

보험금융연구

Journal of Insurance and Finance

- | | | |
|---|-------------------------------------|-----|
| 한국과 일본 시장에서 주가지수, 국가 CDS
스프레드 및 변동성지수 간의 선·후행 관계 | 강내영 · 박윤정
· 현정순 | 3 |
| 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에
미치는 영향 연구 | 이창우 · 전성주 | 43 |
| The Linkages among Insurance, Banking
Credit and Stock Markets in G7 Countries | Guan-Chun Liu
· Chien-Chiang Lee | 75 |
| IFRS4 2단계하에서의 유동성 프리미엄을
반영한 할인율 추정에 관한 연구 | 오세경 · 박기남
· 최시열 | 131 |

한국과 일본 시장에서 주가지수, 국가 CDS 스프레드 및 변동성지수 간의 선·후행 관계*

The Lead-lag Relationships among Stock Index, Sovereign CDS Spread, and Volatility Index in Korean and Japanese Markets

강 내 영**· 박 윤 정***· 현 정 순****

Nae Young Kang · Yuen Jung Park · Jungsoon Hyun

본 연구는 한 국가의 위험을 측정할 수 있는 주가지수, 국가 CDS 스프레드 그리고 변동성지수 사이의 선·후행 관계를 살펴봄으로써 세 변수 간의 가격움직임에 어떤 관계가 있는지 알아보고자 한다. 이를 위해 벡터자기회귀 모형에 기초를 둔 그랜저 인과관계 검증, 충격반응분석 및 분산분해분석을 실시하였다. 특히, 2007년에 발생한 미국 발 금융위기가 이러한 선·후행 관계에 미치는 영향에 초점을 두어 분석기간을 3개의 구간으로 나누었다. 그 결과, 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 동안에는 위기 전기와 후기에 비해 상대적으로 선·후행 관계가 훨씬 강하게 나타났다. 이러한 현상은 시장의 효율적 메커니즘이 제대로 작동하기 어려운 위기기간에는 정보의 전이속도가 느림으로 인해, 또 체계적 위험과 관련된 정보의 전이가 위기기간에 상당히 왕성하게 나타남으로 인해, 위 세 변수 간에 선·후행 관계가 위기기간 동안에 더 두드러지게 관찰된 것이라고 해석할 수 있다. 즉, 비효율적 시장에서는 정보가 시장가격에 신속하게 반영되지 못하므로 특정변수가 다른 변수에 대해 예측력을 가지게 된다. 반면, 시장이 효율적이라면 정보가 거의 동시에 모든 시장에 반영되므로 세 변수 간의 이러한 선·후행 관계는 관찰되지 않을 것이다. 본 논문에서는 이 세 변수 간의 선·후행 관계를 한국시장과 일본시장을 대상으로 분석하였고, 두 시장에서 유사한 결과가 나타남을 발견하였다.

국문 색인어: 그랜저 인과관계, 분산분해분석, 선·후행 관계, 충격반응분석

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700

* 이 논문은 2015학년도 한림대학교 교비연구비(HRF-201502-009)에 의해 연구되었습니다.

** 한국무역협회 국제무역연구원 동향분석실 연구원(nykang87@kita.net), 주저자

*** 한림대학교 경영대학 재무금융학과 조교수(yjpark@hallym.ac.kr), 교신저자

**** KAIST 경영대학 조교수(jshyun@business.kaist.ac.kr)

논문 투고일: 2015. 08. 03, 논문 최종 수정일: 2015. 10. 31, 논문 게재 확정일: 2016. 11. 10

I. 서론

서브프라임 모기지 사태란 미국 내 서브프라임 모기지의 부실화로 인해 서브프라임모기지 관련 금융상품에 투자한 미국과 유럽의 금융기관들이 2007년 들어 대규모 손실을 입으면서 전 세계적 신용 경색과 금융기관들의 유동성 위기 및 연쇄 파산으로 이어진 금융위기라 할 수 있다. 이와 같은 2007년 미국 발 서브프라임 사건은 신용위험이 가지는 위력을 과소평가한 산물이라고 볼 수 있다. 신용위험이란, 거래상대방 또는 채무자가 자신의 의무를 이행하지 못함으로 인해 야기되는 손실을 의미한다. 위기 기간에 거의 모든 금융관련 기관들에서 이러한 신용위험이 발생했기 때문에, 신용위험의 측정, 가격평가 그리고 관리의 중요성이 점점 커지게 되었다.

한편 높은 신용위험을 감수하는 대가로 더 높은 보상을 요구하는 투자자의 수요에 따라 등장한 신용파생상품을 통해, 신용위험은 시장위험과 동일한 방식으로 거래 및 관리될 수 있다. 따라서 신용파생상품은 금융시장에서 신용위험을 다룰 수 있는 혁신적인 상품으로 간주되어 왔다. 최근 몇 년간, 신용파생상품의 거래가 미국, 유럽뿐만 아니라 한국시장에서도 가능해짐에 따라, 신용파생상품시장이 급속도로 성장해왔고, 대표적인 상품으로 Credit Default Swaps(CDS)를 들 수 있다. Credit Default Swaps(CDS)란, 특정 회사가 부도가 난 경우에 대비하기 위해 만들어진 일종의 보험상품이라 할 수 있다. 여기서 특정 회사는 준거자산(reference entity)이 되고, 이 회사의 부도는 신용사건(credit event)이라 불린다. CDS라는 보험계약의 매수자는 매도자에게 주기적인 지급(CDS 스프레드)을 해야 할 의무를 가지고, 대신 매수자는 신용사건 발생 시에 준거자산에 의해 발행된 채권을 액면가에 매도할 수 있는 권리를 가진다.

비록 CDS가 거래된 기간은 15년도 채 되지 않지만, CDS에 관한 연구는 이미 상당 부분 진행된 상태이다. 이는 CDS 스프레드가 기업의 채권 스프레드보다 신용위험을 측정하는 더 좋은 대응치가 될 수 있기 때문이다. 즉, 쿠폰이자율, 우선순위, 무위험 이자율 등에 따라 계약조건이 달라지는 채권과는 달리, CDS는 계약조

건이 표준화되어 있고 또 무위험 이자율에 대한 민감도가 거의 없다는 점에서 CDS가 채권보다 신용위험을 측정하는 좋은 대용치라 할 수 있다. 이런 점들을 고려할 때, 신용위험과 관련된 실증연구에서 회사채 스프레드 대신, CDS 스프레드를 더 많이 사용하고 있다.

2007년부터 2008년 동안에 발생하였던 서브프라임 모기지 사건으로 인해 신용 시장이 제대로 작동하지 못하게 되었고, 나아가 스프레드와 변동성의 급격한 증가, 주가지수 폭락 그리고 시장유동성의 상실이라는 결과를 초래하였다. 여기서 국가 CDS 스프레드, 주가지수 그리고 변동성지수 간의 유기적인 관계가 있을 것이라는 추정하에, 본 연구에서는 미국 발 금융위기가 세 변수 간의 선·후행 관계에 미치는 영향을 평가한다.

연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 일본시장과 한국시장 두 시장 모두에서 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드와 변동성지수 그리고 주가지수 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타났다. 둘째, 상대적으로 신용등급이 높은 국가들인 한국과 일본 시장에서는 일반적 경제상황하에서는 주식시장이 CDS시장을 선행하지만 금융위기 시기에는 양방향 선·후행성 관계가 관찰되었다.

본 연구는 시장 간 선·후행성을 분석한 연구 분야에 대해 다음과 같은 기여점을 갖는다. 첫째, 기존 연구들이 주식시장과 CDS시장 간의 선·후행성만을 연구했다면, 본 연구에서는 옵션시장까지 고려하여 세 시장 간 상호관계를 관측한다. 이를 위해 주가지수, 국가 CDS 스프레드 그리고 변동성지수를 활용하여 세 변수 간의 상호 예측력을 살펴보았다. 이들은 한 국가의 위험을 측정할 수 있는 세 가지 변수이며, 세 시장은 위험에 대한 헤지를 위해 서로 이용 가능하기 때문에 이들의 관계 및 세 시장 간의 정보의 흐름을 규명하는 것은 시장참여자들에게 중요한 정보를 제공할 수 있다. 둘째, 지금까지 국내 금융위기의 영향을 논한 여러 논문들을 살펴보면 대부분 금융위기 전기와 후기의 두 기간으로 구분하여 분석한다. 반면 본 논문에서는 위기기간을 2007년과 2008년으로 지정하고 이를 기점으로 전기와 후기로 나눔으로써 총 세 개의 부표본을 대상으로 선·후행 관계를 연구하였

다. 이러한 설정은 금융위기 시기의 특성을 전기와 후기 특성과 비교하여 좀 더 명확하게 규명할 수 있는 장점이 있다. 마지막으로, 신용등급이 높은 기업의 경우에는 주식시장이 채권시장보다 선행적이라는 기존 연구 결과를 확장하여, 상대적으로 신용등급이 높은 국가들인 한국과 일본의 경우 주식시장이 CDS시장보다 선행적인지를 검토하고, 이에 대한 금융위기의 영향에 대해 살펴 본 점도 추가적인 기여점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서 선행연구와 가설을 제시하고, Ⅲ장에서는 실증분석에 사용할 자료를 설명하고, 연구모형 및 분석방법론을 살펴보고, Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 서술한 후 Ⅴ장에서 본 논문의 결론을 내린다.

II. 선행연구 및 가설설정

Blanco et al.(2005)은 북미와 유럽 33개 기업들의 CDS를 대상으로 벡터오차수정 모형(VECM)을 적용하여 CDS시장과 채권시장 간의 선·후행 관계를 살펴본 결과, CDS시장이 채권시장을 선행함을 보였으며, 나아가 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 데 회사채 스프레드보다 더 나은 기준이 될 수 있음을 밝혔다. 한편 Forte and Pena(2009)는 Blanco et al.(2005)과는 달리, 일반적인 벡터오차수정모형을 사용했으며, 주식시장까지 포함하여 주식, 채권, CDS 세 시장 간의 관계를 살펴 보았고, 주식시장이 CDS시장과 채권시장을 선행하며 CDS시장이 채권시장을 선도함을 보였다.

Kim and Chan-Lau(2004)는 Merton(1974) 모형에 근거하여 회사채 CDS 자료를 사용해 분석한 결과, 8개의 개발도상국가들 중 대부분의 경우 회사채 CDS 프리미엄과 주식가격 간의 균형적인 관계를 가지고 있지 않다고 밝혔다. 이에 반해, Zhu(2006)에서는 회사채 CDS 프리미엄과 채권가격 간에는 균형적인 관계가 존재함을 보이고, 나아가 회사채 CDS 프리미엄이 채권수익률을 선행한다고 설명한다.

위의 논문들을 통해서 알 수 있듯이, 기존 연구들의 경우 대부분이 회사채 CDS

스프레드를 사용했다면, 본 논문에서는 국가 CDS 스프레드에 기초함으로써, 금융 위기로 야기된 국가위험을 반영해서 연구의 범위를 확장시키고자 한다.

김우철 외(2009)는 시장 참여자들이 특정한 기업 정보가 주식 및 채권가격에 미치는 영향을 고려하여 그 정보에 상이하게 반응할 유인이 존재하며, 이러한 시장 참여자들의 행태가 주식시장과 채권시장 간의 정보의 선행성을 신용등급별로 차별화시킬 가능성을 제시하였다. 저자들은 한국에서 발행된 회사채의 신용스프레드와 해당 회사채 발행 기업의 주가 간의 관계를 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널 추정법을 이용하여 실증 분석한 결과, 신용등급이 높은 기업의 경우에는 주식시장이 채권시장보다 선행적이나, 신용등급이 낮은 등급의 경우 주식시장의 선행성이 존재하지 않을 뿐 아니라 부분적으로는 채권시장이 선행적일 수 있음을 밝혔다. 따라서 본 연구에서는 해외시장에서 신용등급이 상대적으로 높은 국가들인 한국과 일본의 경우¹⁾ 역시 주식시장의 선행성이 나타나는지 살펴보고자 한다. 이 때, 채권시장 대신 CDS시장을 대용하기로 하여, 한국과 일본 시장 모두에서 주식시장이 CDS시장을 선행함을 가설로 설정할 수 있다.

또한 Longstaff et al.(2005)에서는 68개의 북미 기업들을 대상으로 CDS 스프레드, 채권 스프레드 그리고 주식수익률 각각의 변화율 간에 존재하는 선·후행 관계를 조사하였고, 이 때 벡터자기회귀모형을 분석도구로 이용하였다. 그 결과, 신용위험과 관련된 정보가 초기에는 CDS시장과 주식시장에 영향을 미치고, 시간이 지남에 따라 채권시장으로까지 전이됨을 밝혔다. 그러나 이 논문은 CDS시장과 주식시장 간에 존재하는 선·후행 관계를 규명하지는 못했다는 점에서 추후 연구가 필요하다고 볼 수 있다. 이에 두 논문에 근거하여 본 논문에서 다음의 가설 1과 2를 세우게 되었다.

가설1: 주식수익률의 변화는 국가 CDS 스프레드의 변화를 선행한다.

가설2: 국가 CDS 스프레드의 변화가 주식수익률의 변화를 선행한다.

1) 표본기간 동안 외화평가채권에 대한 주요 신용평가기관들의 평균 신용등급은 한국의 경우 A등급, 일본의 경우 AA등급이었다.

Norden and Weber(2007)도 위에서 소개된 Longstaff et al.(2005)과 비슷한 방식으로 변수들 간의 선·후행 관계에 대한 연구를 진행했지만, 몇 가지 차이점이 있다. 그 중 하나는 서로 다른 58개의 국가들로부터 각각 하나의 기업을 뽑아내서 총 58개의 기업들을 대상으로 연구를 하였다는 점이고, 또 다른 하나는 변수들 간에 선·후행 관계가 존재하는 이유로 유동성을 지적했다는 점이다. 나아가 저자들은 주식의 내재변동성이라는 새로운 변수를 추가하였는데, 이 내재변동성은 등가격 풋옵션에서 유도된 것이다. 내재변동성까지 고려한 결과, 이 변동성이 주식수익률에 음의 영향을 미치고, 기업 CDS 스프레드 변화에는 양의 영향을 미침이 밝혀졌다. 여기서 선·후행 관계를 연구함에 있어서 변동성지수가 국가 CDS 스프레드 및 주식수익률과 가지는 상호작용 또한 상당하다는 추론하에, 본 논문에서는 변동성지수까지 추가하여 다음과 같은 가설을 추가적으로 세우게 되었다.

가설3: 변동성지수의 변화가 주식수익률 변화를 선행한다.

가설4: 주식수익률 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다.

가설5: 변동성지수의 변화가 국가 CDS 변화를 선행한다.

가설6: 국가 CDS 스프레드의 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다.

실제로 한덕희·이상원(2009)에서 국가 CDS 프리미엄, 주식수익률 그리고 채권 수익률을 이용하여, 특정 변수가 다른 변수에 대하여 예측력을 가지는가에 대한 분석을 하였지만, 여기서도 변동성지수는 고려대상에서 제외되었다는 점에서, 본 연구가 가지는 의미가 크다고 본다.

Norden and Weber(2007)은 Longstaff et al.(2003)의 분석 결과와 동일하게 유럽시장에서도 CDS시장과 주식시장이 채권시장에 선행한다는 점을 주장하였다. 이러한 연구 결과와는 대조적으로, Hotchkiss and Ronen(2002)는 일별, 시간별 거래자료 분석을 통해서 회사채 시장의 정보 효율성이 주식시장의 정보 효율성과 다르지 않다고 주장하였다. 더 나아가 De Bondt(2005)는 신용위험 프리미엄이 주식시장의 가격 변화를 선행한다는 점을 보여주어, 채권시장의 정보가 주식수익률을

예측하는 데 기여할 것이라고 주장하였다.

Norden and Weber(2004)는 신용사건이 주식시장과 CDS시장에 미치는 영향을 조사한 결과, 이 두 시장이 신용의 질과 관련된 정보를 다른 시장보다 앞서서 반영함을 증명하였다. 이는 주식시장과 CDS시장이 신용사건들을 예측하는 데에 있어서 다른 시장들보다 우월하기 때문이다. 이 점은 주가와 CDS 스프레드가 신용위험을 측정하는 데 중요한 역할을 한다는 것을 암시한다. 그럼에도 불구하고 Norden and Weber(2004)는 정보의 비대칭성과 정보가 전이되는 속도의 측면에서 주식시장과 CDS시장을 비교하지 않았으므로 추후 연구가 필요하다고 할 수 있다. 다음으로 Ehlers et al.(2010)는 체계적 위험과 관련된 정보를 주식시장과 CDS시장 간의 선·후행 관계의 원인으로 간주하고, 이 같은 정보의 전이가 특히 금융위기 때 확대됨을 보인다. 여기서 두 시장 간의 선·후행 관계를 분석하기 위해, 유럽시장으로부터 약 22개월에 걸친 서브프라임 기간 데이터를 구해서, 그랜저 인과관계 분석을 수행하였다. 한편, Hou(2007)는 정보 전파의 느린 속도가 두 시장 간의 선·후행 관계를 이끈다고 주장한다. 이 세 가지 연구결과를 종합하여, 본 논문에서는 선·후행 관계에서 정보전이의 중요성과 역할을 분명히 하고자 분석기간을 금융위기를 기준으로 총 3개로 나누었다. 배광일 외(2010)에서는 2008년 하반기를 기점으로 금융위기 전과 후 두 기간으로만 나누어 분석했다는 점을 고려할 때, 본 논문이 금융위기의 여파를 좀 더 명확히 관찰한다는 점에서 연구의 의의가 있다.

III. 자료 및 연구방법론

1. 자료

본 연구는 한국시장과 일본시장을 대상으로 국가 CDS 스프레드와 주가지수 그리고 변동성지수 간의 선·후행 관계를 분석하였다. 분석에 사용된 표본 기간이 한국시장의 경우, 2003년 1월부터 2010년 8월까지이고 일본시장의 경우, 2003년 4

월부터 2010년 8월까지이며, 두 시장 모두 일별데이터를 기초로 분석하였다. CDS 경우 Markit에서 제공받은 자료들 중 가장 거래가 빈번하게 일어나는 만기 5년물을 사용하였다. 주가지수의 대표지수로는 KOSPI와 NIKKEI를, 변동성 지수로는 VKOSPI와 JNIV를 분석 대상으로 하였으며, 모두 Datastream으로부터 수집하였다²⁾.

변수 간의 선·후행 관계를 알아보기 위해 주로 사용하는 분석기법은 벡터자기회귀분석(VAR model; Vector Autoregression Model)인데, 이를 적용하기 위해 우선 각 시계열 자료들에 대해 단위근 검정을 수행하였다³⁾. 단위근 검정은 주로 ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정⁴⁾과 PP(Philips Perron) 검정을 통해 이루어진다. <Table 1>은 각 시계열에 대한 단위근 검정의 결과를 보여준다. 검증 결과, ADF 검정과 PP 검정이 동일한 결과를 보여줌을 알 수 있다. 즉, 수준변수의 경우에는 주가지수, 변동성 지수, 국가 CDS 스프레드의 표본으로부터 구한 ADF값과 PP값이 모두 1% 유의수준하에서의 임계치를 초과하지 못하여 귀무가설을 기각하지 못하므로, 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 반면, 차분변수의 경우에는 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재하지 않아 안정적인 시계열로 나타남으로써 본 연구에 적절한 데이터라고 할 수 있다.

2) 본 연구에서 사용한 시계열 데이터의 단위는 CDS 스프레드 경우는 베이스스로, 변동성 지수의 경우는 %단위로, 주가지수는 각 나라의 통화기준의 가격으로 하였다.

3) 시계열이 단위근을 갖는 불안정한 경우에는 단위근의 존재로 인해 변수들 간에 아무런 연관이 없음에도 불구하고 유의한 관계가 존재하는 것으로 나타나는 문제가 발생할 수 있다.

4) ADF 검정의 lag 선택은 Schwarz Information Criterion 방법을 사용하여 정하였다.

〈Table 1〉 Unit root test

Table 1 shows the results of unit root test that is for testing stationarity. The figures in parenthesis represent p-values. For this testing, we set up the null hypothesis that each time series have unit root. If the null hypothesis is rejected in each case, it is concluded that the time-series are stationary.

Panel A : ADF Test

	Korea market		Japan market	
	Level	1 st Difference	Level	1 st Difference
Stock index	-1,3051 (0,6293)	-42,7196 (0,0000)	-1,5293 (0,5186)	-32,6025 (0,0000)
Volatility index	-3,3132 (0,0145)	-9,0714 (0,0000)	-2,6235 (0,0883)	-30,9432 (0,0000)
5Y CDS	-1,9718 (0,2996)	-8,9150 (0,0000)	-1,7953 (0,3832)	-8,4243 (0,0000)

Panel B : Philips Perron Test

	Korea market		Japan market	
	Level	1 st Difference	Level	1 st Difference
Stock index	-1,3045 (0,6296)	-42,7139 (0,0000)	-1,5191 (0,5239)	-44,4711 (0,0001)
Volatility index	-3,3836 (0,0117)	-51,5315 (0,0001)	-3,0404 (0,0315)	-51,4742 (0,0001)
5Y CDS	-2,3466 (0,1575)	-30,2811 (0,0000)	-1,0936 (0,7205)	-40,2823 (0,0000)

〈Table 2〉은 연구에 사용될 세 변수의 변화에 관한 요약 통계량을 보여준다. 전체 표본기간에 걸쳐 주가지수 수익률 변화, 변동성지수 변화, CDS 프리미엄 변화의 평균은 한국시장에서 각각 0.06%, -0.03%, -0.02bps이고 일본시장에서 각각 0%, 0%, 0.04bps로 나타나 큰 차이를 보이지는 않았다. 세 변수 변화들의 표준편차는 한국시장에서 각각 1.55%, 1.8%, 8.85bps이고 일본시장에서 각각 1.58%, 1.94%, 1.71bps로 CDS 프리미엄 변화의 경우 한국시장에서 약 5배 정도 큰 것으로 나타났다. 이러한 현상은 금융위기 기간 부표본에서도 더 두드러지게 나타나는데, 세 변수 변화들의 표준편차는 한국시장에서 각각 2.01%, 2.93%, 15.24bps이고, 일본시장에서 각각 2.18%, 2.73%, 1.42bps로 CDS 프리미엄 변화의 경우 한국시장에서 약 11배나 컸다. 또한 해당시기에 CDS 프리미엄 변화의 최댓값과 최솟값을 비교해 보

면, 한국시장에서 137bps, -147bps였고, 일본시장에서 13.12bps, -17.58bps로 그 범위가 크게 달랐다. 한 가지 더 특이한 점은 세 변수 변화의 최댓값들은 대부분 금융위기 시기에 나타났으나 예외적으로 일본시장의 CDS 프리미엄 변화만 금융위기 후기에 28.14bps의 최댓값을 보여, CDS 프리미엄의 변화에 있어서는 국가 간에 다른 성향을 보여주기도 하였다.

〈Table 2〉 Summary statistics

Table 2 shows the summary statistics of stock index, sovereign CDS spread and volatility index. It is analyzed for three sub-sample periods based on financial crisis.

Panel A : Korean market

		$\Delta \ln S$	$\Delta VOL(\%)$	$\Delta CDS(bps)$
Entire sample period	mean	0.0006	-0.03	-0.02
	stdev	0.0155	1.80	8.85
	max	0.1128	23.00	137.00
	min	-0.1117	-13.92	-147.11
Before financial crisis (Before the year 2006)	mean	0.0009	-0.04	-0.07
	stdev	0.0135	1.08	2.62
	max	0.0488	7.48	30.04
	min	-0.0590	-3.69	-16.43
During financial crisis (Between the year 2007 and 2008)	mean	0.0000	0.03	0.36
	stdev	0.0201	2.93	15.24
	max	0.1128	23.00	137.00
	min	-0.1117	-13.92	-147.11
After financial crisis (After the year 2009)	mean	0.0009	-0.07	-0.33
	stdev	0.0134	1.35	8.12
	max	0.0421	8.49	40.26
	min	-0.0622	-3.89	-30.03

Panel B : Japanese market

		$\Delta \ln S$	$\Delta VOL(\%)$	$\Delta CDS(bps)$
Entire sample period	mean	0.0000	0.00	0.04
	stdev	0.0158	1.94	1.71
	max	0.1136	17.67	28.14
	min	-0.1126	-14.15	-17.59
Before financial crisis (Before the year 2006)	mean	0.0007	-0.01	-0.02
	stdev	0.0114	1.30	0.44
	max	0.0326	15.77	2.67
	min	-0.0569	-14.15	-2.46
During financial crisis	mean	-0.0013	0.06	0.08

(Between the year 2007 and 2008)	stdev	0.0218	2.73	1.42
	max	0.1136	17.67	13.12
	min	-0.1126	-10.78	-17.59
After financial crisis (After the year 2009)	mean	0.0001	-0.06	0.15
	stdev	0.0158	1.95	3.23
	max	0.0591	9.99	28.14
	min	-0.0525	-7.08	-15.82

2. 연구 모형

세 변수 간의 선·후행 관계를 살펴보기 위하여 본 논문에서 사용된 벡터자기회귀모형의 추정식은 다음과 같다.

$$\Delta CDS_t = \alpha_1 + \sum_j \beta_{1,j}^{(stock)} \cdot \Delta \ln(S)_{(t-j)} + \sum_j \gamma_{1,j}^{(cds)} \cdot \Delta CDS_{(t-j)} + \sum_j \delta_{1,j}^{(vol)} \cdot \Delta VOL_{(t-j)} + \epsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$\Delta \ln(S)_t = \alpha_2 + \sum_j \beta_{2,j}^{(stock)} \cdot \Delta \ln(S)_{(t-j)} + \sum_j \gamma_{2,j}^{(cds)} \cdot \Delta CDS_{(t-j)} + \sum_j \delta_{2,j}^{(vol)} \cdot \Delta VOL_{(t-j)} + \epsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$\Delta VOL_t = \alpha_3 + \sum_j \beta_{3,j}^{(stock)} \cdot \Delta \ln(S)_{(t-j)} + \sum_j \gamma_{3,j}^{(cds)} \cdot \Delta CDS_{(t-j)} + \sum_j \delta_{3,j}^{(vol)} \cdot \Delta VOL_{(t-j)} + \epsilon_{3,t} \quad (3)$$

위 식에서 ΔCDS_t 는 t시점에서 국가 CDS 스프레드의 변화분, $\Delta \ln(S)_t$ 은 t시점에서 로그 주가지수의 변화분, ΔVOL_t 은 t시점에서 변동성 지수의 변화분 그리고 ϵ_t 는 t시점의 잔차항에 해당한다.

벡터자기회귀모형에 사용되는 최적의 래그를 판단하는 지표로는 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Information Criterion) 그리고 HQ(Hnnan-Quinn Information Criterion)이 사용된다. 본 논문에서는 SC와 HQ 중 큰 값을 최적의 래그로 보고, 이 두 지표 모두 영의 값을 가지는 경우에 한하여 AIC 지표를 이용하는 것으로 한다.

3. 분석방법론

차분을 통해 안정적인 변수를 얻었다면, 변수 간의 선후행 관계를 도출하기 위해 벡터자기회귀모형에 근거해 그랜저 인과관계 검정, 충격반응 분석, 분산분해 분석을 수행한다.

가. 그랜저 인과관계 분석

그랜저 인과관계 분석은 선행적인 경제이론을 배제한 상태에서 자료 분석으로부터 경제시계열들 간의 관계에서 나타나는 특징적인 현상을 도출하고자 시도하면서 등장한 분석법이다. 이 분석법은 둘 이상의 시계열을 동시에 모형화하여 상호 동태적인 영향관계를 동시에 살펴보는 것으로 선·후행 관계 분석에 널리 사용되고 있다. 일반적으로 어떤 변수 A의 과거 및 현재 자료를 통해 다른 변수 B의 미래 움직임을 예측할 수 있는 경우에 A가 B를 그랜저 코즈한다고 일컫는다. 한 변수가 다른 변수를 예측할 수 있는지에 대한 그랜저 인과관계 검정을 위해서 아래에 제시된 귀무가설에 대한 Wald 검정 또는 F검정을 수행한다. 이를 통해 두 변수 간의 선·후행 관계에 대해 파악할 수 있으며, 어떤 시장이 다른 시장에 비해 더 먼저 반응하며 다른 시장의 미래 움직임을 예측할 수 있는지 확인할 수 있다.

이때, 그랜저 인과관계를 검정하기 위해 F검정을 이용할 경우, 아래 제시된 바와 같이, VAR(p)모형에서 특정 설명변수의 계수가 모두 0임을 검정하는 것이므로, 해당 가설에 대한 F-통계량을 검정하는 것이다.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/p}{SSE_u/(T - 2p - 1)} \quad (4)$$

여기서, SSE_r 은 특정 설명변수의 계수가 모두 0이라는 가정하에서의 편차제곱, SSE_u 는 제약조건이 없을 경우의 편차제곱 합, T는 총 관측치 수, p는 벡터자기회귀 모형의 래그 수를 의미한다.

다음으로 Wald 검정을 이용하는 경우이다. 아래 식들에서 기호 m^* 은 최적 래그

의 수를 뜻한다. 주식수익률의 변화는 국가 CDS 스프레드의 변화를 선행하지 않는다고 한 가설 1의 검증 경우, 식 (1)에서 $\beta_{1,j}^{(stock)}$ 이 모두 영의 값을 가지면 식(5)의 귀무가설이 기각된다. 즉, 주식수익률의 변화가 국가 CDS 스프레드의 변화를 예측한다고 할 수 있다.

$$H_0 = \beta_{1,1}^{stock} = \dots = \beta_{1,m}^{stock} = 0 \quad (5)$$

국가 CDS 스프레드의 변화가 주식수익률의 변화를 선행한다고 한 가설 2에 대해서는 식 (2)에서 $\gamma_{2,j}^{cds}$ 를 이용하여 아래와 같이 식(6)의 귀무가설을 나타낼 수 있다.

$$H_0 = \gamma_{2,1}^{cds} = \dots = \gamma_{2,m}^{cds} = 0 \quad (6)$$

변동성지수의 변화가 주식수익률 변화를 선행한다고 한 가설 3의 경우, 식 (2)의 $\delta_{2,j}^{vkospi}$ 이 모두 영이면 식 (7)의 귀무가설이 기각된다.

$$H_0 = \delta_{2,1}^{vkospi} = \dots = \delta_{2,m}^{vkospi} = 0 \quad (7)$$

마찬가지로, 주식수익률 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다는 한 가설 4도 식 (3)에서 $\beta_{3,j}^{stock}$ 을 이용하여 귀무가설을 표기하면 다음과 같다.

$$H_0 = \beta_{3,1}^{stock} = \dots = \beta_{3,m}^{stock} = 0 \quad (8)$$

변동성 지수의 변화가 국가 CDS 변화를 선행한다는 가설 5는 식 (1)에 기초하여 $\delta_{1,j}^{vkospi}$ 로 귀무가설을 표현할 수 있다.

$$H_0 = \delta_{1,1}^{vkospi} = \dots = \delta_{1,m}^{vkospi} = 0 \quad (9)$$

마지막으로 국가 CDS 스프레드의 변화가 변동성지수의 변화를 선행한다는 가설 6에 대한 귀무가설은 식 (3)에서 $\gamma_{3,j}^{cds}$ 을 이용하여 수식화하면 다음과 같다.

$$H_0 = \gamma_{3,1}^{cds} = \dots = \gamma_{3,m}^{cds} = 0 \quad (10)$$

나. 충격반응분석

충격반응분석은 어떤 변수의 한 단위 변화에 따른 충격이 다른 변수에 미치는 시차가 얼마나 되는 지에 관한 정보를 제공해 준다. 즉, 벡터자기회귀 모형에서 도출되는 충격반응함수는 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때 모형내의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는가를 나타내 주는 것이다. 이는 선형과 비선형의 다변량 모형에 기초한다. 벡터 AR(Autoregressive) 모형은 다음과 같이 벡터 MA(Moving Average)의 형태로 나타낼 수 있다.

$$y_t = \mu + \Phi_0 \cdot \epsilon_t + \Phi_1 \cdot \epsilon_{t-1} + \Phi_2 \cdot \epsilon_{t-2} + \dots \quad (11)$$

여기서 메트릭스 Φ_s 이 $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \epsilon_t}$ 을 의미함을 추론할 수 있다. 즉, 모든 시점에서 다른 모든 잔차항이 일정할 때, Φ_s 에서 i 번째 행과 j 번째 열의 원소는 t 시점에서 j 번째 변수에 해당하는 잔차($\epsilon_{j,t}$)의 한 단위 증가가 $t+s$ 시점에서 i 번째 변수의 값($y_{i,t+s}$)에 미치는 영향을 나타낸다. s 의 함수라고 할 수 있는 $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \epsilon_t}$ 이 바로 충격 반응함수라고 불리는 것이다. 이는 t 시점 나아가 그 이전 시점에 해당하는 모든 변수값들이 일정하다는 가정하에, $y_{i,t}$ 가 가하는 한 번의 충격에 대해 $y_{i,t+s}$ 가 반응하는 정도, 즉 전기의 변수들에 충격이 발생하였을 때 균형에서 벗어나는 정도를 측정한다.

다. 분산분해분석

한 변수의 변화를 설명함에 있어 벡터자기회귀 모형 내 포함된 각 변수들의 상대적 중요도를 측정하기 위해 예측오차의 분산을 분해하는 방법을 이용한다. 즉, 예측오차의 분해란 한 변수의 변화에 관한 예측오차를 각 변수들에 의해서 발생

하는 비율로 분할하는 것이다. 이를 이용하여 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형 내 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 식 (11)를 통해 y_{t+p} 와 이 값의 t 시점 예측치를 각각 식 (12)과 (13)로 나타내면 다음과 같다.

$$y_{t+p} = \mu + \Phi_0 \cdot \epsilon_{t+p} + \Phi_1 \cdot \epsilon_{t+p-1} + \Phi_2 \cdot \epsilon_{t+p-2} + \dots \quad (12)$$

$$E[y_{t+p}|I_t] = \mu + \Phi_p \cdot \epsilon_t + \Phi_{p+1} \cdot \epsilon_{t-1} + \dots \quad (13)$$

위의 식 (12)과 (13)을 차감하면 p 기 후의 예측오차 식 (14)을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \lambda_{t+p|t} &= y_{t+p} - E[y_{t+p}|I_t] \\ &= \Phi_0 \cdot \epsilon_{t+p} + \Phi_1 \cdot \epsilon_{t+p-1} + \dots + \Phi_{p-1} \cdot \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (14)$$

여기서 $\Phi_i = \begin{pmatrix} \phi_{i,11} & \phi_{i,12} & \phi_{i,13} \\ \phi_{i,21} & \phi_{i,22} & \phi_{i,23} \\ \phi_{i,31} & \phi_{i,32} & \phi_{i,33} \end{pmatrix}$ 라고 정의하고, $\ln S_t$, VOL_t , CDS_t 에 대한 p 기 후의

예측오차를 각각 $\lambda_{\ln S, t+p|t}$, $\lambda_{VOL, t+p|t}$, $\lambda_{CDS, t+p|t}$ 라고 하자. 그러면 예측오차의 분산이 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} Var[\lambda_{\ln S, t+p|t}] &= [\phi_{0,11}^2 + \dots + \phi_{p-1,11}^2] + [\phi_{0,12}^2 + \dots + \phi_{p-1,12}^2] \\ &\quad + [\phi_{0,13}^2 + \dots + \phi_{p-1,13}^2] \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} Var[\lambda_{VOL, t+p|t}] &= [\phi_{0,21}^2 + \dots + \phi_{p-1,21}^2] + [\phi_{0,22}^2 + \dots + \phi_{p-1,22}^2] \\ &\quad + [\phi_{0,23}^2 + \dots + \phi_{p-1,23}^2] \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} Var[\lambda_{CDS, t+p|t}] &= [\phi_{0,31}^2 + \dots + \phi_{p-1,31}^2] + [\phi_{0,32}^2 + \dots + \phi_{p-1,32}^2] \\ &\quad + [\phi_{0,33}^2 + \dots + \phi_{p-1,33}^2] \end{aligned} \quad (17)$$

IV. 실증 분석

1. 벡터자기회귀모형 분석 결과

2007년 미국의 서브프라임 모기지 사태로 촉발된 금융시장의 위기는 전 세계 금융시장에 영향을 미쳤고, 이는 특히 2008년 하반기에 발생한 여러 기업들의 신용위기로 그 심각성이 커졌다. 실제로 한국시장과 일본시장에서 국가 CDS 프리미엄 및 변동성 지수는 2008년 하반기에 급격히 증가하였으며, 주가지수도 급락하였다. 이는 2007년 하반기부터 글로벌 금융위기의 영향을 받은 것에 기인하며, 특히 2008년 들어 베어스텝스 및 리먼 브라더스 등의 미국의 금융투자사들의 파산이 그 원인일 수 있다. 이에, 세 변수 간에도 상호관계가 존재할 것이고 또 이러한 관계에 금융위기의 역할이 클 것이라는 판단하에, 금융위기를 기점으로 세 개의 부표본을 만들어 벡터자기회귀 모형 분석을 수행하였다. 기간을 나누는 기준은, 통상 금융위기 기간으로 간주되는 2007년에서 2008년을 위기기간으로 설정하고, 이 기간의 전과 후를 위기 전(2006년 이전)과 위기 후(2009년 이후)의 기간으로 정하였다.

우선 <Table 3>와 <Table 4>는 각각 한국시장과 일본시장을 대상으로 그랜저 인과관계 검정을 적용한 결과를 보여준다. Panel A는 전체 표본기간에 대한 결과이며, Panel B, C, D는 각각 금융위기 이전, 금융위기 기간 그리고 금융위기 이후의 부표본들을 분석한 결과이다. 한국시장에 대한 <Table 3>에서 전체 표본을 대상으로 한 결과, 제 2장에서 세운 6개 가설들이 모두 지지되어 국가 CDS 프리미엄 변화, 주가지수 변화 그리고 변동성 지수 변화 상호 간에 강한 선·후행 관계의 존재를 밝혔다. 반면 <Table 4>의 일본시장의 경우 전체 표본자료에 기초할 때 1% 유의수준하에 가설 1, 3, 4, 6 만이 지지되었다. 즉, 일본시장에서는 국가 CDS 프리미엄의 변화는 주가지수의 변화에 대한 예측력을 가지지 못하고, 또 변동성 지수의 변화도 국가 CDS 스프레드 변화에 대한 선도력을 가지지 못한다고 할 수 있다.

〈Table 3〉 Results of Granger-causality test in the Korean market

Table 3 shows the results of Granger-Causality Test in the Korean market. It is analyzed for three sub-sample periods based on financial crisis. The first row in each panel represents outcome variables and the second shows causal variables.

Panel A : Entire sample period

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	69.36	61.09	24.76	188.54	24.88	230.24
P-Value	< .0001	< .0001	0.0017	< .0001	0.0016	< .0001

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	2.83	3.09	4.48	4.25	21.53	6.84
P-Value	0.0925	0.0786	0.0343	0.0392	< .0001	0.0089

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	43.16	42.62	21.04	91.96	25	142.13
P-Value	< .0001	< .0001	0.0008	< .0001	0.0001	< .0001

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	7.37	3.22	0.86	0.5	5.85	19.46
P-Value	0.0066	0.0727	0.3534	0.4791	0.0241	< .0001

〈Table 4〉 Results of Granger-causality test in the Japanese market

Table 4 shows the results of Granger-Causality Test in the Japanese market. It is analyzed for three sub-sample periods based on financial crisis. The first row in each panel represents outcome variables and the second shows causal variables.

Panel A : Entire sample period

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	21.78	5.38	33.38	19.18	32.29	5.75
P-Value	0.0002	0.2502	< .0001	0.0007	< .0001	0.2183

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	5.39	3.34	2.68	0.55	2.66	0.19
P-Value	0.0677	0.1886	0.2624	0.7583	0.2643	0.9072

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	17.57	12.29	39.27	42.43	33.08	20.55
P-Value	0.0015	0.0153	< .0001	< .0001	< .0001	0.0004

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	$\Delta \ln S$		ΔVOL		ΔCDS	
	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL
Chi-Square	0.01	1.02	0.05	2.38	7.78	0
P-Value	0.9298	0.3117	0.8222	0.1228	0.0053	0.9704

부표본에 관한 그랜저 인과관계 분석 결과는 다음과 같다. 한국시장의 경우, 금융위기 이전에는 1% 유의수준하에 주가지수의 변화와 변동성 지수의 변화가 국가 CDS 프리미엄 변화를 선행하는 것으로 나타났고, 5% 유의수준하에 주가지수 수익률 변화와 CDS 프리미엄 변화가 변동성 지수 변화에 영향을 주는 것으로 나타났다. 금융위기 이후에는 1% 유의수준하에 가설 3과 가설 5만 지지되어 변동성 지수 변화가 나머지 다른 변수들 변화에 대한 선행성을 보였다. 또한, 5% 유의수준 적용 시 주가지수 변화가 국가 CDS 스프레드 변화를 선도한다는 가설 1까지 지지되었다. 이에 비해, 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 사이에는 1% 유의수준에서 가설 6개 모두 지지되었다. 한편 일본시장의 경우에는 위기기간 이전에는 변수 간에 상호 예측력이 거의 존재하지 않는 것으로 나타났고, 금융위기 이후에는 1% 유의수준하에 가설 1만이 지지되어, 주가지수의 변화만이 국가 CDS 프리미엄 변화를 예측하는 것으로 나타났다. 반면, 금융위기 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드 변화가 주가지수 변화를 예측한다는 가설 2는 5% 유의 수준하에 유의했고, 나머지 가설들은 1% 유의수준하에 모두 지지되어 변수들 간의 강력한 예측력을 보여주었다.

(Table 5) Results of vector auto-regressive analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Korean market

Table 5 shows the results of vector auto-regressive analysis in the Korean market. Panel A, B, C, and D are the results during the entire sample, the pre-financial crisis, the financial crisis, and the post-financial crisis periods, respectively.

Panel A : Entire sample period

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0671	0.0314	2.14	0.0328	-6.7769	3.4799	-1.95	0.0516	-127.6739	15.7662	-8.10	0.0001
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0543	0.0318	-1.71	0.0877	12.8805	3.5202	3.66	0.0003	22.1521	15.9489	1.39	0.1650
$\Delta \ln S(-3)$	0.0638	0.0318	2.01	0.0446	-5.5560	3.5195	-1.58	0.1146	-30.4752	15.9457	-1.91	0.0561
$\Delta \ln S(-4)$	-0.0993	0.0317	-3.14	0.0017	8.7551	3.5090	2.50	0.0127	84.7367	15.8981	5.33	0.0001
$\Delta \ln S(-5)$	-0.0780	0.0318	-2.45	0.0142	8.5669	3.5243	2.43	0.0152	17.7848	15.9673	1.11	0.2655
$\Delta \ln S(-6)$	-0.0127	0.0317	-0.40	0.6897	4.7997	3.5189	1.36	0.1727	12.5520	15.9431	0.79	0.4312
$\Delta \ln S(-7)$	-0.0044	0.0318	-0.14	0.8911	-0.1170	3.5194	-0.03	0.9735	18.0508	15.9453	1.13	0.2578
$\Delta \ln S(-8)$	0.0009	0.0316	0.03	0.9764	-5.7310	3.5066	-1.63	0.1024	-51.0981	15.8875	-3.22	0.0013
$\Delta VOL(-1)$	0.0020	0.0003	7.00	0.0001	-0.3390	0.0309	-10.96	0.0001	-2.0559	0.1401	-14.67	0.0001
$\Delta VOL(-2)$	0.0004	0.0003	1.28	0.2011	-0.0198	0.0328	-0.60	0.5459	-0.4379	0.1485	-2.95	0.0032
$\Delta VOL(-3)$	0.0009	0.0003	2.92	0.0036	-0.1656	0.0327	-5.07	0.0001	-0.6721	0.1480	-4.54	0.0001
$\Delta VOL(-4)$	0.0000	0.0003	0.14	0.8911	-0.0716	0.0329	-2.18	0.0298	0.4766	0.1491	3.20	0.0014
$\Delta VOL(-5)$	-0.0009	0.0003	-2.98	0.0029	0.0752	0.0323	2.33	0.0200	0.8505	0.1464	5.81	0.0001
$\Delta VOL(-6)$	-0.0006	0.0003	-2.19	0.0285	0.0217	0.0323	0.67	0.5029	0.2957	0.1465	2.02	0.0437
$\Delta VOL(-7)$	0.0001	0.0003	0.40	0.6866	-0.0006	0.0322	-0.02	0.9858	0.2445	0.1461	1.67	0.0944
$\Delta VOL(-8)$	-0.0008	0.0003	-2.65	0.0082	-0.0202	0.0317	-0.64	0.5234	-0.2534	0.1437	-1.76	0.0780
$\Delta CDS(-1)$	-0.0003	0.0001	-6.14	0.0001	0.0406	0.0059	6.92	0.0001	0.3297	0.0265	12.42	0.0001
$\Delta CDS(-2)$	-0.0001	0.0001	-1.07	0.2850	-0.0066	0.0061	-1.09	0.2779	0.0819	0.0275	2.97	0.0030
$\Delta CDS(-3)$	0.0000	0.0001	0.80	0.4209	-0.0043	0.0061	-0.70	0.4857	0.0026	0.0276	0.09	0.9261
$\Delta CDS(-4)$	-0.0002	0.0001	-3.40	0.0007	0.0489	0.0060	8.09	0.0001	-0.0043	0.0274	-0.16	0.8759
$\Delta CDS(-5)$	0.0000	0.0001	-0.74	0.4605	0.0202	0.0061	3.31	0.0009	0.0237	0.0277	0.86	0.3912
$\Delta CDS(-6)$	0.0000	0.0001	-0.09	0.9283	0.0134	0.0061	2.21	0.0274	-0.0110	0.0276	-0.40	0.6899
$\Delta CDS(-7)$	0.0000	0.0001	-0.29	0.7726	-0.0166	0.0061	-2.73	0.0065	-0.1199	0.0275	-4.36	0.0001
$\Delta CDS(-8)$	0.0001	0.0001	2.30	0.0213	-0.0224	0.0059	-3.83	0.0001	-0.1306	0.0265	-4.93	0.0001
C	0.0007	0.0004	2.03	0.0429	-0.0515	0.0392	-1.31	0.1890	-0.0398	0.1774	-0.22	0.8226

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	Dependent : $\Delta \ln S$				Dependent : ΔCDS				Dependent : ΔVOL			
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	-0.0297	0.0432	-0.69	0.4918	8.6994	3.4725	2.51	0.0124	-28.4046	7.3825	-3.85	0.0001
$\Delta VOL(-1)$	-0.0010	0.0005	-1.79	0.0734	-0.0168	0.0426	-0.39	0.6941	-0.0438	0.0906	-0.48	0.6286
$\Delta CDS(-1)$	-0.0003	0.0002	-1.86	0.0627	0.0365	0.0149	2.46	0.0141	0.2501	0.0316	7.92	0.0001
C	0.0008	0.0004	1.81	0.0709	-0.0413	0.0352	-1.17	0.2410	-0.0324	0.0749	-0.43	0.6656

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	Dependent : $\Delta \ln S$				Dependent : ΔCDS				Dependent : ΔVOL			
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0406	0.0638	0.64	0.5244	-11.5417	8.8437	-1.31	0.1925	-161.4225	42.1100	-3.83	0.0001
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0414	0.0646	-0.64	0.5219	29.3876	8.9630	3.28	0.0011	70.8596	42.6778	1.66	0.0975
$\Delta \ln S(-3)$	0.1151	0.0650	1.77	0.0771	-9.8990	9.0085	-1.10	0.2724	-26.9616	42.8946	-0.63	0.5300
$\Delta \ln S(-4)$	-0.1608	0.0653	-2.46	0.0142	19.3567	9.0617	2.14	0.0332	182.7949	43.1476	4.24	0.0001
$\Delta \ln S(-5)$	-0.0450	0.0663	-0.68	0.4973	10.4649	9.1915	1.14	0.2555	-12.8913	43.7659	-0.29	0.7685
$\Delta VOL(-1)$	0.0025	0.0004	5.77	0.0001	-0.4238	0.0611	-6.94	0.0001	-2.6910	0.2907	-9.26	0.0001
$\Delta VOL(-2)$	0.0004	0.0005	0.95	0.3418	0.0589	0.0622	0.95	0.3447	-0.6923	0.2962	-2.34	0.0199
$\Delta VOL(-3)$	0.0010	0.0005	2.27	0.0238	-0.2746	0.0623	-4.41	0.0001	-1.1773	0.2964	-3.97	0.0001
$\Delta VOL(-4)$	-0.0001	0.0005	-0.18	0.8536	-0.1109	0.0635	-1.75	0.0815	0.6633	0.3024	2.19	0.0288
$\Delta VOL(-5)$	-0.0009	0.0005	-1.88	0.0613	0.0948	0.0634	1.50	0.1356	1.1267	0.3018	3.73	0.0002
$\Delta CDS(-1)$	-0.0005	0.0001	-6.01	0.0001	0.0615	0.0114	5.38	0.0001	0.4436	0.0544	8.16	0.0001
$\Delta CDS(-2)$	0.0000	0.0001	-0.36	0.7227	-0.0107	0.0118	-0.91	0.3625	0.1305	0.0561	2.33	0.0204
$\Delta CDS(-3)$	0.0001	0.0001	0.89	0.3714	-0.0065	0.0117	-0.56	0.5783	0.0610	0.0557	1.09	0.2742
$\Delta CDS(-4)$	-0.0002	0.0001	-2.68	0.0076	0.0768	0.0117	6.57	0.0001	0.0063	0.0557	0.11	0.9104
$\Delta CDS(-5)$	0.0000	0.0001	0.04	0.9692	0.0247	0.0118	2.09	0.0372	0.0069	0.0562	0.12	0.9023
C	0.0003	0.0009	0.31	0.7583	-0.0164	0.1190	-0.14	0.8903	0.1517	0.5668	0.27	0.7892

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0306	0.0763	0.40	0.6891	-7.0550	7.6020	-0.93	0.3539	-97.4954	43.2345	-2.26	0.0247
$\Delta VOL(-1)$	0.0019	0.0007	2.71	0.0069	-0.2557	0.0713	-3.59	0.0004	-1.7884	0.4054	-4.41	0.0001
$\Delta CDS(-1)$	-0.0002	0.0001	-1.79	0.0735	0.0076	0.0108	0.71	0.4796	0.1856	0.0612	3.03	0.0026
C	0.0009	0.0007	1.32	0.1866	-0.0841	0.0665	-1.26	0.2069	-0.3255	0.3782	-0.86	0.3900

〈Table 5〉는 한국시장을 대상으로 한 벡터자기회귀 분석 결과를 보여준다. Panel A의 전체 기간에 대한 분석 시 최적 래그는 8일이었다. 각 종속변수별로 살펴보면, $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준과 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였고, 5일과 8일 전 계수들은 1% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. 더하여 ΔCDS 의 1일과 4일 전 계수들은 모두 1% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였고, 8일 전 계수는 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, $\Delta \ln S$ 의 2일 전 변수 계수는 1% 유의수준하에, 4, 5일 전 계수들은 5% 유의수준하에 양(+)의 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 1% 유의수준하에 4일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 보였다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우에는, 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 1일과 4일 전 변수 계수들은 강한 유의성을 보였지만 계수의 부호가 서로 달랐고, ΔCDS 의 1일과 2일 전 계수들은 1% 유의수준 하에 양(+)의 영향력을, 7일과 8일 전 계수들은 음(-)의 영향력을 나타냈다. 결과적으로, 전체 표본기간에 있어 각 변수들의 영향은 계수의 부호가 기대와 다르거나 시점에 따라 방향성이 변화하는 등 일관성 있는 결과를 찾기 어려웠다.

이에 금융위기가 변수들 간의 선·후행 관계에 어떤 영향을 미치는지 알아보고자 Panel B는 금융위기 이전, Panel C는 금융위기 기간 그리고 Panel D는 금융위기 이후로 부표본을 나눠 본 결과는 다음과 같다. 우선 부표본별 최적 래그를 살펴보면, 위기 전기와 후기는 1일, 위기 기간에는 5일로 결정되어 최적 래그에서도 부표본 기간에 따라 차이를 보였다⁵⁾. 각 종속변수별로 살펴보면, $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, 위기 이전에는 나머지 두 변수의 예측력이 미미했으며, 위기 이후에는 ΔVOL 의 1일 전 변수 계수만이 양(+)의 예측력을 보였다. 반면 위기 기간에는 ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준과 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였고, ΔCDS 의 1일과 4일 전 계수들은 모두 1% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 $\Delta \ln S$

5) 위기 전기, 위기기간, 위기 후기의 최적 래그의 수는 SC기준에 따르면 각각 1,4,0일이었고, HQ기준에 따르면 각각 1,5,1일이었다.

의 1일 전 변수 계수가 5% 유의수준하에 양(+)으로 유의했으며, 위기 이후에는 ΔVOL 의 1일 전 변수 계수만이 음(-)의 강한 유의성을 보였다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 2일과 4일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준과 5% 유의수준하에 양(+)의 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수들은 각각 1% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 보였다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 나머지 두 변수들의 1일 전 계수가 강하게 유의했으며, 위기 이후에는 $\Delta \ln S$ 과 ΔCDS 의 1일 전 계수들이 각각 5% 유의수준과 1% 유의수준하에 선도함을 보였다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 1일과 4일 전 변수 계수들은 강한 유의성을 보였지만 계수가 부호가 서로 달랐고, ΔCDS 의 1일과 2일 전 계수들은 각각 1% 유의수준 및 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였다.

〈Table 6〉는 일본시장을 대상으로 한 벡터자기회귀 분석 결과를 보여준다. Panel A의 전체 기간에 대한 분석 시 최적 래그는 4일이었다. $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, ΔVOL 의 1일과 3일 전 변수 계수가 1% 유의수준하에, 4일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였다. 또한 ΔCDS 의 1일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, $\Delta \ln S$ 의 2일 전 변수 계수는 양(+)의 예측력을, 4일 전 변수 계수는 음(-)의 강한 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1, 2, 3일 전 변수 계수들은 1% 유의수준하에, 4일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 나타냈다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우, ΔCDS 의 2일과 3일 전 변수 계수들이 강하게 유의했으나 그 방향성은 달랐으며, $\Delta \ln S$ 의 1일과 2일 전 변수 계수들은 강한 음(-)의 유의성을 보였다.

부표본별 최적 래그를 살펴보면, 위기 전기는 2일, 위기 기간은 4일, 위기 이후는 1일로 결정되어 위기기간에 가장 긴 최적 래그 수를 가지는 한국시장과 유사한 현상을 보였다⁶⁾. 각 종속변수별로 살펴보면, $\Delta \ln S$ 가 종속변수인 경우, 위기 이전에는 나머지 두 변수의 1일 전 계수들이 각각 5% 유의수준하에 예측력을 가졌고,

6) 위기 전기, 위기기간, 위기 후기의 최적 래그의 수는 SC기준에 따르면 각각 1,4,0일이었고, HQ기준에 따르면 각각 2,4,1일이었다.

〈Table 6〉 Results of vector auto-regressive analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Japanese market

Table 6 shows the results of vector auto-regressive analysis in the Japanese market. Panel A, B, C, and D are the results during the entire sample, the pre-financial crisis, the financial crisis, and the post-financial crisis periods, respectively.

Panel A : Entire sample period

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0328	0.0304	1.08	0.2799	-5.2427	3.6281	-1.45	0.1486	-16.5734	3.0804	-5.38	0.0001
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0422	0.0306	-1.38	0.1679	8.5871	3.6528	2.35	0.0188	-9.0168	3.1014	-2.91	0.0037
$\Delta \ln S(-3)$	0.0120	0.0307	0.39	0.6958	-3.7392	3.6682	-1.02	0.3082	-3.8951	3.1145	-1.25	0.2112
$\Delta \ln S(-4)$	0.0788	0.0307	2.57	0.0102	-14.8585	3.6642	-4.06	0.0001	0.2606	3.1111	0.08	0.9333
$\Delta VOL(-1)$	0.0009	0.0003	3.46	0.0006	-0.1980	0.0298	-6.66	0.0001	-0.0548	0.0253	-2.17	0.0303
$\Delta VOL(-2)$	0.0004	0.0003	1.73	0.0836	-0.0851	0.0299	-2.84	0.0045	-0.0557	0.0254	-2.19	0.0285
$\Delta VOL(-3)$	0.0008	0.0003	3.00	0.0027	-0.1236	0.0298	-4.15	0.0001	-0.0523	0.0253	-2.06	0.0391
$\Delta VOL(-4)$	0.0005	0.0003	2.06	0.0395	-0.0745	0.0295	-2.52	0.0117	-0.0207	0.0251	-0.82	0.4097
$\Delta CDS(-1)$	-0.0005	0.0002	-2.03	0.0428	-0.0046	0.0284	-0.16	0.8721	0.0234	0.0241	0.97	0.3320
$\Delta CDS(-2)$	0.0002	0.0002	0.93	0.3540	-0.0068	0.0283	-0.24	0.8110	0.0189	0.0241	0.79	0.4316
$\Delta CDS(-3)$	-0.0002	0.0002	-0.86	0.3872	0.0789	0.0282	2.80	0.0052	0.0894	0.0240	3.74	0.0002
$\Delta CDS(-4)$	-0.0002	0.0002	-0.78	0.4384	0.0494	0.0281	1.76	0.0785	-0.0848	0.0238	-3.56	0.0004
C	0.0001	0.0004	0.13	0.8985	-0.0040	0.0433	-0.09	0.9274	0.0300	0.0368	0.82	0.4144

Panel B : Before financial crisis(Before the year 2006)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0089	0.0341	0.26	0.7939	-5.0737	3.6428	-1.39	0.1640	0.0069	0.9258	0.01	0.9940
$\Delta \ln S(-2)$	-0.0196	0.0340	-0.58	0.5640	3.2086	3.0324	0.88	0.3773	1.6209	0.9232	1.76	0.0795
$\Delta VOL(-1)$	0.0008	0.0003	2.46	0.0139	-0.3876	0.0337	-11.51	0.0001	0.0041	0.0086	0.48	0.6312
$\Delta VOL(-2)$	0.0003	0.0003	0.93	0.3538	-0.1658	0.0336	-4.93	0.0001	0.0063	0.0085	0.74	0.4583
$\Delta CDS(-1)$	-0.0024	0.0012	-2.01	0.0447	-0.0997	0.1277	-0.78	0.4353	-0.2214	0.0325	-6.82	0.0001
$\Delta CDS(-2)$	-0.0006	0.0012	-0.53	0.5961	-0.0173	0.1280	-0.14	0.8925	-0.0878	0.0325	-2.70	0.0071
C	0.0007	0.0004	1.86	0.0629	-0.0159	0.0395	-0.40	0.6877	-0.0165	0.0100	-1.64	0.1005

Panel C : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	0.0244	0.0746	0.33	0.7440	-0.6173	9.0255	-0.07	0.9455	-16.3495	4.3772	-3.74	0.0002
$\Delta \ln S(-2)$	-0.1221	0.0746	-1.64	0.1026	11.9371	9.0262	1.32	0.1866	-13.6730	4.3775	-3.12	0.0019
$\Delta \ln S(-3)$	0.0106	0.0757	0.14	0.8887	-11.7149	9.1502	-1.28	0.2010	1.5292	4.4376	0.34	0.7305
$\Delta \ln S(-4)$	0.2857	0.0752	3.80	0.0002	-32.0823	9.0893	-3.53	0.0005	-4.0626	4.4081	-0.92	0.3572
$\Delta VOL(-1)$	0.0011	0.0006	1.88	0.0600	-0.1621	0.0672	-2.41	0.0162	-0.0532	0.0326	-1.63	0.1035
$\Delta VOL(-2)$	-0.0001	0.0005	-0.27	0.7884	-0.0433	0.0649	-0.67	0.5046	-0.0451	0.0315	-1.43	0.1524
$\Delta VOL(-3)$	0.0011	0.0005	1.97	0.0497	-0.2247	0.0647	-3.47	0.0006	-0.0499	0.0314	-1.59	0.1124
$\Delta VOL(-4)$	0.0016	0.0005	2.87	0.0042	-0.1528	0.0652	-2.34	0.0195	-0.0765	0.0316	-2.42	0.0159
$\Delta CDS(-1)$	-0.0017	0.0009	-1.99	0.0475	0.2167	0.1053	2.06	0.0400	0.0389	0.0511	0.76	0.4465
$\Delta CDS(-2)$	0.0015	0.0009	1.68	0.0942	-0.1623	0.1054	-1.54	0.1241	0.0300	0.0511	0.59	0.5573
$\Delta CDS(-3)$	0.0000	0.0008	0.05	0.9586	0.2470	0.1013	2.44	0.0151	0.0835	0.0491	1.70	0.0899
$\Delta CDS(-4)$	0.0014	0.0008	1.72	0.0868	0.2300	0.1009	2.28	0.0231	-0.0581	0.0489	-1.19	0.2358
C	-0.0013	0.0009	-1.40	0.1611	0.0143	0.1141	0.13	0.9004	0.0340	0.0553	0.61	0.5390

Panel D : After financial crisis(After the year 2009)

	Dependent : $\Delta \ln S$			Dependent : ΔCDS			Dependent : ΔVOL					
	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	Coefficient	Standard error	t-value	p-value
$\Delta \ln S(-1)$	-0.0192	0.0724	-0.26	0.7912	-0.3781	8.8624	-0.04	0.9660	-54.4022	14.0525	-3.87	0.0001
$\Delta VOL(-1)$	0.0001	0.0006	0.21	0.8361	-0.0789	0.0712	-1.11	0.2686	-0.3007	0.1129	-2.66	0.0081
$\Delta CDS(-1)$	-0.0003	0.0003	-1.03	0.3047	-0.0504	0.0331	-1.53	0.1279	0.0086	0.0524	0.16	0.8703
C	0.0002	0.0008	0.22	0.8281	-0.0585	0.0962	-0.61	0.5439	0.0678	0.1526	0.44	0.6572

위기 이후에는 어떤 변수들도 예측력을 가지지 않았다. 반면 위기 기간에는 ΔVOL 의 3일과 4일 전 변수 계수들은 각각 5% 유의수준과 1% 유의수준하에 양(+)의 유의성을 보였고, ΔCDS 의 1일 전 변수 계수는 5% 유의수준하에 음(-)의 유의성을 보였다. ΔCDS 가 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 ΔVOL 의 1, 2일 전 변수 계수들은 음(-)의 강한 유의성을 보였지만 위기 이후에는 어떤 변수도 유의하지 않았다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 4일 전 변수 계수들은 강한 양(+)의 예측력을 보였고, ΔVOL 의 1, 3, 4일 전 변수 계수들은 5% 유의수준하에 음(-)의 예측력을 나타냈다. 마지막으로 ΔVOL 이 종속변수인 경우에는, 위기 이전에는 ΔCDS 의 1, 2일 전 변수 계수들이 강하게 유의했으며, 위기 이후에는 $\Delta \ln S$ 의 1일 전 변수만이 강한 선도력을 보인다. 반면 위기 기간에는 $\Delta \ln S$ 의 1일과 2일 전 변수 계수들만 강한 음(-)의 유의성을 보였다.

위의 결과들을 종합한 주요 발견들은 다음과 같다. 첫째, 한국시장과 일본시장 모두에서 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드와 변동성지수 그리고 주가지수 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타났다⁷⁾. 둘째, 한국과 일본시장에서 일반적 경제상황에서는 국가 CDS 스프레드 변화가 주가지수 수익률 변화를 선행하는 경향을 보였고, 이는 한국시장에서 더 강건하게 나타났다. 반면 금융위기 동안 두 국가에 있어 CDS 스프레드 변화와 주가지수 수익률 변화의 양방향 선·후행성을 관찰할 수 있었다. 이는 일반적인 경제상황에서는 김우철 외(2009)의 연구결과를 지지하며 신용등급이 높은 경우 주식시장의 가격 움직임이 신용시장의 가격 움직임을 선행함을 보인 것이지만, 금융위기라는 상황하에서는 주식시장과 신용시장의 양방향 정보 흐름이 존재함을 보여 해당 결과가 경제상황에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

7) 금융위기 기간에 유의한 계수가 많은 것은 최적 래그의 차이에 의한 효과도 영향일 수 있다. 이를 방지하기 위해 각 부표본 기간의 최적 래그를 같은 수로 조정한 조건에서 금융위기 전과 후의 유의한 계수를 살펴보았다. 이에 금융위기 전과 후 시기에서 래그수를 늘렸을 때 간혹 5% 또는 10% 유의수준하에 유의성을 지닌 래그들이 한두 개 존재하는 것을 발견하기는 하였다. 하지만 한국시장과 일본시장 모두에서 이들이 금융위기 기간에 나타난 것보다 더 강하게 유의하지는 않아, 금융위기 기간에 유의한 계수가 더 많고 그 유의성이 강하다는 점에서는 기존 결과와 일관성을 보였다. 이와 관련하여 유의한 의견을 주신 익명의 심사위원님께 감사드린다.

2. 충격반응분석 결과

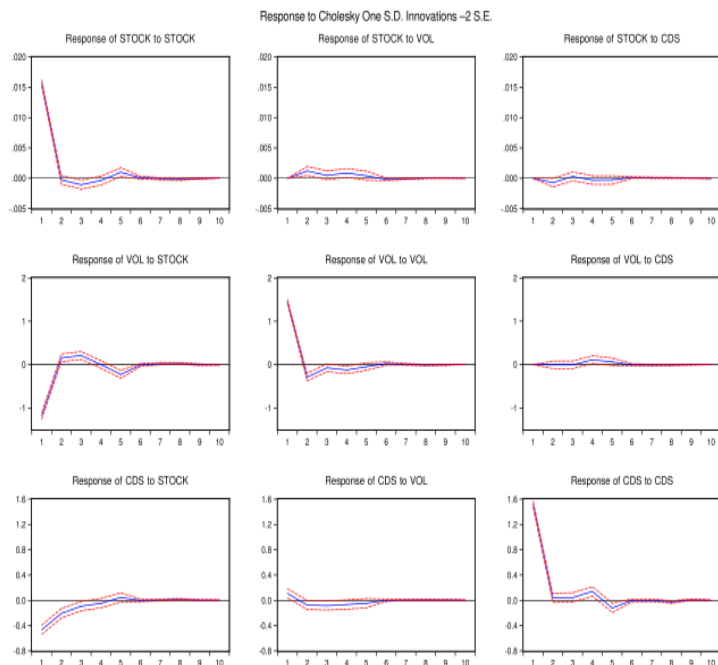
〈Figure 1〉은 전체 표본을 사용한 한국시장과 일본시장에서의 충격반응분석 결과이다. 우선 한국시장 결과를 살펴보면, $\Delta \ln S$, ΔVOL , ΔCDS 은 자기자신의 충격에 대해서는 단기적으로 큰 양(+)의 반응을 보였으나 $\Delta \ln S$ 과 ΔVOL 은 대체로 2, 3일 이내에 급격히 소멸했고, ΔCDS 는 5일 정도 이내에 소멸함을 보였다. $\Delta \ln S$ 의 충격에 대한 ΔVOL 의 반응은 단기에 음(-)으로 나타났고 5일 이내에 대체로 소멸하는 반응을 보였는데, 이는 〈Table 5〉에서 주가지수의 전기 변화가 변동성 지수 변화에 대해 위기 전기, 위기기간 그리고 위기 이후 모두에서 음(-)의 예측력을 보인 것과 일치한다. 또한, $\Delta \ln S$ 의 충격에 대한 ΔCDS 의 반응도 마찬가지로 단기에 음(-)으로 나타났으며⁸⁾, 3일 이내에 대체로 소멸하는 반응을 보였다. ΔVOL 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 과 ΔCDS 의 반응은 양(+) 혹은 음(-)으로 선명하게 드러나지 않았다. ΔCDS 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 과 ΔVOL 의 반응도 역시 반응의 크기가 상대적으로 작고 양(+) 혹은 음(-)의 반응을 모두 보였다. 이는 전체기간에 대한 벡터자기회귀 분석 결과에서 미래 주가지수 수익률 변화에 대한 CDS 스프레드의 변화의 예측력이 떨어지고 방향성이 보이지 않았던 것과 일치한다. 한편 일본시장 결과는 한국시장의 결과와 대부분 유사한 패턴을 보였으며, 반응의 크기가 다소 더 작고 소멸 시점이 더 빠르게 나타났다.

8) 전체 표본기간의 충격반응분석에서는 주가지수 수익률의 충격에 대한 CDS 스프레드 변화량의 반응이 단기적으로 음(-)이지만, 〈Table 5〉의 부표본 충격반응분석 결과를 살펴보면 주가지수 수익률은 CDS 스프레드 변화량에 유의한 양(+)의 영향을 주고 있는 것으로 보인다. 이런 차이를 발생하는 이유는 전체 표본기간의 벡터자기회귀 결과를 살펴보았을 때 주가지수 수익률 변화의 레그에 따른 계수가 음(-)과 양(+)을 반복하며 변하는 것과 관련이 있다. 특히, 계수가 양(+)인 레그들은 유의하지만, 계수가 음(-)인 레그들은 유의하지 않았고, 이런 영향이 복합되어 나타난 결과로 해석된다.

〈Figure 1〉 Results of impulse response analysis during entire sample period in Korean and Japanese markets

Figure 1 shows the results of impulse response analysis among stock index, sovereign CDS spread and volatility index. Each graph represents 95% confidence intervals during entire sample period (from January 2003 to August 2010). To be specific, each figure in the first, second, third rows shows impulse response of stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. X-axis of each graph indicates how many days have been passed on after the impulse reached. The symbol of STOCK, VOL and CDS stands for the change of logged stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. The nine graphs on the left side are for the Korean market and the other nine graphs on the right side are for the Japanese market.



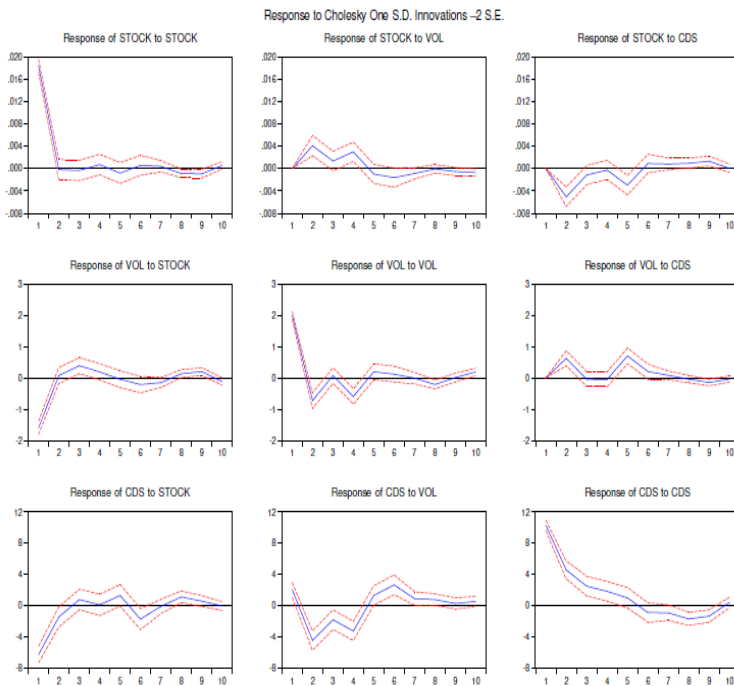


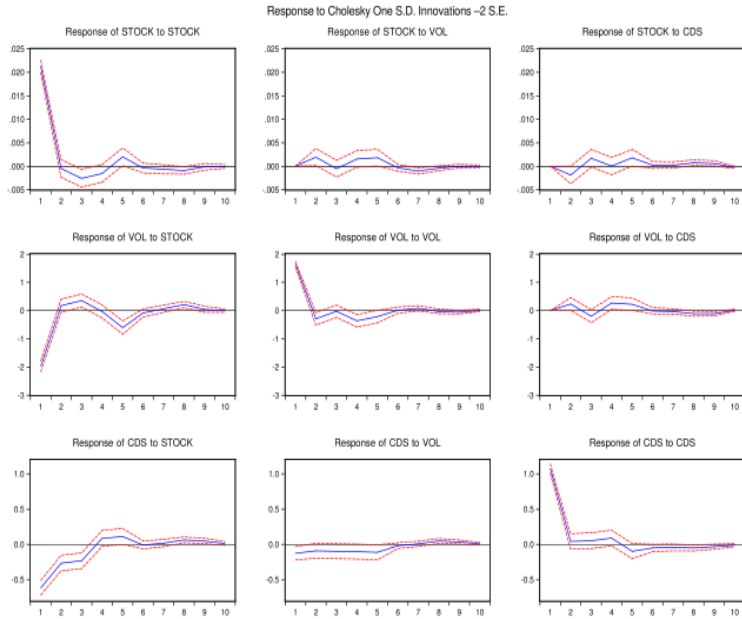
〈Figure 2〉은 금융위기 기간 동안 한국시장과 일본시장에 대한 충격반응분석 결과이다. 우선 한국시장에 대해 살펴보면, 전체표본기간 결과와 비교하여 모든 경우에서 충격에 대한 반응의 크기가 증가한 것을 확인할 수 있다. 특히, ΔVOL 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 의 반응은 양(+)으로 4일간 지속되었고, 이는 〈Table 4〉에서 위기기간에 3일 전의 변동성지수 변화가 미래 주가지수 변화를 예측한다는 결과와 일치하였다. 또한 ΔCDS 의 충격에 대한 $\Delta \ln S$ 의 음(-)의 반응이 6일이 지나서야 소멸함을 보이는데, 이 역시 위기기간에 한국시장에서 국가 CDS 스프레드 변화가 미래 주가지수 변화를 예측한다는 결과와 일치하였다. 반면 ΔVOL 및 $\Delta \ln S$ 충격에 대한 ΔCDS 의 반응과 $\Delta \ln S$ 충격에 대한 ΔVOL 의 반응 모두 그 크기가 상대적으로 컸지만 양(+) 혹은 음(-)의 반응을 모두 보였고, 이는 벡터자기회귀 분석 결과에서 해당 변수들에 있어 래그 변화에 따라 계수의 부호가 달라졌던 현상과 일관성이 있었다. 일본 시장에서도 충격반응의 패턴은 대체로 유사했으며 전체기간과 비교하여 금융위기기간에 반응의 크기가 커지는 결과를 확인할 수 있었

다. 결론적으로 충격반응분석 결과들은 한국시장과 일본시장 모두에서 금융위기 기간에 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타났던 벡터자기회귀 분석의 결과를 지지한다.

〈Figure 2〉 Results of impulse response analysis during financial crisis period in Korean and Japanese markets

Figure 2 shows the results of impulse response analysis among stock index, sovereign CDS spread and volatility index. Each graph represents 95% confidence intervals during the financial crisis period (between the year 2007 and 2008). To be specific, each figure in the first, second, third row shows impulse response of stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. X-axis of each graph indicates how many days have been passed on after the impulse reached. The symbol of STOCK, VOL and CDS stands for the change of logged stock index, volatility index and sovereign CDS spread, respectively. The nine graphs on the left side are for the Korean market and the other nine graphs on the right side are for the Japanese market.





3. 분산분해분석 결과

분산분해분석은 벡터자기회귀 모형에서 각각의 변수들이 다른 변수들의 미래 예측 오차의 분산을 설명하는 정도를 알아봄으로써 각각의 변수들이 다른 변수들에 대해 갖는 정보의 양을 측정하는 것이다. <Table 7>과 <Table 8>는 이러한 설명력을 백분율로 환산하여 나타내고 있다. Panel A는 전체기간, Panel B는 금융위기 기간의 결과를 각각 제시한다. 한국시장에 대한 <Table 7>의 실증분석 결과는 다음과 같다. 종속변수가 $\Delta \ln S$ 인 경우에는 ΔCDS 가 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 10% 미만을 설명하며 ΔVOL 은 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 8% 미만을 설명한다. 종속변수가 ΔVOL 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 가 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 40% 미만을 설명하고, ΔCDS 가 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 11% 미만을 설명한다. 마지막으로 종속변수가 ΔCDS 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 27% 미만을 설명하고, ΔVOL 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 21% 미만을 설명한다. 더하여, 전반적으로 전체 표본 기간보다는 금융위기 기간에 각

〈Table 7〉 Results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Korean market

Table 7 shows the results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Korean market. The first row in each panel represents dependent variables and the second shows independent variables.

Panel A : Entire sample period (unit: %)

Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS		
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS
1	100.00	0.00	0.00	39.89	60.11	0.00	19.03	2.59	78.38
2	96.07	1.92	2.00	37.22	60.35	2.44	17.08	9.70	73.22
3	95.75	2.04	2.22	37.74	59.81	2.45	16.72	10.17	73.11
4	95.10	2.71	2.20	37.32	60.25	2.43	16.39	11.70	71.91
5	94.38	2.75	2.87	36.25	58.61	5.14	16.50	12.17	71.34
6	93.83	3.32	2.85	36.06	58.40	5.55	16.44	14.12	69.44
7	93.48	3.67	2.85	35.95	58.15	5.90	16.34	14.46	69.20
8	93.43	3.69	2.88	35.68	57.83	6.48	16.33	14.21	69.46
9	92.40	4.08	3.52	35.27	56.90	7.83	15.98	13.83	70.20
10	92.38	4.09	3.53	35.12	57.01	7.88	15.88	14.12	70.00

Panel B : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008) (unit: %)

Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS		
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS
1	100.00	0.00	0.00	38.96	61.04	0.00	26.56	2.70	70.74
2	88.91	4.36	6.73	34.21	60.49	5.31	21.72	12.63	65.65
3	88.19	4.79	7.02	35.52	59.28	5.21	20.92	13.66	65.42
4	86.17	6.96	6.87	34.23	60.79	4.98	19.57	17.73	62.71
5	84.11	7.01	8.88	32.10	57.44	10.46	19.95	18.13	61.92
6	83.40	7.60	9.00	32.23	56.94	10.83	20.33	20.32	59.36
7	83.12	7.75	9.12	32.38	56.75	10.87	20.19	20.50	59.31
8	82.97	7.72	9.31	32.35	56.83	10.81	20.30	20.33	59.38
9	82.60	7.74	9.67	32.60	56.43	10.97	20.23	20.16	59.60
10	82.51	7.85	9.65	32.55	56.53	10.92	20.20	20.24	59.56

종속 변수 예측오차에 관한 타 변수들에 의한 설명력은 증가하였으나 ΔVOL 의 예측 오차 분산에 관한 $\Delta \ln S$ 의 설명력은 유사한 수준이었다⁹⁾.

다음으로 일본시장에 대한 <Table 8> 분석 결과는 다음과 같다. 종속변수가 $\Delta \ln S$ 인 경우에는 ΔCDS 이 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 3% 미만을 설명하며, ΔVOL 역시 $\Delta \ln S$ 의 예측 오차 분산의 최대 3% 미만을 설명한다. 종속변수가 ΔVOL 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 이 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 60% 미만을 설명하고, ΔCDS 는 ΔVOL 의 예측 오차 분산의 최대 4% 미만을 설명한다. 마지막으로 종속변수가 ΔCDS 인 경우에는, $\Delta \ln S$ 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 30% 미만을 설명하고, ΔVOL 이 ΔCDS 의 예측 오차 분산의 최대 4% 미만을 설명한다. 더하여, 전반적으로 한국시장과 유사하게 전체 표본 기간보다는 금융위기 기간에 각 종속 변수 예측오차에 관한 타 변수에 의한 설명력은 증가함을 확인할 수 있다¹⁰⁾.

결과적으로 분산분해분석을 통해 두 시장에서 미래 예측 오차는 대체로 금융위기 전기 또는 후기보다 금융위기 시기에 다른 변수의 변화에 의해 설명되는 비율이 커짐을 확인할 수 있었고, 이는 앞서 두 분석 방법들에 따른 결과들을 지지하는 것이었다. 세 가지 분석 방법에 따른 모든 결과들을 종합하면, 한국시장과 일본시장 모두에서 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 세 변수 간의 예측력이 위기 전기와 후기에 비해서 훨씬 강하게 나타났다고 할 수 있다. 이와 같은 현상은 시장의 효율적 메커니즘이 제대로 작동하기 어려운 위기기간에는 정보의 전이속도가 느림으로 인해(Hou, 2007), 또 체계적 위험과 관련된 정보의 전이가

9) 지면의 절약을 위해 표를 삽입하지 않았지만 금융위기 전후에 대한 분산분해분석 결과는 다음과 같다. 한국시장에서 $\Delta \ln S$ 의 예측오차분산은 금융위기 전후 모두에서 다른 변수들에 의해 단지 1.5% 이하 정도만 설명된 반면, ΔVOL 의 예측오차분산은 $\Delta \ln S$ 에 의해 각각 전기에 44%, 후기에 49%까지 설명되었다. 또한, $\Delta \ln S$ 는 ΔCDS 의 예측오차분산을 전기에 6%, 후기에 약 34%까지 설명하기도 했다.

10) 일본시장에서 $\Delta \ln S$ 의 예측오차분산은 금융위기 전후 모두에서 다른 변수들에 의해 단지 0.6% 이하만 설명된 반면, ΔVOL 의 예측오차분산은 $\Delta \ln S$ 에 의해 전기에 9%, 후기에 53%까지 설명되었다. 또한, $\Delta \ln S$ 은 ΔCDS 의 예측오차분산을 금융위기 후기에 약 14%까지 설명하기도 했다.

〈Table 8〉 Results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Japanese market

Table 8 shows the results of variance decomposition analysis on stock index, sovereign CDS spread and volatility index in the Japanese market. The first row in each panel represents dependent variables and the second shows independent variables.

Panel A : Entire sample period										(unit: %)
Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS			
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	
1	100.00	0.00	0.00	39.93	60.07	0.00	8.61	0.48		90.92
2	99.21	0.58	0.22	39.41	60.59	0.00	10.09	0.70		89.22
3	99.09	0.67	0.25	40.08	59.92	0.00	10.35	0.97		88.68
4	98.76	0.97	0.28	39.78	59.87	0.35	10.33	1.14		88.54
5	98.66	1.03	0.31	40.54	59.02	0.45	10.33	1.21		88.46
6	98.64	1.04	0.32	40.53	59.02	0.45	10.33	1.21		88.46
7	98.64	1.05	0.32	40.54	59.01	0.45	10.33	1.21		88.46
8	98.64	1.05	0.32	40.55	59.00	0.45	10.33	1.21		88.45
9	98.64	1.05	0.32	40.55	59.00	0.45	10.33	1.21		88.45
10	98.64	1.05	0.32	40.55	59.00	0.45	10.33	1.21		88.45
Panel B : During financial crisis(Between the year 2007 and 2008)										(unit: %)
Forecast horizon	$\Delta \ln S$			ΔVOL			ΔCDS			
	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	$\Delta \ln S$	ΔVOL	ΔCDS	
1	100.00	0.00	0.00	59.25	40.75	0.00	24.49	1.04		74.47
2	98.43	0.82	0.75	58.20	41.00	0.80	27.61	1.51		70.88
3	97.79	0.86	1.35	58.61	40.02	1.37	29.70	2.01		68.30
4	97.32	1.34	1.34	56.92	40.74	2.35	29.67	2.59		67.75
5	96.03	2.00	1.97	58.27	38.86	2.86	29.79	3.25		66.96
6	96.00	2.02	1.98	58.32	38.82	2.86	29.75	3.27		66.99
7	95.78	2.23	1.99	58.28	38.85	2.87	29.73	3.27		67.01
8	95.64	2.26	2.10	58.42	38.58	3.01	29.80	3.38		66.82
9	95.57	2.26	2.17	58.31	38.53	3.15	29.85	3.44		66.71
10	95.56	2.26	2.19	58.31	38.53	3.16	29.85	3.44		66.71

위기기간에 특히나 왕성하게 나타남으로 인해(Ehler et al., 2010), 위 세 변수 간에 선·후행 관계가 금융위기 발생 전과 후의 시점보다 위기기간 동안에 더 강력하게 관찰된 것이라고 설명할 수 있다. 즉, 비효율적 시장에서는 정보가 시장가격에 신속하게 반영되지 못하므로 특정변수가 다른 변수에 대해 예측력을 가지게 된다. 반면, 시장이 효율적이라면 정보가 거의 동시에 모든 시장에 반영되므로 세 변수 간의 이러한 선·후행 관계가 잘 관찰되지 않은 것으로 해석된다.

V. 결론

본 연구는 한국과 일본에서 국가 CDS 스프레드, 변동성 지수 그리고 주가지수 간의 동태적 영향력에 대해 특정 변수가 다른 변수에 대하여 선도관계를 보여 예측력을 가지는가, 어느 정도의 시차를 두고 영향을 미치는가, 얼마나 큰 영향을 미치는가를 분석하기 위해, 실증분석의 방법으로는 벡터자기회귀 모형에 근거한 그랜저 인과관계 검정, 충격반응분석 그리고 분산분해분석을 이용하였다.

일본시장과 한국시장 두 시장 모두에서 유사하게 나타나는 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 금융위기 기간인 2007년부터 2008년 기간 동안에는 국가 CDS 스프레드와 변동성지수 그리고 주가지수 세 변수 간의 예측력이 그 이외의 기간들에 비해서 월등히 높게 나타난다. 이러한 현상은 시장의 효율적 메커니즘이 제대로 작동하기 어려운 위기기간에는 정보의 전이속도가 느림으로 인해, 또 체계적 위험과 관련된 정보의 전이가 위기기간에 특히나 왕성하게 나타남으로 인해, 위 세 변수 간에 선·후행 관계가 금융위기 발생 전과 후의 시점보다 위기기간 동안에 더 강력하게 관찰된 것이라고 설명할 수 있다. 즉, 비효율적 시장에서는 정보가 시장가격에 신속하게 반영되지 못하므로 특정변수가 다른 변수에 대해 예측력을 가지게 된다. 반면, 시장이 효율적이라면 정보가 거의 동시에 모든 시장에 반영되므로 세 변수 간의 이러한 선·후행 관계는 관찰되지 않을 것이다. 둘째, 상대적으로 신용등급이 높은 국가들인 한국과 일본 시장에서는 일반적 경제상황하

에서는 주식시장이 CDS시장을 선행하지만 금융위기 시기에는 양방향 선·후행성 관계가 관찰되었다. 이는 일반적인 경제상황에서는 신용등급이 높은 경우 주식시장이 신용시장을 선행하지만, 금융위기라는 상황하에서는 주식시장과 신용시장의 양방향 정보 흐름이 존재함을 보여 주식시장과 신용시장의 연계성이 경제상황에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

본 연구가 어느 변수가 더 선행성을 가지고 선행지표로서의 역할을 하는가에 대한 검증을 하였다면, 향후에는 각 변수 간에 변동성 전이효과가 있는가에 대한 연구도 이루어져야 할 것으로 본다. 나아가 최근의 글로벌 금융위기 기간에 잘 드러났듯이 국내외 금융시장 간 연계성이 외환위기 이후 커진 가운데 해외금융시장의 변동성이 국내금융시장에 미치는 파급효과도 보다 장기적이고 지속적으로 변화될 것으로 예상된다. 그 밖에도 금융위기의 발생원인, 위기 전후의 국내외 경제·금융 여건, 정책 대응 등에 있어서의 상이성 등도 국내외 금융변수 간 상관관계의 변화에 영향을 주었을 수 있다. 이를 반영하여, 향후에 해외금융시장 변수들이 국내금융시장에 영향을 미치는 경로 등에 대한 보다 세밀한 연구가 추가적으로 필요할 것이다.

참고문헌

김우철 · 원승연 · 이건범 · 이기영, “신용등급과 채권시장의 정보 효율성: 개별 주가와 신용스프레드의 동태적 패널 분석”, **금융연구**, 제23호, 한국금융연구원, 2009, pp. 75-110.

(Translated in English) Woocheol Kim, Seungyeon Won, Keonbeom Lee, and Gi Young Lee, “Credit Ratings and Information Efficiency of Bond Market: Dynamic Panel Analysis on the Stock Returns and Credit Spreads with Firm-Level Data”, *Journal of Money & Finance*, Vol. 23, 2009, pp. 75-110.

배광일 · 강한길 · 이창준, “국내 CDS시장과 주식시장의 관계에 관한 연구”, **선물연구**, 제18호, 한국파생상품학회, 2010, pp. 1-22.

(Translated in English) Kwangil Bae, Hankil Kang, and Changjun Lee, “The Lead-lag Relationship between the Stock Market and CDS Market in Korea”, *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 18, 2010, pp. 1-22.

한덕희 · 이상원, “국가 CDS가 주식 및 채권시장에 대한 선행지표로 유용한가?”. **산업경제연구**, 제22호, 한국산업경제학회, 2009, pp. 2131-2148.

(Translated in English) Duck-Hee Hahn and Sang-Won Lee, “The Comovement of Sovereign Credit Default Swap, Bond and Stock Markets”, *Journal of Korean Industrial Economy*, Vol. 22, 2009, pp. 2131-2148.

Arellano, M. and Bond, S., “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 277-297.

Blanco, R., Brennan, S., and Marsh, I.W., “An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps”, *Journal of Finance*, Vol. 60, 2005, pp. 2255-2281.

Bystrom, H.N.E., “Credit default swaps and equity prices: the iTraxx CDS index

- market”, Working paper, 2005.
- Coronado, M., Corzo, M.T., and Lazcano, L., “A case for Europe: the relationship between sovereign CDS and stock indexes”, Available at SSRN 1889121, 2011.
- De Bondt, G., “Does the credit risk premium lead the stock market?”, *Applied Financial Economics Letters*, Vol. 1, 2005, pp. 263-268.
- Ehlers, S., Guertler, M., and Olboeter, S., “Financial crises and information transfer-an empirical analysis of the lead-lag relationship between equity and CDS itraxx indices”, 2010, Available at SSRN 1585132.
- Fort, S. and Pena, J.I., “Credit spreads: An empirical analysis on the informational content of stocks, bonds, and CDS”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, 2009, pp. 2013-2025.
- Hotchkiss, E.S. and Ronen, T., “The informational efficiency of the corporate bond market: An intra- day analysis”, *Review of Financial Studies*, Vol. 15, 2002, pp. 1325-1354.
- Hou, K., “Industry information diffusion and the lead-lag effect in stock returns”, *Review of Financial Studies*, Vol. 20, 2007, pp. 1113-1138.
- Y.S. Kim and Chan-Lau, J.A., “Equity prices, credit default swaps, and bond spreads in emerging markets”, *International Monetary Fund*, Vol. 4, 2004.
- Longstaff, F.A., Mithal, S., and Neis, E., “Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? new evidence from the credit default swap market”, *Journal of Finance*, Vol. 60, 2005, pp. 2213-2253.
- Longstaff, F.A., Mithal, S., and Neis, E., “The credit default swap market: is credit protection priced correctly?”, Working Paper. University of California. Los Angeles, 2003.
- Merton, R.C., 1974, On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance*, Vol. 29, pp. 449-470.

- Norden, L. and Weber, M., “Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, 2004, pp. 2813-2843.
- Norden, L. and Weber, M., “The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: an empirical analysis”, *European financial management*, Vol. 15, 2007, pp. 529-562.
- Zhu, H., “An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market”, *Journal of Financial Services Research*, Vol. 29, 2006, pp. 211-235.

Abstract

This study investigates the lead-lag relationships among stock index, sovereign CDS spread, and volatility index in Korean and Japanese markets. The methodologies we used for clarifying the links among variables include Granger-causality test, the impulse response analysis and the variance decomposition analysis based on vector autoregressive model. In order to expand the research scope and overcome the limitation of previous researches that have focused on the lead-lag linkages only in the ordinary economic environment, our research takes into consideration the distinctive role of financial crisis by splitting the aggregate time horizon into three sub-periods. Our main finding is that lead-lag relationships are more pronounced during financial crisis. The presumable reason would be the speed of transmitting information as well as the market inefficiency during the crisis. Put it differently, in inefficient markets where it is hard for any information to be reflected as fast as possible, one variable can have a predictive power for another variable. On the contrary, any lead-lag relationship between those three variables is not found in efficient markets where it is allowed for any news to be simultaneously transmitted to every markets. The empirical results exhibit the consistency of links among three variables both in the Korean and Japanese markets.

※ **Key words:** lead-lag relationships, Granger-causality test, impulse response analysis, variance decomposition analysis

건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향 연구

The Effects of Health Status on Household Portfolio Allocations

이 창 우* · 전 성 주**

Changwoo Lee · Sungju Chun

미국의 많은 선행연구들은 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 어떤 영향을 주는지 알아보기 위하여 실증연구를 수행하였다. 특히, 건강상태와 포트폴리오 결정은 개인의 위험회피성향이나 동기, 정보와 같은 잠재적인 개인의 특성에 의해 동시에 영향을 받을 수 있기 때문에 실증분석에서 이러한 잠재적인 개인특성을 통제하는 것이 중요할 수 있다. 본 연구에서는 미국과 다른 보건의료제도를 시행하고 있는 우리나라의 가구를 대상으로 건강상태가 위험자산 보유여부와 가계 금융자산 내 위험자산의 지분비율에 미치는 영향에 대해 실증분석을 실시하였다. 먼저, 가구의 건강상태를 대리하는 변수로 가계 총의료비에서 입원치료비가 차지하는 비중을 사용하여 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정과 유의미한 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다. 그러나 상관임의효과(Correlated Random Effects) 모형을 이용하여 잠재적인 개인특성을 통제한 결과 건강상태가 독립적인 외생변수로 포트폴리오 결정에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것을 발견하였다.

국문 색인어: 가계 금융자산, 건강상태, 건강위험, 위험자산, 자산배분

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B051603

* 카톨릭대학교 의과대학 예방의학교실 연구교수(changwooda@gmail.com), 주저자

** 가천대학교 경영대학 경영학과 글로벌경영학트랙 조교수(sjchun@gachon.ac.kr), 교신저자
논문 투고일: 2015. 11. 18, 논문 최종 수정일: 2016. 04. 25, 논문 게재 확정일: 2016. 11. 10

I. 서론

개인이나 가계는 미래소비를 위해 축적한 금융자산을 예금, 주식, 채권 등 다양한 기대수익률과 투자 위험을 지닌 자산들에 분산투자한다. 이 때, 어떠한 금융투자 포트폴리오를 구성할 것인가에 대한 의사결정을 내리는 데에는 여러 가지 요인들이 영향을 끼치는 것으로 알려져 있다. 미국의 경우 연령(Campbell, 2006 ; Poterba and Samwick, 2001), 성별(Sunden and Surette, 1998), 소득위험과 대출계약(Guiso et al., 1996), 상속동기(Hurd, 2002) 등 다양한 요인들이 금융자산 포트폴리오 구성에 영향을 주는 것으로 알려져 있으며, 우리나라의 경우 성별(민재형 · 구기동, 2004), 연령과 소득(김현수 · 김경아, 2014), 투자심리와 재무교육(김영민 · 이명휘, 2012), 가계부채의 수준(최원호, 2013) 등이 우리나라 가계 금융자산 포트폴리오를 결정하는 데 영향을 주는 것으로 분석되고 있다.

최근 학계에서는 건강상태의 변화가 가계 금융자산 구성에 미치는 영향에 대해 활발한 연구가 진행되고 있다. 나쁜 건강상태는 개인의 소비에 대한 한계효용이나 위험회피도, 근로소득 등 자산 포트폴리오 결정요인들에 영향을 줄 수 있을 뿐만 아니라, 의료비용을 증가시켜 저축 여력을 줄이고 자산 유동화 수요를 유발시킬 수 있기 때문에 개인과 가구의 건강상태는 가계 금융자산 포트폴리오를 결정하는 중요한 요소가 될 수 있다(Edwards, 2006, 2008, 2010; Pang and Warshawsky, 2008; French and Jones, 2004).

실증적으로도 많은 연구에서 건강상태가 나쁜 가구의 경우 더 안전한 자산으로 금융자산 포트폴리오를 구성할 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 나쁜 건강상태를 지닌 가구일수록 주식이나 뮤추얼 펀드와 같은 위험자산을 보유할 확률이 줄어들며 위험자산에 대한 지분 또한 줄어드는데, 이는 건강상태에 대한 충격이 가계 금융자산에 영향을 미침에 따라 금융자산 포트폴리오 구성에 영향을 주기 때문일 수 있다(Rosen and Wu, 2004; Berkowitz and Qiu, 2006). 한편, 이러한 상관관계는 개인의 위험회피성향이나 동기, 정보와 같이 관측되지 않는 개인의 잠재적 요인들이 건강상태와 금융자산 포트폴리오 결정에 동시에 영향을 미침으로써

발견될 수 있다. Fan and Zhao(2009)와 Love and Smith(2010)는 실증분석에서 이러한 잠재요인들을 감안하여 내생성을 통제할 경우 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 사이의 유의미한 상관관계가 사라짐을 발견하였다.

본 연구는 우리나라 가구를 대상으로 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 구성에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 분석해보고자 한다. 특히, 많은 선행연구의 대상이 된 미국의 국민들은 자신의 소득이나 기호에 따라 상이한 건강보험을 구매하고 있는데 반해 우리나라의 경우 국민건강보험제도를 통해 대부분의 국민들이 동일한 국가건강보험에 가입하여 혜택을 제공받고 있다. 따라서 건강충격이 외생적일 경우 건강보험에 의무적으로 모두 가입하고 있는 우리나라의 국민들은 선행연구의 대상국가 국민들과는 다른 방향으로 금융자산 포트폴리오의 의사 결정을 내릴 가능성이 존재할 수 있다. 또한 본 연구는 민간실손보험을 포함하여 질병과 상해, 사망에 대한 위험을 담보하는 보장성 보험에 가입한 가구의 경우 건강상태에 따라 금융자산 포트폴리오를 다르게 구성하는지 여부도 분석하고자 한다.

본 연구는 국내 자료를 이용하여 우리나라 가구 단위의 금융자산 포트폴리오 결정과 건강상태의 상관관계 분석을 처음으로 시도한 논문이라는 점에 의의가 있다. 국내 패널자료들의 경우 건강상태에 대한 질문을 담고 있지 않거나 금융자산 내 다양한 위험자산 보유 여부를 자세히 조사하고 있지 않기 때문에 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 간의 상관관계를 실증적으로 분석하기 어려운 점이 많다. 본 연구에서는 가구에 대한 소득과 지출, 의료비 등에 대해 자세하게 조사하고 있는 재정패널 자료를 대상으로 총의료비에서 입원치료비가 차지하는 비중을 건강상태에 대한 대리변수로 사용하여 실증연구를 수행하였다. 그 결과, 내생성을 통제하기 전에는 건강상태가 나쁜 가구일수록 금융자산 내 위험자산을 보유할 확률이 떨어지고 위험자산 보유지분이 줄어드는 것을 발견하였다. 그러나 상관임의효과(CRE; Correlated Random Effects) 모형을 이용하여 내생성을 통제한 결과 대부분의 유의미한 상관관계가 사라짐을 발견하였으며, 이는 많은 선행연구 결과와 마찬가지로 우리나라 가구에서도 건강상태가 직접적으로 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 영향을 미치지 않음을 시사하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 Ⅱ장에서는 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오에 미치는 영향에 대해 분석한 선행연구 결과를 정리하였다. 제 Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 재정패널조사 자료의 특성을 분석하고, 특히 조사대상 가구들의 의료비용과 금융자산의 특성을 분석하였다. 제 Ⅳ장에서는 실증분석에 활용된 임의효과 프로빗 모형과 토빗 모형, 그리고 내생성을 통제하기 위한 Correlated Random Effect 모형에 대해 설명하고 실증분석 결과를 제시하였다. 제 Ⅴ장에서는 외생적 건강 상태가 가계 금융자산 포트폴리오에 미치는 영향에 대한 분석결과를 요약하고 결론을 제시하였다.

II. 선행연구

건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오의 상관관계를 분석한 초기 실증연구들은 건강상태에 대한 충격이 외생적이라고 가정하고 이러한 충격이 소득과 소비행위에 영향을 주어 자산구성에 변화를 일으킬 수 있다고 제시하였다. Wu(2003)는 건강상태 악화가 가계자산 감소로 이어진다는 사실을 발견하였다. 그의 연구 결과에 의하면 가계자산 감소는 건강 악화로 인한 소득 감소에 기인한 것이며, 특히 여성이 앓을 경우 자금을 인출하여 일반적인 생활 경비로 지출하는 경향이 있기 때문에 가계자산 감소를 더욱 악화시킬 가능성이 높은 것을 발견하였다. Rosen and Wu(2004)는 건강과 은퇴연구(HRS; Health and Retirement Study) 데이터를 사용하여 건강이 각 금융자산에 대한 보유 여부 및 투자지분에 미치는 영향을 연구하였는데, 이들은 나쁜 건강상태가 가계자산 구성 가운데 위험자산의 비중을 줄이도록 하는 한편 안전자산 비중을 높이도록 하는 것을 발견하였다. 이후 Berkowitz and Qiu(2006)는 건강 상태의 변화가 가계 금융자산과 비금융자산 구성에 어떠한 영향을 주는가를 살펴보았는데, 이들은 새로운 질병이 진단되었을 때 가구의 비금융자산 감소보다 금융자산의 감소가 더 크게 일어나는 것을 발견하였다. 특히 건강한 사람과 건강하지 않은 사람들이 보유한 금융자산 수준의 차이를 통제하였

을 때, 건강상태의 변화는 가계의 총금융자산을 줄임으로써 부의 효과(Wealth Effect)를 일으키고, 이로 인해 금융자산 포트폴리오가 변화하게 되는 간접적인 영향을 주는 것을 발견하였다.

그러나 최근의 실증연구들은 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 동시에 영향을 끼칠 수 있는 잠재적인 요인들이 존재하며, 이들의 영향을 감안한 내생성을 통제할 경우 건강상태가 직접적으로 금융자산 포트폴리오 결정에 영향을 미치는 인과관계를 발견하기 어렵다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. Fan and Zhao(2009)는 미국의 소셜 시큐리티(social security) 수혜자와 그 배우자들을 대상으로 한 설문자료인 New Beneficiary Survey(NBS)를 이용하여 건강상태와 위험자산 지분비율에 대한 상관관계를 조사하였는데, 일반적인 선형회귀분석(OLS)과 임의효과(Random-effects) 모형들을 사용한 결과 강한 상관관계를 발견하였다. 그러나 이들 자료에 대해 선형 고정효과(Fixed-effects) 모형을 사용하여 내생성을 통제할 경우 이러한 상관관계가 사라짐을 발견하였다. Love and Smith(2010)는 기존의 많은 실증연구들이 사용한 자료인 HRS 데이터를 대상으로 CRE 임의효과 모형과 검열고정효과(Censored Fixed Effects) 모형을 이용하여 내생성을 통제할 경우 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 간의 직접적인 연관관계가 사라짐을 발견하였다.

III. 의료비용과 금융자산의 특성

1. 자료

본 연구에서는 한국조세재정연구원에서 제공하는 재정패널조사 자료를 이용하였다. 재정패널조사는 2008년부터 2013년까지 6차에 걸쳐 조사된 자료로서 조사가구의 자산, 소득, 소비지출, 조세 및 복지수혜를 포괄하는 통합정보를 제공하고 있다. 조사대상 가구는 제주도·도서지역을 제외한 전국의 5,014가구와 이들의

분가가구로 구성되어 있다. 1차연도 조사 당시 원표본가구 가운데 10%이상(620가구)이 2차연도 조사에서 탈락되고 같은 수의 가구를 추가 추출함에 따라 본 연구에서는 표본의 안정성을 위해 2차연도부터 5차에 걸친 패널데이터를 분석에 사용하였다.

대부분의 해외 선행연구에서 활용하고 있는 건강과 은퇴연구(HRS) 자료는 각 가구의 주관적인 건강 상태에 대한 조사결과를 담고 있다. 그러나 국내 패널 자료는 많은 경우 건강상태에 대한 질문 문항을 담고 있지 않거나 문항을 담고 있는 경우라 할지라도 금융자산의 분류가 세분화되어 있지 않아서 각 가계의 위험자산 보유 금액을 알 수 없는 한계를 지니고 있다.

재정패널조사도 건강상태에 대해 주관적으로 평가하는 자료나 가구주 혹은 가구원이 앓고 있는 질병에 관한 자료를 수집하지 않고 있다. 그러나 재정패널조사는 각 가구가 한 해 동안 지출한 보건의료비의 총합과 함께 한약재, 성형수술비, 치과진료비, 입원치료비, 외래진료비 등 세부 항목으로 지출한 금액 등 의료비 지출에 관한 자료를 상세하게 조사하고 있다. 이러한 의료비 지출 데이터는 각 가구의 건강 상태에 대해 간접적으로 대리(proxy)하는 변수로 활용될 수 있다. 그 근거로 이호성(2004)의 연구를 들 수 있다. 그는 65세 이상 노인들을 대상으로 한 설문 자료에서 의료비 부담과 나쁜 건강상태 사이에 유의미한 상관관계가 있음을 발견하였다.

본 연구에서는 건강상태를 대리하기 위한 변수로 총보건의료비에서 입원비 지출금액이 차지하는 비중을 사용하였다. 총보건의료비의 경우 입원이나 외래진료비 등 질병치료와 직접적으로 관련된 지출 이외에도 성형수술비와 같이 미용 목적의 치료비를 포함하고 있기 때문에 부의 효과(wealth effect)를 통제하기 어려운 점이 있다¹⁾. Love and Smith(2010)도 회귀분석을 통해 높은 의료비 지출이 높은 위험자산 보유확률과 양의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였으며, 의료비 지출이 재량 지출(discretionary spending)적인 측면을 지니고 있음을 보였다. 외래 진료비

1) 의료비의 부의 효과란 소득이 증가할수록 의료비로 지출되는 금액이 커지는 효과를 의미한다.

의 경우도 감기치료와 같이 일시적인 증상 완화를 위해 내방하는 경우를 통제하기 어렵기 때문에 정확한 건강 상태를 나타낸다고 보기 어려운 점이 있다.

이에 비해 입원은 상대적으로 심각한 건강 상태와 결부되기 때문에 입원치료비의 지출금액은 건강상 외부적 충격의 경중을 나타낼 수 있다. Martin and Smith(1996)는 영국의 병원 에피소드 통계자료(hospital episode statistics)를 분석하면서 병원입원일수는 환자가 직접 보고한 병의 경중과 사망률에 강한 양의 상관관계를 나타내고 있음을 발견하였다. 또한, Anderson and Horvath(2004)에 따르면 미국의 보건의료지출액 가운데 78%가 만성질환을 가진 환자들을 위해 사용되었으며 이들 중 76%가 입원치료를 경험한 것으로 조사되었다. 따라서, 입원치료비 지출금액이 가구의 건강상태와 상당히 밀접한 관계를 지니고 있음을 알 수 있다.

한편, French and Jones(2004)에서 연구한 바에 따르면 횡단면 자료(cross-sectional data)에서 의료비 총액 변수는 심한 우상향 분포(upper tail distribution)를 나타내며 부의 효과에 여전히 영향을 받을 수 있는 단점이 있다. 따라서, 본 연구에서는 총 의료비에서 입원치료비가 차지하는 비중을 건강 상태의 대리변수로 사용하였다²⁾.

본 연구의 건강상태 변수는 미국 HRS 패널자료의 주관적인 건강상태 측정변수와 유사한 점이 많은 장점이 있다. HRS의 경우 주관적인 건강상태를 다섯 가지로 분류하여 건강상태가 가장 좋은 경우 “1”을 부여하고 가장 나쁜 경우 “5”를 부여하게 되어 있다. 본 연구의 건강상태 변수 또한 건강이 나빠 총의료비에서 입원치료비가 차지하는 비중이 높아질수록 건강상태 변수가 증가하게 되어 있으므로 미국 HRS 패널자료의 건강상태 변수와 유사한 해석을 할 수 있는 장점이 있다.

재정패널조사에서 각 가계의 금융자산은 은행을 비롯한 금융기관의 예·적금, 펀드 가입 금액, 채권과 주식 보유 금액, 저축성 및 연금성 보험, 빌려준 돈을 비롯한 기타 금융자산의 항목으로 조사되어 있다. 여기서 펀드 가입 금액은 주식형, 혼합형, 국내/해외펀드, MMF, ELS 등 모든 종류의 펀드 가입 금액 총합을 나타내기 때문에 일괄적으로 위험자산 혹은 안전자산으로 분류하기 어렵다. 따라서 본

2) 입원치료비를 지출하지 않았거나 입원치료비 지출여부에 대해 응답하지 않은 가구에 대해서는 건강상태를 가늠하기가 어렵고 표본의 대표성에 문제가 발생할 수 있기 때문에 본 연구에서는 입원치료비를 지출한 경험이 있는 가구를 분석대상으로 한정하였다.

연구에서는 먼저 좁은 의미의 위험자산으로 각 가구가 보유한 주식 보유 금액을 사용하고 보다 넓은 의미의 위험자산으로 각 가구가 보유한 주식과 펀드 가입 금액의 총합을 사용하였다.

건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 포트폴리오 결정에 미치는 다른 요인들을 통제해주는 것이 매우 중요하다. 본 연구에서는 통제변수들로서 금융자산과 비금융자산(부동산자산), 가구 총소득, 가구주의 연령과 성별, 교육수준, 혼인여부 등을 포함하였다. 특히, Berkowitz and Qiu(2006)가 발견하였듯이 건강상태가 비금융자산보다 금융자산에 더 많은 영향을 줄 수 있기 때문에 자산을 세분화하여 금융자산과 부동산자산으로 나누어 통제변수로 사용하였다. 자산과 소득변수들의 경우 수준변수를 그대로 사용할 경우 위상향 분포에 영향을 받을 수 있기 때문에 자연로그(natural logs)를 취하였다. 교육수준 또한 교육수준에 따라 건강관리에 대한 노력이나 정도가 다를 수 있기 때문에 통제변수로 포함시켰다. 이를 위해 가구주의 학력이 고졸 혹은 그 이하의 교육을 받은 집단을 참조집단(reference group)으로 하여 가구주가 대학에 재학하였거나 졸업한 집단과 대학원 이상의 학력을 지닌 집단을 구분하여 통제변수로 사용하였다. 또한, 글로벌 금융위기 이후 안전자산에 대한 선호현상이 심화되고 있으며 가계 금융자산 포트폴리오 결정도 이에 영향을 받을 수 있기 때문에 자료가 시작되는 해인 2009년을 참조집단(reference group)으로 하여 시간에 대한 터미변수를 통제변수로 사용하였다.

이와 더불어 본 연구에서는 민간보험에서 제공하는 보장성 보험의 가입여부가 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 영향을 주는 지 알아보기 위하여 가구주의 보장성 보험 가입여부에 대한 터미변수를 설명변수로 사용하였다³⁾. Rosen and Wu(2004)는 건강보험의 가입여부가 건강상태와 포트폴리오 결정 사이의 상관관계에 아무런 영향을 미치지 못하는 것을 발견하였다. 이와 반대로

3) 재정패널에서는 민영 건강보험인 실손보험 가입여부에 대해 직접적인 질문을 하지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 질병, 사망, 상해에 관한 위험을 담보하는 보장성 보험 가입여부를 설명변수로 사용하였다. 많은 경우 보장성 보험에는 민간 실손보험이 특약으로 포함되어 있으며 압보험과 같은 정액형 보험도 포함되어 있다.

Goldman and Maestas(2013)는 미국의 65세 이상 메디케어(medicare) 수혜자들의 금융자산 포트폴리오 분석을 통해 더 높은 수준의 의료보험 보상범위를 제공하는 서비스 이용자의 경우 그렇지 않은 사람들보다 위험자산을 보유할 확률이 더 높다는 사실을 발견하였다. 따라서 미국과 다른 의료체계를 지닌 우리나라에서 민영보험 가입여부가 가계 금융자산 포트폴리오에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것은 큰 의미가 있을 수 있다.

한편, 의료급여를 받는 가구의 경우 매우 미미한 수준의 본인부담금을 제외하면 의료비를 전액 면제받을 수 있기 때문에 건강 상태에 대한 반응이 일반 가구와 매우 다를 수 있어 모형의 추정과정에서 제외하였다.

2. 가계금융자산과 의료비 지출액의 분포

재정패널 자료의 가구별 주요 특성은 <Table 1>에 정리되어 있다. 전체 가구데이터의 유효 샘플수는 2009년 기준으로 5039가구이며 가구주의 평균 나이는 51.15세이다. 전체 가구 중 75%가 기혼가구이며 미혼 혹은 배우자와 사별·이혼한 가구의 가구주가 여성인 비율(15%)이 남성인 비율(9%)보다 약 1.5배 정도 높다. 가구주의 학력을 살펴보면 고졸 이하의 학력을 지닌 경우가 61%로 대부분을 차지하는 한편 대학교를 다녔거나 대학교를 졸업한 가구주의 비율은 35%, 대학원 이상의 학력을 지닌 가구주의 비율은 4%로 나타났다. 가구당 자녀수는 1.13명으로 나타났다.

이들 가구들의 평균 금융자산 보유현황과 금융자산별 평균 지분비율은 <Table 2>에 각 연도별로 정리되어 있다⁴⁾. 평균 금융자산 보유액은 2009년 2,549만 원에서 2013년 3,444만 원으로 점차 증가하고 있는 추세를 보이고 있으며 비금융자산 또한 2009년 2억 619만 원에서 2013년 2억 3,394만 원으로 증가하고 있다. 같은 기간 가장 안전한 유동성 자산인 예·적금자산을 보유한 가구비율은 67.3%에서 79.8%로 크게 증가하였으며 가계 금융자산에서 예·적금이 차지하는 지분 또한

4) <Table 2>에 나타난 연도는 조사연도를 의미하는 것으로 재정패널조사 자료에서는 이를 기준으로 전년도의 가구 보유 자산액을 조사하였다.

〈Table 1〉 Summary statistics for the household data(as of 2009)

This table shows the household characteristics as of 2009, which is the starting year of the panel data we use for the analysis. Age denotes the average age of household heads, and Married denotes the proportion of the married households. Single (Female or Male) denotes the proportion of the single (male or female) households. Education (Undergraduate or Graduate) denotes the education level of household heads, and Number of Kids denotes the average number of kids in the households.

Age	Married	Single (Female)	Single (Male)	Education (Undergraduate)	Education (Graduate)	Number of kids	Observation
51.15	75%	15%	9%	35%	4%	1.13	5039

평균 67.1%에서 78.7%로 증가하였다. 안전자산으로 분류할 수 있는 채권자산의 보유비율은 0.4~0.5% 수준을 유지하고 있으며 금융자산에서 채권이 차지하는 지분은 0.1~0.3% 수준에 그치고 있다.

이에 반해, 대표적인 위험자산인 주식을 보유한 가구비율은 2009년 10.6%에서 2013년 6.8%로 감소하는 추세를 보이고 있다. 같은 기간 금융자산 내 주식이 차지하는 지분 또한 평균 5.2%에서 3.4%로 감소하고 있다. 재정패널의 분류상 안전자산과 위험자산의 중간적 성격을 지니고 있는 펀드자산의 경우 보유가구 비율이 2009년 18.0%에서 2013년 7.8%로 크게 감소하였으며 금융자산 내 펀드가 차지하는 지분은 8.5%에서 2.7%로 감소하였다. 이와 같은 추세로 볼 때, 2009년 이후 우리나라 가구의 안전자산, 특히 유동성 자산에 대한 수요가 증가하고 있는 추세를 보이고 있음을 알 수 있다.

〈Table 2〉 Household asset allocations and portfolio shares

This table reports the average amounts of asset holdings in each asset class and the portfolio shares of the households from 2009 to 2013. Financial assets include deposits in checking and savings accounts, investments in stocks, bonds, and mutual funds, holdings in endowment and annuity, and money lent. Non-financial assets include holdings in real estates and other assets.

(Units: 10,000 won)

Variable	2009	2010	2011	2012	2013
Financial assets	2549.1	2888.7	3196.0	3288.0	3444.3
Non-financial assets	20618.8	20828.5	23203.2	23157.1	23393.5
Ratio of households holding savings	0.673	0.689	0.750	0.724	0.798
Ratio of savings in financial Assets	0.671	0.699	0.735	0.733	0.787
Ratio of households holding stocks	0.106	0.099	0.093	0.077	0.068
Ratio of stocks in financial assets	0.052	0.047	0.044	0.038	0.034
Ratio of households holding bonds	0.004	0.006	0.005	0.005	0.005
Ratio of bonds in financial assets	0.001	0.003	0.002	0.002	0.002
Ratio of households holding mutual funds	0.180	0.142	0.123	0.092	0.078
Ratio of mutual funds in Financial Assets	0.085	0.063	0.049	0.035	0.027

〈Table 3〉은 가계별 평균 총의료비 및 입원비 지출 현황을 나타내고 있다. 총의료비 지출액의 경우 2009년을 제외하면 평균 150만 원을 조금 상회하는 수준을 기록하고 있으며 재정패널 가구의 90% 이상이 매년 의료비를 지출하고 있다. 이에 비해, 입원의 경우 재정패널 가구의 16~17%가 입원을 한 경험이 있으며 평균 입원비 지출액은 연평균 223만 원을 기록한 것으로 나타났다. 입원을 경험한 가구의 평균 입원비 지출액이 전체가구의 평균 총의료비 지출액을 상회하는 현상으로 미루어 볼 때 입원을 경험한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 평균적으로 더 많은 의

료를 지출하게 되는 것을 알 수 있다. 또한 2010년 이후 평균 총의료비와 입원비 지출액의 변화가 거의 없는 것으로 보인다.

〈Table 3〉 Average total medical and hospitalization expenditure

This table reports the average amounts of total medical and hospitalization expenditure and the ratio of households who spent medical expenses or experienced hospitalizations in previous year from 2009 to 2013. Total medical expenses include household expenditure on medicines and traditional medical herbs, cosmetic surgery, dental clinic, outpatient treatments and hospitalizations.

(Units: 10,000 won)

Variable	2009	2010	2011	2012	2013
Avg. Total medical expenditure	139.1	152.1	153.4	154.7	152.9
Ratio of households with medical expenditure	0.927	0.933	0.928	0.927	0.918
Avg. Hospitalization expenditure	222.5	207.9	221.0	234.2	230.3
Ratio of households experiencing hospitalization	0.161	0.173	0.162	0.163	0.168

〈Table 4〉는 조사대상 가구가 지출한 총의료비와 본 연구에서 건강상태의 대리 변수로 선택한 총의료비 대비 입원치료비 비중을 기준으로 전체 조사대상 가운데 분야별 금융자산을 보유한 가구의 비율과 각 자산의 평균지분비율이 어떻게 달라지는지 보여주고 있다. 총의료비의 경우 의료비 지출금액이 낮은 가구에 비해 높은 가구가 주식과 채권, 펀드를 보유할 확률이 높아짐을 보이고 있으며 금융자산 내 주식과 채권, 펀드의 지분 또한 더 많이 보유하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 현상은 총의료비가 성형이나 미용을 목적으로 한 치료를 포함하여 부의 효과를 내포하는 것에 기인할 수 있으며, 또는 Love and Smith(2010)에서 언급하였듯이 총의료비가 좀 더 높은 의료서비스에 대한 지불의사(willingness to pay)를 내포하는 것에 기인할 수 있다.

이와 달리, 총의료비 대비 입원치료비 비중을 기준으로 보았을 때 비중이 증가할수록 주식과 채권, 펀드를 보유한 가구 비율이 증가하거나 크게 변하지 않으며 지분비율 또한 유사한 패턴을 보인다. 특히 입원치료비 비중을 기준으로 하위 3분의 1과 상위 3분의 1, 또는 중위 3분의 1인 가구를 비교해 볼 때 입원치료비 비중이 적은 가구가 위험자산을 보유할 확률이 더 높고 지분비율 또한 더 높음을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서 선택한 건강 상태 대리변수인 입원치료비 비율은 총의료비 지출금액과 달리 부의 효과나 의료서비스에 대한 지불의사로 기인할 수 있는 문제를 적절히 통제하고 있음을 알 수 있다.

〈Table 4〉 Risky asset allocation and ownership by medical expenditure

This table reports average portfolio allocations and ownership by our various health measures. Allocation measures the share of financial assets allocated to stocks, bonds or mutual funds. Ownership measures the ratio of households owning any stock, bond or mutual fund.

	Stock allocation	Stock ownership	Bond allocation	Bond ownership	Fund allocation	Fund ownership
Total medical expenditure						
Lower third	0.058	0.032	0.002	0.001	0.087	0.040
Middle third	0.088	0.040	0.005	0.002	0.128	0.054
Upper third	0.116	0.054	0.007	0.002	0.152	0.059
Hospitalization costs / Total medical expenditure						
Lower third	0.126	0.055	0.008	0.001	0.187	0.068
Middle third	0.087	0.036	0.004	0.003	0.115	0.046
Upper third	0.087	0.043	0.005	0.002	0.120	0.051

IV. 실증분석

1. 계량모형

본 연구에서는 건강상태를 나타내는 입원치료비가 가계 금융자산 내 위험자산 보유에 어떠한 영향을 미치고 있는지 통계적으로 분석하기 위해 패널자료를 이용한 실증분석을 실시하였다. 먼저, 기존연구에서 사용한 방법론을 따라 건강상태가 각 가구로 하여금 위험자산 보유여부를 결정하는데 어떤 영향을 주는 지 알아보기 위하여 임의효과 프로빗 모형(Random-effect Probit Models)을 패널자료에 적용하여 실증분석을 실시하였다. 이와 더불어, 건강상태가 각 가구의 금융자산 포트폴리오를 구성하는 데 있어 위험자산의 지분비율에 어떤 영향을 미치는 지를 알아보기 위하여 토빗 모형(Tobit Models)을 이용하여 실증분석을 실시하였다. 그리고 마지막으로 Fan and Zhao(2009)와 Love and Smith(2010)에서 제시하였듯이 내생성을 통제하기 위해 CRE 프로빗 모형과 CRE 토빗 모형을 사용하였다.

첫째, 가구의 위험자산 보유여부를 결정하는 회귀식은 다음과 같다.

$$Y_{i,t}^* = X' \beta + \gamma_1 Healthstatus + c_i + u_{i,t} \quad (1)$$

여기서 종속변수인 $Y_{i,t}^*$ 는 가구의 위험자산 보유여부를 결정하는 잠재적 변수(latent variable)를 의미하며 $Healthstatus$ 는 건강상태를 나타내는 설명변수, 벡터 X 는 이 밖에 각 가구의 위험자산 보유여부에 영향을 미치는 설명변수들로 구성된다. 오차항(error term)을 구성하는 c_i 와 $u_{i,t}$ 는 각각 관찰 불가능한 개별특성 효과(individual-specific effect)와 고유오차(idiosyncratic error)를 나타낸다. 만약 $Y_{i,t}^* > 0$ 일 때 i 번째 가구는 위험자산을 보유하게 되고($Y_{i,t} = 1$), $Y_{i,t}^* < 0$ 일 때에는 위험자산을 보유하지 않게 된다($Y_{i,t} = 0$).

둘째, 위험자산의 지분비율을 결정하는 회귀식에서 식 (1)의 종속변수인 $Y_{i,t}^*$ 는 가구의 위험자산 보유비율을 결정하는 잠재적 변수가 되며, 패널 자료로부터 관찰된 위험자산의 보유지분 $Y_{i,t}$ 는 0과 1 사이에 놓이게 되므로 $Y_{i,t} = \max(0, \min(Y_{i,t}^*, 1))$ 로

결정된다.

마지막으로 프로빗 모형과 토빗 모형에서 관측된 변수들과 비관측된 변수들 간의 잠재적인 상관성을 통제하기 위해 Chamberlain(1984)이 제시하였던 CRE 임의 효과 회귀식을 사용한다. CRE 임의효과 접근방법은 식 (1)에서 각 가구의 비관측된 개별효과 c_i 를 관측된 변수들로 구성된 설명변수들의 함수로 다음과 같이 나타낸다.

$$c_i = \gamma + \overline{X_i}\lambda + \alpha_i, \quad \alpha_i | X_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2), \quad (2)$$

식 (2)에서 $\overline{X_i}$ 는 시간에 따라 변하는(time-varying) 설명변수들의 평균값을 의미하고 γ 는 상수, α_i 는 회귀식 (2)의 오차항을 의미한다. 다시 말해서 상관임의효과 모형은 임의효과 프로빗 모형이나 토빗 모형에 시간에 따라 변하는 설명변수들의 평균값을 별도의 설명변수로 포함시킴으로써 비관측된 개별효과 c_i 와 연관된 내생성을 통제하고 건강상태 변수의 계수추정값이 여전히 통계적으로 유의한지를 살펴보는 것이다. 만약, 내생성을 통제한 계수추정값이 여전히 통계적으로 유의하다면 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 영향을 미치는 인과관계를 가질 수 있다는 실증적 증거가 될 수 있다⁵⁾.

위의 회귀모형에 사용된 설명변수는 전술한 바와 같이 건강상태를 대리하는 입원의료비 비중과 그 외 위험자산 보유에 영향을 줄 수 있는 변수들인 가구주의 연령, 교육수준, 금융자산 및 비금융자산, 가구소득, 자녀수, 혼인여부 등으로 선정하였다.

5) 상관임의효과 모형 이외에 고정효과 모형(Fixed Effects Model)을 사용하여 상관성을 통제할 수 있으며 이 경우 부수적인 매개변수 문제(incidental parameter problem)에서 자유로울 수 있다는 장점이 있다. 그러나 고정효과 모형을 사용할 경우 관측치에 대해 차분을 취하게 되는데 재정패널 자료의 경우 가구들의 위험자산 보유여부가 시간에 따라 변화하지 않는 경우가 대부분이어서 유효샘플수가 현저하게 떨어지는 문제가 발생한다. 따라서, 본 연구에서는 고정효과 모형을 고려하지 않고 있다.

2. 결과: 임의효과 모형

(Table 5)는 입원치료비 비율로 대리하여 나타난 가구의 건강 상태가 위험자산 보유여부를 결정하는 데 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위하여 임의효과 프로빗 모형을 이용하여 추정한 결과값을 나타낸다. 모형 (1)과 (2)에서는 협의의 위험자산이라고 볼 수 있는 주식 보유여부를 결정하는 요인들의 영향을 살펴보는 한편 모형 (3)과 (4)에서는 주식과 상반된 안전자산인 채권 보유여부를 결정하는 요인들의 영향을 살펴보았다. 마지막으로 모형 (5)와 (6)에서는 광의의 위험자산이라고 볼 수 있는 주식과 각종 펀드의 보유여부를 결정하는 요인들의 영향을 살펴보았다. 특히, 각 위험자산별로 모형 (2), (4), (6)에서는 보장성보험의 가입여부를 설명변수에 포함시킨 결과를 보여주고 있다. 만약 민간실손보험에 가입하였거나 보장성 보험의 특약에 실손보험이 포함되어 있을 경우 일정 수준 이상의 입원비는 보상받을 수 있기 때문에 입원치료비 자체에 대한 부담이 거의 없다고 볼 수 있다. 따라서 입원치료비가 건강 상태보다도 소득에 대한 부의 효과로 인해 위험자산 보유여부에 영향을 주는 것이라면 보장성보험 가입여부를 통제한 후 건강상태를 나타내는 입원치료비 비율의 모수추정치가 달라질 것이다.

먼저, 금융자산과 부동산자산, 가구 총소득의 경우 주식과 위험자산을 보유할 확률을 통계적으로 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 건강 상태 변수의 평균한계효과를 살펴봤을 때 입원치료비중이 10% 높은 가구는 주식과 위험자산을 보유할 확률이 그렇지 않은 가구에 비해 각각 약 0.4%와 1.1%씩 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 Berkowitz and Qiu(2006), Love and Smith(2010)의 연구 결과와 일치하는 것으로 금융상품을 보유하기 위해 필요한 일정 수준의 재정적인 여건 혹은 정보취득 능력과 같은 요소를 반영한다고 볼 수 있다. 교육 수준의 경우 가구주 학력이 고졸 이하인 경우를 기준으로 대학수준의 교육을 받은 경우 주식과 위험자산을 보유할 확률이 높아지는 것을 알 수 있으며 대학원 이상의 학력을 지닌 가구의 경우 광의의 위험자산을 보유할 확률이 더 높아지는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 교육수준이 높을수록 위험자산을 보유할 확률이 높아진다는 선행연구

결과와 일치하는 결과이다(Campbell, 2006). 가구주 연령의 경우 라이프사이클(life-cycle) 이론에 따르면 중년까지는 위험자산 보유비중이 증가하다가 그 이후 감소하는 패턴을 보이기 때문에 가구주 나이의 제곱을 설명변수에 포함시켰다. 이들 모수추정치의 부호는 주식과 위험자산에 대해 이론에서 제시하는 것과 일치하는 것으로 나타나지만 위험자산에 대해서 나이의 제곱 모수추정치가 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있다.

본 연구의 주요 관심변수인 건강상태 변수는 모든 금융자산에 대하여 음의 상관관계를 나타내고 있다. 협의의 위험자산인 주식에 대해서는 유의수준 5% 내에서 유의한 결과를 나타내고 있으며, 특히 광의의 위험자산인 주식과 펀드에 대해서는 유의수준 1% 내에서 유의한 결과를 나타내고 있다. 이는 입원을 경험할 정도로 좋지 않은 건강 상태를 가진 가구의 경우, 특히 입원 기간이 길어져 입원치료비를 많이 지출한 가구일수록 주식 또는 위험자산을 보유할 확률이 떨어짐을 나타낸다. 채권에 대해서도 모수추정치는 다른 위험자산들의 모수추정치와 비슷한 값을 갖고 있으나 표준오차가 너무 크기 때문에 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타내고 있다.

각 금융자산별로 가구주의 보장성보험 가입여부를 설명변수로 포함시킨 모형(2), (4), (6)의 경우에도 건강상태 변수의 모수추정치값과 표준편차값이 거의 변하지 않는 것으로 나타났다. 이는 보장성 보험 가입여부가 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 간의 상관관계에 영향을 못 미침과 동시에 보장성 보험에 가입한 가구가 입원치료비를 보전받는 경우에도 포트폴리오 결정을 변경하지 않음을 의미한다. 이러한 결과는 Rosen and Wu(2004)에서 발견한 사실과 일치하는 결과로 본 연구의 건강상태 대리변수인 입원치료비 비율이 가구의 건강상태를 나타내는 대리변수로 사용될 수 있음을 보여준다.

앞서 <Table 2>에서 보았듯이 2010년 이후의 시간더미에 대한 모수추정치가 모두 음의 부호를 갖는 것으로 나타났으며 대부분 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 이것은 글로벌 금융위기 이후 우리나라 가구들이 위험자산을 보유할 확률이 줄어들고 있음을 시사하고 있다.

〈Table 5〉 Risky asset ownership estimates: Random-effect Probit Model

This table reports the baseline random-effect estimates for holding risky assets. The dependent variable is the probability of owning particular types of assets. Standard errors are in parentheses. Statistical significance for coefficient estimates is indicated as follows: * for $p < 0.10$, ** for $p < 0.05$, *** for $p < 0.01$.

Explanatory variable	Stocks		Bonds		Risky assets	
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
Health status	-0.553** (0.229)	-0.550** (0.230)	-0.505 (0.745)	-0.424 (0.801)	-0.679*** (0.190)	-0.662*** (0.189)
Age	0.031 (0.052)	0.034 (0.053)	-0.114 (0.154)	-0.143 (0.177)	0.037 (0.040)	0.055 (0.041)
Age ²	-0.0006 (0.0005)	-0.0006 (0.0005)	0.0006 (0.0014)	0.0008 (0.0015)	-0.0009** (0.0004)	-0.0010** (0.0004)
Education (College)	0.499*** (0.172)	0.542*** (0.175)	0.004 (0.496)	-0.150 (0.579)	0.558*** (0.140)	0.588*** (0.141)
Education (Graduate)	0.452 (0.283)	0.459 (0.285)	1.002 (0.709)	0.999 (0.796)	0.620** (0.246)	0.672*** (0.246)
Financial assets	0.668*** (0.072)	0.666*** (0.073)	0.722* (0.387)	0.765 (0.475)	0.594*** (0.055)	0.582*** (0.055)
Real estate assets	0.180*** (0.065)	0.186*** (0.067)	0.349 (0.318)	0.398 (0.403)	0.269*** (0.055)	0.262*** (0.055)
Total income	0.255** (0.108)	0.272** (0.111)	0.006 (0.278)	0.045 (0.303)	0.246*** (0.086)	0.228*** (0.087)
Kids	0.043 (0.092)	0.032 (0.093)	-0.210 (0.297)	-0.278 (0.356)	-0.133* (0.075)	-0.147* (0.075)
Marriage	0.718* (0.406)	0.672 (0.415)	-0.030 (1.016)	0.022 (1.079)	0.454 (0.279)	0.384 (0.283)
Female	-0.315 (0.356)	-0.281 (0.381)	-10.054 (5931.602)	-10.588 (4490.703)	-0.256 (0.263)	-0.280 (0.279)
Year: 2010	-0.183 (0.167)	-0.226 (0.169)	-0.372 (0.570)	-0.388 (0.597)	-0.351** (0.138)	-0.365*** (0.139)
Year: 2011	-0.295* (0.172)	-0.331* (0.175)	-0.271 (0.572)	-0.286 (0.601)	-0.633*** (0.149)	-0.693*** (0.151)
Year: 2012	-0.642*** (0.185)	-0.703*** (0.189)	0.201 (0.503)	0.028 (0.549)	-1.227*** (0.170)	-1.246*** (0.172)
Year: 2013	-0.675*** (0.185)	-0.772*** (0.189)	0.156 (0.503)	0.162 (0.549)	-1.367*** (0.170)	-1.397*** (0.172)

	(0,184)	(0,190)	(0,521)	(0,550)	(0,177)	(0,180)
Private insurance		0,180 (0,163)		-0,151 (0,509)		0,092 (0,129)
Intercept	-11,064*** (1,592)	-11,378*** (1,640)	-9,647 (6,640)	-10,012 (7,896)	-8,858*** (1,206)	-8,975*** (1,227)
Average marginal effects						
Health status	-0,041** (0,017)	-0,042** (0,018)	-0,0004 0,001	-0,0003 0,001	-0,107*** 0,029	-0,107*** 0,030
Log likelihood	-790	-758	-96	-91	-1149	-1113
Observations	2931	2814	2931	2814	2931	2814

〈Table 6〉은 가구의 건강 상태가 가계 금융자산 내 위험자산의 지분비율을 결정하는 데 어떤 관계를 가지고 있는지 알아보기 위하여 임의효과 토빗 모형을 추정한 결과를 보여주고 있다. 〈Table 5〉의 결과가 가구의 건강상태에 따라 단순히 주어진 위험자산 보유를 결정하는 태도가 달라지는가를 살펴보는 것이라면 여기서는 가구의 건강상태에 따라 위험자산을 얼마나 보유할 지 살펴보는 것이다. 만약 건강상태가 포트폴리오의 지분 결정에 영향을 준다면 자본자산결정 모형(Capital Asset Pricing Model)에서 개인의 최적화된 투자 포트폴리오를 형성할 때 고려되는 위험회피도에 대한 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

먼저 금융자산과 부동산자산, 가구 총소득의 경우 〈Table 5〉의 임의효과 프로빗 모형 결과와 같이 위험자산의 지분비율과 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 즉, 자산이나 소득이 많은 가구일수록 금융자산에서 위험자산이 차지하는 비율이 높아지는 것으로 의미한다. 교육 수준의 경우도 가구가 대학교 수준의 교육을 받은 경우 위험자산 지분비율이 높은 것으로 나타났다. 대학원 이상 교육을 받는 경우 주식과 펀드를 모두 포함한 위험자산에 대해 지분비율이 높아지는 것으로 나타났다.

건강상태의 경우 가계 금융자산 내 주식과 위험자산 지분비율에 대해 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 나타내고 있다. 건강 상태의 평균한계효과를 살펴보면 입원치료비 비중이 10% 높은 가구의 경우 주식 지분비율은 약 0.2% 감소하게

되고 위험자산 지분비율은 0.3% 감소하게 된다. 채권에 대해서는 건강상태의 모수추정치가 다른 위험자산의 모수추정치보다 영향이 작은 것으로 나타나며 표준 오차가 크기 때문에 통계적으로도 유의하지 않다. 보장성 보험의 경우 <Table 5>의 결과와 마찬가지로 모수추정치가 통계적으로 유의하지 않으며 건강상태의 모수추정치에도 큰 영향을 주지 못하는 것으로 나타나고 있다.

시간 더미에 대한 모수추정치는 주식과 위험자산 지분비율과 음의 상관관계를 나타내고 있다. 특히 흥미로운 점은 시간이 지날수록 이들 위험자산들에 대한 모수추정치의 절대값이 증가하고 있으며 통계적 유의성도 커지고 있다. 따라서, 우리나라 가구의 위험자산 지분비율은 글로벌 금융위기 이후 점점 줄어들고 있음을 알 수 있으며 가구의 위험회피 성향이 증가하고 있음을 시사하고 있다.

<Table 6> Risky asset allocation estimates: Random-effect Tobit Model

This table reports the baseline random-effect estimates for allocating household financial wealth over different risky assets. The dependent variable is the share of financial wealth held in a particular asset. Tobit regressions are left-censored at zero. Standard errors are in parentheses. Statistical significance for coefficient estimates is indicated as follows: * for $p < 0.10$, ** for $p < 0.05$, *** for $p < 0.01$.

Explanatory variable	Stocks		Bonds		Risky assets	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
Health status	-0.161** (0.074)	-0.158** (0.073)	-0.080 (0.183)	-0.050 (0.250)	-0.186*** (0.052)	-0.185*** (0.053)
Age	0.010 (0.017)	0.012 (0.017)	-0.032 (0.037)	-0.055 (0.051)	0.015 (0.011)	0.022* (0.012)
Age ²	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0004)	0.0003 (0.0005)	-0.0003** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)
Education (College)	0.185*** (0.056)	0.200*** (0.056)	0.035 (0.127)	-0.068 (0.176)	0.195*** (0.039)	0.204*** (0.039)
Education (Graduate)	0.145 (0.094)	0.141 (0.093)	0.273* (0.163)	0.291 (0.221)	0.146** (0.067)	0.150** (0.067)
Financial assets	0.191*** (0.020)	0.190*** (0.020)	0.206*** (0.060)	0.264*** (0.085)	0.129*** (0.012)	0.128*** (0.013)
Real estate assets	0.059*** (0.021)	0.058*** (0.021)	0.073 (0.051)	0.149* (0.077)	0.072*** (0.015)	0.073*** (0.015)

Total Income	0.062* (0.034)	0.068* (0.035)	-0.020 (0.073)	-0.003 (0.102)	0.054** (0.024)	0.050** (0.024)
Kids	0.019 (0.031)	0.016 (0.031)	-0.048 (0.069)	-0.097 (0.098)	-0.038* (0.021)	-0.043** (0.021)
Marriage	0.198 (0.133)	0.179 (0.134)	0.049 (0.277)	0.083 (0.383)	0.089 (0.080)	0.063 (0.082)
Female	-0.149 (0.119)	-0.124 (0.125)	-2.269 (136.060)	-3.683 (2058.597)	-0.091 (0.076)	-0.100 (0.081)
Year: 2010	-0.033 (0.053)	-0.051 (0.053)	-0.107 (0.165)	-0.127 (0.212)	-0.071* (0.037)	-0.078** (0.038)
Year: 2011	-0.087 (0.055)	-0.105* (0.056)	-0.082 (0.165)	-0.066 (0.213)	-0.162*** (0.039)	-0.178*** (0.040)
Year: 2012	-0.147** (0.058)	-0.165*** (0.059)	0.070 (0.144)	0.0004 (0.198)	-0.293*** (0.042)	-0.303*** (0.043)
Year: 2013	-0.183*** (0.059)	-0.214*** (0.059)	0.038 (0.150)	0.080 (0.194)	-0.345*** (0.042)	-0.354*** (0.043)
Private insurance		0.052 (0.054)		0.048 (0.176)		0.008 (0.037)
Intercept	-3.290*** (0.468)	-3.392*** (0.475)	-2.429** (1.057)	-3.447** (1.540)	-2.195*** (0.310)	-2.257*** (0.317)
Average marginal effects						
Health status	-0.019** (0.009)	-0.019** (0.009)	-0.006 0.016	-0.004 0.019	-0.031*** 0.009	-0.031*** 0.009
Log likelihood	-822	-783	-112	-86	-1259	-1212
Observations	2931	2814	2931	2814	2931	2814

〈Table 5〉와 〈Table 6〉의 결과를 종합해보면 가구의 건강상태 변화는 가계 금융자산 포트폴리오 결정과 통계적으로 유의한 상관관계가 있음을 알 수 있다. 다시 말해 건강상태가 나쁜 가구의 경우 위험자산을 보유하지 않거나 금융자산 내 위험자산 지분비율이 건강상태가 좋은 가구에 비해 낮은 것을 알 수 있다.

그러나 이러한 결과로부터 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오 결정요인이 된다고 결론내릴 수는 없다. 예를 들어 위험회피성향이 높은 가구의 경우 건강관리나 위험자산에 대한 투자성향에 동시에 영향을 줄 수 있다. 따라서, 실증분석에 있어서 이러한 내생성에 대한 통제를 한 후에 건강상태와 가계 금융자산 포트폴

리오 결정 사이의 인과관계를 살펴 볼 필요가 있는 것이다.

3. 결과: CRE 임의효과 모형

〈Table 7〉은 시간에 따라 변하는 변수들에 대해 관측된 변수들과 비관측된 변수들 간의 내생성을 통제하기 위한 CRE 임의효과 프로빗 모형을 이용하여 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 사이의 상관관계를 살펴 본 실증분석 결과를 보여준다. 내생성을 통제한 결과 주식과 위험자산에 대한 건강상태의 한계효과(marginal effect)는 약 36% 감소하는 것으로 나타났으며 표준오차가 모두 증가하여 모수추정치가 더 이상 통계적으로 유효하지 않은 것으로 나타났다. 또한 가구주의 보장성 보험 가입여부를 통제할 경우 건강상태의 한계효과는 약 60% 정도 감소하는 것으로 나타나 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 사이의 상관관계는 건강상태로부터 기인하기보다는 건강상태와 포트폴리오 결정에 대해 동시에 영향을 미치는 가구 간의 비관측된 이질성(heterogeneity)으로 인해 나타나는 단순한 상관관계일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 여기서 관측된 변수와 비관측된 변수들 간의 상관성을 추정하는 계수 추정치는 공간 절약을 위해 생략되었으나 상관성 추정치의 부호와 통계적 유의성은 관측된 변수들의 모수추정치와 유사하게 나타나 비관측된 개별효과와 설명변수들이 상관되어 있을 가능성이 높은 것으로 나타난다.

이와 더불어 매우 흥미로운 점은 〈Table 5〉에서 보장성 보험 가입여부의 모수추정치가 양의 부호를 가지고 있었으나 〈Table 7〉에서 내생성을 통제한 후에는 음의 부호를 갖게 된다는 사실이다. 여전히 통계적으로 유의하지는 않지만 보장성 보험에 가입하는 가구주일수록 위험자산을 보유하지 않을 가능성이 있음을 시사하며 이는 가구주의 위험회피성향과 관련이 있는 것으로 보인다.

〈Table 7〉 Risky asset ownership estimates: Correlated Random-effect Probit Model

This table reports the estimation results for holding risky assets with employing the correlated random-effects model to correct for the bias due to correlation between the random effects and observables. The dependent variable is the probability of owning particular types of assets. Standard errors are in parentheses. Statistical significance for coefficient estimates is indicated as follows: * for $p < 0.10$, ** for $p < 0.05$, *** for $p < 0.01$.

Explanatory variable	Stocks		Bonds		Risky assets	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
Health status	-0.359 (0.342)	-0.213 (0.348)	-1.150 (1.459)	-1.265 (1.539)	-0.451 (0.279)	-0.360 (0.280)
Age	0.041 (0.067)	0.045 (0.069)	-0.076 (0.195)	-0.115 (0.210)	0.004 (0.047)	0.015 (0.048)
Age ²	-0.0004 (0.0005)	-0.0004 (0.0006)	0.0003 (0.0015)	0.0005 (0.0016)	-0.0007* (0.0004)	-0.0009** (0.0004)
Education (College)	0.421** (0.181)	0.462** (0.185)	0.141 (0.514)	0.019 (0.557)	0.474*** (0.144)	0.505*** (0.144)
Education (Graduate)	0.287 (0.300)	0.280 (0.305)	1.236 (0.867)	1.312 (0.911)	0.454* (0.253)	0.509** (0.252)
Financial assets	0.458*** (0.085)	0.436*** (0.087)	0.686 (0.430)	0.829* (0.488)	0.427*** (0.065)	0.409*** (0.065)
Real estate assets	0.030 (0.117)	0.029 (0.120)	1.026 (0.688)	1.157 (0.742)	0.146 (0.096)	0.142 (0.096)
Total income	0.143 (0.166)	0.136 (0.174)	0.681 (0.586)	0.678 (0.607)	0.094 (0.132)	0.079 (0.134)
Kids	0.048 (0.097)	0.031 (0.099)	-0.176 (0.311)	-0.247 (0.346)	-0.118 (0.078)	-0.131* (0.078)
Marriage	0.677 (0.423)	0.626 (0.436)	0.421 (1.135)	0.475 (1.216)	0.481* (0.291)	0.436 (0.296)
Female	-0.314 (0.373)	-0.273 (0.404)	-10.256 (5511.02)	-11.740 (15808.12)	-0.234 (0.270)	-0.265 (0.287)
Year: 2010	-0.175 (0.176)	-0.214 (0.179)	-0.426 (0.628)	-0.444 (0.652)	-0.318** (0.141)	-0.320** (0.141)
Year: 2011	-0.269 (0.192)	-0.290 (0.197)	-0.607 (0.731)	-0.655 (0.771)	-0.531*** (0.156)	-0.567*** (0.158)
Year: 2012	-0.604*** (0.218)	-0.653*** (0.224)	-0.072 (0.623)	-0.287 (0.697)	-1.091*** (0.182)	-1.077*** (0.183)

Year: 2013	-0.680*** (0.239)	-0.786*** (0.248)	-0.315 (0.739)	-0.363 (0.785)	-1.230*** (0.196)	-1.227*** (0.198)
Private insurace		-0.197 (0.171)		0.218 (0.557)		-0.095 (0.131)
Intercept	-12.217*** (1.811)	-12.379*** (1.907)	-8.444 (6.107)	-8.974 (6.433)	-10.159*** (1.358)	-10.157*** (1.394)
Average marginal effects						
Health Status	-0.026 0.025	-0.015 0.025	-0.001 0.002	-0.001 0.002	-0.069 0.042	-0.056 0.044
Log likelihood	-780	-746	-92	-87	-1138	-1101
Observations	2931	2814	2931	2814	2931	2814

〈Table 8〉은 임의효과 토빗 모형의 관측된 변수들의 내생성을 통제하여 건강상태와 가계 금융자산 내 위험자산 지분비율의 상관관계를 추정한 결과를 보여주고 있다. CRE 프로빗 모형 결과와 마찬가지로 내생성을 통제한 후 건강상태의 한계효과는 주식의 경우 약 26% 감소하게 되고 위험자산의 경우 약 13% 감소하는 현상을 보이고 있다. 통계적 유의성에 있어서는 주식 지분비율에 대한 건강상태의 모수추정치는 유의하지 않지만, 위험자산 지분비율에 대해서는 여전히 통계적 유의성을 나타내고 있다.

그러나 가구주의 보장성 보험 가입여부를 통제할 경우 위험자산 지분비율에 대한 건강상태의 모수추정치 유의성은 유의수준 5%에서 더 이상 유효하지 않게 된다. 또한 내생성을 통제하기 전에는 보장성 보험 가입여부를 모형에 포함시켜도 건강상태 모수추정치에 변화가 없었으나 내생성을 통제한 후에는 건강상태의 한계효과가 대부분 떨어지는 것을 알 수 있다. 이와 더불어 보장성 보험 가입여부의 모수추정치도 양의 부호를 갖던 것이 내생성 통제 후에는 음의 부호를 갖게 된다.

〈Table 8〉 Risky asset allocation estimates: Correlated Random-effect Tobit Model

This table reports the estimation results for allocating household financial wealth over different risky assets with employing the correlated random-effects model to correct for the bias due to correlation between the random effects and observables. The dependent variable is the share of financial wealth held in a particular asset. Tobit regressions are left-censored at zero. Standard errors are in parentheses. Statistical significance for coefficient estimates is indicated as follows: * for $p < 0.10$, ** for $p < 0.05$, *** for $p < 0.01$.

Explanatory variable	Stocks		Bonds		Risky assets	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
Health status	-0.120 (0.104)	-0.075 (0.104)	-0.224 (0.340)	-0.219 (0.304)	-0.163** (0.075)	-0.143* (0.076)
Age	0.018 (0.022)	0.021 (0.022)	-0.016 (0.045)	-0.023 (0.041)	0.002 (0.013)	0.006 (0.013)
Age ²	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0003)	-0.0002* (0.0001)	-0.0003** (0.0001)
Education (College)	0.151*** (0.058)	0.163*** (0.058)	0.057 (0.124)	0.014 (0.110)	0.162*** (0.040)	0.171*** (0.040)
Education (Graduate)	0.076 (0.097)	0.068 (0.096)	0.268* (0.160)	0.217 (0.143)	0.085 (0.069)	0.090 (0.068)
Financial assets	0.116*** (0.024)	0.108*** (0.025)	0.167** (0.076)	0.163** (0.071)	0.076*** (0.017)	0.073*** (0.017)
Real estate assets	0.022 (0.035)	0.018 (0.035)	0.253*** (0.096)	0.234*** (0.084)	0.032 (0.026)	0.032 (0.026)
Total income	0.019 (0.049)	0.018 (0.051)	0.178 (0.138)	0.144 (0.125)	-0.006 (0.035)	-0.012 (0.036)
Kids	0.019 (0.031)	0.014 (0.031)	-0.036 (0.067)	-0.045 (0.061)	-0.033 (0.022)	-0.038* (0.022)
Marriage	0.168 (0.134)	0.146 (0.135)	0.186 (0.279)	0.175 (0.251)	0.092 (0.082)	0.070 (0.084)
Female	-0.145 (0.120)	-0.117 (0.127)	-2.152 (90.817)	-1.966 (115.941)	-0.088 (0.077)	-0.102 (0.082)
Year: 2010	-0.039 (0.054)	-0.054 (0.054)	-0.108 (0.159)	-0.098 (0.138)	-0.060 (0.037)	-0.064* (0.038)
Year: 2011	-0.094 (0.060)	-0.107* (0.060)	-0.139 (0.169)	-0.124 (0.149)	-0.126*** (0.041)	-0.136*** (0.041)
Year: 2012	-0.152** (0.067)	-0.166** (0.067)	-0.008 (0.154)	-0.064 (0.141)	-0.241*** (0.045)	-0.242*** (0.046)

Year: 2013	-0.211*** (0.074)	-0.244*** (0.075)	-0.093 (0.181)	-0.098 (0.162)	-0.287*** (0.048)	-0.289*** (0.049)
Private insurance		-0.057 (0.054)		0.024 (0.113)		-0.010 (0.037)
Intercept	-3.537*** (0.502)	-3.557*** (0.520)	-2.030** (1.024)	-1.753* (0.940)	-2.634*** (0.334)	-2.702*** (0.348)
Average marginal effects						
Health Status	-0.014 0.012	-0.009 0.012	-0.016 0.029	-0.016 0.025	-0.027** 0.012	-0.024* 0.013
Log likelihood	-810	-770	-107	-100	-1245	-1197
Observations	2931	2814	2931	2814	2931	2814

V. 결론

본 연구는 국내 가구의 금융자산 포트폴리오 결정에 있어 건강상태가 어떤 영향을 미치는지 재정패널을 이용하여 살펴본 연구이다. 분석 결과, 미국의 선행연구 결과와 마찬가지로 건강상태가 가계의 금융자산 포트폴리오 결정에 통계적으로 유의미한 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났으나, 내생성을 통제한 후에는 상관관계의 통계적 유의성이 대부분 사라지는 것으로 나타났다. 따라서, 건강상태가 직접적으로 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 영향을 주기보다는 건강상태와 포트폴리오 결정에 동시에 영향을 미치는 비관측된 잠재적 개인효과에 의해 상관관계가 나타나는 것으로 추정할 수 있다.

Love and Smith(2010)는 이러한 결과가 건강상태 변수가 가구의 포트폴리오 결정에 미치는 영향이 매우 작기 때문에 일어나는 결과일 수도 있으나 한편으로는 건강상태에 대한 관측오차(measurement error), 가구 간의 이질성(heterogeneity) 때문에 생길 수 있다고 지적하였다⁶⁾. 또한, 건강상태가 이론적으로 소비에 대한 한계효용에 대해 긍정적인 혹은 부정적인 영향을 모두 줄 수 있기 때문에 포트폴리

6) Love and Smith(2010)는 이외에도 2년마다 이뤄지는 HRS 설문자료의 특성상 긴 시간차와 이로 인한 기대(expectations)의 역할도 지적하였다.

오 결정에 대한 건강상태의 순효과(net effects)가 모호하기 때문일 수도 있다고 지적하였다.

본 연구는 국민건강보험제도를 통해 대부분의 국민이 동일한 건강보험의 혜택을 제공받는 우리나라 가구를 대상으로 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정 사이의 상관관계를 실증적으로 분석하였다는 데 의의가 있다. 건강 상태의 영향에 대한 대부분의 선행연구가 이루어진 미국의 경우 자신의 소득이나 기호에 따라 상이한 건강보험을 구매하고 있는데 비해 우리나라의 경우 대부분이 동일한 국가건강보험에 가입하여 있기 때문에 외생적 건강'충격'에 대해서는 상대적으로 더 많은 대비를 하고 있다고 볼 수 있다. 선행연구의 대상국가 국민들은 나쁜 건강상태를 초래할 수 있는 외생적 건강충격에 대비하기 위하여 건강보험을 자발적으로 선택한다는 점에서 건강상태가 가계 금융자산 포트폴리오에 미치는 영향이 우리나라와 다를 수 있다.

그러나 분석 결과 강제적 건강보험을 통해 외생적 건강충격에 대비한다고 하더라도 여전히 나쁜 건강상태는 우리나라 가구의 안전자산 선호와 통계적으로 유의미한 상관관계를 나타내고 있으며 이러한 상관관계가 내생성을 통제한 후 사라지는 결과는 미국의 선행연구 결과와 유사함을 알 수 있다. 이와 같은 결과는 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 대해 동시에 영향을 미치는 가구의 이질성(heterogeneity)이 우리나라 가구에도 존재함을 알 수 있다.

또한 본 연구는 민간실손보험을 포함한 보장성 보험과 관련하여 흥미로운 사실을 보여주고 있다. 비록 통계적으로 유의하지는 않지만, 내생성을 통제한 후 보장성 보험 가입여부의 모수추정치는 음의 부호를 갖고 있으며 설명변수에 포함할 경우 건강상태 모수추정치의 한계효과가 줄어드는 현상이 발견되었다. 이는 보장성 보험 가입여부와 건강상태, 가계 금융자산 포트폴리오 결정이 모두 비관측된 개인의 이질성에 관련되어 있을 가능성을 시사하고 있다.

본 연구의 한계로는 먼저 국내 패널자료의 특성상 주관적인 건강상태에 대한 응답을 건강상태 변수로 사용하지 못하고 대신 총의료비에서 입원치료비가 차지하는 비중을 건강상태의 대리변수로 사용하였다는 점이다. 따라서 선행연구에서

사용한 HRS 자료에 비해 건강상태에 대한 관측오차가 더 큰 문제로 작용할 여지가 있다. 또한 국민건강보험 급여수준에 대한 별도의 자료가 없기 때문에 국민건강보험이 건강상태와 가계 금융자산 포트폴리오 결정에 어떠한 영향을 미치는지 직접적인 분석이 불가능하다. 이에 대한 보완이나 추가적인 분석은 후속연구에서 이뤄지기를 바란다.

참고문헌

김영민 · 이명휘, “개인의 금융자산배분에 관한 분석 - 투자심리변수를 중심으로 -”
사회과학연구논총, 제28권, 2012, pp. 145-172.

(Translated in English) Youngmin Kim, Myeonghwi Lee, “Personal Financial Asset Allocation focused on investment psychology”, *Social Sciences Research Institute*, Vol. 28, 2012, pp. 145-172.

김현수 · 김경아, “우리나라 개인의 자산 선택 행위와 공적연금제도와의 연관성에 관한 연구,” **재정학연구**, 제7권 제3호, 2014, pp. 95-125.

(Translated in English) Hunsoo Kim, Kyunga Kim, “The Study of the Relation between Individual Portfolio Selection and Public Pension System of Korea”, *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 7(3), 2014, pp. 95-125.

민재형 · 구기동, “불확실성하에서의 개인의 투자행태 및 투자결정요인”, **서강경영논총**, 제15권 제2호, 2004, pp. 111-132.

(Translated in English) Jaehyung Min, Gidong Koo, “Individual’s Investment Behavior and Decision Factors under Uncertainty”, *Sogang Journal of Business*, Vol. 15(2), 2004, pp. 111-132.

이호성, “노인의 건강상태와 의료비부담 관련요인에 대한 연구,” **한국노년학**, 제24권 제2호, 2004, pp.163-179.

(Translated in English) Hoseong Lee, “A Study on Factors Causing Health Conditions and the Burden of Medical Expenses to the Elderly”, *Journal of the Korea Gerontological Society*, Vol. 24(2), 2004, pp. 163-179.

최원호, “가계부채와 금융자산보유에 관한 연구”, **재무연구**, 제26권 제4호, 2013, pp. 527-559.

(Translated in English) Wonho Choi, “The Association of Household Debts and Financial Asset Holdings”, *Asian Review of Financial Research*, Vol. 26(4), 2013, pp. 527-559.

- Anderson, G. and J. Horvath, "The Growing Burden of Chronic Disease in America", *Public Health Reports*, Vol. 119(3), 2004, pp. 263-270.
- Berkowitz, M.K. and J. Qiu, "A further look at household portfolio choice and health status", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30(4), 2006, pp. 1201-1217.
- Campbell, J., "Household Finance", *Journal of Finance*, Vol. 61, 2006, pp. 1553-1604.
- Edwards, R., "Health Shocks and Consumption Among Elderly U.S. Households", Working Paper, 2006.
- _____, "Health Risk and Portfolio Choice", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 26, 2008, pp. 472-485.
- _____, "Optimal Portfolio Choice Under State-Dependent Utility", *International Journal of Economic Theory*, Vol. 6, 2010, pp. 205-225.
- Fan, E. and R. Zhao, "Health Status and Portfolio Choice: Causality or Heterogeneity?", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, 2009, pp. 1079-1088.
- French, E., and J.B. Jones, "On the Distribution and Dynamics of Health Care Costs", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19 (2004), pp. 705-721.
- Goldman, D. and N. Maestas, "Medical Expenditure Risk and Household Portfolio Choice", *Journal of Applied Economics*, Vol. 28, 2013, pp. 527-550.
- Guiso, L., T. Jappelli and D. Terlizzese, "Income Risk, Borrowing Constraints, and Portfolio Choice", *American Economic Review*, Vol. 86, 1996, No. 1, pp. 158-172.
- Hurd, M.D., "Portfolio holdings of the elderly", In: Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli(Eds.), *Household Portfolios*, MIT Press, 2002.
- Love, D.A. and P.A. Smith, "Does health affect portfolio choice?", *Health Economics*, Vol. 19(12), 2010, pp. 1441-1460.
- Martin, S. and P. Smith, "Explaining variations in inpatient length of stay in the National Health Service", *Journal of Health Economics*, Vol. 15, 1996, pp. 279-304.

- Pang, G. and M. Warshawsky, "Optimizing the equity-bond-annuity portfolio in retirement: The impact of uncertain health expenses", *Insurance: Mathematics and Economics*, Vol. 46, 2010, pp. 198-209.
- Poterba, J. and A.A. Samwick, "Household Portfolio Allocation over the Life Cycle", In: S. Ogura, T. Tachibanaki and D.A. Wise(Eds.), *Aging issues in the United States and Japan*, University of Chicago Press, 2001.
- Rosen, H.S. and S. Wu, "Portfolio choice and health status", *Journal of Financial Economics*, Vol. 72, 2004, pp. 457-484.
- Sunden, A.E. and B.J. Surette, "Gender Differences in the Allocation of Assets in Retirement Savings Plan", *American Economic Review*, Vol. 88(2), Papers and Proceedings of the Hundred and Tenth Annual Meeting of the American Economic Association, 1998, pp. 207-211.
- S. Wu, "The Effects of Health Events on the Economic Status of Married Couples", *Journal of Human Resources*, Vol. 38(1), 2003, pp. 219-230.

Abstract

There have been many empirical studies in the United States to find a linkage between health status and portfolio choice of the individual households. In particular, it is important to account for the existence of unobserved characteristics such as risk attitudes, motivation, and information in the analysis because both health status and portfolio choice can be influenced by the unobserved heterogeneity. In this empirical study, we analyze how much the household portfolio decision is correlated with health status and whether this correlation is causal in Korea, where they have an obligatory national health care system different from the one in the United States.

Most Korean household panel data do not survey the subjective health status or, if ever, they do not survey the risky asset holdings of the households. We use the 2009-2013 waves of the National Survey of Tax and Benefit panel containing detailed information about the financial asset holdings of the households. As a proxy for the household's underlying health status, we construct a ratio of inpatient hospital costs over total medical costs of a household that can reflect its "poor" health status.

Employing the random-effect probit and tobit models, we find that there is a statistically significant correlation between health status and portfolio choice. However, once we control for unobserved heterogeneity by applying the correlated random-effects models, we find that health status no longer serves as a significant independent variable for the individual household to decide whether to hold a risky asset or how much financial assets to be allocated in a risky asset.

※ **Key words:** health risk, health status, household financial assets, portfolio allocations, risky assets

The Linkages among Insurance, Banking Credit and Stock Markets in G7 Countries* **

- Evidences from Long- and Short-run Perspectives -
G7국가의 보험, 은행, 주식시장 간의 장단기 연관성 분석

Guan-Chun Liu*** · Chien-Chiang Lee****

This paper investigates the short-run and long-run linkages among insurance activity, banking development, and stock market for G-7 countries. To examine the short-run causal nexus, we adopt the Granger causality approach proposed by Toda and Yamamoto(1995). To explore the long-run relationships, we introduce an extended nonlinear econometric model with the Jumarie's fractional derivative based on the fractional financial model for economic system, and the multiple stepwise regression technique is employed to explore the optimal regression. Our empirical results show that there exist various patterns of dynamic relationships among the three financial sectors. Specifically, their short-run and long-run relationships are country-specific, and the long-run linkage is stronger than the short-run linkage. Furthermore, the short-run causal relationship between insurance activity and banking credit is the strongest, whereas the long-run relationship between stock market and banking credit is the strongest. These findings offer some useful insights not only for investors to diversify their risk away, but also for policy makers to realize the synergistic development of the financial system in the process of economic growth.

Key words: banking development, causal nexus, insurance activity, multiple stepwise regression, nonlinear relationships, stock market

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030600

* Korean title, abstract and keywords of this paper are translated by editors themselves(Any errors are their responsibility.).

** The authors are grateful to the editor and two anonymous referees for helpful comments and suggestions.

*** School of Economics & China Center for Economic Studies Fudan University(liuguanchun@csu.edu.cn),
The first author

**** Department of Finance National Sun Yat-sen University(cdlee@cm.nsysu.edu.tw), Corresponding author
논문 투고일: 2015. 12. 09, 논문 최종 수정일: 2016. 08. 26, 논문 게재 확정일: 2016. 11. 10

I. Introduction

In the past few years, lots of researches particularly focus on the causal nexus between insurance activity and economic growth(Lee et al., 2013b ; Lee, 2013). According to previous theoretical and empirical studies, it is easy to find that the importance insurance markets have on economic performance is quite notable. During the period 1997-2007, the world's total written real insurance premiums increased with an annual growth rate of 55 percent, far exceeding the annual growth rate of the global economy. The rapid expansion of insurance's business volume strengthens its economic role remarkably. Meanwhile, the economic roles of risk transfer and capital allocation would have a great influence on the development of other financial markets. Therefore, there exist some interactions between the insurance industry and other financial sectors in the process of economic development(Webb et al., 2005 ; Tennant, 2010 ; Lee, 2013 ; Liu and Lee, 2014 ; Liu et al., 2014). These ideas prompt the initial motivation of this article, which will focus on the relationship among insurance activity, banking credit, and stock market. Note that, taking the different functions of life and nonlife insurance activities into consideration, we discuss them separately.

As an important component of the financial system, a large body of the theoretical literature(for example, Skipper, 1997 ; Skipper and Kwon, 2007 ; Haiss and Stimegi, 2008) has discussed the insurance industry's influence on the economy and society. Meanwhile, the life and nonlife insurance activities affect economic growth in diverse ways. Specifically, there are more likely to be different effects on economic growth from life and nonlife insurance markets, implying that these two types of insurance business protect households and corporations from risk prospective. And, life insurance companies facilitate long-term investments, rather than short-term investments, as the case of the nonlife insurance industry.

With respect to bank credit, it has the ability to amplify aggregate fluctuations

through either their roles in monetary transmission mechanism(Hasin and Majid, 2011)¹⁾ or their pro-cyclical nature, based on theories that build upon asymmetric information and capital market imperfections. In addition, stock market can encourage specialization as well as acquisition and dissemination of information(Greenwood and Jovanovic, 1990 ; Williamson, 1986), and it may reduce the cost of mobilizing savings and thereby facilitates investment(Greenwood and Smith, 1997). Well-developed stock market may enhance corporate control by mitigating the principal-agent problem through aligning the interests of managers and owners, in which case managers would strive to maximize firm value(Diamond and Verrecchia, 1982)²⁾.

It is essential to investigate the linkages among insurance activity, banking development, and stock market. On one hand, investors can diversify their investment risks away based on the findings of empirical studies. In general, the short-run relationships among the three financial sectors differ from their long-run relationships so that short-term and long-term investors should adopt different portfolios strategies. On the other hand, according to the empirical results, policy makers can implement macro policies to achieve the co-evolution of the three financial sectors, and then the stability of financial system is strengthened. More importantly, economic policies can be implemented to realize their interactive effects on economic growth. In addition, the financial linkage within the banking sector and the connection between banks and other financial markets are important while analyzing and forecasting their fragility (Bernoth and Pick, 2011 ; Billio et al., 2012 ; Liu et al., 2014). The strong financial linkage within and between the banking and other financial sectors have important implications for financial stability. In particular, when forecasting systemic risk linkages within the financial sectors, it is inevitable to consider whether they are caused by financial linkages or by common shocks to the financial system.

1) Hasin and Majid(2011) conclude monetary transmission mechanism by several channels in terms of interest rate, bank lending, asset price, and exchange rate.

2) Asset liquidity and price volatility are both of important characteristics in stock markets.

To the best of our knowledge, there still have no theoretical and empirical researches modeling the linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets in a unified framework. Furthermore, the existing researches employ a conventional linear model to investigate the relationships among different financial markets. Nevertheless, in the process of economic growth, the financial system exhibits complex dynamics that attract much attention recently with differential equations(for example, Lifschitz, 1999 ; Chen, 2008 ; Danca et al., 2013). Most economic justifications for nonlinearity are the coexistent heterogeneity between investor's expectations(De Grauwe and Grimaldi, 2005), the presence of different transaction costs(Anderson, 1997 ; Dumas, 1992), mimetic behaviors, and the existence of stock market frictions, which may imply some smoothness, persistence, discontinuities, structural breaks, inertia effects, and asymmetry in the adjustment dynamics. Such stylized facts also characterize an insurance market. In practice, Outreville(1990) proves that there is a nonlinear relationship between insurance activity and financial development, although the quality of the statistical adjustment is not as good as a linear measure. Jawadi et al.(2009) show that the switching transition error correction model performs better than a linear error correction model while investigating the long-term relationship between nonlife insurance activity and other financial markets. Liu and Lee(2014) and Liu et al.(2014) find that the relationship between insurance activity and banking credit in different countries is dynamic and nonlinear. Those ideas convince us that there may be a nonlinear relationship between insurance activity and other financial markets.

To accomplish these analyses, we focus on a time-series econometric framework³⁾ for individual G-7 countries(i.e., Canada, France, Germany, Italy, Japan, the United

3) The reason is that, from econometric viewpoint, panel data analysis is not able to explore the dynamic linkages among the different financial markets in one single country, or not able to perform multi-country comparisons to study its economic policies. Hence, we use time-series together with multi-country analysis to examine our perspective.

Kingdom, and the United States). Note that, our work includes two parts. First, the Toda and Yamamoto(1995 ; TY-VAR hereafter) approach is employed to examine the causal nexus among insurance activity, banking credit, and stock markets in the short run. The TY-VAR method has several advantages. It can be performed safely for whether the variables are integrated or not, and it does not depend on sample sizes (Yamada and Toda, 1998). Second, to investigate the nonlinear relationships that potentially related to growth of insurance premiums, banking credit, and stock returns in the long run, we extend the fractional order model for the economic system proposed by Chen(2008) with the interaction terms and quadratic terms into the differential equations. In fact, the value of current state in the financial system depends on both recent values and historical values of objective function, which is the unique property of fractional derivative and previous works neglect the issue. Moreover, to eliminate the possible multicollinearity problem, we adopt the stepwise regression technique to get the optimal models.

The reminder of this paper is organized as follows. Section 2 details the interactions among insurance activity, banking credit, and stock markets, and provides the theoretical structure and the main hypothesis. Section 3 presents the methodology used for the empirical research. Section 4 analyzes the empirical results and gives further discussions and implications. Conclusions are given in the Section 5.

II. Theoretical Structure and Main Hypotheses

1. The interaction between insurance activity and banking development

The development of insurance activity covers banks and their customers against a

range of risks, “underpinning bank lending by protecting customers against risks that might otherwise leave them unable to repay their debts”(Rule, 2001). The risk protection offered by insurance companies encourages bank borrowing by reducing companies’ market cost of capital(Grace and Rebello, 1993). These economic roles are critical because this protection could determine whether firms could develop their activities while having a direct impact on bank credit risk. In this context, for example, property insurance may facilitate bank intermediation activity by collateralizing credit, which would reduce a bank’s credit risk exposures, promoting higher levels of lending (Zou and Adams, 2006). A potential competitive relationship between insurance activity, particularly life insurance, and banks may be due to the “saving substitution effect”(Haiss and Sumegi, 2008) because in the market for intermediated saving, insurance companies compete to one another and could reduce banks’ market share(Allen and Santomero, 2001). Insurers, however, may invest(part of) that savings in bank capital investments(for example, equities) and subordinated debt, so that the magnitude of the final effect has to be evaluated empirically.

At the same time, the development of the banking sector may reinforce the development of insurance activity through a much more effective payment system that allows an improved financial intermediation of serves(Beck and Webb, 2003 ; Webb et al., 2005). In addition, the development of the banking sector provides liquidity facilities to insurance companies that enable them to pay their claims(Rule, 2001). Finally, in the last two decades, the interdependence between banking and insurance activities has increased strongly because of risk transfer. Given that banks and insurers have mutual exposures in many areas, banks have unbundled their credit risks to insurance providers mainly through both the securitization of credit portfolios(asset-backed securities and collateralized debt obligations) and derivatives(credit default swaps). On the insurance side, insurers have transferred credit risk to banks through liquidity facilities and letters and credit(Rule, 2001).

In practice, few attentions have been paid to the linkage between insurance activity and banking credit in the literature. Based on the cross-sectional data of different developing countries, Outreville(1990) explores the determinants of insurance markets. He finds that nonlife insurance demand is associated positively with a measure of financial development($M2/GDP$) but life insurance demand is not. Using panel data aggregated at different frequencies for 68 countries from 1961 to 2000, Beck and Webb(2003) find that development of the banking sector is one of the most predictors of life insurance consumption. Furthermore, some researches focus on the interactions between insurance activity and banking credit in the process of economic growth. Webb et al.(2005) examine the effects of financial sectors(bank, life and nonlife insurance) on economic growth. By employing a cross term constituted of bank credit and insurance activity(life and nonlife insurance), they investigate the interaction between bank credit and insurance market. Empirical results indicate that there exists a cooperated relationship between banking credit and insurance(life and nonlife insurance) activities. Following Webb et al.(2005), Arena(2008) applies the generalized methods of moments(GMM) to dynamic models of panel data for 55 countries between 1976 and 2004. He finds that complementary relationships exist between insurance activities and banking credit. Tennant et al.(2010) develop proxies for each of Levine's(1997) five functions of the financial sector, and model the relationship between these functions and economic growth using error correction models that more accurately conform to theory. Their results show that there exists a competitive relationship between banking credit and insurance(life and nonlife insurance) markets, which is opposite to the results of Webb et al.(2005) and Arena (2008). Employing an advanced bootstrap VAR model with a fixed rolling window, Liu and Lee(2014) investigate the causal nexus between insurance activities and banking credit in China, and the results suggest that there is a time-varying causality between them in various samples.

Based on the above views, we demonstrate the hypothesis related to insurance activity and banking credit as follows:

H1: There is a significant relationship between insurance activity and banking credit.

H1.1: A complimentary relationship exists between life insurance activity and banking credit.

H1.2: A substitutionary relationship exists between life insurance activity and banking credit.

H1.3: A complimentary relationship exists between nonlife insurance activity and banking credit.

H1.4: A substitutionary relationship exists between nonlife insurance activity and banking credit.

H2: There is no significant relationship between insurance activity and banking credit.

2. The interaction between insurance activity and stock market

The development of insurance activity could promote stock and bond markets development by investing funds raised through contractual saving products in stock markets and equities(Catalan et al., 2000 ; Impavido et al., 2003), which is called capital markets deepening. At the same time, stock markets may also reinforce the growth of insurance industry because liquid capital markets help insurance companies invest their resources captured through premium payments. This is especially important for life insurance companies that want to match long-term liabilities with long-term assets. Finally, there are inter-linkages between insurance activities and stock markets for risk transfer. According to Rule(2001), insurance companies transfer market risk to capital markets not only by hedging of embedded options in life insurance portfolios but also by its involved natural catastrophes. In contrast, capital

markets may transfer market risk to insurance companies when the latter write options and buy bonds with embedded options. Moreover, the saving functions of insurance companies would develop the stock market and foster a more efficient capital allocation because the insurance companies would gather significant information to perform their evaluation of projects and firms, in order to allocate the financial capital and interesting risk bearing capacity(Skipper, 1997). In addition, it is worth noting that insurance company is appealing to potential investors because it is uncorrelated with other types of business activities(Arena, 2008). Hence, a substitutionary relationship may expectedly exist between insurance activity and stock market.

In empirical studies, a few attentions have been paid to the causal nexus between insurance activities and stock markets. Based on the panel data of 55 counties during the period 1976-2004, Arena(2008) shows that there are robust complementary relationships between both life and nonlife insurance activities and stock markets in the process of economic growth. Jawadi et al.(2009) test the independence of nonlife insurance activity to the financial markets in Canada, France, Japan, the UK, and the US. They find that there exists a significant long-term relationship between nonlife insurance premiums and stock markets. Using the TY-VAR procedure, Lee et al. (2013a) investigate the lead-lag relationships among stock markets, insurance markets, and bond markets in developed countries. Their empirical results show that there is a unidirectional causality running from life insurance premiums to the stock markets in Canada, the UK and the US, a unidirectional causality running from nonlife insurance premiums to the stock markets in France, the UK and the US, and a unidirectional causality running from the stock market to nonlife insurance premiums in Canada.

Based on the discussion above, we develop a hypothesis related to insurance activity and stock markets as follows:

H3: There is a significant relationship between insurance activity and stock market.

H3.1: A complimentary relationship exists between life insurance activity and

stock market,

H3.2: A substitutionary relationship exists between life insurance activity and stock market,

H3.3: A complimentary relationship exists between nonlife insurance activity and stock market,

H3.4: A substitutionary relationship exists between nonlife insurance activity and stock market,

H4: There is no significant relationship between insurance activity and stock market.

3. The interaction between banking development and stock market

On one hand, a part of literature stresses that banks, rather than stock markets, play a critical role in reducing informational friction and transaction costs and the function of improving the allocation of resources(Boyd and Prescott, 1986 ; Stiglitz, 1985). On the other hand, Allen and Gale(2000) stress the role of stock markets, in contrast to banks, due to the competitive nature of the markets in encouraging innovative and growth-enhancing activities. Finally, within the literature of stressing the complementary effect, Levine(1997) points out that both banks and stock markets ameliorate information and transaction costs. Boyd and Smith(1998) model the increasing importance of equity markets as economy develops, showing that equity markets complement debt markets by making debt markets operate more efficiently. Huybens and Smith(1999) present a monetary growth model where banks and secondary capital markets have a crucial allocative function in the economy that affects the long-run real performance.

At the empirical level, some existing studies have discussed the causal nexus between banking credit and stock markets. Applying the VAR model, Kim and Moreno (1994) focus on whether there are interactions between stock price and bank lending

in Japan before and after the mid-1980s. The results report that the stock price-bank lending relation is weak prior to the mid-1980s but is subsequently strengthened considerably. Estimating a six-variable VAR model and simulating general impulse response, Ibrahim(2006) assesses interactions between bank loans and stock prices in Malaysia. He finds that bank loans react positively to the increase of stock markets, but there seems to be no impact of bank loans on stock prices. Using the vector error correction model, Ibrahim and Shah(2012) examine the causal nexus among bank lending, macroeconomic conditions, and financial uncertainty in Malaysia, in which they find no causality between bank lending and the stock market. Employing monthly and quarterly data, Karim et al.(2012) use the Granger causality test proposed by Toda and Yamamoto(1995) to re-examine the interaction between bank loans and stock prices in Malaysia. Their empirical results show a lack of evidence of causal linkage between the two sectors, indicating that the stock market and bank loan in Malaysia are independent.

Based on the above views, we demonstrate the hypothesis related to banking credit and stock market as follows:

H5: There is a significant relationship between banking credit and stock market.

H5.1: A complimentary relationship exists between banking credit and stock market.

H5.2: A substitutionary relationship exists between banking credit and stock market.

H6: There is no significant relationship between banking credit and stock market.

III. Methodology

In this paper, our econometric models proceed with two steps. The former is to test the short-run causal linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets, whereas the latter is to find the long-run relationships among the three series. First, we introduce the advantage of the TY-VAR method developed by Toda and Yamamoto(1995), and we then give its implementation steps. Second, based on the traditional fractional order model in the economic system, an extended nonlinear econometric model proposed by Chen(2008) is reconstructed and the multiple stepwise regression analysis is used to eliminate the multicollinearity for getting the optimal regression. In this way, we can detect their long-run nexus with the significance of the estimated coefficients.

1. The TY-VAR procedure

Generally speaking, while testing the Granger causality among different variables, vector autoregression(VAR) and vector error correction model(VECM) are two well-known methods. To that respect one could conduct a VAR in first-order differences of the variables if variables are known as $I(1)$ (integrated of order one) with no cointegration, and one could conduct a VECM if the variables are in a cointegrated relation. Hence, before conducting the traditional VAR or VECM, it is a prerequisite to judge whether the variables are integrated, cointegrated, or stationary.

But, Toda(1995) shows that the pre-tests for cointegration rank in Johansen-type VECM are quite sensitive to the values of the nuisance parameters in finite sample. Hence causality inference in VECM may suffer from severe pretesting biases. Furthermore, Sims et al.(1990) and Toda and Phillips(1993) point out that, if the system contains unit roots, standard Wald statistics, based on ordinary least-squares

(OLS) estimation of a level VAR model for testing coefficient restrictions, have non-standard asymptotic distributions, which may involve nuisance parameters. Therefore, Toda and Yamamoto(1995) propose an augmented VAR approach, which has much practical appeal because it can be used for any arbitrary level of integration n^4). Hence, we apply the TY-VAR procedure to examine the short-run linkages among insurance activity, banking development, and stock markets. The implementation steps of the TY-VAR procedure are concluded as follows:

Step 1: Determine the maximal order of integration d of variables by conducting unit root tests,

Step2: Select the optimum lag length k of a VAR. Since the lag length k is rarely known in practice, we can determine it by several criteria.

Step 3: Estimate the following lag-augmented $VAR(k+d)$ model:

$$V_t = \alpha + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 V_{t-2} + \dots + \beta_k V_{t-k} + \dots + \beta_{k+d} V_{t-(k+d)} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Where $V_t = \{\ln SP, \ln LP, \ln BC\}$ or $V_t = \{\ln SP, \ln NLP, \ln BC\}$ denotes a vector containing three endogenous variables; α is a vector of constant; β_1 is coefficient matrix, and ε_t is white noise residuals.

Step 4: In practice, several lag lengths are usually given. Check robustness of the above estimated augment $VAR(k+d)$ models by diagnostic tests, and we can get the final TY-VAR model.

Step 5: A Wald test is conducted on the first parameters instead of all parameters in the augment $VAR(k+d)$ model, and the statistics follows an asymptotic Chi-square distribution with k degrees of freedom. If $\beta_{ji.p} = 0$ for

4) Yamada and Toda(1998) show that, the FM-VAR proposed by Phillips(1995) and ECM procedures are more powerful than the TY-VAR procedure. However, the actual size of Granger causality test based on the TY-VAR procedure is stable in sample sizes that are typical for time series, and the FM-VAR and ECM models tend to have larger size distortion.

$p = 1, 2, \dots, k$, the j th element of V_t does not Granger cause the i th element of V_t . Similarly, if $\beta_{ji,p} = 0$ for $p = 1, 2, \dots, k$, the i th element of V_t does not Granger cause the j th element of V_t .

2. A new nonlinear econometric model with fractional derivative

In the empirical literature, there are many methodologies(e.g., the Cobb-Douglas production function, the Logistic function, the quadratic function, and the exponential function) to investigate the nonlinear relationship among variables. However, traditional methods neglect the fact that the value of current state depends on both recent values and historical values of objective function which is the unique property of fractional derivative. This excellent property is suitable for modeling financial and economic series mainly due to the fact that the financial and economic variables always exhibit time-dependent memory effect(Anh and Inoue, 2005).

In the last few years, chaos supports an endogenous explanation of the complexity observed in economic series with tremendously increasing importance, and represents a radical change of perspective on business cycles(Chen, 2008). Furthermore, some scholars report a dynamic model of the financial system(including interest rate, investment demand, and price index) with three first-order differential equations(Ma and Chen, 2001a, 2001b). Then, a new fraction order model for financial system based on the fractional derivative is introduced(Chen, 2008), and some general forms are reconstructed later(Skovranek et al., 2012 ; Yue et al., 2013). In this paper, based on the Jumarie's(2007) fractional derivative, we reconstruct a new nonlinear econometric model by extending the fractional order model for economic system proposed by Chen(2008) to explore the long-run linkages of the financial system consisting of insurance activity, banking credit, and stock markets.

There exist several definitions of the fractional derivative and integral, while the

Grunwald-Letnikov(GL), Riemann-Liouville(RL), and Caputo definitions are the three most frequently used definitions⁵⁾. In this paper, we choose the modified RL derivative proposed by Jumarie(2006). The advantage of the Jumarie's fractional derivative over others is that it is convenient to remove the limit operation in its definition with a small step size so that we can depict the discrete form of fractional derivative by multiplying the classical difference of function with some coefficients. Specifically, the Jumarie's fractional derivative of order α for a continuously differentiable function $f : [0, +\infty) \rightarrow \mathbb{R}$ is defined as:

$$D_t^\alpha f(t) = \Gamma(1 + \alpha - m) \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Delta f^{(m)}(t)}{h^{\alpha - m}}, \quad (2)$$

where $m = [\alpha]$, which denotes the integer part of the real number α . Furthermore, if $0 < \alpha < 1$, then

$$D_t^\alpha f(t) = \Gamma(1 + \alpha) \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Delta f(t)}{h^\alpha}. \quad (3)$$

Recently, there have been several fractional models for financial system. For instance, Chen(2008) proposes a chaotic fractional order model for the economic system consisted of investment, interest rate, and price index. The system is expressed as follows:

$$\begin{cases} D_t^{\alpha_1} x_t = z_t + (y_t - a)x_t \\ D_t^{\alpha_2} y_t = 1 - by_t - x_t^2 \\ D_t^{\alpha_3} z_t = -x_t - cz_t \end{cases}, \quad (4)$$

where x, y, z denote interest rate, investment, and price index, respectively.

In fact, one financial sector is influenced by its own development and the scale of other financial sectors⁶⁾. Not only do we consider their individual impacts, but also

5) More information about the relationships among the three definitions of fractional derivative can be seen in Podlubny(1999).

6) In traditional methods, they often overlook the own effect of one series on its development in the long run which is the advantage of the new nonlinear econometric model.

take their interaction terms and quadratic terms into consideration⁷⁾. Instead of taking the same expression in Chen's fractional chaotic system, we consider a more general form on the basis of the Jumarie's fractional derivative in Eq. (4) as follows:

$$\begin{cases} \frac{x_{t_n} - x_{t_{n-1}}}{(t_n - t_{n-1})^{\alpha_1}} = f(x_t, y_t, z_t, A_1) + \xi_{1t} \\ \frac{y_{t_n} - y_{t_{n-1}}}{(t_n - t_{n-1})^{\alpha_2}} = g(x_t, y_t, z_t, A_2) + \xi_{2t} \\ \frac{z_{t_n} - z_{t_{n-1}}}{(t_n - t_{n-1})^{\alpha_3}} = h(x_t, y_t, z_t, A_3) + \xi_{3t} \end{cases}, \quad (5)$$

with

$$\begin{aligned} f(x_t, y_t, z_t, A_1) &= c_1 + \beta_{12}x_t + \beta_{12}y_t + \beta_{13}z_t + \beta_{14}x_t y_t + \beta_{15}x_t z_t \\ &\quad + \beta_{16}y_t z_t + \beta_{17}x_t^2 + \beta_{18}y_t^2 + \beta_{19}z_t^2 \\ g(x_t, y_t, z_t, A_2) &= c_2 + \beta_{21}x_t + \beta_{22}y_t + \beta_{23}z_t + \beta_{24}x_t y_t + \beta_{25}x_t z_t \\ &\quad + \beta_{26}y_t z_t + \beta_{27}x_t^2 + \beta_{28}y_t^2 + \beta_{29}z_t^2 \\ h(x_t, y_t, z_t, A_3) &= c_3 + \beta_{31}x_t + \beta_{32}y_t + \beta_{33}z_t + \beta_{34}x_t y_t + \beta_{35}x_t z_t \\ &\quad + \beta_{36}y_t z_t + \beta_{37}x_t^2 + \beta_{38}y_t^2 + \beta_{39}z_t^2 \\ A_i &= (c_i, \beta_{i1}, \dots, \beta_{i9}), i = 1, 2, 3 \end{aligned}$$

and ξ_{it} ($i = 1, 2, 3$) are the white noise processes. Here, x_t denotes stock market, y_t denotes the insurance premiums, and z_t denotes the banking credit.

To estimate the above nonlinear econometric model, Yue et al. (2013) derive the corresponding estimation method with the least squared principle⁸⁾. In this paper, we assume the time step $\Delta t = 0.5$, and the multiple stepwise regression analysis is used to get the optimal regression.

7) Besides the fractional derivative, the interaction terms, and quadratic terms are also the source of nonlinearity in the new model. Meanwhile, they are also added for selecting the optimal regression with more precision.

8) Yue et al. (2013) give the optimal fractional orders with different time steps.

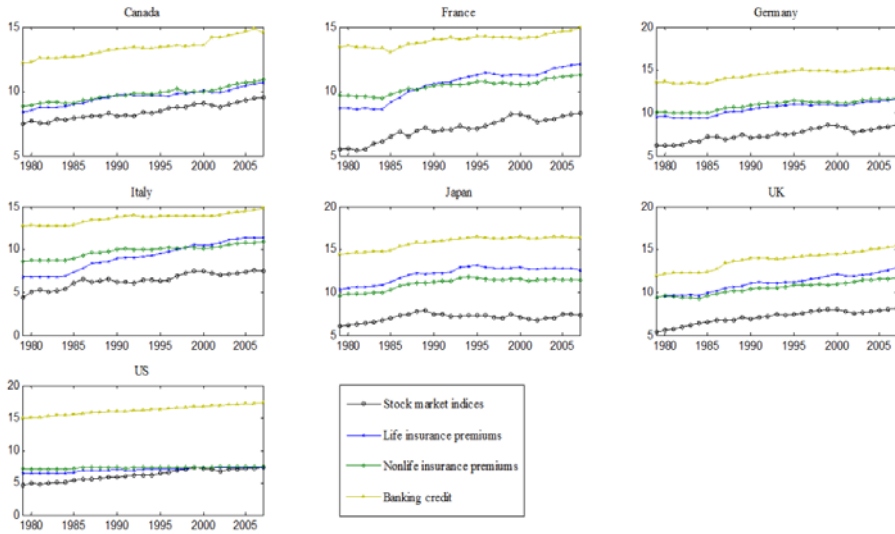
IV. Empirical Results

1. Data source and description

Our empirical application focuses on the linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets for G-7 countries, namely, Canada, France, Germany, Italy, Japan, the United Kingdom and the United States. All the data are annual and cover the period from 1979 to 2007⁹⁾. For the proxies of insurance and banking credit markets, we use real insurance(including life and non-life) premium per capita and real banking credit per capita. By definition, these variables are also referred to as real insurance density and real banking credit density, respectively. For simplicity, we use LP to denote real life insurance density and NLP for real non-life insurance density. Real insurance density represents the average annual premiums per capita pertinent to insurance products and real banking credit density(BC) reveals the average annual domestic credit provided by the banking sector to one inhabitant. The data for insurance activity can be obtained from the Swiss Reinsurance Company, Simga database(1980-2008). In addition, we obtain the annual data for banking credit from the World Development Indicators(WDI, 2008), and stock market indices(SP) are collected from the Global Financial Databank. Moreover, all variables are calculated in USD millions and are taken in natural logarithm. Especially, the unit is converted into the same scale of constant 2000 US dollars. The development trends of the three financial markets spanning the period from 1979 to 2007 are shown in Fig. 1.

9) Considering the undeniable roles of the 2008 financial crisis in the interactions among insurance, banking credit and stock markets, we conduct our empirical analyses over the period 1979-2007.

〈Figure 1〉 The development trends of the three financial markets during 1979–2007(in logs)



From Fig. 1, we can find that the development trends of insurance premiums, banking credit and stock market keep increasing during the period 1979-2007 for G-7 countries. The size of stock market is the smallest, and the size of domestic credit provided by the banking sector is the largest. The nonlife insurance premiums are higher than the life insurance premiums in Canada, Germany and the US, while the latter are higher in Japan and the UK. In addition, the years 1989 and 1998 are two key structural points for the insurance industries in France and Italy. The nonlife insurance premiums are higher than the life insurance premiums before 1989 and 1998, while the life insurance premiums catch up with the nonlife insurance premiums after 1989 and 1998. Generally speaking, the three financial markets in G-7 countries have the similar growth pattern with tiny individual differences.

Table 1 gives the descriptive statistics and correlation coefficients of insurance activity, banking credit, and stock market for each country. Panel A shows the summary descriptive statistics for the mean, standard deviation(S.D.), skewness, and

kurtosis. In general, the mean of banking credit is the largest, followed by insurance premiums and stock market indices. This suggests that domestic credit of the banking sector plays a dominant role in a country's financial system for promoting its economic growth, while the insurance activity and stock markets are also significant. According to the value of natural logarithms of insurance premiums, the G-7 countries can be divided into three classes: i) the nonlife insurance premiums are larger than the life insurance premiums in Italy and the US; ii) the life insurance premiums are larger than the nonlife insurance premiums in Japan and the UK; iii) the life and nonlife insurance premiums are approximately the same in Canada, France, and Germany. This implies that studying the linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets in G-7 countries is representative in developed countries. Furthermore, panel B gives the test results of correlation coefficients among insurance activity, banking credit, and stock market. These coefficients are positive at the 1% significance level, implying that there indeed exist interactions among the three main financial markets in G-7 countries. Meanwhile, the correlation coefficients between insurance activity and banking credit are larger than those coefficients between stock market and the other two financial sectors, suggesting the possibly existing stronger causality between insurance premiums and banking credit.

〈Table 1〉 Descriptive statistics and correlation coefficients

	lnSP	lnLP	lnNLP	lnBC	lnSP	lnLP	lnNLP	lnBC
Panel A								
Canada					Japan			
Mean	8.437	9.588	9.789	13.404	7.097	12.188	11.055	15.839
S.D.	0.597	0.605	0.582	0.734	0.446	0.900	0.696	0.726
Skewness	0.201	-0.243	0.187	0.333	-0.544	-0.898	-1.021	-0.848
Kurtosis	1.909	2.352	2.195	2.209	2.841	2.277	2.456	2.107
Panel B								
lnSP	1.000				1.000			
lnLP	0.941***	1.000			0.679***	1.000		

lnNLP	0.956***	0.972***	1.000		0.724***	0.994***	1.000	
lnBC	0.939***	0.956***	0.980***	1.000	0.661***	0.991***	0.985***	1.000
Panel A								
France					UK			
Mean	7.095	10.532	10.409	13.996	7.143	11.093	10.522	13.796
S.D.	0.904	1.187	0.532	0.477	0.795	1.016	0.758	1.046
Skewness	-0.472	-0.537	-0.259	-0.041	-0.650	-0.130	-0.218	-0.405
Kurtosis	2.165	1.883	2.104	2.273	2.303	1.938	1.811	1.967
Panel B								
lnSP	1.000				1.000			
lnLP	0.942***	1.000			0.951***	1.000		
lnNLP	0.900***	0.982***	1.000		0.928***	0.982***	1.000	
lnBC	0.850***	0.944***	0.966***	1.000	0.946***	0.985***	0.985***	1.000
Panel A								
Germany					US			
Mean	7.477	10.498	10.886	14.420	6.163	6.975	7.284	16.191
S.D.	0.745	0.726	0.579	0.648	0.877	0.338	0.165	0.720
Skewness	-0.234	-0.364	-0.457	-0.429	-0.178	-0.541	-0.408	-0.153
Kurtosis	2.062	1.686	1.751	1.605	1.629	2.057	2.465	1.915
Panel B								
lnSP	1.000				1.000			
lnLP	0.885***	1.000			0.953***	1.000		
lnNLP	0.851***	0.982***	1.000		0.840***	0.927***	1.000	
lnBC	0.885***	0.997***	0.993***	1.000	0.980***	0.965***	0.900***	1.000
Panel A								
Italy								
Mean	6.460	9.180	9.851	13.674				
S.D.	0.862	1.629	0.705	0.593				
Skewness	-0.546	-0.180	-0.467	-0.209				
Kurtosis	2.504	1.744	2.032	2.120				
Panel B								
lnSP	1.000							
lnLP	0.927***	1.000						
lnNLP	0.903***	0.976***	1.000					
lnBC	0.852***	0.954***	0.986***	1.000				

Note: Superscript *** represents the statistical significance at the 1% level.

2. Empirical results of the short-run linkage

It is a prerequisite to determine the maximal integration order of variables before conducting the TY-VAR procedure. In order to get a more reliable result, we utilize five different unit root tests, namely augmented Dickey-Fuller(1979; ADF), Dickey-Fuller GLS(1996; DF-GLS), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(1992; KPSS), Phillips-Perron(1988; PP), and Ng-Perron's MZa(2001; NP). The results of unit root tests are reported in Table 2.

According to Table 2, it is obvious that the results of the five unit root tests are slightly contradictory. All of these series are integrated of an order one process, except for the series of banking credit in Italy and the series of nonlife insurance premiums in the US. Then, the traditional VAR and VECM models are not suitable, and the classical linear cointegration test of Johansen is not appropriate to employ in the model. Therefore, the Granger causality test of Toda and Yamamoto(1995) should be a better method.

〈Table 2〉 Unit root test results

Model	Variable	ADF	DF-GLS	PP	KPSS	MZa
Canada						
Levels	lnSP	-3.088(0)	-3.241**(0)	-3.113(1)	0.096(1)	-11.466(0)
	lnLP	-1.822(0)	-1.723(0)	-2.063(3)	0.112(4)	-4.336(0)
	lnNLP	-2.119(0)	-2.300(0)	-2.283(2)	0.087(2)	-8.268(0)
	LnBC	-2.100(0)	-2.181(0)	-2.100(0)	0.107(3)	-7.125(0)
First difference	lnSP	-6.480*** (0)	-5.756*** (0)	-6.539*** (2)	0.199(7)	-13.038** (0)
	lnLP	-4.425*** (0)	-4.337*** (0)	-4.414*** (1)	0.135(2)	-13.100** (0)
	lnNLP	-5.877*** (0)	-5.978*** (0)	-5.872*** (1)	0.188(9)	-13.151** (0)
	LnBC	-4.758*** (0)	-4.819*** (0)	-4.758*** (0)	0.076(4)	-13.379** (0)
France						
Levels	lnSP	-2.202(0)	-2.287(0)	-2.298(1)	0.128*(3)	-7.591(0)
	lnLP	-2.070(1)	-2.205(1)	-1.431(2)	0.140*(4)	-11.076(1)
	lnNLP	-2.507(1)	-2.595(1)	-1.713(0)	0.096(3)	-14.437*(1)
	LnBC	-1.887(0)	-1.980(0)	-1.972(1)	0.065(3)	-6.196(0)
First difference	lnSP	-5.027*** (0)	-5.117*** (0)	-5.031*** (3)	0.091(2)	-13.500** (0)
	lnLP	-2.664*(0)	-2.634*(0)	-2.664*(0)	0.121(2)	-8.870** (0)

	lnNLP	-3.607**(0)	-3.670*** (0)	-3.578**(2)	0.088(1)	-12.161**(0)
	LnBC	-4.692*** (0)	-4.568*** (0)	-4.692*** (0)	0.157(0)	-13.332**(0)
<i>Germany</i>						
Levels	lnSP	-2.411(0)	-2.485(0)	-2.534(2)	0.099(2)	-8.387(0)
	lnLP	-1.512(0)	-2.235(1)	-1.771(2)	0.116(4)	-9.958(1)
	lnNLP	-2.198(1)	-2.268(1)	-1.603(1)	0.120*(4)	-11.057(1)
	LnBC	-1.269(0)	-1.362(0)	-1.509(2)	-0.129*(4)	-3.540(0)
First difference	lnSP	-5.074*** (0)	-5.093*** (0)	-5.074*** (1)	0.090(5)	-13.430** (0)
	lnLP	-3.748*** (0)	-3.763*** (0)	-3.697** (3)	0.125(0)	-12.280** (0)
	lnNLP	-3.321** (0)	-3.369*** (0)	-3.322** (2)	0.098(1)	-11.423** (0)
	LnBC	-4.061*** (0)	-4.091*** (0)	-4.085*** (1)	0.127(1)	-12.832** (0)
<i>Italy</i>						
Levels	lnSP	-2.664(1)	-2.509(1)	-2.965(5)	0.095(3)	-11.232(1)
	lnLP	-3.208(1)	-3.383** (1)	-2.2003(1)	0.102(2)	-33.680*** (1)
	lnNLP	-2.314(1)	-2.405(1)	-1.691(1)	0.124*(4)	-12.282(1)
	LnBC	-3.379*(4)	-3.556** (4)	-1.665(2)	0.091(4)	-19.486** (4)
First difference	lnSP	-4.772*** (0)	-3.392*** (0)	-4.804*** (3)	0.245(5)	-10.191** (0)
	lnLP	-2.643*(0)	-2.502** (0)	-2.692*(2)	0.165(0)	-8.371** (0)
	lnNLP	-3.311** (0)	-3.375*** (0)	-3.128** (4)	0.097(3)	-11.434** (0)
	LnBC	-3.592** (0)	-3.514*** (0)	-3.592** (0)	0.125(1)	-12.059** (0)
<i>Japan</i>						
Levels	lnSP	-1.972(0)	-1.725(0)	-1.939(4)	0.140*(4)	-3.657(0)
	lnLP	-0.335(4)	-0.978(1)	0.082(8)	0.180** (4)	-4.986(1)
	lnNLP	-0.852(0)	-1.229(1)	-0.973(3)	0.175** (4)	-4.665(1)
	LnBC	-0.926(3)	-1.279(1)	-0.296(6)	0.177** (4)	-5.174(1)
First difference	lnSP	-4.545*** (0)	-4.638*** (0)	-4.543*** (1)	0.226(1)	-13.905*** (0)
	lnLP	-3.124** (0)	-3.030*** (0)	-3.233** (2)	0.568** (1)	-10.369** (0)
	lnNLP	-3.263** (0)	-3.034*** (0)	-3.263** (0)	0.441*(2)	-9.493** (0)
	LnBC	-3.122** (0)	-3.188*** (0)	-3.173** (1)	0.498** (1)	-11.420** (0)
<i>UK</i>						
Levels	lnSP	-1.826(0)	-1.564(0)	-1.711(6)	0.165** (4)	-2.892(0)
	lnLP	-2.497(1)	-2.697(1)	-1.898(0)	0.095(2)	-15.542*(1)
	lnNLP	-2.048(0)	-2.111(0)	-2.234(1)	0.095(2)	-6.754(0)
	LnBC	-2.437(1)	-2.544(1)	-1.728(1)	0.119(4)	-13.833(1)
First difference	lnSP	-4.597*** (0)	-4.336*** (0)	-4.596*** (1)	0.421*(0)	-12.452** (0)
	lnLP	-4.136*** (0)	-3.902*** (0)	-4.150*** (1)	0.072(2)	-12.082** (0)
	lnNLP	-4.432*** (0)	-3.950*** (0)	-4.458*** (1)	0.061(3)	-11.265** (0)
	LnBC	-2.936*(0)	-2.811*** (0)	-2.936*(0)	0.103(1)	-9.418** (0)
<i>US</i>						
Levels	lnSP	-1.576(0)	-1.741(0)	-1.690(1)	0.120*(3)	-5.510(0)
	lnLP	-4.893*** (4)	-2.627(1)	-1.629(1)	0.120*(3)	-14.362*(1)
	lnNLP	-4.319** (1)	-4.632*** (1)	-2.289(1)	0.074(3)	-25.248*** (1)
	LnBC	-3.372*(2)	-1.793(0)	-2.110(3)	0.131*(4)	-3.917(0)

First difference	lnSP	-4.935***(0)	-4.687***(0)	-4.941***(1)	0.137(1)	-13.587***(0)
	lnLP	-3.512***(0)	-3.466****(0)	-3.534***(1)	0.132(1)	-11.646***(0)
	lnNLP	-3.818****(1)	-2.166***(0)	-2.825*(0)	0.118(0)	-5.767*(0)
	lnBC	-4.604****(0)	-4.589****(0)	-4.660****(2)	0.227(1)	-13.577***(0)

Note: The regressors include intercept term and time trend for the original series, while only include intercept term for the first differences. The ADF, DF-GLS, PP and MZa tests hold the hypothesis that the series has a unit root, while the KPSS test assumes that the series is stationary. The lag lengths determined via SIC for the four unit root tests(including ADF, DF-GLS and MZa) are in parentheses, and the Newey-West bandwidths determined by Bartlett kernel for the other two methods also are in parentheses. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels.

To apply the TY-VAR approach, the optimum lag length of a VAR model has to be decided firstly. Here, we use five different lag length criteria to select the lag length, namely sequential modified LR test statistic(LR), Final prediction error(FPE), Akaike information criterion(AIC), Schwarz information criterion(SC), and Hannan-Quinn information criterion(HQ). The results show that different VAR models hold various optimum lag lengths.¹⁰⁾ By employing diagnostic tests, it is appropriate to estimate the TY-VAR procedure with lag length 2(including the maximum integration order 1) for most cases. For the US, the TY-VAR model with lag length 3 is stable, which is also suitable for the nonlife insurance premiums in Germany and the UK. Then, we conduct the TY-VAR procedure to investigate the linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets in G-7 countries. Table 3 provides the results of Granger causality test.

〈Table 3〉 Granger causality test of TY-VAR approach

	Life insurance premiums			Nonlife insurance premiums			
	lnSP	lnLP	lnBC		lnSP	lnNLP	lnBC
<i>Canada</i>							
lnSP	—	1,050 (0,306)	6,017** (0,014)	lnSP	—	0,026 (0,871)	4,693** (0,030)
lnLP	3,727* (0,054)	—	0,238 (0,626)	lnNLP	0,340 (0,560)	—	2,270 (0,132)
lnBC	0,390 (0,533)	0,300 (0,584)	—	lnBC	1,013 (0,314)	0,002 (0,969)	—

10) The results of lag length selection for the TY-VAR procedure are not listed in the paper, and it is available from the authors upon request.

France

lnSP	—	0.453 (0.501)	0.469 (0.494)	lnSP	—	1.537 (0.215)	0.897 (0.344)
lnLP	0.742 (0.389)	—	0.354 (0.552)	lnNLP	0.691 (0.406)	—	0.008 (0.929)
lnBC	0.074 (0.785)	11.804*** (0.001)	—	lnBC	0.002 (0.968)	19.821*** (0.000)	—

Germany

lnSP	—	0.694 (0.405)	0.741 (0.389)	lnSP	—	1.684 (0.431)	1.768 (0.413)
lnLP	0.968 (0.325)	—	0.064 (0.800)	lnNLP	3.277 (0.194)	—	12.811*** (0.002)
lnBC	0.884 (0.347)	0.080 (0.778)	—	lnBC	3.334 (0.189)	14.408*** (0.001)	—

Italy

lnSP	—	3.834** (0.050)	1.059 (0.303)	lnSP	—	1.068 (0.301)	2.150 (0.143)
lnLP	0.652 (0.420)	—	1.190 (0.275)	lnNLP	1.695 (0.193)	—	0.064 (0.800)
lnBC	0.210 (0.646)	1.293 (0.256)	—	lnBC	0.542 (0.462)	7.689*** (0.006)	—

Japan

lnSP	—	2.605 (0.107)	0.010 (0.920)	lnSP	—	1.613 (0.204)	0.028 (0.867)
lnLP	0.784 (0.376)	—	1.459 (0.227)	lnNLP	0.036 (0.849)	—	0.150 (0.699)
lnBC	0.124 (0.725)	6.308** (0.012)	—	lnBC	0.007 (0.933)	13.568*** (0.000)	—

UK

lnSP	—	0.171 (0.679)	0.458 (0.499)	lnSP	—	1.330 (0.514)	0.106 (0.949)
lnLP	8.440*** (0.004)	—	1.879 (0.170)	lnNLP	0.295 (0.863)	—	10.683*** (0.005)
lnBC	1.918 (0.166)	0.589 (0.443)	—	lnBC	-0.185 (0.263)	6.260** (0.044)	—

US

lnSP	—	2.760 (0.252)	5.182* (0.075)	lnSP	—	1.171 (0.557)	3.114 (0.211)
lnLP	0.354 (0.838)	—	1.694 (0.429)	lnNLP	2.278 (0.320)	—	0.254 (0.881)
lnBC	2.740 (0.254)	2.123 (0.346)	—	lnBC	7.327** (0.026)	9.201*** (0.010)	—

Note: Significance implies that the column variable Granger causes the row variable. P-values are in parentheses. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels.

For Canada, there is a unidirectional causality running from stock market to life insurance premiums and a unidirectional causality also running from banking credit to the stock market. The results suggest that the domestic credit provided by the banking sector serves as a leading index in the financial system in Canada. Indeed, banking sector can impact life insurance activity indirectly through the stock market. As for France and Japan, a unidirectional causality running from life and nonlife insurance premiums to banking credit exists. This supports our hypothesis H1 and indicates that insurance activities affect domestic credit provided by the banking sector. Moreover, there is a bi-directional Granger causality between nonlife insurance premiums and banking credit in Germany and the US. These results suggest that insurance activity and banking credit do not influence the development of the stock markets. In addition, it demonstrates that Germany and the US have the similar financial system. Finally, in Italy and the UK, it holds the opposite conclusions approximately. Specifically, the nonlife insurance premiums Granger cause banking credit in Italy, while there is a bi-directional causality in the UK. Meanwhile, a unidirectional causality runs from the life insurance premiums to stock market in Italy, but it is contrary in the UK. This phenomenon shows the notable difference between the financial systems of Italy and the UK. Generally speaking, the results of Granger causality test reveal diverse function mechanisms in the financial systems of G-7 countries. Among the financial sectors of insurance activity, banking credit, and stock markets, various Granger causal relationships are existed.

Table 4 summarizes the empirical findings of Table 3 and concludes our hypothesis according to the coefficients of the estimated TY-VAR models¹¹⁾. The results report

11) When we conduct the TY-VAR procedure, various lag lengths are selected for G-7 countries. Here, following the Granger causality test of Toda and Yamamoto(1995), it is appropriate to use the cumulative values of the first k parameters to detect the substitutionary or complementary relationship among insurance activity, banking credit, and stock markets.

that the linkages among insurance activity, banking credit, and stock market exhibit a substitutionary relationship in some countries, while there is a complementary relationship in another countries, and no causal effect in the other countries.

〈Table 4〉 The summary of null hypothesis based on the short-run causal relationships

Null hypothesis	Insurance activity is lead	Insurance activity is lag
H1	France, Germany, Italy, Japan, US	Germany, UK
H1.1	France, Japan	-
H1.2	-	-
H1.3	France, Germany, Italy, Japan, UK	UK
H1.4	US	Germany
H2	Canada, UK	Canada, France, Italy, Japan, US
Null hypothesis	Stock market is lead	Stock market is lag
H3	Canada, UK	Italy
H3.1	Canada, UK	Italy
H3.2	-	-
H3.3	-	-
H3.4	-	-
H4	France, Germany, Italy, Japan, US	Canada, France, Germany, Japan, UK, US
Null hypothesis	Banking credit is lead	Banking credit is lag
H5	Canada, US	US
H5.1	US	-
H5.2	Canada	US
H6	France, Germany, Italy, Japan, UK	Canada, France, Germany, Italy, Japan, UK

For the linkage between insurance activity and banking credit in the lead insurance activity model, we find a complementary effect between the life insurance premiums and banking credit in France and Japan, which provides empirical evidence supporting the hypothesis H1.1. That is the development of life insurance industries can increase

the demand for banking credit in France and Japan. In France, Germany, Italy, Japan, and the UK, a complementary effect exists between the nonlife insurance premiums and banking credit supporting the hypothesis H1.3, and a substitutionary effect exists in the US supporting the hypothesis H1.4. The results show that banking credit is increasing with nonlife insurance premiums growth in France, Germany, Italy, and Japan, while in the US it holds the opposite way. In the lag insurance activity model, there is a complementary effect between the nonlife insurance activity and banking credit in the UK, supporting the hypothesis H1.3, while a substitutionary effect in Germany supporting the hypothesis H1.4. The results suggest a positive effect of banking credit on the nonlife insurance activity in the UK and a negative effect existing in Germany.

For the linkage between insurance activity and stock market, a complementary causal relationship between the life insurance activity and stock market exists in Canada and the UK when the stock market is lead, whereas a complementary effect exists in Italy when the stock market is lag. The results support the hypothesis H3.1. This means that the life insurance premiums growth is increasing with a more developed stock market in Canada and the UK, and the stock market will be more attractive along with the development of life insurance industries in Italy.

For the linkage between banking credit and stock market in the lead banking credit model, there is a complementary relationship in the US, supporting the hypothesis H5.1, and a substitutionary relationship in Canada, supporting the hypothesis H5.2. In addition, the result of a substitutionary effect in the US for banking credit lagged supports the hypothesis H5.2. That is to say, the development of banking credit can increase the demand of stock market in the US, while the stock market growth inhibits the demand of banking credit. And, the banking credit restricts the expansion of the stock market in Canada.

By applying the Granger causality test proposed by Toda and Yamamoto(1995), the

results of the short-run linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets imply five major conclusions.

First, there are various causal nexus among insurance activity, banking credit, and the stock markets in G-7 countries. For example, there is a unidirectional causality running from insurance premiums to banking credit in France, Italy and Japan, a unidirectional causality running from banking credit to insurance premiums in the UK and the US, a bi-directional causality between the two series in Germany, and no causality in Canada.

Second, the causal relationships in the financial system are diverse across G-7 countries. For example, a substitutionary effect exists between banking credit and stock market in Canada, while a complementary effect exists in the US.

Third, the linkage between two series may be different in one country. For the causal nexus in the US, there is a unidirectional causality running from banking credit to stock market with the life insurance activity, and no causality with the nonlife insurance activity. For the causal relationship between two financial sectors in one country, there may be opposite effects of one on another. In Germany, the growth of the nonlife insurance premiums promotes the development of banking credit, but in turn banking credit has a negative effect on the nonlife insurance premiums. In the US, the development of banking credit can increase the demand of the stock market, and the stock market restricts the domestic credit provided by the banking sector.

Forth, owing to the fact that life and nonlife insurance sectors have different economic roles, hence we get the different linkages between them and other financial markets(including banking credit and stock market). For example, there is a unidirectional causality between the life insurance premiums and the stock markets in Canada, Italy and UK, while there has no causality between the nonlife insurance premiums and other financial markets.

Fifth, as a whole, the linkage between insurance activity and banking credit in G-7

countries is stronger than the linkage between insurance activity and stock market or than the linkage between banking credit and stock markets. There are six countries (France, Germany, Italy, Japan, the UK, and the US) with significant causal relationships between insurance premiums and banking credit, three countries (Canada, Italy, and the UK) with significant causal relationships between insurance premiums and stock markets, and only two countries (Canada and the US) with significant causal relationships between banking credit and stock markets. However, in terms of individual heterogeneity, it has a different conclusion. For example, in Canada, there is no causality between insurance activity and banking credit.

3. Empirical results of the long-run nonlinear linkage

Employing the multiple stepwise regression method, we estimate the nonlinear econometric model with fraction derivative for exploring the long-run relationships among insurance activity, banking credit, and stock markets in G-7 countries. Model 1 represents the stock market equation, model 2 represents the life or nonlife insurance premiums equation, and model 3 represents the banking credit equation. Tables A1-A7 in Appendix report the multiple stepwise regression results for each country. The results show that there indeed exist nonlinear relationships among insurance activity, banking credit, and stock markets in the long run. Hence we can get more reliable results about the long-run relationship than the traditional methods. In this paper, we detect the long-run relationships among the three financial sectors according to the coefficients of the individual effects¹²⁾.

Table 5 summarizes the long-run nexus among insurance activity, banking credit,

12) In fact, the interaction terms and quadratic terms may also affect their long-run relationships. However, it is difficult to analyze the long-run nexus owing to the complexity, so we only detect the long-run linkages among insurance activity, banking credit, and stock market based on their individual effects. In this paper, we take their interaction terms and quadratic terms into regression models for more precision.

and stock market in each G-7 country.

〈Table 5〉 The impact directions of the long-run linkages

Country	Life insurance premiums	Nonlife insurance premiums
Canada	$\ln SP \rightarrow \ln BC$ $\ln LP \leftrightarrow \ln BC$ $\ln LP \rightarrow \ln SP$	$\ln SP \rightarrow \ln BC$ $\ln NLP \rightarrow \ln SP$ $\ln NLP \rightarrow \ln BC$
France	$\ln SP \rightarrow \ln BC$ $\ln LP \rightarrow \ln SP$ $\ln BC \rightarrow \ln LP$	$\ln BC \rightarrow \ln NLP$
Germany	$\ln SP \rightarrow \ln LP$ $\ln LP \rightarrow \ln BC$	$\ln SP \leftrightarrow \ln NLP$ $\ln SP \leftrightarrow \ln BC$ $\ln NLP \rightarrow \ln BC$
Italy	$\ln SP \rightarrow \ln BC$ $\ln LP \rightarrow \ln SP$ $\ln BC \rightarrow \ln LP$	$\ln NLP \rightarrow \ln SP$ $\ln BC \rightarrow \ln SP$ $\ln BC \rightarrow \ln NLP$
Japan	$\ln SP \leftrightarrow \ln LP$ $\ln SP \rightarrow \ln BC$ $\ln LP \leftrightarrow \ln BC$	$\ln SP \leftrightarrow \ln BC$ $\ln NLP \leftrightarrow \ln BC$
UK	$\ln BC \rightarrow \ln SP$	$\ln SP \rightarrow \ln NLP$ $\ln BC \rightarrow \ln SP$ $\ln BC \rightarrow \ln NLP$
US	$\ln SP \rightarrow \ln LP$ $\ln BC \rightarrow \ln LP$	$\ln SP \leftrightarrow \ln NLP$ $\ln SP \leftrightarrow \ln BC$ $\ln NLP \leftrightarrow \ln BC$

For Canada, there is a unidirectional effect of stock market on banking credit when the proxy of insurance activity is life or nonlife insurance premiums. The result indicates that the stock market impacts the social demand of the domestic credit provided by the banking sector. When investors suffer from the severe volatility in the stock market, they will turn to the banking sector for financial support. Meanwhile, unidirectional effects of both life and nonlife insurance activities on stock market exist. The development of insurance industries ensures someone more confident to invest stock markets. In addition, there is a bi-directional relationship between life insurance activity and banking credit, and a unidirectional effect between nonlife insurance activity and banking credit. This shows that the relationship between banking credit

and life insurance premiums is stronger than that between banking credit and nonlife insurance premiums.

For France, there exists a unidirectional impact of stock market on banking credit and a unidirectional impact of life premiums on stock market. Furthermore, banking credit affects life and nonlife insurance activities, while the opposite direction does not exist. The results suggest that the development of life insurance industries may impact banking credit business through stock markets, and banking credit can affect the demand of life insurance product directly. Also, the wide range of business outlets and effective payment system of banking credit may be conducive to the development of nonlife insurance industries.

For Germany, there is a bi-directional relationship between stock market and banking credit, and a bi-directional relationship between stock market and nonlife insurance premiums. Moreover, unidirectional effects of life and nonlife insurance activities on banking credit exist at the same time, while a unidirectional effect of stock market on life insurance premiums also exists. These results show that the linkage between stock market and nonlife insurance premiums is stronger than the linkage between stock market and life insurance premiums. Meanwhile, the linkages between both life and nonlife insurance activities and banking credit are the same.

For Italy, unidirectional effects of both life and nonlife insurance premiums on stock market and unidirectional effects of banking credit on life and nonlife insurance premiums exist, which reveals that the linkage between life insurance activity and stock market or banking credit is the same with that between nonlife insurance activity and stock market or banking credit. Furthermore, there is a unidirectional effect of stock market on banking credit when the proxy of insurance activity is life insurance premiums, whereas there is a unidirectional effect of banking credit on stock market when the proxy of insurance activity is nonlife insurance premiums. The result suggests that the different economic roles of life and nonlife insurance activity may

lead to different causal nexus between stock market and banking credit.

For Japan, there is a bi-directional relationship between stock market and life insurance premiums, while no relationships between nonlife insurance premiums and banking credit exists. The result reflects the different roles of life and nonlife insurance activity in the process of economic growth, which leads to the conclusion. In addition, bi-directional relationships between both life and nonlife insurance premiums and banking credit are proved, which reports that the linkage between life insurance activity and banking credit keeps the same with that between nonlife insurance activity and banking credit. However, there exist different relationships between stock markets and banking credit. A unidirectional effect of the stock market on banking credit exists in the financial system with life insurance market, while there is a bi-directional linkage between stock market and banking credit in the financial system with nonlife insurance market. The results may show the different intermediary roles of life and nonlife insurance activities.

For the UK, there is a unidirectional impact of banking credit on the stock market, and unidirectional impacts of the stock market and banking credit on nonlife insurance premiums are proved. The results show that the domestic credit provided by the banking sector plays an important role in the financial system, and the linkage between nonlife insurance activity and other financial sectors is stronger than that between life insurance activity and other financial sectors.

For the US, a bi-directional relationship between nonlife insurance premiums and the stock market and a unidirectional effect of the stock market on life insurance premiums are proved. Meanwhile, there is a unidirectional effect of banking credit on life insurance premiums and a bi-directional relationship between banking credit and nonlife insurance premiums. These results reveal that different economic roles of life and nonlife insurance activities lead to the different nexus between them and other financial sectors. Moreover, a bi-directional relationship between the stock market and

banking credit exists for the financial system with life insurance market, while no linkage exists for the financial system with nonlife insurance market. These results also strength the differences of life and nonlife insurance activities in the financial system.

Table 6 concludes our hypothesis according to the coefficients of the estimated nonlinear econometric models with fractional derivative based on the empirical findings of Table 5.

〈Table 6〉 The summary of null hypothesis based on the long-run relationships

Null hypothesis	Insurance activity is active	Insurance activity is passive
H1	Canada, Germany, Japan, US	Canada, France, Italy, Japan, UK, US
H1.1	Canada, Germany	Italy
H1.2	Japan	Canada, France, Japan, US
H1.3	Canada, US	US
H1.4	Germany, Japan	France, Italy, Japan, UK
H2	France, Italy, UK	Germany
Null hypothesis	Stock market is active	Stock market is passive
H3	Germany, Japan, UK, US	Canada, Germany, France, Italy, Japan, US
H3.1	Germany, Japan, US	-
H3.2	-	Canada, France, Italy, Japan
H3.3	Germany, UK	Germany, US
H3.4	US	Canada, Italy
H4	Canada, France, Italy	UK
Null hypothesis	Banking credit is active	Banking credit is passive
H5	France, Germany, Italy, Japan, UK, US	Canada, Germany, Italy, Japan, US
H5.1	Germany, Italy	Germany, Japan
H5.2	France, Japan, UK, US	Canada, Italy, US
H6	Canada	UK, France

For the linkage between insurance activity and banking credit in the active insurance activity model, a complementary effect exists between the life insurance

premiums and banking credit in Canada and Germany. The results show that the development of life insurance industries will promote the expansion of the domestic credit provided by the banking sector that supports the hypothesis H1.1. On the contrary, we find a substitutionary effect in Japan, indicating that the demand of banking credit is subject to the development of life insurance activity and the hypothesis H1.2 is proved. When the nonlife insurance activity is active for the linkage between insurance activity and banking credit, there is a complementary effect between the nonlife insurance premiums and banking credit in Canada and the US, while a substitutionary effect exists in Germany and Japan. This means that the demand of banking credit is increasing with the development of nonlife insurance industries in Canada and the US, but it is decreasing in Germany and Japan. In the passive insurance activity model, a complementary relationship between life insurance premiums and banking credit exists only for Italy, supporting the hypothesis H1.1, while a substitutionary effect exists for most G-7 countries, including Canada, France, Japan, and the US, supporting the hypothesis H1.2. The results suggest that the growth of the domestic credit provided by the banking sector will speed up the life insurance industries in Italy and impede it in Canada, France, Japan, and the US. Meanwhile, there is a complementary relationship between nonlife insurance activity and banking credit supporting the hypothesis H1.3 in France, Italy, Japan, and the UK, and a substitutionary effect in Germany, supporting the hypothesis H1.4. This illustrates that the nonlife insurance premiums have a positive effect on the development of banking credit in France, Italy, Japan, and the UK, and a negative effect in Germany.

For the linkage between insurance activity and stock market, in the active stock market model, there exists a complementary effect between the life insurance premiums and the stock markets in Germany, Japan, and the US, supporting the hypothesis H3.1, and there exist no substitutionary effects in G-7 countries. The result indicates that the demand of stock market is increasing with the development of life

insurance activity in Germany, Japan, and, the US. In addition, a complementary effect between the nonlife insurance premiums and the stock market exists in Germany, and the UK, while a substitutionary effect exists in the US. The results reveal that the nonlife insurance industry can promote the development of stock market in Germany and the UK and restrain it in the US, supporting the hypothesis H3.3 and H3.4, respectively. In the passive stock market model, a substitutionary effect between the life insurance activity and the stock market, supporting the hypothesis H3.2, exists in Canada, France, Italy, and Japan. This means that the demand of the stock markets is decreasing with the growth of life insurance premiums in these countries. Besides, there is a complementary effect between the nonlife insurance premiums and the stock markets in Germany and the US, supporting the hypothesis H3.3, and a substitutionary effect exists in Canada and Italy, supporting the hypothesis H3.4. These results suggest that the development of nonlife insurance premiums can raise the demand of the stock markets in Germany and the US, while it can have a negative effect on the stock markets in Canada and Italy.

For the linkage between banking credit and stock markets when banking credit is active, there is a complementary effect in Germany and Italy, supporting the hypothesis H5.1, and a substitutionary effect in France, Japan, the UK, and the US, supporting the hypothesis H5.2. The results show that in Germany and Italy, the domestic credit provided by the banking sector impacts the demand of the stock market positively, while in France, Japan, the UK, and the US affects negatively. In the passive banking credit model, a complementary effect exists in Germany and Japan and a substitutionary effect exists in Canada, Italy, and the US. This means that the development of the stock market can stimulate the demand of the domestic credit provided by the banking sector in Germany and France, while it curtails the demand of the banking credit in Canada, Italy, and the US.

By employing a more general form of the traditional fractional order approach for

economic system proposed by Chen(2008) and the multiple stepwise regression method, the long-run linkages among insurance activity, banking credit, and stock markets in G-7 countries are investigated and can be concluded by five major aspects.

First, the linkage between any two series in G-7 countries is various. For example, there is a unidirectional effect of the stock market on banking credit in Canada and France, while there is a bi-directional relationship between the two financial sectors in Italy and the US.

Second, for the significant relationship, variant results exist for the same two series. For example, there is a complementary effect between the nonlife insurance premiums and banking credit in Canada and the US, while a substitutionary effect exists in France, Germany, Italy, Japan, and the UK.

Third, in one country, the linkage between two series may be different. For the linkage in Italy, there is a unidirectional effect of the stock market on banking credit with the life insurance premiums, while a unidirectional effect of banking credit on the stock market with the nonlife insurance premiums. This means that life and nonlife insurance activities play different intermediary roles for the linkage between stock markets and banking credit. For the significant relationship, there is a positive effect of life insurance activity on banking credit while a negative effect of banking credit on life insurance activity in Canada, and the domestic credit provided by the banking sector promotes the development of the stock market, and in turn the stock market impedes the development of banking credit in Italy. The results suggest that each financial market has its unique development process, implying that the effect of one on another may be opposite.

Forth, the results of the financial system with life insurance activity differ from the results of the financial system with nonlife insurance activity. In France, there is a unidirectional effect of the life insurance premiums on the stock market and no linkage between the nonlife insurance premiums and the stock market. A unidirectional effect

of the stock market on the life insurance premiums and a bi-directional effect between the stock market and the nonlife insurance premiums exist in Germany. These results may be caused by the different economic roles of life and nonlife insurance industries.

Fifth, as a whole, the linkage between stock market and banking credit is the strongest, followed by the linkage between insurance activity and banking credit and the linkage between insurance activity and stock markets. There is a bi-directional relationship between the stock markets and banking credit in Germany, Italy, Japan, and the US, and a unidirectional relationship in Canada, France, and the UK. Meanwhile, a bi-directional relationship between the life insurance premiums and banking credit in Canada and Japan and a bi-directional relationship between nonlife insurance premiums and banking credit in Japan and the US are proved, while a unidirectional effect exists in other G-7 countries.

In addition, there is a bi-directional relationship between life insurance activity and stock market in Japan, a bi-directional relationship between nonlife insurance activity and the stock markets in Germany and the US, and unidirectional effects exist in other G-7 countries. Furthermore, in terms of one country, it has individual heterogeneity. For example, in Germany, the linkage between insurance activity and the stock market is stronger than the linkage between insurance activity and banking credit.

4. The difference between the short-run and long-run linkages

Using the TY-VAR procedure and the new nonlinear econometric model with fractional derivative, we investigate the short-run and long-run linkages among insurance activity, banking credit, and the stock markets in G-7 countries. Empirical results show that the short-run and long-run linkages among the three financial sectors appear to differ across countries. In addition, owing to the different economic roles of life and nonlife insurance activities, the linkage between life insurance activity and

other financial markets significantly differs from the linkage between nonlife insurance activity and other financial markets. Meanwhile, there are greatly differences between the short-run causal nexus and the long-run relations. We conclude the comparisons of null hypothesis in the short-run and long-run, and the results are shown in Table 7.

〈Table 7〉 Comparison of null hypothesis in the short-run and long-run

Country	Short-run linkage	Long-run linkage	Identical hypothesis
Canada	H3,1 H5,2	H1,1 H1,2 H1,3 H3,2 H3,4 H5,2	-
France	H1,1 H1,3	H1,2 H1,4 H3,2 H5,2	-
Germany	H1,3 H1,4	H1,1 H1,4 H3,1 H3,3 H5,1	-
Italy	H1,3 H3,1	H1,1 H1,4 H3,2 H3,4 H5,1 H5,2	-
Japan	H1,1 H1,3	H1,2 H1,4 H3,1 H3,2 H5,1 H5,2	-
UK	H1,3 H3,1	H1,4 H3,3 H5,2	-
US	H1,4 H5,1 H5,2	H1,2 H1,3 H3,1 H3,3 H3,4 H5,2	H5,2

Compared with the short-run and long-run linkages from Table 7, we can get the following conclusions. First, the long-run linkage is stronger than the short-run linkage. For each G-7 country, the number of supporting the null hypothesis in the long run is larger than that in the short run. For example, in Canada, there are six null hypotheses and two null hypotheses proved in the long-run and short-run. Second, the linkage between insurance activity and banking credit is the strongest among the short-run causal nexus, while the linkage between banking credit and stock market is the strongest in the long-run nexus. However, the individual heterogeneity exists. For example, the short-run causal nexus in the US show that the linkage between stock market and banking credit is the strongest, which the long-run relationships in Canada

report that the linkage between insurance activity and banking credit is the strongest. Third, for one country, the short-run linkage between any two financial markets is almost completely different from their long-run linkage. From the column 4, we can find that the null hypotheses supported in the short run differ from that in the long run entirely, except the null hypothesis H5.2 in the US.

V. Conclusions and Implications

Previous works mainly focused on the linkage between insurance activity and economic growth, the interactive effects among different financial sectors in the process of economic growth. However, few attentions have been paid on the linkages between insurance activity and other financial markets from the perspective of industry development. In this paper, we model the linkages among insurance activity, banking credit and stock market for G-7 countries over the period 1979-2007 in a unified framework. Our empirical results provide some useful insight for short-term and long-term investors to diversify risk away as well as earn abnormal returns, and for policy makers to promote the synergetic development of financial markets and realize the interactive effects among different financial sectors on economic growth. Considering the different economic roles of life and nonlife insurance activity, we categorize the insurance premiums into life and property premiums, and discuss them separately.

In order to examine the causal nexus among insurance activity, banking credit, and stock markets, we use the TY-VAR approach proposed by Toda and Yamamoto(1995), which is stable for sample size and variable integrations. The empirical results indicate that the short-run causal nexus among them varies across countries, and the relationships are also diverse for the same two financial markets. For instance, in

France and Japan, there is a unidirectional causality between life and property insurance activities and banking credit, and the insurance activities are the leading indexes. In contrast, a unidirectional causality running from banking credit to nonlife insurance activity exists in Germany and the UK, and no causality between life insurance activity and banking credit is proved. And, there is a substitutionary effect between banking credit and the stock market in Canada, while a complementary effect exists in the US. But, even in one country, the linkage between two series may be different. In the US, a unidirectional causality running from banking credit to the stock market with the life insurance activity, and there has no causality with the nonlife insurance activity. Moreover, the linkages between life insurance activity and other financial markets differ from that between property insurance activity and other financial markets, suggesting that it is necessary to distinguish life and nonlife insurance activities. In addition, as a whole, the linkage between insurance activity and banking credit in G-7 countries is the strongest.

Furthermore, according to the unit root test results, all the series are not integrated of the same order, revealing that the classical cointegration test of Johansen is not suitable in our model. To some extent, the result implies that there may be nonlinear relationships among the three financial sectors. To investigate the long-run nonlinear linkages among insurance activity, banking credit, and stock market, we reconstruct the fractional order model for economic system proposed by Chen(2008), and the multiple stepwise technique is employed to obtain the optimal functions. We find that the long-run linkages are also country-specific. However, differing from the short-run linkage, the linkage between banking credit and stock market in the long run is the strongest. What's more, the long-run linkage is stronger than the short-run linkage, and they are almost completely different.

For empirical modeling, when the series are not integrated with the same order, the traditional cointegration tests are not able to be used. That is to say, the traditional

linear methods may not be suitable to model multiple variables. Meanwhile, some traditional nonlinear functions neglect the fact that the current value of economic and financial series depends on both recent and historical values. To overcome these drawbacks, a new nonlinear econometric introduced in this paper is based on the fractional order model with differential equations. The findings suggest that linear model may not be appropriate to analyze the long-run linkage between insurance activity and other financial markets, and researchers should pay attentions on nonlinear models to investigate the relationships among different financial markets.

As to policy implications, our empirical results benefit investors and policymakers. For investors, taking Germany as example, there is no causal linkage among life insurance premiums, banking credit, and stock market indices. The result indicates that the underlying financial assets of investors in Germany are more diversified. Furthermore, under complementary cases, if the financial markets are growing as in the cases of insurance activity or banking credit, investors should either long insurance or bond assets, and then short their stock assets to regulate their hedging strategy, or else long stock and other financial assets to earn abnormal return. According to our findings for the relationships among insurance activity, banking credit, and stock markets, policymakers needs to reform the financial systems to strength their cooperated relationships, and to achieve their interactive effects on economic growth. And, the government should actively encourage financial products combined insurance markets with other financial markets to promote their synergistic developments.

Note that, based on the significantly different empirical results of the linkages in the short-term and long-term linkages among insurance, banking credit, and stock markets, the investment strategy for investors and the government's financial policies should be implemented discriminately in the short run and long run. Meanwhile, the investment strategies and financial policies in different countries should also heterogeneous. In addition, when we analyze and forecast the fragility of banks and

other financial sectors, taking their linkages into consideration is necessary, as well as the financial linkages between banks. In this paper, our findings show that there exist some linkages among insurance activity, banking development, and stock market, and hence it is important to realize the financial linkages within and between the three financial sectors for financial stability. Therefore, while estimating system risk linkages among different financial sectors, it is necessary to take their linkages into account.

References

- Allen, F., Gale, D., *Comparing financial systems*, Cambridge, MA: MIT Press, 2000.
- Allen, F., Santomero, A., "What do financial intermediaries do?", *Journal of Banking and Finance* 25, 2001, pp. 271-294.
- Anderson, H. M., "Transaction costs and nonlinear adjustment towards equilibrium in the US treasury bill markets", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59(4), 1997, pp. 465-484.
- Anh, V., Inoue, A., "Financial markets with memory I: Dynamic models, Stochastic Analysis and Applications 123", 2005, pp. 275-300.
- Arena, M., "Does insurance market activity promote economic growth? A cross-country study for industrialized and developing countries", *Journal of Risk and Insurance* 75, 2008, pp. 921-946.
- Beck, T., Webb, I., "Economic, demographic, and institutional determinants of life insurance consumption across countries", *World Bank Economic Review* 17, 2003, pp. 51-88.
- Bencivenga, V. R., Bruce, D. S., Ross, M. S., "Equity markets, transactions costs, and capital accumulation: an illustration", *World Bank Economic Review* 10, 1996, pp. 241-265.
- Bernoth, K., Pick, A., "Forecasting the fragility of the banking and insurance sectors", *Journal of Banking & Finance* 35, 2011, pp. 807-818.
- Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., Pelizzon, L., "Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors", *Journal of Financial Economics* 104, 2012, pp. 535-559.
- Boyd, J. H., Prescott, E. C., "Financial intermediary-coalitions", *Journal of Economics Theory* 38, 1986, pp. 211-232.
- Boyd, J. H., Smith, B. D., "The evolution of debt and equity markets in economic

- development", *Economic Theory* 12, 1988, pp. 519-560.
- Catalan, M., Impavido, G., Musalem, A. R., "Contractual savings or stock markets development: which leads?", *World Bank Research Paper* No. 2421, 2000.
- Chen, W.C., "Nonlinear dynamics and chaos in a fractional-order financial system, *Chaos, Solitons and Fractals* 36", 2008, pp. 1305-1314.
- De Grauwe, P., Grimaldi, M., "Heterogeneity of agents, transaction costs and the exchange rate", *Journal of Economic Dynamic and Control* 29(4), 2005, pp. 691-719.
- Diamond, D. W., Verrecchia, R. E., "Optimal managerial contracts and equilibrium security prices", *Journal of Finance* 37, 1982, pp. 275-287.
- Dickey, D. A., Fuller, F. A., "Distribution of the estimation for an autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979, pp. 427-431.
- Dumas, B., "Dynamic equilibrium and the real exchange rates in a spatially separated world", *Review of Financial Studies* 2, 1992, pp. 153-180.
- Grace, M. F., Rebello, M. J., "Financing and the demand for corporate insurance", *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* 18, 1993, pp. 147-171.
- Greenwood, J., Jovanovic, B., "Financial development, growth, and the distribution of income", *Journal of Political Economy* 98, 1990, pp. 1076-1107.
- Greenwood, J., Smith, B., "Financial markets in development and the development of financial markets", *Journal of Economic Dynamics and Control* 21, 1997, pp. 145-182.
- Haiss, P., Sumegi, K., "The relationship between insurance and economic growth in Europe: a theoretical and empirical analysis", *Empirica* 35, 2008, pp. 405-431.
- Han, L., Li, D., Moshirian, F., Tian, L., "Insurance development and economic growth", *The Geneva Papers on Risk and Insurance* 35, 2010, pp. 183-199.

- Hasin, Z., Majid, M. S. A., "The importance of the Islamic banks in the monetary transmission mechanism in Malaysia" 8th International Conference on Islamic Economics and Finance, Doha, Qatar, 2011.
- Huybens, E., Smith, B., "Inflation, financial markets and long-run real activity", *Journal of Monetary Economics* 108, 1999, pp. 717-738.
- Ibrahim, M. H., "Stock prices and bank loan dynamics in a developing country: the case of Malaysia", *Journal of Applied Economics* 1, 2006, pp. 71-89.
- Ibrahim, M. H., Shah, M. E., "Bank lending, macroeconomic conditions and financial uncertainty: evidence from Malaysia", *Review of Development Finance* 2, 2012, pp. 156-164.
- Impavido, G., Musalem, A. R., Tressel, T., "The impact of contractual savings institutions on securities markets", The World Bank, Policy Research Working Paper 2948, 2003.
- Jumarie, G., "Modified Riemann-Liouville derivative and fractional Taylor series of nondifferentiable functions further results", *Computers and Mathematics with Applications* 51, 2006, pp. 1367-1376.
- Karim, B. A., Lih, L. S., Karim Z. A., "Bank loans and stock prices: An empirical evidence", *Aceb International Journal of Social Sciences* 1, 2012, pp. 48-52.
- Kim, S. B., Moreno, R., "Stock prices and bank lending in Japan", *Economic Review* 1, 1994, pp. 31-42.
- Kwiatkowsk, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, J., "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics* 54(1-3), 1992, pp. 159-178.
- Lee, C. C., "Insurance and real output: The key role of banking activities", *Macroeconomic Dynamics* 17, 2013, pp. 235-260.
- Lee, C. C., Huang, W. L., Yin, C. H., "The dynamic interactions among the stock, bond and insurance markets", *North American Journal of Economics and*

- Finance* 26, 2013a, pp. 28-52.
- Lee, C. C., Chiu, Y. B., "The link between life insurance activities and economic growth: some new evidence", *Journal of International Money and Finance* 32, 2013b, pp. 405-427.
- Levine, R., "Financial development and economic growth: Views and agenda", *Journal of Economic Literature* 35, 1997, pp. 688-726.
- Liu, G. C., He, L., Yue, Y. D., Wang, J. Y., "The linkage between insurance activity and banking credit: Some evidence from dynamic analysis", *North American Journal of Economics and Finance* 29, 2014, pp. 239-265.
- Liu, G. C., Lee, C. C., "The causal nexus between insurance activities and banking credit: Evidence from China", *Applied Economics Letters* 21(9), 2014, pp. 626-630.
- Ma, J. H., Chen, Y. S., "Study for the bifurcation topological structure and the global complicated character of a kind of nonlinear finance system", *Applied Mathematics and Mechanics* 22(11), 2001a, pp. 1240-1251.
- _____, "Study for the bifurcation topological structure and the global complicated character of a kind of nonlinear finance system", *Applied Mathematics and Mechanics* 22(12), 2001b, pp. 1375-1382.
- Ng, S., Perron, P., "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica* 69, 2001, pp. 1519-1554.
- Outreville, J. F., "The economic significance of insurance markets in developing countries", *Journal of Risk and Insurance* 57(3), 1990, pp. 487-498.
- Phillips, P.C.B., "Fully modified least squares and vector autoregression", *Economica* 63, 1995, pp. 1023-1078.
- Phillips, P.C.B., Perron, P., "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, 1988, pp. 335-346.
- Podlubny, I., Fractional differential equations. Academic Press, San Diego, 1999.

- Rule, D., "Risk Transfer between banks, insurance companies and capital markets: an overview", *Financial Stability Review* 11, 2001, pp. 127-159.
- Sims, C., Stock, J., Watson, M., "Inference in linear time series models with unit roots", *Econometrica* 58, 1990, pp. 113-144.
- Skipper, H. D., Foreign insurers in emerging markets: issues and concerns. Center of Risk Management and Insurance, Occasional Paper, 1997, pp. 97-102.
- Skipper, H. D., Kwon, W. J., Risk management and insurance: Perspectives in a global economy, Blackwell Publishing Ltd, Oxford, 2007.
- Skovranek, T., Podlubny, I., Petras, I., "Modeling of the national economies in state-space: a fractional calculus approach", *Economic Modelling* 29, 2012, pp. 1322-1327.
- Stiglitz, J. E., "Credit markets and the control of capital", *Journal of Money, Credit and Banking* 17, 1985, pp. 133-152.
- Tennant, D., Kirton, C., Abdulkadri, A., "Empirical exercises in estimating the effects of different types of financial institutions' functioning on economic growth", *Applied Economics* 42, 2010, pp. 3913-3924.
- Toda, H. Y., "Finite sample performance of likelihood ratio tests for cointegrating ranks in vector autoregressions", *Econometric Theory* 11, 1995, pp. 1015-1032.
- Toda, H. Y., Phillips, P. C. B., "Vector autoregressions and causality", *Econometrica* 61, 1993, pp. 1367-1393.
- Toda, H. Y., Yamamoto, T., "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", *Journal of Econometrics* 66, 1995, pp. 225-250.
- Ward, D., Zurbrugg, R., "Does insurance promote economic growth-evidence from OECD countries?", *Journal of Risk and Insurance* 67, pp. 489-506.
- Webb, I., Grace, M. F., Skipper, H.D., The effect of banking and insurance on the growth of capital and output. Center of Risk Management and Insurance,

SBS Revista de Temas Financieros 2, 2005, pp. 1-32.

Williamson, S. D., "Costly monitoring, financial intermediation, and equilibrium credit rationing", *Journal of Monetary Economics* 18, 1986, pp. 159-179.

Yamada, H., Toda, H.Y., "Inference in possibly integrated vector autoregressive models: Finite sample evidence", *Journal of Econometrics* 86, 1998, pp. 55-95.

Yue, Y. D., He, L., Liu, G. C., "Modelling and application of a new nonlinear fractional financial model", *Journal of Applied Mathematics*, Article ID 325050, 9 pages, 2013.

Zou, H., Adams, M.B., "The corporate purchase of property insurance: Chinese evidence", *Journal of Financial Intermediation* 15(2), 2006, pp. 165-196.

요 약

본 연구는 G7국가들을 대상으로 보험, 은행, 주식시장 간의 장단기 연관성을 분석하였다. 단기적인 인과관계를 분석하기 위하여 Toda and Yamamoto (1995)가 제안한 그레인저 인과관계(Granger causality)를 적용하였다. 장기적인 연관성 분석을 위해서는 분수차(fractional) 재무모형에 기반한 Jumarie의 분수차 미분을 적용한 확장 비선형 계량경제모형을 도입하였다. 또한 최적 회귀를 분석하기 위하여 다중 다단계 회귀(multiple stepwise regression) 기법을 사용하였다. 연구결과 보험, 은행, 주식시장 간에는 다양한 형태의 동태적 연관성이 존재함을 알 수 있었다. 특히 장단기 연관성에는 국가별 고유효과가 존재했으며, 장기적인 연관성은 단기적인 연관성에 비해 강한 것으로 나타났다. 한편 단기적인 인과관계에서는 보험과 은행 간의 인과관계가 가장 강하게 나타났고, 장기적으로는 주식시장과 은행의 연관성이 가장 강한 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 위험을 분산하고자 하는 투자자들뿐만 아니라 경제성장 과정에서 금융 시스템의 상호협력적인 발전을 실현하려는 정책당국에도 시사점을 제공할 것이다.

※ 국문 색인어: 다중 다단계 회귀, 보험, 비선형관계, 은행, 인과관계, 주식시장

Appendix

〈Table A1〉 Multiple stepwise regression results for Canada

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant		34,3551*** (0,0009)			12,0013** (0,0313)		
x_t	6,5325** (0,0271)		-18,3579*** (0,0006)				-4,6207* (0,0913)
y_t	-5,7385** (0,0283)	4,5994* (0,0653)	22,7914*** (0,0000)		-2,3523** (0,0362)		8,4339** (0,0265)
z_t		-8,3221*** (0,0064)	-4,5843** (0,0113)				-3,2335* (0,0938)
$x_t * y_t$	-0,6422** (0,0344)		-2,9102*** (0,0021)		-3,5336*** (0,0015)		-2,4050** (0,0283)
$x_t * z_t$			3,4859*** (0,0007)		2,4736*** (0,0014)		2,1109** (0,0164)
$y_t * z_t$	0,8207** (0,0333)	-0,3121* (0,0832)	-5,3633*** (0,0022)		2,3262*** (0,0009)		-1,4720* (0,0653)
x_t^2							
y_t^2			3,8224*** (0,0034)			0,0129* (0,0891)	1,5955* (0,1000)
z_t^2	-5,7385** (0,0283)	0,4068** (0,0176)	0,9845** (0,0498)		-1,6525*** (0,0011)	-0,0103* (0,0991)	

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

〈Table A2〉 Multiple stepwise regression results for France

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant			-9.6013*** (0.0017)		2.4353** (0.0347)	5.2672*** (0.0000)	
x_t	0.2725** (0.0386)		1.7348** (0.0077)				
y_t	-0.1760** (0.0472)	-6.9288*** (0.0004)					
z_t		5.4624*** (0.0003)				-0.6125*** (0.000)	
$x_t * y_t$					1.9709** (0.0222)	-0.0077** (0.0287)	
$x_t * z_t$		-0.0085* (0.0916)	-0.1200*** (0.0084)		-1.0489** (0.0387)		
$y_t * z_t$		0.9477*** (0.0001)	0.1535*** (0.0012)		0.6776** (0.0357)		0.0003** (0.0292)
x_t^2					-0.3853** (0.0178)		
y_t^2		-0.2945*** (0.0003)	-0.1194*** (0.0012)		-1.1358** (0.0242)	0.0362*** (0.0000)	
z_t^2		-0.5591*** (0.0001)					

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

〈Table A3〉 Multiple stepwise regression results for Germany

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant		-7.8398** (0.0112)					
x_t	0.2241* (0.0618)	1.5570** (0.0178)			2.3833** (0.0274)	1.7374* (0.0631)	
y_t		0.8076*** (0.0071)	36.0733* (0.0699)		-16.6315* (0.0682)	-1.6620** (0.0241)	-1.1640* (0.787)
z_t			-26.3920* (0.0682)		12.8446* (0.0610)		
$x_t * y_t$			-0.4979** (0.0274)				-0.01657* (0.0573)
$x_t * z_t$		-0.1129** (0.0130)	0.3556** (0.0298)		0.0254*** (0.0067)	-0.1712** (0.0223)	
$y_t * z_t$			-10.5655* (0.0776)		1.2321* (0.0508)	0.1198** (0.0194)	0.1880** (0.0293)
x_t^2							
y_t^2			5.6939* (0.0736)				
z_t^2	-0.0077* (0.0734)		4.6873* (0.0809)		-0.9633** (0.0429)		-0.0782** (0.0179)

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

〈Table A4〉 Multiple stepwise regression results for Italy

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant					104,8126***		
					(0,0088)		
x_t	0,2406** (,0133)		-0,4001** (0,0364)		13,0942** (0,0155)		
y_t	-0,1588** (0,0189)	-1,4960** (0,0399)			-26,7778** (0,0133)	26,6776** (0,0290)	
z_t		1,4033** (0,0102)			12,9829** (0,0185)	-34,1833** (0,0175)	
$x_t * y_t$		-0,4052*** (0,0000)	-0,3128*** (0,0044)			-0,6829** (0,0422)	
$x_t * z_t$			0,0359** (0,0334)		-0,9291** (0,0176)	0,4866** (0,0468)	
$y_t * z_t$		0,3153*** (0,0018)			1,8898** (0,0164)	-5,9794** (0,0178)	0,0003** (0,0292)
x_t^2		0,2821*** (0,0001)	0,2159*** (0,0049)				
y_t^2			0,1064*** (0,0058)			3,0660** (0,0135)	
z_t^2		-0,1741*** (0,0021)			-0,9135** (0,0241)	3,2528** (0,0193)	

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

〈Table A5〉 Multiple stepwise regression results for Japan

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant			-77.8380** (0.0310)		88.9577** (0.0338)	96.1738*** (0.0017)	
x_t	22.6051*** (0.0093)	12.7839* (0.0649)	11.1336** (0.0262)				7.1952** (0.0496)
y_t	-13.4606*** (0.0099)		-10.1859** (0.0365)			30.8161*** (0.0045)	-4.5629* (0.0578)
z_t		-5.3288* (0.0863)	12.7092** (0.0335)		-11.4103** (0.0347)	-33.4754*** (0.0022)	
$x_t * y_t$	1.8772*** (0.0096)	1.8518* (0.0728)	1.4310** (0.0344)				1.6983** (0.0434)
$x_t * z_t$	-2.8447*** (0.0097)	-2.2312* (0.0653)	-1.7975** (0.0301)				-1.6342** (0.0362)
$y_t * z_t$		-0.7845* (0.0895)				-6.1510** (0.0204)	-0.4566* (0.0987)
x_t^2					0.0300*** (0.0082)		
y_t^2						3.0412** (0.0333)	
z_t^2	0.6411** (0.0105)	0.9400* (0.0831)			0.3592** (0.0368)	3.1837** (0.0109)	0.5173* (0.0506)

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

〈Table A6〉 Multiple stepwise regression results for the UK

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant	19,7811*** (0,0008)				0,6985** (0,0322)		
x_t						7,4314*** (0,0003)	
y_t						4,0429* (0,0638)	
z_t	-2,8973*** (0,0010)				-0,0443* (0,0566)	-6,9438*** (0,0013)	
$x_t * y_t$	-0,0820*** (0,0007)		-0,0088* (0,0993)				
$x_t * z_t$						-1,1664*** (0,0081)	-0,0108* (0,0740)
$y_t * z_t$						-0,2590* (0,0918)	
x_t^2	0,0891*** (0,0004)					0,5946** (0,0427)	
y_t^2		0,0009*** (0,0001)					
z_t^2	0,1162*** (0,0009)		0,0043* (0,0600)			0,6435*** (0,0010)	0,0062* (0,0508)

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

〈Table A7〉 Multiple stepwise regression results for the US

	Life insurance premiums				Nonlife insurance premiums		
Variable	Model 1	Model 2	Model 3		Model 1	Model 2	Model 3
Constant	4,3222*** (0,0002)				-50,8721** (0,0330)	-137,1075** (0,0499)	
x_t		4,6698** (0,0324)			-3,5753* (0,0747)	-6,4257** (0,0323)	
y_t		5,1315* (0,0964)			35,1488** (0,0120)		43,0683** (0,0461)
z_t		-4,0881** (0,0185)	0,0779** (0,0124)		-15,2963** (0,0131)	7,4926** (0,0401)	
$x_t * y_t$	-1,3584*** (0,0081)		-0,2213* (0,0711)		10,7367** (0,0223)		3,4368** (0,0342)
$x_t * z_t$	0,7373*** (0,0014)	-0,6010** (0,0211)	0,0995* (0,0653)		-5,7265** (0,0255)	0,2104* (0,0814)	-1,4656** (0,0380)
$y_t * z_t$			0,0707* (0,0927)		-16,9244** (0,0450)		-3,9421** (0,0420)
x_t^2	-0,1542* (0,0915)	0,3980** (0,0143)			1,2620** (0,0453)		0,4254** (0,0448)
y_t^2	0,5368** (0,0139)	-0,3647* (0,0932)			11,9489* (0,0955)		
z_t^2	-0,1511*** (0,0011)	0,2450** (0,0117)	-0,0366* (0,0803)		5,3223** (0,0300)	-0,2647** (0,0470)	1,1588** (0,0410)

Note: x_t denotes the stock market; y_t denotes the life or nonlife insurance premiums; z_t denotes the banking credit. Superscripts *, ** and *** denote the statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels. P-values are in parentheses.

IFRS4 2단계하에서의 유동성 프리미엄을 반영한 할인율 추정에 관한 연구*

Estimation of the Discount Rates for Insurance Liability Valuation Reflecting the Term Structure of Liquidity Premiums under IFRS 4 Phase II

오 세 경** · 박 기 남*** · 최 시 열****

Sekyung Oh · Kinam Park · Siyeol Choi

IFRS4 2단계에서 보험부채 평가액을 결정하는 핵심적인 요인이라 할 수 있는 할인율과 관련하여, 본 연구는 이론적으로 타당하고 실무적으로 적용 가능한 할인율 산출방법에 대한 제언을 목적으로 한다. 주요 결과는 첫째, 본 연구에서 새롭게 제안한 정부보증채 스프레드를 유동성 지표로 추가하여 확장한 Fama-French 모형이 우리나라 회사채 수익률 스프레드를 설명하는데 적합함을 실증하였다. 둘째, 유동성 요인은 우리나라 회사채 수익률 스프레드 결정과 관련하여 의미 있는 리스크 요인임을 확인하였다. 셋째, Nelson-Siegel 모형과 Svensson 모형에 비해 Smith-Wilson 모형이 무위험 이자율 예측 모형으로 적합도가 높은 것을 확인하였다. 마지막으로 우리나라 채권시장의 유동성 프리미엄은 각각 10·18·38·70bps(정부보증채·AAA·AA·A 순서, 2015년 말 기준, 3년 만기 기준)로 추정되었다.

국문 색인어: 보험부채 평가, 유동성 프리미엄, 정부보증채 스프레드, 할인율, Smith-Wilson 모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050704, B051600

* 본 연구는 보험연구원의 위탁연구용역으로 진행되었습니다.

** 건국대학교 경영대학 교수(skoh@konkuk.ac.kr), 주저자

*** 한국자산평가 부장(knpark@koreaap.com), 교신저자

**** 한국자산평가 팀장(paribus@koreaap.com)

논문 투고일: 2016. 03. 09, 논문 최종 수정일: 2016. 05. 14, 논문 게재 확정일: 2016. 11. 10

I. 서론

금융시장에서 유동성(liquidity)과 관련된 이슈는, 회사채 수익률이 부도 위험뿐만 아니라 유동성 프리미엄¹⁾을 반영하고 있다는 Fisher(1959)의 연구와 자산가격 결정에서 유동성 효과를 분석한 Amihud and Mendelson(1986)의 연구 이래로 최근 10여 년 사이 학계에서 큰 관심을 받아온 분야이다. 그리고 2007년 시작된 금융위기를 통해 자본시장의 기능이 원활하게 작동하기 위해서는 유동성 리스크 관리가 절실하다는 점을 인식하게 되어 바젤 은행감독위원회(Basel Committee on Banking Supervision)는 2008년에 은행의 유동성 규제 체계를 보다 강화한 기본원칙을 공표하였으며(오세경, 2015), 국제회계기준위원회(IASB; International Accounting Standards Board)는 보험사들이 보험부채의 공정가치를 측정할 때 유동성을 반영하는 할인율을 사용하도록 하는 IFRS4(보험계약) 2단계 수정 공개초안을 발표하였다(IASB, 2013)²⁾. 이처럼 유동성은 금융시스템 안정을 위한 정책 수립, 리스크 관리, 자산배분, 손익 관리 등을 위하여 중요한 고려 대상이 됨으로써 학계뿐만 아니라 은행, 보험사 등 금융기관, 정책당국, 유관기관들의 관심이 높아지고 관련 규제에 부합하면서 효과적으로 유동성을 관리할 수 있는 방법 마련이 시급해진 상황이다.

특정 자산의 시장 유동성(market liquidity)이 높다는 것은 잠재적인 매도·매수인이 많아 일정 가격 수준에서 대량의 거래 물량이 낮은 거래 비용으로 빠른 시간 내에 현금화될 수 있음을 의미하는 광범위하고 규정하기 어려운 개념이다³⁾. 유동

1) 유동성이 낮은 자산이나 부채가 지닌 유동성 리스크에 대한 추가적인 보상을 비유동성 프리미엄이라고 부른다. 그러나 본 연구에서는 해당 용어를 CEIOPS(2010b)에서 사용하고 있는 “유동성 프리미엄(liquidity premium)”으로 칭하기로 한다.

2) 최근 IASB에 따르면, 프로젝트 진행 시 IFRS 4 2단계로 불리던 새로운 보험계약 회계기준은 IFRS 17 ‘보험계약’으로 공표될 예정이다.

3) 유동성은 증권에 일치된 가치(consensus value)에 근사한 가격으로 신속하게 거래할 수 있는 능력을 나타내는 시장 유동성(market liquidity), 은행이나 기업이 대규모 손실의 발생이 없이 채무(obligations)를 변제하기 위해 수용 가능한 조건으로(at acceptable terms) 신용을 얻을 수 있는 현금 내지 능력을 의미하는 펀딩 유동성(funding liquidity) 그리고 가계·기업이 보유하고 있는 현금과 은행의 준비금(monetary base, 본원통화) 또는 다양한 형태(M1, M2, M3)의 은행 예금을 포함하는 광의의 통화(monetary aggregates)를 나타내는 통화 유동성(monetary liquidity)으로 구분할 수 있다(Foucault et al., 2013).

성에 대한 연구들은 주로 주식시장을 대상으로 진행되었으며(Amihud et al., 2006) 채권시장과 관련된 유동성 연구는 Amato and Remolona(2003)가 신용 스프레드 퍼즐(credit spread puzzle)⁴⁾ 이라고 부른 현상을 설명하기 위해 이루어졌으며, 유동성 프리미엄을 추가로 고려하는 경우 신용 스프레드 퍼즐의 상당 부분을 설명할 수 있다는 연구 결과들이 제시되고 있다(Driessen, 2005; Longstaff et al., 2005; Chen et al., 2007; De Jong and Driessen, 2012 등).

우리나라의 경우 2021년에 IFRS4 2단계 도입이 예정된 상황에서 보험부채를 원가법에서 공정가치법으로 전환함에 따라 변동성 이슈가 발생하며 중요 원인은 할인율이다(오창수 등, 2013)⁵⁾. 따라서 본 연구는 첫째, IFRS4 2단계 보험부채 평가액을 결정하는 핵심적인 요인이라 할 수 있는 할인율과 관련하여 이론적으로 타당하고 실무적으로 적용 가능한 산출기준에 대한 제언을 목적으로 한다. 특히, 보험부채 평가를 위한 할인율 산출과 관련하여 한국 채권시장은 브로커 주도의 장외 채권시장이 발달해 있으며 신용등급이 낮은 회사채의 유통 시장이 활성화 되지 않았기 때문에, 달러 주도형이며 신용등급이 낮은 회사채의 거래도 활발한 미국이나 유럽 채권시장을 대상으로 진행 되는 많은 학술적 연구에서 사용하는 호가 스프레드와 수량 자료를 기반으로 하는 시장 미시구조(market microstructure) 측면의 유동성 지표들(Amihud, 2002; Pastor and Stambaugh, 2003; Roll, 1984 등)을 한국 채권시장에 적용하기에는 한계가 있다. 따라서 채권시장의 기저에 흐르는 공통적인 유동성을 국채 시장의 유동성으로 보아 정부보증채와 국고채 이자율 간 차이인 정부보증채 스프레드를 유동성 지표로 설정하여 분석하였다. Schwarz(2015)는 정부보증채의 스프레드는 현재와 향후 예상되는 거래비용과 유동성이 악화될 위험에 대해 투자자들이 요구하는 보상을 포괄적으로 측정(comprehensive measure)

- 4) 신용 스프레드 퍼즐은 무위험 채권과 위험 채권의 수익률 차이인 신용 스프레드의 내재 부도율(implied default rate)이 역사적 부도율(historical default rate)에 비해 높게 나타나는 현상을 말한다.
- 5) IFRS4 2단계의 보험부채 평가를 위한 할인율은 보험부채의 특성(시기, 통화 및 유동성)을 반영하고 보험부채와 관련 없는 요소를 제외하여 결정하여야 하며(IASB, 2013), 할인율에 유동성 프리미엄을 추가하는 이유는 자산과 부채 간의 평가 불일치를 제거할 목적이다(CEIOPS, 2010b, p. 8). IFRS4 도입에 따른 국내 보험사의 영향은 김해식 등(2015)을 참고하기 바란다.

한다고 하였으며, Schuster and Uhrig-Homburg (2015)에 따르면 정부보증채 스프레드는 마찰의 심각성(severeness of frictions)뿐만 아니라 위험 프리미엄과 시장의 기대를 포함하고 있다. Monfort(2014), Schwarz(2015), Schuster and Uhrig-Homburg(2015) 등은 정부보증채 스프레드를 활용하여 유럽 국채 시장의 유동성을 분석한 바 있지만, 국내 채권시장의 수익률 스프레드 결정과 관련하여 정부보증채 스프레드를 이용한 최초의 연구라는 점에 본 연구의 의의가 있다. 둘째, 보험부채 평가를 위해서 100년 만기의 이자율 기간구조가 필요하기 때문에(노건엽·박경국, 2014) 이자율 기간구조 추정 방법으로 유럽에서 많이 사용하고 있는 세 가지 모형인 Nelson and Siegel(1987) 모형, Svensson(1995) 모형 Smith and Wilson (2001) 모형을 비교 분석하였다. 본 연구는 만기 구조에 따른 자료를 내표본과 외표본으로 구분하여 통계적으로 예측력이 우수한 모형을 선택했다는 점이 노건엽·박경국(2014)과 차별성을 갖는다. 그리고 보험부채와 유사한 특성의 기준 포트폴리오(reference portfolio)를 사용하여 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정하고자 하는 경우에 활용할 수 있도록 신용등급별 조정된 무위험 이자율 기간구조를 추정하는 방법을 제시하였다⁶⁾. 자산 수익률이 보험부채에 영향을 주는 금리 연동형 상품이나 회사별 보험 특성을 고려하여 보험부채 평가를 위한 할인율을 산출하는 경우에도 적용 가능할 수 있다는 점이 본 연구의 의의라 할 수 있다.

본 연구의 주요 결과는 첫째, 우리나라의 자본시장 특성을 고려하여 본 연구에서 새롭게 제안한 유동성 지표를 추가하여 확장한 Fama and French 모형(extended Fama-French model)이 우리나라 회사채 수익률 스프레드(yield spread)를 설명하는데 적합함을 확인하였다. 둘째, Fama and French(1993)의 2요인뿐만 아니라 유동성 요인 역시 우리나라 회사채 수익률 스프레드 결정과 관련하여 의미 있는 리스크 요인임을 발견하였다. 셋째, 국내 회사채 수익률 스프레드와 베타 간에 비선형성이 존재함을 확인하였다. 넷째, 국고채와 정부보증채의 이자율을 내표본과 외표본으로 구분하여 내표본에 대해 추정한 모수를 이용하여 외표본을 예측하여 평균 제곱근 오차(root mean square error, RMSE)를 비교한 결과 Nelson and Siegel(1987) 모

6) 기준 포트폴리오와 조정된 무위험 이자율에 대한 정의는 후술하기로 한다.

형, Svensson(1995) 모형, Smith and Wilson(2001) 모형 중 Smith and Wilson(2001) 모형이 가장 적합도가 높은 것을 확인하였다. 마지막으로 Amihud and Mendelson(1991)과 Ericsson and Renault(2006)의 결과와 동일하게 각 회사채의 유동성 프리미엄은 만기가 증가할수록 감소하는 패턴을 보이는 것을 실증하였다.

이후의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 유동성 프리미엄 추정 및 장기 이자율 기간구조 추정과 관련된 선행 연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 연구의 자료 및 유동성 프리미엄 추정 방법과 이자율 기간구조 추정 방법에 대해 설명한다. 제Ⅳ장은 실증결과로서 유동성 프리미엄 추정 모형에 대한 시계열 분석과 횡단면 분석 결과를 제시한다. 또한 국고채와 정부보증채의 이자율 기간구조 추정 모형으로 적합한 모형을 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리한다.

II. 선행연구

1. 유동성 프리미엄의 추정

최근 10여 년 동안 다양한 유동성 지표와 분석 방법들을 이용하여 채권시장의 유동성 프리미엄을 추정하고 유동성 프리미엄과 채권 가격 간의 관계를 설명하고자 하는 연구들이 활발히 진행되어 오고 있다. 선행 연구들에서 사용한 다양한 유동성 프리미엄 추정 방법은 크게 시장 미시구조 접근법(market microstructure approach), 구조모형 접근법(structural model approach), 무차익 접근법(no arbitrage approach)으로 구분해 볼 수 있다⁷⁾.

시장 미시구조(market microstructure)⁸⁾에서는 정보의 비대칭(asymmetric information)

7) CEIOPS(2010b)는 유동성 프리미엄을 계산하는 방법으로 CDS 네거티브 베이스 방법(CDS negative-basis method), 커버드 본드 방법(covered bond method), 구조모형 방법(structural model method), 대리변수를 사용하는 방법(proxy method)을 예시로 들고 있으며, 이에 대한 설명은 노건엽·박경국(2014)을 참고하기 바란다.

8) 시장 미시구조(market microstructure)는 시장 구조에 따른 가격 형성(price formation), 가

에 따른 정보 리스크(information risk)와 시간 변화 및 기업 간의 유동성 차이가 장기 균형 가격(long-term equilibrium prices)에 영향을 준다는 견해를 보인다. 즉, 유동성과 (또는) 정보 리스크는 투자자들의 장기 포트폴리오 선택에 영향을 준다는 것이다. 시장 미시구조의 실증 연구에서 주요 이슈는 적당한 유동성 지표(liquidity measure)를 규명하는 것이며, 유동성 지표와 관련된 대표적인 연구는 Roll(1984), Amihud(2002), Pastor and Stambaugh(2003), Bekert et al.(2007) 등이 있다⁹⁾. 채권의 유동성 프리미엄 추정에 시장 미시구조 접근법을 사용한 대표적인 해외 연구는 Lin et al.(2011), De Jong and Driessen(2012), Dick-Nielsen et al.(2012) 등이 있다. Lin et al.(2011)은 미국 회사채 수익률과 유동성 리스크(Amihud 지표와 Pastor and Stambaugh 지표를 사용) 간의 관계를 분석하고 유동성 리스크가 횡단면에서 회사채 수익률 결정과 관련하여 중요한 의미(priced risk factor)를 갖으며, 신용등급이 B3인 채권과 Aaa인 채권 간 수익률 차이 중 유동성 리스크 프리미엄이 19%(Amihud 지표의 경우)와 16%(Pastor and Stambaugh 지표의 경우)만큼 차지함을 보였다. De Jong and Driessen(2012)은 Amihud 지표를 이용하여 구한 국채와 주식시장의 유동성이 회사채 수익률에 유의한 영향을 주며, 장기 회사채의 기대 수익률에서 투자등급의 유동성 프리미엄은 0.6%, 투기등급의 유동성 프리미엄은 1.5%임을 보고하였다. Dick-Nielsen et al.(2012)은 Amihud 지표, Roll 지표 등 8개의 유동성 대용치에 대해 주성분 분석(principal component analysis)으로 새로운 유동성 지표를 산출하였으며, 유동성 프리미엄이 회사채 스프레드에 중요한 영향을 줄 뿐만 아니라 서브 프라임 금융위기 시에 안전자산 선호현상(flight-to-quality)이 존재함을 제시하였다.

구조모형 접근법(structural model approach)은 시장에서 관찰되는 회사채 수익률에서 Merton(1974) 모형 등을 이용하여 구한 채권 수익률을 차감하여 유동성 프

격 발견(price discovery), 유동성, 거래비용, 정보와 가격의 관계, 시장 참여자의 행위 등을 설명하기 위한 이론적 기반을 제시하고자 하는 연구 분야이다. 유동성 프리미엄 추정과 관련하여 시장 미시구조는 거래 마찰(trading frictions)을 갖는 시장에서 유동성 프리미엄이 존재할 수 있고 존재하는 이유에 대해 의미 있는 통찰력을 제공한다.

9) 시장 미시구조 이론에서 사용하는 대표적인 유동성 지표에 대한 설명은 양철원(2012), 김재윤 외 2인(2014)을 참고하기 바란다.

리미엄을 추정하는 방법이다. Webber(2007)는 Leland and Toft(1996)에 기초한 구조모형을 제안하고 국제 금융위기 시에 신용과 유동성 프리미엄이 모두 급격히 증가함을 보였다.

무차익 접근법(no arbitrage approach)은 신용의 질(quality of credit), 만기, 세금, 담보 등이 동일한 채권들 간에 발생하는 수익률 차이를 유동성 프리미엄으로 간주하는 방법으로서 T-Note와 T-Bill 간 스프레드를 이용하는 방법, 비지표물(off-the-run)과 지표물(on-the-run) 간 스프레드를 이용하는 방법, CDS 네거티브 베이스스를 이용하는 방법, 커버드 본드 스프레드를 이용하는 방법, 정부보증채와 국채 간 스프레드를 이용하는 방법 등이 있다. 첫째, T-Note와 T-Bill 간 스프레드를 이용한 연구에는 Amihud and Mendelson(1991), Kamara(1994) 등이 있다. Amihud and Mendelson(1991)은 쿠폰이 한 번 남은 동일 잔존 만기의 T-Note와 T-Bill의 수익률을 비교하여 T-Note의 호가 스프레드 평균이 T-Bill에 비해 약 4배 크며, T-Note의 YTM(yield to maturity)이 T-Bill에 비해 43bp 높다는 것을 제시하였다. Kamara(1994)는 동일 잔존 만기의 T-Note와 T-Bill의 수익률 차이를 분석한 결과, 두 채권 간의 평균 수익률 차이가 34bp 발생하고 있음을 보고하였으며, 두 채권 간의 수익률 차이가 유동성 리스크에 따라 증가하고 시간에 따라 변하는 것은 유동성 리스크, 세금 효과, 달러의 재고 변화와 관련이 있다고 해석하였다. 둘째, 비지표물과 지표물 간 스프레드를 이용한 연구에는 Warga(1992), Pasquariello and Vega(2009) 등이 있다. Warga(1992)는 미국 국채의 비지표물과 지표물의 수익률 차이가 약 55bp 발생한다고 제시하였으며, Pasquariello and Vega(2009)는 지표물의 유동성 현상(on-the-run liquidity phenomenon)이 불확실성과 정보 거래자들(informed traders) 간의 전망 차이(dispersion of beliefs)가 클수록, 거시 경제지표 공표에 잡음(noise)이 있을수록 높아짐을 보고하였다. 셋째, CDS 네거티브 베이스스를 이용하는 방법은 회사채 수익률 스프레드에서 동일 잔존 만기의 동일 준거기업(reference entity)의 CDS(credit default swap) 스프레드를 차감하여 계산한다¹⁰⁾. Longstaff et

10) CDS 네거티브 베이스스를 이용하는 방법은 적용하기에 수월하다는 장점이 있지만 첫째, CDS 스프레드는 위험 중립(risk neutral)하의 부도 확률을 반영하고 있으며 둘째, CDS 스프레드에는 보장 매도자(protection seller)의 거래 상대방 위험(counterparty risk)

al.(2005)은 CDS와 채권 수익률을 이용하여 신용 요인(default component)이 채권의 수익률 스프레드의 51~83%(AAA~BB-) 만큼 설명하고 비신용 요인(non-default component)은 신용등급별로 20~100bps(잔존 만기 5년 기준) 수준임을 보였으며, 비신용 요인은 평균 회귀하며(mean reverting) 호가 스프레드(bid-offer spread) 및 미상환 잔액과 관련되어 있음을 제시하였다. 넷째, 커버드 본드 스프레드를 이용하는 방법은 커버드 본드 수익률에서 무위험 이자율의 대용치로 스왑 금리를 차감하여 계산하는 방법이다. 독일 담보부 채권인 점보 판트브리프(Jumbo Pfandbrief)를 이용하여 분석한 연구로서 Breger and Stovel(2004)은 유동성 프리미엄이 15bp임을 제시하였으며, Koziol and Sauerbier(2007)은 유동성 프리미엄이 시간에 따라 변하는 것을 발견하였다. 다섯째, 정부보증채 스프레드를 활용한 대표적인 연구에는 Longstaff(2004), Monfort(2014), Schwarz(2015), Schuster and Uhrig-Homburg(2015) 등이 있다. Longstaff(2004)는 T-Bond와 Refcorp(Resolution Funding Corporation)에서 발행된 동일 잔존 만기 채권간의 수익률 차이를 7개의 설명 변수에 대해 회귀분석하여, 국채 시장의 유동성 프리미엄이 시장 상황 변화에 반응함(flight-to-liquidity)을 제시하였다. Schwarz(2015)는 자금 시장과 국채 시장을 대상으로 새로운 신용 지표와 유동성 지표를 적용하여 유동성 지표인 정부보증채 스프레드가 샘플기간 중 자금시장과 국채시장의 스프레드 확대를 잘 설명함을 보였으며, 시장 유동성으로 인해 자금시장의 스프레드는 77bp, 국채 간 스프레드는 49bp 확대됨을 제시하였다. Schuster and Uhrig-Homburg(2015)는 마코프 국면전환 모형(two-regime Markov switching AR model)을 이용하여 유동성 프리미엄의 기간구조를 산출하였으며, 정부보증채 스프레드 지표로 측정한 유동성 프리미엄이 주로 경제적 침체기에 호가 스프레드와 연관되며 유동성 프리미엄은 중요한 리스크 요인(priced risk factor)임을 실증하였다. Monfort(2014)는 국면전환 어파인 이자율 기간구조 모형(regime-switching affine term-structure model)을 모델링하여 채권 스프레드의 구성 요소인 신용과 유동성의 공동 역학(joint dynamics)을 분석한 결과, 유럽의 국채시장에서 정부보증

이 포함되어 있고 셋째, CDS 자체에도 유동성 리스크가 내재되어 있다는 측면에서 편의(bias)가 존재한다(Duffie and Liu, 2001).

채 스프레드가 유동성을 설명할 수 있음을 제시하였다.

한국 채권시장의 유동성 프리미엄 추정과 관련된 연구로는 선정훈·오승현(2012), 김재운 등(2014), 노건엽·박경국(2014), 주효찬 외(2015) 등이 있다¹¹⁾. 선정훈·오승현(2012)은 2000년 1월부터 2010년 5월까지 기간의 회사채 실거래 자료를 이용하여 거래량 회전율, 발행금액 및 거래일 비중의 유동성 지표를 이용하여 유동성을 측정하였으며, 세 가지 유동성 지표 모두에 대해 시간 불변적·변동적 유동성 프리미엄의 존재가 통계적으로 확인되지 않음을 보고하였다. 김재운 외(2014)는 한국 회사채 시장을 대상으로 회사채의 비유동성이 금융위기 기간 이전 및 이후에 AA 및 A 등급에서, 금융위기 기간에 AA 등급에서만 회사채 스프레드에 유의한 양(+)의 영향을 주었으며, 금융위기 이후에 유동성 요인이 증가하였음을 제시하였다. 노건엽·박경국(2014)은 무차익 접근법 중에서 CDS 네거티브 베이스스 방법을 적용하여 유동성 프리미엄을 추정하였다. 원화 신용파생지수(K-CDX)¹²⁾에 편입된 17개 준거기업(reference entity)의 3년 만기 채권 수익률 스프레드와 CDS 스프레드의 차이인 베이스스를 모든 만기 구간에 동일하게 적용하여 IFRS4 2단계 보험부채 평가목적 할인율을 산출하였다. 주효찬 외(2015)는 유동성 프리미엄을 보험금의 예상 지급시점과 실제 지급시점의 불일치에 의해 보험사가 부담하게 되는 비용으로 정의하고 보험금의 예상 지급시점별 유동성 프리미엄 기간구조를 추정하였다.

11) 우리나라의 회사채 거래는 브로커를 통한 장외 거래가 주를 이루고 있기 때문에 딜러 시장에서 유용하다고 입증된 유동성 지표를 사용하여 유동성 프리미엄을 추정하기에 한계가 있으며(선정훈·오승현, 2012), 자료 수집이 어려워 직접적인 유동성 변수에 대한 분석이 거의 없었다(김재운 외, 2014).

12) 원화 신용파생지수(K-CDX)는 신용사건 관찰대상채무가 원화표시 채무로 한정된 원화 CDS로 구성된 포트폴리오이다. K-CDX는 2013년 3월 20일부터 금융투자협회 홈페이지에 공시되고 있다. K-CDX에 대한 자세한 설명은 홈페이지(<http://deriv.kofia.or.kr/index/index.html>)를 참고하십시오.

2. 이자율 기간구조의 추정

이자율 기간구조 모형은 균형 모형, 차익거래 모형 그리고 통계적 모형으로 구분한다. 균형 모형이 이자율 프로세스에 의해 채권가격을 결정하는 모형임에 비해 차익거래 모형은 시장에서 관측되는 채권가격에 대해 이자율 프로세스를 대상 채권의 가격에 일치시키는 프로세스로 정의하고 선정된 프로세스를 통해 이자율 파생상품의 가격을 결정하는 모형이다(안동현·윤선중, 2007). 이와 달리 통계적 모형은 이자율 프로세스에 대해 특정한 모형을 가정하는 것이 아니라 일반화된 함수 형태에 의해 이자율 기간구조에 일치시키는 방법이다. 균형 모형과 차익거래 모형은 전제된 이자율 프로세스를 통해 채권 또는 이자율 파생상품의 가격결정을 위해 사용됨에 비해 통계적 모형은 이자율 기간구조 추정을 목적으로 하기에 본 연구에서는 통계적 모형을 적용하였다(이준행, 2004; 박윤선·조담, 2011).

통계적 모형에 의한 이자율 기간구조 추정에서 함수 형태의 가정을 도입하는 원인은 모든 만기에 대응되는 현물 이자율을 시장에서 관측할 수 없기 때문이다. 통계적 모형은 주어진 만기에 대응하는 현물 이자율을 연결하는 방법을 의미하며, 스플라인 형태의 구간 간 적합을 적용하는 방법과 모든 만기에 대해 하나의 함수 형태로 연결하는 방법으로 구분된다(안동현·윤선중, 2007). 스플라인 형태는 모형에 사용한 만기 구간에 대응하는 현물 이자율에 적합(fitting)하는 방식으로 내삽(interpolation)에 주로 사용됨에 비해 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995), Smith and Wilson(2001) 모형과 같이 함수 형태로 연결하는 모형에서는 내삽과 외삽(extrapolation)이 모두 가능하기 때문에 기간구조 적용에 더 유리한 모형이라 할 수 있다.

본 연구는 일반화된 함수 형태의 이자율 추정 모형인 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995), Smith and Wilson(2001) 모형을 통해 무위험 이자율과 유동성 프리미엄을 기간구조에 대응하는 방법을 사용하였다. 균형 모형 또는 차익거래 모형이 아닌 통계적 모형을 사용한 이유는 본 연구가 이자율 관련 상품의 가격결정이 아니라 시장에서 관측되는 이자율 기간구조의 추정이 목적이며, 확률 과정을 전제한

두 모형에 비해 이론적 한계는 있지만 현물 이자율에 대한 예측이 상대적으로 용이하다는 점과 외삽 구간에 대한 예측도 가능하다는 점을 고려했기 때문이다.

가. Nelson and Siegel 모형

Nelson and Siegel(1987)은 선도이자율($f_t(\tau)$)을 식(1)과 같이 만기(τ)에 대해 상수항과 Laguerre 함수의 결합으로 정의하고 현물 이자율($y_t(\tau)$)은 기준시점(0)에서 만기(τ)에 대한 적분을 통해 식 (2)로 산출하였다¹³⁾.

$$f_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \exp(-\lambda_t \tau) + \beta_{3t} \lambda_t \exp(-\lambda_t \tau) \quad (1)$$

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - \exp(-\lambda_t \tau)}{\lambda_t \tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - \exp(-\lambda_t \tau)}{\lambda_t \tau} - \exp(-\lambda_t \tau) \right) \quad (2)$$

Nelson and Siegel(1987) 모형은 β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} , λ_t 인 네 개의 모수를 통해 현물 이자율을 설명한다. β_{1t} 는 만기와 무관하게 일정한 수준을 유지하기 때문에 장기 요인(level)을 의미한다. β_{2t} 는 $1 - \exp(-\lambda_t \tau) / \lambda_t \tau$ 에 대한 요인으로 1에서 시작하여 만기(τ)가 증가함에 따라 0으로 수렴하므로 단기 요인으로 해석하며 이자율 기간구조의 기울기(slope)에 대응된다. β_{3t} 는 $(1 - \exp(-\lambda_t \tau) / \lambda_t \tau) - \exp(-\lambda_t \tau)$ 에 대한 요인으로 만기(τ) 증가에 따라 증가하다가 감소하는 형태로 이자율 기간구조의 기울기를 변화시키는 곡도(curvature)로 해석한다. λ_t 는 만기가 증가함에 따라 추정 함수가 감소하는 수준을 정의하는 모수로서 λ_t 가 크면 만기가 긴 경우에 적합도가 높고 λ_t 가 작으면 만기가 짧은 경우에 적합도가 높다.

나. Svensson 모형

Svensson(1995)은 Nelson and Siegel(1987) 모형에 두 번째 곡도를 추가한 형태로 수정한 모형을 제시하였다. 식 (3)과 (4)와 같이 이자율 기간구조에 대해 장기 요

13) Nelson and Siegel(1987) 모형의 전개는 Diebold and Li(2006)의 방법을 사용하였다.

인과 기간구조의 기울기를 설명하는 부분은 Nelson and Siegel(1987)과 동일하다. 그러나 이자율 기간구조의 기울기를 변화시키는 곡도에 대해 2차 변화를 추가한 형태로 전개하여 추정해야 할 모수의 개수는 증가하였으나, 험프(hump) 형태의 변화가 추가되어 장기 이자율에 대한 적합도를 개선할 수 있다는 점이 특징이다.

$$f_t(\tau) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right) + \beta_{2t} \frac{\tau}{\lambda_{1t}} \left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right) + \beta_{3t} \frac{\tau}{\lambda_{2t}} \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{2t}}\right) \quad (3)$$

$$y_t(\tau) = \beta_{0t} + \beta_{1t} \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right)}{\tau/\lambda_{1t}} \right) + \beta_{2t} \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right)}{\tau/\lambda_{1t}} - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{1t}}\right) \right) \quad (4)$$

$$+ \beta_{3t} \left(\frac{1 - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{2t}}\right)}{\tau/\lambda_{2t}} - \exp\left(-\frac{\tau}{\lambda_{2t}}\right) \right)$$

다. Smith and Wilson 모형

Smith and Wilson(2001)은 정의된 장기 선도이자율(UFR ; ultimate forward rate)과 장기 선도이자율(UFR)에 대한 회귀계수(α)에 의해 이자율 기간구조를 설명하는 모형을 제시하였다. Smith and Wilson(2001) 모형에 의한 현물 이자율은 식 (5) 및 식 (6)에 의해 산출된다.

$$P(t) = e^{-UFRt} + \sum_{j=1}^N \zeta_j W(t, u_j), t > 0 \quad (5)$$

$$W(t, u_j) = e^{-UFR(t+u_j)} \left\{ \alpha \min(t, u_j) - 0.5 e^{-\alpha \max(t, u_j)} (e^{\alpha \min(t, u_j)} - e^{-\alpha \min(t, u_j)}) \right\}, \quad (6)$$

여기서 u_j 는 시장에서 관측되는 현물 이자율의 만기, t 는 추정 대상이 되는 만기, ζ_j 는 현물 이자율 추정치와 시장 관측치에 대한 보정계수를 나타낸다.

시장 관측치와 추정치를 일치시키는 보정계수 ζ_j 는 식 (5)에 대한 선형 변환을 통해 산출한다. 관측되는 현물 이자율이 다양한 만기 구간을 포함하는 경우를 가

정하면 식 (5)는 각 만기 u_j 에 따라 전개될 수 있으며 이것은 행렬의 형태로 표현할 수 있다. 관측되는 만기 구간의 수가 N 이면 추정해야 할 보정계수 ζ_j 역시 N 개이기 때문에 식 (5)는 $N \times N$ 인 정방행렬의 형태로 구성할 수 있다. $N \times N$ 행렬은 식 (5) 하에서 식 (7)의 형태로 전환되며 식 (7)의 해인 벡터 ζ 는 식 (8)과 같이 관측치와 장기 선도이자율에 대한 차이에 대해 벡터 $W^{14)}$ 의 역함수를 곱하여 산출된다.

$$P = \mu + W\zeta \quad (7)$$

$$\zeta = W^{-1}(P - \mu) \quad (8)$$

$$P = (P(u_1), P(u_2), \dots, P(u_N))^T$$

$$\mu = (e^{-UFR u_1}, e^{-UFR u_2}, \dots, e^{-UFR u_N})^T$$

$$W = (W(u_i, u_j))_{i=1,2,\dots,N \ j=1,2,\dots,N}$$

Smith and Wilson(2001) 모형은 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형과 두 가지 차이점을 지닌다. 첫 번째는 선도이자율 가정으로 만기에 따른 함수 형태가 아니라 장기 선도이자율(UFR)을 상수로 사용한 점이다. 회귀계수(α)를 통해 수렴 정도는 조정될 수 있으나 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형처럼 장기요인을 추정 모수의 형태로 반영하지 않은 것은 장기 선도이자율에 근사한다는 전제를 반영한 것이다. 두 번째는 표본 내 예측에서는 추정오차가 발생하지 않는 모형인 점이다. Nelson and Siegel(1987)과 Svensson(1995) 모형은 최소자승법과 같은 수치해석을 통해 추정하는 데 산출된 모수가 불편 추정치(unbiased estimator) 조건을 충족하더라도 오차는 발생하게 된다. 그러나 Smith and Wilson(2001)은 식(5)와 식 (8)에서와 같이 보정계수를 통해 표본에 적합하기 때문에 추정오차에 대한 부분은 발생하지 않는다. 표본 외 예측의 경우 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형은 추정된 모수를 함수에 적용하여 외삽에 적용하지만 Smith and Wilson(2001)은 표본 내 예측에 적용한 모형을 동일하게 사용하여 확장하는 방식을 사용한다.

14) Smith and Wilson(1991)은 $W(t, u_j)$ 를 kernel 함수로 정의하였다.

III. 자료 및 연구 방법

1. 자료

본 연구의 분석 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지 156개월이다. 분석 기간을 2003년 1월부터 설정한 이유는 1998~2002년에 금융구조조정 및 금융시장 안정을 위한 공적자금 조성 목적으로 발행한 예금보험기금채권의 원활한 상환을 위해 2003년 1월 1일 예금보험공사에 예보채상환기금을 설치하여 원리금 상환을 국가가 지급 보증하기로 했기 때문이다. 대한민국 정부가 보증한 채무(이하, “정부보증채”라고 한다)는 2015년 말 기준으로 26.4조 원(예보채상환기금채권 14.7조 원, 장학재단채권 11.6조 원, 수리자금 0.04조 원)이다¹⁵⁾.

정부보증채는 바젤Ⅲ 기준상 국채와 동일한 위험가중치를 적용받으며, 예보채상환기금채권은 국고채 및 통안채와 함께 환매조건부매매의 대상증권에 해당한다¹⁶⁾. 따라서 본 연구에서는 정부보증채의 신용의 질(quality of credit)이 국채와 같다고 보고 장기 정부보증채와 국고채¹⁷⁾의 현물 이자율 차이(이하 “정부보증채 스프레드”라고 한다)를 유동성 지표(liquidity measure)로 사용하였다¹⁸⁾. <Table 1>에서 정부보증채 이자율은 동일 잔존 만기의 국고채 이자율 대비 평균적으로 잔존 만기별로 0.13~0.23% 높은 것을 볼 수 있다. 그리고 <Figure 1>에서 정부보증채 스프레드는 글로벌 금융위기가 일어난 2007년 6월 이후 심각하게 치솟는 경향을

15) 기획재정부(2016. 1), **월간 재정동향**.

16) 은행업감독업무시행세칙 별표3과 증권등결제업무규정시행세칙 제16조의5를 참고하시오.

17) 본 연구에서는 “보험부채평가 공개협약안(금융감독원, 2016. 04. 14)”에 따라 무위험 이자율의 대용치로 국고채 이자율을 사용하였다. 참고로, EIOPA(2016)는 DLT 평가(DLT assessment)를 하여 무위험 이자율로 사용할 상품을 선정하며, 스왑시장에 충분히 유동성이 존재하지 않거나 믿을만하지 않을 경우에는 국고채 이자율을 이용하도록 권고하고 있다.

18) 산업금융채, 중소기업금융채 역시 미리 국회의 동의를 얻어 그 원리금 상환에 대하여 정부가 보증할 수 있다는 면에서 정부보증채와 유사하지만, 바젤Ⅲ 기준의 위험가중치나 환매조건부매매의 대상증권 여부 등에서 차이가 있으며 공공기관 지정 해제나 민영화 등과 같은 이슈가 존재한다. 표본 기간 중 정부보증채 대비 산업금융채 이자율은 평균적으로 0.06% 높으며, 금융위기 때인 2008년 10월 말에는 약 1.2% 높았다(3년 만기, 현물 이자율 기준).

보이고 있으며, 2008년 11월 말에 3년 만기 기준으로 1.44%까지 급등한 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 다양한 방법으로 구한 유동성 프리미엄이 글로벌 금융 위기에 급등함을 보인 CEIOPS(2010b)의 결과와도 일치한다.

〈Table 1〉 Descriptive statistics

This table shows the descriptive statistics for each tenor government bond and government-guaranteed bond yields. The sample period is from January 2003 to December 2015.

(unit: %)

	Maturity	Mean	Std. Dev.	Min	Median	Max
Government bond yield	1	3.54	1.06	1.51	3.42	5.66
	3	3.84	1.06	1.58	3.85	5.86
	5	4.07	1.07	1.72	4.34	5.97
	7	4.27	1.07	1.91	4.63	5.98
	10	4.38	1.04	2.10	4.74	5.98
Government-guaranteed bond yield	1	3.67	1.10	1.58	3.60	6.18
	3	4.06	1.13	1.64	4.21	6.39
	5	4.29	1.12	1.86	4.55	6.44
	7	4.42	1.12	1.96	4.74	6.46
	10	4.54	1.10	2.17	4.93	6.51
Government-guaranteed bond spread	1	0.13	0.14	0.01	0.07	0.71
	3	0.23	0.22	-0.03	0.14	1.44
	5	0.21	0.20	-0.01	0.15	1.31
	7	0.15	0.12	-0.04	0.12	0.63
	10	0.16	0.14	-0.03	0.11	0.75

분석에 사용한 시가평가 기준 수익률¹⁹⁾, 현물 이자율(zero-coupon bond yield), 회사채 지수 정보는 한국자산평가(주)에서 제공 받았으며, 회사채 지수는 한국자산평가(주)에서 생성하여 공시하는 “매경 BP 종합채권지수”²⁰⁾를 사용하였다. 본

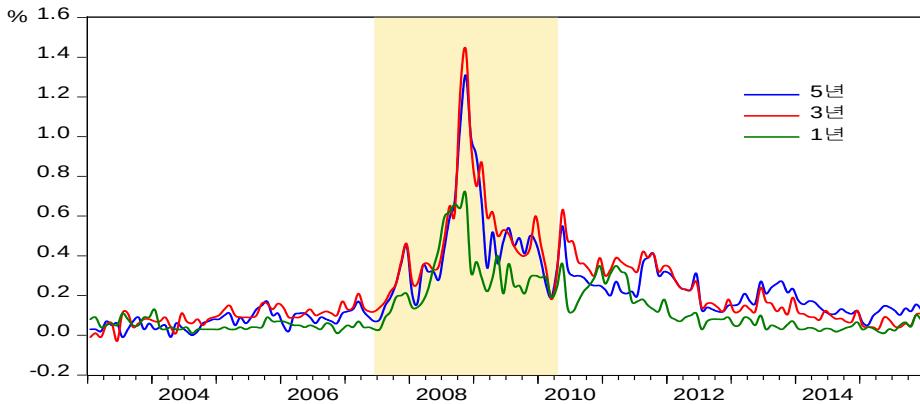
19) “시가평가 기준 수익률”이란 금융투자협회가 정한 채권, 기업 어음 증권, 양도성 예금 증서의 종류별·신용등급별·잔존 만기별로 채권평가회사가 제출하는 시장 참고 수익율(yield to maturity)을 말한다(금융투자협회의 영업 및 업무에 관한 규정 제7-2조).

20) 한국자산평가(주)의 “매경 BP 종합채권지수”는 시장 움직임을 대표하는 종합채권지수로서 신용등급 BBB- 이상의 원화 표시 채권을 바스켓으로 구성하여 시가총액 가중 방식으로 산정한 총수익 지수(total return index)이며, 2001년 1월 2일을 100pt로 하여 공시하고 있다. 만기 3개월 이하, FRN, 주식 관련 채권, 후순위 채권, 사모채권, BBB-미만 채권, 물가 연동 채권, 미상환 잔액 10억 미만 채권은 제외되었다. 발행 주체별,

연구는 채권 기대수익률의 대용치로 backward looking인 실현수익률(realized returns) 대신 forward looking인 등급별(AAA·AA·A) 만기별(1·2·3·4·5년) 15개의 시가평가 기준 수익률(YTM; yield to maturity)을 사용하였다(Longstaff, 2005; Houweling et al., 2005; Chen et al., 2007; 선정훈·오승현, 2012).

〈Figure 1〉 Yield spread of government-guaranteed bond

This figure depicts the yield spread measured as the difference in yields between government-guaranteed bond and government bond. The sample period is from January 2003 to December 2015.



2. 연구 방법

가. 유동성 프리미엄의 추정

본 연구는 유동성 프리미엄 추정 모형으로 Fama and French(1993) 2요인 모형을 확장하여 적용하였다. Fama and French(1993)는 장기 국채 수익률과 단기 국채 수익률 간 차이인 기간 스프레드(*TERM*)와 장기 회사채 수익률과 국채 수익률 간 차이인 신용 스프레드(*DEF*)가 회사채 수익률 스프레드의 약 90% 이상을 설명한다는 연구 결과를 제시하였다. Gebhardt et al.(2005)은 Fama and French(1993)의 2

신용등급별, 잔존 만기 구간에 따라 다양한 지수 및 보조 지표가 산출된다.

요인에 잔존 만기와 신용등급이라는 채권의 특성 변수를 적용하였으며, Houweling et al.(2005)은 확장된 Fama and French 모형인 Gebhardt et al.(2005)의 모형을 이용하여 채권시장의 유동성을 분석하였다. Lin et al.(2011)은 Fama and French(1993)의 5 요인(주식 프리미엄, 규모 프리미엄, 장부가/시장이 프리미엄, 기간 스프레드, 신용 스프레드)에 유동성 요인을 추가하여 분석한 결과 유동성 위험이 회사채 스프레드의 가격 결정요인이며 경기 침체기에 안전자산 선호현상(flight-to-quality)이 존재함을 보였다. Acharya et al.(2013)은 유동성 충격이 자산 가격에 미치는 영향을 국면전환모형을 사용하여 분석하였으며, 유동성 충격의 영향은 경기 침체기에 더 강하게 나타나는 조건부(conditional)임을 보였다. 선정훈·오승현(2012)은 Gebhardt(2001)가 제안한 확장된 Fama and French 모형을 적용하여 한국 회사채 시장의 유동성 존재 여부와 유동성 프리미엄을 가장 잘 설명하는 유동성 지표가 무엇인가를 검증하였다.

일반적으로 동일 만기의 회사채와 국채 간의 이자율 차이에는 신용 프리미엄뿐만 아니라 유동성 프리미엄이 포함 되어 있다(Driessen, 2005; Longstaff et al., 2005; Chen et al., 2007; De Jong and Driessen, 2012 등). 이러한 관점에서 식 (9)의 Fama and French(1993) 2요인 모형의 *DEF*는 신용 요인뿐만 아니라 유동성 요인이 포함된 총신용 요인(gross credit factor)으로 해석할 수 있으며, *DEF*는 유동성 요인(*ILLIQ*)과 유동성 요인을 차감한 순 신용 요인(net credit factor; *CREDIT*)으로 분해할 수 있다²¹⁾. 유동성 요인을 제거한 순 신용 요인의 적용과 관련하여 Longstaff et al.(2005)은 신용 위험이 미국 국채와 동일하지만 유동성에서 차이가 있는 미국 정부보증채인 Refcorp의 수익률이 무위험 이자율로서 보다 정확한 지표일 수 있다고 언급하고 있다. Acharya and Pedersen(2005)은 투자자들의 관심이 순 수익률(net return)이라는 관점에서, 주식의 총 수익률에서 유동성 비용을 차감한 순 수익률(net return)간의 공분산을 이용하여 개별 주식의 리스크 프리미엄을 시장위험 프리미엄과 유동성 관련 프리미엄으로 분해하는 유동성이 조정된 자산가격 결정

21) $DEF = \text{장기 회사채 이자율} - \text{장기 무위험 이자율} = (\text{장기 회사채 이자율} - \text{장기 정부보증채 이자율}) + (\text{장기 정부보증채 이자율} - \text{장기 무위험 이자율}) = CREDIT + ILLIQ.$

모형(liquidity-adjusted CAPM)을 제시하였다.

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \alpha_i + \beta_{i,term} TERM_t + \beta_{i,def} DEF_t + \epsilon_t, \quad (9)$$

여기서 Y_i 는 회사채 i 의 t 월 말 이자율(yield to maturity; YTM), $Y_{f,s}$ 는 단기(1년) 국고채 이자율(YTM)을 각각 나타낸다. $TERM$ 은 장기 채권지수의 듀레이션에 매칭한 장기 국고채 이자율과 단기 국고채 이자율 간의 차이이며, DEF 은 장기 채권지수의 이자율(YTM)과 장기 국고채 이자율 간의 차이를 나타낸다. 장기 채권지수는 한국자산평가의 매경 BP 종합채권지수 중에서 만기가 4.5~5년인 섹터 지수를 사용하였다.

〈Table 2〉는 주요 설명변수들의 기술 통계량과 상관계수를 나타낸다. 표본 기간은 2003년 1월부터 2015년 12월까지이다. 패널 A에서 DEF 의 평균(0.68%)은 $CREDIT$ 의 평균(0.51%)과 $ILLIQ$ 의 평균(0.17%)의 합과 같음을 확인할 수 있다. 그리고 패널 B에서 총 신용 요인인 DEF 를 분해하여 추출한 $CREDIT$ 과 $ILLIQ$ 간의 상관계수가 0.55로 높은 것을 볼 때, $CREDIT$ 과 $ILLIQ$ 는 일정 부분 서로에게 영향을 줄 것으로 예상할 수 있다²²⁾. 따라서 채권시장의 공통적인 유동성 요인에 영향을 받지 않는 순 신용 요인(orthogonal net credit factor; CRD)은 식 (11)을 적용하여 추출하였으며, 이 방법을 적용하면 직교하는(orthogonal) 변수를 설정할 수 있다는 장점이 있다(Cieslak and Povala, 2015).

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \alpha_i + \beta_{i,term} TERM_t + \beta_{i,crd} CRD_t + \beta_{i,illiq} ILLIQ_t + \epsilon_t \quad (10)$$

$$CRD_t = DEF_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \cdot ILLIQ_t, \quad (11)$$

여기서 $TERM$ 은 식 (9)의 기간 스프레드(term spread)와 동일하며, $ILLIQ$ 는 유동성 지표로서 장기 채권지수의 듀레이션에 매칭한 장기 정부보증채 이자율과 장기 국고채 이자율 간의 차이, CRD 는 유동성 요인에 영향을 받지 않는 순 신용 요인(orthogonal net credit factor)으로서 식 (11)을 이용하여 구한 값을 각각 나타낸다.

22) 변수들의 다중공선성(multicollinearity)을 분산팽창요소(VIF; variance inflation factor)로 테스트한 결과에 따르면 $CREDIT$ 의 VIF가 6.052로 다른 변수와 선형 결합으로 표현될 가능성이 높게 나타났다.

〈Table 2〉 Summary statistics of explanatory variables

This table shows the descriptive statistics and correlations between the explanatory variables. *TERM* is a term spread of government bonds, *ILLIQ* is a liquidity spread measured as the difference in yields between long-term government-guaranteed bonds and government bonds, *CRD* is an orthogonal net credit level, *CREDIT* is a non-orthogonal credit level defined as net credit factor, (*DEF* - *ILLIQ*) and *DEF* is a credit spread measured as the difference in yields between long-term corporate bonds and long-term government bonds. The sample period is from January 2003 to December 2015. *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Panel A : Descriptive statistics

(unit: %)

	<i>TERM</i>	<i>ILLIQ</i>	<i>CRD</i>	<i>CREDIT</i>	<i>DEF</i>
Mean	0.47	0.17	0.00	0.51	0.68
Median	0.32	0.12	-0.05	0.47	0.61
Max	2.20	0.94	1.05	2.08	2.84
Min	-0.08	-0.03	-0.40	0.18	0.24
Std. Dev.	0.48	0.16	0.24	0.29	0.39

Panel B : Correlations

<i>TERM</i>	1,000				
<i>ILLIQ</i>	0.443***	1,000			
<i>CRD</i>	-0.102	0.000***	1,000		
<i>CREDIT</i>	0.159**	0.550***	0.835***	1,000	
<i>DEF</i>	0.291***	0.796***	0.605***	0.943***	1,000

나. 유동성 프리미엄을 반영한 이자율 기간구조의 추정

유동성 프리미엄이 반영된 이자율 기간구조의 추정은 두 단계로 수행되었다. 첫째는 이자율 기간구조의 추정을 위한 모형 선정 단계로서 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995), Smith and Wilson(2001) 모형을 사용하여 표본에 대한 추정오차를 비교하였다. 앞의 선행 연구에서 정리한 바와 같이 Smith and Wilson(2001) 모형과 달리 Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형은 모두 추정치에 따른 추정오차가 발생할 수 있기 때문에 동일한 외표본을 적용한 추정 오차를 비교하여 이자율 기간구조 추정 모형을 선택하였다. 둘째는 시점별로 추출된 기준 금리에 해당하는 현물 이자율에 대해 표본 기간의 유동성 프리미엄을

더하여 목표 만기까지의 현물 이자율을 예측하였다. 현물 이자율에 대한 예측은 시점별로 추정한 모수를 첫 번째 단계에서 선택한 기간구조 모형에 대입한 후 만기를 증가시켜 외삽(extrapolation) 하였다²³⁾.

IV. 분석 결과

1. 유동성 프리미엄

가. 시계열 분석

〈Table 3〉은 2003년 1월부터 2015년 12월까지 기간의 등급별·만기별 수익률 스프레드(yield spread)의 시계열 분석 결과를 나타낸다. 수익률 스프레드는 매월 말 등급별·만기별 시가평가 기준 수익률(yield to maturity)에서 국고채 1년 이자율을 차감하여 구하였다. 패널 A의 Fama-French 모형의 두 가지 설명변수와 패널 B의 비유동성 요인을 고려한 확장된 Fama-French 모형의 세 가지 설명변수 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다(AAA 1년 표본의 *TERM* 요인의 계수는 예외). 확장된 Fama-French 3요인 모형(80.8~98.4%)을 적용한 경우에 Fama-French 2요인 모형(79.7~97.8%)에 비해 수정 결정계수가 일관되게 1~2%p 증가하고, 모형 적합도가 평균적으로 약 1.4%p 개선되는 것을 확인 할 수 있다. 이러한 결과는 우리나라의 회사채 수익률을 설명하는 데 비유동성 요인이 중요한 역할을 할 뿐만 아니라, 확장된 Fama-French 3요인 모형이 Fama-French 2요인 모형에 비해 보다 적합함을 시사한다. 한편, 신용도가 낮을수록 추정된 절편의 값은 증가하고 수정 결정계수는 낮아지는 경향을 볼 수 있다. 이것은 신용도가 낮은 채권 특히, 고수익 채권(junk bond)일수록 주식과 유사하다는 일반적인 견해와 관련 있다고 해석되며(Lin et al., 2011), 국내 고수익 채권시장의 수익률 결정과 관련하여 향후 연구 주제로 의미가 있음을 시사한다.

23) 이준행(2004), Diebold and Li(2006), 박윤선·조담(2011)은 추정된 모수에 대해 AR 모형을 반영하여 예측 기간에 대응하는 모수를 재추정하였지만 본 연구에서는 관측시점의 기간구조에 대해 추정된 모수를 동일하게 적용하여 추정 기간에 대해 외삽하였다.

〈Table 3〉 Time series regression

This table presents the results of the following models:

Fama-French 2 factor model: $Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \alpha_i + \beta_{i,term} TERM_t + \beta_{i,def} DEF_t + \epsilon_t$

Extended Fama-French 3 factor model:

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \alpha_i + \beta_{i,term} TERM_t + \beta_{i,crd} CRD_t + \beta_{i,illiq} ILLIQ_t + \epsilon_t$$

$$CRD_t = DEF_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \cdot ILLIQ_t$$

TERM is a term spread of government bonds, *DEF* is a credit spread measured as the difference in yields between long-term corporate bonds and long-term government bonds, *CRD* is an orthogonal net credit level, and *ILLIQ* is a liquidity spread measured as the difference in yields between long-term government-guaranteed bonds and government bonds. The sample period is from January 2003 to December 2015. The t-values are given in parentheses. *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Panel A : Fama-French 2 factor model

Portfolio	α	<i>TERM</i>	<i>DEF</i>	adj. R^2
AAA 1 year	-0.2984*** (-13.616)	0.0436* (1.886)	0.8898*** (31.300)	0.877
AAA 2 year	-0.3381*** (-14.665)	0.5350*** (22.000)	0.9616*** (32.150)	0.931
AAA 3 year	-0.2933*** (-13.530)	0.7831*** (34.244)	0.9558*** (33.983)	0.955
AAA 4 year	-0.2502*** (-13.905)	0.9388*** (49.461)	0.9408*** (40.304)	0.974
AAA 5 year	-0.1608*** (-9.233)	1.0488*** (57.083)	0.8997*** (39.812)	0.978
AA 1 year	-0.3330*** (-13.102)	0.1274*** (4.752)	1.0630*** (32.240)	0.890
AA 2 year	-0.4333*** (-14.999)	0.6151*** (20.188)	1.2555*** (33.504)	0.931
AA 3 year	-0.3814*** (-12.791)	0.8523*** (27.102)	1.2739*** (32.937)	0.943
AA 4 year	-0.3339*** (-11.484)	1.0698*** (34.882)	1.2469*** (33.057)	0.955
AA 5 year	-0.2451*** (-8.322)	1.2553*** (40.416)	1.1976*** (31.351)	0.959
A 1 year	-0.1608*** (-3.766)	0.3672*** (8.152)	1.1026*** (19.903)	0.797
A 2 year	-0.2803*** (-5.687)	0.8433*** (16.223)	1.3777*** (21.550)	0.868
A 3 year	-0.1391** (-2.425)	1.0783*** (17.825)	1.3807*** (18.559)	0.857

A 4 year	0.0609 (1,008)	1.4335*** (22,502)	1.2589*** (16,068)	0.873
A 5 year	0.2567*** (3,724)	1.6808*** (23,116)	1.1720*** (13,106)	0.861

Panel B : Extended Fama-French 3 factor model

Portfolio	α	<i>TERM</i>	<i>CRD</i>	<i>ILLIQ</i>	adj. R^2
AAA 1 year	-0.023 (-1.46)	0.002 (0.10)	0.729*** (17.29)	2.016*** (28.28)	0.893
AAA 2 year	-0.051*** (-3.41)	0.470*** (21.51)	0.709*** (17.81)	2.293*** (34.09)	0.952
AAA 3 year	-0.010 (-0.78)	0.714*** (37.18)	0.686*** (19.62)	2.306*** (39.03)	0.972
AAA 4 year	0.034*** (3.13)	0.880*** (55.71)	0.714*** (24.80)	2.214*** (45.49)	0.984
AAA 5 year	0.115*** (10.04)	1.002*** (59.41)	0.719*** (23.38)	2.065*** (39.75)	0.984
AA 1 year	0.000 (0.00)	0.086*** (3.14)	0.902*** (18.09)	2.363*** (28.03)	0.901
AA 2 year	-0.051** (-2.58)	0.545*** (18.87)	0.983*** (18.68)	2.911*** (32.74)	0.946
AA 3 year	0.003 (0.15)	0.773*** (26.70)	0.966*** (18.32)	2.998*** (33.62)	0.958
AA 4 year	0.044** (2.25)	0.996*** (34.77)	0.959*** (18.38)	2.916*** (33.07)	0.966
AA 5 year	0.121*** (5.89)	1.190*** (39.41)	0.946*** (17.19)	2.764*** (29.72)	0.967
A 1 year	0.178*** (5.59)	0.312*** (6.64)	0.887*** (10.37)	2.522*** (17.45)	0.808
A 2 year	0.140*** (3.85)	0.766*** (14.37)	1.077*** (11.09)	3.196*** (19.47)	0.879
A 3 year	0.272*** (6.50)	0.981*** (15.95)	1.004*** (8.96)	3.312*** (17.48)	0.872
A 4 year	0.416*** (9.78)	1.307*** (20.87)	0.767*** (6.72)	3.235*** (16.79)	0.894
A 5 year	0.574*** (11.82)	1.535*** (21.51)	0.607*** (4.67)	3.167*** (14.42)	0.884

나. 횡단면 분석

재무학에서는 더 높은 체계적 위험을 갖는 자산은 더 높은 수익률을 가져야 한다는 위험과 수익률 간 상반관계(risk-return trade-off)가 성립한다. 유동성 요인을 추가한 확장된 Fama and French 모형의 각 요인들이 횡단면적으로 채권 수익률 스프레드 결정에 중요한지를 알아보기 위해 Fama and MacBeth(1973) 방법을 사용하였다. 우선 직전 5년 기간의 자료를 이용하여 베타들을 추정하였으며 각 설명변수의 영향을 수월하게 비교하기 위해 각 모형의 우변에 있는 변수를 횡단면과 시계열 자료로 구한 표준편차로 나눠서(scaling) 사용하였다. 횡단면에서 존재할 수 있는 상관성에 따른 통계량의 왜곡(bias)을 피하기 위해 Fama and MacBeth(1973) 방법으로 조정된 표준오차를 사용하였다²⁴⁾. 균형에서, 채권의 실현 수익률(realized return)은 횡단면의 요인부하(factor loadings)와 관련되어 있고, 채권의 실현 수익률과 베타는 일반적으로 선형 관계를 갖는다. 본 연구에서는 실현 수익률과 마찬가지로 수익률 스프레드(yield spread)와 베타의 관계도 선형성을 갖는지를 살펴보기 위해 식 (12)와 같이 베타의 제곱 항을 추가한 회귀식을 적용하였다.

$$Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{i,term} + \gamma_2\beta_{i,crd} + \gamma_3\beta_{i,illiq} + \gamma_4\beta_{i,term}^2 + \gamma_5\beta_{i,crd}^2 + \gamma_6\beta_{i,illiq}^2 + u_t \quad (12)$$

체계적 위험(systematic risk)이 상대적으로 큰 채권은 보다 높은 수익률 스프레드를 지녀야 하며, 수익률 스프레드를 결정하는 요인들의 리스크가 채권 가격의 결정에 중요하다면 통계적으로 유의한 양(+)의 값이어야 한다. 수익률 스프레드와 베타 간에 비선형성이 존재하는 경우(예: $Y_{i,t} - Y_{f,s,t} = \hat{\gamma}_1\beta_i + \hat{\gamma}_2\beta_i^2$)에 수익률 스프레드와 베타 간의 기울기는 편미분(partial differentiation)을 이용하여 $\hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2\beta_i$ 로 구하였으며, β_i 는 리스크 요인들의 롤링 베타(rolling betas)의 평균값을 각각 적용하였다.

〈Table 4〉는 신용등급과 잔존 만기에 따른 15개 포트폴리오의 횡단면 회귀분석 결과로서, 5년의 롤링 윈도우(rolling window)를 적용하여 Fama and MacBeth(1973)

24) Petersen(2009)은 횡단면에서 각 기업의 수익률 잔차 간의 상관성인 시간효과(time effect)가 존재하는 경우에 표준오차를 수정하는 방법으로 Fama and MacBeth(1973) 방법이 적합함을 제시하였다.

의 2단계 회귀분석을 수행했다. 표준오차는 Fama and MacBeth(1973) 방법으로 조정하였으며, 비교를 수월하게 하기 위하여 식 (12)에서 우변의 변수들은 각 변수의 표준편차로 스케일링(scaling) 하였다. 패널 A를 보면 기간 스프레드와 신용 베타의 2차항 계수가 1% 수준에서 통계적으로 의미를 가짐으로써 수익률 스프레드와 베타 간에 비선형이 존재함을 확인할 수 있다. 패널 B를 보면 수익률 스프레드와 통계적으로 유의한 기간 스프레드, 신용과 유동성 요인의 리스크 가격이 모두 양(+)의 값을 나타내는 것을 볼 수 있다. 이것은 우리나라 회사채 시장에서 기간 스프레드와 순 신용 스프레드뿐만 아니라 비유동성 요인도 수익률 스프레드 결정에 있어 중요한 리스크 요인(priced risk factor)임을 시사한다. 그리고 기간 스프레드, 신용 스프레드, 유동성 프리미엄의 베타들이 1 단위 표준편차 변할 때 수익률 스프레드는 각각 1.99, 1.71, 0.19만큼 변함을 알 수 있다.

〈Table 4〉 Cross-sectional regressions

Panel A shows the results of the cross-sectional regression tests of 15 rating and maturity class corporate bond portfolios. The tests are based on Fama-MacBeth regressions, in which betas are estimated using five-year rolling periods for each portfolio. The sample period is from January 2003 to December 2015. The dependent variable is a portfolio's monthly yield spread. β_{term} , β_{crd} , and β_{illiq} are the betas of the steepness of the interest rate, the level of credit, and the level of liquidity. To examine whether the yield spread has non-linear relationships with the betas as realized returns, we use the regression models that include squared betas. The t-values are given in parentheses. *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. Panel B shows the results of the risk prices of the cross-sectional regression tests of 15 rating and maturity class corporate bond portfolios.

Panel A : Fama-MacBeth regressions

γ_0	β_{term}	β_{crd}	β_{illiq}	β_{term}^2	β_{crd}^2	β_{illiq}^2	Avg. R^2
1.124***	-0.209**	-0.713***	0.186**	0.604***	0.557***	0.116	0.936
(7,50)	(-2,61)	(-4,57)	(2,34)	(8,84)	(3,44)	(1,22)	

Panel B : Risk prices

TERM	CRD	ILLIQ	Total
1.993	1.710	0.186	3.889

2. 유동성 프리미엄의 기간구조

가. 기간구조 추정 모형 선정

기간구조 추정 모형은 Nelson and Siegel(1987), Svensson(1995) 및 Smith and Wilson(2001) 모형을 통해 추정한 현물 이자율 추정치와 표본 이자율의 차이를 통해 선정하였다. 추정 결과에 대한 예측 수준 비교를 위해 5년 이하의 만기를 대상으로 한 내표본과 7년 및 10년 만기를 포함하는 외표본으로 구분하였다. 본 연구에서는 장기에 대응할 수 있는 이자율 기간구조를 추정하는 데 목적이 있기 때문에 시장에서 관측 가능한 장기에 대응하는 7년 이상의 만기로 구분하여 분석하는 것이 모형 선정에 더 합리적인 것으로 전제하였다. 그리고 선정 대상이 되는 모형의 특성에 대한 부분도 표본을 분리하여 접근한 이유이기도 하다. Nelson and Siegel(1987) 및 Svensson(1995) 모형은 표본 내에서도 모수 추정에 따른 추정오차가 발생하게 되지만 Smith and Wilson(2001) 모형은 식 (5) 및 (8)과 같이 사용된 표본에 대해 완전히 적합한 기간구조를 유도하기 때문에 표본 내에서는 추정오차가 발생하지 않는다. 표본 전체를 동일하게 적용한다면 Smith and Wilson(2001) 모형은 다른 두 모형에 비해 과대 추정에 따른 해석 가능성이 존재하게 되므로 표본을 분리하여 세 모형에 대한 비교 가능성을 유지하였다.

Nelson and Siegel(1987) 모형의 추정 모수 중 λ_t 는 Diebold and Li(2006), 박운선·조담(2011)과 정희준(2008)이 사용한 0.7308 및 0.75를 상수(λ)로 동일하게 사용하였고, Svensson(1995) 모형에 대입되는 λ_{2t} 는 Diebold(2008)의 조건인 0.29를 상수(λ_2)로 사용하였고 λ_{1t} 는 Diebold(2008)와 정희준(2008)에서 사용한 Nelson and Siegel(1987) 모형의 λ 를 대입하였다. λ 항을 제외한 모수는 선형 모형에 대한 최소자승법을 통해 추정하였다. Smith and Wilson(2001) 모형에 적용되는 모수인 장기 선도이자율(UFR)과 회귀계수(α)는 노건엽·박경국(2014)이 적용한 0.04141과 0.1을 동일하게 사용하였다.

기간구조 추정 모형에 대한 적합도 비교 결과 Smith and Wilson(2001) 모형이 다른 두 모형과 비교하여 상대적으로 우위에 있는 것으로 나타났다. <Table 5>에서

볼 수 있듯이 외표본에 대한 추정오차 비교에서 7년 및 10년 만기 모두 Smith and Wilson(2001) 모형에 의한 예측오차가 낮게 측정되었다. 내표본은 모형의 성격상 Nelson and Siegel(1987)과 Svensson(1995) 모형 간의 비교만 가능하였는데 Svensson(1995) 모형이 Nelson and Siegel(1987) 모형에 비해 모두 우위에 있는 것으로 나타났다. 그리고 외표본 모두에서 Smith and Wilson(2001) 모형이 우위를 유지하고 있기 때문에 기간구조 추정 모형으로 Smith and Wilson(2001) 모형을 선정하였다²⁵⁾.

〈Table 5〉 Validation of the yield curve estimation models

This table shows root mean squared errors for the yield curve estimation models.

Panel A : Government bonds

	Maturity (years)	Nelson–Siegel		Svensson		Smith–Wilson
		$\lambda = 0.7308$	$\lambda = 0.75$	$\lambda_1 = 0.7308$	$\lambda_1 = 0.75$	
In sample	1	0.0043	0.0043	0.0003	0.0003	-
	3	0.0052	0.0050	0.0008	0.0008	-
	5	0.0049	0.0047	0.0005	0.0005	-
Out of sample	7	0.0022	0.0022	0.0021	0.0020	0.0016
	10	0.0031	0.0030	0.0027	0.0027	0.0024

Panel B : Government-guaranteed bonds

	Maturity (years)	Nelson–Siegel		Svensson		Smith–Wilson
		$\lambda = 0.7308$	$\lambda = 0.75$	$\lambda_1 = 0.7308$	$\lambda_1 = 0.75$	
In sample	1	0.0050	0.0049	0.0003	0.0003	-
	3	0.0063	0.0061	0.0004	0.0004	-
	5	0.0053	0.0051	0.0006	0.0006	-
Out of sample	7	0.0019	0.0019	0.0016	0.0016	0.0014
	10	0.0030	0.0030	0.0026	0.0026	0.0022

25) CEIOPS(2010a)는 초장기 이자율의 기간구조 추정 모형으로 Smith and Wilson(2001) 모형을 권고하고 관련된 계산 툴을 홈페이지에 공개하고 있다. Smith and Wilson(2001) 모형은 다른 보외법에 비해 모형의 투명성, 보간법과 보외법 간의 균일한 접근(uniform approach), 시장에서 관찰된 이자율과 추정된 이자율의 일치 등의 장점이 있다.

나. 조정된 무위험 이자율의 기간구조

여기에서는 기본 무위험 이자율(basic risk-free rate)에 유동성 프리미엄을 더한 조정된 무위험 이자율(adjusted risk-free rate)의 기간구조를 신용등급별로 추정하였다²⁶⁾. 신용등급별로 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정한 이유는 첫째, 우리나라 채권시장의 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조 특징을 살펴 보고 둘째, 보험부채와 유사한 특성의 기준 포트폴리오(reference portfolio)를 이용하여²⁷⁾ 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정하고자 하는 경우에 활용할 수 있는 방법을 제안하고자 함이다.

국내 보험회사에서 기준 포트폴리오로 고려해 볼 수 있는 것은 국내 전체 보험회사의 신용등급별 익스포저를 활용하는 방법, 채권평가회사에서 공시하는 채권지수 등이 있다²⁸⁾. 국내 전체 보험회사의 신용등급별 익스포저를 활용하는 경우라면²⁹⁾, 우선 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정한 후에 전체 보험회사의 신용등급별 익스포저 비중을 각각 곱하여 기준 포트폴리오의 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 산출하게 된다. 이 방법은 보험회사의 운용자산 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 채권³⁰⁾의 유동성 프리미엄(LP)을 보험부채의 LP로 적용하기 때문에 자산·부채 간 매칭 효율성 제고가 가능할 수 있다. 둘째, 채권평가회사 등에서 공시하는 채권지수를 기준 포트폴리오로 설정하는 경우라면³¹⁾, 특

26) 기본 무위험 이자율과 조정된 무위험 이자율이란 용어는 “보험부채평가 공개협의안(금융감독원, 2016. 4. 14)”을 참고하였다.

27) 보험부채에서 발생하는 현금흐름의 특성을 반영하는 할인율을 시장에서 직접적으로 관측하지 못할 수 있기 때문에 보험부채와 유사한 현금흐름을 가지는 금융상품의 관측 가능한 현행시장가격을 최대한 사용한다는 취지이다. 한편, CEIOPS(2010b, p. 11)는 기준 포트폴리오가 회사의 투자전략과 독립적으로 결정되어야 한다고 제시하고 있다.

28) 기준 포트폴리오의 선택은 보험회사의 보험부채 평가액과 재무 변동성에 중요한 영향을 줄 수 있는 요소로서, 적절한 기준 포트폴리오는 실제 보험회사의 자료를 이용하여 계량적 영향 분석을 통해 결정하는 것이 효과적이라 판단된다.

29) 보험회사들은 자본적정성 공시 목적으로 신용등급별 익스포저를 정기적으로 공시하고 있다(보험업법 제124조 및 보험업감독규정 제7-44조).

30) 국내 보험회사의 운용자산 중 원화 채권이 차지하는 비중은 52.3%이다(2015년 말 기준, 금융감독원 금융통계정보시스템).

31) CFO Forum(2010, p. 46)은 투자적격 등급의 회사채 지수를 기준 포트폴리오로 적용하도록 제안하고 있다.

정 신용등급의 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 추정하는 절차와 동일하게 산출하게 된다. 이 방법은 국내 채권시장의 종합적인 LP가 보험부채의 LP에 반영된다는 특징이 있는 반면, 보험회사의 자산·부채 간 매칭 효율성은 낮을 수 있다.

조정된 무위험 이자율의 기간구조는 시장에서 관찰 가능한 구간(liquidity point)의 조정된 무위험 이자율을 산출하고 이후 기간에 대해 조정된 무위험 이자율을 외삽(extrapolation)하여 추정하였다. 시장에서 관찰되는 구간의 조정된 무위험 이자율은 다음과 같이 4단계를 거쳐 신용등급별로 추정하였다. 첫째, 확장된 Fama-French 3요인 모형을 사용하여 예상 수익률 스프레드와 유동성 프리미엄을 추정하였다. 베타는 5년의 롤링 윈도우(rolling windows)를 적용하였으며, 리스크 프리미엄 계산을 위한 신용등급별·잔존 만기별 베타는 샘플기간의 평균값을 사용하였다. 식 (12)의 설명변수는 표준화하지 않은 변수를 사용하였다. 둘째, 추정한 신용등급별·잔존 만기별 유동성 프리미엄을 그에 해당하는 예상 수익률 스프레드로 나누어 유동성 프리미엄 비중을 구하였다³²⁾. 셋째, 동일 만기의 현물 이자율을 이용하여 구한 회사채의 수익률 스프레드(회사채 이자율-국고채 이자율)에 해당 신용등급별·잔존 만기별 유동성 프리미엄 비중을 곱하여 유동성 프리미엄을 산출하였다.³³⁾ 넷째, 추정한 유동성 프리미엄을 해당 만기의 국고채 현물 이자율에 더하여 신용등급별 조정된 국고채 이자율을 산출하였다³⁴⁾. <Table 6>은 신용등급 AAA 회사채의 조정된 무위험 이자율 산출과정을 보여주고 있다.

32) 유동성 프리미엄 비중은 신용등급별·잔존 만기별로 37~83%로 산출되었다. 신용등급별·잔존 만기별 유동성 프리미엄 계산을 위해 유동성 프리미엄 비중을 활용하게 되면 유동성 프리미엄이 음(-)의 값을 갖거나 실제 수익률 스프레드를 초과하는 값을 갖게 되는 것을 방지하면서 시장에서 관찰 가능한 수익률 스프레드 정보를 통해 시장상황을 보다 충분히 반영할 수 있을 것으로 기대된다.

33) 자산의 유동성 특성과 부채의 유동성 특성 간의 차이를 고려하는 것이 필요하지만(IASB, 2013, B70), 자산과 부채의 유동성 프리미엄 간의 관계에 대한 정확한 이론이 아직 존재하지 않기 때문에 본 연구에서는 자산과 부채의 유동성 프리미엄을 같다고 가정하였다.

34) 본 연구에서는 현물 이자율(spot zero rate)에 유동성 프리미엄을 가산하는 방법을 적용하였다. CEIOPS(2010b)에서는 현물 이자율에 현물 유동성 프리미엄을 가산하는 방법과 선도 금리에 선도 유동성 프리미엄을 가산하는 방법을 제시하고 있으며, CEIOPS(2010a, p. 5)에서는 현물 이자율에 현물 유동성 프리미엄을 가산하는 방법이 더 바람직하다고 기술하고 있다.

〈Table 6〉 Calculation for adjusted risk-free rates

This table shows the calculation for adjusted risk-free rates of AAA corporate bonds as of the end of 2015. The expected liquidity premium and the expected yield spread are estimated using the extended Fama-French 3 factor model. The risk-free interest rates term structure is based on government bonds rates. Actual yield spread is measured as the difference in yields between corporate bonds and government bonds with the same maturity.

(unit: %)

	1 year	2 year	3 year	4 year	5 year
Expected liquidity premium (a)	0.50	0.68	0.68	0.65	0.59
Expected yield spread (b)	0.74	0.94	1.10	1.18	1.31
Contribution of liquidity premium ($c=a/b \times 100$)	68.58	72.98	61.91	55.03	45.22
Observed corporate bond yield (d)	1.87	1.90	1.95	2.01	2.14
Basic risk-free rate (e)	1.62	1.64	1.67	1.77	1.86
Observed yield spread (f=d-e)	0.24	0.26	0.29	0.24	0.28
Liquidity premium ($g=c \times f/100$)	0.17	0.19	0.18	0.13	0.13
Adjusted risk-free rates ($h=e+g$)	1.79	1.83	1.85	1.90	1.98

시장에서 관찰되지 않는 구간의 조정된 무위험 이자율의 기간구조는 시점별로 추정한 모수를 Smith and Wilson(2001) 모형에 대입하여 만기를 증가하는 방법으로 외삽하여 추정하였다³⁵⁾. 〈Table 7〉은 2015년 말 자료를 이용하여 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽하여 구한 국고채 및 예보채의 현물 이자율과 실제 채권시장에서 관찰된 현물 이자율 그리고, 국고채 현물 이자율에 신용등급별·만기별로 추정된 유동성 프리미엄을 가산하고 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽하여 구한 신용등급별 회사채의 현물 이자율을 각각 나타낸다. 그리고 〈Figure 2〉는 Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽하여 구한 정부보증채의 현물 이자율과 신용등급별 조정된 무위험 이자율의 기간구조를 나타낸다.

주요한 결과는 첫째, 우리나라 채권시장의 유동성 프리미엄은 3년 만기 기준으

35) CEIOPS(2010b, pp. 15~16)는 유동성 프리미엄이 적용되는 기간과 관련하여 cut off point 까지만 더하도록 하고 있으며, 그 후로는 5년간의 phasing out period를 두도록 하고 있다. 그러나 본 연구에서는 이를 고려하지 않은 한계가 있다. 이와 관련하여 유익한 조언을 주신 심사위원께 감사드린다.

로 10 · 18 · 38 · 70bps(정부보증채 · AAA · AA · A 순서)로 추정되었다³⁶⁾. 그리고 신용등급별 유동성 프리미엄은 만기 30년까지 증가한 이후에 만기가 증가할수록 점진적으로 감소하는 패턴을 보이고 있다. 이것은 Amihud and Mendelson(1991)과 Ericsson and Renault(2006)은 유동성 프리미엄은 만기가 증가할수록 감소한다고 보고한 것과 같은 맥락으로 해석된다. 둘째, <Figure 1>에서 본 바와 같이 정부보증채 스프레드가 급등한 글로벌 금융위기 시 국내 채권시장의 유동성 프리미엄을 동일한 방법으로 추정한 결과, 2008년 12월 말 기준으로 97 · 109 · 172 · 178bps(정부보증채 · AAA · AA · A 순서, 3년 만기 기준)로 산출되었다. 이것은 글로벌 금융위기 기간에 급등한 회사채 수익률 스프레드의 대부분이 신용 프리미엄에 의한 것을 나타내며, 당시 국내 채권시장에서 안전자산 선호(flight-to-quality)가 있었음을 시사한다³⁷⁾. 셋째, 기준 포트폴리오가 AAA 등급 회사채라고 보면, 2015년 말 기준으로 조정된 무위험 이자율(유동성 프리미엄)은 20년 만기는 2.97%(0.79%)이고 100년 만기는 3.87%(0.42%)로 산출되었다. 흥미로운 점은 추정된 AAA 등급 회사채의 유동성 프리미엄은 만기별로 0.12% ~ 1.03% 수준을 나타내고 있는데, 이러한 결과는 보험부채 평가를 위한 할인율로 특정 만기의 유동성 프리미엄만을 사용하기보다는 유동성 프리미엄의 기간구조를 반영하거나 기간구조의 특성이 충분히 반영될 수 있도록 보정하는 과정이 필요할 수 있음을 시사한다. 마지막으로, Smith and Wilson(2001) 모형으로 외삽하여 구한 국고채와 정부보증채의 현물 이자율은 실제 채권시장에서 관찰된 현물 이자율과 일치하는 것을 확인 할 수 있다.

36) 분석 시점에 차이가 있지만, 노건엽·박경국(2014)은 K-CDX를 기준 포트폴리오로 설정하고(AAA와 AA+ 등급의 17개 준거기업) CDS 네거티브 베이스스 방법으로 유동성 프리미엄을 구한 결과로 9.9bp(3년 만기, 2013년 말 기준)임을 보고하였다. 한편, CDS 네거티브 베이스스 방법을 적용하는 경우에 일반적으로 스왑 금리를 사용하여 채권의 수익률 스프레드를 계산하며(Longstaff, 2005), 신용파생지수와 CDS는 표준화된 만기를 주로 사용하기 때문에(금융투자협회 홈페이지 참고) CDS 네거티브 베이스스 방법을 적용하는 경우에는 이에 대한 검토가 필요해 보인다.

37) 2008년 말 유동성 프리미엄 비중은 신용등급별·잔존 만기별로 19~53%로 산출되었으며, 2015년 말에 비해 전체적으로 낮은 결과이다. 이것은 회사채의 수익률 스프레드 급등의 주된 원인이 유동성 이외의 요인(특히, 신용 요인)에 의한 것임을 예상할 수 있다.

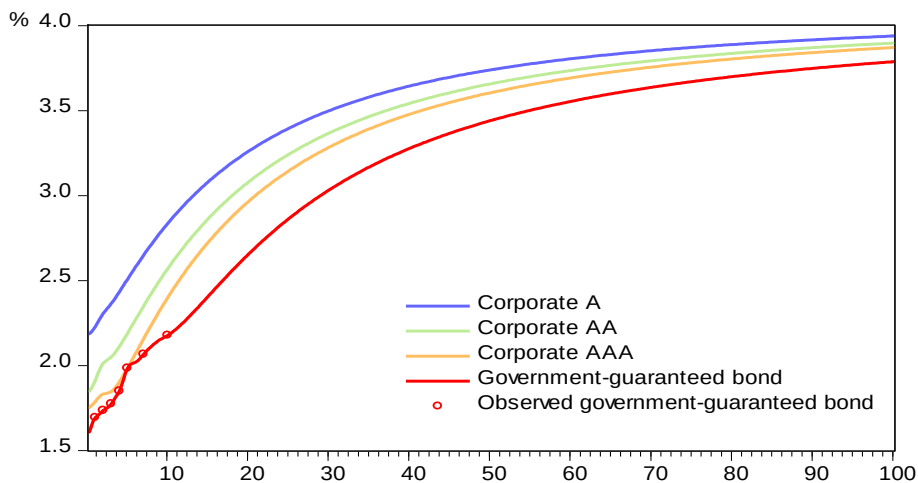
〈Table 7〉 Term structure of adjusted risk-free rates

This table shows the term structure of adjusted risk-free rates for each rating class calculated by adding liquidity premium to government bond yield.

(unit: %)

	1 year	3 year	5 year	10 year	20 year	30 year	50 year	80 year	100 year
Corporate A	2,23	2,36	2,51	2,84	3,26	3,50	3,74	3,89	3,94
Corporate AA	1,91	2,05	2,19	2,57	3,08	3,37	3,66	3,84	3,90
Corporate AAA	1,79	1,85	1,98	2,40	2,97	3,28	3,60	3,80	3,87
Government-guaranteed bond	1,69	1,77	1,99	2,18	2,65	3,03	3,44	3,70	3,79
Government bond	1,62	1,67	1,86	2,10	2,18	2,25	2,8	3,28	3,45
Observed government- guaranteed bond	1,69	1,77	1,99	2,18					
Observed government bond	1,62	1,67	1,86	2,10	2,18	2,25			

〈Figure 2〉 Term structure of adjusted risk-free rate



V. 결론

본 연구는 2021년에 도입 예정인 IFRS4 2단계하에서의 보험부채 평가를 위한 유동성 프리미엄을 반영한 할인율의 기간구조를 추정하였다. 브로커 중심의 장외 채권시장이 발달하고 신용 파생상품이나 커버드 본드 시장이 활성화 되지 못한 우리나라에서 무차익 접근법(no arbitrage approach)의 일종인 정부보증채 스프레드를 이용하여 유동성 프리미엄을 측정할 수 있는 모형을 제시했다는 점에서 본 연구의 의의가 있다. 또한, 다양한 보험부채의 특성을 반영하여 보험부채를 평가할 수 있도록 국고채의 유동성 프리미엄뿐만 아니라 국내 보험회사에서 고려해볼 수 있는 기준 포트폴리오의 유동성 프리미엄을 측정하고 기간구조를 추정했다는 점이 본 연구가 기여하는 바이다.

본 연구를 통해 기대할 수 있는 효과는 채권시장의 유동성 과잉·부족, 신용 우량·경색 등에 따라 정책당국이 금융 정책을 수립하는 과정에 활용할 수 있으며, 금융기관의 리스크 관리, 채권 발행 및 유통시장에서 유용한 정보로 활용될 수 있다고 판단된다. 특히, 2021년 도입 예정인 IFRS4 2단계를 위해 이론적 타당성을 유지하면서 실무적으로 적용 가능한 유동성 프리미엄의 측정과 할인율 추정 방법으로 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김재윤 · 이준희 · 이준행, “회사채 스프레드의 유동성 요인 분석: 글로벌 금융위기 기간을 전후하여”, **재무연구**, 제27권, 2014, pp. 73-104.
- (Translated in English) Jae Yoon Kim, Joon Hee Rhee and Joon Haeng Lee, “An analysis of the liquidity component of corporate bond spreads : Before and after global economic crisis period”, *Asian Review of Financial Research*, 27, 2014, pp. 73-104.
- 김해식 · 조재린 · 이경아, “보험회사 재무건전성 규제: IFRS와 RBC 연계방안”, 정책보고서 2015-1, 2015, pp. 1-76.
- (Translated in English) Haesik Kim, Jae Rin Cho and Kyung A Lee, “A study on the advancement of Korean solvency system under the IFRS 4 phase II”, Management Report, 2015, pp. 1-76.
- 노건엽 · 박경국, “IFRS4 2 단계 하에서의 보험부채 평가목적 할인율에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제25권, 2014, pp. 73-111.
- (Translated in English) Geonyoup Noh, Kyoung Gook Park, “A Study on discount rates for insurance liability valuation under IFRS4 Phase II”, *Journal of Risk Management*, 25, 2014, pp. 73-111.
- 박윤선 · 조담, “Nelson-Siegel 모형군을 이용한 이자율 기간구조 예측”, **산업경제연구**, 제24권, 2011, pp. 2693-2711.
- (Translated in English) Yunseon Park, Dam Cho, “Forecasting the term structure using Nelson-Siegel class”, *Journal of Industrial Economics and Business*, 24, 2011, pp. 2693-2711.
- 선정훈 · 오승현, “한국 회사채의 유동성 프리미엄과 유동성 지표”, **재무관리연구**, 제29권, 2012, pp. 63-90.
- (Translated in English) Junghoon Seon, Seung Hyun Oh, “Liquidity premium and liquidity proxies of Korean corporate bonds”, *The Korean Journal of*

Financial Management, 29, 2012, pp. 63-90.

안동현 · 윤선중, “이자율 기간구조모형”, **금융연구**, 제12권, 2007, pp. 31-93.

(Translated in English) Dong-Hyun Ahn, Sun-Joong Yoon, “The survey of term structure models”, *Review of Financial Economics*, 12, 2007, pp. 31-93.

양철원, “한국주식시장에서 유동성 측정치 비교”, **재무연구**, 제25권, 2012, pp. 37-88.

(Translated in English) Cheol Won Yang, “Comparisons of liquidity measures in the Korean stock market”, *Asian Review of Financial Research*, 25, 2012, pp. 37-88.

오세경, **오세경 교수의 리스크관리**, 한경사, 2015.

(Translated in English) Sekyung Oh, *Risk management*, Hankyungsa, 2015.

오창수 · 유인현 · 박규서 · 강원재, “IFRS4 기준하의 보험부채평가에 관한 연구”, **리스크 관리연구**, 제24권, 2013, pp. 99-122.

(Translated in English) Changsu Ouh, In Hyeon Yoo, Kyu Seo Park and Won Jae Kang, “A study on the valuation of insurance liability based on the IFRS4”, *The Journal of Risk Management*, 24, 2013, pp. 99-122.

이준행, “Nelson-Siegel 모형을 이용한 이자율 기간구조의 추정과 예측”, **선물연구**, 제12권, 2004, pp. 101-126.

(Translated in English) Joon Haeng Lee, “Estimating and forecasting the term structure of Korea markets using Nelson-Siegel model”, *Korean Journal of Futures and Options*, 12, 2004, pp. 101-126.

정희준, “적극적 채권운용전략을 위한 수익률곡선 분석”, **재무관리연구**, 제25권, 2008, pp. 1-31.

(Translated in English) Hee Joon Jeong, “An analysis on the yield curves for active bond management”, *The Korean Journal of Financial Management*, 25, 2008, pp. 1-31.

주효찬 · 노준희 · 이항석, “보험에서의 유동성 프리미엄 기간구조 추정”, **리스크**

관리연구, 제26권, 2015, pp. 93-123.

(Translated in English) Hyochan Ju, Junhee No and Hangsuck Lee, “Estimation of the term structure of liquidity premium in insurance business”, *The Journal of Risk Management*, 26, 2015, pp. 93-123.

Acharya, Viral V. and Lasse Heje Pedersen, “Asset pricing with liquidity risk”, *Journal of Financial Economics*, 77, 2005, pp. 375-410.

Acharya, Viral V., Yakov Amihud and Sreedhar T. Bharath, “Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach”, *Journal of Financial Economics*, 110, 2013, pp. 358-386.

Amato, Jeffery D. and Eli M. Remolona, “The credit spread puzzle”, *BIS Quarterly Review*, December, 2003, pp. 51-63.

Amihud, Yakov, “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets*, 5, 2002, pp. 31-56.

Amihud, Yakov and Haim Mendelson, “Asset pricing and the bid-ask spread”, *Journal of financial Economics*, 17, 1986, pp. 223-249.

_____, “Liquidity, maturity, and the yields on US Treasury securities”, *The Journal of Finance*, 46, 1991, pp. 1411-1425.

Amihud, Yakov, Haim Mendelson and Lasse Heje Pedersen, *Liquidity and asset prices*, Now Publishers Inc, 2006.

Breger, L. and D. Stovel, “Agency ratings in the Pfandbrief market”, *Journal of Portfolio Management*, 30, 2004, pp. 239-243.

CFO Forum, “QIS 5 Technical Specification Risk-free interest rates”, CFO Forum, 2010.

CEIOPS, “QIS 5 Risk-free interest rates-Extrapolation method”, Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors, 2010.

_____, “Task Force Report on the Liquidity Premium”, Committee of European

- Insurance and Occupational Pensions Supervisors, 2010.
- Chen, Long, David A. Lesmond and Jason Wei, "Corporate yield spreads and bond liquidity", *The Journal of Finance*, 62, 2007, pp. 119-149.
- Cieslak, Anna and Pavol Povala, "Expected returns in Treasury bonds", *Review of Financial Studies*, 28, 2015, pp. 2859-2901.
- De Jong, Frank and Joost Driessen, "Liquidity risk premia in corporate bond markets", *The Quarterly Journal of Finance*, 2, 2012, pp. 1-34.
- Dick-Nielsen, Jens, Peter Feldhutter and David Lando, "Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis", *Journal of Financial Economics*, 103, 2012, pp. 471-492.
- Diebold, Francis X. and Canlin Li, "Forecasting the term structure of government bond yield", *Journal of Econometrics*, 130, 2006, pp. 337-364.
- Diebold, Francis X, Canlin Li, Christophe Perignon and Christophe Villa, "Representative Yield Curve Shocks and Stress Testing", Working paper, 2008.
- Driessen, Joost, "Is default event risk priced in corporate bonds?", *Review of Financial Studies*, 18, 2005, pp. 165-195.
- Duffie, Darrell and Jun Liu, "Floating-fixed credit spreads", *Financial Analysts Journal*, 57, 2001, pp. 76-87.
- EIOPA, "Technical documentation of the methodology to derive EIOPA's risk-free interest rate term structures", European Insurance and Occupational Pensions Authority, 2016.
- Ericsson, Jan and Olivier Renault, "Liquidity and credit risk", *The Journal of Finance*, 61, 2006, pp. 2219-2250.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests", *The Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp. 607-636.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Common risk factors in the returns on

- stocks and bonds”, *Journal of financial economics*, 33, 1993, pp. 3-56.
- Fisher, Lawrence, “Determinants of risk premiums on corporate bonds”, *The Journal of Political Economy*, 67, 1959, pp. 217-237.
- Foucault, Thierry, Marco Pagano and Ailsa Roell, *Market liquidity: theory, evidence, and policy*, Oxford University Press, 2013.
- Gebhardt, William R., Soeren Hvidkjaer and Bhaskaran Swaminathan, “The cross-section of expected corporate bond returns: Betas or characteristics?” , *Journal of Financial Economics*, 75, 2005, pp. 85-114.
- Houweling, Patrick, Albert Mentink and Ton Vorst, “Comparing possible proxies of corporate bond liquidity”, *Journal of Banking & Finance*, 29, 2005, pp. 1331-1358.
- IASB, “Insurance contracts exposure draft”, International Accounting Standards Board, 2013. 7.
- Kamara, A., “Liquidity, taxes, and short-term treasury yields”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 1994, pp. 403-416.
- Koziol, C. and P. Sauerbier, “Valuation of bond illiquidity: An option-theoretical approach”, *Journal of Fixed Income*, 16, 2007, pp. 81-107.
- Lin, Hai, Junbo Wang and Chunchi Wu, “Liquidity risk and expected corporate bond returns”, *Journal of Financial Economics*, 99, 2011, pp. 628-650.
- Longstaff, Francis A., “The flight-to-liquidity premium in U.S. Treasury bond prices”, *Journal of Business*, 77, 2004, pp. 511-526.
- Longstaff, Francis A., Sanjay Mithal and Eric Neis, “Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market”, *The Journal of Finance*, 60, 2005, pp. 2213-2253.
- Merton, Robert C., “On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates”, *The Journal of finance*, 29, 1974, pp. 449-470.
- Monfort, Alain and Jean-Paul Renne, “Decomposing euro-area sovereign spreads:

- credit and liquidity risks”, *Review of Finance*, 18, 2014, pp. 2103-2151.
- Nelson, C. R. and A. F. Siegel, “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *Journal of Business*, 60, 1987, pp. 473-489
- Pasquariello, Paolo and Clara Vega, “The on-the-run liquidity phenomenon”, *Journal of Financial Economics*, 92, 2009, pp. 1-24.
- Pastor, Lubos and Robert F. Stambaugh, “Liquidity risk and price discovery”, *Journal of Political Economy*, 111, 2003, pp. 642-685.
- Roll, Richard, “A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market”, *The Journal of Finance*, 39, 1984, pp. 1127-1139.
- Schwarz, Krista, “Mind the Gap: Disentangling Credit and Liquidity in Risk Spreads”, Working Paper, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1486240>, 2015.
- Schuster, Philipp and Marliese Uhrig-Homburg, “Limits to arbitrage and the term structure of bond illiquidity premiums”, *Journal of Banking & Finance*, 57, 2015, pp. 143-159.
- Smith, A., and T. Wilson, “Fitting yield curves with long term constraints”, Technical report, 2001.
- Svensson, Lars E., “Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method”, *Quarterly Review*, 1995, pp. 13-26.
- Webber, L. “Decomposing corporate bond spreads”, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 2007, pp. 533-541.

Abstract

This paper aims to suggest an estimation method of discount rates for insurance liability valuation reflecting the term structure of liquidity premium under IFRS 4 Phase II. The advantage of our method is that it is not only theoretically solid, but also practically applicable.

The main findings are as follows: First, the extended Fama-French model, including government-guaranteed bond spread as a liquidity factor, is suitable to determine corporate bond yield spreads. Second, the liquidity risk factor is priced within the cross section of each bond rating and maturity. Third, the Smith-Wilson model exhibits substantially better fitted extrapolations for the term structure of risk free rates, compared to the Nelson-Siegel model and the Svensson model. Fourth, the term structure of liquidity premiums for corporate bonds of each rating as well as government bonds is estimated to reflect the characteristics of cash flows of insurance liabilities. Finally, liquidity risk premiums of Korean government-guaranteed bonds and corporate bonds with AAA, AA, and A ratings are estimated to be 10, 18, 38, 70 bps, respectively on three-year maturity basis at the end of 2015.

※ **Key words:** discount rates, government-guaranteed bond spread, insurance debt valuation, liquidity premiums, Smith-Wilson model

◇보험연구원(KIRI) 발간물 안내◇

1. 정기 간행물

- 보험동향 / 연 4회
- 보험금융연구 / 연 4회

2. 비정기 간행물

■ 연구보고서

- 2008-1 보험회사의 리스크 중심 경영전략에 관한 연구 / 최영목, 장동식, 김동겸 2008.1
- 2008-2 한국 보험시장과 공정거래법 / 정호열 2008.6
- 2008-3 확정급여형 퇴직연금의 자산운용 / 류건식, 이경희, 김동겸 2008.3
- 2009-1 보험설계사의 특성분석과 고능률화 방안/ 안철경, 권오경 2009.1
- 2009-2 자동차사고의 사회적 비용 최소화 방안 / 기승도 2009.2
- 2009-3 우리나라 가계부채 문제의 진단과 평가 / 유경원, 이해은 2009.3
- 2009-4 사적연금의 노후소득보장 기능제고 방안 / 류건식, 이창우, 김동겸 2009.3
- 2009-5 일반화선형모형(GLM)을 이용한 자동차보험 요율상대도 산출방법 연구 / 기승도, 김대환 2009.8
- 2009-6 주행거리에 연동한 자동차보험제도 연구 / 기승도, 김대환, 김혜란 2010.1
- 2010-1 우리나라 가계 금융자산 축적 부진의 원인과 시사점 / 유경원, 이해은 2010.4
- 2010-2 생명보험 상품별 해지율 추정 및 예측 모형 / 황진태, 이경희 2010.5
- 2010-3 보험회사 자산관리서비스 사업모형 검토 / 진익, 김동겸 2010.7

■ 조사보고서

- 2008-1 보험회사 글로벌화를 위한 해외보험시장 조사 / 양성문, 김진억, 지재원, 박정희, 김세중 2008.2
- 2008-2 노인장기요양보험 제도 도입에 대응한 장기간병보험 운영 방안 / 오영수 2008.3
- 2008-3 2008년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 기승도, 이상우 2008.4
- 2008-4 주요국의 보험상품 판매권유 규제 / 이상우 2008.3

- 2009-1 2009년 보험소비자 설문조사 / 안철경, 이상우, 권오경 2009.3
- 2009-2 Solvency II의 리스크평가모형 및 측정방법 연구 / 장동식 2009.3
- 2009-3 이슬람 보험시장 진출방안 / 이진면, 이정환, 최이섭, 정중영, 최태영 2009.3
- 2009-4 미국 생명보험 정산거래의 현황과 시사점 / 김해식 2009.3
- 2009-5 헤지펀드 운용전략 활용방안 / 진익, 김상수, 김종훈, 변귀영, 유시용 2009.3
- 2009-6 복합금융 그룹의 리스크와 감독 / 이민환, 전선애, 최원 2009.4
- 2009-7 보험산업 글로벌화를 위한 정책적 지원방안 / 서대교, 오영수, 김영진 2009.4
- 2009-8 구조화금융 관점에서 본 금융위기 분석 및 시사점 / 임준환, 이민환, 윤건용, 최원 2009.7
- 2009-9 보험리스크 측정 및 평가 방법에 관한 연구 / 조용운, 김세환, 김세중 2009.7
- 2009-10 생명보험계약의 효력상실·해약분석 / 류건식, 장동식 2009.8
- 2010-1 과거 금융위기 사례분석을 통한 최근 글로벌 금융위기 전망 / 신종협, 최형선, 최원 2010.3
- 2010-2 금융산업의 영업행위규제 개선방안 / 서대교, 김미화 2010.3
- 2010-3 주요국의 민영건강보험의 운영체제와 시사점 / 이창우, 이상우 2010.4
- 2010-4 2010년 보험소비자 설문조사 / 변혜원, 박정희 2010.4
- 2010-5 산재보험의 운영체제에 대한 연구 / 송윤아 2010.5
- 2010-6 보험산업 내 공정거래규제 조화방안 / 이승준, 이종욱 2010.5
- 2010-7 보험종류별 진류수가 차등적용 개선방안 / 조용운, 서대교, 김미화 2010.4
- 2010-8 보험회사의 금리위험 대응전략 / 진익, 김해식, 유진아, 김동겸 2011.1
- 2010-9 퇴직연금 규제체계 및 정책방향 / 류건식, 이창우, 이상우 2010.7
- 2011-1 생명보험설계사 활동실태 및 만족도 분석 / 안철경, 황진태, 서성민 2011.6
- 2011-2 2011년 보험소비자 설문조사 / 김대환, 최원 2011.5
- 2011-3 보험회사 녹색금융 참여방안 / 진익, 김해식, 김혜란 2011.7
- 2011-4 의료시장변화에 따른 민영실손의료보험의 대응 / 이창우, 이기형 2011.8
- 2011-5 아세안 주요국의 보험시장 규제제도 연구 / 조용운, 변혜원, 이승준, 김경환, 오병국 2011.11
- 2012-1 2012년 보험소비자 설문조사 / 황진태, 전용식, 윤상호, 기승도, 이상우, 최원 2012.6
- 2012-2 일본의 퇴직연금제도 운영체제 특징과 시사점 / 이상우, 오병국 2012.12
- 2012-3 솔벤시 II의 보고 및 공시 체계와 시사점 / 장동식, 김경환 2012.12

- 2013-1 2013년 보험소비자 설문조사 / 전용식, 황진태, 변혜원, 정원석, 박선영, 기승도, 이상우, 최원 2013. 8
- 2013-2 건강보험의 진료비 전망 및 활용방안 / 조용운, 황진태, 조재린 2013. 9
- 2013-3 소비자 신뢰 제고와 보험상품 정보공시 개선방안 / 김해식, 변혜원, 황진태 2013. 12
- 2013-4 보험회사의 사회적 책임 이행에 관한 연구 / 변혜원, 조영현 2013. 12
- 2014-1 주택연금 연계 간병보험제도 도입방안 / 박선영, 권오경 2014.3
- 2014-2 소득수준을 고려한 개인연금 세제 효율화방안 / 정원석, 강성호, 이상우 2014.4
- 2014-3 보험규제에 관한 주요국의 법제연구 / 한기정, 최준규 2014.4
- 2014-4 보험산업 환경변화와 판매채널 전략 연구 / 황진태, 박선영, 권오경 2014.5
- 2014-5 거시경제 환경변화의 보험산업 파급효과 분석 / 전성주, 전용식 2014.5
- 2014-6 국내경제의 일본식 장기부진 가능성 검토 / 전용식, 윤성훈, 채원영 2014.5
- 2014-7 건강생활관리서비스 사업모형 연구 / 조용운, 오승연, 김미화 / 2014.7
- 2014-8 보험개인정보 보호법제 개선방안 / 김경환, 강민규, 이해량 2014.8
- 2014-9 2014년 보험소비자 설문조사 / 전용식, 변혜원, 정원석, 박선영, 오승연, 이상우, 최원 2014.8
- 2014-10 보험회사 수익구조 진단 및 개선방안 / 김석영, 김세중, 김혜란, 2014.11
- 2014-11 국내 보험회사의 해외사업 평가와 제언 / 전용식, 조영현, 채원영 2014.12
- 2015-1 보험민원 해결 프로세스 선진화 방안 / 박선영, 권오경 2015.1
- 2015-2 재무건전성 규제 강화와 생명보험회사의 자본관리 / 조영현, 조재린, 김혜란 2015.2
- 2015-3 국내 배상책임보험 시장 성장 저해 요인 분석 - 대인사고 손해배상액 산정 기준을 중심으로 -/ 최창희, 정인영 2015.3
- 2015-4 보험산업 신뢰도 제고 방안 / 이태열, 황진태, 이선주 2015.3
- 2015-5 2015년 보험소비자 설문조사 / 동향분석실 2015.8
- 2015-6 인구 및 가구구조 변화가 보험 수요에 미치는 영향 / 오승연, 김유미 2015.8
- 2016-1 경영환경 변화와 주요 해외 보험회사의 대응 전략 / 전용식, 조영현 2016.2
- 2016-2 시스템리스크를 고려한 복합금융그룹 감독방안 / 이승준, 민세진 2016.3
- 2016-3 저성장 시대 보험회사의 비용관리 / 김해식, 김세중, 김현경 2016.4
- 2016-4 자동차보험 해외사업 경영성과 분석과 시사점 / 전용식, 송윤아, 채원영 2016.4
- 2016-5 금융·보험세계연구: 집합투자기구, 보험 그리고 연금세제를 중심으로 /

- 정원석, 임 준, 김유미 2016.5
- 2016-6 가용자본 산출 방식에 따른국내 보험회사 지급여력 비교 / 조재린, 황인창, 이경아 2016.5
- 2016-7 해외 사례를 통해 본 중소형 보험회사의 생존전략 / 이태열, 김해식, 김현경 2016.5
- 2016-8 생명보험회사의 연금상품 다양화 방안: 종신소득 보장기능을 중심으로 / 김세중, 김혜란 2016.6
- 2016-9 2016년 보험소비자 설문조사 / 동향분석실 2016.8
- 2016-10 자율주행자동차 보험제도 연구 / 이기형, 김혜란 2016.9

■ 정책보고서

- 2008-1 민영건강보험 운영체계 개선방안 연구 / 조용운, 김세환 2008.3
- 2008-2 환경오염리스크관리를 위한 보험제도 활용방안 / 이기형 2008.3
- 2008-3 금융상품의 정의 및 분류에 관한 연구 / 유지호, 최원 2008.3
- 2008-4 2009년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 이태열, 신종협, 황진태, 유진아, 김세환, 이정환, 박정희, 김세중, 최이섭 2008.11
- 2009-1 현 금융위기 진단과 위기극복을 위한 정책제언 / 진익, 이민환, 유경원, 최영목, 최형선, 최원, 이경아, 이해은 2009.2
- 2009-2 퇴직연금의 급여 지급 방식 다양화 방안 / 이경희 2009.3
- 2009-3 보험분쟁의 재판외적 해결 활성화 방안 / 오영수, 김경환, 이종욱 2009.3
- 2009-4 2010년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 황진태, 변혜원, 이경희, 이정환, 박정희, 김세중, 최이섭 2009.12
- 2009-5 금융상품판매전문회사의 도입이 보험회사에 미치는 영향 / 안철경, 변혜원, 권오경 2010.1
- 2010-1 보험사기 영향요인과 방지방안 / 송윤아 2010.3
- 2010-2 2011년도 보험산업 전망과 과제 / 이진면, 김대환, 이경희, 이정환, 최원, 김세중, 최이섭 2010.12
- 2011-1 금융소비자 보호 체계 개선방안 / 오영수, 안철경, 변혜원, 최영목, 최형선, 김경환, 이상우, 박정희, 김미화 2011.4
- 2011-2 일반공제사업 규제의 합리화 방안 / 오영수, 김경환, 박정희 2011.7
- 2011-3 퇴직연금 적립금의 연금전환 유도 방안 / 이경희 2011.5
- 2011-4 저출산·고령화와 금융의 역할 / 윤성훈, 류건식, 오영수, 조용운, 진익, 유진아, 변혜원 2011.7
- 2011-5 소비자보호를 위한 보험유통채널 개선방안 / 안철경, 이경희 2011.11
- 2011-6 2012년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 황진태, 이정환, 최원, 김세중, 오병국 2011.12
- 2012-1 인적사고 보험금의 지급방식 다양화 방안 / 조재린, 이기형, 정인영 2012.8
- 2012-2 보험산업 진입 및 퇴출에 관한 연구 / 이기형, 변혜원, 정인영 2012.10

- 2012-3 금융위기 이후 보험규제 변화 및 시사점 / 임준환, 유진아, 이경아 2012.11
- 2012-4 소비자중심의 변액연금보험 개선방안 연구 : 공시 및 상품설계 개선을 중심으로 / 임준환, 김해식, 이경희, 조영현, 정인영 2012.12
- 2013-1 생명보험의 자살면책기간이 자살에 미치는 영향 / 이창우, 윤상호 2013.1
- 2013-2 퇴직연금 지배구조체계 개선방안 / 류건식, 김대환, 이상우 2013.1
- 2013-3 2013년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 전용식, 이정환, 최원, 김세중, 채원영 2013.2
- 2013-4 사회안전망 체제 개편과 보험산업 역할 / 진익, 오병국, 이성은 2013.3
- 2013-5 보험지주회사 감독체계 개선방안 연구 / 이승준, 김해식, 조재린 2013.5
- 2013-6 2014년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 전용식, 최원, 김세중, 채원영 2013.12
- 2014-1 보험시장 경쟁정책 투명성 제고방안 / 이승준, 강민규, 이해랑 2014.3
- 2014-2 국내 보험회사 지급여력규제 평가 및 개선방안 / 조재린, 김해식, 김석영 2014.3
- 2014-3 공·사 사회안전망의 효율적인 역할 제고 방안 / 이태열, 강성호, 김유미 2014.4
- 2014-4 2015년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 김석영, 김진억, 최원, 채원영, 이아름, 이해랑 2014.11
- 2014-5 의료보장체계 합리화를 위한 공·사건강보험 협력방안 / 조용운, 김경환, 김미화 2014.12
- 2015-1 보험회사 재무건전성 규제 : IFRS와 RBC 연계방안 / 김해식, 조재린, 이경아 2015.2
- 2015-2 2016년도 보험산업 전망과 과제 / 윤성훈, 김석영, 김진억, 최원, 채원영, 이아름, 이해랑 2015.11
- 2016-1 정년연장의 노후소득 개선 효과와 개인연금의 정책방향 / 강성호, 정봉은, 김유미 2016.2

■ 경영보고서

- 2009-1 기업후지보험 활성화 방안 연구 / 이기형, 한상용 2009.3
- 2009-2 자산관리서비스 활성화 방안 / 진익 2009.3
- 2009-3 탄소시장 및 녹색보험 활성화 방안 / 진익, 유시용, 이경아 2009.3
- 2009-4 생명보험회사의 지속가능성장에 관한 연구 / 최영목, 최원 2009.6
- 2010-1 독립판매채널의 성장과 생명보험회사의 대응 / 안철경, 권오경 2010.2
- 2010-2 보험회사의 윤리경영 운영실태 및 개선방안 / 오영수, 김경환 2010.2
- 2010-3 보험회사의 퇴직연금사업 운영전략 / 류건식, 이창우, 이상우 2010.3
- 2010-4(1) 보험환경변화에 따른 보험산업 성장방안 / 산업연구실, 정책연구실, 동향분석실 2010.6
- 2010-4(2) 종합금융서비스를 활용한 보험산업 성장방안 / 금융제도실, 재무연구실 2010.6

- 2010-5 변액보험 보증리스크 관리연구 / 권용재, 장동식, 서성민 2010.4
- 2010-6 RBC 내부모형 도입방안 / 김해식, 장동식, 최영목, 김소연, 서성민 2010.10
- 2010-7 금융보증보험 가격결정모형 / 최영수 2010.7
- 2011-1 보험회사의 비대면채널 활용방안 / 안철경, 변혜원, 서성민 2011.1
- 2011-2 보증보험의 특성과 리스크 평가 / 최영목, 김소연, 김동겸 2011.2
- 2011-3 충성도를 고려한 자동차보험 마케팅 전략 연구 / 기승도, 황진태 2011.3
- 2011-4 보험회사의 상조서비스 기여방안 / 황진태, 기승도, 권오경 2011.5
- 2011-5 클레임에 대한 최적조사방안 / 송윤아, 정인영 2011.6
- 2011-6 민영의료보험의 보험리스크 관리방안 / 조용운, 황진태, 김미화 2011.8
- 2011-7 보험회사의 개인형 퇴직연금 운영방안 / 류건식, 김대환, 이상우 2011.9
- 2011-8 퇴직연금시장의 환경변화에 따른 확정기여형 퇴직연금 운영방안 / 김대환, 류건식, 이상우 2011.10
- 2012-1 국내 생명보험회사의 기업공개 평가와 시사점 / 조영현, 전용식, 이해은 2012.7
- 2012-2 보험산업 비전 2020 : @sure 4.0 / 진익, 김동겸, 김혜란 2012.7
- 2012-3 현금흐름방식 보험료 산출의 시행과 과제 / 김해식, 김석영, 김세영, 이해은 2012.9
- 2012-4 보험회사의 장수리스크 발생원인과 관리방안 / 김대환, 류건식, 김동겸 2012.9
- 2012-5 은퇴가구의 경제행태 분석 / 유경원 2012.9
- 2012-6 보험회사의 날씨리스크 인수 활성화 방안: 지수형 날씨보험을 중심으로 / 조재린, 황진태, 권용재, 채원영 2012.10
- 2013-1 자동차보험시장의 가격경쟁이 손해율에 미치는 영향과 시사점 / 전용식, 채원영 2013.3
- 2013-2 중국 자동차보험 시장점유율 확대방안 연구 / 기승도, 조용운, 이소양 2013. 5
- 2016-1 뉴 노멀 시대의 보험회사 경영전략 / 임준환, 정봉은, 황인창, 이해은, 김혜란, 정승연 2016.4
- 2016-2 금융보증보험 잠재 시장 연구: 지방자치단체 자금조달 시장을 중심으로 / 최창희, 황인창, 이경아 2016.5
- 2016-3 퇴직연금시장 환경변화와 보험회사 대응방안 / 류건식, 강성호, 김동겸 2016.5

■ 조사자료집

- 2014-1 보험시장 자유화에 따른 보험산업 환경변화 / 최원, 김세중 2014.6
- 2014-2 주요국 내부자본적정성 평가 및 관리 제도 연구 - Own Risk and Solvency Assessment- / 장동식, 이정환 2014.8
- 2015-1 고령층 대상 보험시장 현황과 해외사례 / 강성호, 정원석, 김동겸 2015.1
- 2015-2 경증치매자 보호를 위한 보험사의 치매실태 도입방안 / 정봉은, 이선주

- 2015.2
- 2015-3 소비자 금융이해력 강화 방안: 보험 및 연금 / 변혜원, 이해량 2015.4
- 2015-4 글로벌 금융위기 이후 세계경제의 구조적 변화 / 박대근, 박춘원, 이향용 2015.5
- 2015-5 노후소득보장을 위한 주택연금 활성화 방안 / 전성주, 박선영, 김유미 2015.5
- 2015-6 고령화에 대응한 생애자산관리 서비스 활성화 방안 / 정원석, 김미화 2015.5
- 2015-7 일반손해보험 요율제도 개선방안 연구 / 김석영, 김혜란 2015.12

■ 연차보고서

- 제1호 2008 연차보고서 / 보험연구원 2009.4
- 제2호 2009 연차보고서 / 보험연구원 2010.3
- 제3호 2010 연차보고서 / 보험연구원 2011.3
- 제4호 2011 연차보고서 / 보험연구원 2012.3
- 제5호 2012 연차보고서 / 보험연구원 2013.3
- 제6호 2013 연차보고서 / 보험연구원 2013.12
- 제7호 2014 연차보고서 / 보험연구원 2014.12
- 제8호 2015 연차보고서 / 보험연구원 2015.12

■ 영문발간물

- 제7호 Korean Insurance Industry 2008 / KIRI, 2008.9
- 제8호 Korean Insurance Industry 2009 / KIRI, 2009.9
- 제9호 Korean Insurance Industry 2010 / KIRI, 2010.8
- 제10호 Korean Insurance Industry 2011 / KIRI, 2011.10
- 제11호 Korean Insurance Industry 2012 / KIRI, 2012.11
- 제12호 Korean Insurance Industry 2013 / KIRI, 2013.12
- 제13호 Korean Insurance Industry 2014 / KIRI, 2014.7
- 제14호 Korean Insurance Industry 2014 / KIRI, 2015.7
- 제1호 Korean Insurance Industry Trend 4Q FY2011 / KIRI, 2012.8
- 제2호 Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2012 / KIRI, 2012.10
- 제3호 Korean Insurance Industry Trend 2Q FY2012 / KIRI, 2012.12
- 제4호 Korean Insurance Industry Trend 3Q FY2012 / KIRI, 2013.4
- 제5호 Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2013 / KIRI, 2013.11
- 제6호 Korean Insurance Industry Trend 2Q FY2013 / KIRI, 2014.2
- 제7호 Korean Insurance Industry Trend 3Q FY2013 / KIRI, 2014.5
- 제8호 Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2014 / KIRI, 2014.8
- 제9호 Korean Insurance Industry Trend 2Q FY2014 / KIRI, 2014.10
- 제10호 Korean Insurance Industry Trend 3Q FY2014 / KIRI, 2015.2
- 제11호 Korean Insurance Industry Trend 4Q FY2014 / KIRI, 2015.4
- 제12호 Korean Insurance Industry Trend 1Q FY2015 / KIRI, 2015.8

■ Insurance Business Report

- 26호 퇴직연금 중심의 근로자 노후소득보장 과제 / 류건식, 김동겸 2008.2
- 27호 보험부채의 리스크마진 측정 및 적용 사례 / 이경희 2008.6
- 28호 일본 금융상품판매법의 주요내용과 보험산업에 대한 영향 / 이기형 2008.6
- 29호 보험회사의 노인장기요양 사업 진출 방안 / 오영수 2008.6
- 30호 교차모집제도의 활용의향 분석 / 안철경, 권오경 2008.7
- 31호 퇴직연금 국제회계기준의 도입영향과 대응과제 / 류건식, 김동겸 2008.7
- 32호 보험회사의 헤지펀드 활용방안 / 진익 2008.7
- 33호 연금보험의 확대와 보험회사의 대응과제 / 이경희, 서성민 2008.9

■ CEO Report

- 2008-1 자동차보험 물적담보 손해율 관리 방안 / 기승도 2008.6
- 2008-2 보험산업 소액지급결제시스템 참여 관련 주요 이슈 / 이태열 2008.6
- 2008-3 FY2008 수입보험료 전망 / 동향분석실 2008.8
- 2008-4 퇴직급여보장법 개정안의 영향과 보험회사 대응과제 / 류건식, 서성민 2008.12
- 2009-1 FY2009 보험산업 수정전망과 대응과제 / 동향분석실 2009.2
- 2009-2 퇴직연금 예금보험요율 적용의 타당성 검토 / 류건식, 김동겸 2009.3
- 2009-3 퇴직연금 사업자 관련규제의 적정성 검토 / 류건식, 이상우 2009.6
- 2009-4 퇴직연금 가입 및 인식실태 조사 / 류건식, 이상우 2009.10
- 2010-1 복수사용자 퇴직연금제도의 도입 및 보험회사의 대응과제 / 김대환, 이상우, 김혜란 2010.4
- 2010-2 FY2010 수입보험료 전망 / 동향분석실 2010.6
- 2010-3 보험소비자 보호의 경영전략적 접근 / 오영수 2010.7
- 2010-4 장기손해보험 보험사기 방지를 위한 보험금 지급심사제도 개선 / 김대환, 이기형 2010.9
- 2010-5 퇴직금 중간장산의 문제점과 개선과제 / 류건식, 이상우 2010.9
- 2010-6 우리나라 신용카드시장의 특징 및 개선논의 / 최형선 2010.11
- 2011-1 G20 정상회의의 금융규제 논의 내용 및 보험산업에 대한 시사점 / 김동겸 2011.2
- 2011-2 영국의 공동계정 운영체계 / 최형선, 김동겸 2011. 3
- 2011-3 FY2011 수입보험료 전망 / 동향분석실 2011.7
- 2011-4 근퇴법 개정에 따른 퇴직연금 운영방안과 과제 / 김대환, 류건식 2011.8
- 2012-1 FY2012 수입보험료 전망 / 동향분석실 2012.8
- 2012-2 건강생활서비스법 제정(안)에 대한 검토 / 조용운, 이상우 2012.11
- 2012-3 보험연구원 명사초청 보험발전 간담회 토론 내용 / 윤성훈, 전용식, 전성주, 채원영 2012.12

- 2012-4 새정부의 보험산업 정책(Ⅰ): 정책공약집을 중심으로 / 이기형, 정인영 2012.12
- 2013-1 새정부의 보험산업 정책(Ⅱ): 국민건강보험 본인부담경감제 정책에 대한 평가 / 김대환, 이상우 2013.1
- 2013-2 새정부의 보험산업 정책(Ⅲ): 제18대 대통령직인수위원회 제안 국정과제를 중심으로 / 이승준 2013.3
- 2013-3 FY2013 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2013.7
- 2013-4 유럽 복합금융그룹의 보험사업 매각 원인과 시사점 / 전용식, 윤성훈 2013.7
- 2014-1 2014년 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2014.6
- 2014-2 인구구조 변화가 보험계약규모에 미치는 영향 / 김석영, 김세중 2014.6
- 2014-3 『보험 혁신 및 건전화 방안』의 주요 내용과 시사점 / 이태열, 조재린, 황진태, 송윤아 2014.7
- 2014-4 아베노믹스 평가와 시사점 / 임준환, 황인창, 이해은 2014.10
- 2015-1 연말정산 논란을 통해 본 소득세제 개선 방향 / 강성호, 류건식, 정원석 2015.3
- 2015-2 2015년 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2015.6
- 2015-3 보험산업 경쟁력 제고 방안 및 이의 영향 / 김석영 2015.10
- 2016-1 금융규제 운영규정 제정 의미와 시사점 / 김석영 2016.1
- 2016-3 2016년 수입보험료 수정 전망 / 동향분석실 2016.7
- 2016-4 EU Solvency II 경과조치의 의미와 시사점 / 황인창, 조재린 2016.7
- 2016-5 비급여 진료비 관련 최근 논의 동향과 시사점 / 정성희, 이태열 2016.9

※ 2008년 이전 발간물은 보험연구원 홈페이지(<http://www.kiri.or.kr>)에서 확인하시기 바랍니다.

◇보험금융연구 수록 논문◇

□ 제1권 제1호 (1990. 12)

- | | |
|---|--|
| <ul style="list-style-type: none"> · 보험개발원에 바란다 · 한국보험산업과 보험개발원의 역할과 발전방향 · 환경변화에 대응한 보험상품 개발방향에 관한 연구 · 손해보험산업의 수익성과 효율산정 개선방향 · 90년대 경제환경변화와 보험전략 · 해외보험시장 최근동향과 한국보험사의 해외진출전략 · 보험회사의 자산, 부채경영에 관한 소고 · 제조물책임법의 입법과 그 대응방안 · 적해보험의 위험분류개선에 관한 연구 · 미국의 보험규제 제도 | <p>박동진, 조해균, 최병익, 손경식</p> <p>신수식</p> <p>이경용</p> <p>박승전</p> <p>송기철</p> <p>김억현</p> <p>이봉주</p> <p>황철홍</p> <p>유형균</p> <p>보험개발원</p> |
|---|--|

□ 제2권 제1호 (1991. 3)

- | | |
|--|---|
| <ul style="list-style-type: none"> · 환경보험의 이용에 관한 소고 <li style="padding-left: 20px;">-유해 산업폐기물에 의한 오염사고를 중심으로- · 금융개방과 보험산업 · 재보험활용과 미국손보시장의 담합구조에 관한연구 · 자동차보험 의료비 적정화 방안 · 한미 생명보험사업자 세제에 관한 소고 · 손해보험회사의 지급준비금적립패턴과 효율자율화 · 손해보험요율산정의 이론과 실무(I) · 업무상 재해사고를 면책사유로 한 자동차보험약관의 효력 · 일본의 보험요율산출기관 · 보험요율제도와 자유화 고찰 · 유니버설 생명보험에 대한 NAIC 모델규정 | <p>이재현</p> <p>권영준</p> <p>정병대</p> <p>정채용</p> <p>김억현</p> <p>이봉주</p> <p>김태곤</p> <p>양승규</p> |
|--|---|

□ 제2권 제2호 (1991. 6)

- | | |
|--|---|
| <ul style="list-style-type: none"> · 환경위험의 보험화 방안 · 국제보험시장의 담보력이 요구되는 보험상품가격결정 · 동구권 보험시장의 현황과 전망 · 보험회사의 지불능력 특정에 관한 고찰 · 적정경쟁과 생명보험산업의 경영정책 · 손해보험 정보시스템 구축방안 연구 | <p>박은희</p> <p>이해관</p> <p>김기현</p> <p>이명주</p> <p>지범하</p> <p>양희산</p> |
|--|---|

- 손해보험 요율산정의 이론과 실무(II) 김태곤
- 총수의방식 기업휴지보험의 연구 오해송
- 미국의 보험요율산출기관 ISO
- 미국의 장기개호보험

□ 제2권 제3호 (1991. 11)

- 손해보험 요율자유화와 대응방안 조해균
- 손해보험 요율자유화와 그 대응책 이해관
- 손해보험 요율체계의 현황과 자율화 방안 신기철
- 일본선박보험 현황과 그 자유화 방안 신기철
- 참고자료: 독금법 적용제외제도의 개선에 관하여
- 생명보험의 상품개발 방향 이준호
- 충돌상대선의 화물에 대한 책임부담위험과 보험관리 광봉환
- 산업재해 보상체계에 관한 연구 김두철
- 분리계정과 금리자유화 이봉주, 최상태
- 등급요율체계 최용석
- 미국의 생산물배상책임보험 현황과 입법화동향 보험개발원 가계보험부

□ 제3권 제1호 (1992. 3)

- 금리자유화의 금융환경과 보험산업 대응방안 이경룡
- 금리자유화와 손해보험의 대응방안 최창룡
- 금리자유화와 생명보험산업 지범하
- 참고자료:금리자유화에 따른 생보상품 개발방향
- 북한보험제도의 체계와 그 개요 고평석
- 한미생명보험 정보공시제도에 관한 고찰 김억현
- 선진국 고용보험제도의 경험과 교훈 유길상
- 생명보험회사의 ALM 최정호
- 기업연금의 재정방식에 관한 고찰 오창수
- 자동차보험자의 면책사유에 대한 고찰 임충희
- 위험통제와 절세효과 정홍주
- 미국의 보험감독제도
- 일본 손해보험 모집제도의 현상과 과제

□ 제3권 제2호 (1992. 7)

- 생명보험회사의 경영평가제도에 관한 소고 추암대
- 생보사 재무구조 건전성 제고를 위한 제언 안상식
- 손보사의 재무상태 안전성확보와 조기경보시스템 운영 이상화
- 손해보험사의 재무건전성 향상방안 목진수

· 손해보험회계의 회계이론적 고찰과 개선방향	강원희
· 보험회사 재무건전성 확보방안	이근창
· 손해보험 요율산출의 개선방안	박승전
· 손해보험시장의 구조분석과 요율정책 방향	류근옥
· 생보사 책임준비금 규제에 대하여	이광봉
· 자동차보험 특정물건 공동인수제도 개선방안	이일령
· 자동차보험 코스트 경감과 수리비 적정화 대책	최상태
· 자동차보험 손해를 구조변화 분석모형	
· 자동차사고의 표준간이상해도에 관하여	보험개발원 자동차보험부

□ 제3권 제3호 (1992. 11)

· 우리나라 금융전산망의 현황과 과제	정복희
· 보험전산망의 구축과 전담사업자의 역할	정인근
· 보험전산망 종합계획	윤홍렬
· 생명보험 전산망의 발전방향	정명남
· 손해보험 전산망의 발전방향	김여성
· 재보험업무의 보험전산망 활용방안	이형신
· 급변하는 보험환경과 손보업계의 당면과제	박해춘
· 자동차책임보험에 관한 연구	김주동
· 생명보험 영업소의 주요성공인자(CSF) 분석	이국희

□ 제4권 제1호 (1993. 2)

· 생명보험 계약자배당의 정책과제	김성재
· 우리나라 생보사의 계약자배당제도의 현황과 발전방향	김원현
· 국내 계약자배당의 바람직한 개선방향	김재우
· 계약자배당의 과거, 현재, 그리고 미래에 대한 소고	김철수
· 계약자배당제도에 대한 제언 -신설사의 입장을 중심으로-	김관치
· 금리변동과 보험회사의 위험관리	류근옥
· 우리나라기업의 근로자 장애시의 보상실태와 민영보험의 역할제고방안	신기철
· 고도 정보화사회의 생명보험 정보시스템 구축방안	김제성
· 장기손해보험의 현황과 문제점 및 이에 대한 개선방안	엄호영
· 미국보험사의 지급불능과 이를 위한 통계적방법의 고찰	김용덕
· 이사의 법적 책임과 보험제도에 관한 고찰	보험개발원 가계보험부

□ 제4권 제2호 (1993. 5)

· 유사보험제도의 현황과 민영보험과의 상호 발전방안	신수식
· 우리나라 유사보험의 운영현황과 감독체계의 발전방향	엄창희

· 유사보험의 업무영역 확대에 따른 생보업계 대응방안	문정용
· 체신보험의 운영현황과 민영생명보험과의 관계 발전방향	김용덕
· 육운공제조합 운영현황과 향후 정책과제	권오선
· 일본 공제사업의 현황과 감독문제	정봉은
· 금리인하가 생명보험상품에 미치는 영향	서병남
· 듀레이션 기법의 실천적 이용방안	이근창, 이봉주
· 손해보험수요에 관한 이론적 고찰	홍순구

□ 제4권 제3호 (1993. 10)

· 우리나라 환경문제와 환경정책 과제	정혁진
· 환경위험보험의 경제적 한계와 보험시장의 역할	경동운
· 주요국가의 환경오염배상책임제도에 관한 고찰과 그 도입방안	김영선
· 해양오염위험과 보험담보의 문제	곽봉환
· 환경보험시장의 활성화 방안	홍순구
· 우리나라 환경문제와 환경정책 과제	정혁진
· 환경위험보험의 경제적 한계와 보험시장의 역할	경동운
· 주요국가의 환경오염배상책임제도에 관한 고찰과 그 도입방안	김영선
· 해양오염위험과 보험담보의 문제	곽봉환
· 환경보험시장의 활성화 방안	홍순구
· 일본의 연금지급식 적립손해보험에 관한 소고	신기철
· 시장지배력과 손해보험회사의 체계적 위험	정병대
· 방화와 화재위험의 손해사정	기홍철

□ 제5권 제1호 (1994. 7)

· 보험산업 경영혁신과 벤치마킹	이경주
· 손해액 분포와 위험의사결정	오창수
· 자동차보험 소비자조사와 마케팅전략(I)	정홍주
· 생보자산의 포트폴리오 구성 및 유동성 확보방안	박영규
· 보험중개인제도의 도입방향과 과제	정봉은
· 화재보험 보험금 지급방식에 관한 고찰	이기형
· 신뢰도(Credibility)에 관한 이론적 고찰	최용석
· 자보 의료비 지급제도의 개선 추진 현황 및 향후 과제	권홍구
· 필요잉여금과 배당에 관한 고찰	나우송
· 최근의 생명보험 상품개발동향	보험개발원 생명보험상품부
· 외국의 제조물책임 동향과 우리나라의 실태	차일권

□ 제5권 제2호 (1994. 10)

· 손해보험 모집환경의 변화와 정책대응방향	양희산
-------------------------	-----

· 주요국의 보험판매조직에 관한 비교연구	양희산
· 금융환경변화에 대응한 생명보험 경쟁전략	김재우
· 생명보험 판매경쟁력 제고를 위한 모집조직의 개선방안	우정연
· 가격자유화 등 환경변화에 따른 손해보험 마케팅 전략	박해춘
· 소비자권익보호와 시장질서 정상화를 위한 손해보험 모집제도의 개선방안	강원희
· 자동차보험 소비자조사와 마케팅전략(II)	정홍주
· 제조물책임에 관한 입법논적 연구	강창경
· 위험관리관점에서 연구한 환경오염위험의 관리방안과 정책적 제언	홍순구

□ 제5권 제3호 (1994. 12)

· 개인연금보험의 도입 및 운용과제	이명주
· 개인연금보험의 자산운용전략	김현호
· 생보 개인연금보험 마케팅전략의 재모색 방안	현휘남
· 손보 개인연금보험 마케팅전략	양희산
· 보험가격자유화와 소비자보호	김성재
· 금융소득종합과세가 생명보험산업에 미치는 영향	권영준
· 손해보험사의 대형화, 전문화 전략에 관한 소고	이봉주
· 자동차보험 요율분류체계의 적정성에 대한 통계적 분석	이창수, 강종철
· 내실경영을 위한 생명보험 상품운용전략	박상래
· 개인연금보험의 상품판매현황	보험개발원

□ 제6권 제1호 (1995. 7)

· 가격자유화 추진에 따른 사후감독체계 구축방안	박은희
· 가격자유화 추진에 따른 보험산업 경쟁정책방향	김성재
· 가격자유화 추진에 따른 보험계리제도의 개선방향	성기홍
· 사차배당자유화가 생보업계에 미치는 영향	정성택
· 손보 가격자유화의 추진 현황 및 향후 진로	김규선
· 장기손해보험의 준비금 적립방안에 관한 고찰	정건영
· 선주손해배상책임과 Forwarder를 둘러싼 제문제	곽봉환
· 국공채 창구판매에 따른 보험산업 대응방안	이갑열

□ 제6권 제2호 (1995. 12)

· 금융산업 지배구조개선과 생명보험회사의 종합금융기관화 방안	오영수
· 향후 보험사의 대출이자율 결정에 관한 연구	조강필
· 경기변동이 손해보험에 미치는 영향	이기형
· 한국 생명보험산업의 규모 및 변위의 경제에 관한 연구	김재봉
· 보험자산운용에 관한 연구	전기석

□ 제7권 제1호 (1996. 5)

- The Role of Insurance in Korean Economic Development Harold D. Skipper
- 민간의료보험의 현황과 활성화 방안 정기택
- 보험 Broker제도의 Agency문제에 관한 이론적 분석 권영준
- 자율금리환경하에서의 생보상품운영 방안 박상래
- 가격자유화가 손해보험 수요에 미치는 영향과 보험사의 대책 박해춘
- 상품 및 가격자유화 대비방안에 관한 연구 조해균
- 제조물책임법 입법화에 따른 책임보험의 활성화 방안 김성태
- 사회환경변화에 따른 보험수요의 변화와 예측 박은희
- 한국경제발전에 있어서의 보험의 역할 해롤드 스키피

□ 제7권 제2호 (1996. 8)

- 보험사기의 조기적발을 위한 전문가시스템의 개발 김광용
- 리스크관리 이론의 발전과 현황 -역사적인 관점을 중심으로- 이순재
- 금리리스크가 기업가치에 미치는 영향 이근창
- 금리리스크의 평가 및 대응방안 이명주
- 파생금융상품의 도입과 보험사의 자산운용 이근영, 박한구
- 금융겸업화의 국가 및 유형별 사례분석과 시사점 오영수

□ 제7권 제3호 (1996. 11)

- 저성장기의 상품개발 및 운용방향 주동안
- 저성장기의 보험마케팅 전략 김병현
- 저성장시대의 자산운용방향 문무택
- 공정거래법 개정에 따른 보험권의 대응방안 유승규
- 보험자금의 중소기업 대출에 관한 연구 김중국, 양희산
- 비과세 가계저축제도 시행에 따른 보험회사의 대응방안 김명환
- 손보사의 위험관리 이론과 기법 김용재
- 자동차보험 대인배상 II 의 면책규정에 관한 소고 김광국

□ 제8권 제1호 (1997. 6)

- 업무영역 조정과 신규진입제도 개선의 영향 오영수
- 업무영역 조정에 따른 보험회사의 경영전략 지대섭
- 업무영역 확대에 따른 보험회사의 건전성 제고방안 류근욱
- 근로환경변화와 기업연금보험 신수식
- 경기변동에 따른 보증보험산업의 수지개선 전략 안병언
- 우리나라의 장기금리 전망 최공필
- 독립 대리점제 도입의 보험시장에의 영향 석승훈

□ 제8권 제2호 (1997. 8)

- 보험회사의 M&A의 전망과 과제 김성우
- 보험회사 M&A의 법률적 고찰 양승규
- 주요국 보험,금융회사의 M&A 추세와 시사점 김호경
- 손해보험 중개인제도의 효율적 활용방안 연구 이해관
- 보험정보공시제도 운영현황 및 발전방향 이재식
- 신뢰도 기법을 이용한 자료의 충분성 평가와 보험요율의 조정 이창수
- 고령자 개호시장 규모 추계 조영훈, 박재영

□ 제8권 제3호 (1997. 12)

- 퇴직연금의 시장전망 김성우
- 퇴직연금의 자산운용 방향 성기홍
- 퇴직연금보험의 상품개발전략 이명주
- 생명보험 Moral Risk 관리방안 조해균
- 다자간투자협정이 보험업계에 미치는 영향 구본성
- 교통법규위반에 따른 자동차보험료 차등화 방안 이득주
- Data Mining을 활용한 변환기 시점의 생보사 마케팅 전략 손관철

□ 제9권 제1호 (1998. 2)

- 금융정보기술의 발전과 보험회사의 Restructuring 김수영
- 전자상거래 확산에 따른 보험마케팅 전략 고창은
- 금융기술의 발전과 리스크관리기법 지홍민
- 보험마케팅채널의 적합성 및 효율성에 관한 연구 양희산
- 기관투자자로서 보험회사의 역할 활성화방안 나동민
- 산업재해보상보험의 민영화 논의에 대한 연구 장동한, 정중영
- 보험회사 보험중개인제도 활성화방안 정성택
- 남북한 교역증대에 따른 적해보험의 담보(Coverage)연구 안철경

□ 제9권 제2호 (1998. 5)

- IMF체제하에서의 보험정책 및 감독 류근옥
- IMF체제하에서의 생명보험회사 대응전략 신이영
- IMF체제하에서의 손해보험회사 대응전략 조수웅
- 손해보험회사의 리스크관리 서비스 활성화에 관한 연구 이상림
- 자동차보험 자유요율제 시행에 따른 보험회사의 경영전략 함상호
- 민영보험회사의 장기간병보험 영위방안 류성경, 조영훈
- 체제전환국가의 사회보험변화와 남북한 사회보험 통합에 대한 시사점 신동호

□ 제9권 제3호 (1998. 10)

- 미,영의 보험감독 기본방향 및 감독체계의 변화와 시사점 한기정
- 독일의 보험감독 기본방향 및 감독체계의 변화와 시사점 최병규
- 우리나라 보험감독법 체계의 현황과 문제점 및 개선방향 조해균
- 기업환경변화에 따른 생명보험회계제도 개산방안 김호중
- 데이터 마이닝을 이용한 자동차사고 다발자 성향분석 최대우, 박일용, 박현진
- 생명보험회사의 성격변화와 위험관리방향 류건식
- 자동차대인배상책임보험제도의 일원화에 관한 소고 김광국

□ 제10권 제1호 (1999. 1)

- 구조조정 이후 보험사의 경영전략 권영준
- 구조조정 이후 보험제도의 선진화 방향 김성재
- 구조조정 이후 보험계약자 보호 강화방안 이봉주
- 보험사의 스톡옵션 효율성에 관한 연구 박상범
- 생명보험회사의 현금흐름 개선방안 권영한
- 재보험에 있어서 원보험수익자의 직접청구권 장덕조
- 통일한국의 사회보장체계 통합모델에 관한 연구 김제성

□ 제10권 제2호 (1999. 7)

- 신회계제도의 의의 및 향후과제 김호중
- 신회계제도의 도입에 따른 재무전략 윤형모
- 신회계제도의 도입에 따른 마케팅 전략 양희산
- 생명보험회사 가치평가에 관한 이론적 고찰 박상래
- 보험감독목표에 부합된 보험회사 경영평가제도 확립방안에 관한 연구 조해균
- 우리나라공제제도의 문제점 및 감독체계 개선방안 정봉은
- 홍수재해지도의 작성 및 활용방안 김양수

□ 제10권 제3호 (1999. 12)

- 국내보험시장 개방의 평가와 보험산업의 경쟁력
-제고방안:가격경쟁력을 중심으로- 조강필
- 신금융기법과 보험회사의 리스크관리 오평석
- 금융기관의 신용위험관리방안 : 국내 보험사로의 적용 이승우, 반준화
- 장기간병보험의 활성화를 통한 노인복지의 개선 박상범
- 미래소득흐름 예측을 위한 적정 시계열분석모형 김주동, 마승렬
- 자동차배상책임보험의 무과실화를 중심으로 정병대
- 정보기술의 발달과 보험 비즈니스 모델의 변화 박주석

□ 제11권 제1호 (2000. 3)

- 영국 생명보험산업의 방카슈랑스의 규모의
경제와 비용보완성에 관한 연구 정세창
- 모럴해저드의 경제학적 이해 및 효과적 대응수단 연구
-법제적 측면의 인프라 구축방안을 중심으로- 안철경
- 투자리스크 보험자로서 금융매체의 역할 : 예금기관을 중심으로 오기석
- 선택적 복리후생제도의 도입에 따른
생명보험기업의 역할에 관한 실태조사 정영동
- 공,사연금의 균형적 발전 필요성 및 노후소득보장체계 구축방향 윤석명

□ 제11권 제2호 (2000. 10)

- 기업 퇴직금의 미적립 부채규모 추정과
연금보험 전환에 관한 연구 최병호, 조준행
- 임원배상책임보험의 면책사유에 대한 비교연구 김원기, 박수영
- 상호위험분담계약을 통한 보험산업의 지급보증에 관한 분석 오평석
- 해상적하보험에서의 담보범위 및 부보금액에 관한 연구 박석재
- 국제 금리 동조화 현상의 시계열적 분석 :
한국,미국,일본을 중심으로 정석영

□ 제11권 제3호 (2000. 12)

- 임원배상책임보험 활성화의 법적과제 김선정
- 다수보험계약과 고지(통지)의무위반에 대한 기존 해석의 비판
-상해보험약관의 해석을 중심으로- 박세민
- 자동차보험 No-fault 제도의 효율성 연구 -확률지배이론적 접근- 마승렬
- 몬테칼로기법을 이용한 손해액 추정 강중철
- 채신보험에 대한 규모의 경제성 분석 및 제도개선에 관한 소고 정재욱
- A Comparative Study on Productivity and Efficiency
-Japanese and the US Non-Life Insurance Industries- 김재현

□ 제12권 제1호 (2001. 3)

- 생명보험회사의 부채평가모형에 관한 연구 이상림
- 인공신경망모형과 전통적 모형의 국내 주식시장
변동성 예측력에 대한 비교연구 김현수, 김광용
- 경험적 베이스 신뢰도 모델의 가중치 부여 방법에
대한 실증적 고찰 이강섭, 이희춘
- An Application of the RBC Requirements to P/L
Insurer Insolvencies Worldwide 정중영
- The Long-Run Fisher Effects in Korea 정석영, 이종걸

□ 제12권 제2호 (2001. 9)

- 국내손보산업의 언더라이팅주기 분석 및 시사점 김동훈,이기형
- 순할인율 모형에 적용할 기초소득 수준의 결정 마승렬
- 손해방지의무의 위반과 해상보험자의 보상 윤일현
- 소비자 니드 변화와 보험회사의 상품 및 판매전략에 관한 연구 정세창
- -표적고객 선정을 중심으로-
- 데이터마이닝 기법의 성과평가 및 새로운 위험분류측정에 관한 실증적 연구 김광용
- 범 국가적 차원의 보험사기 대처방안에 관한 연구 조해균, 양왕승

□ 제12권 제3호 (2001. 12)

- 보험계약상 고지의무와 인과관계 전우현
- 비상위험준비금의 정보가치에 대한 실증적 연구 심규영, 이봉주
- 기업의 보험수요와 손보사의 기업보험전략에 관하여 정병대
- 보험사를 위한 Web-based Marketing 이훈영,임민형
- 로버스트 신뢰도모형 강중철

□ 제13권 제1호 (2002. 3)

- 상해보험에서 '상해로 인한 사망' 의경우 이경재
- 변액보험계약체결시 부당설명한 보험자의 법적 책임 김선정
- -일본의 경험을 중심으로-
- 자동차보험 가격자유화에 따른 판매채널 및 상품 경쟁력 강화 방안 정중영
- 보험기업의 FP의 활성화 방안에 관한 탐색적 연구 권금택
- 국내 보험업의 e-Business 발전 단계에 관한 연구 박주석,이수연

□ 제13권 제2호 (2002. 9)

- 손해보험산업의 적정수익률 결정방법에 관한 연구 김동훈, 이기형
- 보험종목별 소비자의 컨조인트 선호 분석과 표적고객 정세창
- 보험회사의 수평적 리스크관리 평가체제 분석 정석영, 류건식
- 국제기업 연금회계기준의 연금계리적 평가 성주호
- 손해배상액의 정기금 지급방법에 관한 연구 마승렬

□ 제13권 제3호 (2002. 12)

- 생명보험산업의 이윤변화분해 지홍민
- 업소장의 리더십유효성에 관한 실증연구 오기석, 우승찬
- 보험중개인의 엄격한 책임과 그 완화에 관한 연구 전우현
- 국민건강보험과 민간의료보험의 균형적 발전방향 김원식
- 인공지능경망모형을 이용한 KOSPI 200 선물의 가격결정에 관한 연구

□ 제14권 제1호 (2003. 4)

- 생명보험사의 예정이율 및 가격변동리스크평가 류건식, 천일영
- 해상보험계약상 보험료 미지급과 보험자의 보상책임 이재복
- 국내 손해보험사의 경영평가와 시사점 정중영
- 보험회사에 대한 방카슈랑스 도입 효과 및 시사점 분석 정세창, 이정환

□ 제14권 제2호 (2003. 9)

- 변액보험제도의 법적 문제에 관한 연구 맹수석
- 「자동차손해배상보장법」상의 ‘운행’ 및 ‘운행기인성’ 개념에 대한 소고 박세민
- 자동차보험약관에 관한 한·중 비교 남원식
- 비통계적 링크분석을 활용한 보험사기의 효과적 적발방법 연구 김현수
- 공적연금재원조달에 관한 거시경제학적 접근법과 계리학적 접근법의 비교 연구 성주호, 최기홍

□ 제14권 제3호 (2003. 12)

- 정보가 비대칭하는 보험시장에서의 오프라인과 온라인 보험의 경쟁에 관한 경제학적 분석 이윤호
- 신채널 규모 예측과 소비자 만족도 및 채널선택 원인 분석을 통한 보험판매채널 전략 정세창, 안철경
- 국내 손해보험회사 발전 방안 정중영, 김형도
- 퇴직연금 기금운용의 규제 및 감독방안 류건식, 이태열
- 국민연금 재정계산과 재정안정화 방안 연구 김용하

□ 제15권 제1호 (2004. 3)

- 생명보험회사의 복합성과변수와 특성에 관한 연구 정세창
- 손해보험산업의 준범위의 경제 측정 지홍민
- 연기금 지급능력 안정성을 위한 장기 상각 전략 방안 성주호
- 감성지능과 보험설계사의 영업성과에 관한 소고 오기석, 우승찬
- 산업재해보상보험제도의 현안과제 신수식

□ 제15권 제2호 (2004. 9)

- 생명보험회사의 재무비율을 이용한 재무건전성 평가모형의 유용성에 관한 연구 박한구
- 퇴직연금 규제감독체계에 관한 보험회사의 인식실태분석 류건식, 이태열
- 국내 공적 장기간병보험제도 도입에 관한 연구 류성경, 신기섭
- 도시근로자가구의 보험가입 및 저축결정에 영향을 미치는

□ 제15권 제3호 (2004. 12)

- 생명보험회사의 예정이율 결정 방법에 관한 연구 마승렬, 박상범
- 방카슈랑스 도입의 정책목표에 따른 평가 및 제도개선 신문식
- 우리나라 국민연금의 보험수리적 구조 최기홍
- Heuristic Projections of Solvency and Contribution Risks Due to Non-Stationary Stochastic Rates of Return 성주호

□ 제16권 제1호 (2005. 3)

- 생명보험회사의 역모기지론 운용리스크 분석 성주호, 김준석
- 손해보험회사의 배당성향 결정요인 연구 김재현
- 우리나라 근로자의 퇴직연금 선호요인 분석 류건식, 정석영
- 퇴직연금제도의 문제점과 발전방향 김원식
- Key Ethical Issues and Hindrances to Ethical Behavior in Insurance Industry 이봉주, 이경룡, 이한덕

□ 제16권 제2호 (2005. 9)

- 산업자본(보험)의 은행소유 제한 정책의 타당성 검증 류근옥
- 보험가입자의 연성 보험사기 행위에 대한 실험 분석적 검토 김현수
- 자연재해위험의 위험분산과 정부의 역할에 대한 연구 신동호
- 주가지수연계연금의 현재가치 및 손익분기 배당참여율 측정 지홍민
- 보험계약자의 행동적 반응에 근거한 생명보험서비스 평가 오기석

□ 제16권 제3호 (2005. 12)

- 보험설계사의 직무동기와 직무특성이 일-가족 갈등 및 스트레스에 미치는 영향 한주희
- 방카슈랑스와 소비자 편익 제고 -역경쟁과 결합판매 과제- 이상제, 정재욱
- 홈쇼핑 보험광고에 대한 소비자 인식과 소비자문제 김경자
- 국민, 퇴직, 개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과 임병인, 강성호

□ 제17권 제1호 (2006. 3)

- 생명보험회사의 설립형태 및 규모별 생산성 변화추이 분석 신종각
- 소비자 특성별 채널 선호 분석 및 손해보험 상품별 판매전략 정세창, 유효상
- 민영건강보험 가입자의 상품정보 획득특성과 만족도 연구 김재현, 김현수
- 국민건강보험과 민간건강보험간 역할 재정립 방안 오영수
- 개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석 전승훈, 임병인, 강성호

□ 제17권 제2호 (2006. 10)

- | | |
|--------------------------------|----------|
| · 확률지배이론으로 분석한 위험성의 증가와 최적손실통제 | 홍순구 |
| · 개인연금에 대한 소득공제의 수익률효과 분석 | 정요섭 |
| · 주택가격과 금리 시계열의 순환주기와 역모기지 리스크 | 김갑태, 마승렬 |
| · DEA 방법을 이용한 수익증권의 효율성 분석 | 지홍민, 권수연 |

□ 제17권 제3호 (2006. 12)

- | | |
|---|-----|
| · 예측급여적립방식에 의한 근퇴법상의 연금부채 평가 | 성주호 |
| · 공정가치회계 도입시 이원분석 | 장이규 |
| · 타인의 사망보험에서 피보험자의 동의 흠결시
법적 효과에 관한 연구 | 한기정 |

□ 제18권 제1호 (2007. 3)

- | | |
|---|---------------|
| · 방카슈랑스 도입에 따른 생명보험회사의 비용효율성 및
생산성변화 연구 | 김재현 |
| · 개인연금 불입액의 가처분소득 탄력성과 세제혜택 | 전승훈, 강성호, 임병인 |
| · VaR 모형을 이용한 이행보증보험의 보증한도에 대한 연구 | 차일권 |
| · 국민연금 가입자의 Markov Chain 보험료 기여 모형 | 최기홍 |
| · Identification of Insurer Insolvencies Using
the Cox Proportional Hazard Model | 이석호 |

□ 제18권 제2호 (2007. 7)

- | | |
|---|-----|
| · 금융투자업법의 제정이 보험업법 개정에도 미칠 영향
-영업행위규제를 중심으로- | 한기정 |
| · 영국보험시장에서 슬립의 역할과 법적 지위 | 이우영 |
| · 기대존성과 다수위험하의 베르누이원칙 | 홍순구 |
| · 동태적패널모형을 이용한 손해보험의 위험인수주기 분석 | 최영목 |
| · 확률적 프런티어 방법론을 이용한 손해보험사의 기술효율성 측정 | 지홍민 |

□ 제18권 제3호 (2007. 11)

- | | |
|---------------------------------|----------|
| · 보험산업 신뢰도제고 방안에 관한 연구 | 이순재, 정중영 |
| · 생명보험회사의 자산배분 결정요인 | 최영목 |
| · 국내 생명보험회사의 파생상품 이용 결정 요인 | 이경희 |
| · 퇴직연금제도의 도입 실태와 향후과제 -고용주 서베이- | 김원식, 신문식 |

□ 제19권 제1호 (2008. 3)

- | | |
|---|----------|
| · 퇴직연금제도의 재무건전성규제 비교 | 류건식, 이경희 |
| · 전화판매 민간의료보험의 정보제공 실태 | 이원영, 홍지영 |
| · 국제선박보험약관(International Hull Clauses)의 도입과 주요특징에 관한 고찰 | |

- 국제선박보험약관(2003년)과 협회기간약관(1983년)과의
비교분석을 중심으로-

이재복

□ 제19권 제2호 (2008. 7)

- 자기부담금 보험계약과 Mossin 정리
-자산가치변동위험과 손실위험이 공존하는 경우- 홍순구
- 방카슈랑스 효과와 생명보험회사의 경영전략 정세창, 송영효
- 기온확률모형에 근거한 날씨보험의
가격결정에 대한 연구 이창수, 권혁성, 하홍준
- 풍수해보험의 의무보험화를 위한 정책 과제 신동호
- 유해산출물을 고려한 생명보험회사의 효율성 연구 정재욱, 김재현
- Testing for the Presence of Moral Hazard in the Automobile
Insurance Market using the Mixed Proportional Hazard Model 이응우

□ 제19권 제3호 (2008. 11)

- 상해저축은행의 소유· 지배구조가 경영성과 및
위험도에 미치는 영향 전선애, 이민환
- 우리나라 펀드 시장의 토너먼트 현상 연구 고광수, 하연정
- 인구고령화가 인적자본 투자 및 금융시장에 미치는 영향 김기호, 유경원
- 산업재해보상보험 급여체계의 적정성 분석 마승렬, 김명규
- 국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과
정책시사점 전승훈, 임병인
- 교차모집에서 설계사의 보험회사 선택에 영향을
미치는 요인 분석 정세창, 안철경
- 이중일반선형모형(DGLM)을 이용한 자동차 보험요율 추정 최우석, 한상일
- 경제변수가 생명보험 해약률에 미치는 영향 최영목, 최원

□ 제20권 제1호 (2009. 3)

- 생명보험회사의 위험률 차익률 결정 요인 분석 이경희, 서성민
- 보험소비자의 충성도에 영향을 미치는 요인 연구 안철경, 권오경
- 퇴직연금 회계기준의 국제 비교 및 영향 분석 류건식, 이봉주
- 기후변화와 가계의 위험관리 노용환, 유경원
- 기업의 문화예술 지원활동(메세나)과 조직 동일시의 관계
메커니즘 고연정, 한주희

□ 제20권 제2호 (2009. 7)

- 기대효용함수를 활용한 중신연금의 가치 분석 여운경, 양재환
- 확정기여형 퇴직연금 가입자의 급여 리스크 분석 성주호, 이경희
- 생명보험신탁의 법적 문제에 관한 고찰 한기정

- 온라인전용 손해보험회사의 경영효율성 분석 양해일, 이재복
- 보험회사의 해외직접투자 결정요인 분석 서대교, 신종협
- An Analysis of Market Exit Forms and Decision Factors 김현수, 권옥진
- Money, Credit, and Opportunity Costs 최형선

□ 제20권 제3호 (2009. 11)

- 보험계약자의 최적 손실포트폴리오 및
자산포트폴리오에 미치는 부의 효과 홍순구
- 내생적 시간계임을 활용한 생명보험회사의
상품 판매경쟁 분석 이민환, 최강식
- 한국을 포함한 보험선진국의 보험수요 결정요인 분석 신종협, 서대교
- 스왑 스프레드 역전 현상과 채권시장의 효율성 원승연, 한상범
- 경기침체의 국가간 파급경로 이항용, 홍기석, 홍유화
- 국민연금의 소득조사(earnings test) 기준 변경이
근로유인에 미치는 영향 권혁진, 김대철
- 연금보험료 소득공제의 사회후생효과 분석 강성호
- 가계의 적립식펀드와 거치식펀드 투자 행동 주소현

□ 제21권 제1호 (2010. 3)

- 시장금리의 변화가 생명보험회사의
투자수익률에 미치는 영향 최영목, 황진태
- 개인의 민영건강보험과 개인연금 선택간의 관계연구 이창우
- 보험대리점에 대한 감독법적 개선방안에 대한 고찰 전우현
- 주택관련대출의 가계소비 구축효과 분석 임병인, 강성호
- Obesity and Employer-Provided Health Insurance 김대환
- Long Memory and Structural Breaks in Extreme Value Estimators 권용재

□ 제21권 제2호 (2010. 7)

- 종신연금과 종신보험의 사망 리스크 헤징 포트폴리오 전략에
관한 연구 성주호
- 자동차보험 자기차량손해담보 미가입자 특성분석에 따른
가입강화 방안 연구 강기훈, 기승도
- 금융기관의 퇴직연금사업 효율성 연구 김재현
- 보험회사 자산관리서비스 확대 유인 검토 진익, 김동겸
- Reexamination of Forward Premium Anomaly in Foreign Exchange Markets
Allowing for Realized Volatility and Jump Process 한영옥
- The Asset Price and Investment Technology 유진아

□ 제21권 제3호 (2010. 11)

- 거시경제변수가 변액보험 초회보험료에 미치는 영향에 관한 분석 황진태, 서대교
- 한국과 독일 산재보험 보험료 산정 방법 비교를 통한 개선방안 김상호
- 생명보험 정산거래와 한국 보험시장에서의 가용성 김석영, 김해식
- 금융상품의 불완전판매와 입증책임의 역할 이운호
- 국민연금 가입자를 대상으로 한 개인종신연금의 효용가치 분석 양재환, 여윤경
- 가격제한폭의 가격발견지연효과 및 이를 고려한 투자패턴 분석 최우석, 한상일

□ 제22권 제1호 (2011. 2)

- 선형혼합효과모형을 이용한 자동차보험 사고유형별 손해액 탄력성 분석 강기훈, 기승도
- 평균·분산모형으로 분석한 보험과 투자의 상호연계성 홍순구
- 국내 주식형펀드의 특성과 펀드성과 간의 관계에 대한 연구 윤봉환, 이세우
- Noise Trading Channel and Timing of Effective Central Bank Intervention 전종병
- Potential Sources of the Long Memory Property in the Volatility Process of Daily KRW-USD Exchange Rates -Jumps and Structural Breaks- 한영욱

□ 제22권 제2호 (2011. 5)

- 변액 연금 상품의 보증 옵션 분석 김용희, 김창기
- 생애환자의료비 추정을 통한 노인의료비 분석 조용운
- 순차로짓(Sequential Logit) 모형을 활용한 기업의 퇴직연금 선호 형태 분석 김대환, 류건식

□ 제22권 제3호 (2011. 8)

- 운전자의 운전 중 주의분산 행동이 자동차 사고에 미치는 영향 분석 기승도
- 개인은퇴준비지수에 관한 연구 여윤경
- 금융기관 대출행태지수로 대출금리를 예측할 수 있는가? 임재만
- 해외 단기자금 유입과 뱅크런(Bank Runs) 서은숙

□ 제22권 제4호 (2011. 11)

- 국민연금의 급여 삭감이 소득수준별 개인연금보험료에 미치는 효과 김재호
- 우리나라 중·고령자의 퇴직결정과 재무적 유인
 - 연기연금 확대방안의 효과에 대한 모의실험 - 권혁진
- 장애와 기대여명 사이의 연관성 분석 우해봉
- 한국주식시장의 온라인 거래와 오프라인 거래의 가격발견 비교 분석 이우백, 김종오

□ 제23권 제1호 (2012. 2)

- 변액보험의 보증준비금 평가시 확률변동성 특성을 통한 주식수익률 시나리오 적용 연구 노건엽
- 불연속시간체계에서 접근한 예금보험 가격결정모형 오기석
- 자동차보험의 확률론적 통합보험리스크 실증분석 조용운, 조재린
- 즉시연금보험의 특성과 가입자 선택행동 분석 이경희

□ 제23권 제2호 (2012. 5)

- 소파동(Wavelet)분석을 활용한 정책금리와 수익률곡선 간 관계 분석 박창균, 이석균
- 주가지수선물시장에서 지정가 주문의 체결과 취소에 대한 생존분석 한상범
- 확률모형을 활용한 교통사고 유자녀 수 추정 조재린, 김해식, 하형태
- 흡연이 비만에 미치는 영향분석과 건강보험에 대한 시사점 김대환, 이기효, 정기택

□ 제23권 제3호 (2012. 8)

- 생명보험산업에 대한 보험영업 효율성 분석 서대교, 황진태
- 생명보험시장에서 광고가 가격민감도에 미치는 영향 최영목, 김동겸
- 개인연금자산의 수요와 적정성에 관한 분석 여윤경, 이남희
- 경영진의 주가연계보상이 부채의 만기구조에 미치는 영향 박명호, 박대근, 윤정선

□ 제23권 제4호 (2012. 11)

- 경제변수가 변액연금보험과 변액유니버설보험의 해약률에 미치는 영향에 관한 연구 권용재, 윤정선, 이재민
- 음이항회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과에 관한 연구 전희주, 안철경
- 효율적 다층노후소득보장시스템을 위한 국민연금 구조개선 방향 김원식
- 주가수익률 추정 모델 선택에 따른 변액 연금
- 최저보증준비금 분석 김윤희, 김창기
- 보험그룹 범위 설정에 관한 연구 민세진, 김현수

□ 제24권 제1호 (2013. 2)

- 리스크기준 자기자본제도의 도입이 생명보험회사의 자기자본, 자산리스크 및 경영성과에 미치는 영향 박경국, 최종범
- 대 · 중소기업 간 위험공유와 설비투자 - 금융부문의 역할 - 하준경, 한재준
- 스왑 스프레드의 기간구조모형 이준희, 박수천, 김재운
- 온라인 자동차보험의 가격효과 - 사업비율을 중심으로 - 서대교, 황진태
- 보험회사를 대상으로 하는 예금보험 가격결정모형에 관한 소고 - 불연속시간체계하에서의 접근 - 오기석
- 일반화 로짓과 대응분석을 이용한 GA사업모델 방향에 관한 연구 전희주, 안철경

□ 제24권 제2호 (2013. 5)

- 집단위험모형을 이용한 성장추세에 있는
실손의료보험리스크 측정 조용운, 조재린
- 세계적 개인연금 계약자의 지급옵션 선택 분석 이경희
- 실손의료보험 손해액 극단값 혼합분포의 베이지언 추정 조재훈, 이근창
- KOSPI200선물 글로벌 야간시장에서 주문집계장의 가격 발견 이우백, 우민철
- 변액보험에 부과된 최저실적배당연금액
보증옵션에 대한 연구 김윤희, 김창기

□ 제24권 제3호 (2013. 8)

- 베이지언 통계기법을 이용한 변액연금
보증준비금의 평가 유병학, 고방원, 권혁성
- 보험산업의 산업간 연쇄효과 분석 정기호
- 금융소비자의 변액연금 수수료 체계 선택에 관한 연구 진익
- 장수리스트 측정방식에 관한 비교 연구 김세중

□ 제24권 제4호 (2013. 11)

- 개인연금 가입결정과 유지요인에 관한 분석 김재호
- 지배주주는 언제 사회적 책임을 강화하는가? 이지혜, 변희섭
- An Exploration into the Annuity Puzzle: The Role of Health Risk,
Lack of Liquidity of Annuities, and the Value of Life 이경우
- 자동차보험 과실상계 게임 권세훈

□ 제25권 제1호 (2014. 2)

- 보험상품의 핵심상품설명서 개선효과 추정
-변액보험을 중심으로- 황진태, 변혜원, 김해식
- 주택연금이 장수리스크 감소에 미치는 효과에 대한 분석
-중신형 즉시연금과의 비교를 중심으로- 양재환, 여윤경, 김혜경
- 인덱스연금 판매를 통한 변액연금 최저보증리스크의
자연해정 효과에 대한 연구 송창길, 이창수, 허연
- 국제주식시장 수익률 위험요인에 관한 연구 김순호

□ 제25권 제2호 (2014. 5)

- RBC를 고려한 보험회사 포트폴리오 최적화 최창희
- 통화신용정책과 거시건전성정책의 정책공조 효과 평가 주동현
- A Method of Hedging Mortality Rate Risks
in Endowment Product Development 김창기, 최양호
- 다단계 확률론적 방법론을 이용한 변액보험의 수익성 분석 심현우

□ 제25권 제3호 (2014. 8)

- 자동차보험 계약자의 보험회사 전환 가능성 분석 전용식
- 생명보험회사 보험설계사의 조직동일시가
이직의도에 미치는 영향 정귀자, 김중인, 정세창
- 기업 업력과 정부소유 은행과의 관계 이상욱
- 정액형 민영의료보험이 입원일수에 미치는 영향 이창우

□ 제25권 제4호 (2014. 11)

- 국민연금 연금자산이 개인의 예상소득 대체율에 미치는 영향 분석
-추정 방법론을 중심으로- 김현수, 최기홍
- 암 위험인식과 암보험 가입 -역선택 가능성- 김대환
- Hidden Effect of monetary Surprises on US Unemployment 유재인
- 사회적 책임 활동, 배당정책과 기업가치 이지혜, 변희섭

□ 제26권 제1호 (2015. 2)

- 고지의무 위반과 사기적 보험계약 김성완
- 손해보험사의 출재는 과다한가? -RBC 규제에 기초한 분석- 김현수, 김석영
- CEO의 평판 관리에 대한 인센티브와
기업의 사회적 책임에 대한 연구 강상구, 임현일
- 연금재정상황을 고려한 퇴직급여 지급보증가치에
관한 연구 최경진, 한동, 성주호

□ 제26권 제2호 (2015. 5)

- 레버리지를 활용한 확정급여형(DB) 퇴직급여제도의
부채연계투자(LDI)전략 정도영, 성주호
- 손해보험회사 지급준비금 적립형태에 관한 실증연구 오창수, 변재웅
- 이익 공시에 대한 주가 지연 반응(PEAD)의
확률할인요소 위험조정을 이용한 실증 검증 정찬식, 김순호
- 건강보험의 질병 간 비용부담의 형평성 제고 방안 김대환

□ 제26권 제3호 (2015. 8)

- 거래승수 인상에 따른 일중 KOSPI200 옵션거래활동과
현물 시장 변동성간의 관계 분석 이우백
- Cheap Talk으로 제시된 비대칭 정보와 위험회피 성향, 그리고
불확실성 하에서의 의사결정 시간: 실험경제학적 접근 박범조, 조홍중
- 지배주주 지분율과 기업의 위험추구행태: 경쟁위협 의 규율효과 이지혜, 변희섭
- 생명보험계약과 피보험이익의 재검토 이정원
- IFRS4 도입에 따른 보험감독제도 운영방안 오창수

□ 제26권 제4호 (2015. 11)

- 통화정책 효과의 지역적 차이에 대한 분석 김기호, 유경원
- 보험시장의 건전한 발전을 위한 비전속대리점의 책임성 및 전문성 강화 방안 정세창, 김은경, 김현수
- 공무원 일실회의의 합리적 산정방법 연구 마승렬
- 기업의 사회적 책임과 주가급락 위험에 관한 연구 강상구, 김학순, 임현일
- 생애사건이 가구의 보험보유상태 변화에 미치는 영향 분석 오승연, 송윤아

□ 제27권 제1호 (2016. 2)

- 소득계층별 위험금융자산투자의 결정요인 분석 임병인, 윤재형
- 포아송 로그-이중선형 모형을 이용한 한국 남성 사망률의 베이지안 추정 및 활용 황지연, 고방원
- 국제회계기준(IFRS)하에서의 이윤보증평가
- 동적해지율 적용을 중심으로 - 오창수, 박규서
- Optimization of Dynamic Guaranteed Minimum Return, Hong Mao,
Investment And Reinsurance Strategy By Balancing the Risks James M. Carson,
And Benefit of Both Insurers And Consumers Krzysztof M. Ostaszewsk
- The Performance Evaluation on the General
Procedure for Forecasting Mortality 이상일

□ 제27권 제2호 (2016. 5)

- Households Debts and Financial Market Participation in Korea 최원호
- 생명보험산업의 연대적 성격에 관한 질적 연구 김현수, 김재현, 김기덕
- 인구변화를 고려한 자동차보험 요율 최적화 장봉규, 최창희
- 상품 다각화가 보험회사의 수익성에 미치는 영향
- 국내 생명보험회사를 중심으로 - 남윤미, 변혜원

□ 제27권 제3호 (2016. 8)

- 고령 연금수급자 소득대체율에 대한 재고찰
- 고령소비자물가지수 연동을 중심으로 - 박준범, 성주호
- 자동차손해배상보장법상 압류·양도 금지 조항에 관한 소고 김성완
- 생명보험회사의 파생상품 활용과 경영성과 변희섭, 조영현
- 손해보험회사의 지급여력비율과 경영효율성의
가치관련성에 관한 연구 조석희

『보험금융연구』 논문심사 및 편집기준

1. 목적

이 기준은 보험연구원(이하 “연구원”이라 한다)의 보험학술논문집인 『보험금융연구』의 논문심사 및 편집에 관한 모든 사항을 규정하는 것을 목적으로 한다.

2. 발간일정

가. 『보험금융연구』의 발간은 연 4회 발간을 원칙으로 한다.

나. 발간예정일은 매년 2월 28일, 5월 31일, 8월 31일, 11월 30일로 하되 필요한 경우 달리할 수 있다.

3. 편집일정

가. 투고논문 접수 (D(접수일) + 1일)

나. 심사자 결정 및 심사의뢰 (D + 7일)

다. 심사자의 심사완료 및 심사결과 보고 (D + 21일)

라. 제 1차 논문게재 여부 결정 및 통보 (D + 25일)

마. 논문 투고자의 수정·보완 조치 및 응답 (D + 35일)

바. 최종 게재 결정: 편집위원회 심의

사. 이상의 절차는 편집위원장 또는 편집위원회의 판단에 따라 달리 적용될 수 있다.

4. 편집위원회의 구성 및 운영

가. 편집위원회의 구성

- ① 편집위원은 학계교수, 연구기관의 연구원 및 전문연구능력이 있다고 인정되는 자 중 20명 이내에서 보험연구원장이 위촉한다.
- ② 편집위원장은 편집에 관한 일체의 업무를 관장한다.
- ③ 편집위원장은 편집위원 중 편집간사 1인을 임명하고 편집간사는 편집위원장을 보좌한다.
- ④ 편집위원장 및 편집위원의 임기는 2년으로 하며 연임할 수 있다.
- ⑤ 편집위원의 투고논문에 대해서는 편집위원장이 해당 투고 논문에 한해 편집

위원을 편집회의에서 제외시킬 수 있다.

나. 편집위원은 다음 각 호중 하나에 해당되는 자이어야 한다.

- ① 4년제 대학의 부교수 이상인 자
- ② 연구업적이 총 3편 이상인 자
- ③ 최근 2년 이내에 국내·외 학술회의에서 논문 발표자(또는 좌장, 토론자)로서의 경력이 2회 이상인 자

다. 편집위원회는 다음의 사항을 심의, 의결한다

- ① 편집위원회는 『보험금융연구』의 편집 및 발간 등 전반에 관한 사항을 의결한다.
- ② 편집 및 발간 등에 대한 주요 심의, 의결사항은 논문심사 및 편집기준 등 관련 기준의 변경, 편집방향, 심사자의 선정, 심사결과 평가 및 게재여부 결정 등이다.

5. 논문심사

가. 편집위원장은 논문 편당 심사자 2인을 선정하고 『심사의뢰서(양식1)』에 의거 해당 심사자에게 논문심사를 의뢰한다. 특히 논문심사 의뢰시 투고자와 심사자간에는 서로 확인되지 않도록 한다.

나. 심사자의 자격

심사자는 다음 각 호중 하나에 해당하는 자이어야 한다. 단 논문의 특성상 필요시 전문연구기관 또는 실무 전문가에게 심사를 의뢰할 수 있다. 한편 투고자와 동일 기관 소속인 자는 심사자 선정 시 배제한다.

- ① 4년제 대학의 조교수 이상인 자
- ② 연구업적이 총 5편 이상인 자
- ③ 최근 2년 이내에 국내·외 학술회의에서 논문 발표자(또는 좌장, 토론자) 또는 국내·외 학회지 게재 신청논문 심사자로서 경력이 있는 자

다. 논문 심사절차 및 기준

- ① 심사자는 논문심사 의뢰일로부터 15일 이내에 서면 또는 전자우편으로 『심사자 의견서(양식 2)』를 작성하여 편집위원장에게 제출하여야 한다.
- ② 논문 심사를 의뢰받은 심사자는 다음의 “논문심사기준”에 기초하여 해당논문을 심사하여 점수로 평가하고 “종합적인 평가등급”을 부여한다.

〈 논문 심사기준 〉

기 준	세 부 평 가 내 용	평가점수
연구의 필요성 및 기여도	- 연구의 배경과 필요성이 충분히 서술되었는가? - 연구 필요성을 뒷받침할 사실 및 근거는 적절히 제시되었는가? - 연구가 보험산업의 발전에 기여할 수 있는가? - 연구가 학문적 발전 및 다음의 연구에 기여할 수 있는가?	20점
연구의 독창성	- 연구가 새로운 연구방법론을 제시했는가? - 연구가 학술적으로 새로운 사실을 입증했는가?	30점
연구방법의 적합성	- 기존 연구성과를 충분히 검토하고 평가하고 있는가? - 연구의 목표 및 과제가 명확하게 제시되고 있는가? - 연구의 가설에 대한 입증이 일반적인 연구방법론(계량적 분석 또는 논리적 분석)에 입각하여 적절하게 이루어지고 있는가?	20점
연구결론의 타당성	- 연구결과가 현실적으로 활용가능한가? - 연구의 한계 또는 논문의 한계가 제시되었는가?	15점
논문의 체계 · 표현력 (원고작성원칙 준수여부)	- 논문제목이 연구내용을 적절하게 표현하는지, 논문의 구성 및 전개가 논리적인지 ? - 연구에 대한 결과 설명 및 전달에 사용하는 문장표현이 적절한지 ? - 원고작성기준에 의거 논문이 작성되었는지 여부	15점

〈 논문 심사 종합 평가등급 〉

심사 종합등급 구분		평가점수
A	일부 수정 후 게재 또는 수정 없이 게재	90점 이상
B	소폭 수정 후 재심사	70 - 89
C	대폭 수정 후 재심사	50 - 69
F	게재불가	50점미만

- ③ 심사자는 심사한 결과 해당논문이 수정보완 요청사항이 있거나 게재 불가능한 등급인 경우에는 해당사유를 『심사자 의견서(양식2)』에 상세히 기록하여야 한다.

라. 편집간사는 개별 논문에 대한 『심사자 의견서(양식 2)』를 취합·검토하여 논문 게재 여부에 대한 제1차 의견을 편집위원장에 개진한다.

- ① 편집위원장은 심사자의 논문심사 등급과 편집간사의 의견을 토대로 논문 게재 여부를 결정(판정기준은 아래 “게재 여부 결정기준” 참조)하고, 투고자에게 『심사자 의견서(양식2)』와 『게재여부 확인서(양식 3)』(필요시)를 서면 또는 전자우편을 통해 전달한다.

〈 게재 여부 결정기준 〉

심사자1	심사자2	판정
A	A	게재
	B	수정 후 재심사
	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정
B	B	수정 후 재심사
	C	수정 후 재심사
	F	제3심사자 선정 가능*
C	C	수정 후 재심사
	F	게재불가
F	F	게재불가

* 편집위원장의 판단에 의하여 제3심사자를 선정할 수도 있음.

- ② 투고자가 논문을 수정·보완하여 『집필자 응답서(양식 4)』와 함께 보내오면, 담당 심사자가 재심사(필요시 재재심사)를 한다.

마. 재재심사에서도 논문의 게재 혹은 게재불가 판정이 확정되지 않은 경우나 저자와 심사자간에 이견이 해소되지 않을 것으로 편집위원장이 판단할 경우에 편집위원장은 제3자가 게재여부를 판단토록 심사를 의뢰하거나 편집위원회에 안건으로 부의할 수 있다.

6. 논문 작성 원칙 및 투고절차

가. 투고자는 편집위원장이 정한 “『보험금융연구』논문작성 원칙”에 의하여 투고한다.

① 논문 투고 시에는 논문의 국문 및 영문 제목, 국문 및 영문성명, 국문초록(10줄 이내), 한국연구재단 분류 연구분야 코드, 각주 및 참고문헌, 영문초록을 반드시 기재하여 제출하여야 한다.

② 논문의 제출은 전자메일 또는 서면으로 보험연구원 『보험금융연구』 담당자에게 한다.

- 주소 : 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 (우편번호 07328)

- E-Mail : journal@kiri.or.kr

- Tel : 02) 3775-9079 Fax : 02) 3775-9105

나. 투고자는 논문에 대한 게재 여부 결정의 통보를 받은 후 심사자의 『심사의견서(양식2)』에 근거하여 논문을 수정·보완하고 조치내용을 설명하는 『집필자 응답서(양식3)』와 함께 편집간사에게 다시 논문을 보낸다.

7. 게재논문의 선정

가. 게재대상 논문의 선정 원칙

① 게재대상 논문은 심사 및 수정이 완료된 논문 중에서 편집위원회가 결정한다. 다만 편집위원회를 열기 어려운 상황일 경우에는 편집위원장이 게재 예정 여부를 결정할 수 있다.

② 게재대상 논문의 선정은 최종 심사결과 모두(제3심의 경우는 제3심사자로부터) A 등급을 받은 논문을 대상으로 한다. 단, 같은 등급을 받은 논문의 편수가 해당 호에 기술적으로 게재가능한 편수를 초과하는 경우 논문 접수 일자 순, 편집간사의 의견 등을 고려하여 편집위원회가 게재대상 논문을 선정한다.

나. 게재 여부의 통보

① 편집간사는 게재 여부가 확정된 논문에 대해서는 투고자에게 서면 또는 유선으로 게재확정 사실을 통보한다.

② 게재가 확정된 논문에 대해서는 투고자의 요청에 따라 『게재예정 확인서(양식5)』를 발급할 수 있다.

부 칙
이 기준은 1998년 5월 25일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 1999년 2월 26일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2004년 4월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2005년 10월 31일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2007년 4월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2008년 7월 4일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2008년 7월 28일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2009년 2월 10일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2012년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2013년 9월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2014년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2016년 3월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2016년 6월 1일부터 시행한다.

부 칙
이 기준은 2016년 9월 1일부터 시행한다.

『보험금융연구』 논문작성 원칙 및 투고방법

□ 논문작성 원칙

1. 『보험금융연구』에 투고될 논문은 학술논문 형태에 준하여 작성함을 원칙으로 한다.
 - 가. 논문제목(국문 및 영문)
 - 나. 성명(국문 및 영문)
저자의 소속과 지위 및 전자우편 주소 등을 각주로 처리한다. 저자소개를 위한 각주는 *, **, *** 등의 기호를 사용한다.
 - 다. 국문초록(10줄 내외, 국문 색인어 명기)
 - 라. 한국연구재단 분류 연구분야 코드
 - 마. 본문
 - 바. 참고문헌
 - 사. 영문초록(영문 300단어 정도/본문의 주요내용, Key words 명기)
2. 공동연구의 경우에는 연구자들의 서열에 관계없이 제1연구자를 맨 앞에 두고 이를 저자소개 각주에 표기하여야 한다. 또한 제1연구자 및 공동연구자의 소속과 지위가 모두 명기되어야 한다.
3. 원고분량은 B5 용지로 30매를 넘지 않도록 한다(국문초록, 참고문헌, 영문초록도 원고분량에 포함한다).
4. 논문작성은 아래의 기준에 의거하여 작성하는 것을 원칙으로 한다.
 - 가. 편집용지는 워드 프로세서에서 표준으로 제공하는 B5 용지규격을 사용한다.
 - 나. Word Processor 종류 : 아래한글
 - 다. 논문의 장, 절 표기는 I, 1, 가, (1), (가), ①, ㉠ 순으로 한다.

라. 본문의 양식

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 10point
- 줄간격 : 18pt (장평 : 100%, 자간 : -6)
- 문단 들여쓰기 : 10pt

마. 그림, 표

① 그림, 표의 제목

- 글꼴 : HY중고딕
- 글자크기 : 10point
- 줄간격 : 150%

② 그림, 표 안의 글자

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 9point
- 줄간격 : 130%

바. 각주

- 글꼴 : 바탕
- 글자크기 : 9point
- 줄간격 : 150%

5. 외래어는 ‘외래어 표기법’에 따라 적는 것을 원칙으로 한다. 단 인명, 지명 등이 한자로 표시된 경우, 인용논문의 저자 이름을 표기할 경우 또는 적절히 국문으로 바꿀 수 없는 특수 학술용어 등은 외래어를 그대로 적을 수 있다.

6. 표와 그림의 내용은 본문이나 참고문헌 등을 참조하지 않고, 표나 그림만을 보고 이해할 수 있도록 영문으로 작성하여야 한다.

가. 표 및 그림은 장(Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ 등)별 구분 없이 <표 1>, <그림 1>과 같이 표기한다.

나. 주와 자료(Note와 Source)는 표(그림)의 바로 밑에 나란히 적되 칸을 맞추어야 한다.

다. 단위는 표(그림)의 오른쪽 상단에 위치하도록 하며, 해당 단위를 2개 이상 사용하는 경우에는 해당 단위 사이에 쉼표(.)를 넣어 순서대로 정리한 후 괄호로 묶는다.

7. 본문에서 인용을 표기할 때에는 홍길동(1995) 또는 홍길동(1995: 89-90)으로 한다.

8. 각주 및 참고문헌

가. 각주의 서술방법은 서술형 종결어미로 마치는 것을 원칙으로 한다. (예: 본 연구는 보험연구원의 지원을 받아 수행되었다.)

나. 주(註)는 내각주 방식을 따르되, 부기할 내용에 한하여 각주로 처리한다. 주에서 참고문헌을 표기할 때는 다음의 기준을 따른다.

① 주 안에서 내용을 직접 인용할 경우 : 인용 내용을 겹따옴표(“ ”) 안에 쓰고, 괄호 안에 출처를 밝힌다. 예: “The higher the contributions paid the lower the number of insolvencies.”(Collins, 1992: 88-90)

② 본문에서 참조한 내용을 주로 표시할 경우 : 참조한 내용의 출처를 밝힌다(저자(출판년도), 페이지 수). 예: 홍길동(1995), pp. 89-90

다. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 정보는 논문 말미의 ‘참고문헌’에서 밝힌다.

라. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 참고문헌에 포함시키지 않는다.

마. 참고문헌은 국문, 중국어, 일본어 등 동양(한자권) 문헌부터 저자명에 따라 가나다순으로 먼저 기재하고, 이어서 서양문헌을 저자의 성(last name) 또는 기관명에 따라 ABC순으로 기재한다.

바. 동일 저자의 저서가 여러 개 있는 경우는 출판연도 순서로 기록하고 같은 해에 출판된 것은 본문에 인용된 순서에 따라 출판연도 뒤에 1990(a), 1990(b), 1990(c)과 같은 방식으로 표기한다. 이 때, 맨 앞의 저자 이름은 반복을 피하고 _____로 대체한다.

사. 각주의 기입사항은 단행본인 경우 “저자명, 서명, 발간지명, 발간연도, 페이지 수” 등의 순서대로 적는 것을 원칙으로 한다. 논문의 경우에는 참고문헌 표기에 따라 기입하는 것으로 한다.

아. 각주 및 참고문헌의 표기는 기본적으로 국문 도서와 정기간행물은 볼드체, 영문

도서와 정기간행물은 이탤릭체로, 국문 논문과 영문 논문은 겹따옴표(“ ”)로 표기한다. 논문, 저서 및 신문기사의 인용은 다음 각호의 예를 참고한다. 국문으로 작성된 모든 참고문헌은 국문기재 바로 아래에 '(Translated in English)'의 표시와 함께 영문으로 기재한다.

- 성대규, **한국보험업법**, 두남, 2012.

(Translated in English) Daegyung Sung, *Insurance Business Act Korea*, Dunam, 2012.

- 남상욱, “보험회사의 광고 속성과 소비자 신뢰에 관한 실증연구”, **보험학회지**, 제 93집, 2012.

(Translated in English) Sangwook Nam, “The Relationship Between the Advertising Attributes and Consumer's Trust Level of the Insurance Company”, *Korean Insurance Journal*, Vol. 93, 2012.

- 오승연·김유미, **인구 및 가구구조 변화가 보험 수요에 미치는 영향**, 조사보고서, 보험연구원, 2015, pp. 20-35.

(Translated in English) Seung-Yun Oh, Yu Mi Kim, *The Effects of Changes in Population and Household Structure on Demand for Insurance*, Survey Report, Korea Insurance Research Institute, 2015, pp. 20-35.

- 한국일보, “보험사, 민원과의 전쟁”, 2014. 5. 18.

- Priestley, M.B., *Spectral Analysis and Time Series*, New York: Academic Press, 1981.

- Ginsberg, P.B. and Manheim, L. M., “Insurance , Copayment and Health Services Utilization: A Critical Review”, *Journal of Economic and Business*, Vol. 58(2), May 1968, pp. 35-53.

- New York Times, August 15, 1998, sec. 4, p. 11.

- <http://www.casact.org/library/astin/vol34no1/5.pdf>, 2005. 10. 20.

□ 논문 투고방법

1. 원고 투고 시에는 논문의 국문 및 영문 제목, 국문 및 영문성명, 국문초록(10줄 이내), 한국연구재단 분류 연구분야 코드, 각주 및 참고문헌, 영문초록을 반드시 기재하여 제출하여야 한다.
2. 투고된 논문은 심사(또는 세미나) 의견을 최대한 반영하여 수정하여야 한다.
3. 문의처
 - 보험연구원 『보험금융연구』 담당자
 - 주소 : 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 (우편번호 07328)
 - E-Mail : journal@kiri.or.kr
 - Tel : 02) 3775-9079 Fax : 02) 3775-9105

『보험금융연구』 윤리기준

제정 2008년 6월 20일

1. 목적

이 기준은 보험연구원의 학술논문집인 『보험금융연구』에의 논문게재 등과 관련하여 준수하여야 할 윤리의 원칙과 기준을 정함을 그 목적으로 한다.

2. 적용대상

이 기준은 『보험금융연구』에 논문을 기고한 연구논문 저자, 『보험금융연구』 편집위원 및 심사자에게 적용한다.

3. 서약

가. 『보험금융연구』의 편집위원은 이 윤리기준을 준수하기로 서약하여야 한다.

나. 편집위원회는 『보험금융연구』 원고모집을 공고할 때 윤리기준을 함께 공지하여야 하며, 기고자는 원고를 기고한 시점에서, 심사자는 심사를 승낙한 시점에서 이 기준을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

4. 연구논문 저자가 지켜야 할 윤리기준

가. 『보험금융연구』에 연구논문을 기고한 저자는 기고 논문과 관련하여 다음의 어느 하나에 해당하는 행위(이하 “연구부정행위”라 한다)를 하여서는 안된다.

- ① (위조) 존재하지 않는 데이터나 연구결과를 인위적으로 또는 허위로 만들어 내는 행위
- ② (변조) 연구와 관련된 데이터나 연구과정 등을 인위적으로 조작·수정하거나, 연구결과를 왜곡함으로써 연구의 내용이 정확하게 발표되지 않도록 하는 행위
- ③ (표절) 다른 사람의 아이디어, 연구내용·결과 등을 정당한 승인 또는 인용 없이 도용하는 행위
- ④ (부당한 논문저자 표시) 연구내용 또는 결과에 대하여 일정한 공헌 또는 기여

를 한 사람에게 정당한 이유 없이 논문저자 자격을 부여하지 않거나, 공헌 또는 기여를 하지 않은 사람에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로 논문저자 자격을 부여하는 행위

⑤ (중복게재) 자기의 기 발표 논문을 재사용하거나, 하나의 논문을 두 개 이상의 학술지에 동시에 투고하는 행위(외국 저널에 발표한 논문을 번역하여 또는 번역 없이 그대로 국내 학술지에 투고하는 행위 포함)

⑥ (용인범위이탈) 기타 관련 학계에서 통상적으로 용인되는 범위를 심각하게 벗어난 연구부정행위

나. 게재된 논문에 대한 저작권권은 저자에게 있되, 보험연구원은 해당 논문의 저작재산권을 저자로부터 위임받아 복제 및 배포, 전송 등을 할 수 있다.

다. 연구논문 저자는 논문의 심사과정에서 제시된 심사자의 의견을 가능한 한 수용하여 논문에 반영되도록 노력하여야 한다.

5. 편집위원이 지켜야 할 윤리기준

가. 편집위원은 투고된 논문에 대하여 지체 없이 적절한 심사조치를 취해야 하며, 투고된 논문의 게재 여부를 결정하는 모든 책임을 진다.

나. 편집위원은 투고된 논문을 저자의 성별, 나이, 소속기관은 물론이고 어떤 선입견이나 사적인 친분과도 무관하게 오로지 논문의 질적 수준과 논문심사 및 편집기준에 근거하여 공정하게 취급하여야 한다.

다. 편집위원은 투고된 논문의 심사를 해당 분야의 전문적 지식과 공정한 판단능력을 지닌 심사자에게 의뢰하여야 한다.

라. 편집위원은 투고된 논문의 게재가 결정될 때까지는 심사자 이외의 사람에게 저자에 대한 사항이나 논문의 내용을 공개하지 말아야 하고, 저자의 인격과 학자적 독립성을 존중하여야 한다.

6. 심사자가 지켜야 할 윤리기준

가. 심사자는 편집위원회가 의뢰하는 논문을 심사기준이 정한 바에 따라 성실하게 심사하고, 심사결과를 편집위원회에 통지하여야 한다. 만약, 자신이 논문의 내용을 평가하는 데에 책임자가 아니라고 판단될 경우에는 그 사실을 편집위원회

에 지체 없이 통지하여야 한다.

- 나. 심사자는 논문을 개인적인 학술적 신념이나 저자와의 사적인 친분관계를 떠나 객관적 기준에 의해 공정하게 평가하여야 한다. 충분한 근거를 명시하지 않은 채 또는 심사자 본인의 관점이나 해석과 상충된다는 이유로 해당 논문에 게재 불가 등급을 부여하거나, 심사대상논문을 제대로 읽지 않은 채 평가해서도 안 된다.
- 다. 심사자는 투고된 논문의 내용과 관련된 중요한 연구결과 및 자료가 정확히 인용되었는지에 대하여 세심한 주의를 기울여야 한다. 심사하는 논문의 내용이 이미 학술지에 공개된 다른 논문과 매우 유사할 경우에는 편집위원회에 그 사실을 상세하게 알려 주어야 한다.
- 라. 심사자는 전문지식인으로서의 저자의 인격과 독립성을 존중하여야 한다. 심사 의견서에는 논문에 대한 자신의 판단을 밝히되, 보완이 필요하다고 생각되는 부분에 대해서는 그 이유도 함께 상세하게 설명하여야 한다.
- 마. 심사자는 심사대상논문에 대한 비밀을 준수하여야 한다. 논문심사를 위해 특별히 조언을 구하는 경우가 아니라면 논문을 다른 사람에게 보여 주거나 논문내용을 놓고 다른 사람과 논의하는 것도 삼간다. 또한 논문이 게재된 학술지가 출판되기 전에 저자의 동의 없이 논문의 내용을 인용해서는 안 된다.

7. 윤리위원회

- 가. 이 윤리기준의 목적을 달성하기 위하여 윤리위원회를 설치한다. 윤리위원회의 위원 및 위원장은 각각 『보험금융연구』 편집위원회의 위원 및 위원장으로 한다.
- 나. 윤리위원회는 윤리위원장 및 윤리위원의 요구가 있거나 필요 시 개최한다.
- 다. 윤리위원회는 재적위원 2/3의 찬성으로 의결하며, 위원이 당해 안전과 직·간접적인 이해관계가 있는 때에는 그 안전의 심의의결에 관여할 수 없다. 그 밖에 윤리위원회의 운영 및 조사 등에 관한 구체적인 사항은 윤리위원회에서 정한다.
- 라. 윤리위원회는 윤리기준 위반으로 보고된 사안에 대하여 제보자, 피조사자, 증인·참고인 및 증거자료 등을 통하여 이 윤리기준 위반여부에 대한 조사를 실시하여야 한다. 이 조사에 협조하지 않는 것은 그 자체로서 윤리기준 위반이 된다.
- 마. 윤리위원회는 윤리기준 위반으로 보고된 피조사자 등에 대하여 충분한 소명기

회를 주어야 한다.

바. 윤리기준 위반에 대해 윤리위원회의 최종적인 결정이 내려질 때까지 윤리위원은 피조사자의 신원을 외부에 공개해서는 안 된다.

사. 윤리위원회가 윤리기준 위반에 대하여 제재하기로 결정한 경우에는 위반행위의 경중에 따라 다음의 어느 하나 이상에 해당하는 제재를 부과할 수 있다.

- ① 논문이 학술지에 게재되기 이전인 경우에는 해당 논문의 게재의 불허
- ② 논문이 학술지에 게재된 경우에는 해당 논문의 학술지 게재의 소급적 무효화 및 해당 논문 삭제
- ③ 향후 3년간 학술지 논문게재 금지
- ④ 기타 윤리위원회에서 정하는 제재사항

아. 윤리위원회가 “사”항 “②”호의 제재를 결정한 경우, 보험연구원 홈페이지 및 연구부정행위가 확정된 이후 발간되는 최초 『보험금융연구』에 연구부정행위사실 공지하여야 한다.

자. 윤리위원회는 연구부정행위가 중대하다고 판단할 경우에는, 연구부정행위자의 소속기관에 연구부정행위 사실을 통보할 수 있다.

8. 보칙

가. 윤리기준은 윤리위원회의 의결로 개정한다.

나. 윤리기준의 개정시, 기존 윤리기준을 준수하기로 서약한 자는 추가적인 서약 없이 개정된 윤리기준을 준수하기로 서약한 것으로 본다.

부 칙

이 기준은 공포한 날부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2009년 2월 10일부터 시행한다.

부 칙

이 기준은 2016년 9월 1일부터 시행한다.

도서회원 가입안내

회원 및 제공자료

	법인회원	특별회원	개인회원
연회비	₩ 300,000원	₩ 150,000원	₩ 150,000원
제공자료	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 - 보험동향 - 보험금융연구	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 - 보험동향 - 보험금융연구	- 연구보고서 - 정책/경영보고서 - 조사보고서 - 기타보고서 - 보험동향 - 보험금융연구
	-본원 주최 각종 세미나 및 공청회 자료(PDF) -영문보고서	-	-

※ 특별회원 가입대상 : 도서관 및 독서진흥법에 의하여 설립된 공공도서관 및 대학도서관

가입문의

보험연구원 도서회원 담당

전화 : (02) 3775-9113, 9080 팩스 : (02)3775-9102

회비납입방법

- 무통장입금 : 국민은행 (400401-01-125198)

예금주 : 보험연구원

가입절차

보험연구원 홈페이지(www.kiri.or.kr)에 접속 후 도서회원가입신청서를 작성•등록 후 회비입금을 하시면 확인 후 1년간 회원자격이 주어집니다.

자료구입처

서울 : 보험연구원 보험자료실, 교보문고, 영풍문고, 반디앤루니스

부산 : 영광도서

