은행위기 등 다양한 시장위기가 포함된다.⁵⁾ 각 위기상황에 대해 미국정부의 시장조치가 존재하더라도 추가변화에 반영된 시장조치 정보는 국내와 비교하여 미국의 분석대상이 대규모 표본이기 때문에 그 통계적 영향이 약하게 평가될 수 있다. 또한 미국정부는 시장개입이 우리나라에 비해 간접적이고 온건하다. 위기에 대한 정책접근의 차이도 추가에 반영된다. 미국시장과 국내시장의 표본크기에서 나타나는 차이와 당국의 시장개입 정책의 차이는 동일한 실증분석에서 서로 다른 결과를 초래할 수 있다.

5) Vassalou and Xing(2004)의 미국기업 표본의 총수는 연도별로 중복 합산하여 93,702개이며 본 연구의 국내기업 표본의 총수는 연도별로 중복 합산하여 9,931개이다. <표 1>에서 제시한 국내 실증연구 총 표본 수 9,558개와 차이가 난다. 왜냐하면 (부록 <표 1>)에서 나타난 9,931개는 부도기업으로 분류되지만, 해당 연도에서 아직 부도가 나지 않아 상장기업으로 합산된 표본이 존재하기 때문이다.

3. 각 모형별 부도지수 대 규모 및 BM비율 간 회귀분석

지금까지 규모효과, BM효과 및 각 구조모형 부도위험효과의 1차원 및 2차원 분위 포트폴리오를 사용하여 각 효과와 주식수익률 간 상호 경향을 파악하였다. 본 절은 Vassalou and Xing(2004)에서 제안한 회귀분석을 각 효과가 주식수익률에 미치는 영향을 분석한다. 먼저 Daniel and Titman(1997)과 Nijman et al.(2002)에서 제안한 포트폴리오 기반 회귀분석을 실시하고 다음으로 Fama and MacBeth(1973) 회귀분석을 개별종목별로 시행한다.

1) 포트폴리오 기반 수익률 분해 회귀분석

Nijman et al.(2002)이 제시한 포트폴리오 분석은 특성별로 수익률을 분해하는 회귀분석이다. 본 연구는 각 모형별 부도지수, 규모, BM비율 등을 포트폴리오의 특성으로 사용하여 개별 효과와 요인별 교차효과를 감안한 분석을 실시한다. Daniel and Titman(1997)과 Nijman et al.(2002)은 두 특성(j, k)을 반영한 포트폴리오로 개별 주식수익률의 조건부기대값치를 분해하기 위한 회귀식 (8)을 제안하였다.

$$\mathbf{E}_t(r_{i,t+1}) = \sum_{j=1}^{N_j} \sum_{k=1}^{N_k} \beta_{j,k} X_{i,t}(j, k) \quad (8)$$

여기서 $\mathbf{E}_t(\cdot)$ 는 시점 t 조건부기대연산자, $r_{i,t+1}$ 은 시점 $t+1$ 주식 i 의 수익률, $X_{i,t}(j, k)$ 는 특정한 특성 포트폴리오에 속하였는가에 대한 더미변수, $\beta_{j,k}$ 는 특성 j 와 k 의 특성을 가진 주식의 기대수익률이다. 본 연구에서 특성 j 와 k 는 규모와 부도지수 혹은 BM비율과 부도지수이다. 식 (8)에서 개별주식을 균등포트폴리오로 대체하면 개별주식을 나타내는 아래첨자 i 를 위첨자 P 로 전환하여 표현한다. 회귀식을 사용하기 위해 교란항 (ϵ_i, ϵ^P)를 도입하며 교란항은 교차자기상관이 '0' 즉 $\mathbf{E}(\epsilon_{i,t+h}, \epsilon_{i,t})$ 또는 $\mathbf{E}(\epsilon_{t+h}^P, \epsilon_t^P)$ 만을 가정한다. 본 연구는 Vassalou and Xing(2004)의 연구와 비교하기 위해 Roll(1992) 및 Heston and Rouwenhorst(1994)에서 제시한 회귀분석을 식 (9)와 같이 구성한다.

$$\mathbf{E}_t(r_{t+1}^P) = \beta_{1,1} + \sum_{j=2}^{N_j} \beta_{j, \cdot} X_t(j, \cdot) + \sum_{k=2}^{N_k} \beta_{\cdot, k} X_t(\cdot, k) + \sum_{j=2}^{N_j} \sum_{k=2}^{N_k} \beta_{j,k} X_t(j, k) \quad (9)$$

여기서 $\beta_{1,1}$ 은 참조 포트폴리오의 수익률로서 회귀식의 더미트랩 피하기 위해 선정한다. 규모 대비 부도위험 회귀분석의 참조포트폴리오는 낮은 부도지수를 가진 대규모

기업의 포트폴리오이고 BM효과 대비 부도위험 회귀분석의 참조 포트폴리오는 낮은 부도지수를 가진 낮은 BM비율 포트폴리오이다.⁶⁾

규모 및 부도지수 기준으로 15개로 구성된 포트폴리오의 수익률 분해 회귀분석 결과를 <표 7>의 규모효과 대비 부도효과에서 제시한다. 15개 포트폴리오는 다음과 같은 방식으로 구성한다. 규모를 기준으로 3분위 포트폴리오를 구성하고, 각 부도확률모형의 부도지수 별로 3분위 포트폴리오를 구성한다. 그리고 독립적으로 구성된 분위 포트폴리오들 가운데 서로의 포트폴리오에 포함되는 9개의 포트폴리오를 구성한다. BM비율 및 부도지수 기준으로 15개로 구성된 포트폴리오 회귀분석 결과를 <표 7>의 BM효과 대비 부도효과에서 제시한다. 포트폴리오의 구성은 규모효과 대비 부도효과를 위해 구성한 포트폴리오 구성절차와 같다. 회귀분석은 Fama-MacBeth 절차를 따라 수행하였다.

DOC 모형에 대한 규모효과 대비 부도효과 수익률분해 회귀분석의 Wald 결합검정 결과에서 규모 및 부도 효과에 대한 각각의 개별효과는 통계적으로 무의미하였다. 반면 Merton 모형의 Wald 검정결과에서 부도효과는 통계적으로 무의미하였으나 규모효과는 5% 유의수준에서 유의하였다. 그리고 각 모형의 규모 대비 부도위험의 교차효과는 DOC 모형에서 모든 특성포트폴리오의 교차효과가 5% 유의수준에서 통계적으로 의미가 있으며, Merton 모형에서 소규모 포트폴리오와 부도위험 간에 교차효과가 1% 유의수준에서 유의하였다.

규모 대비 부도효과에서 참조 포트폴리오(낮은 부도지수와 대규모 포트폴리오)의 기대수익률은 DOC 모형에서 월 1.77%, Merton 모형에서 월 1.06%이다. 5% Wald 결합검정 유의수준을 기준으로 참조포트폴리오를 사용하여 높은 부도지수를 가진 소규모 포트폴리오의 월 기대수익률은 다음과 같이 계산된다. DOC 모형은 교차효과만 반영하여 월 4.08%(1.77+2.31), Merton 모형은 규모의 단일효과와 교차효과를 동시에 반영하여 월 6.33%(0.72+2.42+3.19)이다. 규모의 효과가 반영되지 않은 DOC 모형의 고부도위험-소규모 포트폴리오 월 기대수익률이 Merton 모형의 포트폴리오에 비해 2.25% 정도 낮다.

DOC 모형에 대한 BM효과 대비 부도효과 수익률분해 회귀분석의 Wald 결합검정 결과에서 5% 유의수준으로, Merton 모형에서는 1% 유의수준으로 BM효과만 통계적으로 의미가 있다. 또한 각 모형의 BM효과 대비 부도위험의 모형별 교차효과는 Merton

6) 각 모형별 참조포트폴리오의 $\beta_{1,1}$ 은 아래 표와 같다.

모형	규모 대비 부도효과	BM효과 대비 부도효과
DOC	1.77%	1.06%
Merton	0.72%	0.38%

모형에서 중간 부도지수를 가진 중간 BM 포트폴리오의 교차효과를 제외하고 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. DOC 모형에서 교차효과는 높은 부도위험을 가진

<표 7> 규모, BM비율, 각 모형별 부도지수 포트폴리오에서 수익률분해 회귀분석

규모효과 대비 부도효과 분해기준에서 규모 및 부도지수 기준으로 15개를 구성한 포트폴리오의 회귀분석 결과를 제시함. 규모를 기준으로 3분위 포트폴리오를 구성하고, 각 구조모형의 부도지수 별로 3분위 포트폴리오를 구성함. 그리고 독립적으로 구성한 분위 포트폴리오들 가운데 서로의 포트폴리오에 포함되는 9개의 포트폴리오를 구성함. 규모 대비 부도위험 회귀분석의 참조포트폴리오는 낮은 DLI를 가진 대규모 기업의 포트폴리오임. BM효과 대비 부도효과 분해기준에서 BM비율 및 부도지수 기준으로 15개의 포트폴리오를 구성하고 회귀분석결과를 제시함. 포트폴리오의 구성은 규모효과 대 부도효과를 위해 구성한 포트폴리오 구성절차와 같음. 회귀분석은 Fama-MacBeth 절차를 따라 아래 회귀식을 사용하여 수행하였음.

$$E_t(r_{t+1}^P) = \beta_{1,1} + \sum_{j=2}^{N_1} \beta_{j, \cdot} X_t(j, \cdot) + \sum_{k=2}^{N_2} \beta_{\cdot, k} X_t(\cdot, k) + \sum_{j=2k=2}^{N_1, N_2} \beta_{j,k} X_t(j, k)$$

DOC, Merton는 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. Wald 검정은 각 개별 효과의 계수가 동시에 '0'인가를 판단하는 결합검정임(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

분해기준	계수	DOC	Merton
규모효과 대비 부도효과	$\beta_{\text{규모(중)}, \cdot}$	-0.0033	-0.0004
	$\beta_{\text{규모(소)}, \cdot}$	0.0213***	0.0242***
	$\beta_{\text{부도위험(중)}, \cdot}$	0.0006	0.0048**
	$\beta_{\text{부도위험(고)}, \cdot}$	-0.0003	0.0086***
	$\beta_{\text{규모(중), 부도위험(중)}}$	-0.0049**	0.0004
	$\beta_{\text{규모(중), 부도위험(고)}}$	-0.0102**	-0.0004
	$\beta_{\text{규모(소), 부도위험(중)}}$	0.0188**	0.0189***
	$\beta_{\text{규모(소), 부도위험(고)}}$	0.0231**	0.0319***
	Wald 검정		
	$\beta_{\text{규모(중)}, \cdot} = \beta_{\text{규모(소)}, \cdot} = 0$	4.4616	6.0028**
	$\beta_{\text{부도위험(중)}, \cdot} = \beta_{\text{부도위험(고)}, \cdot} = 0$	0.0084	1.2799
BM효과 대비 부도효과	$\beta_{BM(\text{중}), \cdot}$	0.0035	0.0075**
	$\beta_{BM(\text{고}), \cdot}$	0.0215***	0.0254***
	$\beta_{\text{부도위험(중)}, \cdot}$	0.0033	0.0086***
	$\beta_{\text{부도위험(고)}, \cdot}$	0.0025	0.0124***
	$\beta_{BM(\text{중}), 부도위험(중)}}$	0.0023	0.0063*
	$\beta_{BM(\text{중}), 부도위험(고)}}$	0.0170***	0.0242***
	$\beta_{BM(\text{고}), 부도위험(중)}}$	-0.0054	0.0121***
	$\beta_{BM(\text{고}), 부도위험(고)}}$	0.0242***	0.0326***
	Wald 검정		
	$\beta_{BM(\text{중}), \cdot} = \beta_{BM(\text{고}), \cdot} = 0$	7.2635**	9.3636***
	$\beta_{\text{부도위험(중)}, \cdot} = \beta_{\text{부도위험(고)}, \cdot} = 0$	0.2934	2.7887

BM 포트폴리오들만이 통계적으로 의미가 있다.

BM효과 대비 부도효과에서 참조 포트폴리오(낮은 부도지수와 낮은 BM 포트폴리오)의 기대수익률은 DOC에서 월 1.06%, Merton에서 월 0.38%이다. 5% 유의수준 Wald 결합검정결과를 기준으로 참조 포트폴리오를 사용하여 높은 부도지수를 가진 높은 BM 비율 포트폴리오의 월 기대수익률은 다음과 같이 산출한다. 각 모형별로 BM효과와 교차효과를 동시에 반영하여, DOC은 월 5.63%(1.06+2.15+2.42), Merton은 월 6.18%(0.38+2.54+3.26)이다. DOC 모형의 고BM-고부도위험 포트폴리오의 월 기대수익률은 Merton 모형의 포트폴리오에 비해 0.55% 정도 낮다.

2) 개별 주식수익률에 대한 Fama-MacBeth 회귀분석

<표 8>에서 당기 개별주식수익률에 대해 전기 규모, BM비율, 부도지수를 사용하여 Fama-MacBeth 회귀분석을 실시하였다. 회귀식은 각 변수의 선형관계와 아울러 각 변수를 제공한 비선형성과 부도지수와 규모 혹은 부도지수와 BM비율의 곱으로 표현된 교차효과를 포함한다. 회귀분석 결과의 해석상 문제를 피하기 위해 Vassalou and Xing (2004)에서 규모 및 BM비율을 부도지수에 직교화한 후 사용한 절차에 비추어 각 모형별 부도지수에 규모 및 BM비율을 직교화한 후 회귀분석을 실시하였다. Fama-MacBeth 회귀분석은 선형, 비선형, 교차효과를 모두 고려한 모형, 규모효과의 선형, 비선형을 제거한 모형, BM효과의 선형, 비선형을 제거한 모형으로 구성하였다.

개별주식수익률에 대한 Fama-MacBeth 회귀분석 결과에서 부도효과는 1% 및 5% 유의수준으로 가변부도격발가치를 가진 DOC 모형에서만 유의하게 나타났다. 반면 Merton 모형의 부도효과는 통계적으로 무의미하였다. Merton 모형에서 부도지수가 통계적으로 유의하였던 Vassalou and Xing(2004)의 결과와 상반된다. DOC 부도지수에 대한 계수는 음(-)의 값을 나타내어 전기 부도지수가 상승할수록 당기에 개별수익률이 하락한다고 볼 수 있다. BM효과는 DOC 및 Merton 모형 모두 통계적으로 유의하였다. 규모효과는 모든 부도지수 모형에서 무의미하게 나타났다. DOC 모형에서 규모효과를 제거한 회귀모형의 부도지수에 대한 계수의 절대값이 모든 변수를 고려한 모형의 부도지수에 대한 계수의 절대값 보다 작게 나타났다. 반면 BM효과를 제거한 회귀모형의 부도지수에 대한 계수의 절대값이 모든 변수를 고려한 모형의 부도지수에 대한 계수의 절대값 보다 크게 나타났다. Vassalou and Xing(2004)에서 규모효과를 제거한 경우 부도지수의 계수 값이 통계적으로 무의미해졌던 결과와 상반된다.

<표 8> 당기 종목별 주식수익률에 대한 전기 규모, BM비율, 각 모형별 부도지수의 Fama-MacBeth 회귀 분석

Fama-MacBeth 회귀분석을 월별 개별종목 주식수익률에 대하여 아래 회귀식을 사용하여 수행함. 규모 및 BM비율 변수는 각 모형에서 제공하는 부도지수에 대해 직교하도록 수정하여 표본을 재구성함. 당기 월별 개별종목 주식수익률에 대하여 전기 직교화한 규모 및 BM비율, 각 모형별 부도지수를 사용함. 변수별 교차효과와 비선형성을 검증하기 위하여 각 변수를 제공한 변수와 교차하여 곱한 변수를 사용함. DOC, Merton는 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성을 고려한 White(1980) 방식을 적용함(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

$$r_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{부도지수}^2 + \beta_2 \text{부도지수} + \beta_3 \text{규모} + \beta_4 \text{규모}^2 + \beta_5 BM + \beta_6 BM^2 + \beta_7 \text{규모} \times \text{부도지수} + \beta_8 BM \times \text{부도지수}$$

모형	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8
DOC	0.0371***	-0.0505**	0.0263	0.0000	-0.0000	0.0078***	-0.0007	-0.0000	0.0030
	0.0372***	-0.0673***	0.0399*	0.0000	-0.0000			-0.0000	
	0.0372***	-0.0490**	0.0253			0.0074**	-0.0008		0.0034
Merton	0.0179**	-0.0057	0.0064	-0.0000	-0.0000	0.0080***	-0.0011*	-0.0000	0.0051
	0.0149*	-0.0023	-0.0042	-0.0000	-0.0000			-0.0000*	
	0.0181**	0.0028	0.0070			0.0079***	-0.0011*		0.0045

<표 7>의 수익률 분해 포트폴리오 분석과 <표 8>의 개별수익률 분석은 상반된 결과가 나타난다. 첫째, 수익률 분해 포트폴리오 분석에서 부도위험의 단일효과는 두 모형 모두 존재하지 않았다. 반면에 개별수익률 분석에서 DOC 모형의 부도위험의 단일효과가 통계적으로 의미가 있었다. 둘째, 수익률 분해 포트폴리오 분석에서 Merton 모형은 규모효과가 단일효과로서 의미가 있었으나, 개별주식수익률 분석에서 규모효과는 두 모형에서 모두 존재하지 않았다. 두 가지 상반된 회귀분석결과는 표본에 차이가 나타난 결과로 볼 수 있다. 일반적으로 개별수익률 표본은 표본의 수가 큰 반면 극단치가 존재한다. 포트폴리오 분석의 포트폴리오 표본은 포트폴리오를 구성하면서 극단치의 영향이 감소하는 반면 요인별 특성이 부각되거나 희석될 수 있다. 표본에 분포하는 극단치의 영향이 미미하다면 개별수익률 분석결과가 수익률 분해 포트폴리오 분석결과를 지지할 것이다.

4. FF-3요인과 각 모형별 부도지수를 사용한 확장(spanning)검정

본 절은 규모효과, BM효과 및 각 모형별 부도지수로 측정한 부도위험이 요인포트폴리오로서 기능하는가를 살펴본다. Fama and French(1996) 및 Davis et al.(2000)의 연구에서 확장(spanning)검정을 사용하여 시장 이상 현상들이 FF-3요인 모형으로 대부분 설명됨을 보였다. 본 연구는 확장검정을 통해서 부도위험이 FF-3요인 외에 체계적인 요인으로 존재할 수 있는가를 분석한다. Fama and French(1996)는 SMB와 HML이 기업의 재무적 스트레스를 반영하는 요인이라고 주장하였다. 본 연구는 부도요인 무투자 포트폴리오를 구성하여 FF-3요인에 부도요인을 식 (10)과 같이 추가한다. 그리고 4요인 모형에서 부도요인이 체계적인 요인으로 기능하는가를 검정한다.

$$r_i - r_f = a_i + b_i(r_M - r_f) + s_iSMB + h_iHML + d_i\text{부도요인} + \epsilon_t \quad (10)$$

부도요인 무투자포트폴리오는 높은 부도지수포트폴리오의 시가가중수익률에서 낮은 부도지수포트폴리오 시가가중수익률의 차로 정의한다. 즉 시장이 합리적이라면 높은 부도위험에 대해서 추가적인 프리미엄을 요구할 것이다. 3요인 및 4요인 포트폴리오의 시가가중수익률을 구성하기 위해서 Davis et al.(2000)의 무투자 포트폴리오 구성절차를 사용한다. 규모, BM비율, 부도지수 기준으로 4분위 포트폴리오를 구성하고 각 기준별 포트폴리오 공통적으로 속하는 64개 포트폴리오의 시가가중수익률을 산출하였다. 이 가운데 8개의 포트폴리오를 추출하여 요인 포트폴리오수익률을 구성한다. 8개의 포

트폴리오는 규모/BM비율/부도지수를 기준으로 최소/최고/최고, 최소/최고/최저, 최소/최저/최저, 최소/최저/최고, 최대/최고/최고, 최대/최고/최저, 최대/최저/최저, 최대/최저/최고이다 FF-3요인 가운데 SMB, HML과 부도요인포트폴리오 시가가중수익률은 아래와 같은 방식으로 산출하였다.

$$SMB = (\text{최소/최고/최고} + \text{최소/최고/최저} + \text{최소/최저/최저} + \text{최소/최저/최고})/4 - (\text{최대/최고/최고} + \text{최대/최고/최저} + \text{최대/최저/최저} + \text{최대/최저/최고})/4$$

$$HML = (\text{최소/최고/최고} + \text{최소/최고/최저} + \text{최대/최고/최고} + \text{최대/최고/최저})/4 - (\text{최소/최저/최저} + \text{최소/최저/최고} + \text{최대/최저/최저} + \text{최대/최저/최고})/4$$

$$\text{부도요인} = (\text{최소/최고/최고} + \text{최소/최저/최고} + \text{최대/최고/최고} + \text{최대/최저/최고})/4 - (\text{최소/최고/최저} + \text{최소/최저/최저} + \text{최대/최저/최저} + \text{최대/최고/최저})/4$$

식 (10)의 요인 모형을 검정하기 위해서 규모효과, BM효과 및 부도위험에 대한 검정 포트폴리오를 구성하여야 한다. 본 연구는 검정 포트폴리오의 구성을 위해 규모, BM비율, 부도지수를 기준으로 독립적인 3분위 포트폴리오를 각각 구성하고, 각 요인의 분위에서 교차로 존재하는 종목들을 사용하여 27개 포트폴리오를 구성하였다. <부록 표 2>에서 각 모형별 부도지수를 사용한 27개 검정 포트폴리오의 요약통계량을 제시한다.

<표 9>에서 27개 포트폴리오를 대상으로 FF-3요인 및 부도요인을 추가한 회귀분석결과를 나타낸다. 순서대로 FF-3요인과 부도요인을 나타내는 a, b, s, h, d의 유의수준 검정은 이분산성을 고려한 White(1980) 방식을 적용하였고, 결합검정으로 Wald χ 검정 및 GRS F검정(Gibbons et al., 1989)을 실시하였다.⁷⁾ 분석결과에서 FF-3요인에 대한 Wald χ 및 GRS F검정통계량은 DOC 모형에서 각각 269.92, 5.56이며 Merton 모형에서 각각 340.85, 7.11로 나타나 DOC 모형이 Merton 모형보다 낮았고, FF-3요인과 부도요인을 포함한 4요인에 대한 GRS F검정 통계량은 DOC 모형에서 4.89, Merton 모형에서 5.56으로 여전히 DOC 모형이 Merton모형보다 우세하였다. 반면 Wald χ 검정에서 DOC 모형의 4요인 회귀모형의 통계량이 Merton 모형의 통계량보

7) 27개 포트폴리오에 대한 Wald χ 검정과 GRS F검정은 식 (10)의 시계열 회귀분석 확장검정(spanning test)통계량이다. <표 9>에서 b, s, h, d는 시계열회귀분석에서 추정된 요인별 베타로 식 (10)의 횡단면 회귀분석을 실시하여 추정된 요인별 시장프리미엄을 의미하고 a는 횡단면 회귀식의 절편이다.

<표 9> 월별 주식수익률로 구성된 Fama-French 3요인 및 부도요인 회귀분석

(부록 <표 2>의 27개 포트폴리오를 대상으로 Fama-French 3요인 및 부도요인 회귀분석을 수행함. 요인포트폴리오의 수익률을 구성하기 위하여 규모, BM 비율, 부도지수 기준으로 4분위 포트폴리오를 구성하고 각 기준별 포트폴리오에서 공통적으로 속하는 64개 포트폴리오의 시가가중수익률을 산출함. 이 가운데 8개의 포트폴리오를 추출하여 요인포트폴리오수익률을 구성함. 8개의 포트폴리오는 규모/BM비율/부도지수를 기준으로 최소/최고/최고, 최소/최고/최저, 최소/최저/최저, 최소/최저/최고, 최대/최고/최고, 최대/최고/최저, 최대/최저/최저, 최대/최저/최고인. Fama-French 3요인의 SMB, HML과 부도요인 포트폴리오수익률은 아래와 같이 산출함.

$$SMB = (최소/최고/최고+최소/최고/최저+최소/최저/최저+최소/최저/최고)/4 - (최대/최고/최고+최대/최저/최저+최대/최저/최고+최대/최저/최고)/4$$
$$HML = (최소/최고/최고+최소/최고/최대/최고/최저)/4 - (최소/최저/최저+최소/최저/최고+최대/최저/최저+최대/최저/최고)/4$$
$$부도요인 = (최소/최고/최고+최소/최저/최저+최고/최고/최저+최저/최저+최대/최저/최저+최대/최저/최고)/4$$

위 요인들을 사용하여 아래와 같은 Fama-French 3(FF-3)요인 및 FF-3요인에 부도요인을 추가한(FF-3요인+부도요인) 회귀분석을 실시함. DOC, Merton 는 구조형 기업부도확률모형을 구분함. 순서대로 FF-3요인과 부도요인의 추정계수인 a, b, s, h, d의 유의수준검정은 이분산성을 고려한 White(1981) 방식을 적용함. Wald χ 검정 및 GRS F검정(Gibbons et al., 1989)은 시계열 회귀분석에서 27개 포트폴리오의 절편이 모두 '0'이라는 결합가설 검증결과임. <표 9>의 b, s, h, d는 각 회귀모형의 횡단면 회귀분석에서 요인별 시장프리미엄을 의미하며 a는 절편임. 유의수준검정은 이분산성을 고려한 White(1981) 방식을 적용함(*, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

FF-3요인 : $r_{i,t}-r_{f,t} = a_i + b_i(r_{M,t}-r_{f,t}) + s_iSMB + h_iHML$
FF 3+부도요인 : $r_{i,t}-r_{f,t} = a_i + b_i(r_{M,t}-r_{f,t}) + s_iSMB + h_iHML + d_i부도요인$

모형	요인들	a	b	s	h	d	Wald(확률)	GRS(확률)
DOC	FF-3요인	-0.0732**	0.1006***	-0.0018	0.0026		269.92(0.00)	5.56(0.00)
	FF 3+부도요인	-0.0531*	0.0798**	-0.0027	0.0019	0.0067**	188.11(0.00)	4.89(0.00)
Merton	FF-3요인	-0.0632**	0.0889***	0.0098***	0.0001		340.85(0.00)	7.11(0.00)
	FF 3+부도요인	0.0145	0.0098	0.0058**	0.0014	0.0119***	175.16(0.00)	5.56(0.00)

다 크게 나타났다. DOC 모형에서 FF-3요인 회귀모형과 FF-3요인 모형에 부도요인을 추가한 4요인회귀모형 모두에서 규모의 프리미엄은 통계적으로 유의하지 않으나, Merton 모형에서는 규모의 프리미엄이 통계적으로 유의하게 나타난다. Vassalou and Xing(2004)이 Merton 모형을 사용한 연구에서 규모요인이 부도요인과 관련되어 있다고 주장한 분석결과와 부합한다. 또한 4요인회귀모형을 기준으로 DOC 모형은 시장 프리미엄이 통계적으로 유의하지만 Merton 모형은 통계적으로 무의미하다.

IV. 결 론

본 연구는 만기 전 부도가능성을 반영하기 위하여 최초 통과시점 확률과정을 사용한 가변적 부도격발가치를 가진 DOC 모형과 고정 부도격발가치를 가진 Merton 모형 기업부도확률을 부도지수로 사용하였다. 본 연구의 결과는 Vassalou and Xing(2004)의 결과와 다음과 같은 차이가 있다. 먼저, 표본일치 분석에서 Merton 모형에 기반한 부도지수를 이용할 경우 부도집단과 통제집단은 거의 구별되지 않았다. 둘째, 부도위험을 통제하고 기업규모 효과를 살펴본 분석에서 규모효과의 초과수익률이 모든 부도위험 집단에 걸쳐 유의적인 음(-)의 값을 나타냈으며, 부도위험을 통제하고 BM효과를 살펴본 분석에서도 BM효과의 초과수익률이 모든 부도위험 집단에 걸쳐 유의적인 음(-)의 값을 나타냈다. 즉 부도위험을 통제한 상황에서 국내 주식시장은 소규모 종목과 높은 BM 종목에 대해 고평가하거나, 대규모 종목과 낮은 BM 종목을 저평가하는 합리적인 투자자의 행태로 보기 어려운 현상이 관측되었다.

본 연구는 추가자료를 사용한 부도위험 연구에서 만기 전 부도가능성을 고려한 모형과 그렇지 않은 모형을 비교하였다. 표본일치 분석에서 DOC 모형을 이용할 경우 부도 집단은 통제집단과 완전히 구별되는 특성을 보인 반면, Merton 모형을 이용할 경우 두 집단은 뚜렷이 구별되지 않았다. <표 3>과 <표 4>의 부도위험을 통제한 규모효과와 BM효과, <표 5>의 규모를 통제한 부도위험 효과, <표 6>의 BM비율을 통제한 부도위험 효과를 5분위-5분위 포트폴리오로 25개를 구성하여 DOC 모형과 Merton 모형의 경우를 비교한 결과, DOC 모형의 부도지수를 사용하는 5분위-5분위 25개 포트폴리오에서 포트폴리오의 특성들이 보다 분명하게 분류되었다. <표 7>의 효과별 포트폴리오 수익률분해 분석에서 보면 부도위험과 규모, 그리고 BM의 결합효과가 DOC 모형 및 Merton 모형 모두에서 존재하였다. Merton 모형의 경우 규모효과가 단독으로도 존재하였다. <표 8>의 개별주식수익률에 대한 Fama-MacBeth 회귀분석에서 보면 DOC 모

형을 이용할 경우 부도위험효과가 개별주식수익률에 영향을 미친 반면 Merton 모형의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. <표 9>의 FF-3요인 및 부도요인을 포함한 4요인 회귀분석에서는 부도요인이 두 모형 모두의 경우 통계적으로 유의하였으나, DOC 모형을 이용할 경우 부도요인이 포함될 때 규모요인의 통계적 유의성이 사라졌다. 이상의 실증분석 결과는 모형 간 부도위험 식별능력의 차이가 포트폴리오 수익률의 특성을 다르게 설명할 수 있다는 주장의 근거가 된다.

국내 자료를 사용하여 얻은 이러한 분석결과는 미국시장의 자료를 사용한 Vassalau and Xing(2004)의 분석결과와 상당한 차이를 보이는데, 그 차이는 반드시 모형 간 식별능력의 차이에서 기인한다고 볼 수 없다. 국내 주식시장과 미국 주식시장의 근본적인 성격의 차이 때문인지 아니면 만기 전 부도격발가치를 고려하지 않은 모형의 문제인지를 규명하지 못한 점은 본 연구의 한계이다.

참 고 문 헌

- 강대일, 조재호, “새로운 모수추정법을 사용한 구조형 기업부도확률모형간 예측성과”, 2010년 재무학회 정기학술대회.
- Aharony, Joseph, Charles P. Jones, and Itzhak Swary, “An Analysis of Risk and Return Characteristics of Bankruptcy Using Capital Markte Data,” *Journal of Finance*, 35, (1980), 1001-1016.
- Altman, E. I., “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy,” *Journal of Finance*, 23, (1968), 589-609.
- Brockman, P. and H. J. Turtle, “A Barrier Option Framework for Corporate Security Valuation,” *Journal of Financial Economics*, 67, (2003), 511-529.
- Crosbie, P. and J. Bhon, “Modeling Default Risk : Modeling methodology,” Moody’s K. M. V., (2003).
- Daniel, Kent and Sheridan Titman, “Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns,” *Journal of Finance*, (1997), 1-33.
- Davis, James L., Fama, Eugene F., and French, Kenneth R., “Characteristics, Covariances, and Average Returns : 1929 to 1997,” *Journal of Finance*, 55, (2000), 389-406.
- Dichev, I., “Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?” *Journal of Finance*, 53, (1998), 1131-47.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium : Empirical tests,” *Journal of Political Economy*, 81, (1973), 607-636.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, (1993), 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies,” *Journal of Finance*, 51, (1996), 55-84.
- Gibbons, Michael R., Stephen A. Ross, and Jay Shanken, “A Test of the Efficiency of a Given Portfolio,” *Econometrica*, 57, (1989), 1121-1152.
- Gharghori, P., H. Chan, and R. Faff, “Investigating the Performance of Alternative Default Risk Models : Option-Based versus Accounting-Based Approaches,” *Australian Journal of Management*, 31, (2006), 207-234.
- Heston, Steven L. and K. Geert Rouwenhorst, “Does Industrial Structure Explain the

- Benefits of International Diversification?" *Journal of Financial Economics*, 36, (1994), 3-27.
- Hillegeist, Stephen A., Elizabeth K. Keating, and Donald P. Cram, Kyle G. Lundstedt, "Assessing the probability of bankruptcy," *Review of Accounting Studies*, 9, (2004), 5-34.
- Leland, Hayne E., "Predictions of Default Probabilities in Structural Models of Debt," *Journal of Investment Management*, 2, (2006), 5-20.
- Liu, Bo, Ahmet E. Kocagil, and Greg M. Gupton, "Fitch Equity Implied Rating and Probability of Default Model," *Quantitative Research Special Report, FitchSolutions*, (2007).
- Merton, Robert C., "On the Pricing of Corporate Debt : the Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29, (1974), 449-70.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, (1987), 703-708.
- Nijman, Theo, Laurens Swinkels, and Marno Verbeek, "Do Countries or Industries Explain Momentum in Europe?" *Journal of Empirical Finance*, 11, (2004), 461-481.
- Rich, Don, "The Mathematical Foundations of Barrier Options," *Advanced in Futures and Options Research*, 7, (1994), 267-311.
- Roll, Richard, "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices," *Journal of Finance*, 47, (1992), 3-41.
- Vassalou, Maria and Yuhang Xing, "Default Risk in Equity Returns," *Journal of Finance*, 59, (2004), 831-868.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, (1980), 817-838.

<부 록>

DOC 모형 내재부도격발가치를 추정하기 위한 2단계 반복갱신법의 절차¹⁾

Brockman and Turtle(2003)은 DOC 모형의 부도격발가치를 추정하였다. Brockman and Turtle은 부도가 발생하는 부채수준을 특정한 기업변수에 맞추어 고정하지 않고, 마치 일반옵션모형에서 내재변동성을 산출하듯이 모형의 모수들을 사용하여 내재된 부도격발가치를 추정하였다. Brockman and Turtle은 내재부도격발가치 추정하기 위해 역사적 변동성법을 사용하여 역사적 기업가치, 역사적 변동성, 무위험이자율을 모수로 사용하였다. 반면 강대일, 조재호(2010)는 변동성이 일정수준에 수렴할 때까지 기업총가치를 반복갱신하는 단계와 동일한 수렴수준까지 부도격발가치를 반복 갱신하는 두 단계로 모수를 추정한다. 강대일, 조재호(2010)는 이 새로운 추정법을 2단계 반복갱신법이라 명명하였다.

2단계반복갱신법의 절차는 아래와 같이 수행한다. ①단계 : 전체표본기간에 걸쳐 이 동평균방식을 적용할 고정구간을 설정한다. 일별 주식수익률의 이동평균 표준편차(σ_{ini})를 산출한다. 기업 총가치를 부채의 장부가액과 시가총액을 합으로 계산하고 이 가치를 기업총가치의 초기값(V_{ini})으로 사용한다. ②단계 : 식 (3)을 부도격발가치로 미분하여 $\partial E/\partial H$ 를 구성한다. 식 $\partial E/\partial H$ 에 이동평균 주식수익률의 표준편차, 기업총가치의 초기값, 해당 영업일을 기준으로 1년 전 시가총액, 만기, 무위험이자율을 대입하고 Newton-Rahpson 방식으로 일정한 허용오차 이내로 수렴한 내재부도격발가치(H_{DOC})를 산출한다. 다음으로 식 (3)을 기업총가치로 미분한 $\partial E/\partial V$ 를 구성한다. 식 $\partial E/\partial V$ 에 산출한 내재부도격발가치와 위의 초기값들을 대입하여 Newton-Rahpson 방식으로 일정한 허용오차 이내로 수렴한 새로운 기업총가치(V_{DOC})를 산출한다. ③단계 : 고정기간 동안 ②단계를 반복하여 초기값들을 사용한 내재부도격발가치와 새로운 기업총가치를 산출한다. 추정된 일별 기업총가치로 기업총가치의 일별수익률을 계산하고 평균과 표준편차를 계산한다. 계산된 기업총가치 일별수익률 평균은 기업수익률(μ_{DOC})로, 그 표준편차를 새로운 기업변동성(σ_{DOC})으로 갱신한다. ④단계 : ③단계에서 확보한 일별 기

부록 1) DOC 모형의 내재부도격발가치추정을 위한 2단계 반복갱신법 절차는 강대일, 조재호(2010)를 인용하였다.

업총가치와 기업변동성, 기존 변수들(V_{DOC} , r , δ , τ , σ_{DOC} , E , H_{DOC})을 사용하여 다시 ②, ③단계를 반복하고 갱신된 기업변동성을 확보한다. 기존 기업변동성과 갱신된 기업변동성이 일정한 허용오차 이내로 수렴할 때까지 고정기간동안 ②, ③단계를 반복한다. 고정기간에서 수렴된 변동성이 추정되면 1영업일 앞으로 이동하여 ①단계를 실시한다. 그리고 수렴된 변동성이 추정될 때까지 ②, ③단계를 반복한다. ①~④ 절차를 일별로 전체 표본기간에 걸쳐 실시하고 일별 기업총가치 (V_{DOC}), 일별 내재부도격발가치 (H_{DOC}), 및 다른 모수들(μ_{DOC} , σ_{DOC})를 추정한다.

DOC 모형에 적용하는 2단계반복갱신법에서 필요한 수렴임계치는 기업총가치 변화, 내재부도격발가치 변화, 기업변동성이며 그 수렴수준은 10^{-4} 으로 설정한다. 고정기간은 통상 1년에 해당하는 250 영업일로 정한다.

(부록 <표 1>) 제조업 대상 상장 종목 수 및 상장폐지 종목 수

제조업 대상 상장 종목은 KCM I DB를 자료를, 상장폐지 종목은 상장협의회 TS 2000 DB에서 제공하는 자료를 병합하여 작성함.

연도	상장 종목 수	상장폐지 종목 수
1994	657	0
1995	657	0
1996	657	3
1997	676	7
1998	679	16
1999	671	34
2000	642	14
2001	641	17
2002	646	28
2003	632	13
2004	633	21
2005	627	17
2006	630	4
2007	642	9
2008	656	2

(부록 <표 2>) 규모, BM비율, 부도지수 기준 3분위 포트폴리오 요약 통계량

각 구조형 기업부도모형별 27개 포트폴리오에는 모든 개별종목을 규모, BM비율, 부도지수 기준으로 정렬하여 각각 3분위 포트폴리오로 나눈 후에 각 기준별 포트폴리오에서 공통적으로 속하는 종목을 추출하여 구성함. 각 포트폴리오의 수익률은 시가가중수익률로 산출함. DOC, Merton은 구조형 기업부도확률모형을 구분함.

모형	규모	BM 비율	부도 지수	시가가중 수익률	평균규모	평균 BM	평균 부도지수
DOC	소	고	고	0.0327	19.1480	2.5908	0.6667
	소	고	중	0.0207	19.4535	2.5587	0.6064
	소	고	저	0.0126	19.6848	2.5208	0.5196
	소	중	고	0.0291	19.4663	2.1274	0.6456
	소	중	중	0.0231	19.6325	2.1576	0.5933
	소	중	저	0.0151	19.7621	2.1521	0.5247
	소	저	고	0.0352	20.0325	1.9892	0.6651
	소	저	중	0.0337	20.0125	1.9582	0.6210
	소	저	저	0.0289	20.0812	1.9350	0.5364
	중	고	고	0.0320	19.1108	2.4601	0.6451
	중	고	중	0.0211	19.4321	2.5014	0.5903
	중	고	저	0.0135	19.6763	2.4953	0.5237
	중	중	고	0.0287	19.4804	1.9644	0.6393
	중	중	중	0.0233	19.6739	1.9037	0.5800
	중	중	저	0.0156	19.8111	1.8121	0.5161
	중	저	고	0.0341	20.0042	1.8113	0.6477
	중	저	중	0.0329	20.0222	1.6781	0.6012
	중	저	저	0.0287	20.1094	1.5762	0.5324
	대	고	고	0.0261	20.1940	2.3302	0.6279
	대	고	중	0.0259	20.2275	2.3714	0.5787
	대	고	저	0.0256	20.2462	2.4076	0.5273
	대	중	고	0.0264	20.2656	1.7851	0.6348
	대	중	중	0.0261	20.2812	1.7333	0.5772
	대	중	저	0.0260	20.2943	1.6800	0.5173
	대	저	고	0.0268	20.3806	1.7114	0.6626
	대	저	중	0.0266	20.3230	1.5874	0.6071
	대	저	저	0.0264	20.3138	1.4999	0.5247

모형	규모	BM 비율	부도 지수	시가가중 수익률	평균규모	평균BM	평균 부도지수
Merton	소	고	고	0.0380	19.3009	2.5231	0.1744
	소	고	중	0.0208	19.1575	2.5618	0.0956
	소	고	저	0.0105	19.7818	2.5528	0.0871
	소	중	고	0.0328	19.5512	2.0933	0.1656
	소	중	중	0.0230	19.4323	2.1496	0.0994
	소	중	저	0.0145	19.8499	2.1738	0.0915
	소	저	고	0.0343	20.0146	1.9444	0.1741
	소	저	중	0.0339	19.9990	1.9371	0.1084
	소	저	저	0.0291	20.1140	1.9756	0.1001
	중	고	고	0.0369	19.2725	2.4559	0.1645
	중	고	중	0.0214	19.1392	2.5022	0.0985
	중	고	저	0.0116	19.7741	2.5007	0.0923
	중	중	고	0.0322	19.5851	1.9051	0.1669
	중	중	중	0.0233	19.4604	1.9339	0.1011
	중	중	저	0.0150	19.9011	1.8479	0.0939
	중	저	고	0.0334	20.0035	1.7158	0.1677
	중	저	중	0.0331	19.9924	1.6998	0.1091
	중	저	저	0.0288	20.1466	1.6300	0.1039
	대	고	고	0.0264	20.2183	2.3521	0.1596
	대	고	중	0.0260	20.2143	2.3633	0.1070
	대	고	저	0.0257	20.2425	2.3940	0.1037
	대	중	고	0.0267	20.2842	1.7407	0.1672
	대	중	중	0.0263	20.2740	1.7567	0.1064
	대	중	저	0.0261	20.2941	1.7019	0.1009
	대	저	고	0.0270	20.3633	1.6146	0.1802
	대	저	중	0.0268	20.3162	1.6088	0.1135
	대	저	저	0.0265	20.3438	1.5465	0.1075

An Analysis of Default Portfolios using the First Passage Time Stochastic Process

Dae-Il Kang* · Jaeho Cho**

〈abstract〉

We study the risk-return trade-off between the default risk and the stock return based on portfolio return data. In order to quantify the default risk of a firm, we adopt the down and out call option (DOC) model of Brockman and Turtle (2003), which considers the possibility of default prior to the maturity of debt. By comparison, Vassalou and Xing (2004) used the option pricing model of Merton (1974) that considers the default possibility only at the maturity of debt. This study focuses on examining whether properties of default portfolios under DOC model differ from those under Merton model. The main findings are as follows. First, in sample matching analyses to show the ability of the model to identify a firm's default, control groups are distinguished from sample groups under DOC model, but not under Merton model. Second, the default index constructed using DOC model is statistically significant in the Fama-MacBeth (1973) type regression the purpose of which is to analyze whether the default risk affects individual stock returns, but the index under Merton model is not. Finally, under DOC model, the size effect is weakened in statistical significance in our 4 factor-model that contains FF-3 factors and the default risk factor, but not under Merton model. These evidences support our hypothesis that the model difference in the ability to identify a firm's default risk results in the difference between the ways that explain portfolio returns.

Keywords : Credit Risk, Structural Default Risk Model, Portfolio Analysis

* Seoul National University

** Seoul National University