

## 코플라 함수를 이용한 국내 시중은행의 통합위험 측정<sup>†</sup>

장경천\* · 이상현\*\* · 김현석\*\*\*

### 〈요 약〉

본 연구는 국내 시중은행의 통합위험 측정시 시장위험과 신용위험간에 존재하는 포트폴리오이론에 따른 분산효과에 대해서 실증적으로 검증하였다.

이를 위하여 최근 통합위험 측정에 있어서 연구되고 있는 하향식 통합위험 측정방식, 즉 시장위험과 신용위험의 위험분포도를 도출하고 이들 특성을 유지하면서 결합하는 측정방식을 사용하였다. 한편 비교모형으로는 금융회사의 내부모형을 통해 산출되는 시장위험과 신용위험의 단순합산, 그리고 실무에서 많이 사용되는 위험액 자체에 임의의 상관관계를 고려하는 단순통합모형을 사용하였다.

실증분석에서 시장 및 신용위험 등 위험유형별 위험을 산출하고 코플라 함수를 이용하여 '09.3월말을 기준으로 국내은행에 대한 통합위험을 산출한 결과 내부모형의 단순합산에 비해 분산효과가 31.3%로 추정되어 위험의 분산효과가 존재하는 것으로 나타났다.

포트폴리오이론에 따르면 위험유형별 분산효과뿐만 아니라 위험유형간에도 분산효과가 존재한다는 사실을 시사하고 있는데, 본 연구는 실증적 검증을 통하여 위험유형간에 분산효과가 존재하고 있음을 확인하고 있다. 이러한 결과는 향후 자기자본규제뿐만 아니라 이론적으로나 실무적으로 중요한 의미를 가지며, 감독당국을 포함한 모든 시장 참가자들의 지속적으로 관심을 가져야 할 것으로 판단된다.

핵심주제어 : 시장위험, 신용위험, 통합위험, 코플라 함수

논문접수일: 2011년 11월 15일 수정일: 2011년 12월 12일 게재확정일: 2011년 12월 21일

† 본 논문은 저자들의 견해이며, 금융감독원의 공식견해가 아님을 밝힙니다.

\* 중앙대학교 경영경제대학 교수(제1저자), kchang@cau.ac.kr

\*\* 금융감독원 경영학박사(공동저자), shleenice@fss.or.kr

\*\*\* 대림대학교 경영학과 조교수(교신저자), hkim@daelim.ac.kr

## I. 서 론

금융감독 당국은 예금자 및 투자자를 보호하기 위한 방안중의 하나로 건전성 규제(prudential regulation)를 실시하고 있으며, 자기자본규제(capital regulation)가 그 대표적인 예이다. 이는 법규상 금융회사가 보유하여야 할 최저 필요자본 수준을 정하는 것으로 규제자본(regulatory capital)이라고 한다. 하지만 규제자본은 금융회사의 관점에서 위험으로부터 발생할 수 있는 손실을 흡수하는데 필요한 적정자본 수준인 경제적 자본(economic capital)과는 구분된다.

규제자본은 크게 시장위험과 신용위험 등으로 구분할 수 있는데, 본 연구에서는 용어의 통일을 위해 이러한 위험의 구분을 유형별(risk type)이라고 하고, 주가, 환율, 이자율 등 구체적인 개별 위험변수들을 위험요인(risk factor)이라고 정의한다.

현행 법규나 국제적 기준은 규제자본 산출시 기준이 되는 위험 산정에 있어 금융회사가 법규 등에 정해진 방법에 따라 위험을 산정하는 것도 가능하지만, 시장위험과 신용위험 등 개별 위험유형 내에서 위험요인들간 상호관계를 고려할 수 있도록 금융회사가 경제적 자본 개념하에서 내부모형(internal model)을 통해 측정된 위험도 일정한 조건을 충족할 경우 사용을 허용하고 있다. 다만 여전히 위험유형간, 즉 시장위험과 신용위험간 상호관계는 고려하고 있지 않으며 각각 산출된 위험을 단순 합산하여 금융회사의 위험을 산정하는 방법을 채택하고 있다.

그러나 포트폴리오이론에 따르면 시장 또는 신용위험의 산정에 있어 하위 위험요인들간 분산효과가 존재할 뿐만 아니라 위험유형간에도 분산효과가 존재한다고 할 수 있다. 그렇다면 현행 법규나 국제적 기준하에서 금융회사가 보유하여야 하는 필요자본은 이론상 과대계상의 소지가 있다고 할 수 있다.

장경천·이상현·김현석(2010)의 연구에 따르면 실무에서 이용하는 위험액 자체에 임의의 상관계수( $\rho=0.8$ )를 적용하여 산출한 단순 통합위험은 경제적 자본의 대응치인 내부모형의 단순합산과 비교할 때 의미 있는 분산효과가 나타나지 않는다고 밝히고 있다.

이에 본 연구에서는 우리나라 금융회사에 대해 시장위험과 신용위험간 관계를 고려한 통합위험(integrated risk)을 측정할 경우 분산효과가 존재하는지에 대해 국내 시중은행의 내부모형으로부터 산출된 실제 위험유형별 자료를 사용하여 검증해 보고자 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 위의 연구와 동일한 자료

를 이용하여 시장위험과 신용위험을 각각 산출한 후 이들 위험유형간 상관관계를 고려하여 통합위험을 측정하는 하향식 접근법(top-down)인 Rosenberg & Schuerman(2006)의 방법론을 이용하여 분석하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 연구방법론과 구체적인 검증모형을 설정하고, 제3장에서는 연구자료와 실증분석 결과에 대해 설명하고자 한다. 마지막 제4장에서는 연구성과와 의미를 설명하고 향후 연구과제를 제시할 것이다.

## II. 연구모형

### 1. 연구방법론

본 연구에서는 시장위험과 신용위험을 각각 산출한 이후 코플라(copula) 함수를 이용하여 결합분포를 생성하고 이를 통합하는 하향식 통합모형을 통해 통합위험을 측정하며, 국내 은행의 내부모형을 통해 산출한 위험의 단순 합산 및 사전에 정의된 상관관계를 고려한 단순 통합모형과의 비교를 통해 그 차이가 유의적인지에 대해 검증한다. 기본 가설은 동 모형을 통해 산출된 통합위험이 위험요인간 분산효과뿐만 아니라 위험유형간 분산효과를 모두 고려하였기 때문에 여타 모형에 비해 적게 산출된다는 것이다. 이러한 방법론은 Rosenberg & Schuerman(2006)이 제시한 것으로 방법론 측면에서 위험액 자체를 직접 이용하기 보다는 위험유형별 위험요인들의 상호 영향을 감안하고 위험유형별 분포 특성을 훼손하지 않고 코플라 함수를 이용하여 결합분포를 생성함에 따라 분포의 꼬리부분 특성을 잘 반영하여 통합위험을 측정하는 것이므로 상대적으로 가장 정교한 모형이라고 할 수 있다. 또한 이는 산출된 통합위험이 결과적으로 위험유형간 분산효과뿐만 아니라 위험유형간 비선형관계로 인한 복합효과를 간접적으로 고려하는 방법이라고 할 수 있다. 이때 비교를 위한 내부모형의 단순 합산과 단순 통합위험은 장경천·이상현·김현석(2010)의 연구결과를 사용할 것이다.

## 2. 규제자본과 내부모형

우리나라 은행에 대한 자기자본규제는 기본적으로 신BIS협약(Basel II)을 적용하고 있는데, 이는 은행에 대해 위험가중자산에 대한 자기자본비율이 최소 8% 이상을 유지하도록 하는 것이 주요 내용이다. 구체적으로 살펴보면 자기자본은 기본자본에 보완자본과 후순위채무를 가산하고 공제항목을 차감하여 계산하고, 위험가중자산은 신용 및 운영위험에 대해서는 산출대상 자산을 그대로 사용하고 시장위험에 대해서는 최소자기자본비율인 8%의 역수인 12.5를 곱해 산출한 금액을 합산하여 계산하며, 자기자본비율을 다음과 같이 산정한다.

$$\begin{aligned} \text{자기자본 비율} &= \frac{\text{자기자본}}{\text{신용위험가중자산} + \text{시장위험가중자산} + \text{운영위험가중자산}} \times 100 \geq 8\% \\ &= \frac{(\text{기본자본} + \text{보완자본} + \text{후순위채무} - \text{공제항목})}{[\text{신용위험} - (\text{트레이딩 포지션에 포함되는} + \text{시장위험에 대한} + \text{운영위험} \\ &\quad \text{가중자산} \quad \text{주식,채권 상품 등의 가중자산})] \text{소요자기자본} \times 12.5 \text{가중자산}} \times 100 \geq 8\% \end{aligned}$$

자기자본에 해당되는 항목은 은행의 재무상태표상 확정되어 있는 수치들로서 추가적인 계산이 필요하지 않으나, 위험가중자산은 별도의 추가 산정이 필요한데 이는 보유자산에 대해 위험이 발생하는 정도가 상이하므로 이를 감안한 가중자산으로 산출하는 것이다. 이때 트레이딩계정에서는 시장위험만을 고려하고 트레이딩계정과 대비되는 은행계정에 대해서는 신용위험만을 고려하여 계산하며, 운영위험은 다른 방식으로 위험을 산정한다. 이렇게 위험을 산정한다는 것은 자기자본규제상 보유하여야할 자기자본이 필요하다는 것을 의미하기 때문에 위험이 클수록 이에 대해 보유하여야할 자기자본 규모도 증가하게 된다.

신BIS협약(Basel II)에서는 시장, 신용, 운영위험을 측정함에 있어서 크게 표준방법과 내부모형을 이용한 방법으로 나눌 수 있는데, 표준방법은 신BIS협약에서 정한 표준적인 방법에 의해 위험을 산출하는 방법이며 세부적인 방법은 관련법규에 그 산정 방법이 정해져 있어 확일적으로 적용된다. 반면 내부모형은 은행이 내부 데이터와 위험측정시스템을 이용하여 위험을 스스로 산출하도록 하는 방법으로서 이렇게 산출된 위험을 기준으로 소요 자기자본을 산출하여 자기자본비율을 산정할 수 있다. 이렇게 내부모형을 이용하여 자기자본비율을 산정하고자 하는 경우 그 적정성을 확보하기 위해 감독당국의 승인을 받도록 되

어 있다.

구체적으로 위험유형별로 살펴보면 시장위험의 경우 법규상 정해진 방법에 따라 산정하는 표준방법과 내부모형을 통한 산출방법으로 나눌 수 있는데, 표준방법은 위험요인에 따라 금리위험, 주식위험, 외환위험, 옵션위험, 상품위험 등으로 구분하고 이들의 단순 합산하여 산정토록 되어있다. 이에 비해 내부모형의 경우 시장위험 산정시 대부분 VaR(Value at Risk)를 주로 사용하여 산출하고 있다. 즉 트레이딩 포지션에 대하여 99%의 단측신뢰구간과 10영업일을 기준으로 금리, 주식, 외환 등의 위험요인별로 산정하되 위험요인간 상호관계에 따른 상계를 인정하고 있다.

신용위험도 시장위험과 같이 은행계정에 대해 법규상 정해진 방법에 따라 산정하는 표준방법과 내부모형을 통한 산출방법으로 나눌 수 있는데, 표준방법은 보유 익스포저를 국가, 기업, 은행, 자산유동화 등으로 나누고 각각에 대하여 적격 외부신용평가기관이 평가한 신용등급에 따라 위험가중치를 차등하여 신용위험 가중자산을 산출하는 방법이다. 내부모형은 보유 익스포저를 국가·기업·은행, 소매, 주식, 자산유동화로 구분하고 신용리스크를 산출하는데 필요한 위험요소인 부도율(PD), 부도시 손실률(LGD), 유효만기(M)를 각각의 익스포저별로 추정하고 이들을 제시된 소요자기자본율(K) 함수에 대입하여 소요자기자본율을 산출하고 최종적으로 부도시 익스포저(EAD)를 곱하여 소요자기자본을 구한 다음 8%의 역수인 12.5를 곱하여 위험가중자산을 산출한다.

은행이 내부모형을 사용하는 이유는 현행 자기자본 규제가 위험 요인간의 상관관계를 감안한 분산효과를 고려하지 않고 단순 합산하여 산출(building block method)하기 때문에 실제 위험보다 과다하게 산출될 소지가 있기 때문이다. 즉 위험의 과대 측정은 필요 자기자본 규모를 증가시키기 때문이다.

### 3. 코플라 함수를 이용한 하향식(top-down) 통합모형

코플라(copula) 함수를 이용한 하향식 통합측정 방법론은 Rosenberg & Schuerman(2006)이 제시하였다. 이는 크게 다음과 같은 4가지 단계를 거쳐 통합위험을 산출하는데, 첫 번째 단계로 검증기간에 대해 시장 및 신용위험의 하위 위험요인들에 대하여 각각 다변량 GARCH모형을 통해 조건부 평균(conditional mean), 조건부 분산(conditional variance)을 산출한다. 두 번째 단계는 개별 은행별 시장위험에 대한 수익률과 신용위험에 대한 수익률에 대해

앞에서 산출된 변수를 독립변수로 하는 회귀분석을 실시하여 각각의 잔차를 구한다. 세 번째 단계는 코플라 함수를 이용하여 이들 잔차에 대해 경험분포가 고려된 통합위험분포를 도출하고, 마지막 네 번째 단계에서 VaR에 따라 신뢰구간 99.0%, 99.9% 등에 해당하는 통합위험을 산출한다.

이를 단계별로 살펴보면 첫 번째 단계에서 시장위험의 위험요인으로 주식부문에서는 종합주가지수 수익률, 채권에서는 3년만기 국채 수익률, 외환부분에서는 달러화 대비 원화 환율 수익률을 이용하고, 신용위험에 대한 위험요인으로는 무보증 회사채 AA-의 스프레드와 BBB-의 스프레드를 이용한다.<sup>1)</sup> 이러한 위험요인들은 정규분포가 아니며 두터운 꼬리를 가지고 있는 분포로서 시간에 따라 변동(time varying)하는 특성이 여러 연구들에 의해 이미 알려져 있다. 따라서 이러한 특성을 잘 반영할 수 있도록 시간에 따른 가변 변동성을 모형화하기 위해 조건부분산과 조건부 공분산을 고려할 수 있는 GARCH모형중 다변량 BEKK-GARCH모형을 통해 위험요인들간 조건부 공분산 행렬을 추정하여 시장위험과 신용위험을 각각 설명하는 회귀분석 수행시 독립변수로 사용한다.

Bollerslev, Engle & Wooldridge(1988)는 시간에 따라 변동하는 변수간 상관관계를 모형화하기 위해 단일 시계열 GARCH를 확장한 다변량 GARCH를 제안하였는데, 간단한 2변량인 경우, 즉 AR(1)-MGARCH(1,1)-Mean모형은

평균 방정식

$$X_{1,t} = \phi_{11} + \phi_{12}X_{2,t-1} + d_{11}\sigma_{1,t}^2 + d_{12}\sigma_{2,t}^2 + d_{13}\sigma_{12,t} + e_{1,t}$$

$$X_{2,t} = \phi_{21} + \phi_{22}X_{1,t-1} + d_{21}\sigma_{1,t}^2 + d_{22}\sigma_{2,t}^2 + d_{23}\sigma_{12,t} + e_{2,t}$$

$$\text{조건부 분산} \quad \sigma_{1,t}^2 = \alpha_{10} + \alpha_{11}e_{1,t-1}^2 + \beta_{11}\sigma_{1,t-1}^2$$

$$\sigma_{2,t}^2 = \alpha_{20} + \alpha_{21}e_{2,t-1}^2 + \beta_{21}\sigma_{2,t-1}^2$$

$$\text{조건부 공분산} \quad \sigma_{12,t} = \alpha_{30} + \alpha_{31}e_{1,t-1}e_{2,t-1} + \beta_{31}\sigma_{12,t-1}$$

으로 나타낼 수 있으며, 이를 일반화하여 벡터( $\text{vech}(\cdot)$ )로 표기하면 다음과 같다.

$$y_t = \Phi X_t + D\text{vech}(H_t) + \xi_t$$

$$\text{vech}(H_t) = A + B\text{vech}(\xi_{t-1}, \xi'_{t-1}) + C\text{vech}(H_{t-1}) \quad (1)$$

1) 이는 Rosenberg & Schuerman(2006)의 연구에서 사용된 변수와 동일하다.

여기서,  $A = (\alpha_{10}, \alpha_{20}, \alpha_{30})'$ ,  $B = \text{diag}(\alpha_{11}, \alpha_{21}, \alpha_{31})$ ,  $C = \text{diag}(\beta_{11}, \beta_{21}, \beta_{31})$ 이고,  $\Phi$ 와  $D$ 는  $\phi$ ,  $d$  계수들로 구성된 (2x2), (2x3)차원의 행렬들이다. 그러나 이 모형에서는 공분산행렬  $H_t$ 가 양정치가 아닐 수 있기 때문에 Engle & Kroner(1995)가 항상 양정치행렬을 보장하는 조건을 부여한 모형을 BEKK(Baba, Engle, Kraft and Kroner)-GARCH모형이라고 한다. 이를 산식으로 표시하면 다음과 같다.<sup>2)</sup>

$$y_t = \Phi X_t + D \text{vech}(H_t) + \xi_t \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = A' A + B \xi_{t-1} \xi_{t-1}' B + C' H_{t-1} C \quad (2)$$

여기서  $A$ 는  $N(N+1)/2$ 의 파라미터를 갖는 하방삼각행렬이고  $B$ ,  $C$ 는 각각  $N^2$ 개의 원소를 갖는 제곱행렬이다.

하향식 통합모형의 통합위험을 측정하기 위한 두 번째 단계는 요인모형(factor model)에 따라 위험유형별 각각의 잔차를 구한다. 개별 금융회사  $i$ 에 대해 시장 또는 신용위험 등 위험유형별  $j$ 에 의한 수익률  $r_{i,j}$ 는 위험요인(risk factor)인  $x_j$ 로부터 발생하는 것이며  $\beta'_{i,j}$ 은 위험요인들로부터의 개별금융회사의 민감도로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$r_{i,j,t} = \alpha_{i,j} + \beta'_{i,j} x_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

이때 위험요인에 적용되는  $x_j$ 는 BEKK-GARCH에서 개별 위험요인별로 도출된 조건부 평균(conditional mean), 조건부 분산(conditional variance)을 이용한다. 여기서 시장위험에 대한 수익률은 내부모형 사용시 감독당국에 보고되는 트레이딩부문의 손익을 트레이딩 평균자산에 대한 수익률로 산출한 값을 사용하였으며, 신용위험에 대한 수익률은 따로 보고되지 않기 때문에 대용치로 여신 평균잔액에 이자수익에서 이자비용을 차감한 순이자수익에 대손상각액과 대손충당금적립금 증가액을 차감한 수치를 계산한 수익률을 이용하였다. 이는 기본적으로 개별 금융회사의 수익은 위험으로부터 발생하는 것이라는 전제이며, 이는 Alexander & Pèzier(2003) 연구에서도 동일하게 적용하고 있다. 동 회귀분석

2) 김명직 · 장국현, “금융시계열분석”, 경문사(1998), 제4장을 인용하였다.

시 개별 은행들 각각의 자료를 모두 고려하되 개별은행 고유의 위험을 제거하기 위해 고정효과를 고려하는<sup>3)</sup> 풀링 회귀분석(pooled regression)을 이용하여 위험 유형별 잔차를 구한다. 한편 개별 금융회사의 위험유형별 수익률과 이용 가능한 위험유형별 값들은 모두 분기별로 존재하기 때문에 위험요인들도 분기별 수익률과 분기별 변동성으로 변환하여 사용하였다. 이렇게 시장위험과 신용위험에 대한 회귀분석 결과 산출된 각각의  $\varepsilon_j$ 가 중요한데, 이는 이들 각각의 잔차의 이용하여 다음에 설명하는 코플라 함수를 이용하여 위험유형간 관계를 고려한 통합위험의 분포를 추정하기 때문이다. 특히 본 연구에서는 시물레이션을 통해 가공된 자료가 아닌 실제 자료를 사용하고 내부모형을 통해 산출된 경제적 자본과의 비교를 위해 국내 은행이 내부모형을 사용하는 '06.3분기~'09.1분기까지 분기별 자료를 사용하여 통합모형 구축에 사용하였다.

세 번째 단계로, 시장위험에 대한 회귀분석을 통해 산출된 잔차( )와 신용위험에 대한 회귀분석을 통해 산출된 잔차( )를 코플라 함수(copula function)<sup>4)</sup>를 통해 결합하여 통합위험을 측정하는 결합분포로 사용한다. 코플라 함수를 사용하면 결합분포함수(joint distribution function)를 개별 변수의 한계분포(marginal distribution)와 종속성 함수(dependence function)인 코플라로 분해할 수 있는데, 코플라 함수를 사용하는 이유는 각각의 위험은 개별적으로 추정되고, 각각의 한계분포의 특성이 유지된 상태로 결합분포를 생성하여 측정이 가능하기 때문이다.

코플라 함수  $C$ 는 확률변수  $X_1, \dots, X_n$ 의 누적밀도함수(CDF)를 각각  $F_1, \dots, F_n$ 이라 하고 이들의 결합확률분포를  $F$ 라고 할 때 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$F(X_1, \dots, X_n) = \Pr(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad (4)$$

이는 한계분포인  $F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)$ 을 코플라 함수  $C$ 를 통해 n-차원의

3) 일반적인 회귀분석 산식은  $y_i = a + bx_i + \varepsilon_i$ 인데, 개별 금융회사  $i$ 의 영향을 제거하기 위해  $\varepsilon_i$  대신  $u_i + \varepsilon_i$ 로 회귀분석을 하는 경우를 의미한다.

4) 이는 분석이 어려운 다변량 결합분포함수를 직접 설정하는 대신 코플라(copula) 함수를 이용하여 단변량 한계분포와 변수간 종속성 구조를 분리하여 분석하더라도 결합분포를 직접 설정한 것과 같은 결과를 얻을 수 있다는데 그 유용성이 있다.

다변량 결합분포인  $F_1(x_1, \dots, x_n)$ 과 같게 만들 수 있다는 것이다. 이때 코플라 함수  $C$ 는 다음과 같은 세 가지 성질을 가진다.

첫째,  $C : [0, 1]^n \rightarrow [0, 1]$ ,

둘째,  $C$ 는 증가함수이며,

셋째,  $C$ 는 모든  $u \in [0, 1]$ 에 대하여  $C_i(u) = (1, \dots, 1, u, 1, \dots, 1) = u$ 을 만족하는 한계분포함수  $C_i(i=1, \dots, n)$ 를 갖는다.

여기서 첫 번째 의미는  $u_1, u_2 \in [0, 1] \times [0, 1]$  값에 따라  $C \in [0, 1]$ 이 결정된다는 것이며, 두 번째 의미는 '0'에서 출발하여 '1'에 수렴하는 증가함수라는 의미이며, 세 번째 의미는 2변량을 가정시  $C(1, u) = u$  그리고  $C(u, 1) = u$ 로 표현할 수 있다는 것이다.<sup>5)</sup>

이와 같은 관계가 성립하는 근거는 다음과 같은 코플라 함수가 존재한다고 밝힌 Sklar정리에 따른 것인데 이는,  $F$ 가 n-차원의 다변량 결합분포이고 이의 한계분포함수가  $F_1, \dots, F_n$ 이며 코플라 함수  $C$ 를 갖는다고 할 때 모든  $u = (u_1, \dots, u_n) \in [0, 1]^n$ 에 대해 다음이 성립한다는 것이다.

$$C(u_1, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (5)$$

여기서,  $F_i^{-1}(u_i)$ 는 누적분포함수의 역함수를 의미한다.

본 연구에서는 시장위험에 대한 잔차( )와 신용위험에 대한 잔차( )를 이용하여 다변량 가우시안 코플라 함수(multi-variate Gaussian copula function)을 사용하여 통합위험을 측정한다. 이는 다음과 같은 산식으로 정의될 수 있다.

$$C(u_1, \dots, u_n; \rho) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n)) \quad (6)$$

여기서  $\rho$ 는 주대각선이 1인 대칭 양정치행렬<sup>6)</sup>을 의미하며,  $\Phi^{-1}(u_i)$ 는 단

5) "Coupla 함수의 추정과 시뮬레이션 - 국고채와 A-회사채 현물수익률에의 응용", 김명직·신성환, 선물연구, 제11권 2호(2003), p107.

6) 대칭 양정치 행렬은  $A = (a_{ij})$ 에서 주대각선에 대칭인 두 원소가 같은 행렬을 대칭행렬이라고 하며 ( $a_{ij} = a_{ji}$ ) 임의의  $X \neq 0$ 과 대칭행렬  $A$ 에 대하여 2차형식  $f(X) = X^T A X$ 을 고려할 때  $f(X) > 0$ 이면 행렬  $A$ 는 양정치 행렬이 된다.

별량 누적정규분포함수의 역함수를 의미한다.

구체적인 적용 방법은 먼저 회귀분석을 통해 실제 자료를 이용하여 산출된 위험유형별 잔차들을 전체 잔차들의 합으로 나눈 비중으로 각각의 누적경험분포( $F(X_1)$ ,  $F(X_2)$ )를 각각 구하고, 이들 분포간 상관관계를 측정하는 켄달 상관계수( $\tau$ )<sup>7)</sup>로부터 피어슨 상관계수를 구한다. 이렇게 산출된 상관관계( $\Sigma$ )를 콜레스키 분해하여 삼각행렬( $L$ )을 구하여<sup>8)</sup> 상호독립적인 정규분포를 따르는 임의의 2개의 시계열에 곱하여 상관관계 반영된 새로운 시계열로 변환시킨다. 이제 이들 분포들을 누적하여 누적정규분포값을 구하고 이들 값을 처음에 구한 경험분포에 역산하여 상관관계가 반영된 균등분포를 목표로 하는 누적분포( $\Phi(u_1)$ ,  $\Phi(u_2)$ )에 대응시킨다. 이렇게 산출된 분포는 앞에서의 분포와 다르게 위험유형간 상관관계가 고려된 결합분포이다.

마지막 단계로, 시장위험과 신용위험간 포지션 규모별 가중치를 적용하여 경험분포가 고려된 결합분포에 대해 10,000번 시뮬레이션을 통해 최종 결합분포를 추정한다. 이렇게 추정된 결합분포에 95%, 99% 분위수에 평균에 해당하는 값을 차감하면 VaR<sup>9)</sup>에 의한 경제적 자본 규모를 산출할 수 있게 된다. 본 연구에서 사용하는 VaR는 비모수적(non parametric) 방법을 통해 산출하는 평균기준의 VaR이다. VaR는 산출기준은 크게 모수적 방법과 비모수적 방법으로 구분할 수 있으며, 어떤 값을 기준으로 산출하느냐에 따라 평균기준의 VaR( $= -w_0(r-u)$ ), 절대손실 기준 VaR( $= -w_0r$ )로 구분할 수 있다.

본 연구가 가지는 특징은 Rosenberg & Schuerman(2006)와 달리 코플라 함수를 이용하여 결합분포 산출시 벤치마크 상관관계를 이용한 것이 아닌 실제 자료를 통해 산출된 상관관계를 사용하였기 때문에 위험유형간 관계는 선형이 아닌 비선형관계로 통합분포를 산출하였다는 것이다. 결과적으로 이는 위험유형간 비선형관계로 인한 복합효과를 간접적으로 고려한 산출 방법이라고도 할 수 있다.

7) Kendall 상관계수( $\tau$ )는 선형성이 아닌 확률분포간의 종속성을 측정할 때 사용하는 통계량중 하나로 다음과 같이 정의된다.

$$\rho_{\tau}(X, Y) = \Pr[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - \Pr[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0]$$

8) Cholesky Decomposition은 해당 행렬  $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$ 에 대하여, 삼각행렬  $L = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{pmatrix}$ 을 구하는 과정이다.

9) 윤평식·김철중, “금융기관 시장위험관리-Value at Risk”, 한국금융연수원(2000)

### Ⅲ. 실증분석결과

시장위험과 신용위험 각각에 위험을 측정하고 코플라 함수를 이용하여 이들 위험유형간 관계를 고려하여 산출한 통합위험액을 국내 은행들의 내부모형으로 산출된 시장위험과 신용위험의 단순합산과 비교하여 분산효과를 측정하고 분산효과가 유의적인지 검증해본다.

검증자료는 통합모형 구축을 위해 시장 및 신용 위험요인별 변수는 '06.6.1~'09.3.31일까지 한국증권전산의 BASE21을 통해 입수한 일별 자료를 이용하고, 은행의 시장 및 신용위험에 대한 수익률 자료는 '06.9~'09.3월까지 분기별 자료(11분기)를 사용한다. 이렇게 이용기간을 설정한 것은 위험요인별 변수 그 자체는 자료 이용에 제약이 없으나 통합위험 측정에 있어서 내부모형 합산과의 비교를 위해 위험유형별 변수 사용기간도 시계열상 동일기간에 대해 적용하였기 때문이다.

은행의 시장위험에 따른 수익률은 감독당국에 보고되는 트레이딩자산에 대한 수익률 자료를 사용하였으며, 신용위험에 대한 수익률은 별도로 보고되는 자료가 없기 때문에 금융감독원 홈페이지에 공개된 경영통계정보시스템내 개별 은행별 자료를 이용하여 여신평균잔액에 순이자수익에서 대손상각, 대손충당금적립금 증가액을 차감한 금액으로 계산한 수익률을 사용하였다. 손익은 기간별 자료이며 트레이딩자산과 여신 잔액은 특정시점의 자료이므로 이를 기간별로 평균한 자료로 수익률을 계산하였으며, 이들 모두가 분기별 자료이므로 위험요인별 자료도 분기별로 변환하여 사용하였다. 검증에 사용된 은행 자료는 시장위험과 신용위험 모두에 대해 내부모형을 인가받아 사용하고 있는 5개 은행 자료를 이용하였는데, 이에 대한 주요 재무현황은 <표 1>과 같다.

위험요인 변수는 Rosenberg & Schuerman(2006)의 연구와 같이 시장위험에 대해 주식부분에서는 종합주가지수 수익률, 채권부분에서는 3년만기 국채 수익률, 외환부분에서는 달러화 대비 원화 수익률을 이용하였으며, 추후 다변량 GARCH모형을 통해 산출되는 이들 변수의 조건부 변동성도 시장위험의 위험요인에 포함시켰다. 신용위험의 위험요인은 3년만기 무보증 회사채중 AA-, BBB-의 신용 스프레드를 각각 사용하였으며, 마찬가지로 다변량 GARCH모형을 통해 산출되는 이들 조건부 변동성을 신용위험의 위험요인에 포함하여 사용하였다.

&lt;표 1&gt; 내부모형을 사용하는 은행의 주요 재무현황

(단위 : 억원, %)

	하나은행	우리은행	신한은행	국민은행	외환은행	합계
여신자산(A)	1,044,874	1,771,207	1,520,914	2,146,384	693,704	7,177,083
트레이딩자산(B)	178,283	204,729	260,427	192,422	95,680	931,542
비중(A/(A+B))	84.8	88.7	84.5	91.1	67.4	85.3
비중(B/(A+B))	15.2	11.3	15.5	8.9	32.6	14.7
이자수익	19,011	30,148	25,301	40,436	12,388	127,283
이자비용	13,402	19,249	16,977	23,374	7,513	80,516
순이자수입	5,609	10,899	8,323	17,062	4,874	46,768
충당금적립증가	2,426	2,819	3,111	3,470	283	12,109
대손상각	5,381	5,102	3,487	6,412	3,210	23,592
여신자산 손익	-2,198	2,978	1,725	7,179	1,381	11,066
트레이딩 손익	1,308	167	-2,121	334	812	499

주 : '09.3월말 기준 자료

먼저, 위험요인별 원시계열이 안정적이지 않다는 사실이 알려져 있기 때문에 안정화된 시계열 자료로 얻기 위해 주가지수 수익률, 원달러 수익률은 로그차분을 하였으며 금리, 신용 스프레드는 차분한 시계열 자료를 사용하였다. 이들 위험요인들에 대해 차분한 시계열에 대한 기초통계량은 <표 2>와 같은데, 비대칭성을 측정하는 왜도의 경우 시장위험요인들은 모두 음수로 나타나 왼쪽으로 치우친 분포를 보여주고 있으며 신용위험요인들은 모두 양수로 나타나 오른쪽으로 쏠린 분포를 나타내고 있다.

모든 위험요인별 자료에서 초과 침도가 나타나고 있어 정규분포에 비해 침도가 높고 꼬리부분이 두터운(fat-tailed) 첨예분포(leptokurtic)를 보이고 있으며 정규성에 대한 Jargue-Bera 검증 통계량도 유의수준 1%에서 모두 기각하고 있다. 따라서 요인별 기초통계량은 기존에 알려진 사실처럼 ARCH 유형의 분산을 고려하는 조건부 분산을 사용하는 모형인 GARCH모형을 이용해야 한다는 것을 알려주고 있다.

<표 2> 시장위험 및 신용위험 요인변수별 기초통계량

구 분	주가수익률	외환수익률	이자율변동	신용스프레드 (AA-)	신용스프레드 (BBB-)
평 균	-0.0104	0.0552	-0.0014	0.0028	0.0075
표 준 편 차	1.8865	1.1777	0.0705	0.0335	0.0303
왜 도	-0.5316	-1.1089	-0.1417	0.6261	2.6830
첨 도	6.3635	35.0238	4.2496	11.7331	13.8004
Jargue-Bera	353.1 (0.000**)	29,238.8 (0.000**)	46.6 (0.000**)	2,208.6 (0.000**)	4,127.0 (0.000**)

\*\* : 99% 수준에서 유의함

위험요인들의 시간에 따른 변동성뿐만 아니라 위험요인들간 상관관계의 변동도 감안할 수 있도록 GARCH모형중 BEKK-GARCH를 이용하는 모형을 설정하였는데, 먼저 시장위험요인에 대해 조건부 평균(conditional mean)과 조건부 분산(conditional variance)을 추정하기 위해 본 연구에서 사용한 방법은 BEKK-GARCH방법중에서 VAR(1)-ARCH(1)을 사용하였으며<sup>10)</sup> 그 결과는 <표 3>과 같다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_t = \Phi y_t + Dvech(H_t) + \xi_t \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = A' A + B \xi_{t-1} \xi_{t-1}' B$$

10) 본 연구에서 모형선정 기준은 corrected Akaike Information Criterion(AIC)를 사용하였으며 판단기준은 값이 적을수록 잘 추정되었다고 판단하는데, BEKK-GARCH(p=1, q=1)의 경우 AIC값이 -4.03309로 본 모형의 추정치인 -4.05245보다 상대적으로 높게 산출되었다. AIC의 구체적 산식은  $\log(|\Sigma| + 2r/(T-r/k))$  이며, 여기서  $\Sigma$ 는 최우추정법에 따라 산출된 값이며  $r$ 은 추정변수 수이다.

&lt;표 3&gt; BEKK-GARCH모형을 이용한 시장위험 요인 추정

	추정치	Standard Error	t Value	Pr >  t
$\phi_{10}$	0.00064	0.05900	0.01	0.9913
$\phi_{20}$	0.06476	0.01181	5.48	0.0001***
$\phi_{30}$	-0.00093	0.00263	-0.35	0.7245
$\phi_{11}$	0.03792	0.03628	1.05	0.2963
$\phi_{12}$	-0.24687	0.06013	-4.11	0.0001***
$\phi_{13}$	4.25514	0.87530	4.86	0.0001***
$\phi_{21}$	-0.06932	0.00643	-10.77	0.0001***
$\phi_{22}$	0.02886	0.01600	1.80	0.0717*
$\phi_{23}$	-2.24571	0.15955	-14.08	0.0001***
$\phi_{31}$	0.00325	0.00168	1.94	0.0533*
$\phi_{32}$	0.00033	0.00263	0.13	0.8998
$\phi_{33}$	-0.05113	0.03900	-1.31	0.1903
$a_{11}$	1.71640	0.02935	58.48	0.0001***
$a_{12}$	-0.19309	0.02892	-6.68	0.0001***
$a_{22}$	0.28427	0.06974	4.08	0.0001***
$a_{13}$	0.00118	0.00279	0.42	0.6722
$a_{23}$	0.01693	0.00674	2.51	0.0123**
$a_{33}$	0.06684	0.03517	1.90	0.0578*
$\alpha_{11}$	0.14273	0.31977	0.45	0.6555
$\alpha_{21}$	-0.87145	0.10814	-8.06	0.0001***
$\alpha_{31}$	-2.27054	1.04788	-2.17	0.0306**
$\alpha_{12}$	-0.07413	0.01697	-4.37	0.0001***
$\alpha_{22}$	1.49957	0.07089	21.15	0.0001***
$\alpha_{32}$	1.39642	0.34826	4.01	0.0001***
$\alpha_{13}$	0.00523	0.00180	2.91	0.0037***
$\alpha_{23}$	0.01077	0.00422	2.55	0.0110**
$\alpha_{33}$	0.07002	0.03963	1.77	0.0777*
Number of Observations	681			
AIC	-4.05245			

\* \*\* \*\*\* : 90%, 95%, 99%수준에서 유의함

신용 위험요인들에 대한 추정도 시장위험과 같은 기준을 적용하여 산출하였는데, BEKK-GARCH방법중 VAR(1)-ARCH(1)을 사용하여 추정하였으며<sup>11)</sup> 그 결과는 <표 4>와 같다.

11) 신용위험 요인에 대한 BEKK-GARCH(p=1, q=1)의 경우도 AIC값이 -15.1462로 본 모형의 추정치인 -15.8396 보다 상대적으로 높게 산출되었다.

<표 4> BEKK GARCH모형을 이용한 신용위험 요인 추정

	추정치	Standard Error	t Value	Pr >  t
$\phi_{10}$	0.00357	0.00076	4.72	0.0001***
$\phi_{20}$	0.00407	0.00094	4.36	0.0001***
$\phi_{11}$	0.51589	0.04329	11.92	0.0001***
$\phi_{12}$	0.15648	0.04655	3.36	0.0008***
$\phi_{21}$	-0.01713	0.05373	-0.32	0.7500
$\phi_{22}$	0.62647	0.05887	10.64	0.0001***
$a_{11}$	0.02134	0.0425	0.50	0.6154
$a_{12}$	0.02380	0.0007	34.01	0.0001***
$a_{22}$	0.00529	0.0538	0.10	0.9231
$\alpha_{11}$	1.77657	0.0907	19.58	0.0001***
$\alpha_{21}$	-1.22166	0.1344	-9.09	0.0001***
$\alpha_{12}$	0.28799	0.1499	1.91	0.0560**
$\alpha_{22}$	-0.12732	0.1259	-1.01	0.3122
Number of Observations	681			
AIC	-15.8396			

\* \*\* \*\*\* : 90%, 95%, 99%수준에서 유의함

이제 다변량 GARCH모형을 통해 위험요인들로부터 산출된 조건부 평균과 조건부 분산을 독립변수로 시장위험에 대한 수익률과 신용위험에 대한 수익률을 설명변수로 하는 다변량 회귀분석을 수행한다. 이때 회귀분석은 개별 국내은행 고유의 효과를 배제하기 위해 고정효과를 반영한 풀링 회귀분석을 이용한다.

먼저 국내은행의 시장위험과 신용위험에 대한 수익률은 분기 수익률을 사용하였는데 그 결과는 <표 5>, <표 6>과 같다. 시장위험에 대한 수익률 시계열 자료의 특징을 보면 은행별로 차이는 있으나 '07.1분기를 전후하여 양의 수익률에서 음의 수익률로 저하되었는데, 이는 본격적인 글로벌 금융위기는 리먼브러더스 파산이후 확대되었으나 실제 미국 서브프라임 사태가 시장에 알려지기 시작한 시기가 '07년 이후<sup>12)</sup>인 점을 감안할 때 이에 따른 영향으로 설명된다.

12) '07.2월 영국 HSBC가 모기지 사업관련 손실규모(105.6억 달러)를 발표하고, '07.3월 미국 제2위 서브프라임 모기지업체인 New Century Financial이 신규대출 및 환매중단을 발표하였다.

&lt;표 5&gt; 시장위험에 대한 은행별 수익률 시계열

(단위 : %)

	'06.3Q	'06.4Q	'07.1Q	'07.2Q	'07.3Q	'07.4Q	'08.1Q	'08.2Q	'08.3Q	'08.4Q	'09.1Q
A은행	3.200	-0.323	-1.786	-0.684	-0.035	-0.033	1.677	-0.789	0.646	2.958	-3.934
B은행	8.714	-0.761	-1.086	-4.885	-2.691	-1.509	8.298	-2.812	0.224	1.860	-2.654
C은행	4.594	0.998	-5.574	-1.660	2.403	-1.374	3.417	-0.685	0.846	0.711	-2.339
D은행	-1.053	4.177	-2.919	-5.711	3.812	1.056	-0.468	0.676	0.134	-0.695	0.447
E은행	0.972	6.426	-7.962	3.082	2.467	3.385	-7.823	2.478	1.349	1.329	-3.528

이에 비해 <표 6>에 제시된 신용위험에 대한 수익률 시계열 자료에서는 시장위험에 대한 수익률 자료와 달리 '07년에는 별다른 영향이 없었으며 '08.9월 리먼브러더스 파산 이후 본격적인 글로벌 금융위기가 발생한 이후 수익률 저하 현상이 나타나 차이를 보이고 있다. 이는 국내 은행의 신용위험에 노출된 여신 자산이 대부분 국내에 집중되어 있어 초기 서브프라임 사태에서는 큰 영향을 받지 않았기 때문인 것으로 설명된다.

&lt;표 6&gt; 신용위험에 대한 은행별 수익률 시계열

(단위 : %)

	'06.3Q	'06.4Q	'07.1Q	'07.2Q	'07.3Q	'07.4Q	'08.1Q	'08.2Q	'08.3Q	'08.4Q	'09.1Q
A은행	0.259	0.088	0.163	0.129	0.151	0.192	0.328	0.198	0.145	0.050	0.085
B은행	0.187	0.170	0.173	0.151	0.128	0.116	0.137	0.128	0.090	0.069	0.028
C은행	0.167	0.057	0.161	0.176	0.157	0.143	0.138	0.104	0.104	-0.019	0.042
D은행	0.158	0.124	0.117	0.187	0.160	0.112	0.107	0.128	0.013	0.025	-0.052
E은행	0.244	0.161	0.213	0.251	0.197	0.113	0.184	0.148	0.085	0.062	0.049

시장위험 수익률에 대한 회귀분석 결과는 <표 7>과 같은데 개별 변수별로는 유의성이 낮은 것으로 나타났으나, 전체적인 설명력은 95% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다.

<표 7> 시장위험에 대한 회귀분석 결과

	SS	MS	Value	Pr > F
	142.1953	14.21953	2.73	0.0107*
설명력( R-Square)	38.2%			
* ** : 95%, 99%수준에서 유의함				
	추정치	Standard Error	t Value	Pr >  t
추가수익률	-0.93281	0.964659	-0.97	0.3388
추가수익률 변동성	3.158377	2.471919	1.28	0.2081
외환수익률	-0.06132	1.320328	-0.05	0.9632
외환수익률 변동성	-0.99181	0.845453	-1.17	0.2471
금리차	-20.5992	28.33429	-0.73	0.4711
금리차 변동성	-303.476	121.3617	-2.5	0.0162*
관찰치	54			

\* \*\* : 95%, 99%수준에서 유의함.

신용위험 수익률에 대한 회귀분석 결과는 <표 8>과 같은데 시장위험보다 상대적으로 높은 58.4%의 설명력을 보이고 있으며, 시장위험과 마찬가지로 일부 변수는 유의성이 다소 낮았으나 전체적인 설명력은 99% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다.

<표 8> 신용위험에 대한 회귀분석 결과

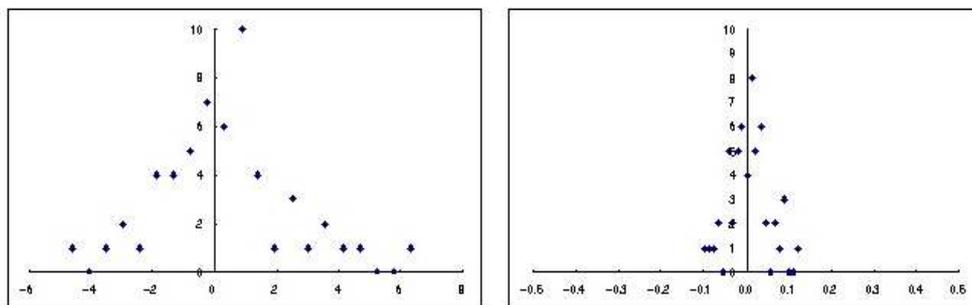
	SS	MS	Value	Pr > F
	0.1525101	0.019064	8.1	<.0001**
설명력( R-Square)	58.4%			
* ** : 95%, 99%수준에서 유의함				
	추정치	Standard Error	t Value	Pr >  t
스프레드(AA-)	0.09259	0.082787	1.12	0.2692
스프레드(AA-)변동성	-0.04126	0.571816	-0.07	0.9428
스프레드(BBB-)	-0.11463	0.087927	-1.30	0.1988
스프레드(BBB-)변동성	-4.80300	4.633534	-1.04	0.3054
관찰치	54			

이렇게 각각 회귀분석을 통해 산출된 잔차의 기초통계량은 <표 9>에 정리되어 있는데, <그림 1>에서 보는 것처럼 시장위험의 잔차 분포는 편차가 상대적

으로 넓게 퍼져있는 반면, 신용위험의 잔차 분포는 편차가 적고 상대적으로 뾰족한 분포의 특성을 보이고 있다. 이러한 특성은 시장위험이나 신용위험 고유의 특성을 잘 반영하고 있다고 보아야 할 것이다.

<표 9> 시장위험 및 신용위험 잔차 기초통계량

	시장위험 잔차	신용위험 잔차
평균	0.0000	0.0000
표준편차	2.0801	0.0448
왜도	0.4350	0.1946
첨도	0.8974	0.3646



<그림 1> 시장위험 및 신용위험의 잔차분포

검증기간 동안 이들 두 잔차간 상관관계는 확률분포간 상관관계 계수인 켄달 타우를 먼저 산출하고 이를 피어슨 상관계수로 치환하여 최종적으로 산출하였는데<sup>13)</sup>, 동 기간 동안 켄달 상관계수가 0.06128로 나왔으며 변환한 피어슨 상관계수는 0.09611로 산출되었다. 이는 실제 규제자본이나 사전적으로 정한 상관관계 0.8보다 상대적으로 낮은 수준이다.<sup>14)</sup>

이제 독립적인 위험유형별 잔차 분포를 검증기간동안 산출된 상관관계를 사용하여 코플라 함수를 통해 결합분포를 추정한다. 결합분포는 먼저 경험분포를 상관관계가 고려된 균등분포로 전환하기 위해 반복적인 시뮬레이션을 통해 생성하게 되는데, 이때 시장위험과 신용위험의 규모 가중치는 <표 1>에 있는 국

13) 두 잔차의 분포가 정규분포가 아니기 때문에 피어슨 상관계수를 직접 산출하지 않고 비모수적인 켄달 상관계수를 우선 구하여 이를 치환하여 사용하였다.

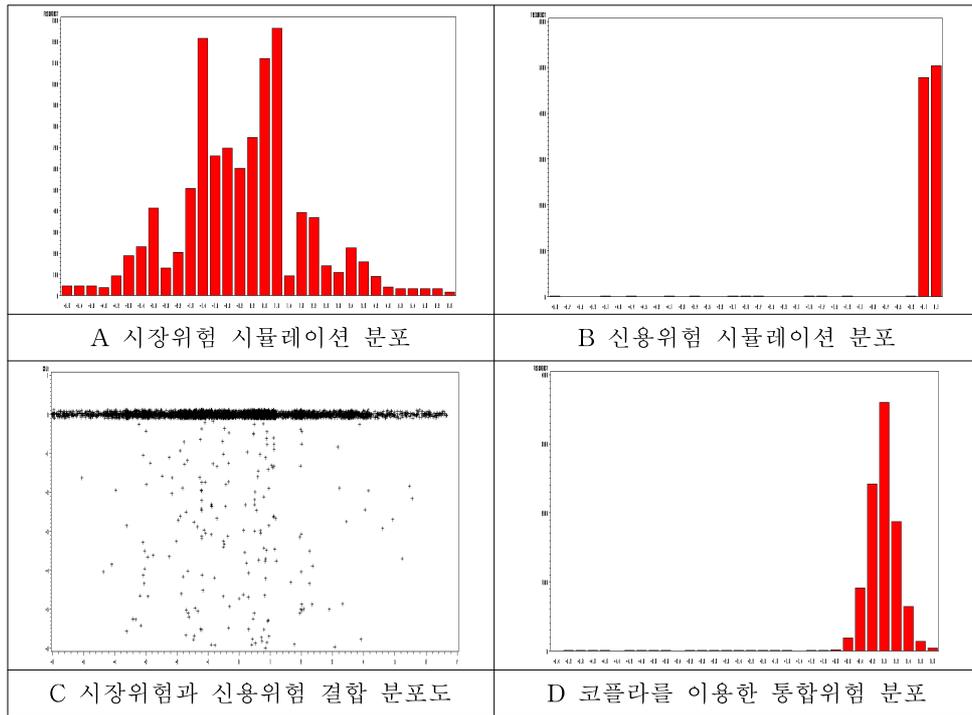
14) Dimakos & Aas(2004)와 Ward & Lee(2002)는 실증자료 분석을 통해 시장위험과 신용위험간 상관관계를 0.3을 사용할 것을 제안하였다.

내 은행들의 '09.3월말 트레이딩자산과 여신자산에 대한 비중치 14.7%, 85.3%를 이용하여 통합위험의 분포를 구하였다. 본 연구에서는 10,000번 반복 시행을 통해 시장위험, 신용위험, 그리고 통합위험의 분포를 산출하였으며 이들 분포에 대한 기초통계량 및 퍼센타일 값이 <표 10>에 정리되어 있다. 시장위험에 대한 시뮬레이션 결과 평균이 음이며 표준편차가 크고 첨도가 낮은 분포로 나타났는데 이는 회귀분석을 통해 산출된 잔차의 분포와 유사한 특징을 보유하고 있다. 따라서 VaR에 따른 위험은 99.0%, 99.9% 수준에서 각각 -5.9%, -5.1%의 값을 보여주고 있다. 이에 비해 신용위험에 대한 시뮬레이션 결과 표준편차는 상대적으로 적은 반면 왜도가 음이며 첨도가 높은 분포로 나타나 회귀분석을 통해 산출된 잔차 분포와 다른 특징을 보이고 있다. 이러한 위험유형별 분포 특성은 통합위험 산출시 개별 위험별 고유 특성을 고려하여야 한다는 사실을 알려주고 있다. 또한 통합위험 측정시 분포뿐 아니라 위험유형별 포지션 규모에 의해서도 영향을 받는데, 국내 은행들의 경우 여신자산이 상대적으로 비중이 큰 신용위험의 영향을 크게 받는 것으로 확인되었다. 통합위험 측정결과 99.0%, 99.9%에서 모두 신용위험이나 시장위험에 비해 낮게 산출되어 분산효과 존재한다는 것을 보여주고 있다.

<표 10> 시장위험, 신용위험, 통합위험 분포 기초통계량 및 퍼센타일 값

	시장위험	신용위험	통합위험
평균	-0.13641	-0.05866	-0.06759
표준편차	2.01780	0.48448	0.48650
왜도	0.14038	-9.10237	-6.19519
첨도	0.55307	87.73728	52.53824
0.1 퍼센타일(99.9%)	-5.94071	-5.77534	-5.10527
1.0 퍼센타일(99.0%)	-5.09380	-2.90888	-2.57721

<그림 2>는 이러한 위험유형들에 대한 경험분포를 이용하여 시뮬레이션한 분포를 그림으로 나타낸 것으로 시장위험과 신용위험의 분포가 상이한 것을 명시적으로 확인할 수 있으며, 이를 결합한 통합위험의 분포는 이들 위험유형들 분포들을 잘 반영하여 손실쪽 영역인 왼쪽 분포가 길게 존재하는 것을 확인할 수 있다.



<그림 2> 위험유형들의 분포

이렇게 결합분포를 이용하여 99%수준에서 VaR로 측정된 통합위험의 결과는 <표 11>과 같은데, 시장위험과 신용위험은 상관관계로 인해 각각의 위험 합보다 적게 산출되었으며, 통합위험은 은행의 내부모형의 단순 합산과 비교시 평균적으로 31.3%의 분산효과를 보였다.<sup>15)</sup>

15) 내부모형의 단순 합산은 시장위험과 신용위험간 상호관계를 고려하지 않고 각각의 위험을 단순 합산한 것이고, 단순 통합위험은 Kuritzkes, Schuerman & Weiner(2003)가 제시한 방법론에 따라 개별 위험의 분포가 정규분포를 따른다는 가정하에 위험유형간 상관관계를 고려하여 통합위험을 측정된 것이다. 이때 상관관계는 금융감독원이 '06년 리스크관리실태 평가제도를 도입하면서 적용했던 시장위험과 신용위험간 상관관계 0.8을 사용한 것이다. 단순 통합모형을 통한 위험 측정 방법과 결과값에 대해서는 장경천·이상현·김현석(2010)의 연구를 참조할 것.

<표 11> 하향식 통합위험과 내부모형의 위험 합산과의 비교

(단위 : 억원, %)

	내부모형 단순 합산	단순 통합모형	코플라 함수를 이용한 통합모형
금 액	296,140	294,474	203,496
분산효과	(0.0)	(0.56)	(31.3)

#### IV. 결 론

본 연구에서는 국내 시중은행의 통합위험 측정시 시장위험과 신용위험간에 존재하는 포트폴리오이론에 따른 분산효과에 대해 실증적으로 검증하고자 하였다. 이에 따라 금융회사의 내부모형을 통해 산출되는 시장위험과 신용위험의 단순 합산, 실무에서 사용하는 위험액 자체에 직접 임의의 상관관계를 고려하는 단순 통합모형, 그리고 위험유형별로 위험을 측정하고 이들 결과를 코플라(copula) 함수를 이용하여 통합위험을 산출하는 하향식 통합모형에 대해 국내 은행의 실제 자료를 이용하여 비교 검증해 보았다.

먼저 장경천·이상현·김현석(2010)의 연구에 따르면 내부모형은 시장위험에서는 40.4%, 신용위험은 45.4%의 분산효과를 보여, 내부모형의 경우 하위 위험요인간 분산효과로 인하여 규제자본에 비해 필요자본이 작아진다는 사실을 밝히고 있다. 그러나 실무에서 이용하는 위험액 자체에 임의의 상관계수( $\rho=0.8$ )를 적용하여 산출한 단순 통합위험은 경제적 자본의 대응치인 내부모형의 단순 합산과 비교할 때 분산효과가 0.56%로 의미 있는 차이가 나타나지 않는다고 밝히고 있다.

이에 본 연구에서는 최근 연구되고 있는 통합위험 측정에 있어 시장위험과 신용위험의 위험분포도를 도출하고 이들 특성을 유지하면서 결합하는 하향식 통합위험 측정방식을 사용하였다. 시장 및 신용위험 등 위험유형별 위험을 산출하고 코플라 함수를 이용하여 '09.3월말을 기준으로 국내 은행에 대해 통합위험을 산출한 결과 내부모형의 단순합산에 비해 분산효과가 31.3%로 추정되어 분산효과의 존재를 검증하였다.

현행 금융회사의 건전성규제중 대표적인 자기자본규제가 위험에 대비한 필요자본을 산정함에 있어 시장위험과 신용위험간 관계를 고려하지 않고 단순합산하도록 하고 있으나, 포트폴리오이론에 따르면 위험유형별 분산효과뿐만 아니라

위험유형간에도 분산효과가 존재한다는 사실을 시사하고 있다. 이에 본 연구에서는 실증적 검증을 통해 위험유형간 분산효과가 존재하고 있음을 확인하고 있다.

이러한 결과는 향후 자기자본규제 뿐만 아니라 이론적으로나 실무적으로 중요한 의미를 가진다고 할 수 있겠다. 또한 현재 법규나 실무에서는 통합위험에 대한 관리는 단순히 합산하거나 위험액 자체에 대해 임의로 정한 상관관계를 고려하는 정도에 그치고 있어, 향후 금융감독 업무뿐 아니라 사회 전체적으로 효율적인 자본 배분 측면에서도 중요한 의미를 가진다고 볼 수 있다. 이에 대해서는 감독당국을 포함한 모든 시장 참가자들의 지속적으로 관심을 가져할 부분일 것이다.

본 연구에서는 금융회사의 위험중 시장 및 신용위험간 관계를 살펴보았는데, 향후에는 운영위험을 추가하여 모든 위험유형별 관계뿐만 아니라 서로 다른 금융업종을 영위하는 금융지주 차원에서의 통합위험에 대한 연구로 발전시킬 필요가 있다고 하겠다.

## 참고문헌

1. 금융감독원(2006), 리스크관리실태 평가제도 해설서
2. \_\_\_\_\_(2006), 알기쉬운 신BIS
3. \_\_\_\_\_(2008), 시장리스크기준 자기자본보유제도 해설(개정)
4. \_\_\_\_\_(2008), 바젤Ⅱ하의 통합리스크관리 모범기준
5. 김명직·신성환(2003), Coupla 함수의 추정과 시뮬레이션 - 국고채와 A-회사채 현물수익률에의 응용, 선물연구, 제11권 제2호
6. 김명직·장국현(1998), 금융시계열분석, 경문사
7. 윤평식·김철중(2000), 금융기관 시장위험관리-Value at Risk, 한국금융연수원
8. 장경천·이상현(2009), 자본시장법상 자기자본규제의 미래 투자는행(IB) 위험 예방 가능성 연구, 경영정보연구, 제28권 제3호, pp.161-189.
9. 장경천·이상현·김현석(2010), 금융회사의 통합위험 측정에 관한 연구, 경영정보연구, 제29권 제4호, pp.207-223.
10. Alexander, Caro, Jacques Pézier(2003), "On the Aggregation of Firm-Wide Market and Credit Risks", *ISMA Center Discussion Papers in Finance* 2003-13.
11. Ass, K, X.K. Dimakos, A. Oksendal(2007), "Risk Capital Aggregation", *Risk Management*, 9, pp.82-107.
12. Bollerslev. T., R. Engle, and J. Wooldridge(1988), "A capital asset pricing model with time varying covariance," *Journal of Political Economy*, 96, pp.116-131.
13. Breuer T., M. Jandacka, K. Rheinberger, M. Summer(2007), "Regulatory Capital for Market and Credit Risk Interaction: Is Current Regulation Always Conservative?", Working paper, *Conference on the Interaction of Market and Credit Risk, Deutsche Bundesbank*.
14. Dimakos, K, X.K, Ass(2004), "Integrated risk modelling", *Statistical Modelling*, 4(4), pp.265-277.
15. Engle, R. F., and K. F. Kroner(1995), "Multivariate simultaneous generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, pp.122-150.
16. Kupiec, P.(2006), "Financial stability and BaselⅡ," *Annals of Finance* 3,

pp.107-130.

17. Kupiec, P.(2007), "An integrated structural model for portfolio market and credit risk", working paper, *Conference on the Interaction of Market and Credit Risk. Deutsche Bundesbank*.
18. Nelson, Roger B(1999). "An Introduction to Copulas." New York, NY.
19. Kuritzkes Andrew, Til Schuerman, and Scott M. Weiner(2003), "Risk Measurement, Risk Management, and Capital Adequacy in Financial Conglomerates," *Brookings-Wharton Papers on financial Services*, pp.141-191.
20. Rosenberg Joshua V., Til Schuermann(2006), "A General Approach to Integrated Risk Management with Skewed, Fat-tailed Risks," *Journal of Financial Economics*, 79(3), pp.569-614.
21. Ward, Lisa S., David H. Lee(2002), "Practical Application of the Risk-Adjusted Return on Capital Framework," *CAS Forum Summer 2002*, Dynamic Financial Analysis Discussion Papers.

## Abstract

### A Study on Measuring the Integrated Risk of Domestic Banks Using the Copula Function

Chang, Kyung-Chun\* · Lee, Sang-Heon\*\* · Kim, Hyun-Seok\*\*\*

One of the representative prudential regulations is the capital regulation. The current regulation and international criteria are just simply adding up the market risk and credit risk. According to the portfolio theory due to diversification effect the total risk is less than the summation of market and credit risk.

This paper investigates to verify the existence of diversification effect in measuring the integrated risk of financial firm by the copula function, which is combine the different distribution maintain their propriety.

The result of the test shows that in measuring the integrated risk not only the correlation and but also the proprieties of market and credit risk distribution are very important. And the tail of risk distribution is important when measuring the economic capital, especially the external impact to the financial market.

This paper's contribution is that the empirical evidence in considering the relationship between market and credit risk the integrated risk is less than sum of them.

Key Words : market risk, credit risk, integrated risk, copula function

---

\* Professor, School of Business, Chung-Ang University, kchang@cau.ac.kr

\*\* Senior Specialist, Ph.D, Financial Supervisory Service, shleenice@fss.or.kr

\*\*\* Assistant professor, Dept. of Business, Daelim University College, hkim@daelim.ac.kr