

## 금융부문에서의 신용리스크와 시스템적 리스크의 측정\*

최경욱\*\* · 형남원\*\*\* · 정원경\*\*\*\*

본 연구에서는 신용리스크 측정의 대안적 방법을 제시하고, 이러한 신용리스크의 금융기관 간 연계효과의 측정을 통한 시스템적 리스크의 추이를 파악했다. 신용리스크는 극치이론에 기초해 자산의 시장가치가 부채를 이용하여 설정한 임계점보다 작아질 확률로 정의한 건전성지표로 추정하였다. 분석의 대상으로 2002년부터 2013년까지의 은행권역과 비은행권역을 선정하고, 비은행권역으로 손해보험, 증권, 상호저축, 여신전문 등의 업종을 선택하고, 그리고 동일 업종 내에서는 3~4개의 기업을 선정하였다. 실증분석에서 개별 기업의 신용리스크를 측정하고, 동일 업종 내에서 각 기업 간의 신용리스크의 전이를 분석하였다. 그리고 업종 간의 전이, 특히 은행과 비은행 사이의 전이도 분석하였다. 실증분석을 통해 향후 국내에서 금융업 내부에서 발생하는 내생 위기뿐만 아니라 해외부분에서 발생하는 불안정 요소의 영향이 신용리스크 발생 및 전이에 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다.

**핵심주제어:** 극치이론, 건전성 지표, 부도가능성지수, 신용리스크, 시스템적리스크

**JEL Classification:** C32, G21, G22, G23

\* 본 논문은 한국은행 거시건전성분석국의 지원을 받아 작성되었음. 본 논문의 내용은 집필자의 개인의견이며, 한국은행의 공식견해와 무관함. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하기 바람.

\*\* 제1저자, 서울시립대 경제학부 교수, Tel: 02-6490-2064, E-mail: kwchoi@uos.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 서울시립대 경제학부 교수, Tel: 02-6490-2062, E-mail: nhjung@uos.ac.kr

\*\*\*\* 한국은행 거시건전성분석국 거시건전성연구부 거시건전성연구팀 차장, Tel: 02-750-6848, E-mail: jwk@bok.or.kr

## I. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 국제 금융기구와 각국의 정책당국은 금융 시스템의 안정성 강화에 많은 관심을 가지게 되었고 이에 기초한 시스템적 리스크의 개념과 추정 방법이 중요한 연구 과제로 대두되었다. 과거에 이미 수차례 금융시스템의 불안정성에 기인한 경제위기 때문에 문제점을 해결하기 위해 경제 전체적으로 막대한 비용 지출을 경험하였을 뿐 아니라, 이러한 위기가 보다 근원적으로는 경제적인 측면을 넘어 사회 전체적으로 매우 심각한 문제를 야기할 수 있기 때문이다.

최근 연구결과를 살펴보면 은행권역의 불안정성에 대한 연구에 집중되어 있다. 하지만 우리나라에서 비은행권역이 전체 금융 부분에서 차지하는 상대적 비중의 크기에 비해 비은행권역 내의, 혹은 비은행권과 은행권 사이의 연계성에 대한 연구 성과는 매우 적다고 할 수 있다. 이는 은행 중심의 간접금융을 직접금융보다 중시해 왔던 금융정책의 영향도 일부 있다고 할 수 있다. 하지만 최근 들어서는 간접금융과 직접금융 각각의 장단점을 상호 보완하는 균형적 발전 필요성이 적극 제기되고 있다. 이에 따라 과거에 비해 우리나라에서도 직접금융의 역할이 강화되는 추세에 있다. 이를 반영하기 위해서는 은행권역과 비은행권역 간의 연계성에 대한 심도 깊은 연구가 필요하며 특히 비은행권역에서 나타나는 신용리스크의 추정 및 전이과정에 대한 연구로 확대 될 필요성이 커지고 있다.

이와 관련하여 본 연구에서 다루게 되는 연구와 관련된 선행 연구로는 부도확률을 이용하여 신용리스크를 측정하는 방법에 관한 연구와 극치이론을 이용하여 리스크의 전이효과를 측정하는 방법에 관한 연구로 분류할 수 있다.

먼저 재무구조를 반영하는 신용리스크의 측정 방법에 대한 연구로 Crosbie and Bohn(2003)는 상장기업의 재무제표의 정보를 이용하여 해당기업의 부도확률을 측정하는 Black-Scholes의 옵션가격 결정모형의 응용모형의 이용하였고 KMV의 EDF(expected default frequency) 계산 방식의 이론적 근거를 제시하였다. Vassalou and Xing(2004)은 Black-Scholes-Merton 프레임을 이용하여 EDF 계산방법으로 유도한 부도위험지수(default likelihood indicator)가 수익률에 미치는 영향을 분석하였고, 이를 Lin et al.(2012)는 대만 자료

에 응용하여 분석하였다. 국내에서는 강임호·최공필(2002)이 거시금융안정을 위한 효율적 금융 감독 모니터링 시스템으로 KMV의 기업도산확률을 이용한 ‘주가를 통해 파악한 금융기관의 건전성지표(Index for Soundness of Financial Institution from their Stock Prices, ISSP)’를 제시하였다. KMV의 기업도산확률의 계산방법에 대해서는 강임호(2002)에 간단하게 소개되어 있다. 이후 송홍선(2009)은 예금보험기금의 추정에 부도율 및 EDF모형을 활용하였고, 이승환(2010)은 기업부문의 신용리스크의 측정 및 상관관계 추정을 통한 체계적 리스크의 측정에 대한 연구에서 기업의 도산확률을 이용하였고, 자산가치 및 변동성의 추정방법의 개선을 통해 보다 정확한 신용리스크의 측정방법을 제시하고자 하였다.

앞에서 언급한 기존의 연구가 신용리스크의 측정에 중점을 두고 있는 반면, 신용리스크의 측면에서 파악한 시스템적 리스크의 측정에 대한 연구는 상대적으로 이루어지지 않았다. 보다 일반적인 의미에서의 시스템적 리스크에 대한 연구는 활발하게 이루어져 왔는데 Borio(2003), Kaufman and Scott(2003) 등에서 시스템적 리스크에 대한 정의 및 측정에 대한 논의가 있다. de Vries(2003), Slijkerman et al.(2005) 등의 논문에서는 주식가격의 대폭적인 변동을 이용하여 금융부문의 리스크와 금융기관간의 상호의존성을 측정하려는 시도가 있었다. 특히 이들의 시도는 극치이론(extreme value theory)의 방법을 이용하여 극단적인 위험을 분석함으로써 금융부문의 안정성에 대한 분석에 초점을 맞추었다. de Vries(2003)는 시스템적 리스크를 측정하기 위해 연계효과 척도(linkage measure)를 제시하였고 두터운 꼬리를 갖는 fat-tailed 분포에서의 특성에 대해 연구하였고, Slijkerman et al.(2005)은 유럽의 은행과 보험사 간의 시스템적 리스크를 측정하기 위해 연계효과 척도(linkage measure)를 이용한 실증분석의 결과를 제시하였다. 시스템적 리스크의 또 다른 형태인 전염효과의 분석과 관련된 연구인 Hartman et al.(2005)에서는 유럽과 미국의 은행시스템 사이의 사례를 분석하였다.

본 논문에서는 먼저 Crosbie and Bohn(2003)과 Vassalou and Xing(2004), 이승환(2010)의 구조모형을 이용하여 개별 금융기관의 주가와 재무정보를 반영한 자산의 시장가치를 유도한다. 기존의 대다수의 연구에서는 자산의 시장가치가 모형에서 설정된 (부도)임계점보다 작아질 확률을 부도확률,

혹은 도산확률이라는 개념에 의해 정의한다. 그러나 자산의 가치가 임계치보다 작은 경우 자산의 건전성이 많이 악화된 것으로 보는 것이 더 적절한 표현으로 간주된다. 최공필·강임호(2002)의 건전성지표(Index for Soundness) 혹은 Vassalou and Xing(2004)은 DLI(default likelihood indicator)라는 용어가 좀 더 적절한 표현으로 이 논문에서도 DLI 혹은 건전성 지표로 정의한다.

추정의 방법의 측면에서, 본 연구에서는 건전성 지표 혹은 DLI의 추정을 위해 기존 연구에서 일반적으로 이용되는 정규분포를 이용한 확률의 계산 방법이 아닌 극치이론을 이용한 방법을 제시한다. 극치 이론을 이용할 경우의 장점으로 기존 연구에서 사용한 정규분포의 가정에서 야기되는 한계를 극복할 수 있다. 신용위험의 특성상 부도나 지급불능과 같은 극단적 위험이 분석의 대상인 반면 정규분포는 이러한 극단적 위험의 분석에 적합하지 않은 가정이다. 본 연구의 분석에서 실제 발생가능성이 거의 없는 수준의 임계점을 택하여 해당사건이 발생할 확률을 계산하는데, 그 이유는 분포의 꼬리 영역에서 해당 기업의 극단적 사건의 특성을 더 잘 파악할 수 있기 때문이다. 특히 이 연구에서는 이러한 꼬리영역으로 분석자의 자의적인 선택이 아닌 해당기업의 부채수준을 반영하는 임계점을 선택함으로써 객관성을 확보했다는 장점이 있다.

그리고 위험의 금융기관 간 전이효과에 대한 분석은 앞에서 유도된 건전성 지표의 계산에 사용된 임계점의 정보를 이용하여 de Vries(2005), Slijkerman et al.(2005) 등의 논문에서 소개된 금융기관 사이의 연계효과를 측정한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 은행권역과 비은행권역 금융기관의 현황과 추이에 대해 간략하게 살펴 본 후, 제 III장에서는 분석 모형과 추정에 사용될 자료를 소개한 후 제 IV장에서는 소개된 모형의 추정결과를 각 권역별로 살펴보고 마지막으로 제 V장에서는 결론과 정책적 시사점을 논의하고자 한다.

## II. 은행권과 비은행권 금융기관

일반적으로 금융시장은 자금수요자가 금융기관을 통해 자금공급자에게

회사채를 제공하고 직접 자금을 조달하는 직접금융 시장과 자금의 수요자와 공급자를 은행 예금과 대출을 통해 연결해 주는 간접금융 시장으로 구분할 수 있다. 우리나라의 경우 직접금융 위주의 자본시장중심(capital market-based) 제도보다는 간접금융 위주의 은행중심(bank-based) 금융제도를 기반으로 발전하여 왔으나 최근에는 다양한 금융서비스 수요 증가, 금융혁신 등으로 비은행부문이 빠르게 성장하고 있어 두 제도의 조화로운 발전의 필요성이 제기되고 있다.<sup>1)</sup>

현재 우리나라의 금융기관은 크게 은행과 비은행금융기관으로 나눌 수 있다. 은행은 일반은행과 특수은행으로 분류된다. 비은행금융기관은 크게 비은행예금취급기관, 보험회사, 금융투자회사, 그리고 기타 금융기관으로 분류할 수 있다. 비은행예금취급기관은 상호금융조합<sup>2)</sup>, 상호저축은행 등을 그 예로 들 수 있으며 보험회사는 생명보험회사, 손해보험회사, 우체국 보험, 공제기관이 있으며 기타 금융기관으로는 여신전문금융회사, 벤처캐피탈회사, 증권금융회사, 대부업자 등의 민간 금융기관과 한국무역보험공사, 한국정책금융공사 등의 공적 금융기관이 있다.

여기서 은행권역과 비은행권역의 현황을 금융회사수와 자산 추이를 통해 간단히 살펴보고자 한다. 먼저 <표 1>을 살펴보면 각 권역별 금융회사수를 알 수 있다. 은행은 10년 전에 비해 1개의 은행만이 줄어든 반면 2011년 저축은행 사태 이후 상호저축은행의 수는 2003년에 비해 2013년 약 20% 가량 큰 폭으로 감소한 94개로 감소하였다. 반면 직접금융의 발전에 기인해 증권회사와 자산운용사의 숫자는 급격하게 증가하였다. 특히 자산운용사는 2003년에 비해 약 47% 가량 증가한 85개에 이르고 있다. 생명보험회사는 그 수에 큰 변동이 없으나 손해보험회사는 2003년 25개에서 2013년 6월 현재 31개로 증가하는 추세를 보이고 있다. <표 2>는 각 업종별 자산 추이를 표시하고 있다. 자산의 총액 기준으로는 은행, 생명보험, 상호금융조합, 증권회사, 손해보험회사 등의 순이며 5개 업종이 다른 업종에 비해 상대적으로 자산 규모가 매우 크다. 한편 2003년에 비해 자산 증

1) 직접금융제도와 간접금융제도의 장단점에 대해서는 『한국의 금융제도』(2011), 6-14를 참고하기 바란다.

2) 농·수협·산림조합, 신협 및 새마을금고 등 5개 조합을 말한다. 개별 단위조합이 독립법인 형태로 운영되고 있으며 중앙회에서 이들 조합에 대한 운영 지원, 감독 등의 기능을 수행한다.

가을을 살펴보면 증권, 손해보험, 생명보험, 상호금융조합 그리고 은행 순이며, 이는 비은행권역의 성장세가 은행에 비해 상대적으로 빠르다는 것을 나타낸다고 할 수 있다. 한편 상호저축은행은 2010년까지 빠른 속도로 성장하다 2011년 위기 이후 구조조정 등으로 그 규모가 급속하게 감소한 것을 알 수 있다.

한편 농협, 수협 등을 포함한 상호금융조합은 2001~2012년 사이에 자산규모가 185.5조원에서 457.1조원으로 크게 증가하는 한편 은행 등의 금융서비스에서 상대적으로 소외되기 쉬운 계층에게 서비스를 제공하는 순기능을 가지고 있음에도 불구하고 본 연구에서는 분석대상에서 제외되었다. 그 이유는 본 연구에서 이용된 방법을 적용하기 위해서는 일별 주가자료가 필요하나 상호금융기관은 설립 근거 상 증권시장에 상장되기 어렵기 때문에 현실적으로 본 논문에서 사용된 분석모형을 적용할 수 없기 때문이다. 또한 예대업무 비중이 월등히 높아 타 금융권역과의 상호연계성이 낮은 점, 신용리스크 발생 시 자산 양도 방식으로 타 조합에 흡수 합병되는 점을 감안하여 동 분석에서 제외하였다. 또한 생명보험회사의 경우도 분석 대상에서 제외하였는데, 증권시장에 상장되어 있는 생명보험회사의 수가 매우 제한적이기 때문에 시스템적 리스크 분석에 대표성을 띠기 어려운 점을 감안하였다.

〈표 1〉 금융기관 수 추이

(단위: 개)

	2003	2005	2010	2013.6
은행	19	19	18	18
상호금융조합	4,319	4,185	3,834	3,746
상호저축은행	114	111	105	91
여신전문금융회사	42	41	57	58
신용카드사	8	6	6	8
생명보험회사	23	23	23	24
손해보험회사	25	28	30	31
증권회사	59	54	62	62
선물회사	14	14	9	7

	2003	2005	2010	2013.6
자산운용회사	45	46	80	85
종금사	2	2	1	1
총계	4,670	4,529	4,225	4,131

주 : 1) 국내 일반 및 특수은행 기준, 외국금융기관 국내지점 제외

2) 리스사, 할부금융사, 신기술금융사 기준

자료 : 금융감독원 「금융통계월보」

〈표 2〉 금융권역별 총자산

(단위: 10억원)

	2003	2005	2010	2013.6
은행	1,131,818	1,232,070	1,841,707	2,121,776
상호금융조합	211,971	253,946	401,318	464,700
상호저축은행	30,098	41,660	86,814	43,831
여신전문금융회사	31,455	28,472	66,313	85,363
신용카드사	35,069	29,487	54,461	84,315
생명보험회사	183,238	234,766	408,495	569,513
손해보험회사	37,933	49,019	99,009	160,315
증권회사	52,171	73,060	199,805	300,886
선물회사	595	1,177	1,794	2,841
자산운용회사	1,565	1,622	3,670	3,789
종금사	820	1,051	1,752	1,020
총계	1,716,734	1,946,330	3,165,139	3,838,348

주 : 1) 국내 일반 및 특수은행 기준, 외국금융기관 국내지점 제외

2) 리스사, 할부금융사, 신기술금융사 기준

자료 : 금융감독원 「금융통계월보」

### Ⅲ. 분석 모형 및 자료

#### 1. 자산 가치 추정과 신용리스크

##### 1) Black-Scholes 모형을 이용한 자산가치의 추정

기업의 주식가치는 기업의 자산에 대해 콜옵션의 특성을 지닌 것으로 Merton 모형에서 파악한다. 주주는 부채가 상환된 이후에 남은 잔여 자산에 대해서만 청구권을 가지므로 주식이란 콜옵션의 행사가격은 부채의 장부가격이고, 만약 자산의 가치가 부채보다 작으면 주식의 가치는 영이 되는 구조로 간주할 수 있다. 이후에 여러 연구자들은 이러한 Merton의 모형을 이용하여 신용리스크를 측정하는데 이용하였다. 특히 Crosbie and Bohn(2003)은 개별 기업의 자산가치가 부도임계치보다 작아질 확률로 정의되는 부도확률이 개별 기업 차원에서의 신용리스크를 반영하는 것으로 가정하고 이를 측정하는 분석방법을 제시하였다. Crosbie and Bohn(2003)과 Vassalou and Xing(2004), 그리고 이승환(2010) 등에서는 기업의 주가와 재무제표의 각종 정보를 활용하여 개별기업의 신용리스크 측정하기 위해 구조모형을 이용한다. 이들 연구에서 부도확률로 정의되는 신용리스크는 자산의 가치가 부채의 가치보다 작아질 확률로 측정된다. 이를 위해 옵션가격 결정 모형을 이용하여 개별 금융기관의 자산 가치를 구하는 방법을 제시하였다.

먼저, 이 논문에서는 Crosbie and Bohn(2003)과 Vassalou and Xing(2004), 이승환(2010)에서 제시된 구조모형을 이용하여 신용리스크 측정의 기초자료가 되는 개별 금융기관의 자산 가치를 구하는 방법에 대해 설명한다.

구조모형에서는 개별 금융기관의 주가와 부채 등 재무정보를 반영하여 자산의 시장가치를 유도한다. Black-Scholes-Merton 프레임에 기초한 KMV의 EDF 계산에서의 방법을 이용하여 자산의 시장가치를 구하는데, 이는 주식의 가치, 주식의 변동성과 옵션함수에 의해 계산이 가능하다.

Black-Scholes의 옵션가격 결정모형을 이용하여 자산의 시장가치를 유도할 수 있다. 먼저, 자산의 시장가치  $V$ 는 다음과 같이 기하브라운운동(GBM, geometric brownian motion)을 따른다고 가정한다.

$$dV = \mu V dt + \sigma V dW$$



여기서  $\mu$ ,  $\sigma$ ,  $W$  는 각각 자산의 기대수익률, 변동성 및 Standard Wiener Process를 의미한다.

Black-Scholes-Merton 프레임은 주식이 콜옵션의 성격을 가진 것으로 가정한다. 부채의 만기시점에 기업의 자산가치가 부채의 장부가액 보다 낮은 경우 콜옵션 행사를 포기하고, 자산가치가 부채의 장부가액을 초과하는 경우에만 부채상환 후 잔여자산에 대한 청구권을 가지는 것으로 볼 수 있다. 이러한 콜옵션의 특성을 이용하면 주식의 가치를 이용하여 자산의 시장가치에 대한 계산이 가능하다. 위의 콜옵션에서의 기초자산에 해당하는 자산의 가격과 기초자산인 자산의 변동성을 이용하여 콜옵션인 주식의 가치를 아래에 제시된 Black-Scholes 모형을 이용하여 계산할 수 있다.

$$S = V N(d_1) - F e^{-rT} N(d_2) \quad (1)$$

여기서  $S$ 는 주식의 시장가치,  $V$ 는 기업의 자산가치,  $F$ 는 부채의 장부가액,  $T$ 는 부채의 만기,  $r$ 은 무위험이자율,  $N(\cdot)$ 는 누적표준정규분포, 그리고

$$d_1 = \frac{\ln(V/F) + (r + \frac{1}{2}\sigma^2)T}{\sigma\sqrt{T}}, \quad d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$

을 각각 의미한다. 그리고 주식과 자산가치의 변동성은 다음과 같이 연결된다.

$$\sigma_S = \frac{V}{S} \Delta \sigma \quad (2)$$

여기서  $\Delta$ 는 헤지비율인  $N(d_1)$ 을 표시한다.

따라서 위의 두 식 (1)과 (2)를 이용하면 주식의 가치  $S$ 와 변동성  $\sigma_S$ 을 이용하여 자산의 시장가치  $V$ 와 변동성  $\sigma$ 을 역으로 계산이 가능하고, 계산된 자산가치  $\{V\}$ 를 이용하여 자산가치의 특성을 파악하고자 한다. 몇 가

지 다른 방법들에 대한 자세한 내용은 이승환(2010)을 참고하기를 바란다.

## 2) 부도확률 PoD와 신용리스크의 정의

앞에서 개별 금융기관의 자산의 시장가치를 주식이 가지는 옵션 특성을 이용하였다. 이 옵션의 특성에서 채권의 만기시점 T시기에 자산의 시장가치가 부채의 장부가치보다 하회하면 부도가 발생하는 것으로 가정하였다. 이를 이용하여 Crosbie and Bohn(2003)은 개별 기업의 신용리스크의 지표로 사용 가능한 이론적인 부도확률(probability of default, PoD)은 주어진 부채 규모에 의해서 결정되는 부도점(default point)  $\ln(F_t/V_t)$ 에 의해 다음과 같이 정의하였다.

$$\begin{aligned} PoD &= \Pr\{V_{t+T} \leq F_t \mid V_t\} \\ &= \Pr\{\ln(V_{t+T}) \leq \ln(F_t) \mid V_t\} \\ &= \Pr\left\{R_{t+T} \leq \ln\left(\frac{F_t}{V_t}\right) \mid V_t\right\} \end{aligned} \quad (3)$$

여기서  $R_{t+T} = \ln(V_{t+T}/V_t)$  으로 T 기간 동안의 자산의 수익률을 의미한다.

Vassalou and Xing(2004)는 위의 (3) 식을 이용한 계산 결과를 DLI(default likelihood indicator)를 정의하였다. 이에 반해 KMV는 다음과 같이 정의된 부도거리(DD)를 이용하여 부도확률을 계산하였다.

$$DD = (\text{자산의 시장가치} - \text{부도점}) / (\text{자산의 시장가치} \times \text{자산변동성})$$

여기서 부도점은 자산가치가 부채의 장부가액을 하회하는 경우를 의미한다.

Vassalou and Xing(2004)에 따르면 KMV는 부도확률의 계산에서 2,000회의 실제 부도사례를 포함하는 총 100,000개의 과거 실제자료를 이용하므로 이는 실질적 의미에서의 부도확률(PoD)로 해석이 가능하지만, Vassalou

and Xing(2004)는 훨씬 적은 자료만으로 평가하므로 부도확률(PoD) 보다는 DLI가 더 적절한 표현이라고 주장하였다.

### 3) 자산의 일별수익률로부터 DLI의 계산

본 연구에서는 앞에서 언급한 현재로부터 만기시점까지의 T 기간 동안의 자산의 수익률을 이용한 부도확률과 비슷한 방식으로 신용리스크를 정의하였다. 본 연구 또한 과거의 실제 부도자료를 이용하는 것이 아니므로 Vassalou and Xing(2004)가 사용한 DLI(default likelihood indicator)가 본 연구에서 사용할 신용리스크를 더 적절하게 반영하는 용어로 간주하고 차용한다. 다만, Vassalou and Xing(2004)의 DLI는 앞의 (3)식을 이용하여 계산한 반면, 본 연구에서는 DLI를 다른에서 소개하는 다른 방식으로 정의한다. PoD가 주식이 가지는 옵션의 특성을 이용하여 옵션의 만기 시점에 자산의 시장가치가 부채의 장부가치보다 하회하면 부도가 발생하는 것으로 가정하고 계산하는 확률이라는 점과 비슷하지만 DLI에서는 일별 자료의 특성을 이용하여 개별 기업의 신용리스크를 정의한다.

앞에서 언급한 기존 연구의 PoD는 현재로부터 만기시점까지의 T 기간 동안의 자산의 수익률을 이용한 것으로, T 기간 수익률의 특성이 PoD를 계산하는데 이용된다. 대부분의 연구에서는 T를 1년으로 설정하여 확률을 계산하였다. 그러나 과거의 많은 연구로부터 1년 주기와 같은 저빈도(low frequency)에서 관찰되는 금융자산의 수익률은 정규분포의 특성이 많이 나타나는 것으로 알려져 있다.

본 연구에서는 다루는 신용위험 및 그것의 시스템적 리스크는 앞에서 언급한 바와 같이 금융 산업의 신용위험의 특성상, 발생빈도가 희귀할 뿐만 아니라 일단 발생하면 그 규모가 아주 큰 극단적인 사건의 특성이 나타나는 위험으로 분류된다. 이러한 위험을 분석하기 위해서는 뒤에서 소개되는 극치이론을 활용한 분석이 필요하다. 그리고 수익률의 분포의 꼬리영역(특히 손실의 측면이므로 분포의 왼쪽 꼬리영역이 대상)에서 발생하는 사건에 대한 분석이 필요하다. 이를 위해 일별 수익률을 이용한 계산 방법을 도입한다.

먼저, 모든 시점에서 자산, 주식 및 부채의 시장가치는

$$V_t = S_t + D_t \quad (4)$$

의 회계 항등식의 관계로 표시되고,  $D_t$ 는 장부가액 F인 부채의 시장가치이다.

앞에서 개별 금융기관의 자산의 시장가치를 주식이 가지는 옵션 특성을 이용하여 채권의 만기시점 T 시기에 자산의 시장가치가 부채의 장부가치보다 하회하면 부도가 발생하는 것으로 가정하였다. 이와 비슷한 방식으로 현재 시점에서 자산의 가치가 부채의 시장가치를 하회하면 해당 기업에 자산건전성에 위험 신호가 오는 것으로 정의한다. 물론 앞의 PoD의 경우와는 달리 이론적으로도 이러한 상황이 발생하더라도 해당 부채의 만기가 아직 도래하지 않았기 때문에 부도와 같은 극단적인 사태가 반드시 발생하지는 않는다. 이런 의미에서 부도확률(PoD)보다는 Vassalou and Xing (2004)가 사용한 용어인 DLI(default likelihood indicator)가 더 적절한 표현인 것으로 판단된다. 물론 본 논문에서는 DLI를 Vassalou and Xing(2004)의 DLI와는 달리 아래와 같이 정의한다.

$$\begin{aligned} DLI &= \Pr\{V_{t+1} \leq D_{t+1} \mid V_t\} \\ &= \Pr\{\ln(V_{t+1}) \leq \ln(D_{t+1}) \mid V_t\} \\ &= \Pr\{R_{t+1} \leq q_{t+1} \mid V_t\} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서  $R_{t+1} = \ln(V_{t+1}/V_t)$ ,  $q_{t+1} = \ln(D_{t+1}/V_t)$  로 1 기간 자산수익률이 부채의 가치에 의해서 결정되는 임계점  $q_{t+1}$ 보다 작아질 확률로 정의한다. 앞의 언급한 기존의 연구와는 달리 일별자료를 이용할 수 있어 자료의 제약을 덜 받게 된다. 또한, 본 연구는 KMV의 실제 자료를 이용한 부도확률(PoD)과는 달리, 극치이론의 분포특성을 이용하므로 부도확률(PoD)보다는 DLI(default likelihood indicator)가 더 적절한 표현인 것으로 판단된다. 따라서 식 (5)에서 사건이 발생할 때 이를 해당 기업의 부도가 능성으로 해석하기보다는, 해당 기업의 신용위험에 심각한 우려 상황이 발생한 것으로 해석하는 것이 더 적절하다고 판단된다.

#### 4) 신용리스크의 측정과 관련된 자산수익률의 분포적 특성

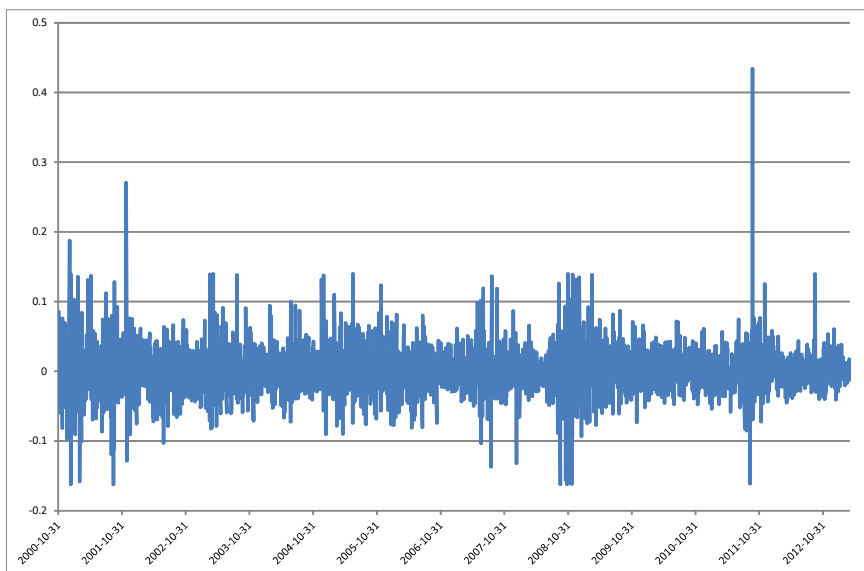
기존의 연구에서는 자산가치가 GBM(geometric Brownian motion)을 따른다는 가정으로부터 앞에서 제시된 부도위험으로 해석되는 신용리스크를 정규분포를 이용하여 PoD를 계산하였다. Vassalou and Xing(2004) 그리고 이승환(2010) 등에서는 자산의 연간수익률로 PoD를 계산하므로 연간 수익률의 정규분포의 가정에 큰 무리가 없다고 판단지만, 신용위험 발생 자체의 희귀성 및 발생 시 나타나는 극단적인 손실의 특성을 정규분포가 어느 정도 잘 묘사할 수 있는지에 대한 의문은 여전히 남아있다.

참고로 Crosbie and Bohn(2003)에서 부도확률의 계산은 4,700회 이상의 디폴트 혹은 파산이 포함된 과거 250,000개의 기업-연간 자료를 이용하였다. 각 기업의 자산과 부채 자료를 이용하여 계산된 부도거리(DD)를 이용하여 역사적 도산분포를 활용한 도산확률을 계산하였다.

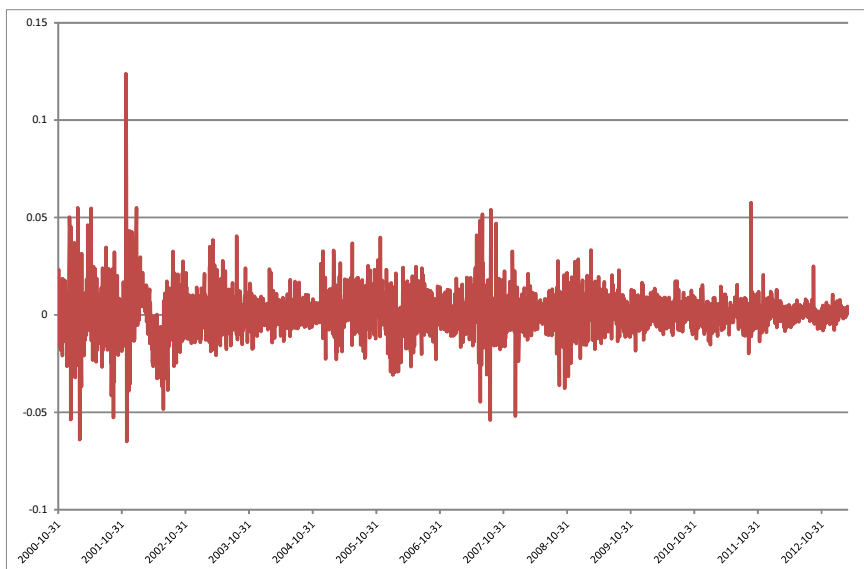
본 연구에서는 식 (5)로 정의되는 신용위험의 측면에서 파악한 기업의 건정성은 자산의 일별 수익률을 바탕으로 계산되는 확률이므로 정규분포 가정의 적절성에 대한 확인이 필요하다. 또한 특정 시점에서 주어진 자산의 가치가 정규분포를 근간으로 하는 GBM을 기초로 유도되었다고 하여도 자산의 시장가치가 주식의 가치에 연동하여 결정되고 주식의 일별 수익률 분포가 보이는 비정규성 특히 두터운 꼬리를 가진 분포의 특성이 자산 수익률에 반영될 가능성이 있다. 이러한 가능성을 확인하기 위해 먼저 자산수익률의 분포의 특성을 확인해 볼 필요성이 있다.

예시로 본 연구에서 사용한 자료 중 <그림 1>과 <그림 2>의 B증권의 사례를 제시한다. 여기서 주의할 점은 본 논문에서는 해당 기업의 실명을 표기하지 않고 가명을 사용하기로 한다. B증권의 주식수익률과 이로부터 유도한 자산수익률 및 자산수익률의 QQ plot을 제시하였다. 주식수익률과 마찬가지로 자산의 수익률 자료도 두터운 꼬리를 가진 분포를 가질 것으로 보여 QQ plot을 통한 분석을 추가하였다. 자산의 수익률의 분포는 정규분포에 비해 꼬리가 두터운 분포를 가지는 것으로 보인다. 추정된 왜도와 첨도도 각각 0.617, 12.91로 정규분포와는 상당한 차이를 보인다. 정규분포 여부에 대한 검정(Jarque-Bera test)의 결과도 검정통계량 12741.2에 p값은 0에 근접한 값으로 이러한 사실을 확인해 준다.

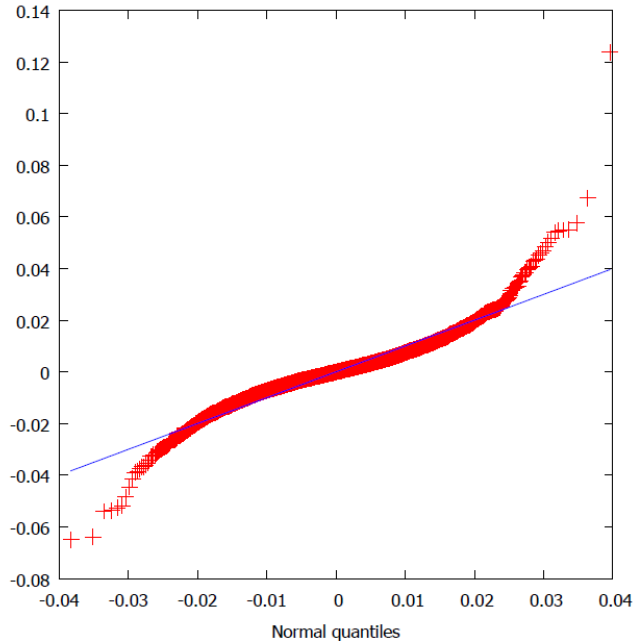
〈그림 1〉 B증권 주가수익률



〈그림 2〉 B증권 자산수익률



〈그림 3〉 Q-Q Plot (B증권 자산수익률)



이런 사실을 반영하여 (5)에서의 자산의 수익률을 이용한 DLI의 계산에 두터운 꼬리를 갖는 분포를 반영하는 극치이론에 기초한 추정방법의 적용이 필요하다. 기존의 연구에서는 정규분포를 이용한 확률의 계산이 주로 사용되었던 반면에 본 연구에서는 극치이론을 이용한 방법을 사용하였다.

더구나 식 (5)에서 제시된 임계점  $q_{t+1}$ 의 값은 자산 수익률의 분포에서 왼쪽 꼬리영역에 속하는 값으로 주어지고 표준편차 기준으로 위의 B증권의 경우, 예를 들어, 신용위험이 가장 최고점에 도달했던 2011년 9월 19일에도 임계점  $q$ 의 값이  $-0.1087$ 로 자산수익률의 표준편차  $0.0108$ 의 10배 이상의 값으로 나타난다. 이 경우 정규분포에 의해 식 (5)의 확률을 계산하면  $3.044 \times 10^{-24}$ 으로 크기가 무의미할 정도로 작은 값으로 도출된다. 이에 반해 뒤에서 제시되는 극치이론에 의하여 그 확률을 계산하면  $9.33 \times 10^{-5}$ 으로 나타나 큰 차이를 보인다.

이는 자산의 수익률 분포의 꼬리 영역에 속한 분위수에 대한 정규분포

의 평가가 적절하지 못함을 보여주는 사례로 판단된다. 이 논문에서 분석되는 신용위험의 평가를 위한 임계점의 대부분은 자산의 수익률 분포의 꼬리 영역에 속하는 점으로, 실제로 있어서는 그 발생가능성이 극히 희박한 (그렇지만 가능성은 0은 아님) 확률을 갖는 사건에 대한 분석이다. 따라서 정규분포를 이용한 확률의 계산은 그 가능성을 과소평가할 개연성이 높다. 이러한 사실은 금융자산과 관련된 최근의 실증분석에 꾸준히 제기되어 왔던 문제로 해결방법으로 다음 장에서 언급하는 극치이론에 기초한 계산 방법의 사용이 요구된다.

## 2. 극치이론(Extreme Value Theory)을 이용한 추정

자산수익률의 분포가 두터운 꼬리를 갖는 경우, 정규분포를 이용한 DLI의 추정은 신용위험을 과소평가할 가능성이 있다. 특히 금융권에서의 금융기관의 부도는 실제로 관찰되는 경우가 극히 미미한 극단적인 사건에 해당한다. 이러한 극단적인 사건의 발생 위험을 평가하기 위해 적절한 이론인 극치이론(extreme value theory, EVT)을 이용하여 DLI 및 금융기관 사이의 시스템적 리스크를 측정하는 방법을 제시한다.

위에서 언급한 신용위험에 해당하는 사건은 금융기관이 일상적인 활동에서 발생하는 손실의 위험과는 다른 특성을 가진다. ‘일상적’ 위험의 분석에는 정규분포의 가정이 많이 사용되었다. 예를 들어 금융기관에서 리스크의 체계적 관리를 목적으로 5% 혹은 1% VaR(Value at Risk) 측정하려는 경우 표준편차와 정규분포의 분위수를 이용하여 계산한다. 그러나 금융자산의 수익률 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 사실은 잘 알려진 사실이고, 특히 일상적 위험과는 달리 희소하게 발생하지만 손실의 규모가 큰 극단적 사건의 분석에 극치이론에서 제시하는 분포이론을 대안으로 사용한다.

분포의 꼬리영역의 특성을 잘 표현하는 데 적합한 극치이론은 관측치의 극대값 분포가 수렴하는 극한분포(limit distribution)로 나타난다. 극한분포 중 Fréchet law에 속하는 범주가 분포의 꼬리가 두터운 특성을 가지며, 금융부문의 극단적 위험을 측정하는데 적합한 것으로 알려져 있다.<sup>3)</sup>

3) 극치이론과 관련된 더 자세한 설명은 형남원(2012)를 참고하라.



꼬리가 두터운 분포의 특성을 가지는 분포는 정칙변동(regular variation)에 의해 정의가 가능하다. 정칙변동(regular variation)의 특성을 갖는 경우 누적확률분포  $F(s)$ 는  $s$ 가 커짐에 따라 다음과 같이 파레토 분포로 근사가 가능하다.

$$F(-s) = As^{-\alpha}$$

이러한 특성을 가지는 분포는 꼬리가 두터운 분포로 분류되며, 지수  $\alpha$ 보다 작은 적률(moment)에 대해서만 그 존재가 보장되는 분포로 모든 적률이 존재하는 꼬리가 두텁지 않은 정규분포와 뚜렷한 대비를 이룬다. 지수  $\alpha$ 를 꼬리지수(tail index)로 부르는데, 이 값의 크기가 꼬리의 두터운 정도를 결정하고, 해당 분포의 극단적 위험의 특성을 결정하는 중요한 모수(parameter)이다.

앞에서 소개한 DLI의 확률은 자산의 (-) 수익률이 주어진 임계치보다 작은 값으로 나올 가능성으로 두터운 꼬리를 갖는 금융자산 수익률의 특성으로 인해 위의 파레토 분포로 근사하여 계산할 수 있다. 극치이론의 모수를 추정하는 방법은 구간을 여러 개로 나누어 각 구간에서 최대값을 구하여 사용하는 Block Maxima 방법과 주어진 분계점(threshold) 이상의 모든 관측치를 이용하여 추정하는 POT(peak over threshold) 방법 두 가지가 있는데 다음에 소개되는 것은 POT방식을 이용한 것이다.

분포에서 분계점(threshold) 이상의 꼬리부분에 속하는 자료의 특성만을 이용하는 준모수적(semi-parametric) 방법에 의해 다음과 같이 꼬리지수(tail index)를 추정할 수 있다. 먼저 표본  $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 에서  $X_{(1)} \geq X_{(2)} \geq \dots \geq X_{(m)} \geq \dots \geq X_{(n)}$ 으로  $m$ 번째 크기의 관측치를  $X_{(m)}$ 로 정의하면 Hill(1975)의 추정방법은 다음과 같다.

$$1/\hat{\alpha} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [\log(X_{(n+1-i)}) / X_{(n-m)}] \quad (6)$$

이를 이용하여 주어진 분위수(quantile)  $q$ 에 대응하는 확률  $\Pr\{X > q\}$ 은

$$p = \frac{m}{T} \left( \frac{X_{(m+1)}}{q} \right)^\alpha \quad (7)$$

으로 유도된다. 여기서  $m$ 은 window size,  $X_{(m+1)}$ 은  $(m+1)$ 번째의 분위수(quantile), 그리고  $\alpha$ 는 꼬리지수(tail index)를 각각 의미한다. 여기서  $m$ 과  $\alpha$ 의 추정치는 최근 발달한 극치이론에 의하여 각각 추정한다. 단 여기서의 분석은 (+)의 부호를 갖는 극댓값에 해당하는 분석이고 앞에서 언급한 손실 측면의 분석은 손실에 해당하는 값을 양수화시켜 분석한다. 따라서 위에서의 분위수(quantile)  $q$ 는 앞장에서의 부도점(default point)의 (-)부호를 제거한 절댓값에 해당하는 경우로 간주할 수 있다.

식 (5)의 DLI는 먼저 자산의 수익률의 손실 측면의 꼬리지수  $\alpha$ 를 구한 다음, 해당 기업의 부채수준과 자산가격을 이용하여 유도한 임계점  $q_{t+1} = \ln(D_{t+1}/V_t)$ 을 식 (7)에 대입하여 확률을 구하면 된다.

이 분석 방법은 임계점이 표본의 최대값의 범위를 벗어나는 극단적인 경우에 대한 분석이 가능하다는 장점이 있다. 물론 정규분포 가정과 같은 다른 모수적 방법도 대안으로 존재하기는 하지만 금융자산의 수익률 분포의 두터운 꼬리의 특성을 제대로 반영하기 위해서는 정규분포 보다는 위의 방법이 훨씬 우수한 방법임이 많은 연구를 통해 알려져 있다.

### 3. 연계계수에 의한 시스템적 리스크의 측정

최근의 금융위기 이후 금융부문의 안정을 위해서는 개별 금융기업에 대한 규제 이외에도 시스템적 접근의 필요성이 부각되었다. 특히 2008년의 서브프라임 모기지에서 비롯된 금융위기는 전 세계의 금융시장으로 번져 나가면서 심각한 경제위기까지 야기한 사례이다. 개별 기업의 문제가 시스템적 문제로 발전하는 것을 방지하는 정책적 규제 수단의 필요성이 점차적으로 증가하고 있다. Borio(2003)는 규제수단을 미시적 혹은 거시적 건전성이란 측면에서 그 유용성을 구분하고 있는데, 거시적 건전성이란 금융시스템 전체 차원의 적절한 규제를 통해 금융부문의 안정성을 지향하는 반면, 미시적 건전성은 개별금융기관 수준에서의 규제에 초점을 맞추고 있다. 거시적 건전성의 목적은 대체적으로 ‘금융안정’이란 측면으로 요

약되지만, 그러나 아직도 이 ‘금융안정’에 대해 통일된 정의는 없다.

Kaufman and Scott(2003)은 시스템적 리스크를 개별 기업 혹은 부문의 붕괴에 대응되는 개념으로 전체 시스템의 붕괴 위험 혹은 확률로 정의하고, 동행성(co-movement) 혹은 상관계수에 의해 측정하였다. 따라서 금융부문의 시스템적 리스크란 개별 국가 혹은 다수 국가에서 금융부문에서의 부도 등의 빈발 혹은 높은 상관계를 의미한다.

de Vries(2005)는 개별금융 기관의 고유위험에서 야기되어 순차적으로 전달되는 전염효과(contagion), 혹은 공통의 외부적 거시 경제적 충격에 의해 발생하는 리스크와 같은 두 가지 요인이 원인이 되어 개별 금융기관 간의 포트폴리오 익스포저의 유사성으로 인해 시스템적 리스크로 발전할 소지가 있다고 보았다. 이런 시스템적 리스크를 정량적으로 평가하기 위해 개별 금융기관 주식의 동시적 움직임에 초점을 맞추었다.

본 연구에서도 de Vries(2005)의 시스템적 리스크 정의를 적용한다. 즉, 금융기관 간의 신용리스크 전이 혹은 의존성의 측면에서 파악한 시스템적 리스크를 분석한다. 기존의 시스템적 리스크에 대한 대부분의 연구에서는 주로 시장위험의 측면에서 (개별 기업의 모든 상황이 빠르든 늦든 언젠가는 주식의 가치에 반영될 것이라는 전제 하에) 주가가격의 변동을 통해 분석하였다. 특히 de Vries(2005), Slijkerman et al.(2005)에서는 분석 자료의 한계로 인해 주로 신용위험의 측면보다는 시장위험의 측면에 초점을 두었다.

본 연구는 시스템적 리스크 중에서도 특히 신용위험의 측면에서 파악한 하방위험(downside risk) 간의 의존성에 관한 분석을 통해 신용리스크의 시스템적 리스크 측정을 가능하게 하였다. de Vries(2005), Slijkerman et al.(2005)에서 언급되었듯이 두터운 꼬리를 갖는 금융자산의 수익률 분포에서는 정규분포를 기본가정으로 삼는 상관계수와 같은 측도는 금융기관 간의 하방위험(downside risk)을 과소평가할 가능성이 있다. 특히 본 연구에서 분석하는 신용위험의 측면에서 평가할 때 정규분포의 가정이 적절하지 않다.

본 연구에서는 상관계수 대신 de Vries(2005)가 제안한 연계계수(Linkage measure)를 이용한 시스템적 리스크의 분석을 시도한다. 이는 개별 금융기관의 부도확률 혹은 이에 버금가는 심각한 신용위험을 전제로 다른 금융기관으로 이러한 신용위험이 전이될 가능성을 측정한다. 따라서 일정한 임계점(threshold)  $t$ 에 대한 각 금융기관 A와 B의 신용위험 DLI를 각각

$P(A > t)$ 와  $P(B > t)$ 로 정의한 다음, 두 금융기관 사이의 시스템적 리스크인 연계계수를 아래와 같이 정의한다.

$$E[\kappa | \kappa \geq 1] = \frac{P(A > t) + P(B > t)}{1 - P(A \leq t, B \leq t)} \quad (8)$$

여기서  $A$  혹은  $B$ 는 각각 금융기관  $A, B$ 의 손실을 의미하고,  $\kappa$ 는 신용위험이 발생한 부분의 숫자를 의미한다. 각 금융기관에서의 손실은 양(+)의 부호로, 이는 식 (5)에서 수익률의 손실의 절대값으로 표현된다.

이 측도는  $A$  혹은  $B$  중 적어도 한 금융기관에서의 신용위험의 발생을 전제로 신용위험이 발생한 금융기관의 수에 대한 기대값으로 정의된다. 여기서 분자는 아래와 같은 간단한 변환을 거치면

$$\begin{aligned} P(A > t) + P(B > t) &= P(A > t \text{ or } B > t) + P(A > t, B > t) \\ &= 1 - P(A \leq t, B \leq t) + P(A > t, B > t) \\ &= P(\max[A, B] > t) + P(\min[A, B] > t) \end{aligned}$$

으로 표현된다. 여기서  $P(\min[A, B] > t)$ 은 두 금융기관이 동시에 특정 수준 이상의 손실을 입는 경우를 표시하므로 시스템적 리스크의 가능성을 측정하는 것으로 간주할 수 있다. 따라서 위의 (8)식은 다음과 같이 정리 가능하다.

$$E[\kappa | \kappa \geq 1] = 1 + \frac{P(\min(A, B) > t)}{P(\max(A, B) > t)} \quad (9)$$

만약 두 금융기관에 시스템적 리스크가 전혀 없다면 연계계수는 1의 값을, 혹은 극단적인 시스템적 리스크의 경우는 2의 값으로 추정된다. 이 측도는 1과 2 사이의 임의의 값을 취하고 그 값의 크기가 2에 가까우면 시스템적 리스크의 정도가 큰 것으로, 1에 가까우면 시스템적 리스크가 작은 것으로 평가된다.

본 연구에서는 de Vries(2005)가 제안한 (9)의 방법을 변형하여 금융기관 별로 임계점이 다른 경우를 감안한 연계계수를 제시한다. 이는 다음에서 각 금융기관  $A$ 와  $B$ 의 신용위험 DLI를 각각  $P(A > q)$ 와  $P(B > s)$ 로 두 금융기관 사이의 상이한 임계점(threshold)을 정의한 다음, 이에 해당하는 연계계수를 다음과 같이 유도한다.

$$\begin{aligned}
 E[\kappa | \kappa \geq 1] &= \frac{P(A > q) + P(B > s)}{1 - P(A \leq q, B \leq s)} \\
 &= \frac{P(A/q > 1) + P(B/s > 1)}{1 - P(A/q \leq 1, B/s \leq 1)} \\
 &= 1 + \frac{P(\min[A', B'] > 1)}{P(\max[A', B'] > 1)}
 \end{aligned} \tag{10}$$

여기서  $P(\min[A', B'] > 1)$ 은  $A'$ 과  $B'$ 의 최소값이 1 이상이 될 확률을 의미하고,  $P(\max[A', B'] > 1)$ 은  $A'$ 과  $B'$ 의 최대값이 1 이상이 될 확률을 각각 의미한다.

금융기관  $A$ 와  $B$ 에서 각각의 자산의 가치가 자신의 부채 수준과 비교하여 신용위험의 크기를 측정할 수 있다. 앞의 식 (5)에서 제시된 것처럼 주어진 자산의 수익률의 분포에서 시변(time-varying)하는 부채의 가치를 반영하여  $P(A > q_t)$ 와  $P(B > s_t)$ 를 (10)에 적용함으로써 점을 감안하여 시변(time-varying)하는 임계점의 특성을 반영한 신용위험과 연계계수를 추정할 수 있다.

식 (5)의 손실을 양(+)의 부호로 표현하고 편의상 시간을 표시하는 하첨자  $t$ 를 표시하지 않았다. 따라서 각 시점에서 평가한 부채의 수준으로 임계점을 유도하고 해당 기업의 자산의 가치가 이 임계점을 하회할 가능성을 측정하여 DLI를 산출한다.

이 경우 연계계수는 두 금융기관에서 적어도 한 개별 금융기관에서 신용위험이 발생했다는 전제(이 사건의 확률은  $1 - P(A/q \leq 1, B/s \leq 1)$  혹은  $P(\max[A', B'] > 1)$ 에 의해서 계산됨) 하에 나머지 다른 금융기관에 신용위험이 발생할 가능성이 추가적으로 어느 정도인지 측정한다.

이 확률은 앞장에서 설명한 극치이론을 이용한 방법으로 계산이 가능하다.

기존의 연구인 de Vries(2005), Slijkerman et al.(2005)에서 사용한 방법과는 달리 본 연구에서는 각 부문에서의 임계점(threshold)가 동일하지 않은 경우를 감안한다. 본 연구의 실증분석에서는 편의상 연계계수에 1을 차감한 값을 사용한다. 즉

$$LMK = E[\kappa | \kappa \geq 1] - 1 = \frac{P(\min[A', B'] > 1)}{P(\max[A', B'] > 1)} \quad (11)$$

로 정의한 연계계수(LKM, linkage measure)를 사용하여 측정한다. 이 경우 LKM은 1과 0 사이의 값을 지니고, 0에 가까우면 상호연계성이 없고, 1에 가까우면 상호연계성이 큰 것으로 해석한다.

연계계수의 추정은 두 금융기관 수익률의 최소값과 최대값의 시계열을 이용한 추정의 문제로 연결된다. 위의  $\min[A'_t, B'_t]$ 과  $\max[A'_t, B'_t]$ 의 시계열에 대해 각각 개별적으로 3.2장에서 언급한 추정방법을 이용하여  $P(\min[A', B'] > 1)$ 과  $P(\max[A', B'] > 1)$ 의 확률의 추정이 가능하다.

연계계수에서 분모에 추정되는  $1 - P(A \leq q, B \leq s) = P(\max[A', B'] > 1)$ 는 두 금융기관 중 적어도 어느 한 금융기관에서 신용위험이 발생할 가능성을 측정하는 확률이다. 분자의 항목에서  $P(A > q, B > s) = P(\min[A', B'] > 1)$ 은 두 금융기관에서 동시에 신용위험이 발생하는 가능성을 의미한다. 연계계수는 두 확률의 비율로 평가되므로 개별 금융기관의 신용위험의 크기인  $P(A > q)$ 와  $P(B > s)$ 이 증가하더라도 그와 동시에  $1 - P(A \leq q, B \leq s) = P(\max[A', B'] > 1)$ 의 값이 비슷한 정도로 증가하기 때문에 개별 금융기관의 신용위험의 크기인  $P(A > q)$ 와  $P(B > s)$ 와는 큰 상관이 없다. 가장 중요한 요소는 분자인  $P(A > q, B > s) = P(\min[A', B'] > 1)$ 은 두 금융기관에서 동시에 신용위험이 발생하는 가능성을 표시하는 항목이고 이것이 연계계수의 변화를 결정한다.

#### 4. 분석자료 개관

분석을 위해서는 현재 존재하는 모든 금융기관의 자료를 이용해서 연계 효과를 측정하는 것이 가장 이상적일 수 있으나 이용 가능한 자료의 한계

로 인하여 분석 대상이 크게 축소되었다. 따라서 은행권역과 비은행권역의 신용위험 및 신용위험의 측면에서 파악한 연계성 분석을 위해 대상기업을 업종별로 최대한 세분하여 선택하였다.

권역은 은행권역과 비은행권역으로 구분하고 비은행권역에서 업종은 크게 손해보험, 증권, 상호저축, 여신전문 등 크게 4개 업종을 선정하여 각 부문에서 각각 3~4개의 기관을 선정하였다.

앞에서 언급하였듯이 은행 다음의 규모를 가진 생명보험회사, 그리고 상호금융조합의 경우 분석 대상에서 제외하였다. 생명보험의 경우 극소수의 회사만 상장되어 있어 부문 내의 연계효과의 분석이 불가능하고, 상장되지 못한 회사의 추가정보를 이용할 수 없는 점을 감안하였다.

그리고 본 논문의 추정 결과는 자료의 한계 때문에 해당 금융업에 속한 전체 기업을 분석할 수 없기 때문에 결과의 해석에 주의를 필요로 한다. 또한 일부 기업에서 나타날 수 있는 결과가 자의적으로 해석되는 것을 없애기 위해 실명으로 표기하는 것을 피하였다. 본 연구에 이용된 자료는 은행부문에서는 4개의 은행이 분석되었다(A~D 은행으로 표기). 다음으로 비은행권역에서 손해보험부문은 A~C 손해보험, 증권부문은 A~C 증권회사, 상호저축은행부문은 A~C 저축은행, 마지막으로 여신전문금융회사는 A~C 여신전문금융으로 표기하였다.

실증분석에서는 기업별 주가 및 일별 시가총액, 분기별 부채의 장부가액, 1년 만기 국고채 일별 금리 등을 기초자료로 사용하였다. 대부분의 자료의 경우 분석기간은 2000년 11월부터 2013년 3월까지의 자료를 대상으로 하였다. 일부 자료의 경우 가용 자료의 한계로 분석기간에 약간씩 차이가 있다.

은행의 경우 자료가 2002년부터 2013년 6월까지 포함되는 반면, 저축은행의 경우 일부은행은 2012년 이후의 기간은 상장폐지로 최근 자료가 누락되었다. 여신전문회사의 경우 특히 자료의 누락이 더욱 심각한데, A사의 경우 2007년 7월 이전의 자료, C사는 2009년 7월 이전의 자료가 누락되어 여전사와 다른 금융부문 간의 분석에 많은 제약이 있음을 감안하여 실증분석결과를 제한적으로 해석하여야 한다.

부채의 경우 분석에 일별자료가 필요하므로 대부분의 기존 연구의 방법을 따라 분기별 자료의 보간(interpolation)에 의한 일별자료를 생성하여 사

용하였다. 부채의 장부가액은 매분기 마지막 날을 기준으로 하였고, 자연 3차 스플라인(natural cubic spline) 함수를 이용하여 보간하였다. 기존의 연구에서는 해당기업의 분기별 부채 장부가액에서 표본기간 동안 유동, 고정부채로 세분화된 자료를 이용하였고 부채 총액자료에 유동부채에 고정부채의 1/2 금액을 합한 것으로 부채의 총액을 평가하였다.<sup>4)</sup> 그러나 본 연구에서는 이런 세분화된 자료를 구하지 못한 경우에는 유동, 고정부채로 세분화된 자료를 구할 수 있는 일부 기간의 자료를 이용하여, 부채의 총액과 앞에서 언급한 방식으로 계산된 부채총액 사이의 평균적인 비율을 구한 다음, 이 비율을 나머지 기간의 부채총액자료에 적용하여 구하였다.

#### IV. 실증분석

##### 1. 개별 기업별 건전성 추정 결과

###### 1) 개별 기업별 건전성 지표의 전체적 개관

먼저 은행, 손해보험, 증권 부문 등 5개 부문에서 선정된 각 부문별로 3~4개의 개별기업에 대한 건전성 지표의 분석결과를 전체적으로 살펴보면 다음과 같다. 표본기간 동안의 건전성 지표의 변화 추이는 <그림 1> ~ <그림 5>에 각각 제시되어 있다. 횡단면적 비교의 편의성을 위해 특정 시점을 선정하여 평균값을 계산한 후 이를 <표 3>에 제시하였다. <표 3>의 대각행렬의 위치에 제시된 숫자는 각 개별 기업의 건전성 지표를 반영하는 LDI를 2012년 6월 1개월 동안의 평균값이다. LDI 수치의 크기가 너무 작아 모든 수치에 1,000,000를 곱한 값을 표시하였다.

먼저, 은행부문의 경우 0.4~2.9 사이의 값으로 다른 부문에 비해 절대적 크기가 작을 뿐 아니라, 부문내의 은행 간의 편차도 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 이는 은행부문의 경우 다른 금융부문에 비해 신용위험의 크기가 작고, 은행 간 편차 또한 상대적으로 작음을 의미한다. 여기서

4) 대부분의 기존 연구에서 채권 만기를 1년으로 하고 부채의 장부가액을 계산하였다. Vassalou and Xing(2004)는 부채의 장부가액의 계산에서 유동부채는 전체를 반영하고, 고정부채는 전체의 절반을 반영하여 합산하였다고 밝히고 있다.



제시된 수치는 앞에서 식 (5)에서 계산한 확률로 자산의 가치가 부채의 가치 이하로 하락할 확률로 평가된다. 이는 일상적인 상황에서 해당기업의 자산과 부채 수준의 변동과 관련이 있는 확률로 일일변동의 범위에서는 그 가능성이 극히 낮은 것으로 평가되었다. 예를 들어 위에서 제시된 C은행의 2.9는 실제의 확률은  $2.9/1,000,000$  으로 거의 발생가능성이 없는 사건으로 평가된다.

이와 같이 발생가능성이 거의 없는 극단적인 수준의 임계점을 택하여 해당사건이 발생할 확률을 계산하는 이유는 해당 기업의 극단적 사건의 특성, 즉 자산의 수익률 분포의 꼬리 영역에서의 특성을 파악하는데 유리하기 때문이다. 극치이론에 따르면 꼬리영역의 특성이 극단적 사건의 확률분포적 특성을 잘 묘사하는 것으로 알려져 있다. 특히 이 연구에서는 이러한 꼬리영역을 선택하는 임계점을 기존의 연구에서 사용하듯이 분석자의 자의적인 선택(예를 들어, Slijkerman et al.(2005)에서는 수익률의 0.15)에 의한 분석이 아니라, 해당기업의 부채수준을 반영하는 임계점을 선택함으로써 객관성을 확보했다는 장점이 있다. 이런 극단적인 사건의 발생 확률 그 자체로서도 의미가 있을 수 있기도 하지만, 은행부문과 같이 안정적인 기업의 경우 이 확률의 절대적인 수준이 너무 낮게 추정되므로 오히려 이 확률의 추이가 해당기업의 신용위험의 측면에서 파악한 자산 건전성의 변화를 반영하므로 그 추이를 살펴보는 것도 유용하다. 이에 대한 더 자세한 설명은 다음의 소절에서 다시하기로 한다.

<표 3>에서 DLI 지수의 값이 은행부문, 손해보험, 여신전문, 증권, 그리고 저축은행의 순으로 증가하는 것으로 나타났다. <표 3>에서 손해보험은 0.2~4.0, 여전은 0.1~4.2, 증권은 16.7~86.6, 저축은행은 23.8~951.7로 각각 나타나, 저축은행부문의 경우 신용위험의 크기가 2012년 6월 현재 가장 심각한 상태인 것으로 나타났다. 특히 A 저축의 경우 951.7은 확률로 0.0009517로 이 확률을 주기개념으로 환산<sup>5)</sup>하면  $1/0.0009517 \times 1/250 = 4.2$ 로 평균적으로 4.2년 주기로 심각한 자산의 건전성에 위험 신호가 오는 것

5) 일별 자료에서 특정 사건이 발생할 확률의 역수는 해당 특정 사건이 평균적으로 몇 일에 한번 정도 발생하는지에 대한 정보로 해석이 가능하다. 예를 들어, 일별자료에서 100일 중 평균적으로 5번 정도 발생하는 위험은 5%의 확률로 발생하는 위험으로 분류되고, 이 확률의 역수인 20일이 평균적인 주기로 해석 가능하다. 이를 연간 발생 주기로 환산하기 위해 연간 일수인 250으로 다시 나누었다.

으로 해석된다. 이 당시 이후 다수의 저축은행이 영업정지 및 상장 폐지되는 현실을 잘 반영하는 지표로 판단된다.

## 2) 은행부문의 기업별 건전성 지표의 추이

은행 권역에 대한 건전성 지표의 추이 분석 결과는 <그림 4>에 나타나 있다. 분석대상 기간 2002년부터 2013년까지 각 은행의 DLI는 매우 낮은 수준을 유지하고 있다. 예를 들어 추세 중 모든 은행들이 가장 높은 수준을 보이는 2003년 3월과 2008년 11월의 경우에도 추정치 자체는 매우 낮은 수준으로 은행들의 건전성은 상대적으로 양호하게 유지되고 있는 것으로 나타나고 있으며 이는 안정성을 중요시하는 은행업의 특성을 고려한다면 타당한 추정결과라고 할 수 있다.

하지만 각 은행 DLI의 시계열적 추이를 살펴보면 몇 가지 시사점을 얻을 수 있다. 먼저 대부분 은행의 경우 2002년 - 2003년, 2008년 - 2009년, 그리고 2011년 이후부터 최근까지의 시기에 DLI의 수치가 상대적으로 급등하는 현상이 나타난다. 이 시기에 있었던 외부적 요인인 카드대란, 혹은 국제적 금융위기 등의 여파로 인한 금융시장 전체의 신용위험의 증가가 반영되는 것으로 나타나, DLI 지수가 개별기업에 영향을 미치는 경제 전반적인 상황이 잘 반영되고 있는 것으로 판단된다.

개별 은행 별로 살펴보면, A은행은 2008년 글로벌 금융위기 전까지 매우 낮은 수준의 DLI를 유지했다. 하지만 2007년 이후 파생상품판매 문제와 전 세계적인 금융위기 여파 등의 원인으로 단기적으로 다른 은행에 비해 높은 DLI를 시현하고 있다. 이는 2009년까지 지속적으로 나타나고 있다. 마지막으로 B은행의 경우는 2002년부터 2013년까지 전반적으로 매우 낮은 DLI를 보이고 있다 하지만 2011년 말부터 다른 두 은행에 비해 다소 높은 DLI를 보이고 있다. C은행의 경우 2003년 3월과 글로벌 금융위기 기간인 2008년 11월에 다른 기간에 비해 상대적으로 높은 DLI를 보이고 있다. 또한 C은행의 DLI는 다른 은행에 비해 지속적으로 높은 수준을 유지하고 있다. D은행의 경우 외환위기 이후 2002년 초반부터 2003년 3월을 정점으로 지속적으로 높은 DLI를 보이고 있으나 추정치의 수준 자체는 매우 낮아 이 은행의 자산건전성은 매우 높은 수준이라고 할 수 있다. D은행

의 경우 2002년에서 2004년 사이에 여러 카드회사와 증권회사 그리고 다른 은행과의 공격적인 인수·합병의 영향으로 상대적으로 높은 DLI가 실현된 것으로 보인다.

결론적으로 신용위험의 측면에서 파악한 은행의 건전성을 측정하는 DLI 지수의 추이를 살펴보면 중요한 위기 상황 즉 2003년 카드사태, 2008년 글로벌 금융위기 그리고 2011년 유럽의 재정위기와 같은 큰 사건(event)가 일어날 경우 건전성이 악화되는 추세를 보이지만 각 은행의 절대적 수준을 평가하면 은행부문의 전반적인 건전성은 매우 양호한 수준이라고 판단할 수 있다.

### 3) 손해보험사

주어진 자료의 한계로 인해 현재 실증 분석이 가능한 손해보험사는 A~C 회사이며 분석 결과는 <그림 5>에서 찾아 볼 수 있다. 외환위기 이후 보험회사의 강도 높은 구조조정의 여파로 인해 B손해보험사의 경우 DLI가 다른 두 회사에 비해 2001년 초반 까지 매우 높은 수준을 보이고 있다. B손해보험사가 가장 높은 DLI를 보인 2000년 12월 20일로 DLI가 0.00124로 이를 연간 주기 기준으로 환산하면 (250일 영업일 기준)  $1/0.00124 * 1/250 = 3.2$ 로 나타나고 있는데 이는 평균적으로 3.2년 주기로 심각한 자산의 건전성에 위험 신호가 오는 것으로 해석된다. 이는 불의의 사고를 보장하기 위한 보험회사의 설립 근거를 생각해 보면 비정상적으로 높은 수준이라고 할 수 있다.<sup>6)</sup> 그 당시 일부 보험사가 부실금융기관으로 지정되었던 사실을 감안하면 DLI의 높은 수치는 이러한 특성을 잘 반영했던 것으로 평가된다.

B손해보험사는 1999년 12월에서야 경영개선조치 대상 금융기관에서 벗어나는 등 상대적으로 다른 두 손해보험회사에 비해 재무구조가 취약하였다. 2000년 10월까지의 약 200억 원대의 적자를 기록하였으나 1년 뒤에는 700억 원에 가까운 당기순이익을 기록하였다. 또한 2002년 말부터 2003년

6) 2001년 3월 대한화재, 국제화재 및 리젠트화재가 금융위원회에 의해 부실금융기관으로 지정되었다. 이 중 리젠트화재는 2002년 6월 동 회사의 보험계약을 동양, 삼성, 현대, LG, 동부화재로 이관하였다.

중반까지 높은 수준의 DLI를 보였다. 2003년 3월 10일에는 DLI가 0.000311을 보이는 데 이를 연간 주기 기준으로 환산하면 12.9년으로서 약 13년에 한 번 정도 기업에 신용위험의 측면에서 건전성이 다소 악화되었음을 의미한다. 또한 DLI가 2003년에 다시 상승하는 모습을 보인다. 이는 B손해보험의 당기순익이 668억원으로, 전년 동기 대비 37.1% 감소하였다. 당기순이익 감소 원인으로는 보험영업에서 손실규모가 줄어들었음에도 투자영업이익 규모가 대폭 감소했기 때문으로 추정된다. 하지만 2000년 초반과는 달리 이후로는 DLI가 매우 낮은 수준을 유지하고 있어 B손해보험의 건전성이 매우 높은 수준으로 전환되었다. C손해보험은 2000년 12월에 DLI가 다소 높은 0.000210을 보이고 있다. 이를 연간 단위로 환산하면 평균 19년 주기의 신용위험에 노출된 것으로 평가되었다. 반면 상대적으로 다른 손해보험에 비해 건실한 재무구조를 가지고 있던 A손해보험의 경우에는 전 기간에 걸쳐 매우 낮은 DLI를 보이고 있다. 즉 전 기간에 걸쳐 기업의 부실화 가능성이 거의 나타나지 않고 있어 보험회사로서의 안전성을 잘 보여 주고 있다.

전체적으로 손해보험회사는 2003년 카드사태 시기에 일부 손해보험이 다소 높은 DLI를 보이는 것을 말고는 나머지 금융위기 기간에는 매우 낮은 부실화 위험을 나타내며 특히 최근에 손해보험회사의 건전성이 크게 개선되고 있음을 알 수 있다.

#### 4) 증권회사

증권회사의 추정 결과는 <그림 6>에서 나타나 있다. 증권회사는 외환위기 과정에서 역외펀드와 지급보증 등으로 인한 부실 여신 발생으로 부실화된 증권사들에 대한 대규모 구조조정 과정을 거쳤다. 또한 2000년대 이후에는 단기적인 주식시장 호황으로 인해 경영사정이 회복되었다. 이를 반영하듯 2008년 이전까지 분석대상 증권회사의 DLI는 매우 낮은 수준을 유지하였다.

먼저 A증권회사를 살펴보면 2008년 글로벌 금융위기 기간 중에는 DLI가 가장 높았던 시기에 DLI 값이 0.000238까지 상대적으로 높게 치솟으며, 연간 주기 기준으로 환산하면 17년으로 신용위험의 측면에서 평가한 자산

의 건전성이 다소 악화되었다. 정책 당국의 적극적인 정책에 힘입어 외환 시장이 안정화 되는 추세와 비슷한 시기에 A증권회사의 DLI도 안정화되는 모습을 보이고 있다. 한편 2011년 9월 말 유럽 재정위기로 인한 불확실성 확대될 때 종합주가가 연중 최저치를 기록할 때 3개의 증권사 모두 DLI가 증가했으나 이 중 A증권회사의 DLI가 다른 증권회사 보다 매우 빠르게 증가함을 알 수 있다. 이때 가장 높은 DLI의 경우는 0.000305로 오히려 2008년의 경우 보다 더 취약해진 모습을 보이고 있다.

다음으로 C증권회사의 DLI는 매우 특이한 모습을 보이고 있는데 2008년 금융위기의 시기에도 상대적으로 안정적이었던 추세가, 다른 증권사와 다르게 최근 들어 DLI가 빠르게 증가하고 있다. 최근에는 A 증권에 비해 두 배 이상의 DLI가 측정되었다. 이를 연간 주기 기준으로 환산할 경우 18.5년 주기로 실질적으로 크게 위험한 수준은 아니라고 할 수 있지만, 이에 대한 원인을 구조적으로 파악해야 할 것으로 판단된다. 외환위기 여러 가지 변화 경영 환경을 거쳐 왔던 B 증권회사는 최근의 글로벌 금융위기를 포함한 전 기간에 걸쳐 상대적으로 다른 두 증권회사에 비해 낮은 DLI를 보이고 있으며 안정된 모습을 시현하고 있다.

증권회사의 경우는 분석 대상 증권회사들의 경우는 다른 요인보다 특히 국제 금융시장의 변동성에 민감하게 반응하는 면을 나타내고 있지만 절대 수준 자체에서는 안정적인 건전성 수준을 유지하고 있다고 판단된다.

## 5) 저축은행

저축은행은 2011년 초에 발생한 저축은행 부실화 문제가 본격적으로 현실화 되어 2012년 상반기까지 2010년 말 기준 105개의 약 20% 가량인 20개의 저축은행이 영업정지 되었다. 본 연구에서 분석대상인 A~C저축은행 역시 영업정지나 상장폐지 등 많은 문제점을 나타내고 있다. 하지만 다른 권역간의 연계효과를 분석하기 위해 분석 대상에 포함한다. 2011년 2월 이후 영업정지 사태로부터 발생된 저축은행의 타 부분으로의 파급 효과는 추후에 분석하기로 하고 여기서는 먼저 개별 저축은행의 DLI를 살펴보기로 한다.

<그림 7>에 제시된 결과에 따르면 개별 기업의 DLI에서 쉽게 알 수 있

듯이 저축은행의 DLI는 분석기간 전반을 통해 매우 비정상적으로 높은 수준이었음을 알 수 있다. 분석대상 저축은행 중 B저축은행은 2008년 10월 분석 3개 저축은행 중 가장 높은 DLI가 나타났다. 이 당시 B저축은행의 DLI는 0.0038로 이를 연간 주기 기준으로 환산하면 1.05이다. 이는 평균적으로 1년 6개월 정도에 한 번 정도 신용위험 측면에서 파악한 건전성에 위험이 나타날 수 있는 수준이라고 할 수 있다. 이는 건전성과 안정성을 중시하는 금융기관으로서는 비정상적으로 높은 확률이라고 할 수 있다.

다음으로 A저축은행은 다른 일부 기간만 높은 부실 위험을 보이는 다른 저축은행과 달리 비교적 전 기간에 걸쳐 높은 DLI를 보이며 특히 2008년 이후 그 이전 기간에 비하여 높은 DLI를 지속적으로 보이고 있다. 마지막으로 C저축은행은 전 기간에 걸쳐 낮은 DLI를 보이다 2012년 10월 DLI가 상승하고 있다. 이는 2012년 11월의 영업정지 전에 나타나고 있다. 이는 앞에서 언급한 바와 같이 DLI 자체는 해당 기업의 부도와 직접적인 관련은 없지만, 신용리스크 상의 심각한 위험에 대한 지수의 역할에 대한 가능성을 보여주는 사례로 평가된다.

#### 6) 여신전문금융회사

신용카드업, 시설대여업, 할부금융업, 신기술사업금융업 등 수신 기능 없이 여신업무만을 행하는 금융기관을 여신전문금융회사로 정의한다. 본 연구에서의 분석 대상 중 이용 가능한 회사 3개 A~C여신전문금융회사를 선정하여 분석하였다. <그림 8>에 나타나 있는 DLI를 분석해 보면 A여신전문회사를 제외한 나머지 두 개의 여신전문금융회사의 DLI는 0에 가까울 정도로 매우 낮게 나타나 신용위험으로 판단한 기업의 건전성이 매우 높은 수준으로 나타났다. 반면 2009년 A여신전문회사의 DLI는 0.00179로 연간 주기 기준으로 환산하면 2.3으로 나타나, 2년 4개월 주기로 신용위험의 측면에서의 위험 징후가 나타날 수 있다는 의미로 금융기관의 건전성이라는 측면에서는 매우 높은 수준의 신용위험을 갖고 있는 것으로 판단된다. C여신전문회사의 경우는 표본의 분석시기 자체가 2009년 7월 이후만 포함되므로 중요한 경제 위기를 포함하지 않고 있기 때문에 추정 결과에 대한 해석에 주의가 요구된다. 반면 B여신전문회사의 경우는 2007년부터 포

함된 분석 기간 전체에 걸쳐 매우 안정적인 모습을 보이고 있다.

## 2. 업종 내 기업 간 LKM 추정 결과

업종 내 기업 간 상호연계의 정도인 연계계수 LKM의 추정하여 제시한다. 앞에서 DLI 지수의 경우와 마찬가지로 연계계수의 부문별 추이를 살펴보는 <그림 9>에서 <그림 13>과 횡단면적 비교의 편의성을 위해 특정 시점을 선정하여 평균값을 계산한 후 이를 <표 3>에 제시하였다. <표 3>의 각 부문별 대각행렬 이외의 위치에 제시된 숫자는 개별 기업 간의 연계계수 지표인 LKM인데, 2012년 6월 1개월 동안의 평균값이다. LKM 수치에 100를 곱한 값인 퍼센티지(%)로 표시하였다.

먼저, 전체적으로 연계계수는 무시할 만한 수준이 아닌 것으로 나타난 경우가 다수 있다. 은행부문의 경우 A은행은 특히 다른 은행과의 연계효과로 측정되는 시스템적 리스크에 많이 노출되어 있는 것으로 판단된다. 이는 A은행과 B은행 사이의 평균적 연계계수가 9.9%, A은행과 C은행 사이의 평균적 연계계수가 2.6%로 각각 측정되어 다른 은행과 신용위험의 전이에 상대적으로 취약한 것으로 판단된다.

이에 반해 손해보험 부문의 경우 이수치가 모두 1% 혹은 그 이하로 나타나 신용위험의 측면에서 개별기업 간의 전이가 거의 없는 것으로 판단되고 이는 이 특정 시기(2012년 6월) 동안 손해보험 부문은 신용위험의 측면에서 평가한 시스템적 리스크는 상당히 양호한 상태인 것으로 평가된다.

이에 반해 증권부문의 경우 개별기업 간의 모든 조합에서 7.8%, 3.8%, 2.8%로 각각 나타나 신용위험의 시스템적 리스크가 무시할 만한 수준이 아닌 것으로 평가된다.

저축은행의 경우 특정 저축은행 사이의 수치가 24%로 상당히 높은 연계성을 보여 저축은행부문의 시스템적 위험을 상당히 반영하는 것으로 보였다. 물론 자료의 한계로 인해 해당부문의 모든 개별기관 간의 비교를 하지 못한 한계는 있지만, 특별한 국내외 금융위기 상황이 없었음에도 불구하고 일부 기업 사이의 LMK이 높게 측정되었다는 사실은 이 부문의 시스템적 리스크의 개연성을 보이는 것으로 판단된다.

여신 및 카드 부문의 경우 연계효과가 예상외로 낮게 나왔지만, 이는 비

교되는 기업에 여신전문회사와 카드사라는 전혀 다른 성격의 기업이 한 업종으로 분류되어 이들 간의 연계효과를 측정했기 때문으로 판단된다. 그리고 두 개별기업의 자료가 각각 2007년과 2009년 이후로 한정되어 연계효과의 측정에서 이 시기 이전의 금융위기 상황을 전혀 반영하지 못하는 한계가 있는 점도 결과의 해석에 반영하여야 한다.

지금까지의 분석은 2012년 6월이라는 특정시점에서의 횡단면 비교에 치중하였지만, 앞에서 언급한바와 같이 LKM지수의 절대적인 수치와 아울러 상대적인 추이 또한 시스템적 리스크의 변화 방향을 보여주는 것으로 판단된다. 다음의 소절에서는 각 부문별로 개별기업 간의 연계계수 LKM의 추이의 분석결과인 <그림 9>에서 <그림 13>까지에 대한 설명을 하였다.

### 1) 은행

은행 간의 조합은 A은행과 B은행의 조합을 제외하고는 전반적으로 낮은 연계관계를 보이고 있다. A은행과 B은행 사이의 LKM를 살펴 보면 2004년 초부터 시작하여 2008년 초반까지는 0.15 즉 15% 정도의 평균 연계성을 중심으로 등락을 거듭한다. 동 시기에서는 최고 30% 이상의 연계효과를 자주 보여 주고 있어, 두 은행 중 한 은행에서의 신용리스크의 위험은 다른 은행으로 전이될 가능성이 상당히 높음을 보여준다. 반면 예상과 달리 오히려 카드 사태나 글로벌 금융위기 같은 기간에 연계효과가 다소 낮게 나타난다. 그 이유 중 하나는 식(9)에서의 추정방법과 관련이 있다. 즉, 분모에 추정되는  $1 - P(A \leq q, B \leq s) = P(\max[A', B'] > 1)$ 는 두 은행 중 적어도 어느 한 은행에서 신용위험이 발생할 가능성을 측정하는 확률이다. 분자의 항목에서  $P(A > q, B > s) = P(\min[A', B'] > 1)$ 은 두 은행에서 동시에 신용위험이 발생하는 가능성을 표시하는 항목에 해당한다. 그런데 추정의 결과 분모에 해당하는 위험은 금융위기 기간에 상당한 정도로 증가하는 것에 비해 연계의 정도와 관련있는 것으로 유추되는 분자의 값은 상대적인 변화가 작아 오히려 연계효과가 줄어드는 것으로 나타난다. 나머지 은행들의 조합은 상대적으로 낮게 나타난다. 그 중에는 A은행과 C은행의 연계관계가 나타나지만 그 절대적 크기로 볼 때는 효과가 미미하다고 할 수 있다.



## 2) 손해보험사

A손해보험과 B손해보험, A손해보험과 C손해보험의 경우에는 LKM를 이용해 추정한 연계효과가 크게 나타나지 않았지만 두 조합 중에서는 A손해보험과 C손해보험의 연계효과가 A손해보험과 B손해보험 조합보다는 높게 나타난다. 반면 B손해보험과 C손해보험의 경우는 두 기업 각기의 DLI가 높았던 2000년에서 2001년 사이에는 역시 연계관계가 다른 기간에 비해 높게 나왔으며 2004년 후반에서 2006년 초반 사이 그리고 2008년 말에서 2009년 중반까지 기간에서도 연계관계가 10% 수준으로 나타나고 있다.

전체적으로 2009년 이후 5% 이내의 수준으로 안정화되었던 LKM지수가 2012년 이후에는 이수치가 모두 1% 혹은 그 이하로 나타나 신용위험의 측면에서 평가한 시스템적 리스크는 상당히 양호한 상태로 개선된 것으로 평가된다.

## 3) 증권회사

증권회사 간의 연계효과는 다른 업종 부문에 비해 높게 나타나는 편이다. B증권과 C증권의 조합의 경우는 최고 0.45에 가까운 연계성을 전 기간에 걸쳐 자주 보인다. 특히 2008년 글로벌 금융위기 이후부터 2012년 초반까지는 평균적으로 0.35 이상의 높은 연계관계를 보이고 있다. 두 기업 중 어느 기업의 영향에 따라 이렇게 높은 연계관계를 보이는 지에 대해서는 현재의 자료와 분석 방법으로는 이에 대한 구조적 원인을 파악하기 쉽지 않다.<sup>7)</sup> 따라서 이에 대한 통계적 유의성 판단 및 분석 기법의 개발이 필요하다고 판단된다. 하지만 통계적 유의성을 바탕으로 두 기업의 부도확률 간의 인과관계나 충격의 방향성 등을 정확하게 찾아낼 수는 없으나 현재 추정된 LKM를 통해 부도 가능성의 전이 가능성에 대해서는 부분적인 추론이 가능할 수 있다. 예를 들어 B증권의 DLI가 매우 작기 때문에 C증권과의 관계를 통해 보면 두 기업 중 다소 높은 DLI를 가진 기업에 의한 것이라는 가설을 제시해 볼 수 있다.

다음으로 A증권과 B증권의 LKM 자체는 B증권과 C증권 조합과 비슷한

7) 이를 위해서는 보다 다양한 개별기업에 대한 기초자료가 필요하다. 하지만 자료 수집이 쉽지 않아 이를 보완할 방법론 또한 필요하다. 예를 들어 자료주기가 다른 자료의 경우에는 최근 개발되고 있는 mixed frequency data analysis와 같은 방법론도 고려될 수 있을 것이다.

형태를 보이고 있으나 연계효과가 그에 비해 작다. 가장 높은 연계관계가 10% 정도 수준으로 나오고 있다. 특기 할 점은 2011년 말 이후 감소하는 형태를 보이는 A증권과 C증권, 그리고 B증권과 C증권의 조합과 달리 연계관계가 지속적으로 높아지는 패턴을 보이고 있는 점이다. A증권과 C증권은 거의 전 기간에 걸쳐서 낮은 LKM를 보이고 있다.

전체적으로 보면 증권부문의 경우 개별기업의 일부 조합에서 최근 시스템적 리스크가 증가하는 경향을 보이고 그 수준 또한 무시할 만한 수준이 아닌 것으로 평가되어 지속적인 모니터링이 필요해 보인다.

#### 4) 저축은행

저축은행의 경우는 증권업종과 더불어 가장 높은 연계관계를 보이고 있다. A저축은행과 C저축은행을 살펴보면 2007년 이전까지는 A저축은행의 개별 DLI와 매우 유사한 움직임을 보이지만 2011년 이후에서는 C저축은행의 DLI와 거의 동일한 움직임을 보이고 있음을 알 수 있다. 즉 2011년 이후 C저축은행의 부실이 심화되고 이에 따라 DLI가 빠른 속도로 높아지는 현상을 나타낸다고 할 수 있다. A저축은행과 B저축은행의 경우에도 비슷한 효과를 보이고 있다. 이 경우에는 연계효과가 일부분에서 낮게 나타나지만 전반적으로 A저축은행 DLI의 움직임과 다소 비슷한 패턴을 보이고 있다. B저축은행과 C저축은행의 경우에는 초기에는 20%에 가까운 연계효과를 보이고 그 이후에도 일부 구간에서도 10%에 가까운 연계효과를 보이고 있다. 이 조합에서는 특별히 한 기업의 DLI에 영향을 받는 모습을 보이지는 않고 있다.

전체적으로 저축은행부문은 분석 대상의 전 기간에서 수시로 높은 수준의 시스템적 리스크를 노출하고 있다. 이는 LKM지수의 최근 발생한 저축은행부문에서의 대규모 영업정지 사태 등과 같은 현상에 대한 설명력을 보여주는 것으로 판단된다. 특별한 국내외 금융위기 상황이 없었던 시기에 일부 기업 사이의 LMK이 높게 측정되었다는 사실은 이 부문의 시스템적 리스크가 구조적인 문제였던 것임을 보여주는 증거로 판단된다.

## 5) 여신전문회사

여신전문회사의 분석 대상은 B여신전문회사와 C여신전문회사 그리고 A여신전문회사와 C여신전문회사의 경우 모두 매우 낮은 연관관계를 보이고 있다. 이 업종은 카드나 파이낸셜 등 상당히 상이한 업종이 함께 포함되어 업종 간의 연계효과가 사실상 다른 성격을 띤 개별기업간의 비교인 점을 감안해야 한다. 또한 분석 대상의 일부 여신전문회사의 경우 자료가 2009년 이후부터 구할 수 있기 때문에 전체적인 패턴을 분석하기가 쉽지 않은 점이 있어 이 부문의 업종 내의 연계효과에 대한 해석은 제한적으로 이루어져야 한다.

〈표 3〉 금융부문 16개 개별기업의 건전성지수(DLI) 및 연계효과(LKM)

(2012년6월평균)

		은행부문				손해보험			증권부문			저축은행			여신전문		
		A	B	C	D	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
은행 부문	A	0.7	9.879	2.557	0.006	0.001	0.066	0.170	0.019	0.018	0.001	0.073	0.019	0.013	0.001	0.037	0.021
	B		1.6	0.064	0.017	0.003	0.000	0.037	0.011	0.009	0.004	0.050	0.040	0.012	0.012	0.606	0.186
	C			2.9	0.036	0.003	0.009	0.042	0.001	0.002	0.000	0.031	0.000	0.001	0.007	0.580	0.000
	D				0.4	0.089	0.130	0.015	0.002	0.007	0.011	0.000	0.000	0.002	0.000	3.576	0.011
손해 보험	A					0.2	0.451	0.872	0.008	0.084	0.022	0.029	0.002	0.013	0.000	2.499	1.647
	B						3.1	1.088	0.002	0.014	0.025	0.000	0.000	0.055	0.002	1.933	0.120
	C							4.0	0.063	0.497	0.115	0.008	0.001	0.020	0.033	0.875	0.050
증권 부문	A								79.2	7.794	2.790	1.582	0.079	0.786	0.587	0.319	0.003
	B									16.7	3.797	0.607	0.027	0.898	0.309	0.119	0.019
	C										86.6	0.053	0.013	0.638	0.726	0.000	0.014
저축 은행	A											951.7	0.338	24.004	4.471	0.312	0.288
	B												23.8	0.008	0.424	0.001	0.001
	C													162.4	3.420	0.033	0.345
여신 전문	A														41.9	0.000	0.036
	B															0.1	0.312
	C																0.9

주 : 표의 값은 2012년 6월 평균값임. 대각행렬에 해당하는 부분은 개별기업의 DLI×1,000,000, 나머지 부분은 연계효과(LKM)×100 을 각각 나타냄. 노란색으로 표시된 블록은 각 금융부문에서의 부문 내의 연계효과, 회색이나 표시하지 않은 부문은 다른 부문에 각각 속한 개별기업 간의 연계효과를 표시함.

### 3. 업종 간 연계관계 추정결과

업종별 기업 간 교차 연계효과의 분석을 위해 <그림 14>부터 <그림 23>에는 연계계수의 부문별 추이를 살펴보고 2012년 6월 동안의 횡단면적 비교를 위해 <표 3>에 평균적 LKM 지수의 값을 제시하였다. <표 3>의 각 부문별 대각행렬 이외의 위치에 제시된 숫자는 개별 기업 간의 연계계수 지표인 LKM인데, 2012년 6월 1개월 동안의 평균값이다. LKM 수치에 100를 곱한 값인 퍼센티지(%)로 표시하였다.

분석의 결과, 다른 업종에 속한 개별기업 사이의 연계효과는 업종 내에서의 경우와는 달리 거의 연계효과가 없는 것으로 나타났다. 은행부문의 경우 거의 모든 다른 금융부문 개별기관과의 연계효과는 없는 것으로 나타났다. 유일하게 약간의 연계효과를 지닌 것으로 나타난 것이 D은행과 여신부문의 B여전인데 연계성의 정도가 3.6% 정도로 나타났다. 이를 제외한 나머지의 결과가 의미하는 바는 은행의 경우 상대적으로 은행간의 시스템적 리스크에는 노출이 되었지만, 비은행 금융권과의 시스템적 리스크는 미약한 것으로 판단된다.

비은행권역간의 비교에서도 거의 연계효과가 없는 것으로 나타났다. 저축은행의 경우, 업종내 연계효과의 경우와는 달리 다른 금융부문과의 연계효과는 거의 없는 것으로 나타났다. 특히 은행부문이나 손해보험부문과의 LKM 지수의 값이 0.073%이하의 수치를 보이고 있어 그 연계의 정도가 극히 미미한 것으로 보여진다. 이러한 결과는 2012년에 있었던 저축은행의 시스템적 리스크가 저축은행 부문에 국한되고 다른 금융부문으로 전이가 되지 않았던 현실과 잘 부합되는 결과라고 평가된다.

여신부문의 경우 미약하기는 하지만 간혹 어느 정도의 연계효과를 보인다. B카드의 경우 D은행과의 LKM이 3.6%, A보험과는 2.5%, A여신전문금융은 저축은행과 연계효과가 각각 4.5%, 0.4%, 3.4%로 무시할 만한 수준은 아닌 것으로 보인다. 그러나 전체적으로 여신전문금융부문의 경우 타부문의 개별기업과의 연계성이 미약한 것으로 보이고, 앞에서 언급한 바와 마찬가지로 특히 여전의 경우 일부의 자료가 2007년과 2009년 이후의 기간만 포함되어 분석되는 자료의 한계를 고려하여 결과의 해석은 제한적인 수준에서 이루어져야 한다.

다음의 소절에서는 은행권역과 비은행권역의 업종별 금융기관 간 교차 연계효과 LKM의 추이의 분석결과인 <그림 14>에서 <그림 17>까지에서 설명을 하였다. 그리고 <그림 18>에서 <그림 23>에서는 비은행 개별기업 간의 분석을 제시한다.

### 1) 은행권역과 비은행권역

은행권역과 비은행권역 사이에는 전반적으로 연계성이 없는 것으로 나타났다. 은행과 손해보험회사간의 관계는 연계관계가 높지 않다. 보험사의 자산 운용 중 (생명보험 포함) 5.5% 정도로 추정된다.<sup>8)</sup> 따라서 4개 은행과 3개 손해보험을 통해 전체적인 연계관계를 특정화하기 쉽지 않지만 추정된 LKM를 바탕으로 볼 때 손해보험과 은행 간의 신용위험의 연계효과가 거의 없다고 판단된다. 그 중 A보험과 D은행의 연계효과가 2008년과 2010년 전반기 중에는 다른 기업들 간의 연계관계에 비해서는 상대적으로 높게 나오지만 여전히 2%미만으로 아주 낮은 수준이다. 다음으로 은행과 증권회사, 그리고 은행과 저축은행 간의 연계효과도 매우 작게 나온다.

하지만 은행과 여신전문회사 간의 연계효과는 상대적으로 높게 나오고 있지만 가장 높은 시기에도 5%수준을 넘지 않는다. 여신전문회사의 경우에는 본 연구에서 분석한 기관들을 포함한 전체 카드사 및 캐피탈회사에 대한 자료에서 자금조달액의 72.3%를 은행, 보험, 그리고 증권사를 통해서 조달하고 있는 현황을 반영하고 있다고 할 수 있다. A여전과 A은행의 경우는 2004년 초반과 2007년 초반의 연계효과가 높게 나타나고 있다. 또한 B여전과 A은행의 경우는 2008년부터 2009년 사이에 상대적으로 높은 연계효과를 보이고 있다. B여전과 D은행의 경우는 2012년 이후 연계관계가 높아지고 있다. 이는 다른 여신전문회사에 비해 B여전의 규모 자체가 크고 이에 따라 은행과 거래 규모가 크기 때문으로 추정된다.

### 2) 비은행권역 간 업종별

비은행권역 간에서도 연계효과는 낮은 수준을 보이고 있다. 손해보험회

8) 이하에 사용된 연계규모 자료는 한국은행, 『금융권역별 상호연계구조』(2013)에서 참고하였다.

사와 증권회사의 조합에서는 낮은 연계관계를 보이고 있다. 손해보험회사와 증권회사의 9개 조합 중 다른 조합에 비해 높게 나오는 것은 A보험과 A증권 그리고 A보험과 B증권이다. 두 조합의 경우에서도 다른 회사에 비해 상대적으로 규모가 큰 회사의 조합에서 연계효과가 높게 나타나는 것을 파악할 수 있다. 손해보험과 저축은행의 경우에도 연계관계는 거의 나타나지 않는다. 다음으로 보험회사와 여신전문회사는 높은 연계관계를 나타낸다. 이는 여신전문회사의 자금조달 중 증권과 은행 다음으로 보험회사로 부터의 자금조달이 크다는 점을 반영하고 있는 것으로 보인다. 이 중 B보험과 B여전의 조합이 18%에 가까운 연계관계를 보이고 있으며 다음으로는 C보험과 B여전의 조합이 높게 나타나는 것을 볼 수 있다. 증권회사와 저축은행의 경우에는 A증권과 A저축은행과의 연계관계가 다른 조합에 비해 상대적으로 높게 나타나고 있다. 증권과 여신전문회사는 B증권과 B여전의 연계효과가 다른 조합에 비해 높게 나온다. 마지막으로 저축회사와 여신전문회사는 9개의 조합 중 3개의 조합이 비교적 높은 연계관계를 보여 시기에 따라 4%~12% 정도의 연계효과를 보여 두 부문 사이에 상당한 정도의 시스템적 리스크의 연관성이 존재하는 것으로 판단된다.

비은행권역별 기업 간의 연계관계에서는 여신전문회사와의 다른 금융 부문에 속하는 개별 기업과의 조합에서 LKM가 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 여신전문회사가 자금 조달의 상당 부분을 은행, 보험 그리고 증권회사로부터 조달하고 있는 현실을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

## V. 결론

본 연구는 재무구조를 반영하는 금융부문의 신용리스크와 금융기관간의 상호의존성 측정을 통해 자산의 시장가치가 논문에서 설정한 임계점보다 작아질 확률로 정의되는 건전성지표를 기존 연구에서 일반적으로 사용되는 정규분포 대신 현실성이 높은 극치이론에 기초해 계산하였다.

이를 통해 먼저 개별 은행에서는 DLI가 낮게 나타나고 있다. 하지만 은행의 DLI 추이를 살펴보면 중요한 위기 상황 즉 2003년 카드사태, 2008년 글로벌 금융위기 그리고 2011년 유럽의 재정위기와 같은 큰 사건(event)가

일어날 경우 상승하는 추세를 보이지만 절대적 수준은 매우 낮다. 손해보험 회사는 2003년 카드사태 시기에 일부 보험의 다소 높은 DLI를 보이는 것을 말고 낮은 수준의 DLI를 보이고 있다. 증권업은 DLI의 변동성이 주로 국제 금융시장의 변동성에 민감하게 반응하는 편인 것으로 분석된다. 저축은행은 다른 업종에 비해 DLI가 매우 높을 뿐만 아니라 비정상적으로 변동성이 높게 나타나는 모습을 보이고 있다. 여신전문회사는 일부를 제외하고는 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있다.

업종 내에서 나타나는 연계효과를 살펴보면 은행 간의 조합은 A은행과 B은행의 조합을 제외하고는 전반적으로 낮은 연관관계를 보이고 있다. A은행과 B은행의 LKM를 살펴보면 2004년 초부터 시작하여 2008년 초반까지는 0.15 즉 15% 정도의 평균 연계성을 중심으로 등락을 거듭하고 있으며 최고 30% 이상의 연계효과를 보이기도 한다. 손해보험회사는 A보험과 B보험, A보험과 C보험의 경우에는 LKM를 이용해 추정한 연계효과가 크게 나타나지 않았지만 두 조합 중에서는 A보험과 C보험의 연계효과가 A보험과 B보험의 조합보다는 높게 나타난다. 증권회사 간의 연계효과는 다른 업종 부분에 비해 높게 나타나는 편이다. B증권과 C증권의 조합의 경우는 최고 0.45에 가까운 연계성을 전 기간에 걸쳐 자주 보인다. 특히 2008년 글로벌 금융위기 이후부터 2012년 초반까지는 평균적으로 0.35 이상의 높은 연계관계를 보이고 있다. 저축은행의 경우는 증권업종과 더 붙어 가장 높은 연계관계를 보이고 있다. A저축은행과 C저축은행을 살펴보면 2007년 이전까지는 A저축은행의 개별 DLI와 매우 유사한 움직임을 보이지만 2011년 이후에서는 C저축은행의 DLI와 거의 동일한 움직임을 보이고 있음을 알 수 있다. 반면 여신전문회사 간에는 특별한 움직임을 보이고 있지 않다.

업종 간의 연계관계를 살펴보면 은행권역과 비은행권역에서 은행과 손해보험회사간에는 연계관계가 높지 않으며 LKM을 토대로 볼 때 손해보험과 은행 간의 부도 가능성의 연계효과가 작다고 판단된다. 은행과 증권회사, 그리고 은행과 저축은행 간의 연계효과도 작게 나온다. 은행과 여신전문회사 간의 연계관계는 상대적으로 높게 나오고 있다. 여신전문회사의 경우에는 본 연구에서 분석한 기관들을 포함한 전체 카드사 및 캐피탈회사를 분석한 결과 자금조달액의 72.3%를 은행, 보험, 그리고 증권사를 통

해서 조달하고 있는 현황을 반영하고 있다고 할 수 있다. 다음으로 비은행 권역 간 연계관계를 살펴보면 많은 부문에서 여신전문회사와의 조합에서 LKM이 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 여신전문회사가 자금 조달의 상당 부분을 은행, 보험 그리고 증권회사로부터 조달하고 있는 현실을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

본 연구는 해당 권역별의 모든 기업을 대상으로 하지 않고 분석 가능한 자료를 가지고 있는 금융기관만을 대상으로 했기 때문에 결과의 해석에 주의가 필요하다. 또한 권역별 혹은 업종을 대표할 수 있는 지수가 없기 때문에 상대적으로 연계효과가 작게 나오는 경향이 존재한다. 이를 보완한 새로운 분석 기법의 개발이 필요할 것으로 판단된다. 그리고 연계정도를 표시하는 LKM 지수가 신용위험 지수인 DLI의 수준이 현격하게 차이 나는 부문 간에 적용되어져, 상당히 낮게 나오는 현상이 야기되었다. 향후 LKM 지수를 비교 대상 기업의 차이를 감안하는 방식으로 개선할 필요성이 제기되었다.

결론적으로 실증분석을 통해 나타난 결론을 통해 향후 국내에서 금융업 내부에서 발생하는 내생 위기뿐만 아니라 해외부분에서 나타나는 불안정 요소의 영향이 신용리스크 발생에 중요한 역할을 하는 것으로 판단된다. 또한 특히 비은행권 내에서는 여신전문회사와 다른 금융기관 간의 조합에서 상대적으로 높은 연계효과가 나타나고 있는 것으로 보인다. 따라서 이러한 요인들을 고려할 수 있는 종합적이고 체계적인 리스크 관리 모형의 개발이 필요하다고 보인다.

(접수일: 2014. 10. 30. / 수정일: 2014. 12. 24. / 게재확정일: 2015. 01. 06.)



## 참고문헌

- 강임호(2002) “기업도산확률의 계산방법”, 『은행경영 브리프』, 제11권 38호, 16-21.
- 강임호, 최공필(2002) “거시금융안정을 위한 효율적 금융감독 모니터링 시스템”, 한국금융연구원.
- 금융감독원 (2013) 『금융통계』.
- 송홍선(2009) “예금보험기금의 예상손실규모 추정”, 『금융안정연구』.
- 이승환(2002) “우리나라 기업부문 도산리스크의 최근 상황”, 『금융시스템리뷰』, 제7호, 69-84.
- 이승환(2010) “주가와 재무구조 정보를 이용한 기업부문 신용리스크 측정”, 『한국증권학회지』, 제39권 3호, 341-366.
- 한국은행(2011) 『한국의 금융제도』.
- 한국은행(2013) 『금융권역별 상호연계구조』.
- 형남원(2012) “극치이론(extreme value theory)과 응용”, 서병선 송치영 편저 『계량경제분석: 이론과 응용』, 제 7장, 193-211.
- Borio, C.(2003) “Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?”, BIS Working Paper, 128.
- Crosbie, P. J. and Bohn, J. R.(2003) “Modelling Default Risk”, Working Paper, KMV Corporation.
- de Vries, C.G.(2005) “The simple economics of bank fragility”, Journal of Banking & Finance 29, 803-825.
- Feller, W.(1971) *An Introduction to Probability Theory and Its Applications*, Vol. II, Wiley, New York.
- Hartman, P., Straetmans, S., and de Vries, C.G.(2005) "Banking System Stability: A Cross-Atlantic Perspective", NBER Working Paper Series, No. 11698.
- Hill, B.M.(1975) "A Simple General Approach to Inference about the Tail of a Distribution", Annals of Statistics, 3(5), 1163-1173.
- Kaufman, C.G., and Scott, K.E.(2003) “ What is systemic risk, and do bank regulators retard or contribute to it?”, Independent Review 7, 371-391.
- Lin, Y.L., Chang, T.C., and Yeh, S.J.(2012) “Default risk and equity returns: evidence from the Taiwan equities market”, Asia-Pacific Financial Markets 19, 181-204.
- Slijkerman, J.F., Schoenmaker, D., and de Vries, C.G.(2005) “Risk diversification by European financial conglomerates”, mimeo.
- Vassalou, M., and Xing, Y.(2004), “Default Risk in Equity Returns”, Journal of Finance 59(2), 831-868.

**ABSTRACT**

**Measuring Credit Risk and Systemic Risk  
in the Korean Financial Market**

**Kyongwook Choi**

Department of Economics, The University of Seoul

**Namwon Hyung**

Department of Economics, The University of Seoul

**Wonkyung Jung**

Macroprudential Analysis Department, The Bank of Korea

In this study, we suggest an alternative method of measuring credit risk and investigate systemic risk by analyzing the linkages among financial institutions. By using extreme value theory, we also build a prudential indicator. Our sample period covers 2002 to 2013. We measure information from the variation in the fundamental value of the stock price of banking and non-banking firms in the Korean stock market. Additionally, we compare the financial credit risk taken from the debt level of banking and non-banking institutions as well as the credit risk of the financial firms analyzed in this study. We conclude that the credit risk of Korean financial institutions is not only affected by domestic crises but also by foreign financial market crises.

**Key Words:** Extreme value theory, Prudential Index, Default likelihood indicator, Credit risk, Systemic risk

**JEL Classification:** C32, G21, G22, G23