바젤2 자산상관계수 계산공식의 현실성 검토: 중소기업 대출 포트폴리오를 대상으로*

권 태 고** • 정 재 만*** • 조 태 근****

<국문초록>

본 연구는 기업은행의 1999년~2003년 중소기업 대출 자료로 바젤2 자산상관계수 계산공식의 현실성을 검토하였다.

실증분석 결과에 따르면, 자산상관계수는 매출규모와는 양(+)의 관계를, 신용등급과는 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타나 바젤2 계산공식이 상정하고 있는 자산상관계수 패턴이 국내에서도 현실성이 있었다. 이는 자산상관계수가 매출규모와 음(-)의 관계를 보이는 것으로 보고한 Kim-Park(2004)과 상반되는 결과이다. 또한, 바젤2에서는 60억원 이하의 매출규모에 대해서는 60억원으로 간주하고 있지만, 매출규모 60억원 이하에서도 자산상관계수가 매출규모와 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 바젤2 계산공식에 의해 산출된 자산상관계수는 자료로 추정한 자산상관계수에 비해 1.3배~19.2배 높으며, 이러한 차이는 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 경제적으로도 유의하다. 회귀분석 결과에 의하면, 바젤2 자산상관계수의 상향편의는 주로 계산공식에서 절편을 과도하게 높게 설정하였기 때문에 발생한 것으로 나타났으며, 바젤2에서는 매출규모와 자산상관계수간의 관계를 선형으로 설정하였지만, 로그선형이 실제 자료를 더 잘 적합시키는 것으로 나타났다.

이상의 결과로 보건대, 바젤2의 자산상관계수 계산공식은 비교적 현실적으로 고안되어져 있지만, 국내의 실정에 맞게 조정하기 위해서 보다 광범위한 실증분석이 필요한 것으로 판단된다.

핵심단어: 바젤2, 자기자본비율규제, 신용위험, 자산상관계수, 매출규모, 부도확률

* 논문 작성에 사용된 중소기업 대출 자료를 제공해준 기업은행에 감사드립니다.
** 기업은행 리스크관리 부장(iwkwon@kiupbank.co.kr)
*** 한림대학교 경영대학 재무금융학과 전임강사(jaymchung@hallym.ac.kr)
**** 기업은행 경제연구소 연구위원(tkcho7@kiupbank.co.kr)

I. 서론

1988년 발표된 현행 국제결제은행(BIS, Bank for International Settlement)의 "자기자본비율규제안"은 은행의 자산 건전성과 안정성 확보를 그 목적으로 하고 있다. 대출자산의 신용위험이 높을수록 위험가중자산(risk-weighted asset)을 높게 평가하고, 더 많은 자기자본을 요구함으로써 높은 수익률을 향유할 수 있다는 이유로 고위험 차주(obligors)에게 대출이 집중되는 것을 방지하고 있다. 따라서 위험가중자산이 적절히 산출되느냐 여부가 BIS 자기자본비율을 통한 신용위험관리의 성패에 핵심적인 역할을 한다. 그러나 현행의 위험가중자산은 차주의 신용위험 수준에 관계없이 획일적인 기준을 적용하는(one-size-fits-all) 등 많은 문제점이 지적되고 있다. 이에 따라 2004년 6월 바젤 위원회(Basel Committee)는 2006년 말 시행을 목표로 차주의 신용위험 및 기업의 매출규모에 따라 위험가중자산을 달리 적용하는 것을 주요 내용으로 한 바젤2의 최종안을 발표하였다.

BIS가 새로이 제시한 위험가중자산 계산공식에 따르면, 위험가중자산은 부도시 손실률(LGD, loss given default), 유효만기(M, effective maturity), 부도확률(π, probability of default), 자산상관계수(ρ, asset correlation), 매출규모(S, turnover size), 부도위험노출액(EAD, exposure at default) 등에 따라 변하게 된다(자세한 내용은 II장 1절 참조). 특히, 동일한 조건 하에서 자산상관계수가 높을수록 높은 위험가중자산을 부여하게 되어 있다. 이는 자산상관계수가 낮을수록 신용위험의 분산효과(diversification effect)로 체계적 위험이 낮아질 것이라는 논리에 근거한 것이다. 또한 자산상관계수 계산공식에서는 부도확률과 매출규모에 따라 자산상관계수가 다르게 산정되도록 되어 있다. 구체적으로 살펴보면, 부도확률이 높을수록 자산상관계수는 낮아지게 되어 있다. 또한, 여신의 종류를 대기업여신(매출규모 600억원 이상), 중소기업여신, 소매여신으로 분류하고, 대기업의 자산상관계수는 중소기업보다 높게, 소매여신은 낮게 산출되도록 설정되어 있다. 특히, 중소기업에 대해서는 자사상관계수 계산공식에 매출규모가 명시적으로 포함되어 매출규모가 클수록 자산상관계수가 높아지도록 되어 있으며, 매출규모가 60억원 미만일 경우

에는 60억원으로 간주하도록 되어 있다.

본 연구는 1999년~2003년 기업은행의 중소기업 대출자료로 바젤2 자산상관계수 계산공식이 국내 중소기업에 대해 현실성이 있는지를 검토하였다. 바젤2의 자산상관계수 계산공식이 현실을 반영하지 못하고 있다면, 높은 신용위험을 가지고 있는 대출자산에 대해 자기자본을 과소 배분하고, 낮은 신용위험을 가지고 있는 대출자산에 대해 자기자본을 과다 배분하는 문제가 발생하게 된다. 특히, 2002년 현재 국내 제조업 생산액에서 중소기업이 59.8%를 차지하고 있다는 점을 감안한다면 바젤2의 자산상관계수가 국내 중소기업의 현실을 적절히 반영하고 있는지 여부를 검토하는 것은 중요한 일로 판단된다 [중소기업협동중앙회(2004)].

본 연구에서는 먼저 자산상관계수가 부도확률 및 매출규모와 각각 음(-)과 양(+)의 관계를 가지는지 파악하였다. 부도확률과 매출규모에 대한 자산상관계수의 패턴을 분석한 상당수의 연구가 있지만, 그 결과는 엇갈리고 있다. Lopez(2002)는 2002년 1년간 미국, 일본, 유럽의 기업을 대상으로 분석한 결과, 바젤2의 계산공식처럼 자산상관계수가 부도확률 및 매출규모와 각각 음(-)과 양(+)의 관계를 가짐을 보고하였다. Düllmann-Scheule(2003)에서도 1991년~2000년 기간 중 독일 기업을 대상으로 동일한 결론을 얻었다. 그러나 Dietsch-Petey(2004)는 독일(1997년~2001년)과 프랑스(1995년~2001년)의 중소기업을 대상으로 분석한 결과, 자산상관계수는 부도확률과 무관하며, 차주의 매출규모와는 음(-)의 관계를 가짐을 보고하였다.

저자들이 알기로 국내 중소기업을 대상으로 자산상관계수의 패턴을 실증분석한 연구로는 Kim-Park(2004)이 유일하다. 이들은 1992년~2003년 기간 중의 자료로 바젤2 계산공식과 달리 자산상관계수가 차주의 매출규모와 음(-)의 관계를 가짐을 발견하였다. 그런데, 이 연구에서는 이자보상비율(interest coverage ratio)이 일정기간동안 100% 미만이면 부도가 발생한 것으로 간주하여 매출규모가 클수록 부도확률이 커진다는 실증결과를 얻었다. 이는 차주의 매출규모가 클수록 부도확률이 작아진다는 정형화된 사실(stylized fact)과 상반된다. 이 연구에서는 정확한 부도자료에 근거하지 않았기 때문에 매출규모와 부도확률간의 잘못된 관계를 얻었고, 잘못된 부도확률

로 자산상관계수를 계산함으로써 자산상관계수가 매출규모와 음(-)의 관계를 가진다는 실증결과를 얻었을 가능성이 있다.

다행히 본 연구에서는 부도여부에 대한 정보를 확보할 수 있어 정확한 부도확률을 측정할 수 있었는데, 정형화된 사실에 부합되게 매출규모가 클수록 부도확률이 작아졌으며, 자산상관계수는 차주의 매출규모와 양(+)의 관계, 부도확률의 대용치(proxy)라고 할 수 있는 신용등급과는 음(-)의 관계가 있음을 발견했다. 이는 바젤2의 계산공식이 국내 중소기업의 현실에 부합함을 시사한다.

나아가 본 연구에서는 바젤2의 매출규모 60억원 하한조건이 현실적인지 검토하였다. 본 연구에서 사용된 65,046개의 중소기업 대출자료 중 73.9%에 해당하는 48,064개의 자료가 매출규모 60억원 미만에 해당하는 점을 감안한다면, 바젤2의 매출규모 하한조건의 현실성 여부를 판단하는 것도 중요할 것으로 판단된다. 본 연구의 결과에 따르면, 매출규모 60억원 미만에서도 매출규모가 증가함에 따라 자산상관계수가 높아지는 패턴을 보여, 바젤2의 매출규모 하한조건은 비현실적으로 나타났다.

또한, 본 연구에서는 바젤2의 계산공식으로부터 산출된 자산상관계수와 자료로부터 추정된 자산상관계수를 비교하였다. 그 결과, 바젤2의 자산상관계수는 자료로부터 추정된 자산상관계수에 비해 1.3배~19.2배 상향편의를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 통계적으로 유의적이며, 위험가중자산을 1.5배~7.5배 과대평가할 수 있는 것으로 나타나 경제적으로도 유의적이다.

마지막으로 본 연구에서는 회귀분석을 통해 실제 자료로부터 추정된 자산상관계수를 가장 잘 적합시키는 자산상관계수 계산공식을 탐색하였다. 그 결과, 바젤2에서와 같이 자산상관계수를 매출규모의 선형함수로 설정하는 것보다 로그선형함수로 설정하는 것이 실제 자료를 보다 잘 적합시킬 수 있는 것으로 나타났다. 또한, 바젤2 자산상관계수의 상향편의는 주로 계산공식의 절편이 높게 설정되어 발생한 것임을 확인할 수 있었다.

이후 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 바젤2의 내부등급법(internal rating-based approach) 및 본 연구에서 사용하고 있는 자산상관

계수 추정모형에 대해서 설명하고, 제3장은 자료 및 실증결과, 제4장에서는 연구결과의 요약 및 시사점에 대해서 논의한다.

II. 바젤2의 내부등급법과 자산상관계수 추정모형

1. 내부등급법(Internal Ratings-based Approach)

바젤2는 중소기업 대출의 신용위험 측정방식으로 표준방식(SA, standard approach)과 내부등급법(IRB, internal ratings-based approach) 2가지를 제시하고 있다. 두 방식의 근본적인 차이는 전자는 외부신용평가기관의 신용등급을, 후자는 은행 자체의 신용등급을 이용하는데 있다.

내부등급법은 은행이 측정한 위험요소의 활용 정도에 따라 기본내부등급법(Foundation IRB)과 고급내부등급법(Advanced IRB)으로 구분된다. 기본내부등급법에서는 위험요소 중 차주의 부도확률에 대해서만 은행 자체적으로 산출한 측정치를 이용하고, 부도시 손실률(LGD), 부도위험노출액(EAD) 등 나머지 위험요소는 바젤2에서 제시한 아래의 식에 따라 측정하여 위험가중자산을 산정한다. 이에 반해 고급내부등급법에서는 차주의 부도확률 뿐만 아니라 나머지 위험요소도 은행이 자체적으로 산출하여 위험가중자산을 산정한다.

$$\text{자산상관계수}(\rho) = 0.12 \times \frac{1-e^{-50\times\pi}}{1-e^{-50}} + 0.24 \times \left(1 - \frac{1-e^{-50\times\pi}}{1-e^{-50}}\right) - 0.04 \times \left(1 - \max\left[\frac{S-60}{540}, 0\right]\right)$$

(단, 매출규모 S 의 단위는 억원)

$$\text{만기 조정항}(b) = (0.11852 - 0.05478 \times \ln\pi)^2$$

$$\text{자기자본소요율}(K) = \left[LGD \times \Phi\left\{(1-\rho)^{-0.5} \times \Phi^{-1}(\pi) + \left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{0.5} \times \Phi^{-1}(0.999)\right\} - \pi \times LGD\right]$$
$$\times (1-1.5\times b)^{-1} \times (1+(M-2.5)\times b)$$

위험가중자산(RWA) = $K \times 12.5 \times EAD$

여기서, π는 부도확률, Φ는 표준정규분포의 누적밀도함수, S는 매출규모, M은 대출자산의 유효만기이다. 자산상관계수는 부도확률과 음(-)의 관계를 가지고 있으며, 부도확률이 증가함에 따라 지수적으로(exponentially) 감소하는 특징을 가지고 있다[1]. 또한, 자산상관계수는 중소기업 매출규모의 선형증가함수로 표현되어 있으며, 매출규모가 60억원 미만일 경우에는 매출규모를 60억원으로 간주하고 있다. 자기자본소요율(K, capital requirement)은 예상외 손실에 대한 자기자본소요율을 나타낸 것으로 0.1%의 확률($\Phi^{-1}(0.999)$)로 발생할 수 있는 극단적인 신용손실에 대비한 준비자본의 크기이다. 예상손실은 충당금에 의해 대비되기 때문에 고려하지 않는다. 자기자본소요율은 자산상관계수가 증가함에 따라 높아지지만, 증가폭은 체감하는 특징을 가지고 있다. 위험가중자산(RWA, risk weight asset)은 자기자본소요율에 BIS 자기자본비율 8%의 역수인 12.5와 부도위험노출액(EAD)를 곱한 것이다.

바젤2의 계산공식에서 위험가중자산은 동일한 조건하에서 자산상관계수가 증가할수록 높아지도록 설계되어 있다. 포트폴리오 분산이론(portfolio diversification theory)에 의해 잘 알려진 바와 같이 포트폴리오를 구성하는 자산의 숫자가 증가하면 포트폴리오의 비체계적 위험은 분산되며, 포함되는 자산간의 상관계수가 낮을수록 포트폴리오의 위험분산효과는 더욱 커진다. 이러한 논리는 신용위험에 대해서도 마찬가지로 적용되어 자산상관계수가 낮을수록 위험가중자산을 낮게 부여하는 것이다.

위의 식에서 알 수 있듯이 내부등급법 방식으로 위험가중자산을 계산하는데 있어서 자산상관계수는 부도확률(π), 부도시 손실률(LGD), 대출유효만기(M)와 함께 핵심적인 역할을 한다. 또한, 부도확률(π)과 차주의 매출규모(S)가 자산상관계수 공식을 통해 위험가중자산에 영향을 미치도록 설계되어 있다. 따라서 위험가중자산을 계산하는데 있어서 자산상관계수가 현실을 반영하여 제대로 계산되는지가 중요한 문제로 대두된다.

1) 제시한 자산상관계수 공식은 금융감독원(2004)이 발표한 원화버전으로 바젤2의 공식에서 유로화로 표시된 매출규모에 원/유로 환율 1,200원을 곱한 것이다.

2. 자산상관계수 추정모형

본 연구에서는 대출 포트폴리오의 자산상관계수를 추정하기 위해 널리 사용되는 1요인 모형(one-factor model)을 상정하였다[Dietsch-Petey(2002, 2004), Lopez(2002)]. 자산가치가 기하브라운과정(Geometric Brownian Motion)을 따를 때, i번째 차주의 t시점의 자산 $A_{i,t}$는 다음과 같이 표현된다.

$$\ln A_{i,t} = \ln A_{i,0} + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t + \sigma\sqrt{t}y_{i,t} \qquad (1)$$

여기서, μ와 σ는 각각 자산 A의 추세항(drift term)과 확산항(diffusion term)이며, $y_{i,t}$는 표준정규분포(standard normal distribution)를 따르는 i번째 차주의 미관측변수(unobservable latent variable)인 확률오차항(stochastic error term)이다. 1요인 모형에서는 미관측 변수 $y_{i,t}$를 다음과 같이 체계적 위험요인(systematic risk factor) x_t와 비체계적 위험요인(idiosyncratic risk factor) $\epsilon_{i,t}$의 선형결합으로 모형화한다.

$$y_{i,t} = w_i x_t + \sqrt{1-w_i^2}\epsilon_{i,t} \qquad (2)$$

여기서, x_t와 $\epsilon_{i,t}$는 표준정규분포를 따른다. 또한, 체계적 위험요인과 비체계적 위험요인은 서로 독립이기 때문에 $E[x_t \epsilon_{i,t}] = 0$이다. 이때, w_i은 체계적 위험요인에 대한 가중치 또는 체계적 위험요인에 대한 민감도로 해석할 수 있다[2].

---

2) $E[x_t\epsilon_{i,t}] = 0$ 이기 때문에 $Var(y_{i,t}) = w_i^2 Var(x_t) + (1-w_i^2) Var(\epsilon_{i,t})$. $Var(y_{i,t}) = 1$, $Var(x_t) = 1$, $Var(\epsilon_{i,t}) = 1$이기 때문에 $1 = w_i^2 + (1-w_i^2)$이 되어 차주의 총위험에서 체계적

i번째 차주의 t시점의 신용상태(부도 혹은 비부도)는 부도촉발점(cut-off value)에 대한 $y_{i,t}$의 상대적 위치(relative location)에 따라 결정된다. $y_{i,t}$가 표준정규분포를 따르고 있기 때문에, 부도촉발점은 단순히 $\Phi^{-1}(\bar{\pi})$이 된다. 여기서, $\Phi^{-1}(\cdot)$은 표준정규분포의 누적밀도함수의 역함수이며, $\bar{\pi}$는 주어진 신용등급에 대한 비조건부 부도확률(unconditional default probability) 또는 정상부도확률(stationary default probability)이다. 즉, 다음과 같이 $y_{i,t}$가 부도촉발점 아래로 떨어지면 i번째 차주는 부도가 발생하게 된다.

$$y_{i,t} = w_i x + \sqrt{1 - w_i^2}\epsilon_{i,t} < \Phi^{-1}(\bar{\pi}) \tag{3}$$

1요인 모형에서는 동일한 포트폴리오에 속해 있는 모든 차주의 w_i가 동일하다고 가정한다. 즉, δ 포트폴리오에 대해 $w_{i\delta} = w_\delta$이 성립하여 포트폴리오에 포함되어 있는 i 및 j번째 차주의 자산가치간의 상관계수는 체계적 위험요인에 대한 가중치의 제곱으로 주어진다[3].

$$\rho = Corr(y_i, y_j) = w_\delta^2 \tag{4}$$

식 (4)에서 알 수 있는 바와 같이 1요인 모형에서는 자산상관계수가 체계적 위험요인의 가중치 또는 민감도 w_δ에 의해 결정된다. 또한 식 (3)에서 δ 포트폴리오를 구성함으로써 비체계적 위험요인이 포트폴리오 분산효과에 의해 충분히 제거된다면, δ 포트폴리오의 부도위험은 체계적 위험요인 즉, 자산상관계수에 의해 결정될 것임을 알 수 있다.

위험이 차지하는 비중은 w_i^2가 된다.

3) $Var(y_{i,t}) = 1$이므로 $Corr(y_{i,t}, y_{j,t}) = Cov(y_{i,t}, y_{j,t})$. $E[y_{i,t}] = 0$이므로 $Cov(y_{i,t}, y_{j,t}) = E(y_{i,t}y_{j,t})$. $E[\epsilon_{i,t}\epsilon_{j,t}] = 0$, $E[x_t\epsilon_{i,t}] = 0$, $E[x_t^2] = 1$이므로 $E[y_{i,t}y_{j,t}] = w_i w_j$. $w_i = w_j = w_\delta$이므로 $w_i w_j = w_\delta^2$. 이후부터는 오해의 소지가 없으면 하첨자 t를 생략하기로 한다.

식 (3)의 부도조건으로부터 체계적 위험에 대한 조건부 부도확률(probability of default conditional on systematic risk factor)을 구할 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned}\pi(x) &= \Pr\left(wx + \sqrt{1-w^2}\epsilon_i < \Phi^{-1}(\bar{\pi})\right) \\ &= \Pr\left(\epsilon_i < \frac{\Phi^{-1}(\bar{\pi}) - wx}{\sqrt{1-w^2}}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(\bar{\pi}) - wx}{\sqrt{1-w^2}}\right)\end{aligned} \tag{5}$$

식 (5)에서 마지막의 등호는 ϵ_i가 표준정규분포를 따르기 때문에 성립한다. 조건부 부도확률 $\pi(x)$는 정상부도확률 $\bar{\pi}$와 비슷한 값을 가지지만, 체계적 위험요인 x와 이에 대한 민감도 w_i에 따라 변한다. 즉, 주어진 w_i에 대해 체계적 위험요인 x가 변하면 조건부 부도확률도 같이 변한다.

체계적 위험요인 x가 계열 독립(serial independence)이고, x가 주어진 상황에서 포트폴리오 내의 대출자산의 부도가 조건부 독립(conditional independence between defaults)이라면, 두 차주에 대한 결합 부도확률(joint default probability)은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}\Pr[y_i < \alpha, y_j < \alpha|x] &= \Pr[y_i < \alpha|x]\Pr[y_j < \alpha|x] \\ &= \pi(x)^2\end{aligned} \tag{6}$$

여기서, $\alpha = \Phi^{-1}(\bar{\pi})$이다. 식 (6)를 이용하면, 조건부 부도확률 $\pi(x)$의 분산은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}Var(\pi(x)) &= E[\pi(x)^2] - E[\pi(x)]^2 \\ &= E[\Pr(y_i < \alpha, y_j < \alpha|x)] - E[\pi(x)]^2\end{aligned} \tag{7}$$

한편, y_i가 표준정규분포를 따르고, y_i와 y_j간의 상관계수는 w_i^2이기 때문에 $E[\Pr(y_i < \alpha, y_j < \alpha | x)]$는 이변량(bivariate) 정규분포의 누적밀도로 주어진다[증명은 Gordy(2000) 참조할 것]. 따라서 조건부 부도확률 $\pi(x)$의 분산은 다음과 같이 주어진다.

$$Var(\pi(x)) = BN(\alpha, \alpha, w^2) - \bar{\pi}^2 \qquad (8)$$

여기서, $BN(y_i, y_j, \rho)$는 확률변수 $Y = (Y_i, Y_j)$에 대한 이변량 정규분포의 누적밀도함수이며, 이의 평균과 분산은 다음과 같다.

$$E[Y] = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad Var(Y) = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

따라서 정상부도확률 $\bar{\pi}$와 조건부 부도학률 $\pi(x)$의 분산 $Var(\pi(x))$가 주어지면 자산상관계수 ρ는 비선형 방정식인 식 (8)의 해(solution)로 주어진다. 즉, 식 (8)을 성립시키는 ρ를 구하면, 이 값이 자산상관계수(asset correlation)이다.

III. 실증 결과

1. 자료

본 연구는 1999년~2003년 기간 중 기업은행의 중소기업 대출 자료를 사용하여 실증분석을 시행하였다. 동 자료에는 기업은행의 내부평가시스템에 의해 산출된 신용등급과 해당 기업의 부도여부에 관한 정보를 포함하고 있다. 따라서 신용등급을 부도확률의 대용치로 사용하여, 부도확률과 자산상관

계수간의 관계를 보다 자세히 살펴볼 수 있으며[4], 해당 기업의 부도여부에 관한 정보가 없어서 부도여부를 이자보상비율에 의거하여 판단한 Kim-Park(2004)의 연구와 달리 정확한 부도확률을 추정할 수 있다. 실증분석의 표본은 기업은행의 중소기업에 대한 대출 자료 중에서 당해연도 초에 신용등급과 매출규모 정보가 존재하고 부도가 발생하지 않은 기업으로 구성하였다.

본 연구에서는 경영 악화 등의 사유로 지급불능 상황이 지속되거나 정상적인 채권회수에 상당한 지장을 초래할 수 있는 요인의 실현가능성이 확실시되는 상태이면 부도가 발생하였다고 정의하였다. 구체적으로 BIS 규정에 따라 특정 기업이 당해연도 중에 <표 1>의 3가지 중 하나 이상에 해당되면 부도가 발생한 것으로 간주하였다[5].

<표 1> 부도의 종류와 부도 시점

BIS 규정	세부내용	부도시점
대손상각, 특별충당금 등과 같이 특정채무자의 채무에 관련된 신용손실 사건이 발생하고 원금, 이자 또는 수수료 감면 또는 유예를 포함한 채무조정이 이루어지는 경우	채권재조정, 채무조정에 의한 출자전환	합의일, 인가일, 출자전환일
채무자가 그 신용채무를 90일 이상 연체한 경우	원리금 3개월 이상 연체	해당기간 경과일 (규제사유 발생일)
채무자의 채권자가 파산신청 또는 유사한 보전 절차를 취한 경우	당좌 최종부도, 회사정리절차 착수, 휴・폐업, work-out	부도 신청(개시일), 휴・폐업 개시일

자료 : 금융감독원, "신BIS자기자본비율산정기준(안)", 2004년 10월

4) 바젤2 자산상관계수 계산공식에서는 부도확률이 입력변수로 들어가지만, 부도확률은 포트폴리오를 구성한 후 포트폴리오 내의 기업 중 부도가 발생한 기업의 상대빈도로 산출되기 때문에 사전적으로 부도확률에 따라 포트폴리오를 구성하기 어렵다. 따라서 통상적으로 신용등급을 부도확률의 대용치로 간주하고, 신용등급에 따라 포트폴리오를 구성한다.

5) 3개월 연속 연체기업은 그 후 이자지급을 통해 본 논문에서 정의하고 있는 부도상태에서 정상상태로 회복할 수도 있고, 그렇지 못할 수도 있다. 부도발생 후 회복하지 못한 중소기업의 비율은 1999년~2003년 동안 평균 62.3%이다. 결과는 제시하지 않았지만 최종부도가 발생한 경우만을 부도라고 정의한 경우에도 본 연구의 전체적인 결과는 바뀌지 않는 것으로 조사되었다.

기업은행은 차주의 신용등급을 14단계로 분류하고 있다. 그러나, 차주의 신용등급별 표본기업수를 살펴본 결과, 대부분의 표본은 B 등급에 몰려있고, A, C, D 등급에 속하는 표본은 많지 않음을 알 수 있었다[6]. 부도확률은 포트폴리오에 속한 기업 중에서 부도가 발생한 기업의 상대빈도로 추정되며, 부도가 흔히 발생하는 사건이 아니기 때문에 포트폴리오에 포함되는 표본기업의 수는 충분히 많아야 한다. 따라서, 본 연구에서는 AAA, AA, A+, A-는 A 등급으로, CCC, CC, C, D는 C등급으로 분류하였다.

본 연구에서 사용하고 있는 자료 중 매출규모 60억원 이하의 표본은 48,064개로 바젤2의 계산공식에서 매출규모 60억원 미만을 60억원으로 취급하는 가정의 현실성을 검정하기에 충분한 표본이 확보된 것으로 판단된다. 그러나, 60억원 이상의 매출규모를 가진 중기업의 표본은 16,982개로 포트폴리오를 세분화하기에는 표본이 충분하지 않은 것으로 판단된다. 따라서, 매출규모 60억원 이하의 소기업에 대해서는 5개의 포트폴리오로, 이상의 중기업

<표 2> 매출규모 포트폴리오별 표본수 및 매출액

"소1~소5"는 매출액 60억원 이하인 중소기업을 오름차순 5개 포트폴리오로, "중1~중3"는 매출액 60억원 이상의 중소기업을 오름차순 3개 포트폴리오로 나눈 것이다.

	표본수	매출액(억원)			
		평균	최대값	중앙값	최소값
소1	9,609	4.96	9.46	5.08	0.02
소2	9,613	11.13	16.18	11.04	7.08
소3	9,612	18.34	25.35	18.16	12.96
소4	9,613	28.93	38.6	28.72	21.09
소5	9,617	46.75	59.99	46.09	34.38
중1	5,658	71.98	88.63	71.31	60.00
중2	5,660	112.19	152.14	109.83	83.85
중3	5,664	329.75	8,902.15	237.98	136.99

6) 신용등급별 표본기업수와 매출규모별 표본기업수는 자료제공자의 요구에 의해 논문에 보고하지 않았다. 만약 독자들이 요구하면 학술적인 목적으로 이용한다는 전제하에서 관련 표의 제공이 가능하다.

에 대해서는 3개의 포트폴리오로 분류하였다.

<표 2>는 매출규모 포트폴리오별 표본수 및 매출액을 보고하고 있다. 소기업 포트폴리오의 표본수는 약 9,600개이며, 중기업 포트폴리오는 약 5,600개이다. 매출규모 포트폴리오별 매출액 평균과 중앙값은 거의 비슷한 수준이어서 매출규모의 분포가 거의 좌우대칭임을 알 수 있다. 이는 매출규모별로 포트폴리오를 구성함으로써 포트폴리오별 매출액 극단치가 제거되었기 때문이다. 그러나, 우측 극단치에 제한이 없는 중기업 3포트폴리오의 경우에는 평균이 329억원으로 중앙값 237억원에 비해 현저히 크게 나타나고 있다. 바젤2에서는 매출규모가 600억원을 상회하면 대기업으로 분류하고 있다. 그러나, 본 연구에서는 매출규모가 600억원을 상회하더라도 기업은행이 중소기업으로 분류한 경우에는 중소기업에 포함하여 분석하였으며, 그 표본수는 1999년~2003년 동안 538개이다[7].

2. 자산상관계수 ρ의 추정결과

자산상관계수 ρ에 대해 식 (7)의 해를 구하기 위해서는 정상부도확률 $\bar{\pi}$와 조건부 부도확률의 분산 $Var(\pi(x))$가 필요하다[8]. 본 연구에서는 Gordy(2000)의 제안에 따라 $\bar{\pi}$는 특정 연도의 특정 포트폴리오에 속해있는 중소기업의 상대부도빈도(relative default frequency)의 시계열 평균, $Var(\pi(x))$는 연도별 상대부도빈도의 시계열 분산으로 구하였다.

<표 3>에는 매출규모 및 신용등급별로 1요인 모형에 의해 추정한 자산상관계수와 바젤2 계산공식에 의한 자산상관계수를 보고하고 있다. 자산상관계

7) 기업은행은 "중소기업기본법"에 따라 중소기업을 분류하고 있다. 금융감독원이 준비하고 있는 가이드라인에 의하면, 매출액이 600억원을 상회하더라도 매출액이 기업규모의 판단기준으로 적정하지 않음을 입증할 경우 사전에 금융감독원장과의 협의를 거쳐 총 자산을 기준으로 산출할 수 있다. 매출액이 600억원을 상회하는 기업을 표본에서 제외하더라도 전체 결과에는 큰 차이가 없음을 확인하였다.

8) 식 (8)에서 알 수 있는 바와 같이 자산상관계수는 부도확률 및 조건부부도확률의 함수 $\rho = f(\bar{\pi}, Var(\pi(x)))$이다. 따라서 부도확률과 자산상관계수의 관계는 1요인 모형의 모수적 설정에 의해 결정되지 않고 free parameter인 $Var(\pi(x))$에 의해 데이터의 특성이 반영된다. 특히, $\bar{\pi}$와 $Var(\pi(x))$의 관계에 의해 부도확률과 자산상관계수의 관계는 상당히 자유롭게 정해질 수 있다. 일례로 본 논문과 동일한 모형을 이용한 Dietsch-Petey(2004)는 부도확률과 자산상관계수가 무관한 것으로 보고하였다.

<표 3> 자산상관계수의 추정결과

"소1~소5"는 매출액 60억원 이하인 중소기업을 오름차순 5개의 포트폴리오로, "중1~중3"는 매출액 60억원 이상의 중소기업을 오름차순 3개의 포트폴리오로 나눈 것이다. $\bar{S}$는 포트폴리오별 각 년도 매출액 평균의 시계열 평균이며, $\bar{\pi}$는 각 년도의 상대부도빈도의 시계열 평균이다. ρ는 다음 식을 만족하는 자산상관계수이다.

$$Var(\pi(x)) = BN(\alpha, \alpha, w^2) - \bar{\pi}^2$$

여기서, $Var(\pi(x))$는 조건부 부도확률 $\pi(x)$의 분산, $\alpha = \Phi^{-1}(\bar{\pi})$이고, $BN(y_i, y_j, \rho)$는 확률변수 $Y=(Y_i, Y_j)$에 대한 이변량 정규분포의 누적밀도함수로 평균은 $E[Y] = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$, 분산은 $Var(Y) = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$이다. ρ^{Basel}은 바젤2 계산공식에 $\bar{S}$와 $\bar{\pi}$를 대입해 계산한 자산상관계수이다.

$$\rho^{Basel} = 0.12 \times \frac{1-e^{-50\times\bar{\pi}}}{1-e^{-50}} + 0.24 \times \left(1 - \frac{1-e^{-50\times\bar{\pi}}}{1-e^{-50}}\right) - 0.04 \times \left(1 - \max\left[\frac{\bar{S}-60}{540}, 0\right]\right)$$

$SD(\hat{\rho})$는 부스트랩으로 추출한 $\hat{\rho}$ 의 표준편차이다.

(단위: 억원, %)

	$\bar{S}$	$\bar{\pi}$	$\hat{\rho}$	$SD(\hat{\rho})$	ρ^{Basel}
패널 A: 매출규모별 포트폴리오					
소1	5.1	3.58	0.52	0.29	10.00
소2	11.4	3.15	1.23	0.44	10.48
소3	18.6	2.89	2.15	0.58	10.82
소4	29.3	2.69	2.13	0.54	11.12
소5	47.0	2.46	1.75	0.57	11.50
중1	75.3	2.39	2.62	0.92	11.71
중2	122.3	2.26	3.27	0.69	12.26
중3	347.2	1.89	2.72	0.85	14.63
패널 B: 신용등급별 포트폴리오					
A	143.8	0.38	14.70	1.91	18.64
BBB+	92.1	0.49	6.83	1.15	17.78
BBB-	73.8	0.98	5.29	0.75	15.64
BB+	60.2	1.56	3.82	0.84	13.71
BB-	52.3	2.42	3.82	0.85	11.74
B+	48.1	3.26	2.46	0.50	10.49
B-	46.9	5.20	3.06	0.49	9.02
C	52.8	9.05	2.92	0.36	8.31

수에 대한 추정결과를 살펴보기에 앞서 매출규모 및 신용등급별 부도확률의 패턴을 살펴보자. 매출규모별 부도확률($\bar{\pi}$)의 경우 매출규모가 증가할수록 부도확률이 낮아지고 있다. 이는 직관과 일치할 뿐만 아니라 Dietsch-Petey(2004) 및 Gupton-Finger-Bhatia(1997)에서 보고하고 있는 정형화된 사실과도 부합한다. Kim-Park(2004)은 반대로 매출규모가 증가할수록 부도확률이 높아지는 패턴을 발견하였는데, 본 연구의 결과는 이들이 이자보상비율로 부도를 정의함으로써 부정확한 부도확률을 추정했을 가능성이 있음을 시사한다.

신용등급별 부도확률을 살펴보면 신용등급이 나쁠수록 부도확률이 높아지며, 신용등급 A의 부도확률이 0.38%인 반면, 신용등급 C는 9.05%로 부도확률이 현저한 차이를 보인다. 바젤2의 자산상관계수 계산공식에서는 부도확률이 입력변수로 들어가기 때문에 부도확률과 자산상관계수의 관계에 대한 가정의 현실성을 직접적으로 보기 위해서는 부도확률에 따라 분류된 포트폴리오를 구성해야 한다. 그러나, 부도확률은 포트폴리오를 구성한 후 포트폴리오 내의 기업 중 부도가 발생한 기업의 상대빈도로 산출되기 때문에 사전적으로 부도확률에 따라 포트폴리오를 구성하기 어렵다. 이러한 이유로 본 연구에서는 신용등급을 부도확률의 대용치로 간주하고, 신용등급에 따라 포트폴리오를 구성하였다. 그런데, <표 3>을 보면 신용등급별로 부도확률이 현저한 차이를 보이고 있기 때문에 신용등급을 부도확률의 대용치로 보아도 무방하다고 판단된다.

매출규모와 부도확률은 서로 음(-)의 관계를 가지고 있다. 바젤2의 계산공식에서는 매출규모가 포함된 항과 부도확률이 포함된 항이 서로 가산적(additive)으로 구성되어 있다. 그러나, 매출규모와 부도확률이 상관관계를 가지고 있으므로 두 변수의 곱으로 정의된 항이 실제 자료를 더 잘 반영할 가능성이 있음을 시사한다. 또한, 이러한 결과는 매출규모와 자산상관계수, 부도확률과 자산상관계수의 관계를 살펴보는데 있어 주의를 요함을 시사한다. 한 변수와 자산상관계수의 관계를 살펴보는데 있어 다른 변수는 고정되어 있어야 하지만(ceteris paribus) 우리의 자료는 그러하지 않기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 일단은 다른 변수의 차이는 무시하고 매출규모 및 부도확률과

자산상관계수의 관계를 대략적으로 살펴본다.

먼저 패널 A에서 매출규모와 자산상관계수의 관계를 살펴보면, 소기업 포트폴리오 4~5에서는 소기업 포트폴리오 3에 비해 자산상관계수가 낮고, 중기업 포트폴리오 2는 다른 중기업에 비해 높지만, 대체적으로는 매출규모가 증가할수록 자산상관계수도 증가하고 있다. 따라서, 매출규모와 자산상관계수 간의 양(+)의 관계를 가정한 바젤2의 계산공식은 현실성이 있다. 소기업 포트폴리오만을 살펴보면, 소기업 포트폴리오 4~5에서는 소기업 포트폴리오 3에 비해 자산상관계수가 낮지만, 대체적으로 매출규모가 증가할수록 자산상관계수가 증가하고 있고, 또한 소기업 포트폴리오의 자산상관계수는 중기업 포트폴리오 1에 비해 낮다. 따라서, 매출규모 60억원 미만에 대해서는 60억원으로 간주한 바젤2의 계산공식은 현실과 배치된다. 부도확률과 자산상관계수의 관계를 살펴보면, B+의 자산상관계수가 B-, C보다 낮지만, 대체적으로 부도확률이 증가할수록 자산상관계수도 감소하고 있다. 따라서, 부도확률과 자산상관계수간의 음(-)의 관계를 가정한 바젤2의 계산공식은 현실성이 있다. 그러나, 이상의 해석은 다른 변수의 차이를 무시하고 매출규모 및 부도확률과 자산상관계수의 관계를 살펴본 것이기 때문에 한계를 가진다.

다음으로 자료로부터 산출된 자산상관계수와 바젤2에 의해 산출된 자산상관계수 간에 체계적인 차이가 있는지를 살펴보자. <표 3>의 $\hat{\rho}$와 ρ^{Basel}을 살펴보면, 자료로부터 추정된 자산상관계수 $\hat{\rho}$은 바젤2에 의해 산출된 자산상관계수 ρ^{Basel}에 비해 현저히 작음을 알 수 있다. 이러한 결과는 자료로부터 산출된 자산상관계수가 참값이라는 전제 하에서 바젤2에 의해 산출된 자산상관계수로 평가할 경우, 실제 위험에 비해 과대하게 위험가중자산을 평가할 가능성이 있음을 시사한다. 이러한 결과의 통계적 유의성을 확인하기 위해서 부스트랩을 통해 1,000개의 자산상관계수를 추출하고, 이를 근거로 바젤2 상관계수가 참인데 $\hat{\rho}$가 추정될 p-value를 구하였다(자세한 절차는 부록 참조). 그 결과, 신용등급 A에 대한 p-value가 1.1%인 것으로 제외하고, 모든 포트폴리오에 대해서 p-value는 0.0001% 미만임을 확인하였다.

과연 바젤2 자산상관계수의 상향편의가 경제적으로는 얼마나 의미가 있을

<표 4> 위험가중자산의 차이

자기자본소요율 $\hat{K}$, K^{Basel}는 각각 $\hat{\rho}$, ρ^{Basel}을 바젤2 계산공식에 대입해서 산출하였다.

$$K=\left[LGD\times\Phi\left\{(1-\hat{\rho})^{-0.5}\times\Phi^{-1}(\bar{\pi})+\left(\frac{\hat{\rho}}{1-\hat{\rho}}\right)^{0.5}\times\Phi^{-1}(0.999)\right\}-\bar{\pi}\times LGD\right]\times(1-1.5\times b)^{-1}\times(1+(M-2.5)\times b)$$

여기서, 부도시 손실율 $LGD=45\%$, 대출 유효만기 $M=2.5$년으로 가정하였으며, 부도확률 $\pi=\bar{\pi}$로 두었다.

위험가중자산 $\widehat{RWA}$, RWA^{Basel}는 각각 자기자본소요율 $\hat{K}$, K^{Basel}을 바젤2 계산공식에 대입해서 산출하였다.

$$RWA=K\times 12.5\times EAD$$

여기서, 부도위험노출액 $EAD=\overline{EAD}$는 각 연도별 1사당 평균 대출잔액의 시계열 평균이다.

	위험노출액 $\overline{EAD}$ 억원	자본소요율 $\hat{K}$ %	자본소요율 K^{Basel} %	위험가중자산(A) $\widehat{RWA}$ 억원	위험가중자산(B) RWA^{Basel} 억원	B/A 배
패널 A: 매출규모별						
소1	4.45	1.09	8.16	0.60	4.54	7.52
소2	5.52	1.68	7.90	1.16	5.45	4.69
소3	6.99	2.28	7.74	2.00	6.76	3.39
소4	8.56	2.16	7.61	2.31	8.14	3.52
소5	11.14	1.78	7.45	2.48	10.37	4.18
중1	14.00	2.30	7.45	4.02	13.04	3.24
중2	18.47	2.60	7.51	5.99	17.36	2.90
중3	30.61	2.01	7.99	7.67	31.25	4.07
패널 B: 신용등급별						
A	11.76	3.09	4.51	4.55	6.73	1.48
BBB+	16.38	1.69	4.78	3.46	10.63	3.08
BBB-	14.74	2.15	6.12	3.96	12.12	3.06
BB+	13.06	2.27	6.88	3.70	11.78	3.18
BB-	11.51	3.04	7.64	4.37	11.59	2.65
B+	11.20	2.71	8.15	3.80	11.97	3.15
B-	10.24	4.24	9.25	5.43	12.20	2.25
C	10.24	5.72	11.38	7.31	14.92	2.04

까? 설사 바젤2의 자산상관계수가 상향편의를 가지고 있더라도 이로 인한 경제적인 손실이 무시할만한 정도이면, 굳이 현실을 반영하도록 자산상관계수의 계산공식을 조정하는데 노력을 기울일 필요는 없을 것이다. 경제적 유의성을 살펴보기 위해서 본 연구에서는 바젤2의 자산상관계수 대신 자료로부터 산출된 자산상관계수를 바젤2의 위험가중자산 계산공식에 대입했을 때의 금액 차이를 계산하였다. 바젤2의 위험가중자산 계산공식에는 부도시 손실률(LGD), 대출의 유효만기(M), 부도확률($\bar{\pi}$), 자산상관계수(ρ), 매출규모(S), 부도위험노출액(EAD) 등의 위험요인이 필요하다. 이중 부도시 손실률(LGD)과 대출의 유효만기(M)은 각각 45%와 2.5년으로 가정하였다[9]. 부도위험노출액(EAD)의 경우 대출의 담보물건에 따라 달라지겠지만 분석의 편리함을 위해 본 연구에서는 대출잔액 전체를 EAD로 가정하였다.

<표 4>은 $\hat{\rho}$, ρ^{Basel}에 의해 산출된 자기자본소요율(K)과 위험가중자산(RWA)를 보고하고 있다. 바젤2 계산공식에 의해 산출된 ρ^{Basel}이 자료로부터 추정된 $\hat{\rho}$보다 현저히 크기 때문에 자기자본소요율 K^{Basel}이 $\hat{K}$보다 현저히 크다. 그 결과 위험가중자산 RWA^{Basel} 역시 $\widehat{RWA}$의 1.48배~7.51배에 달한다. 이를 기업은행의 대출잔액 총액에 대해서 적용해보면, ρ^{Basel}을 적용한 자기자본소요액은 1,770억원인 반면, $\hat{\rho}$을 적용한 자기자본소요액은 475억원으로 1,295억원의 자기자본소요액 절감효과를 가진다.

3. 추정 자산상관계수에 대한 회귀분석

본 절에서는 자료로부터 추정된 자산상관계수에 대해 회귀분석을 실시한다. 이러한 작업은 세 가지 측면에서 의미가 있다. 첫째, 앞의 절에서 추정 자산상관계수는 매출규모와 양(+)의 관계를 가지고 있으며, 부도확률과는 음(-)의 관계를 가지고 있음을 발견하였다. 그러나, 이러한 결과를 가지고 결론

9) 금융감독원(2004)에 따르면, 기본내부등급법을 적용하는 은행은 무담보 선순위 채권에 대하여 45%, 무담보 후순위채권에 대하여 75%의 부도시 손실률을 각각 적용하며, 환매조건부 유형 거래의 유효만기는 6개월이며 기타 유형의 유효만기는 2.5년이다.

을 내리기에는 한계를 가지고 있다. 왜냐하면 매출규모 포트폴리오별로 부도확률이 다르고, 신용등급 포트폴리오별로 매출규모가 다르기 때문이다. 즉, 다른 변수를 통제하지 못했기 때문에, 이러한 결과가 발생했을 수도 있다. 예를 들어, 매출규모와 자산상관계수는 아무런 관계를 가지지 않는다고 가정해 보자. 그리고, 부도확률과 자산상관계수간의 음(-)의 관계, 매출규모와 부도확률간의 음(-)의 관계는 성립한다고 하자. 이 같은 경우에도 매출규모가 증가함에 따라 부도확률이 떨어지고, 그 결과 자산상관계수가 증가하여, 마치 매출규모와 자산상관계수가 양(+)의 관계를 가지는 것처럼 보일 수 있다. 따라서, 다변량 회귀모형으로 다른 변수의 차이를 통제하면서 매출규모와 부도확률이 자산상관계수와 어떠한 관계를 가지는 확인할 필요가 있다. 둘째, 앞의 절에서 바젤2의 자산상관계수는 추정 자산상관계수에 비해 현저히 높음을 발견하였다. 그러나, 바젤2의 자산상관계수 계산공식 중 어느 부분에서 이러한 상향편의가 발생하는지를 규명하지 못했다. 회귀분석으로 추정 자산상관계수를 가장 잘 적합시키는 계산공식을 추정함으로써 이러한 상향편의의 주요 원인을 파악할 수 있을 것으로 기대된다. 마지막으로 바젤2의 계산공식에 현실성이 결여되어 있다면, 이를 대체할 계산공식이 필요하다. 그리고, 그 계산공식은 현실을 적절히 반영해야 하므로 자산상관계수를 가장 잘 적합하는 모형이어야 할 것이다.

자료로부터 자산상관계수의 계산공식을 추정하는데 있어 본 논문에서는 먼저 바젤2의 계산공식에서 함수의 형태는 참(true)이라고 가정하고, 자료를 가장 잘 적합하는 계수가 바젤2의 계수와 유의적으로 다른지를 확인하였다. 이를 위해 본 연구에서는 다음의 모형을 추정하였다.

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1 - e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1 - e^{\gamma}} + \delta \times \left(1 - \max\left[\frac{\bar{S} - 60}{540}, 0\right]\right) + \epsilon \qquad (9)$$

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1 - e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1 - e^{\gamma}} + \delta \times \left(1 - \frac{\bar{S} - 60}{540}\right) + \epsilon \qquad (10)$$

식 (9)는 바젤2의 계산공식을 재정리한 것이다. 바젤2 계산공식의 계수가

참이라면 식에서의 계수는 $\alpha = 0.24$, $\beta = -0.12$, $\gamma = -50$, $\delta = -0.04$가 된다. 식 (10)은 바젤2의 계산공식에서 60억원 미만의 매출규모는 60억원으로 간주하는 조건을 삭제한 것이다. 따라서, 식 (10)과 식(9)의 결과를 비교함으로써 매출규모 하한조건의 현실성을 검토할 수 있다.

회귀모형을 추정하는데 사용된 자료는 <표 3>에서 추정한 매출규모 및 신용등급별 자산상관계수, 매출규모, 부도확률로 16개의 표본수를 가지고 있다. 그리고, <표 3>에서 알 수 있는 바와 같이 자산상관계수 추정치 $\hat{\rho}$의 표준편차는 포트폴리오별로 차이가 있으므로 표준편차의 역수를 가중치로 한 가중최소자승법(WLS, weighted least square)으로 추정하였다.

<표 5>에서는 바젤2의 계산공식에 대한 회귀계수 추정결과를 보고하고 있다. 패널 A의 바젤2 계산공식을 그대로 추정한 결과를 살펴보면, α, β, γ의 절대값은 표준오차의 2배를 상회하고 있어 5% 유의수준에서 유의적이지만, δ는 그러하지 못하다. 이는 부도확률을 통제하였을 경우, 매출규모는 자산상관계수와 무관할 수 있음을 시사한다. 표의 세 번째~다섯 번째 열에는 추정계수가 바젤2의 계산공식의 계수와 유의적으로 다른지를 검정하고 있다. $\alpha = 0.24$의 귀무가설에 대한 t값의 p-value만이 5% 미만일 뿐 나머지 계수는 p-value가 10%를 초과하고 있기 때문에 추정계수가 바젤2의 계수와 유의적으로 다르지 않았다. 표본수가 16개임에도 불구하고 $\alpha = 0.24$의 귀무가설을 기각하였으므로 적어도 바젤2 계산공식의 절편은 지나치게 높게 설정되었다고 판단된다. β, γ 계수는 바젤2의 계수와 개별적으로 유의적으로 다르지 않았지만, 두 계수는 하나의 독립변수에 대해 비선형적으로 포함되어 있기 때문에 결합가설로 검정할 필요가 있다. 결합가설에 대한 Wald값의 p-value는 5% 미만이어서 추정계수가 유의적으로 바젤2의 계수와 다르다.

δ 계수는 유의적으로 0과 다르지 않지만, 이를 매출규모와 자산상관계수 간의 무관함으로 해석하기에는 주의를 요한다. 회귀분석의 자료수가 16개에 불과하며, 바젤2 계산공식 중 매출규모에 대한 하한조건의 비현실성으로 인해 이러한 결과가 나왔을 수도 있기 때문이다. 이를 확인하기 위해 패널 B에서는 바젤2 계산공식 중 매출규모의 하한조건을 제거한 후 추정하였다. 그러

<표 5> 자료로부터 추정한 바젤2 계산공식의 계수

<표 3>에서 추정한 매출규모 및 신용등급별 자산상관계수, 매출규모, 부도확률 16개 자료로 다음의 회귀모형을 $\hat{\rho}$의 표준편차의 역수를 가중치로 하는 가중최소자승법으로 추정하였다.

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1-e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1-e^{\gamma}} + \delta \times \left(1 - \max\left[\frac{\bar{S}-60}{540}, 0\right]\right) + \epsilon$$

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1-e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1-e^{\gamma}} + \delta \times \left(1 - \frac{\bar{S}-60}{540}\right) + \epsilon$$

	계수	표준오차	귀무가설(H_0)	t	p-value
		패널 A: 바젤2 계산공식			
α	0.13	0.06	0.24	-1.87	0.04
β	-0.11	0.04	-0.12	0.33	0.37
γ	-123.69	60.35	-50	-1.22	0.12
δ	-0.01	0.04	-0.04	0.83	0.21
$\bar{R}^2 = 0.5799$					
$Wald(H_0 : \beta = -0.12, \gamma = -50) = 8.2207,\ p-value = 0.0164$					
		패널 B: 바젤2 계산공식에서 매출규모 하한조건 제거			
α	0.16	0.06	0.24	-1.37	0.10
β	-0.11	0.04	-0.12	0.31	0.38
γ	-137.61	70.51	-50	-1.24	0.12
δ	-0.04	0.03	-0.04	0.09	0.46
$\bar{R}^2 = 0.6338$					
$Wald(H_0 : \beta = -0.12, \gamma = -50) = 9.4931,\ p-value = 0.0087$					

나, 패널 B에서도 δ 계수는 유의적으로 0과 다르지 않았다. 다만, 패널 A에 비해 패널 B의 $\bar{R}^2$가 조금 증가하였다. 이는 바젤2의 매출규모 하한조건이 국내 중소기업에 대해서는 적절하지 않음을 시사한다.

다음으로는 바젤2의 계산공식에서 함수의 형태를 바꾸어 자료를 더욱 잘 적합할 수 있는지를 확인하였다. 사전적으로 추정 자산상관계수 $\hat{\rho}$을 잘 적합시킬 수 있는 여러 가지 함수를 탐색한 결과, 부도확률에 대해서는 바젤2의

함수보다 우월한 함수를 찾지 못했다. 그러나, 매출규모에 대해서는 바젤2의 선형함수보다 로그선형함수가 더 우월함을 발견하였다. 매출규모는 <표 2>에서 알 수 있는 바와 같이 우측으로 길게 늘어뜨려진(right skewed) 분포를 가지고 있다. 따라서, 매출규모를 정규분포와 유사한 좌우대칭이 되도록 로그변환하는 것이 유용할 수 있다. 본 연구에서는 다음과 같은 회귀모형을 설정하였다.

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1 - e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1 - e^{\gamma}} + \delta \times \ln \bar{S} + \epsilon \tag{11}$$

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1 - e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1 - e^{\gamma}} + \delta \times \ln \bar{S} + \theta \times \frac{1 - e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1 - e^{\gamma}} \times \ln \bar{S} + \epsilon \tag{12}$$

식 (11)은 부도확률의 함수는 바젤2를 그대로 따르고, 매출규모에 대해서만 로그함수를 적용한 것이다. 식 (12)은 부도확률과 매출규모의 교차항(interaction term)을 포함한 식이다. <표 3>에서 알 수 있는 바와 같이 부도확률과 매출규모는 서로 음(-)의 관계를 가지고 있다. 따라서, 바젤2와 같이 부도확률과 매출규모를 가산적(additive)으로 구성하는 것보다 교차항을 포함하는 것이 실제 자료를 더 잘 적합시킬 가능성이 있다.

<표 6>에서는 바젤2 계산공식에서 매출규모의 선형함수를 로그함수로 변형했을 경우의 추정결과를 보고하고 있다. 패널 A에서 보면, $\overline{R}^2 = 0.8235$로 모형의 설명력이 현저히 증가하고 있다. 또한, 매출규모의 계수인 δ가 유의적이다. 따라서, 매출규모와 자산상관계수 간에는 양(+)의 관계가 있지만, 그 관계는 로그선형(log linear)임을 알 수 있다. 표에서는 보고하고 있지 않지만, 매출규모의 하한조건을 부가한 경우도 추정한 결과, $\overline{R}^2 = 0.5843$으로 바젤2 계산공식에서 매출규모 하한조건 제거한 경우보다 설명력이 낮았다. 이는 바젤2 계산공식에서 매출규모 하한조건은 현실성이 없음을 다시 한번 확인하는 것이다. 또한, $\alpha = 0.24$, $\gamma = -50$의 귀무가설은 기각되었다. 패널 B에서는 부도확률과 매출규모의 교차항을 추가한 경우의 추정결과를 보고하고 있다. 모든 계수가 0과 유의적으로 다르지 않다. 이러한 결과는 교차항이 다른 변

<표 6> 추정 자산상관계수를 잘 적합시키는 계산공식

<표 3>에서 추정한 매출규모 및 신용등급별 자산상관계수, 매출규모, 부도확률 16개 자료로 다음의 회귀모형을 $\hat{\rho}$의 표준편차의 역수를 가중치로 하는 가중최소자승법으로 추정하였다.

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1-e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1-e^{\gamma}} + \delta \times \ln \bar{S} + \epsilon$$

$$\hat{\rho} = \alpha + \beta \times \frac{1-e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1-e^{\gamma}} + \delta \times \ln \bar{S} + \theta \times \frac{1-e^{\gamma \times \bar{\pi}}}{1-e^{\gamma}} \times \ln \bar{S} + \epsilon$$

	계수	표준오차	귀무가설(H_0)	t	p-value
패널 A: 바젤2 계산공식 중 매출규모를 로그함수로 변형					
α	0.1008	0.0437	0.24	-3.1812	0.0040
β	-0.1076	0.0435	-0.12	0.2859	0.3899
γ	-177.2060	78.7219	-50	-1.6159	0.0660
δ	0.0081	0.0020			
$\bar{R}^2 = 0.8235$					
$Wald(H_0 : \beta = -0.12, \gamma = -50) = 21.5330,\ p-value = 0.0000$					
패널 B: 패널 A의 계산공식에 부도확률과 매출규모의 교차항 추가					
α	-0.2677	0.5162	0.24	-0.9836	0.1732
β	0.2614	0.5182			
γ	-197.7895	120.1602	-50	-1.2299	0.1222
δ	0.0918	0.1095			
θ	-0.0836	0.1100			
$\bar{R}^2 = 0.8168$					
$Wald(H_0 : \beta = \gamma = \delta = \theta = 0) = 17.6546,\ p-value = 0.0014$					

수와 강한 상관관계를 가지고 있기 때문에 당연하다고 할 수 있다. 개별 계수는 유의적이지 않더라도 각 변수들의 선형결합이 종속변수를 더 잘 설명할 수 있다면, 이는 모형 설정시 문제가 되지 않는다. 그러나, $\bar{R}^2 = 0.8168$로 패널 A보다 낮아졌다. 이는 추가한 교차항의 계수의 t값의 절대값이 1보다 작아 설명변수를 추가함으로써 발생하는 $\bar{R}^2$의 증가보다 설명변수를 추가함으로써 잃는 간편성(parsimony)의 손실이 더 큼을 의미한다.

요약하면, 매출규모 60억에 대한 하한조건이 있는 모형보다는 없는 모형이, 매출규모와 자산상관계수간의 관계를 선형보다는 로그선형으로 설정한 모형이 자료를 더 적절히 적합시키는 것으로 나타났다. 또한 바젤2의 자산상관계수 상향편의는 주로 바젤2 계산공식에서 절편이 지나치게 높게 설정되었

기 때문인 것으로 나타났다.

VI. 결론

본 연구에서는 1999~2003년의 기업은행의 중소기업 대출 자료로 바젤2 자산상관계수 계산공식의 현실성을 검토하였다. 그 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 바젤2 자산상관계수 계산공식에서 나타나는 매출규모가 증가함에 따라 자산상관계수가 증가하는 현상은 실제 자료에서도 발견되었다. 이는 국내 중소기업 대출을 대상으로 연구한 Kim-Park(2004)과는 상반되는 결과이다. 본 연구에서는 Kim-Park(2004)과는 달리 정확한 부도자료에 근거하여 자산상관계수를 추정하였기 때문에 본 연구의 결과가 보다 신빙성이 있다고 본 연구의 저자들은 믿는다. 또한, 바젤2 자산상관계수 계산공식에서 나타나는 부도확률이 증가함에 따라 자산상관계수가 감소하는 현상은 실제 자료에서도 발견되었다. 실제 분석에서는 신용등급별로 포트폴리오를 구성하였는데, 신용등급별 부도확률이 현저한 차이를 보였으며, 이는 신용등급별로 부도확률을 계산하여 신용위험관리를 하는 것이 효과적임을 시사한다.

둘째, 매출규모 60억원 이하인 중소기업에 대해서도 매출규모가 증가함에 따라 자산상관계수가 높아졌다. 이는 60억원 미만의 매출규모를 60억원으로 간주하는 바젤2의 계산공식이 현실보다 과다한 위험가중자산을 요구하여 중소기업에 대해 자금의 과소배분이 야기될 수 있음을 의미한다.

셋째, 바젤2에 의해 산출된 자산상관계수는 자료로부터 추정한 자산상관계수에 비해 현저히 높으며, 이는 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 경제적으로 유의적이다. 바젤2에 의해 산출된 자산상관계수를 위험가중자산 산정시 이용한다면, 실제 위험에 비해 1.48~7.51배 과다하게 위험가중자산을 부여함으로써 자본의 효율적 활용기회를 상실할 가능성이 있다.

넷째, 회귀분석으로 자료를 적합시킨 결과, 60억원 매출규모 하한조건이 있는 것 보다는 없는 것이, 그리고 매출규모와 자산상관계수간의 관계를 선형보다는 로그선형으로 설정한 모형이 더 우수한 것으로 나타났다. 또한 바

젤2 자산상관계수의 상향편의는 주로 계산공식에서 절편이 지나치게 높게 설정되었기 때문인 것으로 나타났다.

그러나, 본 연구의 결과는 다음과 같은 한계를 지닌다.

첫째, 부도확률을 계산하기 위해서는 포트폴리오내의 표본기업수가 충분히 많아야 한다. 본 연구에서 가장 작은 표본기업수를 가지는 포트폴리오는 신용등급 A 포트폴리오인데 연평균 표본기업수는 560개이었다. 그런데, 이 포트폴리오의 추정 자산상관계수가 회귀모형에서 가장 큰 이상치(outlier)로 작용하였다. 이는 표본기업수가 본 연구에서보다 훨씬 커져야 하고, 본 연구에서 추정한 회귀모형의 신뢰성에 회의가 가는 부분이다[10].

둘째, 본 연구의 결과는 기업은행의 중소기업 대출 자료에 국한된 결과일 수 있다. 은행별로 신용위험 관리능력에 차이가 있어, 부도확률의 차이가 있다면, 본 연구의 결과를 다른 은행에 적용시키기에는 한계가 있다.

셋째, 본 연구의 결과는 자산상관계수에 국한되었다. 바젤2의 자산상관계수가 본 연구의 결과처럼 상향편의를 가지고 있는 것이 참이더라도 자산상관계수로 위험가중자산을 계산하는데 있어 하향편의를 가지도록 바젤2의 계산공식이 구성되어 있다면, 결과적으로는 바젤2의 계산공식에 의해 산출된 위험가중자산이 적절할 수도 있다.

본 연구의 결과는 바젤2의 계산공식이 정확하지 않을 가능성이 있음을 시사한다. 금융감독원은 신BIS 자기자본비율산출 가이드라인을 작성함에 있어서 국내 은행들의 대출 자료에 근거한 합리적 판단이 요구된다. 이를 위해서는 보다 광범위한 대출 자료를 근거로 위험요인과 자산상관계수의 관계를 포함하여 바젤2 계산공식에 대한 포괄적인 실증분석이 필요하다. 이는 시급한 추후 연구과제라고 생각된다.

---

10) 신용등급 A 포트폴리오를 표본에서 제외하더라도 본 연구의 결론은 바뀌지 않는다. 다만, 추정계수값에 차이가 발생하며, 특히 절편은 0.1343에서 0.1170으로 바뀐다.

참고문헌

금융감독원, 신BIS자기자본비율산출기준(안), 2004년 10월.

중소기업협동중앙회, 중소기업현황, 2004.

Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist, The financial accelerator and the flight to quality, *Review of Economics and Statistics* 78, 1-15, 1996.

BIS, Basel Committee on Banking Supervision, International convergence of capital measurement and capital standards, June 2004.

Dietsch, Michel, Joel Petey, The credit risk in SME loans portfolios: Modeling issues, pricing, and capital requirements, *Journal of Banking and Finance* 26, 303-322, 2002.

Dietsch, Michel, Joel Pety, Should SME exposures be treated as retail or corporate exposures? A comparative analysis of default probabilities and asset correlations in French and German SMEs, *Journal of Banking and Finance* 28, 773-788, 2004.

Düllmann, Klaus, Harald Scheule, Asset correlation of German corporate obligors: Its estimation, tts drivers and implications for regulatory capital, Paper presented at Banking and Financial Stability: A workshop on Applied Banking Research, Banca d'Italia, Rome, March, 2003.

Gordy, Michel B, A comparative anatomy of credit risk models, *Journal of Banking and Finance* 24, 119-149, 2000.

Gupton, G. M., C. C. Finger, M. Bhatia, CreditMetrics-Technical Document. J.P. Morgan & Co. Incorporated, New York, April, 1997.

Kim, Hyeon-wook, Chang-Gyun Park, Risk and capital regulations on financial institutes in Korea: With a special reference to measuring credit risk of SME loans, Paper presented at KDI-KAEA Conference on "Current Economic Issues of Korea", August, 2004.

Lopez, Jose A, The empirical relationship between average asset correlation, firm probability of default and asset size, working paper of Federal reserve bank of San Francisco, 2002.

<부록: 부스트랩 방법과 p-value 산출방법>

부스트랩 방법은 다음과 같은 절차로 이루어졌다.

① 매년 특정 포트폴리오 δ에서 부도 유무에 상관없이 5,000개를 복원 무작위 추출(sampling with replacement)한다.

② 복원 무작위추출된 표본기업을 대상으로 포트폴리오 δ의 상대부도빈도를 계산한다.

③ 특정 포트폴리오 δ에 대해 5개의 상대부도빈도 시계열이 구해지면, 이의 시계열 평균으로 정상부도확률 $\bar{\pi}_{\delta}$를 시계열 분산으로 조건부 부도확률의 분산 $Var(\pi(x))$을 구한다.

④ 구해진 $\bar{\pi}_{\delta}$와 $Var(\pi(x))$로 식 (7)에 의해 자산상관계수 ρ_i를 추정한다.

⑤ ①~④의 과정을 1,000번 반복하여 특정 포트폴리오의 ρ값을 1,000개 구하며, 이것이 추정 자산상관계수 $\hat{\rho}$의 표본분포(sampling distribution)를 대표한다.

추정 자산상관계수 $\hat{\rho}$가 바젤2의 의한 ρ^{Basel}에 비해 유의적으로 다른가를 검정하기 위한 p-value는 다음과 같은 절차로 이루어졌다.

① 부스트랩된 ρ_i에 $\rho^{Basel}-\hat{\rho}$를 더하여 부스트랩된 ρ_i^{Basel}를 구한다. 이는 전통적인 추론절차에서 $z=(\overline{X}-\mu)/\sigma$를 구해야 하지만, 모표준편차 σ를 모르기 때문에 표본표준편차 $\hat{\sigma}$로 대체하여 $t=(\overline{X}-\mu)/\hat{\sigma}$를 구성하는 것과 마찬가지 원리이다.

② 부스트랩된 ρ_i^{Basel} 중에서 추정 자산상관계수 $\hat{\rho}$보다 극단적인 경우의 상대빈도를 p-value로 구한다.

만약, $\hat{\rho}$이 ρ^{Basel}보다 작다면, 부스트랩된 ρ_i^{Basel} 중에서 추정 자산상관계수 $\hat{\rho}$보다 작을 때 극단적인 경우가 된다.