

# 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정\*

이근영\*\* · 문호성\*\*\*

본 연구에서는 Acharya *et al.*(2010)와 Brownlees and Engle(2012)에서 논의되고 있는 시스템적 리스크 모형을 응용해 금융지주 및 은행, 증권, 손해보험 등 30개 국내 금융기관의 시스템적 리스크를 측정하였다. 개별 및 전체 금융기관의 시스템적 리스크를 2004년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지 일별 베이스로 표본 외 예측한 결과 금융산업 전체의 시스템적 리스크는 리먼 브라더스 사태가 발생한 다음부터 급격히 상승하여 2009년 9월에 최고치에 도달한다. 그 후 전체 시스템적 리스크는 하락세를 유지하다가 유럽 재정위기와 금융산업의 부채 증가로 다시 상승한다. 한편, CDS 프리미엄 수익률과 높은 상관관계를 갖고 있는 시스템적 리스크의 상승 충격은 산업생산을 떨어뜨리고 실업률을 증가시킨다.

핵심주제어: 시스템적 리스크 지수, 한계기대손실률, 가중이동평균방법, CAPM, VaR

경제학문헌목록 주제분류: G1, G2

## I. 서 론

2007년 서브프라임 모기지 사태로 시작된 글로벌 금융위기를 겪으면서 전 세계 국가들은 시스템적 리스크의 중요성을 깨닫게 되었다. 정상적인 상황에서 일부 금융기관의 부채가 자본보다 훨씬 크게 증가하는 경우 이 금융기관은 새로운 자본을 조달하거나 다른 금융기관에 의해 인수되는 것이 가능하다. 그러나 금융산업 전체가 재정적으로 압박을 받고 있어 이것이 불가능한 상황에서는 정부가 국민 세금으로 이 금융기관을 구제해야 할 것인가 하는 선택의 문제에

\* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것으로 논문내용은 집필자의 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는 무관합니다. 유익한 논평을 해주신 두 분 심사위원께 감사드립니다.

\*\* 주저자 및 교신저자, 성균관대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 760-0614, E-mail: lky@skku.ac.kr

\*\*\* 공동저자, 한국은행 시스템리스크팀 과장, 전화: (02) 750-6716, E-mail: hsmoon@bok.or.kr

논문투고일: 2013. 11. 10 수정일: 2014. 2. 3 게재확정일: 2014. 2. 7

## 6 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

직면한다. 즉, 금융기관의 연쇄적인 파산은 금융시스템은 물론 국민 경제를 파탄에 이르게 하는 부정적인 외부경제 효과를 초래하기 때문에 최근 글로벌 금융위기는 이러한 시스템적 리스크를 사전에 방지하는 일이 얼마나 중요한 과제인가를 보여주고 있다. 그러나 바젤 I이나 II와 같은 현행 금융규제는 개별 금융기관의 리스크를 제한하는 데 초점을 맞추고 있기 때문에 이러한 시스템적 리스크를 관리하는 데는 한계가 있다. 뿐만 아니라 기업 차원의 리스크를 측정하는 데 사용되는  $VaR$ (Value at Risk)이나 기대부족액(Expected Shortfall: ES), 그리고 변동성과 같은 개념들은 시스템적 리스크를 설명하는 데 한계가 있다.

글로벌 금융위기 이후 많은 연구들이 시스템적 리스크를 어떻게 측정할 것인가에 대해 논의하고 있으나 아직 시스템적 리스크의 정의에 대한 일반적인 합의는 이루어지지 않은 상황이다. 초기 연구들은 주로 개별 기업과 시장 간의  $VaR$ 을 이용하여 시스템적 리스크를 논의하고 있는 반면, 최근 Acharya *et al.* (2010)은 간단한 경제이론에 근거한 시스템적 리스크 모형을 제공한다. Acharya *et al.*(2010)와 Brownlees and Engle(2012) 등에 따르면, 한 금융기관의 시스템적 리스크는 향후 위기에 직면했을 때 예상할 수 있는 금융시스템의 전체 자본부족액 중에서 이 금융기관에 귀책 사유가 있는 금액으로 정의된다. Acharya *et al.*(2010)은 시스템적 리스크에 대한 각 개별 금융기관의 귀책 금액을 시스템적 기대부족액(Systemic Expected Shortfall: SES)으로 측정하는데, 한 금융기관의 SES는 이 금융기관의 레버리지와 한계기대손실률(Marginal Expected Shortfall: MES)로 구성된다. 통상적으로 레버리지는 측정 가능한 반면 MES은 다양한 계량방법을 통해 추정이 가능하다. Brownlees and Engle(2012)은 몬테카를로 시뮬레이션 방법을 통해 장기 MES을 추정하고 이를 바탕으로 시스템적 리스크 지수(Systemic Risk Index: SRISK)를 작성하였다.

금융시장의 개방과 자유화로 국제 금융시장에 참여하는 글로벌 금융회사들의 시스템적 리스크가 국내 거시금융 환경에 지대한 영향을 미치기 때문에 국내 금융기관은 물론 글로벌 금융기관의 시스템적 리스크를 독자적으로 측정하여 예측 가능한 리스크에 선제적으로 대응하는 것이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 Acharya *et al.*(2010)와 Brownlees and Engle(2012)에서 논의되고 있는 시스템적 리스크에 대한 이론 및 실증적 연구방법을 응용해 국내 금융기관의 시스템적 리스크를 측정하고자 한다. 이 방법은 개별 금융기관들의 고빈도 주가자료를 이용하여 각 금융기관들이 처한 시스템적 리스크의 일별 순위까지 비교할 수 있기 때문에 일, 주, 월, 분기별로 시스템적 리스크가 상위에 속한 개별 금

〈표 1〉 분석대상 금융기관(30개)

금융지주 및 은행	증권	손해보험
9개	11개	10개
하나금융지주 한국금융지주 KB금융지주 신한금융지주 우리금융지주 기업은행 외환은행 전북은행 제주은행	HMC투자증권 NH투자증권 SK증권 대신증권 대우증권 동양증권 삼성증권 신영증권 우리투자증권 한화증권 현대증권	LIG손해보험 그린손해보험 롯데손해보험 한화손해보험 동부화재해상보험 메리츠화재해상보험 삼성화재해상보험 코리안리재보험 현대화재해상보험 흥국화재해상보험

금융기관들을 시간과 비용을 절약하면서 위기예방 차원에서 보다 집중적으로 감독할 수 있다. 분석기간은 1999년 1월 4일부터 2013년 3월 29일까지이며 분석대상 금융기관은 〈표 1〉이 보여주는 바와 같이 대차대조표와 주식수익률 자료가 이용 가능한 30개 금융기관—금융지주 및 은행(9개), 증권(11개), 손해보험(10개)—이다.<sup>1)</sup> 여기서는 KOSPI 수익률이 6개월에 걸쳐 일정한 경계수익률 이하로 하락할 때 각 금융기관의 장기 한계기대손실률(MES)을 추정한 후 이를 통해 금융산업 전체의 시스템적 리스크 지수(SRISK)를 2004년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지 일별 베이스로 예측하고자 한다.

실증분석 결과 금융산업 전체의 시스템적 리스크는 리먼 브라더스 사태가 발생한 이후 급격히 상승하여 2009년 9월에 최고치에 도달한다. 그러나 그 후 하락세로 돌아선 시스템적 리스크는 유럽 재정위기와 금융기관들의 부채 증가로 다시 상승한다. 한편, 시스템적 리스크의 상승 충격은 산업생산을 떨어뜨리고 실업률을 증가시킨다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제Ⅱ절에서는 기존 연구에 대해 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 시스템적 리스크에 관한 Acharya *et al.*(2010)의 이론 모형을 간단하게 소개한다. 제Ⅳ절에서는 Acharya *et al.*(2010)와 Brownlees and Engle

1) 자료가 이용 가능한 6개 상호저축은행의 경우도 분석하였으나 이들 중 5개가 2013년 3월 이전에 상장폐지되었을 뿐만 아니라 이들의 비중이 작아 주요 결론에 영향을 미치지 못하기 때문에 본문에서는 이 부분을 제외시켰다.

## 8 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

(2012)의 추정방법을 바탕으로 본 연구의 추정방법을 살펴본다. 제V절에서는 30개 금융기관에 대한 실증분석을 통해 국내 금융산업의 시스템적 리스크를 측정한다. 제VI절에서는 정책적 시사점을 논의한 다음, 제VII절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 기존 연구에 관한 고찰

금융기관이 파산하는 경우 예금 보장과 구제금융에 따른 비용이 발생하고 실물경제에 부정적인 외부경제 효과를 가져오기 때문에 금융기관을 규제할 필요성이 존재한다. 따라서 금융당국이 금융규제를 통해 시스템적 위기의 리스크와 비용을 줄이기 위해서는 먼저 시스템적 리스크를 어떻게 측정할 것인가에 대해 경제이론적인 측면에서 숙고를 하여야 할 것이다. 그러나 실무적으로 측정 가능하고 경제이론 모형에 의해 정당화될 수 있는 시스템적 리스크에 대한 측정 방법을 찾아내는 것은 쉽지 않은 일이다. 이와 같이 경제이론 모형과 금융당국의 실무적인 유용성 사이에 큰 간격이 존재하기 때문에 시스템적 리스크에 대한 일반적인 합의는 아직 이루어지지 않은 상황이며, 과거 연구들은 주로  $Var$  과 같은 개별 금융기관 차원의 측정방법을 통해 금융시스템의 리스크를 측정해 왔다.

시스템적 리스크와 관련된 기존 연구들은 주로 시스템적 리스크에 대한 귀책 정도, 전염 위험, 거시금융 스트레스, 금융 불균형 등의 주제를 다루고 있다 (ECB, 2009). 먼저, 이미 언급한 바와 같이 최근 많은 연구들은 각 개별 금융기관이 시스템적 리스크에 어느 정도 책임이 있는가를 측정하고 있다. 예를 들어, Adrian and Brunnermeier(2011)는 시스템적 리스크의 척도로서 금융기관들이 어려움에 처해 있는 상황에서 추정된 금융시스템의  $Var$ , 즉  $CoVar$ 을 제안하였다. 시스템적 리스크에 대한 개별 금융기관의 한계책임은 개별 금융기관이 경영난에 처해 있다는 전제 하에서 추정된  $Var$ 과 개별 금융기관이 정상상태에 있다는 전제 하에서 추정된  $Var$ 과의 차이로서 정의된다. Hautsch *et al.*(2010)은 전체 금융시스템의  $Var$ 에 대한 개별 금융기관  $Var$ 의 한계효과로 정의된 '시스템적 리스크 베타'의 개념을 소개하고 이를 2단계 분위수(quantile) 회귀분석 방법을 통해 추정하였다. 또한 Manganeli *et al.*(2010)은 Engle and Manganeli (2004)의  $CAViAR$ 을 다변량으로 확장시켜 개별 금융기관의  $Var$ 과 금융시스템

의  $VaR$  사이에서 과급효과를 분석하였다. 한편, Huang *et al.*(2009, 2010)은 시스템적 리스크 척도로서 시스템적 금융위기에 대비해 설정된 보험프리미엄을 의미하는 DIP(Distress Insurance Premium) 개념을 제안하였다. 이미 살펴본 바와 같이 Acharya *et al.*(2010)은 시스템적 리스크에 대한 각 개별 금융기관의 귀책금액을 시스템적 기대부족액(SES)으로 측정하였다. 또한 Brownlees and Engle (2012)는 Acharya *et al.*(2010)의 분석을 확장시켜 장기 한계기대손실률(MES)을 추정하고 이를 바탕으로 시스템적 리스크 지수(SRISK)를 개발하였다.

다음으로, 금융 부문에서의 전염 위험은 초기에 개별 금융기관과 밀접하게 연관된 문제로부터 발생하여 순차적으로 널리 퍼져 나가는데, 이와 연관된 연구로 Billio *et al.*(2010)은 주성분(principal component) 분석과 그랜저 인과관계 검정을 통해 금융기관 간의 연계성을 포착하고 이에 근거한 시스템적 위험지수를 제안하였다.

셋째로, 거시경제 충격은 한 국민경제 내에 있는 모든 기업에 영향을 미치기 때문에 금융안정을 이룩하는 데 매우 중요한 결정요소인데, 이와 관련된 연구로는 Koopman *et al.*(2011)와 Schwaab *et al.*(2011) 등이 있다. Schwaab *et al.*(2011)은 거시 및 신용위험 자료로부터 추출된 위험측정 방법과 금융 고통에 대한 조기경보 지표를 소개하고 있다.

마지막으로, 신용 및 자산시장 거품과 같은 금융시장의 불균형은 서서히 커지거나 또는 갑자기 폭발할 수도 있기 때문에 이를 정의하거나 계량화하는 것이 쉽지 않은 것으로 알려져 있다(Barrel *et al.*, 2010). 따라서 이들 관련 모형들은 금융위기를 예측하는 데 많은 오차를 보인다.

기존 연구들은 또한 구조적 접근법과 축약형 접근법 등으로 구분되기도 한다. 구조적 접근법은 금융기관 자산의 시장가치를 평가해 금융시스템의 시스템적 리스크를 추정하기 위해 조건부 청구권(contingent claim) 분석(Lehar, 2005; Gray *et al.*, 2007)을 이용한다. 반면 축약형 접근법은 금융기관 자산수익률 분포의 꼬리부분이 어떤 통계적인 행태를 보이는가에 초점을 맞추고 있다. 한편, Acharya *et al.*(2010)과 Brownlees and Engle(2012) 등은 시스템적 리스크를 측정할 때 지분과 부채 등의 자료에 의존하는 경제 모형뿐만 아니라 축약형 접근법과 유사한 통계적 방법을 같이 사용하고 있다.

국내 연구로는 김진호·김윤정(2010)과 최필선·민인식(2010) 등이 국내 금융기관들의  $CoVaR$ 을 추정하였고, 이근영(2013)은  $CoVaR$ 을 통해 아시아 외환시장의 연계성을 분석하였다. 한편, 이궁희·이명활·이종한(2013)은 copula를 이용

## 10 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

하여 은행부문의 시스템적 리스크를 측정하였다. 또한 전선애(2011)는 Acharya *et al.*(2010)와 같은 방법으로 개별 금융기관들의 시스템적 리스크 기여도를 측정하였다.

지금까지 소개된 국내 연구들은 축약형 접근법 또는 구조적 접근법 등 한 가지 방법에만 치중하여 시스템적 리스크를 분석하고 있으며, 시스템적 리스크를 예방하기 위해서는 미래에 대한 예측이 중요한데 국내 연구들은 모두 표본 내 추정에 한정되어 있다. 따라서 본 연구에서는 축약형 접근법과 구조적 접근법을 통합한 모형을 이용한다. 또한 표본 내 추정에서 한 걸음 더 나아가 표본 외 예측을 통해 시스템적 리스크를 사전에 얼마나 잘 예측할 수 있는가를 분석하고자 한다. 뿐만 아니라 Brownlees and Engle(2012)은 상관계수가 시변적인 GARCH 모형을 사용하고 있으나 본 연구에서는 표본 외 예측이 훨씬 용이한 가중이동평균방법을 이용한다.<sup>2)</sup>

### III. 시스템적 리스크 측정 모형

금융기관 차원에서의 리스크를 측정하는 두 가지 표준적인 척도로  $VaR$ 과 기대부족액(ES) 등의 개념이 있는데, 이들은 일반적으로 극단적인 사건이 발생했을 때 금융기관에서 발생한 잠재적인 손실을 측정한다. 먼저  $VaR$ 은 주어진 신뢰수준에서 일정 기간 동안 발생할 수 있는 최대손실의 기대치를 나타내며, 리스크를 고려한 성과를 측정하거나 이에 대비한 적정 자본량을 산정하는 데 이용된다. 즉,  $\Pr(R < -VaR_\alpha) = \alpha$ 이고  $\alpha = 5\%$ 인 경우  $VaR$ 은 금융기관이 95% 신뢰수준에서 가진 최대손실을 의미한다. 한편, 기대부족액(ES)은  $ES_\alpha = -E[R | R \leq -VaR_\alpha]$ 로  $VaR$ 보다 크다는 손실 가정에서의 기대손실을 나타낸다. 즉, 기대부족액은 포트폴리오 손실이  $VaR$  한계를 초과한 날들의 평균 수익률로 표시된다.

일반적으로 금융기관의 업무범위는 고유업무, 부수업무, 겸영업무 등 여러 부문으로 구성되어 있기 때문에 한 금융기관의 수익률  $R$ 은 각 부문의 수익률 합계로 구성되어 있다. 즉,  $R = \sum_{i=1}^N \theta_i r_i$ 로  $r_i$ 는 부문  $i$ 의 수익률,  $\theta_i$ 는 총포트폴리

2) 다변량 GARCH 모형은 최우추정법을 이용하기 때문에 정규분포라는 제한된 분포 가정 하에서도 수천 번의 추정치를 수렴시켜야 하는 어려움이 있는데, GARCH 추정방법 또한 최근 정보에 가중치를 많이 주는 가중이동평균방법의 일종이다.

오에서 부문  $i$ 가 차지하는 비중을 의미한다. 따라서 ES을  $\theta_i$ 로 미분하면 전반적인 리스크에 대한 각 부문  $i$ 의 민감도인 한계기대손실률(MES)을 도출할 수 있다.

Acharya *et al.*(2010)은 금융기관이 다수의 부문으로 구성되어 있는 것처럼 금융시스템도 다수의 금융기관으로 이루어져 있기 때문에 기대부족액(ES)과 같은 표준적인 리스크 측정방법이 시스템적 리스크를 관리하는 데 유용할 수 있음을 보여준다. 간단히 말해, 위 식들에서  $R$ 을 개별 금융기관이 아니라 전 금융시스템의 수익률이라 보는 경우 금융시스템의 ES을 계산할 수 있고, 따라서 이 시스템적 리스크에 대한 개별 금융기관의 귀책 정도를 MES에 의해 측정할 수 있다.

여기서는 실증분석을 위해 Brownlees and Engle(2012)에서 논의되고 있는 Acharya *et al.*(2010)의 2기간 모형을 간단히 소개한다. Acharya *et al.*(2010)의 모형에서 금융기관  $i$ 가 기간 1에 얼마나 많은 자산을 위험부채(risky debt)  $F_i$ , 보증부채(guaranteed debt)  $G_i$ , 그리고 초기 자본(initial capital)  $W_i$ 으로부터 조달할 것인가를 선택한다. 이 자산은 여러 종류의 자산에 각각 투자된다. 위험부채는 할인을  $B_1$ 으로 할인되어 가격이 결정되고 보증부채는 간단히 액면가로 가격이 결정된다. 기간 2에는 각 투자금으로부터 개별 수익이 창출되고 부채는 액면가로 반환된다고 가정한다. 만약 지분에 대한 자산가치의 건전비율(prudential ratio of asset value to equity)이  $k$ 일 때 기간 1의 말에 금융기관  $i$ 의 자본유보금(capital buffer)은 다음과 같다.

$$k(B_1F_{i1} + G_{i1} + W_{i1}) - W_{i1} \quad (1)$$

금융기관  $i$ 의 자본이  $k \times$ 총자산보다 작다면, 즉 식 (1)이 양(+)의 값을 가지면 금융기관  $i$ 는 자본부족을 경험하고 있다고 말할 수 있다. 만약 위기를 KOSPI 등의 시장지수 또는 수익률이 일정한 한계점  $C$  이하로 하락할 때로 정의한다면 기간 2에서의 기대자본 부족액(expected capital shortfall)  $CS_{i1}$ 은 기간 1에서 다음과 같이 예측된다.

$$\begin{aligned} CS_{i1} &= E_1(k(F_{i1} + G_{i1} + W_{i2}) - W_{i2} | \text{위기}) \\ &= k(F_{i1} + G_{i1}) - (1 - k)E_1(W_{i2} | \text{위기}) \\ &= k(F_{i1} + G_{i1}) - (1 - k)W_{i1}E_1(R_{i2} | R_{m2} < C) \end{aligned}$$

12 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

$$=k(F_{i1}+G_{i1})-(1-k)W_{i1} MES_{i1} \quad (2)$$

여기서  $R_{i2}$ 와  $R_{m2}$ 는 각각 기간 2에서의 금융기관  $i$ 와 시장의 수익률이고 이미 위에서 언급된 MES은 시장이 수익률 분포의 왼쪽 꼬리부분에 있다고 전제할 때, 이 금융기관 수익률의 기대치를 나타낸다. 유사하게 Acharya *et al.*(2010)은 전체 은행자본이  $k \times$ 총자산보다 작은 금융위기 시 은행  $i$ 의 지분이  $k \times$ 은행  $i$ 의 자산보다 적은 액수를 은행  $i$ 의 시스템적 기대부족액( $SES^i$ )으로 정의한다.

Acharya *et al.*(2010)의 핵심 가정에 따르면 금융위기가 발생했을 때 개별 금융기관의 자본부족은 실물경제에 외부 비용을 부과하는데 이 비용은  $G_{i1}$ 만큼의 보증을 제공한 납세자들의 비용이 된다. 특히, 금융시스템 전체가 자본경색에 빠져 있을 때 이 외부 비용은 더욱 커져 실물위기를 가져올 것이다. 이때 자본부족액이 가장 큰 금융기관이 위기에 가장 큰 원인을 제공한 주체이고 가장 시스템적으로 위험한 기관이라고 볼 수 있다. 따라서 위기 시 기대자본 부족액 또는 시스템적 기대부족액은 개별 금융기관의 피해 가능성뿐만 아니라 시스템적 위기도 포착할 수 있다. Brownlees and Engle(2012)은 금융기관  $i$ 의 시스템적 리스크 지수( $SRISK_i$ )를 다음과 같이 정의한다.

$$SRISK_i = \min(0, CS_i) \quad (3)$$

시스템적 리스크는 다음과 같이 비율로 나타낼 수도 있다.

$$SRISK\%_i = \frac{SRISK_i}{\sum_i SRISK_i} \quad (4)$$

여기서  $SRISK\%_i$ 는 위기 시 금융기관  $i$ 에 기인한 시스템적 기대자본 부족액의 비율을 측정한다.  $SRISK$ 와  $SRISK\%$ 는 공개적으로 이용 가능한 자료를 사용해 작성될 수 있기 때문에 상대적으로 쉽고 저렴하게 이용할 수 있는 장점을 가지고 있다.



#### IV. 추정방법

Acharya *et al.*(2010)는 위기 이전 자료를 이용해 시스템적 기대부족액(SES)을 추정함으로써 어느 금융기관이 2007년부터 2009년 사이의 시스템적 위기에 실질적인 원인을 제공했는가를 예측하였다. SES은 한계기대손실률(MES)과 레버리지를 사용하여 추정되는데 MES은 CRSP 일별 주식수익률을 이용하여  $\alpha=5\%$ 의 표준적인 위험수준에서 추정된다. 즉, MES은 주어진 연도의 시장수익률( $R$ )이 5% 이하 수준에 머물고 있을 때 개별 금융기관  $i$ 의 수익률( $R^i$ )을 평균한 값으로 다음과 같이 계산된다.

$$MES_{5\%}^i = \frac{1}{days} \sum_{t: 5\% \text{ 꼬리에 머문 기간}} R_t^i \quad (5)$$

Acharya *et al.*(2010)은 극단가치이론(extreme value theory) 등을 통해 시스템적 사건(자본  $< k \times$  총자산)이 10년에 걸쳐 1~2회 발생할 수 있는 사건인 반면,  $MES_{5\%}^i$ 에 포함된 정보를 통해 이를 예측할 수 있다고 주장한다.

Brownlees and Engle(2012)은 시장과 금융기관 주식수익률 동학에 대한 조건부 이분산적인 이변량 모형을 제안한다. 이 모형은 수익률의 행태를 시변적인 변동성과 상관관계, 그리고 꼬리분포를 가지고 분석한다. GARCH-DCC 추정방법(Engle, 2002, 2009)과 비선형 추정방법이 각각 단기 및 장기 MES의 예측치를 구하기 위해 사용된다. 단기와 장기 MES은 각각 1일에 걸친 2% 시장 폭락과 6개월에 걸친 40% 시장 폭락을 전제조건으로 정의된다. Brownlees and Engle(2012)은 장기 예측치를 통해 SRISK를 작성한다.

본 연구에서는 Brownlees and Engle(2012)과 마찬가지로 장기 MES을 추정함으로써 기대자본 부족액(CS)을 계산한다. Acharya *et al.*(2010)이 제안한 단기 MES은 중요한 신호를 주는 반면 시스템적 리스크를 측정하는 관점에서는 사용에 한계가 있다. 먼저 단기 MES은 장기 충격보다는 최근 충격에 더 많은 관심을 가진 반면 금융당국은 장기 충격에 보다 관심을 갖고 있다. 또한 Acharya *et al.*(2010)의 프레임워크를 따르면 MES만으로는 어느 금융기관이 시스템적 리스크에 가장 취약한가를 전달하지 못하기 때문에 장기 MES의 예측을 통해 SRISK를 계산할 필요가 있다.

14 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

따라서 본 연구에서는 장기 MES을 다음과 같은 두 가지 방법을 통해 추정한다. 먼저 전통적인 이동평균방법을 이용하나 Acharya *et al.*(2010)이나 Brownlees and Engle(2012)이 사용한 단순이동평균방법이 아닌 다음과 같은 가중이동평균방법(RO)을 이용한다.

$$MES_{it}^{RO}(C) \equiv \frac{\sum_{\tau=t-p}^{t-1} w_{\tau} r_{i\tau}^{6M} I(w_{\tau} r_{i\tau}^{6M} < C)}{\sum_{\tau=t-p}^{t-1} I(w_{\tau} r_{i\tau}^{6M} < C)} \quad (6)$$

이 식은 가장 최근 관찰치의 주어진 표본이동기간( $p=2, 3, 4, 5$ 년 사용) 동안에 가중치를 부여한 6개월 간 시장수익률이 일정 경계수익률( $C$ )보다 하락한 시기에 발생한 금융기관  $i$ 의 6개월 간 수익률을 가중평균한 값을 나타낸다. 경계수익률( $C$ )로는 6개월 간 시장수익률( $r_{i\tau}^{6M}$ )이 각각 주어진 기간( $p$ ) 동안의 시장수익률의  $VaR_{\alpha}(\alpha=1\%, 2.5\%, 5\%, 10\%)$  수준에 머물고 있는 경우를 상정한 다. 가중평균방법으로는 가중치( $w_{\tau}$ )가 주어진 기간( $p$ )의 마지막 날에 1이 되고 표본의 반이 되는 시점에서 1/2이 되도록 설정한다. 이 방법은 GARCH 타입의 모형과 마찬가지로 최근 정보에 더 많은 가중치를 부여하는 방법이다. 전통적인 단순이동평균방법에서는  $t-p \leq \tau \leq t-1$ 인 경우 가중치가  $1/p$ 로 동일한 반면 그 밖의 경우에는 0이 된다. 6개월 간 수익률을 6개월 단위로 겹치지 않고 사용하는 경우 표본기간이 짧아 표본 수가 얼마 되지 않기 때문에 여기서는 표본 수를 늘리기 위해 6개월 간 수익률 표본을 1일씩 이동시키면서 계산한다. 따라서 일별 수익률이나 6개월 간 수익률이나 MES 예측에 사용되는 표본 크기는 동일하다.

한편, 시스템적 리스크는 시장 간의 연계성을 통해 증폭되는 경향이 있다(이근영, 2009). 이 점은 조건부 또는 비조건부 CAPM(Capital Asset Pricing Model)을 통해 모형화할 수 있다. 여기서는 다음과 같은 간단한 CAPM이 고려된다.

$$r_{it}^{6M} = \beta_i r_{mt}^{6M} + \eta_t \quad (7)$$

$$MES_{it}^E(C) = \hat{\beta}_{it} \widehat{ES}_{mt}(C) \quad (8)$$

$$\widehat{ES}_{mt}(C) \equiv \frac{\sum_{\tau=t-p}^{t-1} w_{\tau} r_{m\tau}^{6M} I(w_{\tau} r_{m\tau}^{6M} < C)}{\sum_{\tau=t-p}^{t-1} I(w_{\tau} r_{m\tau}^{6M} < C)} \quad (9)$$

$\hat{\beta}_{it}$ 는 여러 가지 방법을 통해 추정될 수 있으나 여기서는 주어진 표본이동 기간( $p$ ) 동안에 개별 수익률을 시장수익률에 회귀시켜 얻은 OLS 추정치를 사용한다.

MES가 추정되면 다음으로 부채와 지분 자료를 사용하여 기대자본 부족액(CS)과 시스템적 리스크 지수(SRISK) 및 비율(SRISK%)을 일별로 계산한다. 기대자본 부족액 계산에서 부채( $F_i + G_i$ )로는 대차대조표상 분기별 부채총액, 지분으로는 시가총액(market capitalization)을 사용한다. 또한 건전비율  $k$ 는 8%로 설정된다.<sup>3)</sup>

## V. 실증분석

### 1. 자료

본 연구에서는 KISVALUE에서 분석기간 동안 주가 자료가 이용 가능한 30개 금융기관을 대상으로 실증분석을 실시한다. 분석대상 금융기관은 <표 1>이 보여주는 바와 같이 5개 금융지주(하나금융지주, 한국금융지주, KB금융지주, 신한금융지주, 우리금융지주) 및 4개 은행(기업은행, 외환은행, 전북은행, 제주은행), 11개 증권회사(HMC투자증권, NH투자증권, SK증권, 대신증권, 대우증권, 동양증권, 삼성증권, 신영증권, 우리투자증권, 한화증권, 현대증권), 10개 손해보험(LIG손해보험, 그린손해보험, 롯데손해보험, 한화손해보험, 동부화재해상보험, 메리츠화재해상보험, 삼성화재해상보험, 코리안리재보험, 현대화재해상보험, 흥국화재해상보험) 등으로 구성되어 있다.<sup>4)</sup> 분석기간은 분기별 부채 관련 자료의 이용 제약으로 1999년 1월 4일부터 2013년 3월 29일까지이다.

개별 금융기관의 시가총액(market capitalization)과 6개월 대비 절대수익률 자료는 KISVALUE로부터 얻었다. 부채총액 자료로는 금융감독원 금융통계 정보 시스템의 분기별 자료를 사용하였다. 또한 시장수익률 자료로 사용되는 KOSPI 자료는 한국은행 경제통계시스템으로부터 얻어 개별 수익률 날짜에 일치시켰다. 한편, 분기자료인 부채는 동일한 기간 내에서는 일정하다는 가정 하에서 일

3) 기존 연구들은 BIS 자기자본 비율 8%에 근거해  $k$ 를 8%로 설정한다.  $k$ 를 12%로 상승시키는 경우 SRISK는 전체적으로 상승하나 그 추이는 크게 다르지 않다. 따라서 본문에서는 복잡성을 피하기 위해  $k$ 가 8%인 경우만을 논한다.

4) 분석결과에서는 금융기관명을 익명으로 처리하였다.

## 16 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

별 수익률 날짜에 맞추었다. 개별 주식수익률과 시가총액, 그리고 부채총액의 경우 분석기간 동안에 모든 자료가 이용 가능한 것이 아니기 때문에 이 경우 원활한 분석을 위해 다른 기간 자료를 이용해 보충하였다.

먼저 금융지주회사의 주가와 시가총액 자료를 살펴보면 하나금융지주, 한국금융지주, KB금융지주, 신한금융지주, 우리금융지주 등의 경우 각각 2005년 12월 12일, 2003년 7월 21일, 2008년 10월 10일, 2001년 9월 1일, 2002년 6월 24일부터 자료가 이용 가능하다. 따라서 주가 및 시가총액 자료가 존재하지 않는 그 이전 기간까지는 각 지주회사의 주가와 시가총액이 각각 2005년 12월 12일, 2003년 7월 21일, 2008년 10월 10일, 2001년 9월 1일, 2002년 6월 24일의 주가 및 시가총액과 같다고 가정한다. 또한 분기별 부채자료로는 각각 2005년 4분기, 2004년 1분기, 2008년 3분기, 2001년 2분기부터 이용 가능하며 이 이전 기간에는 이 시점과 부채가 동일하다고 가정한다. 실증분석 결과가 보여주는 바와 같이 금융기관의 기대자본 부족액은 글로벌 금융위기 이후 크게 증가하고 우리의 관심사는 과거보다 미래의 시스템적 리스크이기 때문에 이런 방법이 향후 시스템적 리스크를 예측하는 데 큰 문제가 없을 것으로 판단된다. 한편, 4개 은행의 주가와 시가총액 및 부채자료는 기업은행의 1999년 1분기 부채자료만을 제외하고는 전체 분석기간 동안 모두 이용 가능하다. 증권회사와 손해보험회사의 경우에는 주가와 시가총액, 그리고 분기별 부채자료가 모두 이용 가능하다.

## 2. 시스템적 리스크 지수(SRISK) 예측결과

단기 기대자본 부족액의 예측치는 경기에 민감하게 반응할 뿐만 아니라 일시적인 단기 충격보다는 구조적인 장기 충격이 실물경제에 미치는 영향이 크기 때문에 여기서는 장기 한계기대손실률(MES)과 시스템적 리스크 지수(SRISK)를 예측하고자 한다.

먼저 장기 MES 예측치는 식 (6)과 (8)를 이용하여 2004년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지 구해진다. 표본이동기간( $p$ )이 5년이고 가중이동평균방법(RO)을 이용하는 경우 첫 번째 장기 MES인 2004년 1월 2일의 MES는 1999년 1월 4일부터 2003년 12월 30일까지의 5년간에 걸친 6개월 간의 KOSPI 수익률과 개별 금융기관 주식수익률 자료(표본 크기=1,227개)를 이용하여 이 기간 동안 가중된 6개월 간 KOSPI 수익률이 경제수익률( $C$ )인  $-36.7\%(VaR_{1\%})$ ,  $-31.6\%(VaR_{2.5\%})$ ,  $-26.2\%(VaR_{5\%})$ ,  $-16.3\%(VaR_{10\%})$  이하로 각각 떨어진 시기에 개

별 금융기관의 6개월 간 수익률을 가중평균한 값이다.<sup>5)</sup> 6개월 간 수익률을 중첩하지 않고 이용하는 경우 표본 수가 매우 적기 때문에 여기서는 표본을 중첩하여 일별로 구한 6개월 간 수익률을 사용한다. 마찬가지로 두 번째 장기 MES인 2004년 1월 5일(월요일)의 MES은 표본기간을 1일 이동시켜 1999년 1월 5일부터 2004년 1월 2일(금요일)까지의 자료(표본 크기=1,227개)를 이용하여 이 기간 동안 가중된 6개월 간 KOSPI 수익률이 경계수익률(C) 이하로 떨어진 시기에 각 금융기관의 6개월 간 수익률을 가중평균한 값이다. 이와 같은 동일한 절차를 반복한 후 맨 마지막으로 2,300번째 장기 MES인 2013년 3월 29일의 장기 MES는 이전 6개월 간의 자료(표본 크기=1,227개)를 이용하여 앞과 동일한 방법으로 구해진다.<sup>6)</sup> 다음으로 장기 기대자본 부족액(CS)과 시스템적 리스크 지수(SRISK)는 각각 식 (2)와 (3)을 이용하여 계산된다.

<그림 1>과 <그림 2>는 각각 표본 내 이동표본기간( $p$ )이 각각 2년과 5년인 경우에 대해 예측된 30개 금융산업 전체의 월별 평균 SRISK를 보여준다.<sup>7)</sup> 이미 앞에서 설명한 바와 같이 SRISK는 일별 베이스로 예측되나 그림상의 복잡성을 피하기 위해 일별 예측치를 달력기간에 따라 월별로 구분한 후 각 월의 평균을 SRISK로 나타냈다.<sup>8)</sup> 각 그림은 가중이동평균방법(RO)과 CAPM(BETA) 등 두 가지 추정방법과 경계수익률(C)로 4가지 경우( $\alpha=1\%$ ,  $2.5\%$ ,  $5\%$ ,  $10\%$ )가 사용됨에 따라 총 8가지 경우의 시스템적 리스크 지수(SRISK)를 보여준다.

일반적으로  $\alpha$ 가 작을수록 SRISK가 커지나  $\alpha$ 가 10%인 경우에는 본격적인 글로벌 금융위기 이전 기간으로 미국의 서브프라임 모기지 사태가 발생한 시기나 유럽 재정위기가 기간에 SRISK가 크게 증가한다. 그러나  $\alpha=10\%$ ( $VaR_{\alpha}$ )인 시점을 위기기간의 경계점으로 보는 데는 무리가 있다. 또한 가중이동평균방법(RO)보다는 CAPM(BETA)을 사용한 경우에 SRISK가 더 크게 나타난다. 이는 CAPM(BETA)의 경우 시장 간의 연계성이 상승할수록  $\beta_{it}$ 의 추정치가 커짐으로 SRISK가 증가한다.<sup>9)</sup> 대략 <그림 1>과 <그림 2>의 SRISK가 전반적으로 비

5) 각 예측에 사용되는 표본 내 추정기간( $p$ )이 2년, 3년, 4년인 경우 표본 크기는 각각 490, 736, 980이다.

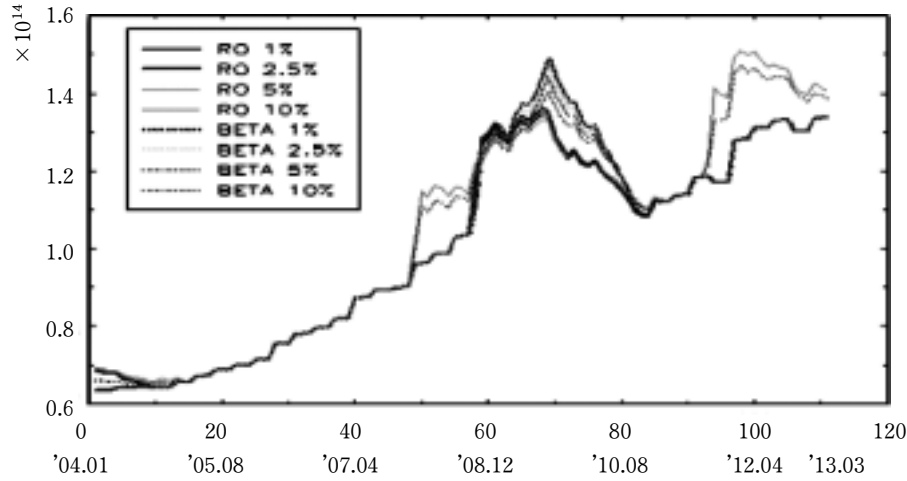
6)  $p=5$ 년인 CAPM의 경우는 식 (7)과 (8)를 통해 동일한 방식으로 2,300번  $\beta_i$ 와  $MES_{it}^B$ 가 추정된다.

7) 이동표본기간( $p$ )이 각각 3년과 4년인 경우에 대해서는 부록에 <부도 1>과 <부도 2>로 나타나 있다.

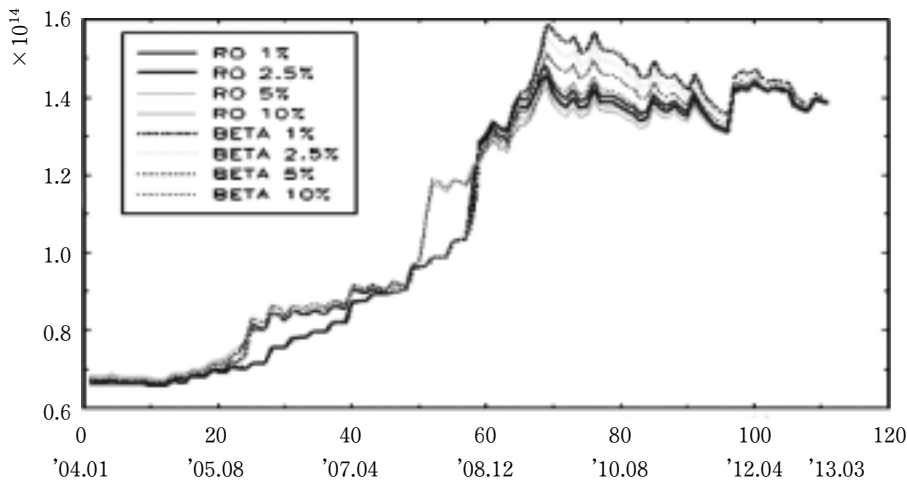
8) 월별 평균 자료 대신 월말 자료를 사용하는 경우에도 실증분석 결과에 큰 차이는 없다.

9) 조건부 CAPM을 GMM을 이용하여 추정하는 경우  $\beta_{it}$ 가 시변적인 경우 등 보다 다양한 경우를 고려할 수 있으나, 뒤에서 살펴보는 바와 같이 단순한 CAPM이 가중이동평균방법보다 우월하다는 증거도 없고 수만 번의 예측치를 매번 수립시키는 데 어려움이 있기 때

18 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정



<그림 1> 30개 금융산업 전체의 SRISK(이동표본기간: 2년)



<그림 2> 30개 금융산업 전체의 SRISK(이동표본기간: 5년)

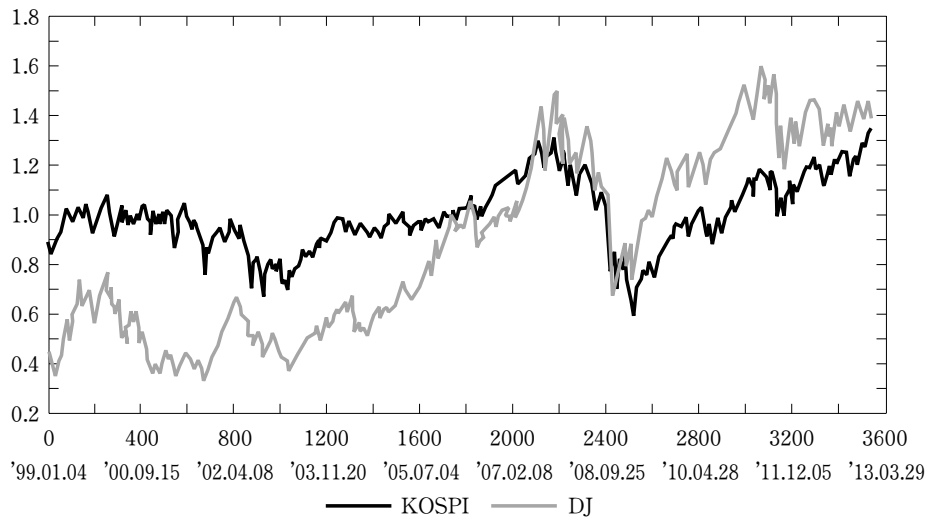
슷한 추이를 보이거나 정점을 지난 이후를 살펴보면 표본 내 이동표본기간( $p$ )이 짧을수록 SRISK가 빠르게 많이 하락했다가 유럽 재정위기 전후로 다시 빠르게 많이 상승한다. 표본 내 이동표본기간( $p$ )이 5년인 경우를 보면 2009년 9월 SRISK가 절정에 도달한 후 서서히 지속적으로 하락하다가 유럽 재정위기 이후로 다시 상승한 후 횡보하고 있다.

문에 여기서는 단순한 CAPM만을 이용한다.

### 3. CDS 프리미엄 수익률 및 거시경제변수와의 관계

시스템적 리스크의 실체가 무엇인지 명확하게 정의되거나 밝혀지지 않은 상황에서 예측된 시스템적 리스크 지수(SRISK)들이 동일하지 않은 경우 과연 어떤 SRISK를 기준지표로 선택할 것인가 하는 문제는 매우 어려운 문제이다. 그러나 과거 외환위기와 글로벌 금융위기의 경험에 비추어 볼 때, 위기가 오는 경우 외국 자본이 빠져나가면서 주가와 원화 가치가 폭락함으로써 외국 자본의 차입이 어려워지고 금융시장이 경색된다. 또한 금융시장의 경색은 기업을 연쇄적으로 도산시켜 산업생산을 떨어뜨리고 실업을 증가시킨다. 따라서 하나의 대안으로 생각해 볼 수 있는 것은 특정 SRISK가 이러한 현상을 잘 대변할 수 있는 금융 및 거시경제변수들, 예를 들어 CDS(credit default swap) 프리미엄 수익률이나 산업생산 또는 실업률들과 밀접한 상관관계를 가지고 있다면 이 SRISK가 다른 SRISK보다 시스템적 위기를 잘 설명할 수 있다고 본다.<sup>10)</sup>

<그림 3>은 1999년 1월 4일부터 2013년 3월 29일까지의 KOSPI와 다우존스 지수의 일별 추이를 보여주는데 두 변수가 같이 움직이고 있음을 알 수 있다.<sup>11)</sup>

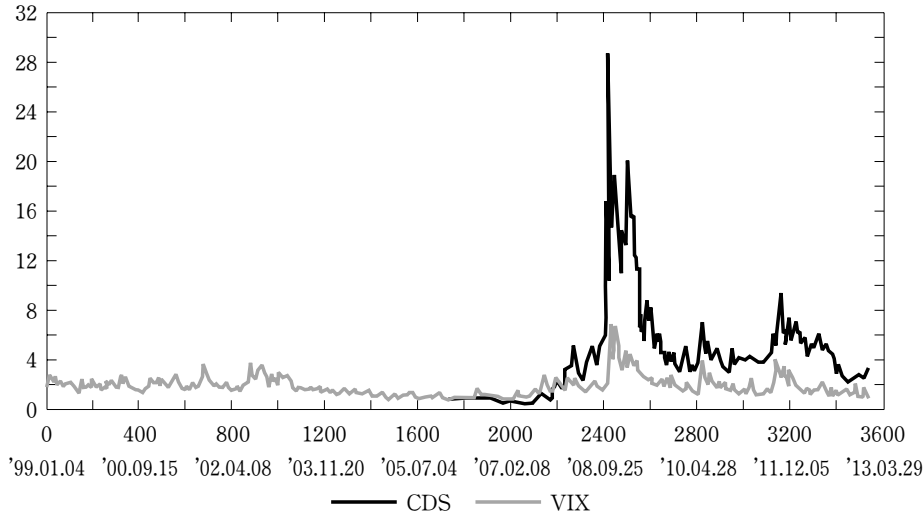


<그림 3> KOSPI와 다우존스지수 추이

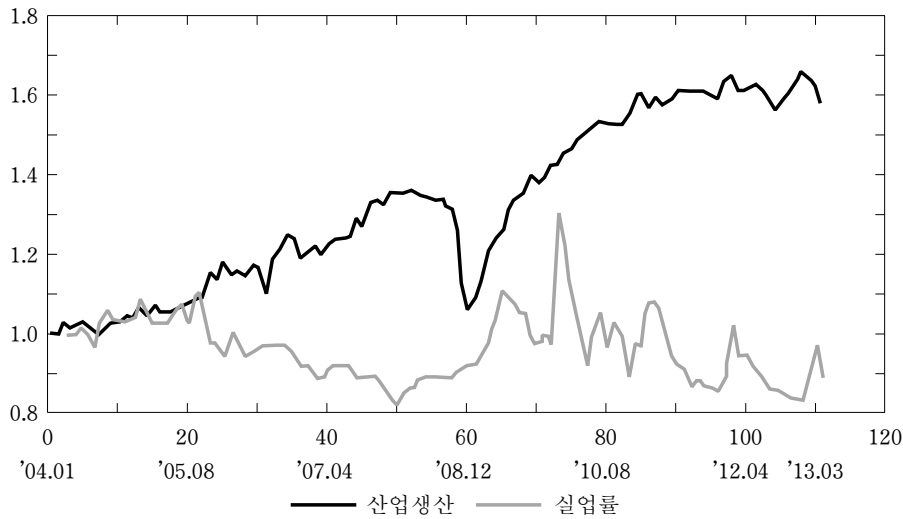
10) IMF(1998)는 실물경제에 대규모의 악영향을 미칠 수 있는 상황을 시스템적 위기로 정의하고 있기 때문에, 시스템적 리스크를 측정하고 있는 본 연구의 특성상 SRISK 예측치와 거시경제변수와의 관계를 살펴보는 것은 굉장히 중요한 이슈라고 판단된다.

11) KOSPI 수익률 대신 6개월간 다우존스지수 수익률이 경제수익률(C)인  $-32.6\%(VaR_{1\%})$ ,  $-28.6\%(VaR_{2.5\%})$ ,  $-16.4\%(VaR_{5\%})$ ,  $-10.5\%(VaR_{10\%})$  이하로 각각 떨어진 경우도 분석

20 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정



<그림 4> CDS 프리미엄 수익률과 VIX 추이



<그림 5> 산업생산과 실업률 추이

<그림 4>는 CDS 프리미엄 수익률과 VIX(volatility index)의 일별 추이를 보여주는데 마찬가지로 두 변수가 밀접한 관계를 갖고 있다.<sup>12)</sup> CDS 프리미엄 수익률

하였으나, 이 경우 SRISK와 CDS 프리미엄 수익률 또는 거시경제변수와의 상관관계가 상대적으로 낮아 본문에서는 더 이상 언급하지 않는다.

12) SRISK와 VIX의 상관계수는 차분변수를 사용한 가중이동평균(RO, 1%)의 경우 이동평균이 2년과 5년일 때 각각 0.110과 0.113이다.



자료는 2006년 1월 2일부터 이용 가능하다. <그림 5>는 산업생산지수와 실업률 추이를 보여주고 있다. 산업생산지수와 실업률로는 계절조정된 월별 자료를 사용한다. 전체적으로 다우존스지수가 크게 하락할 때 KOSPI 또한 크게 하락하는 반면 CDS 프리미엄 수익률과 VIX는 크게 상승함을 알 수 있다. 또한 산업생산은 크게 하락하는 반면 실업률은 시차를 두고 상승한다. 이미 살펴본 바와 같이 이 기간 동안 SRISK는 크게 상승한다. 여기서는 먼저 이러한 관계들을 보다 객관적으로 살펴보기 위해 이들 변수들 간의 상관관계와 충격반응 효과를 살펴본다.

(1) CDS 프리미엄 수익률

<표 2>는 일별 SRISK와 CDS 프리미엄 수익률 간의 상관계수를 보여준다. CDS 프리미엄 수익률은 2006년 1월 2일부터 이용 가능하기 때문에 상관계수는 2006년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지의 자료를 이용하여 구하였다. 수준변수의 경우 전반적으로 높은 상관관계를 가지고 있다. 한편, 차분변수의 경우에는  $\alpha$ 가 1%( $Var_a$ )인 경우만이 추정방법이나 표본이동기간에 관계없이 1% 수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 상관관계를 갖고 있다. 가중이동평균방법(RO)이 상대적으로 CAPM(BETA)보다 상관계수가 크며 큰 차이는 아니나 표본이동기간( $p$ )이 5년인 경우가 다른 경우보다 크다.

<표 3>은 <표 2>의 결과를 바탕으로 상관계수가 상대적으로 높은 두 경우의

<표 2> SRISK와 CDS 프리미엄 수익률 간의 상관계수(일별 자료)

	이동 표본	RO				BETA			
		1%	2.5%	5%	10%	1%	2.5%	5%	10%
수준 변수	2년	0.814**	0.816**	0.819**	0.801**	0.792**	0.795**	0.799**	0.797**
	3년	0.803**	0.806**	0.810**	0.786**	0.767**	0.773**	0.780**	0.777**
	4년	0.798**	0.802**	0.804**	0.823**	0.766**	0.770**	0.776**	0.803**
	5년	0.781**	0.771**	0.773**	0.802**	0.756**	0.738**	0.745**	0.782**
차분 변수	2년	0.148**	-0.004	-0.022	-0.015	0.140**	-0.004	-0.021	-0.018
	3년	0.147**	-0.002	-0.020	0.006	0.133**	-0.005	-0.021	-0.006
	4년	0.148**	-0.001	-0.018	0.007	0.140**	-0.003	-0.019	-0.005
	5년	0.149**	0.000	-0.018	-0.002	0.146**	-0.002	-0.019	-0.016

주: \*\*은 1% 수준에서 유의적임을 나타냄.

22 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

〈표 3〉 2변수 VAR(2) 모형 추정결과

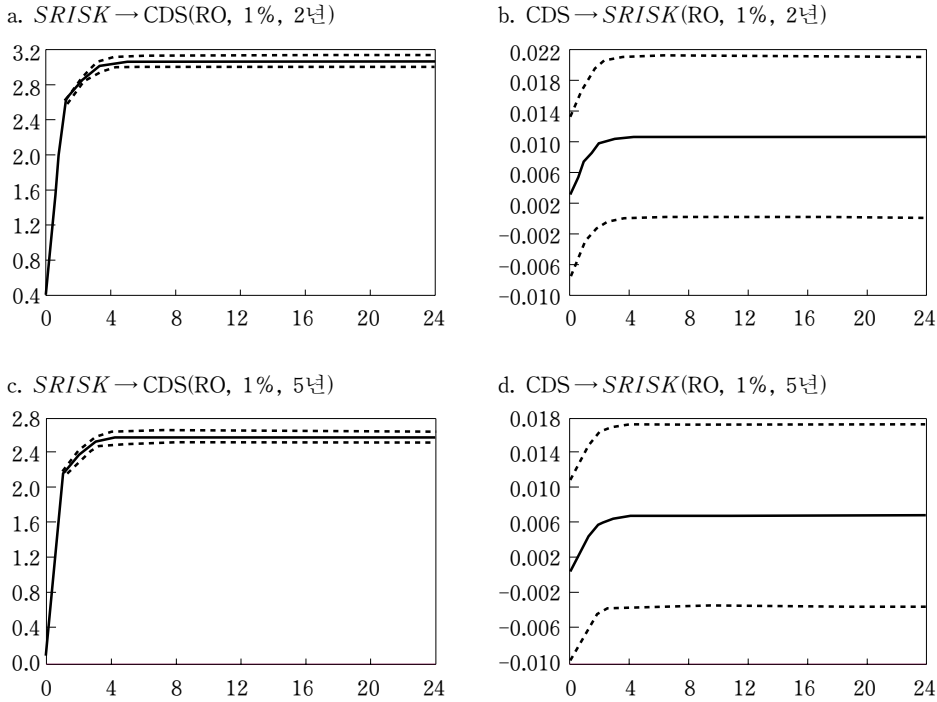
	2년, RO, 1%		5년, RO, 1%	
	$\Delta SRISK_t$	$\Delta CDS_t$	$\Delta SRISK_t$	$\Delta CDS_t$
상수항	0.035 (0.017)*	-0.058 (0.241)	0.037 (0.017)*	-0.063 (0.241)
$\Delta SRISK_{t-1}$	-0.021 (0.024)	1.968 (0.336)**	-0.009 (0.024)	2.003 (0.329)**
$\Delta CDS_{t-1}$	0.005 (0.002)**	0.104 (0.023)**	0.004 (0.002)*	0.107 (0.023)**
$\Delta SRISK_{t-2}$	0.006 (0.044)	0.044 (0.339)	-0.003 (0.024)	0.032 (0.332)
$\Delta CDS_{t-2}$	0.002 (0.002)	0.062 (0.023)**	0.002 (0.002)	0.064 (0.022)**
$R^2$	0.007	0.039	0.004	0.041

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차를 나타냄.  
 2) \*와 \*\*은 각각 5%와 1% 수준에서 유의적임을 나타냄.

2변수 VAR(2) 모형의 추정결과를 보여준다. CDS 프리미엄 수익률 자료는 뉴욕 시간으로 17:00(한국 시간: 7:00) 자료이고, 한국 주가자료는 종가자료(폐장 시간: 15:00)이기 때문에 VAR 모형의 추정에 사용되는 자료들은 전날(미국 날짜)의 CDS 프리미엄 수익률과 당일(한국 날짜)의 SRISK이다. 한편, 본 모형에서 사용되는 당일의 SRISK는 국내 다른 논문들에서 사용되고 있는 당일의 표본 내 추정치가 아니라 표본 외 예측을 통해 구한 전날의 당일 예측치이기 때문에 변수의 순서는 SRISK, CDS 프리미엄 수익률의 순으로 정하였다.<sup>13)</sup> 추정 결과는 하루 전의 각 변수가 서로 다른 변수에 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 영향을 미치는데, 두 경우 모두 전기의 CDS 프리미엄 수익률이 SRISK 예측치에 미치는 영향보다는 전기의 SRISK 예측치가 CDS 프리미엄 수익률에 미치는 영향이 보다 큰 것으로 나타났다.

〈그림 6〉은 〈표 3〉의 추정결과를 이용한 충격반응곡선을 보여주고 있다.  $p=2$ 년과 5년이 사용된 경우 SRISK 변화율에 대한 1%p 충격이 누적적으로 24일 후에 CDS 프리미엄 수익률 변화율을 각각 3.093bp와 2.622bp 상승시킨다. 한편, CDS 프리미엄 수익률 변화율에 대한 1bp 충격은 누적적으로 24일 후에

13) 변수의 순서를 바꾸는 경우에도 충격반응 결과가 크게 달라지지 않는다.



〈그림 6〉 충격반응곡선

SRISK 변화율을 각각 0.008%p와 0.006%p 상승시킨다. 충격반응 추정치인 실선의 상하에 있는 점선은 몬테칼로 시뮬레이션을 1,000회 반복함으로써 얻은 90% 신뢰구간을 표시하는데, 상대적으로 SRISK 충격에 대한 CDS 프리미엄 수익률의 반응이 높은 신뢰성을 가지고 있다.

(2) 거시경제변수

〈표 4〉는 차분된 월별 SRISK와 거시경제변수 간의 상관계수를 보여준다. 상관계수는 2004년 1월부터 2013년 3월까지의 월별 자료를 이용하여 구하였다. 산업생산 변화율의 경우 CDS 프리미엄 수익률의 경우와 유사하게  $\alpha$ 가 1%인 경우만이 추정방법이나 표본이동기간에 관계없이 적어도 10% 수준에서 통계적으로 유의적인 음(-)의 상관관계를 갖고 있다. 마찬가지로 가중이동평균방법(RO)이 CAPM(BETA)보다 상대적으로 상관계수의 절대치가 크다. 그러나 큰 차이는 아니나 CDS 프리미엄 수익률의 경우와 달리 표본이동기간( $p$ )이 2년인 경우가 다른 경우보다 크다. 실업률 변화율의 경우에도  $\alpha$ 가 1%인 경우가 다른

24 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

〈표 4〉 차분된 SRISK와 거시변수 간의 상관계수(월별 평균 자료)

이동 표본	RO				BETA				
	1%	2.5%	5%	10%	1%	2.5%	5%	10%	
산업 생산	2년	-0.246**	-0.185 <sup>+</sup>	-0.078	-0.018	-0.211*	-0.166	-0.086	-0.040
	3년	-0.230*	-0.160	-0.048	-0.018	-0.188 <sup>+</sup>	-0.136	-0.051	-0.031
	4년	-0.219*	-0.132	-0.026	-0.007	-0.176 <sup>+</sup>	-0.106	-0.016	-0.003
	5년	-0.215*	-0.102	-0.011	0.020	-0.178 <sup>+</sup>	-0.068	-0.003	0.015
실업 률	2년	0.123	0.115	0.088	0.059	0.096	0.093	0.073	0.062
	3년	0.130	0.116	0.084	0.080	0.102	0.093	0.066	0.065
	4년	0.134	0.136	0.115	0.094	0.111	0.105	0.091	0.068
	5년	0.138	0.104	0.093	0.126	0.118	0.080	0.073	0.104

주: <sup>+</sup>, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타냄.

경우보다 추정방법이나 표본이동기간에 관계없이 양(+)<sup>1</sup>의 상관관계가 가장 크다. 그러나 10% 수준에서도 통계적으로 유의적이지 못하다. 마찬가지로 가중이동평균방법(RO)이 CAPM(BETA)보다 상대적으로 상관계수가 크며 큰 차이는 아니나 표본이동기간( $p$ )이 5년인 경우가 다른 경우보다 크다.

상관관계에서 살펴본 바와 같이  $p=5$ 년과  $\alpha=1\%$ 를 사용하는 가중이동평균방법(RO)을 통해 얻은 SRISK가 CDS 프리미엄 수익률 및 실업률과 가장 높은 상관관계를 가진 반면  $p=2$ 년과  $\alpha=1\%$ 를 사용하는 가중이동평균방법(RO)을 통해 얻은 SRISK는 산업생산과 가장 높은 상관관계를 가지고 있다. 따라서 지면절약상 여기서는  $p=5$ 년과  $\alpha=1\%$ , 그리고 가중이동평균방법(RO)을 통해 얻은 월별 평균 SRISK만을 사용하여 충격반응과 예측오차의 분산분해를 살펴보고자 한다. AIC 및 SIC 기준에 따라 시차 수가 2인 3변수 VAR 모형이 사용되며 변수의 순서는 인과관계에 따라 SRISK 변화율, 산업생산 변화율, 실업률 변화율의 순으로 정한다.

〈표 5〉는 30개 전체 금융산업의 SRISK 변화율에 대한 1%p 충격이 누적적으로 24개월 후에 산업생산 변화율을 0.653%p 하락시키는 반면 실업률 변화율을 1.096bp 상승시킴을 보여준다. 이 반응들은 1% 수준에서 통계적 유의성을 갖고 있다. 한편, 〈표 5〉에는 나타나 있지 않으나  $p=5$ 년 대신  $p=2$ 년이 사용된 경우에는 24개월 후에 산업생산 변화율과 실업률 변화율이 각각 -0.777%p와 0.874bp로 상관관계에서 예상된 바와 같이 산업생산은 더 크게 반응하는 반면 실

〈표 5〉 SRISK 변화율의 1%p 충격에 대한 각 변수의 누적반응(5년, RO, 1%)

		기간	산업생산 변화율(%p)	실업률 변화율(bp)
전체	충격반응	1	-0.180(0.102) <sup>+</sup>	1.180(0.138)**
		2	-0.544(0.107)**	1.579(0.119)**
		3	-0.681(0.109)**	1.163(0.102)**
		24	-0.653(0.110)**	1.096(0.107)**
	분산분해	24	0.151(0.004)**	0.023(0.000)**
금융지주 및 은행	충격반응	1	-0.161(0.104)	1.224(0.150)**
		2	-0.536(0.110)**	1.793(0.130)**
		3	-0.718(0.112)**	1.299(0.111)**
		24	-0.693(0.113)**	1.196(0.117)**
	분산분해	24	0.124(0.004)**	0.021(0.000)**
증권	충격반응	1	-0.089(0.094)	0.510(0.114)**
		2	-0.170(0.101) <sup>+</sup>	0.491(0.113)**
		3	-0.186(0.104) <sup>+</sup>	0.518(0.107)**
		24	-0.185(0.107) <sup>+</sup>	0.513(0.102)**
	분산분해	24	0.103(0.024)**	0.029(0.000)**
손해보험	충격반응	1	-0.093(0.097)	0.263(0.106)**
		2	-0.352(0.092)**	0.233(0.097)*
		3	-0.434(0.096)**	0.052(0.082)**
		24	-0.396(0.098)**	0.070(0.086)
	분산분해	24	0.307(0.002)**	0.006(0.000)**

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차를 나타냄.

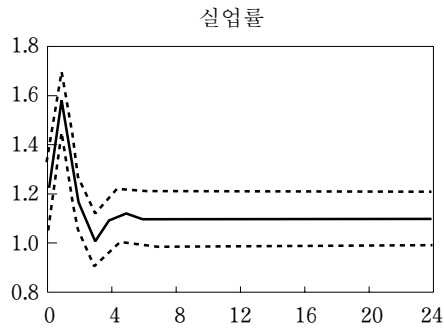
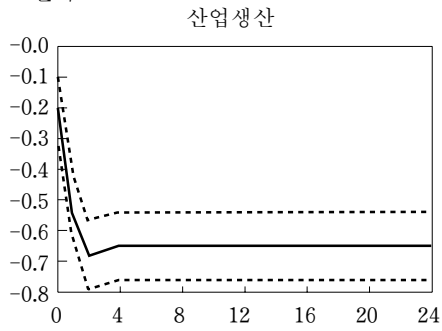
2) <sup>+</sup>, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타냄.

업률은 더 작게 반응한다. 부문별로 살펴보면 금융지주 및 은행의 경우에는 전체의 경우보다 산업생산 변화율이 더 크게 하락하는 반면 실업률 변화율은 더 크게 상승한다. 반면 증권과 손해보험의 경우에는 산업생산 변화율과 실업률 변화율 모두 전체의 경우보다 덜 반응한다.

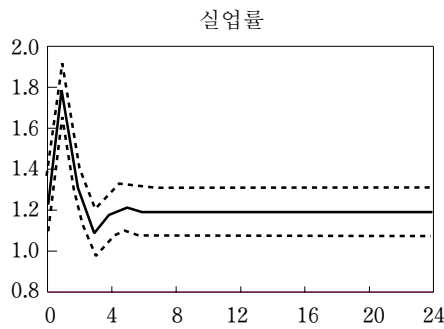
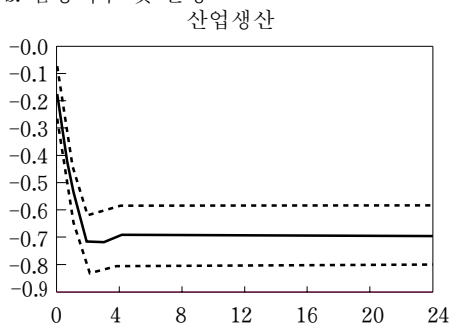
〈그림 7〉은 30개 전체 금융산업뿐만 아니라 금융지주와 은행, 증권, 손해보험 등 3개 부문에서 각 SRISK 변화율에 대한 충격이 산업생산과 실업률에 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 보여주고 있다. 충격반응 추정치인 실선의 상하

26 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

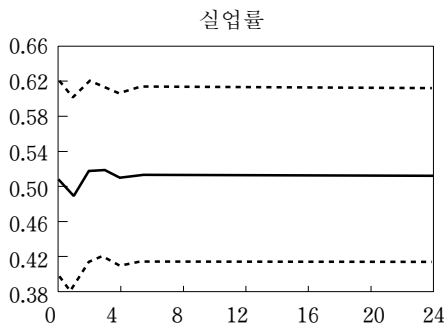
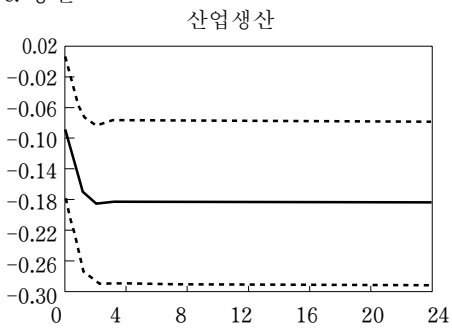
a. 전체



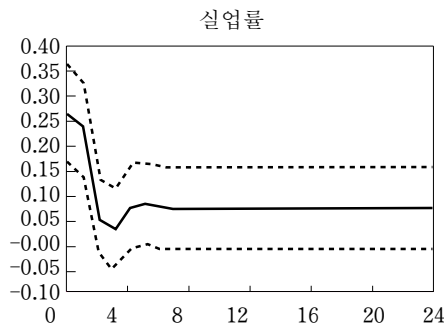
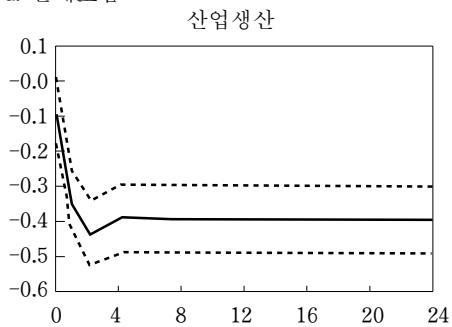
b. 금융지주 및 은행



c. 증권



d. 손해보험



<그림 7> SRISK 변화율 1%p에 대한 누적충격반응효과(RO, 1%, 5년)

에 있는 점선은 몬테칼로 시뮬레이션을 1,000회 반복함으로써 얻은 90% 신뢰 구간을 표시한다. 모든 경우 시스템적 리스크 충격이 산업생산에 유의적인 영향을 미치고 있다. 그러나 상대적으로 실업률에 대한 충격은 산업생산에 비해 약한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 5>에 나타난 24개월 후의 예측오차 분산분해를 통해서도 확인할 수 있다. 전체 산업의 경우 SRISK 변화율 충격은 산업생산 변화율 분산의 15.1%를 설명하고 있는 반면 실업률 변화율 분산을 설명하는 비율은 낮게 나타난다. <표 5>에는 나타나 있지 않으나 SRISK 변화율 분산은 대부분 SRISK 변화율 충격에 의해 설명된다(97.9%). 부문별로는 손해보험의 경우 SRISK 변화율 충격이 산업생산 변화율 분산의 30.7%를 설명하고 있어 다른 부문보다 그 비중이 크다.

#### 4. 개별 및 부문별 시스템적 리스크 지수(SRISK) 예측결과

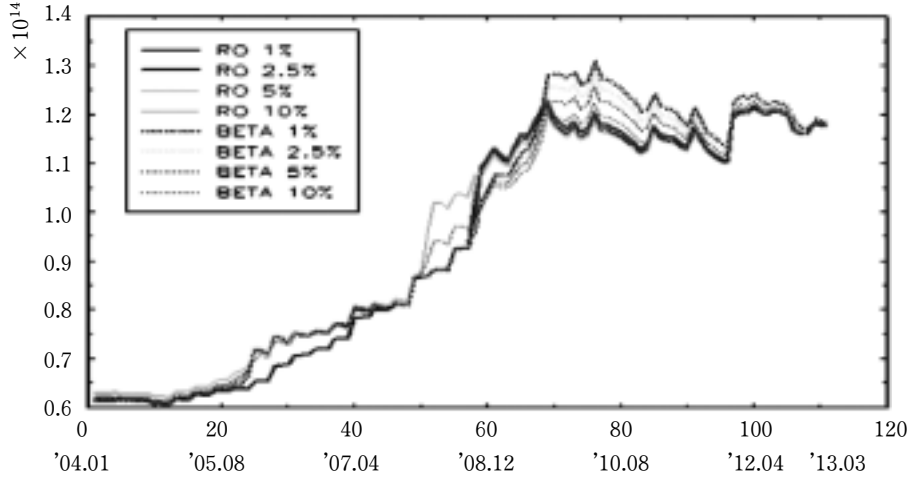
<그림 8>, <그림 9>, <그림 10>은 각각 금융지주 및 은행, 증권, 손해보험 등의 부문별 SRISK를 보여준다. 각 그림들은 이동표본기간( $p$ )으로 5년을 사용한 다는 가정 하에 가중이동평균방법(RO)과 CAPM(BETA) 등 두 가지 방법으로 각각  $\alpha$ 가 1%, 2.5%, 5%, 10%( $VaR_\alpha$ )인 4가지 경우를 예측한 결과들을 보여주고 있다.

전반적으로 각 부문 모두 2008년 9월 리먼 브라더스 사태가 발생하기 이전까지는 SRISK의 예측치가 계단식으로 상승하다가 그 이후 급격히 상승한다. 그러나 글로벌 금융위기가 완화되면서 SRISK의 추이는 부문별로 동일하지 않다. 금융지주 및 은행부문의 경우는 전체 금융산업의 경우와 유사하다. 2011년 유럽 재정위기의 영향뿐만 아니라 2012년 1분기에 한 지주회사가 다른 은행을 자회사로 편입함에 따라 하락하던 SRISK의 예측치가 상승한 후 회복하고 있다. 가중이동평균방법(RO)과  $\alpha=1\%$ 를 이용한 SRISK의 예측치는 증권부문의 경우 유럽 재정위기 이후에도 회복하는 모습을 보이는 반면, 손해보험 부문의 경우 부채증가로 지속적으로 상승하는 모습을 보여주고 있다.<sup>14)</sup>

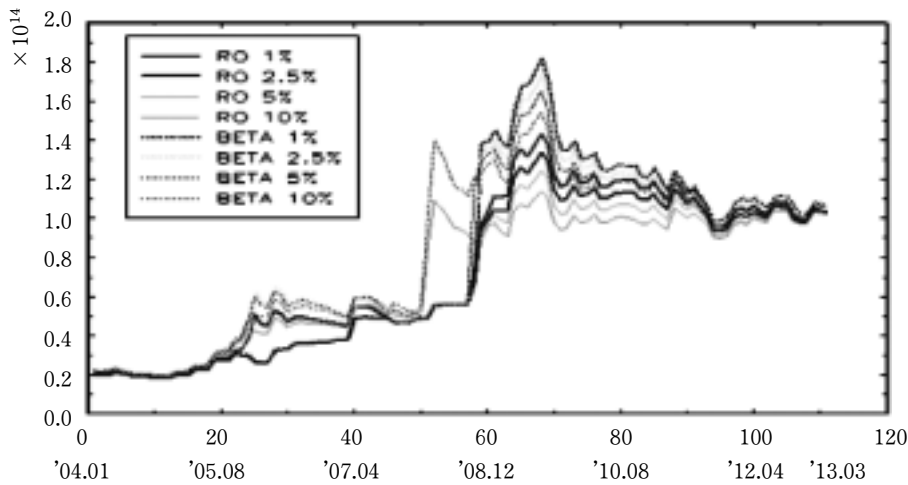
<표 6>과 <표 7>은 지금까지 살펴본 결과  $p=5$ 년과  $\alpha=1\%$ 를 사용하는 가중이동평균방법(RO)의 예측결과가 큰 차이는 아니지만 상대적으로 우수하기 때문

14) 증권산업의 경우 표본이동기간이 5년인 경우에 대해 2,300번 일별 베이스로 1,000회 부스트래핑 시뮬레이션을 통해 평균 SRISK를 예측하였는데, 기본 추이는 본문에서의 결과와 크게 다르지 않다.

28 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정



<그림 8> 금융지주 및 은행산업의 SRISK(RO, 1%, 5년)

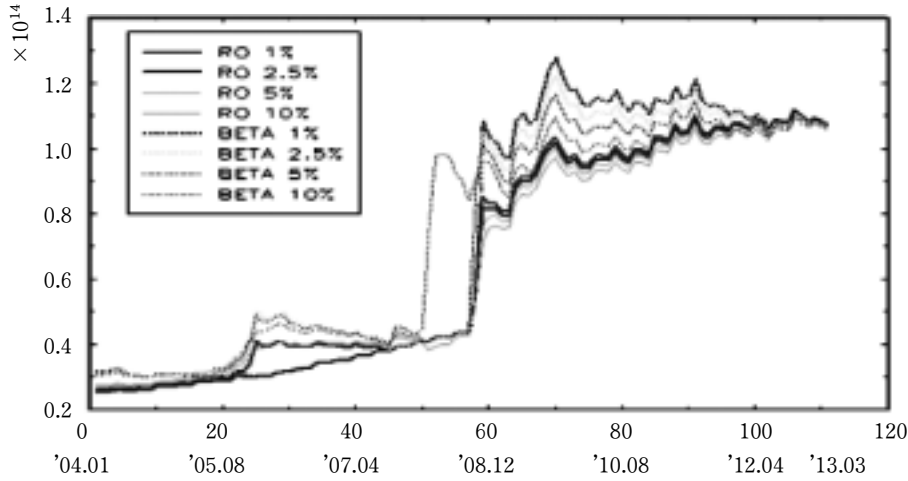


<그림 9> 증권산업의 SRISK(RO, 1%, 5년)

에 이 방법을 이용하여 예측한 2008년 12월 30일과 2012년 12월 28일의 부문별 SRISK와 SRISK%를 각각 보여주고 있다. 금융지주 및 은행, 증권, 손해보험의 SRISK(SRISK%) 예측치가 2008년 12월 30일에는 각각 109.811조 원(85.58%), 10.196조 원(7.95%), 8.312조 원(6.48%)이었다가 2012년 12월 29일에는 각각 115.915조 원(84.82%), 9.934조 원(7.27%), 10.815조 원(7.91%)으로 상승한다.<sup>15)</sup> 상승 폭은 손해보험산업의 부채가 다른 금융산업에 비해 크게 상승함에

15) 표본이동기간( $p$ )으로 2년이 사용되는 경우 금융지주 및 은행, 증권, 손해보험의 SRISK





<그림 10> 손해보험산업의 SRISK(RO, 1%, 5년)

<표 6> SRISK 규모 및 비율(2008. 12. 30 현재)(5년, RO, 1%)

(단위: 10억, %)

금융지주 및 은행			증권			손해보험		
회사명	금액	비율	회사명	금액	비율	회사명	금액	비율
E지주	25,223	19.66	E증권	2,015	1.57	G보험	3,069	2.39
D지주	23,946	18.66	I증권	1,910	1.49	E보험	1,216	0.95
C지주	22,198	17.30	G증권	1,462	1.14	I보험	1,188	0.93
A지주	14,000	10.91	F증권	1,405	1.10	A보험	864	0.67
F은행	12,639	9.85	K증권	1,283	1.00	F보험	602	0.47
G은행	9,524	7.42	D증권	629	0.49	H보험	537	0.42
B지주	1,457	1.14	H증권	368	0.29	C보험	239	0.19
H은행	587	0.46	J증권	366	0.29	J보험	230	0.18
I은행	236	0.18	C증권	328	0.26	D보험	226	0.18
			B증권	257	0.20	B보험	140	0.11
			A증권	172	0.13			
합계	109,811	85.58	합계	10,196	7.95	합계	8,312	6.48

주: 30개 금융산업 전체의 당일 SRISK는 128.319조 원임.

(SRISK%) 예측치가 2008년 12월 30일에는 각각 109.219조 원(85.73%), 10.015조 원(7.86%), 8.170조 원(6.41%)이었다가 2012년 12월 29일에는 각각 111.570조 원(86.64%), 8.997조 원(6.91%), 9.711조 원(7.45%)으로 상승한다. p=5년인 경우와 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

30 국내 금융기관의 시스템적 리스크 측정

〈표 7〉 SRISK 규모 및 비율(2012. 12. 28 현재)(5년, RO, 1%)

(단위: 10억, %)

금융지주 및 은행			증권			손해보험		
회사명	금액	비율	회사명	금액	비율	회사명	금액	비율
E지주	25,153	18.41	E증권	1,858	1.36	G보험	3,169	2.32
D지주	22,850	16.72	I증권	1,831	1.34	E보험	1,774	1.30
A지주	21,800	15.95	K증권	1,219	0.89	I보험	1,644	1.20
C지주	20,990	15.36	G증권	1,189	0.87	A보험	1,362	1.00
F은행	14,756	10.80	F증권	1,075	0.79	F보험	823	0.60
G은행	7,630	5.58	D증권	772	0.57	D보험	596	0.44
B지주	1,636	1.20	J증권	550	0.40	H보험	535	0.39
H은행	861	0.63	H증권	429	0.31	J보험	443	0.32
I은행	240	0.18	B증권	375	0.27	C보험	341	0.25
			A증권	323	0.24	B보험	129	0.09
			C증권	312	0.23			
합계	115,915	84.82	합계	9,934	7.27	합계	10,815	7.91

주: 30개 금융산업 전체의 당일 SRISK는 128.319조 원임.

따라 손해보험의 경우가 가장 크며 증권과 손해보험의 순위가 바뀐다. 3개 부문의 전체 SRISK는 2008년 12월 30일에 128.319조 원이었으나 2012년 12월 28일에는 136.664조 원으로 증가한다. 한편, 각 부문의 SRISK 예측치가 최고치를 기록했던 일시를 살펴보면 금융지주 및 은행부문의 경우에는 2009년 9월 17일로 124.379조 원, 증권부문의 경우에는 2009년 8월 4일로 14.661조 원, 손해보험의 경우에는 2012년 10월 16일에 11.230조 원을 기록하고 있다. 30개 금융산업 전체의 SRISK의 최고 예측치는 금융지주 및 은행과 같은 날인 2009년 9월 17일에 148.853조 원이다.<sup>16)</sup>

SRISK가 가장 큰 상위 10대 금융기관을 살펴보면 〈표 8〉이 보여주는 바와 같이 2008년 12월 30일에는 E지주(19.66%), D지주(18.66%), C지주(17.30%), A지주(10.91%), F은행(9.85%), G은행(7.42%), G보험(2.39%), E증권(1.57%), I증권(1.49%), G증권(1.46%) 순이다. 4개 금융지주회사가 1~4위를 차지하고 있고 그 다음 2개 시중은행이 5~6위, 손해보험이 7위, 3개 증권회사가 8~10위를 차지하고 있다. 한편, 2012년 12월 28일 현재 시스템적 리스크가 가장 큰 상위 10대 금융기관은 E지주(18.41%), D지주(16.72%), A지주(15.95%), C지주(15.36%),

16) 6개 상호저축은행들을 포함하는 경우 전체 금융산업의 SRISK는 150.047조 원으로 6개 상호저축은행들의 비중이 0.8%에 불과하며 시간이 지날수록 이 비중은 더욱 줄어든다.

〈표 8〉 SRISK 상위 10대 금융기관(5년, RO, 1%)

순위	2008. 12. 30	2012. 12. 28
1	E지주	E지주
2	D지주	D지주
3	C지주	A지주
4	A지주	C지주
5	F은행	F은행
6	G은행	G은행
7	G보험	G보험
8	E증권	E증권
9	I증권	I증권
10	G증권	E보험

F은행(10.80%), G은행(5.58%), G보험(2.32%), E증권(1.36%), I증권(1.34%), E보험(1.30%) 순이다. 2008년 12월 30일과 비교해 볼 때 4개 금융지주회사와 2개 시중은행이 포함된 것은 동일하나 A지주와 C지주의 순위가 바뀌었다. 한편, 증권회사는 3개에서 2개로 줄어든 반면 손해보험회사는 1개에서 2개로 증가하였다.

## VI. 정책적 시사점

Brownlees and Engle(2012)은 Acharya *et al.*(2010)의 이론 모형에 기초해 만든 SRISK를 통해 대표적인 미국 금융기관의 시스템적 리스크를 측정함으로써 리먼 브라더스 파산 이전 1년 반 동안 SRISK가 가장 높았던 10개 기업 중 8개가 문제의 금융기관이었다라는 사실을 입증하고 있다. 또한 실증분석 결과는 금융시스템의 자본부족이 2007년 1월부터 심화되었고 2010년 7월까지도 완전히 회복되지 못하였음을 보여주고 있다. 본 연구에서는 가중이동평균방법과 CAPM을 이용해 대표적인 국내 금융기관의 시스템적 리스크 지수인 SRISK를 측정하였다. 국내 금융산업의 SRISK는 미국보다 1년 반 정도 낮은 시기인 리먼 브라더스 사태 이후 급격히 증가한다. 그러나 그 이후에는 구조조정을 거친 미국과 같이 SRISK가 급격히 하락하기보다는 서서히 하락하다가 유럽 재정위기로 다

시 상승하거나 횡보하고 있는 상태이다. 이는 국내 경제가 소규모 개방경제로 국내 거시금융이 글로벌 거시금융 요인에 의해 크게 의존하고 있는 상황에서 국내 경제가 연이은 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기의 여파로부터 벗어나지 못하고 있을 뿐만 아니라, 금융기관들의 부채가 지속적으로 증가하고 있기 때문에 SRISK 또한 크게 하락하지 못하고 있는 것으로 판단된다.

이와 같이 전체 금융산업의 SRISK가 높은 수준을 유지하고 있는 경우 국내 금융산업은 재정적으로 어려운 상황에 처해 있게 되기 때문에 개별 금융기관의 자본부족 사태는 여러 가지 문제를 가져온다. 특히, SRISK가 매우 높은 상황에서 재정난에 처한 금융기관은 자본확충이나 다른 금융기관에 의한 인수가 어려운 반면 금융기관의 파산은 실물경제에 큰 악영향을 미치기 때문에 금융당국은 국민 세금으로 구제금융을 제공해야 하는 상황이 발생할 가능성이 커진다. 게다가 이미 실증분석에서 살펴본 바와 같이 시스템적 리스크에 대한 충격은 산업생산을 떨어뜨리고 실업률을 상승시킨다. 따라서 이러한 국민의 세금부담을 경감시키고 실물경제에 대한 충격을 완화하기 위해서는 위기 시 예상되는 개별 금융기관의 자본부족액을 정확히 측정하고 이를 줄이려는 노력이 필요하다. 그런데 금융기관의 기대자본 부족액이 레버리지와 지분손실 정도에 의존하기 때문에 이를 위해서는 레버리지와 지분손실을 줄여야만 한다. 내부적으로는 타인 자본에 대한 의존도를 낮추기 위해서 자산증대와 같은 외형 확대 경쟁을 지양하고 자사의 주가가 폭락하지 않도록 유의하여야 할 것이다.

Adrian and Shin(2009)에 따르면 미국 상업은행들의 레버리지는 경기와 대체로 낮은 상관관계를 가진 반면 투자은행 등의 레버리지는 높은 상관관계를 가지고 있다. 이는 미국의 상업은행과 투자은행들이 경기변동에 따라 그들의 대차대조표를 관리해 왔음을 의미한다.<sup>17)</sup> 따라서 자산가격 상승기와 반대로 하락기에 상업은행과 투자은행들이 동시에 자산감축에 나서는 경우 자산가격이 추가적인 하락 압력을 받게 된다. Brunnermeier(2009)에 따르면 이와 같은 대차대조표상의 자산 및 부채 축소는 손실 악순환(loss spiral)과 마진-헤어컷 악순환(margin-haircut spiral)의 상승작용으로 더욱 증폭된다. 한편, 본 연구의 실증분석에 따르면 한국의 경우에는 다른 금융기관들과 마찬가지로 상업은행들조차도 레버리지가 경기순응적일 가능성이 크다. 따라서 자산가격이 폭락하는 경우 대차대조표상의 악순환이 미국보다 더욱 증폭되어 나타날 수 있다. 또한 SRISK의 예측결과는 한국의 상업은행들은 금융산업에서 절대적인 비중을 차지하는

17) 그렇지 않은 경우 레버리지와 자산은 음(-)의 상관관계를 갖고 있다.

SIFI(Systemically Important Financial Institution)임을 보여주고 있다.<sup>18)</sup> 따라서 이들 기관에 대한 금융감독 당국의 보다 철저한 규제와 감독이 필요하다.

뿐만 아니라 우리의 대외 금융환경은 매우 어렵다. 이미 잘 알려진 바와 같이 우량 국내 금융기관에 대한 외국인 주식투자 비중이 높기 때문에 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기 등으로 외국 주식투자 자본이 한꺼번에 빠져나가는 경우 지분손실을 막는 것은 쉽지 않다. 시스템적 리스크의 예측결과가 보여주는 바와 같이 SRISK가 리먼 브라더스 파산 전후로 짧은 기간 동안에 급등함을 볼 수 있다. 또한 최근에는 외국인 채권투자가 크게 증가했는데 외국인 채권투자의 급격한 변동은 금융기관의 기대자본 부족액 예측에 어려움을 가중시킨다. 최근 유럽연합(EU) 집행위원회(EC)가 유로존 10개국의 금융거래세 도입 추진을 지지하고 나섰는데, 금융거래세가 많은 문제점에도 불구하고 적어도 금융위기 시 SRISK의 급등을 방지하는 데는 효과가 있으리라 보인다.

## VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 Acharya *et al.*(2010)와 Brownlees and Engle(2012)에서 논의되고 있는 시스템적 리스크에 대한 분석방법을 발전시켜 2004년 이후 금융지주 및 은행, 증권, 손해보험 등 30개 국내 금융기관의 시스템적 리스크를 측정하였다. 먼저 가중이동평균방법(RO)과 CAPM(BETA) 등 두 가지 방법을 통해 주어진 표본이동기간( $p=2$ 년, 3년, 4년, 5년) 동안 가중된 6개월간 KOSPI 수익률이 경계수익률( $Var_{\alpha}$ :  $\alpha=1\%$ , 2.5%, 5%, 10%) 이하로 하락하는 경우 발생하는 개별 금융기관의 장기 한계기대손실률(MES)을 추정하였다. 그 다음 개별 금융기관의 부채와 시가총액을 사용하여 금융기관의 레버리지와 한계기대손실률로 구성된 시스템적 리스크 지수(SRISK)를 2004년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지 일별 베이스로 예측하였다.

본 연구에서는 이와 같이 다양한 방법들을 통해 구한 SRISK 가운데 기준지표로 경제위기 시 나타나는 현상을 잘 대변할 수 있는 CDS 프리미엄 수익률이거나 거시경제변수와 보다 밀접한 연관성을 가지고 있는 SRISK(RO,  $p=5$ 년,  $\alpha=$

18) 2010년 11월 서울에서 개최된 G20 정상회의에서 대마불사 문제 해결을 위한 SIFI(Systemically Important Financial Institution) 규제가 채택된 이후 금융안정위원회(FSB)와 바젤위원회가 자산과 거래규모, 위기 시 시장에 미치는 연관효과 등을 고려해 SIFI 기준을 만들어 일반 금융사보다 높은 감독과 자본건전성 등을 부과하고 있다.

1%의 경우)을 선택하여 이 SRISK에 대한 충격반응 효과를 살펴보았다. 30개 전체 금융산업의 경우 SRISK 변화율에 대한 1%p 충격이 누적적으로 24개월 후에 산업생산 변화율을 0.653%p 하락시키는 반면 실업률 변화율을 1.096bp 상승시킨다. 부문별로 살펴보면 금융지주 및 은행의 경우에는 전체의 경우보다 산업생산 변화율이 더 크게 하락하는 반면 실업률 변화율은 더 크게 상승한다. 반면 증권과 손해보험의 경우에는 산업생산 변화율과 실업률 변화율 모두 전체의 경우보다 덜 반응한다.

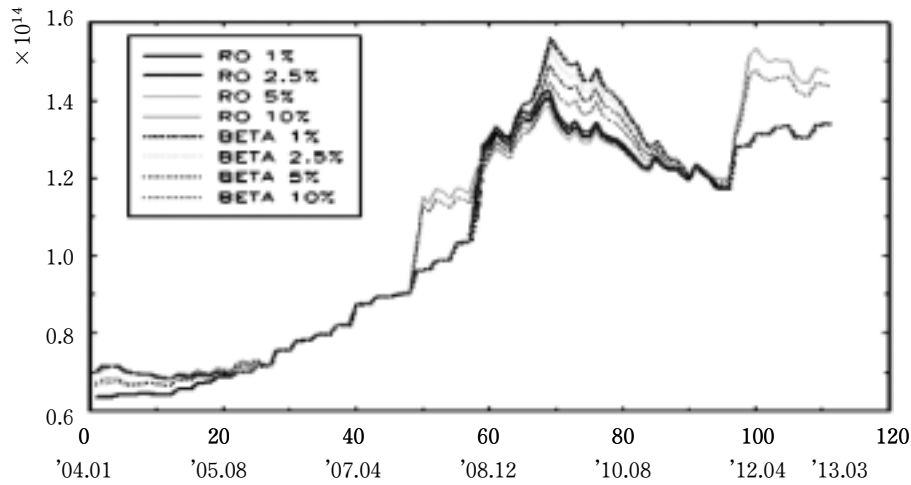
SRISK의 예측치는 전반적으로 각 부문 모두 2008년 9월 리먼 브라더스 사태가 발생하기 이전까지는 계단식으로 상승하다가 그 이후 급격히 상승한다. 그러나 글로벌 금융위기가 완화되면서 SRISK의 추이는 부문별로 동일하지 않다. 금융지주 및 은행부문의 경우는 전체 금융산업의 경우와 유사하다. SRISK의 예측치는 증권부문의 경우 유럽 재정위기 이후에도 횡보하는 모습을 보이는 반면 손해보험 부문의 경우 부채증가로 지속적으로 상승하는 모습을 보여주고 있다. 규모 면에서 금융지주 및 은행, 증권, 손해보험의 SRISK% 예측치는 2008년 말에 각각 85.58%, 7.95%, 6.48%이었다가 2012년 말에는 각각 84.82%, 7.27%, 7.91%로 변하는데, 규모 면에서 금융지주 및 은행이 절대적인 비중을 차지하는 SIFI임을 알 수 있다. 손해보험의 비중은 상승하는 반면 증권의 비중은 감소하여 증권과 손해보험의 순위가 바뀐다. 또한 30개 금융산업 전체 SRISK의 최고 예측치는 금융지주 및 은행의 경우와 같은 날인 2009년 9월 17일에 148.853조 원이다.

요약하면 시스템적 리스크의 상승 충격은 CDS 프리미엄 수익률 충격과 높은 상관관계를 가지고 있을 뿐만 아니라 산업생산을 떨어뜨리고 실업률을 증가시킨다. 또한 시스템적 리스크는 리먼 브라더스 사태가 발생한 직후 급격히 상승하여 2009년 9월에 최고치에 도달한 후 지속적으로 하락한다. 그러나 유럽 재정위기와 지속적인 부채 증가로 시스템적 리스크는 크게 하락하지 못하고 있다.

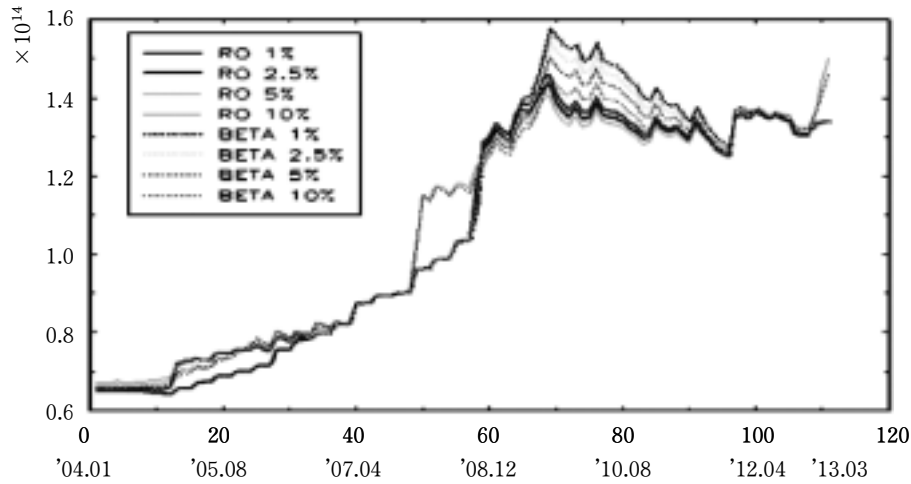
본 연구에서는 시스템적 리스크를 레버리지와 연계성 등을 고려한 손실 측면에서 측정하고자 하였다. 그러나 국내외 금융시스템의 복잡성에 비추어 볼 때 시스템적 리스크를 한 마디로 정의하는 것은 불가능하다. 따라서 이를 측정하는 방법 또한 연구자에 따라 다양할 수밖에 없으며 이런 면에서 본 연구는 한계를 가질 수밖에 없다. 그럼에도 불구하고 이런 노력이 향후 시스템적 리스크를 정의하거나 이에 대한 측정방법을 정립하는 데 일조를 하리라 믿어 의심치 않는다. 향후 본 연구는 대상 금융기관을 확대하고 다양한 요인들을 고려함으

로써 유동성, 레버리지, 손실, 연계성 등을 통합한 시스템적 리스크 예측방법으로 발전되어야 할 것이다.

## 부 록



〈부도 1〉 30개 금융산업 전체의 SRISK(이동표본기간: 3년)



〈부도 2〉 30개 금융산업 전체의 SRISK(이동표본기간: 4년)



## 참 고 문 헌

- 김진호·김윤정, “CoVaR를 이용한 금융회사 간 리스크 전이 분석,” 『사회과학 연구논총』 제23권, 이화여자대학교 사회과학연구소, 2010, 75~103.
- 이근영, “외환·주식·화폐·채권시장의 연계성 분석,” 『한국경제연구』 제25권, 2009, 97~133.
- \_\_\_\_\_, “아시아 외환시장의 상호연계성 측정,” 『한국경제의 분석』 제19권 제3호, 2013, 167~220.
- 이궁희·이명활·이종한, “Copula를 이용한 은행부문의 시스템적 리스크 측정,” 『금융연구』 제37권 제2호, 2013, 81~123.
- 전선애, “금융시스템 리스크와 측정,” 『금융안정연구』 제12권 제2호, 2011, 131~167.
- 최필선·민인식, “한국 은행산업의 CoVaR 추정,” 『한국개발연구』 제32권 제3호, 2010, 71~99.
- Acharya, Viral V., Lasse H. Pedersen, Thomas Philippon, and Matthew Richardson, “Measuring Systemic Risk,” Working Paper, Department of Finance, New York University, 2010.
- Adrian, Tobias and Hyun S. Shin, “Liquidity and Leverage,” FRB of New York Staff Report, No. 328, Federal Reserve Bank of New York, January 2009.
- Adrian, Tobias and Markus K. Brunnermeier, “CoVaR,” Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 348, 2011.
- Barrel, Ray, Philip Davis, Diruba Karim, and Iana Liadze, “Bank Regulation, Property Prices, and Early Warning Systems for Banking Crises in OECD Countries,” *Journal of Banking and Finance* 34, 2010, 2255~2264.
- Billo, Monica, Mila Getmansky, Andrew W. Lo, and Loriana Pellizzon, “Econometric Measures of Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors,” NBER Working Paper No. 16223, 2010.
- Brownlees, Christian T. and Robert F. Engle, “Volatility, Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement,” Working Paper, Department of Finance, New York University, 2012.
- Brunnermeier, Markus K., “Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007-08,”

- Journal of Economic Perspectives* 23(1), Winter 2009, 77~100.
- ECB, "The Concept of Systemic Risk," *European Central Bank Financial Stability Review*, December 2009.
- Engle, Robert F., "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 2002, 339~350.
- \_\_\_\_\_, *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management*, Princeton University Press, 2009.
- Engle, Robert F. and Simone Manganelli, "Asset Allocation by Variance Sensitivity Analysis," *Journal of Business and Economic Statistics* 22, 2004, 367~381.
- Gray, Dale F., Robert C. Merton, and Zvi Bodie, "Contingent Claims Approach to Measuring and Managing Sovereign Credit Risk," *Journal of Investment Management* 5, 2007, 5~28.
- Hautsch, Nikolaus, Julia Schaumburg, and Melanie Schienle, "Quantifying Time-Varying Marginal Systemic Risk Contributions," Technical Report, 2011.
- Huang, Xin, Hao Zhou, and Haibin Zhu, "A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions," *Journal of Banking and Finance* 33, 2009, 2036~2049.
- \_\_\_\_\_, "Measuring Systemic Risk Contributions," BIS Working Paper, 2010.
- IMF, *World Economic Outlook*, May 1998.
- Koopman, Siem J., Andre Lucas, and Bernd Schwaab, "Modeling Frailty Correlated Defaults Using Many Macroeconomic Covariates," *Journal of Econometrics* 162, 2011, 312~325.
- Lehar, Alfred, "Measuring Systemic Risk: A Risk Management Approach," *Journal of Banking and Finance* 29, 2005, 2577~2603.
- Manganelli, Simone, Tae-Hwan Kim, and Herbert White, "VAR for VaR: Measuring Systemic Risk Using Multivariate Regression Quantiles," Technical Report, 2010.
- Schwaab, Bernd, Siem J. Koopman, and Andre Lucas, "Systemic Risk Diagnostics, Coincident Indicators, and Early Warning Signals," Technical Report, 2011.

[Abstract]

## Measuring Systemic Risk in Domestic Financial Institutions

Keun Yeong Lee\* · Ho Seong Moon\*\*

This paper measures systemic risk in thirty domestic financial institutions such as financial holding companies and banks, securities companies, and fire & marine insurance companies, using Acharya *et al.*(2010) and Brownlees and Engle(2012) models. According to the out-of-sample forecasting results over the period from January 2, 2004 to March 29, 2013, total systemic risk in domestic financial institutions suddenly increased just after bankruptcy of Lehman Brother and reached its peak in September 2009. Since then it continued to fall, but again moved up because of the fiscal crisis in Europe and a rise in debts of domestic financial industries. Systemic risk is highly correlated to CDS premium returns and its positive shocks decrease industrial production while increase the unemployment rate.

**Keywords:** *SRISK*, *MES*, weighted rolling average method, CAPM, *Var*

**JEL Classification:** G1, G2

---

\* First and Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Tel: +82-2-760-0614, E-mail: lky@skku.ac.kr

\*\* Coauthor, Economist, Systemic Risk Analysis Team, Bank of Korea, Tel: +82-2-750-6716, E-mail: hsmoon@bok.or.kr

— |

| —

| —