

Journal of Money & Finance

Articles

현물지수와 선물지수에 대한 상대적 모멘텀강도 분석

A Study on the Momentum Effect of Past Return on the Spot
and Futures and Its Relative Strength

김서경 Suhkyong Kim, 박성호 Seong Ho Park

생명보험 언더라이팅 시 개인신용정보의 활용 효과 분석

The Effects of Using Individual Credit Information
on Life Insurance Underwriting

정재욱 Jaewook Chung, 여유희 Yoon Hui Yeo

환율의 연속적 파워변동성 분포와 이산적 점프 및

미시적 시장교란 효과의 비모수 추정

Nonparametric Estimation of Continuous Power Variation
Distribution, Discrete Jump and Micro-Market Disturbance
in Foreign Exchange Rates

이재득 Chae-Deug Yi

은행의 가계대출 급증 : 행태론적 원인 분석

A Behavioral Approach to Explaining the Recent Surge
in Korean Banks' Household Lending

서근우 Geun Woo Seoh

주식시장간 상관계수의 시간불변성에 대한 검증

Testing Constancy of Correlation between Asian Stock Markets

김상환 Sangwhan Kim

金融研究

Journal of Money & Finance

vol.
25
no.
1
2011년 3월

金融研究

Journal of Money & Finance

金融研究

Journal of Money & Finance

VOL. 25 | NO.1 | 2011. 3

금융연구는 한국금융학회의 공식학회지이며 한국금융연구원과 공동으로 연4회 발간됩니다.

이 학술지는 2010년도 정부재원(교육과학기술부 학술연구조성사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 출판되었음.

編輯委員會 편집위원회

수석편집위원장

박영석(서강대)

공동편집위원장

김병덕(금융연구원), 이인무(KAIST)

위원

고봉찬(서울대)	곽노선(서강대)
구본성(금융연구원)	김홍범(경상대)
박경서(고려대)	박영규(성균관대)
박창균(중앙대)	석승훈(서울대)
신관호(고려대)	신인석(중앙대)
신진영(연세대)	윤창현(서울시립대)
이만중(경희대)	이상제(금융연구원)
이재연(금융연구원)	이춘원(성균관대)
이항용(한양대)	정지만(상명대)
정현철(한양대)	조성욱(서울대)

William N. Goetzmann(Yale School of Management)

David Hirshleifer(University of California at Irvine)

Sheridan Titman(The University of Texas at Austin)

Jun-Koo Kang(Nanyang Technological University)

Hyung-Song Shin(Princeton University)

Bong-Soo Lee(Florida State University)

Kee-Hong Bae(York University)

Yeon-Koo Che(Columbia University)

Wi Saeng Kim (Hofstra University)

〈논문게재〉

금융연구에 논문게재를

원하시는 분은

E-mail: jmf@kif.re.kr 또는

100-021 서울시 중구 명동 1가 4-1번지

은행회관 8층 한국금융연구원 내

금융연구 편집사무국 02) 3705-6325으로

심사료(계좌 농협 386-01-021236,

예금주 : 사단법인 한국금융학회)와 함께

제출하시기 바랍니다.

단, 원고는 본 금융연구 부록의 원고작성 및

투고요령에 따라 작성되어야 합니다.

금융연구는 한국금융학회의 공식학회지이며

한국금융연구원과 공동으로 연4회 발간됩니다.

목차

VOL.25 | NO.1 | 2011. 3

Article

현물지수와 선물지수에 대한 상대적 모멘텀강도 분석 A Study on the Momentum Effect of Past Return on the Spot and Futures and Its Relative Strength	/ 1
---	-----

김서경(Suhkyong Kim), 박성호(Seong Ho Park)

생명보험 언더라이팅 시 개인신용정보의 활용 효과 분석 The Effects of Using Individual Credit Information on Life Insurance Underwriting	/ 25
--	------

정재욱(Jaewook Chung), 여유희(Yoon Hui Yeo)

환율의 연속적 파워변동성 분포와 이산적 점프 및 미시적 시장교란 효과의 비모수 추정 Nonparametric Estimation of Continuous Power Variation Distribution, Discrete Jump and Micro-Market Disturbance in Foreign Exchange Rates	/ 57
---	------

이재득(Chae-Deug Yi)

은행의 가계대출 급증 : 행태론적 원인 분석 A Behavioral Approach to Explaining the Recent Surge in Korean Banks' Household Lending	/ 99
--	------

서근우(Geun Woo Seoh)

주식시장간 상관계수의 시간불변성에 대한 검증 Testing Constancy of Correlation between Asian Stock Markets	/ 129
--	-------

김상환(Sangwhan Kim)

부록 : 금융연구 원고작성 및 투고요령, 금융연구 편집위원회 내규, 금융연구 연구윤리 규정, 한국금융학회 정관,
한국금융학회 임원명단

현물지수와 선물지수에 대한 상대적 모멘텀강도 분석

김서경* · 박성호**

— 국문초록 —

과거수익률의 모멘텀효과는 많은 연구의 대상이 되어 왔으나 기초상품과 파생상품간의 상대적 모멘텀강도에 대한 연구는 거의 없다. 본 논문은 과거지수수익률의 현물지수와 선물지수의 상대적 모멘텀을 분석하였다. 분석의 결과, 과거지수수익의 모멘텀효과가 선물지수에 비하여 현물지수에서 상대적으로 강하게 나타난다는 새로운 현상을 발견하였고 이 현상과 일치하는 합리적 추론을 제시하였다. 추론의 핵심은 선물과 현물시장에서의 차익거래자의 행동이 상대적 모멘텀의 차이를 설명할 수 있다는 것이다. 현물공매도의 현실적 어려움을 통제한 후의 상대적 모멘텀에 대한 실증적 분석결과도 제시하고 있다.

핵심단어 : 상대적 모멘텀 효과, KOSPI200 주가지수, 주가지수 선물, 공매도, 차익거래
JEL 분류기호 : G11, G12, G13, G14

I. 서론

Jegadeesh and Titman(1993)은 3개월에서 12개월의 주가행태를 분석하여 최근의 좋은 성과나 나쁜 성과가 지속적으로 이어지는 모멘텀효과를 발견하였으며 De Bondt and Thaler(1985)의 연구에서는 주식을 과거 5년간의 수익률크기에 따라 분류했을 경우 과거 수익률이 좋지 못했던 주식이 다음기간에 좋은 성과를 보이는 반면 과거 수익률이

투고일 2010년 12월 13일; 수정일 2011년 01월 13일; 게재확정일 2011년 02월 28일

* 서경대학교 경영학부(Tel : 02-940-7219, E-mail : skkim@skuniv.ac.kr)

** 교신저자, 한양사이버대학교 경영학부(Tel : 02-2290-0427, E-mail : shpark@hycu.ac.kr)

좋았던 주식은 다음기간에 나쁜 성과를 보이는 반전효과를 발견하였다. Jegadeesh and Titman(1993)은 모멘텀효과를 투자자가 기업고유정보(firm-specific information)의 발표에 과소반응(underreaction)하는 인지적 편의(cognitive bias)에 기인한다고 하였으며 De Bondt and Thaler(1987)는 그들의 결과가 투자자의 과잉반응(overreaction)과 일치한다고 하였다. 이들 논문 이후 단기 모멘텀, 장기 반전이라는 현상을 놓고 많은 연구가 수행되었으며 이들 논문은 행동재무학(behavioral finance)이 본격적으로 재무경제학에 등장하게 되는 모태가 되었다.

과거의 수익률이라는 정보를 이용해 초과수익을 얻을 수 있다는 사실은 효율적 시장가설(efficient market hypothesis)에 정면으로 배치되는 이례현상(anomalies)이다. 이러한 이례현상은 미국 주식시장에서 뿐 아니라 다른 시장에서도 광범위하게 나타난다. 행동재무학에서 모멘텀효과를 설명하는 이론은 다양하나 모두가 투자자의 행위적편의(behavioral bias)에서 기인한다는 것이다. Barberis, Shleifer, and Vishny(1988)와 Hong and Stein(1999)에서는 거래자들은 새로운 정보가 나타났을 때 그들의 과거 믿음을 수정하는데 느리기 때문에 모멘텀효과가 발생한다고 하였으며 Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam (1998)은 새로운 정보가 과거의 정보를 확인해줄 때 과거정보에 대한 과잉반응이 나타나 모멘텀이 발생한다고 하였다. Grinblatt and Han(2005)는 모멘텀이 처분성향효과(disposition effect)¹⁾의 결과라는 이론적 모델을 제시하였다. Thaler and Johnson(1990)의 하우스머니 효과(house money effect)²⁾도 모멘텀을 설명한다. 주식시장이 일정기간 상승하였을 경우 투자자의 자본이득이 증가하게 되는데 이 소득에 대하여는 투자자는 계속적으로 위험한 투자를 계속하게 됨으로써 모멘텀효과가 발생한다.

본 논문은 KOSPI 200의 과거 3개월 수익률을 이용하여 이 과거 수익률이 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200선물 지수에 대하여 미치는 상대적 모멘텀효과를 분석하였다. 과거 지수수익률의 상대적 모멘텀효과를 분석한 기존의 연구로는 Amin, Coval, and Seyhun (2004)과 김무성·강태훈(2010)의 연구가 있다. Amin et al.(2004)은 S&P 100 지수옵션을 분석하여 과거지수수익률의 모멘텀효과가 풋옵션에 상대적으로 콜옵션에 더 강하게

-
- 1) 투자자들이 손실이 난 주식을 오래 보유하고 이익이 난 주식을 일찍 팔아버리는 경향. 실증적 증거로는 Shefrin and Statman(1985) and Odean(1998) 참조.
 - 2) “돈을 따서 카지노(house) 돈으로 게임을 할 때는 잃게 되더라도 아깝지 않아 위험한 게임을 즐길 수 있다는 일반적인 용어이며 Thaler와 Johnson이 이를 학문의 영역으로 도입한 것이다”(김서경·석승훈, 2007).

나타난다는 것을 발견하였다. 김무성·강태훈(2010)은 Amin et al.(2004)의 연구를 KOSPI 200 옵션시장에 적용하여 분석하여 같은 결과를 얻었다. 본 논문은 이들의 연구 방법을 KOSPI 200 선물시장과 현물시장에 적용하여 과거지수수익률의 선물과 현물에 대한 모멘텀을 분석하였다. 분석결과는 위에서 언급한 옵션시장의 연구결과와 반대되는 현상을 발견하였다. 예상과는 달리, 과거지수수익률의 모멘텀효과는 선물에 대해서가 아니라 현물에서 더 강하게 나타났다. 따라서 이 현상을 설명하는 추론을 하였다. 현물공매도의 현실적인 어려움과 차익거래자의 행동을 선물과 현물의 상대적 모멘텀강도와 연결하여 현상을 설명하였다. 또한 공매도효과를 통제한 후 추론에 근거한 상대적 모멘텀강도가 어떻게 나타나는지에 대한 실증분석을 실시하였다.

논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장은 연구자료와 방법을 설명하였고 제 III장에서는 실증분석결과와 추론을 서술하였다. 제 IV장은 요약과 결론을 제시하고 있다.

Ⅱ. 연구자료 및 연구방법

1. 연구자료

본 연구는 2004년 1월 2일부터 2009년 12월 30일까지의 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수에 관한 일일자료를 수집하여 KOSPI 200 현물지수의 과거수익률이 KOSPI 200 선물지수와 KOSPI 200 선물지수의 이론가격에 미치는 모멘텀효과를 분석하였다. KOSPI 200 현물지수 일일자료는 한국거래소의 website에서 구하였으며 KOSPI 200 선물지수 일일자료는 한국거래소에서 구입하였다.

KOSPI 200 현물지수의 과거수익률의 모멘텀효과를 분석했기 때문에 KOSPI 200 현물지수의 자료기간은 본 논문의 연구기간(2004년 1월 2일~2009년 12월 30일)을 거슬러 올라가 2003년의 KOSPI 200 현물지수 자료를 일부 포함하고 있다. 거래소에서 구입한 KOSPI 200 선물자료에는 만기별 KOSPI 200 선물가격, 만기, 선물거래량, CD수익률, 배당지수, 거래소에서 계산한 선물이론가격이 포함되어 있다. 거래소자료에는 CD수익률 및 배당지수 자료는 결측치가 많았고 선물이론가격의 결측치는 거의 없었다. 따라서 본 연구에서는 거래소가 계산한 선물이론가격을 분석에 사용하였다.

거래소는 KOSPI 200 선물지수의 이론가격을 다음과 같이 계산한다.³⁾

$$TPF_t = S_t \times [1 + r(\frac{T-t}{365}) - dw] \quad (1)$$

TPF_t = KOSPI 200 선물지수의 이론가격

S_t = KOSPI 200 현물지수

r = 한국증권업협회에서 발표하는 3개월 CD금리

$T-t$ = 만기까지의 일수

dw = 선물지수 구성종목의 전기현금배당을 기초로 하는 연수익률

2. 연구방법

지수현물과 지수선물의 상대적 모멘텀을 분석한 본 논문의 연구방법은 두 단계로 이루어졌다. 첫 번째 단계에서는 지수현물과 지수선물의 상대적 모멘텀에 대한 패턴의 발견을 위해 Amin et al.(2004)와 김무성·강태훈(2010)이 지수옵션시장의 모멘텀분석에서 사용한 방법을 지수선물에 적용하였다. 적용결과 지수옵션시장에서 발견된 모멘텀패턴과 상반되는 결과를 얻었다. 따라서 두 번째 단계에서는 이 현상을 설명하기 위한 추론을 하였고 회귀분석을 통하여 이 추론을 검증하였다.

위에서 언급한 대로 첫 번째 단계는 지수현물과 지수선물의 상대적 모멘텀의 발견이다. Amin et al.(2004)과 김무성·강태훈(2010)이 사용한 방법론의 지수선물예의 적용은 주가지수 과거수익률이 선물가격과 이론가격의 차이에 어떻게 영향을 주는 가이다. 이들의 연구방법에 따라 과거 지수수익률은 60일전 KOSPI 200 현물지수의 로그 수익률을 이용하였다. 즉, $t-61$ 부터 $t-1$ 까지의 KOSPI 200 현물지수 로그수익률이 선물가격과 이론가격의 차이에 미치는 영향을 분석하였다. 선물가격과 이론가격의 차이는 다음과 같이 정의 된다.

$$D_t = F_t - TPF_t = F_t - S_t \times [1 + r(\frac{T-t}{365}) - dw] \quad (2)$$

3) 유상엽·김재만(2003) 참조. 연구자가 결측치가 없는 자료에 대하여 계산해 본 결과도 이와 일치한다.

D_t = KOSPI 200 선물가격과 KOSPI 200 선물이론가격의 차이

나머지 변수는 식 (1)에서의 정의와 같음

과거 60일간의 현물지수의 수익률이 KOSPI 200의 선물가격과 KOSPI 200 현물지수에 대한 모멘텀이 서로 다르게 나타난다면 선물지수가격과 선물이론가격의 차이인 D_t 에 반영된다. 차이(D_t)가 제로가 아니면 차익거래 기회가 발생한다. 차익거래 기회가 과거 60일간의 현물지수수익률의 크기에 따라 어떻게 변화하는가를 살펴보기 위하여 과거 60일간 현물지수 수익률을 그 크기에 따라 구간별로 구분한 다음 각 구간에서의 선물가격과 이론가격의 차이(D_t)의 평균 및 그 차이(D_t)가 제로보다 큰 빈도를 계산하였다. 과거 현물지수수익률의 구분은 과거 현물지수수익률이 -15% 미만인 구간부터 +15%를 초과하는 구간까지 5%씩 증가시켜 8구간으로 구분하였다. 이러한 절차를 전체표본, 근월물표본 및 원월물표본에 적용하였다.

위의 결과가 통계적으로 유의한지를 살펴보기 위하여 과거수익률의 분류기준에 따라 선물가격과 이론가격의 차이(D_t)가 양(+)인 빈도와 음(-)인 빈도의 독립성에 영향을 주는지를 검정하는 카이 제곱 독립성검정을 실시하였다. 또한 이 방법을 전체표본, 근월물표본 및 원월물표본에 적용하였다.

위의 방법론을 적용하여 분석한 결과 과거수익률의 모멘텀효과가 선물과 현물에 다르게 반영되고 있음을 알 수 있었다. 구체적으로 과거의 수익률이 양(+)의 방향으로 커질 때 선물가격과 현물가격의 차이가 음(-)의 방향으로 커지는 모멘텀현상을 발견하였다.

따라서 이러한 모멘텀현상이 왜 발생하는가를 추론을 하였다. 추론은 차익거래 기회를 발견하더라도 현실적으로 현물은 공매하기 어렵다는 점과 차익거래 기회가 존재하는 경우에 차익거래자의 행동에 근거하였다. 이 추론을 검정하기 위하여 다음의 회귀분석식⁴⁾을 구성하여 추정하였다.

$$D_t = \alpha_0 + \beta_1 DNEG_t + \beta_2 RET60_t + \beta_3 DNEG_t \times RET60_t + \beta_4 \ln FVOL_t + \beta_5 DDIV_t + \beta_6 EXPIRY_t + \beta_7 DSHORT_t + \beta_8 CALDAY_t + e_t \quad (3)$$

D_t = 선물가격과 이론가격의 차이,

4) 이 회귀식은 Basu(1997)의 reverse regression에서 아이디어를 얻었다.

$DNEG_t = D_t > 0$ 이면 0, $D_t < 0$ 이면 1,

$RET60_t$ = 과거 60일 KOSPI200 수익률,

$DNEG_t \times RET60_t$ = $DNEG_t$ 와 $RET60_t$ 의 상호작용

$LnFVOL_t$ = $\ln$ (선물거래량)

$DDIV_t$ = 선물만기까지의 KOSPI 200의 전기배당지수가 0이면 0, 아니면 1,

$EXPIRY_t$ = 선물만기까지 일수,

$DSHORT_t$ = 공매도허용기간이면 0, 공매도금지기간이면 1,

$CALDAY_t$ = 2004년 1월 1일부터 거래일까지 일수.

$DNEG_t$ 의 회귀계수 β_1 은 선물가격과 이론가격차이(D_t)가 양(+의 값과 음(-)의 값을 가질 때의 차이를 고려한 것이고 $RET60_t$ 의 회귀계수 β_2 는 $D_t > 0$ 일 때 과거수익률($RET60_t$)이 선물가격과 이론가격의 차이(D_t)에 미치는 영향을 나타내며 상호작용변수($DNEG_t \times RET60_t$)의 회귀계수 β_3 는 $D_t < 0$ 일 때 과거수익률의 영향이 $D_t > 0$ 일 때와 비교하여 어느 정도 달라지는가를 보여준다. $D_t < 0$ 일 때의 과거수익률의 선물가격과 이론가격의 차이(D_t)에 대한 영향은 $(\beta_2 + \beta_3)$ 가 된다. $LnFVOL_t$, $DDIV_t$, $EXPIRY_t$, $DSHORT_t$ 및 $CALDAY_t$ 는 선물가격과 이론가격의 차이(D_t)에 영향을 주는 통제변수이다. 선물거래량의 자연로그인 $LnFVOL_t$ 는 가격과 거래량의 관계에 관한 기존의 연구 결과(예를 들어, 김서경 · 고광수, 2000)를 반영하여 포함시켰으며 $DDIV_t$ 와 $EXPIRY_t$ 는 차익거래의 불완전성에 따른 위험을 고려한 것이다. 식 (1)에서 선물의 이론가격 계산시 전기의 현금배당을 사용하고 있듯이 거래일시점에서는 배당여부와 배당규모에 대해서는 불확실하기 때문이다. 또한 200개의 주식을 거래하여 KOSPI 200의 현물지수를 복제하는 것은 현실적으로 불가능하기 때문에 불완전 복제가 된다. 이와 같이 현실에서는 불완전복제로 차익거래를 하기 때문에 만기가 길어짐에 따라 불완전복제된 포트폴리오와 KOSPI 200 현물지수사이의 괴리의 가능성이 더 높아지기 때문에 만기까지의 일수($EXPIRY_t$)를 회귀식에 포함시켰다. 분석기간에 해당되는 2008년에 글로벌 금융위기가 발생하여 금융당국은 2008년 10월 1일 공매도를 전면적으로 금지하였으며 2009년 6월 금융주를 제외한 모든 종목에 대하여 공매도금지조치를 해제하였다. $DSHORT_t$ 은 공매도 금지조치에 대한 영향을 살펴보기 위한 변수이다. $CALDAY_t$ 는 2004년 1월 1일부터 거래일(t)까지 일수로서 시장성숙도의 영향을 통제하는 변수이다. Stoll and Whaley(1990)

과 김서경·고광수(2000) 등이 시간이 지남에 따라 시장의 성숙효과로 선물과 현물시장의 정보반영속도의 차이가 점차 줄어들고 있음을 보여주었다.

Ⅲ. 실증분석결과

1. 기초통계량

본 연구는 2004년 초부터 2009년 말까지 6년간의 KOSPI 200 선물지수를 분석하였다. 분석은 전체표본을 분석을 분석한 후에 전체표본을 근월물표본과 원월물표본을 나누어 다시 분석하였다.

<표 1>은 전체표본과 근월물 및 원월물표본의 KOSPI 200 선물지수가격과 선물지수이론 가격의 차이, 거래량 및 만기까지의 일수(days to maturity)에 대한 기초적 통계량을 나타낸 표이다. 선물지수가격과 이론가격의 차이(선물지수가격-이론가격)는 선물의 고평가 또는 저평가의 정도를 나타낸다.

표에서 보듯이 전체표본의 가격 차이는 -1.23(t-값 : -56.15)으로 평균적으로 선물이 이론가에 비하여 통계적으로 유의하게 저평가되어 있음을 알 수 있다. (선물가격-이론가격)/이론가격으로 정의된 괴리율로 보면 전체표본의 평균괴리율은 -0.72%이다. 이러한 선물의 저평가는 주로 원월물의 저평가에 기인한 바가 크다. 원월물의 선물가격과 이론가격의 차이는 -1.67(t-값 : -58.77)로 근월물의 -0.37(t-값 : -20.16)의 4.5배에 달하고 있다. 괴리율로 보면 원월물의 괴리율은 -0.97%로 거의 1%에 달하며 근월물의 괴리율은 -0.24%로 상대적으로 매우 작다.

주가지수선물의 일일평균 거래량도 근월물과 원월물은 커다란 차이를 보이고 있다. 표는 근월물에 거래가 집중되어 있음을 보여준다. 전체표본의 일일평균거래량은 75,938계약이며, 근월물의 일일평균거래량은 222,477계약, 원월물의 일일평균거래량은 571계약으로서 근월물의 일일평균거래량이 압도적으로 많다. 표본의 만기까지의 일수는 전체표본의 평균이 146일, 근월물의 평균이 44일, 원월물의 평균이 199일이다.

위에서 보는 바와 같이, 근월물과 원월물이 선물가격과 이론가격의 차이뿐 아니라 선물가격에 영향을 주는 거래량 및 만기일에 있어서 현격한 차이를 보이고 있어서 이후의 분석은 근월물표본과 원월물표본으로 나누어 이루어졌다.

<Table 1> Summary Statistics

This table shows the summary statistics. Difference is KOSPI 200 futures price minus its theoretical price. Volume and expiry represent KOSPI 200 futures trading volume and KOSPI 200 futures' number of days to expiration date, respectively.

	N	mean	std	min	max
Panel A : Full Sample					
Difference	4,264	-1.23	1.43	-10.86	14.03
Volume	4,269	75,937.81	114,331.80	1	513,050
Expiry	4,269	146.39	96.52	0	370
Panel B : Near-the-month index futures					
Difference	1,455	-0.37	0.70	-5.73	2.76
Volume	1,460	222,476.52	76,989.88	86,495	513,050
Expiry	1,460	44.20	26.39	0	97
Panel C : Far-the-month index futures					
Difference	2,820	-1.67	1.51	-10.86	14.03
Volume	2,820	571.17	4,405.87	1	90,829
Expiry	2,820	198.91	75.02	13	370

2. 과거 지수수익률의 모멘텀효과

과거 주가지수수익률이 주가지수 현물과 선물에 미치는 모멘텀효과를 분석하기 위해서 KOSPI 200 과거 60일 수익률의 크기에 따라 주가지수선물가격과 이론가격의 차이의 평균을 계산하였다. 또한 과거수익률에 따라 선물가격이 이론가격보다 커지거나 작아지는 확률이 변화하는지를 분석하였다. <표 2>는 KOSPI 200 지수의 과거 60일 수익률이 -15% 미만인 경우부터 0% 미만인 경우까지와 0% 이상인 경우부터 15%보다 큰 경우까지를 5% 간격으로 순서적으로 배열한 후에 각 경우에 따른 선물가격과 이론가격의 차이의 평균과 선물가격이 이론가격보다 큰 확률을 계산한 것을 보여주고 있다. 계산은 전체표본, 근월물표본 및 원월물표본에 대하여 각각 수행되었다. 위의 표는 주가지수 옵션에 대하여 같은 계산을 한 Amin et al.(2004)와 김무성·강태성(2010)의 표를 주가지수선물에 적용하여 복제한 것이다.

<표 2>의 세 번째 열(Mean D)은 각 구간별 선물가격과 이론가격 차이의 평균을

<Table 2> Difference between Futures Price and Theoretical Price

This table shows the differences between futures price and theoretical price and the probability of positive differences, as a function of the prior 60-day KOSPI 200 return

Panel A : Full sample							
conditions	N	Mean D	t-value	p-value	prob (D > 0)	mean (D/D > 0)	mean (D/D < 0)
R < -0.15	448	-0.523	-6.250	<.0001	0.324	1.178	-1.338
R < -0.10	681	-0.788	-11.940	<.0001	0.263	1.103	-1.462
R < -0.05	907	-0.945	-17.120	<.0001	0.228	1.061	-1.538
R < 0	1,309	-1.114	-25.340	<.0001	0.188	0.950	-1.592
R > 0	2,966	-1.278	-51.490	<.0001	0.121	0.449	-1.515
R > 0.05	2,231	-1.336	-46.090	<.0001	0.108	0.427	-1.549
R > 0.10	1,406	-1.421	-39.670	<.0001	0.080	0.495	-1.587
R > 0.15	551	-1.662	-28.300	<.0001	0.054	0.650	-1.795
all data	4,275	-1.228	-56.100	<.0001	0.141	0.653	-1.538
Panel B : Near-the-month index futures							
conditions	N	Mean D	t-value	p-value	prob (D > 0)	mean (D/D > 0)	mean (D/D < 0)
R < -0.15	172	-0.165	-1.990	0.048	0.407	0.816	-0.838
R < -0.10	255	-0.258	-4.040	<.0001	0.353	0.776	-0.822
R < -0.05	333	-0.367	-6.810	<.0001	0.309	0.733	-0.860
R < 0	462	-0.378	-9.030	<.0001	0.301	0.625	-0.810
R > 0	993	-0.368	-19.700	<.0001	0.257	0.334	-0.611
R > 0.05	741	-0.373	-17.940	<.0001	0.243	0.312	-0.593
R > 0.10	455	-0.472	-17.530	<.0001	0.182	0.319	-0.648
R > 0.15	172	-0.699	-15.290	<.0001	0.116	0.312	-0.831
all data	1,455	-0.371	-20.160	<.0001	0.271	0.437	-0.672
Panel C : Far-the-month index futures							
conditions	N	Mean D	t-value	p-value	prob (D > 0)	mean (D/D > 0)	mean (D/D < 0)
R < -0.15	276	-0.747	-6.020	<.0001	0.272	1.516	-1.591
R < -0.10	426	-1.105	-11.620	<.0001	0.209	1.434	-1.775
R < -0.05	574	-1.280	-16.390	<.0001	0.181	1.386	-1.869
R < 0	847	-1.516	-25.400	<.0001	0.126	1.372	-1.933
R > 0	1,973	-1.736	-55.270	<.0001	0.052	0.733	-1.872
R > 0.05	1,490	-1.815	-50.080	<.0001	0.040	0.775	-1.924
R > 0.10	951	-1.876	-42.260	<.0001	0.030	1.000	-1.966
R > 0.15	379	-2.099	-28.980	<.0001	0.026	1.328	-2.192
all data	2,820	-1.670	-58.770	<.0001	0.074	1.058	-1.890

보여주고 있다. 표에서 보듯이 KOSPI 200의 과거 수익률이 커질수록 가격차이의 평균은 부(-)의 방향으로 더욱 커지는 것으로 나타난다. 전체표본을 보면 KOSPI 200 지수의 과거수익률이 -5% 미만인 구간의 선물가격과 이론가격의 평균은 -0.523이며 과거수익률이 커짐에 따라 그 차이는 부(-)의 방향으로 더욱 커져 과거수익률이 15%보다 큰 구간에서는 -1.662에 이른다. 이러한 현상은 근월물표본과 원월물표본에서 일관되게 나타난다.

선물가격과 이론가격의 차이가 양(+)이 될 확률을 보여주는 <표 2>의 여섯째 열 (Prob (D > 0))도 같은 결과를 보여준다. 과거의 수익률이 증가할수록 선물가격과 이론가격의 차이가 양(+)이 될 확률은 점차 감소하는 것을 알 수 있다. 전체표본의 경우 과거수익률이 -15%보다 작은 경우 가격차이가 양(+)될 확률은 32.4%이나 과거수익률이 증가할수록 그 확률이 단조적으로 감소하여 과거수익률이 15% 보다 큰 경우 5.4%로 크게 줄어든다. <표 2>의 Panel B와 C에서 보듯이 근월물표본과 원월물표본으로 각각 나누어 계산하더라도 과거수익률이 증가할수록 선물가격이 이론가격보다 커질 확률은 점차 감소함을 알 수 있다. 근월물과 원월물표본의 확률 결과는 또한 원월물의 경우 선물가격이 이론가격보다 클 확률이 근월물의 확률보다 훨씬 작다는 것이다. 근월물 전체의 경우(all data) 선물가격이 이론가보다 큰 빈도가 27.1%이나 원월물 전체의 경우는 7.4%에 불과하다. 이는 원월물의 경우 선물의 저평가 정도가 근월물에 비해 규모차이(magnitude) 뿐 아니라 빈도(frequency)에 있어서도 매우 심하다는 것을 의미한다. 원월물의 경우에는 선물이 고평가 되는 경우가 거의 없다는 것을 보여준다.

위의 결과는 주가지수옵션의 모멘텀효과를 분석한 Amin et al.(2004) 및 김무성 · 강태성의 결과와 상반된다. 기존의 두 연구는 과거의 수익률이 증가할수록 풋옵션 대비 콜옵션의 모멘텀효과가 증가하는 것을 보여주었다.

이런 분석결과가 통계적으로 유의한 지를 검정하기 위하여 기존의 연구와 마찬가지로 카이제곱 독립성검정을 하였다. 이 독립성검정은 과거의 수익률이 일정수준 미만인 빈도와 일정수준을 초과하는 빈도가 선물가격과 이론가격의 차이가 양이나 음이 되는 빈도와 독립적인인가를 카이제곱을 통해서 검정한다. 카이제곱은 실제 빈도와 기대 빈도를 비교하여 계산된다. 귀무가설은 과거의 지수수익률이 선물이 고평가되거나 저평가되는 현상과 무관하다는 것이다.

<표 3>은 이 독립성검정의 결과를 보여준다. 표의 Panel A는 전체표본에 대하여 Panel B와 Panel C는 각각 근월물표본 및 원월물표본에 대한 결과이다. Panel A에서 보듯이 과거 지수수익률이 0%보다 작은 경우와 0%보다 큰 경우의 기준으로 분류하건 과거수

익률이 -5%보다 작은 경우와 5%보다 큰 경우의 기준으로 분류하건 -10%보다 작은 경우로 분류하건 모든 분류기준에 대하여 과거수익률이 선물에 저평가 또는 고평가와 무관하다는 귀무가설을 유의적으로 기각한다. 분류기준이 높아질수록 카이제곱의 크기가 증가하는 것은 <표 2>에서 보인 과거의 수익률이 높을수록 선물 저평가현상이 심화 된다는 결과와 일치한다. 이 결과는 과거 현물수익률 양(+)의 방향으로 커질수록 선물에 대한 현물수익률의 모멘텀효과는 현물수익률의 현물수익률에 대한 모멘텀효과 보다 상대적으로 감소하며 또한 과거 현물수익률이 음(-)의 방향으로 커질수록 선물에 대한 모멘텀효과가 현물에 대한 모멘텀효과 보다 약화됨을 보여준다. 결론적으로 과거 현물수익률의 모멘텀효과는 선물보다 현물에 크게 나타나는 것을 의미한다.

근월물과 원월물표본의 분석결과인 <표 3>의 Panel B와 Panel C는 두 표본 모두 과거 현물수익률의 모멘텀효과가 선물에 상대적으로 현물에 크게 나타나는 현상을 보여준다. 또한 전반적으로 선물가격은 이론가격에 비해 저평가되며 있으며 저평가는 근월물에서 보다는 원월물에 더 많이 나타난다는 것을 보여준다.

<Table 3> Chi-Square Tests

This table shows the results of Chi-Square tests of the relation between the number of KOSPI 200 futures pairs with differences(futures price - theoretical price) and past 60-Day KOSPI 200 returns.

Panel A : Full sample					
	D < 0		D > 0		Total
R < 0%	1,071	(1,132)	246	(185)	1,317
R > 0%	2,630	(2,569)	358	(419)	2,988
Total	3,701		604		4,305
$\chi^2 = 33.995$, p-value < .0001					
R < -5%	703	(781)	207	(129)	910
R > 5%	2,012	(1,934)	240	(318)	2,252
Total	2,715		447		3,162
$\chi^2 = 78.046$, p-value < .0001					
R < -10%	505	(589)	179	(95)	684
R > 10%	1,306	(1,222)	112	(196)	1,418
Total	1,811		291		2,102
$\chi^2 = 129.147$, p-value < .0001					
R < -15%	305	(372)	145	(78)	450
R > 15%	529	(462)	30	(97)	559
Total	834		175		1,009
$\chi^2 = 125.423$, p-value < .0001					

Panel B : Near-the-month index futures					
	D < 0		D > 0		Total
R < 0%	331	(345)	139	(125)	470
R > 0%	761	(747)	255	(269)	1,016
Total	1,092		394		1,486
$\chi^2 = 3.304$, p-value = 0.069					
R < -5%	233	(249)	103	(87)	336
R > 5%	583	(567)	180	(196)	763
Total	816		283		1,099
$\chi^2 = 6.088$, p-value = 0.014					
R < -10%	168	(196)	90	(62)	258
R > 10%	384	(356)	83	(111)	467
Total	552		173		725
$\chi^2 = 26.781$, p-value < .0001					
R < -15%	104	(130)	70	(44)	174
R > 15%	160	(134)	20	(46)	180
Total	264		90		354
$\chi^2 = 39.566$, p-value < .0001					
Panel C : Far-the-month index futures					
	D < 0		D > 0		Total
R < 0%	1,071	(1,132)	246	(185)	1,317
R > 0%	2,630	(2,569)	358	(419)	2,988
Total	3,701		604		4,305
$\chi^2 = 33.995$, p-value < .0001					
R < -5%	703	(781)	207	(129)	910
R > 5%	2,012	(1,934)	240	(318)	2,252
Total	2,715		447		3,162
$\chi^2 = 78.046$, p-value < .0001					
R < -10%	505	(589)	179	(95)	684
R > 10%	1,306	(1,222)	112	(196)	1,418
Total	1,811		291		2,102
$\chi^2 = 129.147$, p-value < .0001					
R < -15%	305	(372)	145	(78)	450
R > 15%	529	(462)	30	(97)	559
Total	834		175		1,009
$\chi^2 = 125.423$, p-value < .0001					

3. 과거 수익률의 모멘텀효과에 대한 추론

제 III장 제 2절의 결과인 선물의 저평가 현상이 지속되는 이유와 과거 현물수익률의 모멘텀효과가 현물에 강하게 나타나고 선물에 약하게 나타나는 이유로서는 차익거래를 어렵게 만드는 현물공매도에 대한 현실적인 제약⁵⁾과 차익거래자의 활동이 그 원인으로 추론된다.

차익거래자의 행동은 선물가격과 선물의 이론가격의 차이가 음(-)이나 양(+))이나에 따라 전략이 바뀐다. 선물가격이 선물의 이론가격 보다 클 때는 선물매도, 현물매수의 전략을 택하지만 선물가격이 이론가격보다 작을 때는 선물매수, 현물공매도의 전략을 택한다. 현실적으로 선물매도는 쉽게 이루어 질 수 있으나 현물공매도는 여러 가지 제한이 따르며 거래비용이 높다. 과거 지수수익률의 모멘텀효과를 선물가격이 이론가격보다 높을 때와 선물가격이 이론가격보다 낮을 때에 따른 전략으로 나누어 보면 선물에 대한 모멘텀효과가 현물에 대한 모멘텀효과보다 작게 됨을 다음의 추론에서 알 수 있다.

추론은 선물가격이 이론가격보다 높을 때와 선물가격이 이론가격보다 낮을 때 두 경우로 구분하여 이루어졌다. 추론의 과정으로서는 과거 지수수익률이 모멘텀효과가 선물과 현물에 동시에 같은 영향을 준다고 가정한 후에 차익거래자의 행동이 과거수익률이 선물과 현물에 미치는 상대적 모멘텀이 어떻게 변화하는가를 추론하였다. 선물가격과 이론가격의 차이가 음이나 양이냐에 따라 추론은 1)과 2)로 나누어져 있는데 두 경우 모두 차익거래자의 행동으로 인해 과거수익률의 모멘텀이 현물에 상대적으로 강하게 반영되고 있음을 보여준다.

추론 1 : 선물가격이 이론가격 보다 높을 때(선물가격 > 이론가격)

이 경우 차익거래자는 선물을 매도하고 현물을 매입한다. 선물매도는 쉽게 이루어진다. 따라서 여기서는 공매도제한의 효과가 없다.

첫째, 과거의 지수수익률이 양(+)이라면 모멘텀효과가 선물과 현물의 가격을 양(+)의 방향으로 동시에 끌어 올리는 작용을 한다. 차익거래자의 행위인 선물매도와 현물매입은 선물가격을 하락 시키는 요인으로 작용하고 현물가격을 상승시키는 요인으로

5) 주식공매도에 대한 제도적인 제약은 송치승(2006), 이준서·빈기범·장광익(2010) 참조.

작용한다. 따라서 선물가격은 차익거래자의 행위인 선물매도가 선물가격을 하락시켜 선물에 대한 과거수익률의 모멘텀효과를 상쇄시키는 반면 현물매입거래는 과거수익률의 현물에 대한 모멘텀효과를 더욱 증가시키는 역할을 한다. 따라서 이 경우 과거 지수수익률의 모멘텀효과는 선물에 비해 현물에 강하게 반영된다.

둘째, 과거의 지수수익률이 음(-)이라면 과거수익률의 모멘텀효과가 선물과 현물의 가격을 음(-)의 방향으로 동시에 끌어 내리는 요인으로 작용한다. 그러나 차익거래자의 행위인 선물매도와 현물매입은 선물가격은 더욱 하락시키고 현물가격은 상승시키는 작용을 한다. 이와 같은 경우에는 과거수익률의 모멘텀효과는 현물에 비해 선물에 강하게 반영된다. 이 차익거래자의 행동으로 인하여 선물가격이 현물가격에 비하여 상대적으로 더 많이 하락한다면 선물가격과 이론가격이 같아지므로 차익거래 기회가 점차 없어지게 되어 차익거래를 멈추게 된다. 즉, 선물가격의 하락은 제한된다.

첫 번째 경우와 두 번째 경우를 종합하면 선물에 모멘텀효과는 현물에 대한 모멘텀효과보다 작게 나타난다. 왜냐하면 첫 번째 경우는 차익거래자의 행동이 선물에 비해 현물에 대한 모멘텀효과를 증가시키는 요소로 작용하고 있고 두 번째 경우에는 차익거래자의 행동이 선물에 비해 현물에 대한 모멘텀효과를 감소시키는 하지만 이 효과가 차익거래 기회를 감소시키기 때문이다.

추론 2 : 선물가격이 이론가격 보다 낮을 때(선물가격 < 이론가격)

이 경우 차익거래자는 선물을 매입하고 현물을 공매도한다. 현물의 공매도는 현실적인 제한으로 쉽지 않다.

첫째, 과거의 지수수익률이 양(+)이라면 과거수익률의 모멘텀효과가 선물과 현물의 가격을 양(+)의 방향으로 동시에 끌어 올리는 작용을 한다. 차익거래자의 행위인 선물매입과 현물공매도는 선물가격을 상승시키는 요인으로 작용하고 현물가격을 하락시키는 요인으로 작용한다. 따라서 선물가격은 더욱 상승하게 되어 선물에 대한 모멘텀은 크게 나타나게 되고 현물가격의 움직임은 정체되어 현물에 대한 모멘텀은 줄어든다. 따라서 이러한 경우 선물에 대한 모멘텀효과가 현물에 대한 모멘텀보다 강하게 나타난다. 그러나 현물가격에 대한 선물가격의 상대적 상승으로 선물가격이 이론가격에 근접하게 되어 차익거래 기회가 점차 없어지게 되므로 선물에 대한 모멘텀효과는 제한되며 더구나 현물공매도의 어려움으로 이러한 거래는 적게 일어난다.

둘째, 과거의 지수수익률이 음(-)이라면 모멘텀효과가 선물과 현물의 가격을 음(-)의 방향으로 동시에 끌어 내리는 작용을 한다. 차익거래자의 행위인 선물매입과 현물공매도는 선물가격을 상승시키는 요인으로 작용하고 현물가격을 하락시키는 요인으로 작용한다. 따라서 차익거래자의 행동으로 선물가격의 움직임은 정체가 되고 현물가격을 더욱 하락한다. 이러한 경우 현물에 대한 모멘텀효과가 선물에 대한 모멘텀효과보다 강하게 나타난다. 그러나 이러한 경우에도 현물공매도의 어려움으로 이러한 거래는 적게 일어난다.

첫 번째 경우에는 선물에 대한 모멘텀효과가 상대적으로 강하나 차익거래기회가 없어지게 되므로 제한적이 되며 두 번째의 경우에는 현물에 대한 모멘텀효과가 상대적으로 강하며 차익거래기회가 없어지게 되면서 발생하는 제한이 없으므로 두 경우를 종합하면 두 경우 모두 거래가 적게 일어나면 현물에 대한 모멘텀효과가 선물에 대한 모멘텀효과보다 강하게 나타난다.

추론 1)과 2)를 종합하면 선물가격이 이론가격보다 높을 때나 낮을 때 두 경우 모두 과거 지수수익률의 모멘텀효과는 선물가격에 비해 현물가격에 더 많이 반영되며 현물공매도에 대한 어려움으로 선물가격의 저평가가 많이 관찰된다. 이러한 추론은 앞 절의 분석결과인 선물의 저평가현상과 과거 지수수익률이 선물가격에 미치는 모멘텀보다 현물가격에 미치는 모멘텀이 크게 나타나는 현상과 일치한다.

4. 추론에 대한 회귀분석결과

위에서의 추론은 선물가격이 이론가격 보다 높을 때와 낮을 때 모두 차익거래자의 행동으로 선물에 대한 모멘텀효과가 현물에 대한 모멘텀효과 보다 작게 나타난다는 것이다. 그러한 차익거래자의 행동이 선물 또는 현물의 가격변화를 일으켜 차익기회가 사라지는 것 때문에 발생한다. 추론 1)과 2)의 현물공매의 제한이 차익거래자의 행동에 가장 큰 제약을 주는 것이다. 본 절에서는 현물공매의 불완전성에 대한 위험을 통제한 후에 과거현물수익률이 선물의 실제가격과 현물가격이 반영된 선물의 이론가격과의 차이에 어떻게 반영되는지를 회귀식을 통하여 분석하였다.

차익거래활동을 제한하여 선물과 현물의 가격차이에 영향을 주는 변수로서 과거 지수수익률 뿐 아니라 선물거래량, 선물만기까지의 선물배당수익률, 선물만기까지의

일수, 주식공매의 전면적 금지기간을 포함하여 회귀식 (3)을 추정하였다. 추론에 의거하여 과거 지수수익률 변수는 차익거래자의 행동에 따른 가격변화에 기인한 것이지만 그 외의 변수들은 현물공매의 위험성과 공매금지에 따른 제한에 기인한 것이다. 추론에 따르면 과거 지수수익률의 모멘텀효과는 선물가격이 이론가격보다 높을 때와 선물이 이론가격보다 낮을 때 다르게 나타날 것이므로 이를 구분하는 변수를 독립변수에 추가하였다. 또한 시간이 지남에 따라 나타나는 시장성숙효과 및 시간통제 변수로 거래일까지의 일수를 통제변수로 추가시켰다

<표 4>는 회귀식 (3)의 추정결과이다. 회귀식의 설명력은 근월물표본의 결정계수 (R-square)가 58.98%, 원월물의 결정계수는 45.88%로 매우 높다. 추론 1)의 과거 수익률 모멘텀 효과인 RET60의 회귀계수(β_2)는 두 표본 모두 부호가 음(-)으로 다른 독립변수를 포함시켰을 경우에도 현물에 강하게 나타나는 것을 보여준다. 하지만 근월물의 경우에는 통계적으로 매우 유의하지만(t-값 = -8.09) 원월물의 경우에는 유의하지 않다(t-값 = -1.88). 다른 변수를 고려하면 원월물의 경우 과거현물수익률의 모멘텀효과가 선물과 현물에 미치는 영향은 통계적으로 유의한 차이가 없음을 의미한다. 원월물의 경우에는 차익거래시 불완전헤지의 위험성이 근월물보다 크기 때문에 이러한 위험을 포함한 모든 요소를 고려하면 모멘텀효과의 영향은 줄어드는 것으로 해석될 수 있다.

추론 2)의 과거현물수익률의 모멘텀효과는 RET60의 회귀계수와 DNEG*RET회귀계수의 합($\beta_2 + \beta_3$)으로 표시된다. 근월물의 경우 β_3 의 회귀계수 값이 양(+)것은 모든 요소를 고려할 때 근월물의 경우에 과거수익률의 모멘텀효과가 추론 1)의 경우보다 추론 2)에서 작게 나타난다는 것을 보여준다. 원월물의 경우에 β_3 의 회귀계수 값이 비유의적이나 음(-)이며 비유의적으로 음(-)인 두 회귀계수의 합($\beta_2 + \beta_3$)은 유의적으로 음(-)이 되어 추론 2)와 일치한다.⁶⁾ 이는 앞장에서 원월물의 모멘텀효과가 근월물의 모멘텀효과보다 크게 나타나는 현상과 일치한다. 그러나 근월물의 경우에는 본 연구에서 사용된 변수들을 통제한 후에, 선물가격이 이론가보다 낮아(선물가격 < 이론가격) 현물을 공매도 해야 할 필요가 있을 때는 선물과 현물의 상대적 모멘텀효과가 역전된다는 것을 의미한다.⁷⁾ 현물의 공매도가 필요한 경우에 차익거래자의 활동이 제한된다는 추론 2)와

6) $\beta_2 + \beta_3 = 0$ 에 대한 F-test의 결과는 다음과 같다. 근월물표본의 $F(1,1429) = 26.20(p\text{-값} < 0.0001)$. 원월물표본의 $F(1,2811) = 7.56(p\text{-값} = 0.006)$. Wald test의 결과도 같다(Hamilton(1994) 참조). 근월물표본의 $\chi^2(1) = 26.20$, 원월물표본의 $\chi^2 = 7.56$.

7) 본 연구에서 차익거래를 위한 현물지수복제의 불완전성 위험에 대한 변수를 도입하여 이를 통제하기는 하였지만 실제로 거래가 매우 활발한 근월물의 경우에 차익거래행위 만으로 현물의 모멘텀 선도효과를

는 일치하지만 음(-)의 $(\beta_2 + \beta_3)$ 예측과는 어긋난다. 이는 앞서 언급한 것처럼 근월물에서의 선물과 현물의 상대적 모멘텀차이가 원월물에서의 차이보다 작게 나타나는 현상을 설명하고 있으며 이에 대한 원인으로는 본 연구에서 고려되지 않은 변수들의 영향 때문인 것으로 보인다.

<Table 4> Regression Results for Difference between Futures Price and Theoretical Price

The following regressions are estimated to explain difference between futures price and theoretical price for the near-the-month futures sample and the far-the-month futures sample, respectively:

$$D_t = \alpha_0 + \beta_1 DNEG_t + \beta_2 RET60_t + \beta_3 DNEG_t \times RET60_t + \beta_4 \ln FVOL_t + \beta_5 DDIV_t + \beta_6 EXPIRY_t + \beta_7 DSHORT_t + \beta_8 CALDAY_t + e_t.$$

where

D_t = deviation of futures price from its theoretical price,

$DNEG_t = 0$ if $D_t > 0$, 1 if $D_t < 0$,

$RET60_t$ = past 60-day KOSPI 200 return,

$DNEG_t \times RET60_t$ = interaction between $DNEG_t$ and $RET60_t$,

$\ln FVOL_t$ = natural log of futures trading volume,

$DDIV_t = 0$ if dividend index = 0, 1 if dividend index > 0,

$EXPIRY_t$ = days to maturity,

$DSHORT_t = 0$ if short sale allowed, 1 if short sale banned,

$CALDAY_t$ = number of calendar days from Jan 1, 2004 to the trading day.

Variable	Near-the-Month Futures			Far-the-Month Futures		
	Estimate	Std.Error	t-Value	Estimate	Std.Error	t-Value
Intercept	4.158	0.626	6.64**	3.052	0.187	16.31**
DNEG	-1.062	0.030	-35.9**	-2.389	0.093	-25.68**
RET60	-1.544	0.191	-8.09**	-0.521	0.444	-1.18
DNEG*RET60	2.187	0.223	9.78**	-0.042	0.483	-0.09
LnFVOL	-0.277	0.050	-5.57**	0.061	0.015	4.06**
DDIV	-0.023	0.045	-0.50	0.221	0.067	3.29**
EXPIRY	-0.004	0.001	-6.63**	-0.006	0.000	-13.49**
DSHORT	-0.207	0.051	-4.04**	-1.215	0.091	-13.36**
CALDAY	0.000	0.000	-0.71	0.000	0.000	-12.66**
Adj- R^2 = 54.98%				Adj- R^2 = 45.88%		

** Significant at the level of 0.01.

완벽하게 설명하기는 어려워 보인다. 예를 들어, 일반적으로는 선물가격이 현물가격을 선도한다(Stoll and Whaley, 1990). 현물공매도를 해야 하는 차익거래자 이외의 보다 많은 다수의 선물거래자는 선물 자체의 모멘텀을 이용할 수 있다. 이러한 경우에는 선물의 모멘텀 선도가능성이 있다. 그러나 이러한 효과는 본 연구의 범위를 넘는다.

제 II 장의 연구방법에서 설명하였듯이 LnFVOL, DDIV, EXPIRY, DSHORT 변수는 차익거래의 제한과 관련 있는 통제변수이다. LnFVOL은 선물시장의 유동성을 나타내며 DDIV와 EXPIRY는 불완전헤지의 위험성에 따른 차익거래의 제한을, DSHORT은 현물공매차익거래에 대한 직접적인 제한을 의미한다.

<표 4>에서 보듯이 LnVOL의 회귀계수는 근월물과 원월물 표본에 모두 유의적이거나 부호가 반대이다. 근월물의 경우에는 음(-)의 방향으로 유의적이거나 원월물의 경우에는 양(+)의 방향으로 유의적이다. 이는 근월물시장은 충분한 유동성이 있는 반면 원월물시장은 거래량이 상대적으로 매우 적기 때문에 나타난 결과로 보인다. 전기배당유무를 나타낸 DDIV의 회귀계수는 원월물 표본에서만 유의적인데 이는 원월물은 만기일이 길기 때문에 배당일을 포함할 가능성이 높기 때문인 것으로 보인다. 만기일까지의 일수인 EXPIRY의 회귀계수는 양 표본에서 모두 유의적이다. 공매제한에 대한 직접적인 변수인 DSHORT의 회귀계수는 양 표본에서 매우 유의적이어서 현물공매도 제한이 선물의 저평가를 설명하는 가장 중요한 변수임을 의미한다. 시장성숙효과 변수인 CALDAY의 회귀계수가 근월물의 경우 비유의적이고 원월물의 경우 유의적인 것은 근월물시장은 이미 충분히 성숙되었으며 원월물시장은 성숙과정에 있음을 보여준다.

IV. 요약 및 결론

본 연구는 2004년 1월 2일부터 2009년 12월 30일까지의 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수에 관한 일일자료를 이용하여 선물가격과 이론가격의 차이를 분석하였으며 과거 지수수익률이 선물지수와 현물지수에 미치는 모멘텀효과를 분석하였다. 분석은 근월물표본과 원월물표본으로 구분하여 이루어졌다.

분석한 결과, 전반적으로 선물가격은 이론가격에 비해 저평가되었으며 저평가 정도는 원월물표본에서 심하였다. 또한 분석을 통하여 과거 지수수익률이 클수록 선물가격과 이론가격의 차이(선물가격-이론가격)이 음(-)의 방향으로 커지는 현상을 발견하였다. 이는 과거 지수수익률의 모멘텀효과는 선물보다는 현물에 강하게 나타나는 것을 의미한다. 원월물표본에서 과거수익률의 현물에 대한 모멘텀효과가 더 크게 나타났다.

현물에 대한 상대적 모멘텀이 선물에 대한 모멘텀 보다 큰 이러한 현상은 옵션시장을 분석한 기존의 연구와 상반된다. 따라서 이러한 상반된 현상을 설명하기 위한 추론

을 실시하였다. 추론은 선물가격이 이론가격보다 클 경우와 그 반대의 경우로 나누어 이루어졌는데 두 경우 모두 차익거래자의 행동과 그에 따른 선물과 현물의 가격변화로 인하여 현물에 대한 모멘텀이 더 강하게 나타나게 되는 결론을 얻었다. 이는 실증결과에서 보여준 모멘텀현상과 일치한다.

또한 추론은 현물공매도의 현실적 어려움 때문에 선물의 저평가가 나타나고 있음을 시사하고 있다. 현물공매도에 관련된 변수를 통제한 후에 과거수익률의 상대적 모멘텀효과 어떻게 나타나는지에 대한 추가적인 분석을 하였다. 추가적인 분석은 공매도 금지와 같은 직접적인 공매도 제한뿐 아니라, 선물거래량, 전기배당유무, 선물만기까지의 일수와 같이 현물지수복제의 불완전성에 대한 위험요소 역시 선물과 이론가격의 차이를 설명하고 있다. 이러한 요소를 통제한 후에도 과거수익률의 현물과 선물에 대하여 미치는 모멘텀효과가 다르게 나타나고 있음을 분석결과는 보여주고 있다. 상대적 모멘텀강도는 근원물과 원월물에 있어서 차이가 존재하나 추론에서 밝힌 차익거래자의 행동이 현물과 선물의 모멘텀차이를 가져왔다는 논리와 일치한다.

<참 고 문 헌>

1. 김무성 · 강태훈, “KOSPI 200 지수옵션시장에서 모멘텀 기대의 영향,” 『한국증권학회지』, 제39권 제2호, 2010, 225-265.
2. 김서경 · 고광수, “주가지수와 주가지수선물관계의 일증자료분석,” 『증권학회지』, 제27권, 2000, 101-137.
3. 김서경 · 석승훈, “블랙잭시장에 대한 전망이론적 분석,” 『금융학회지』, 제12권 제1호, 2007, 141-179.
4. 송치승, “한국증권시장에서 공매의 정보효과에 관한 연구,” 『증권학회지』, 제26권 제1호, 2000, 344-393.
5. 유상엽 · 김재만, “KOSPI 200 주가지수선물시장에서의 차익거래에 관한 실증연구,” 『산학경영연구』, 제16권, 2003, 145-167.
6. 이준서 · 빈기범 · 장광익, “주가와 공매도간 인과관계에 관한 실증연구,” 『한국증권학회지』, 제39권 제3호, 2010, 449-489.
7. Amin, K. I., D. Coval, and H. N. Seyhun, “Index Option Prices and Stock Market Momentum,” *Journal of Business* 77, 2004, 835-874.
8. Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny, “A Model of Investor Sentiment,” *Journal of Financial Economics* 49, 1988, 307-343.
9. Basu, S., “The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics* 24, 1997, 3-37.
10. Chopra, N., J. Lakonishok, and J. Ritter, “Measuring Abnormal Performance : Do Stocks Overreact?,” *Journal of Financial Economics* 31, 1992, 235-268.
11. Coval, J. D. and T. Shumway, “Do Behavioral Biases Affects Prices?,” *Journal of Finance* 59, 2005, 1-34.
12. De Bondt, W. and R. Thaler, “Does the Stock Market overreact?,” *Journal of Finance* 40, 1985, 793-805.
13. De Bondt, W. and R. Thaler, “Further Evidence on Investment Overreaction and Stock Market Seasonality,” *Journal of Finance* 42, 557-581.
14. Daniel, K., D. Hirshleifer, and Subrahmanyam, “Investor Psychology and Security Market Under- and Over-reactions,” *Journal of Finance* 53, 1998, 1839-1885.

15. George, T. J. and C. Y. Hwang, "Long-Term Return Reversals : Overreaction or Taxes?," *Journal of Finance* 62, 2007, 2865-2896.
16. Grinblatt, M. and M. Han, "Tax Loss Trading and Wash Sales," *Journal of Financial Economics* 71, 2005, 311-579.
17. Hamilton, J. D., Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994.
18. Hirshleifer, D., "Investor Psychology and Asset Pricing," *Journal of Finance* 56, 2001, 1533-1598.
19. Hong, H. and J. Stein, "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets," *Journal of Finance* 56, 1999, 2143-2184.
20. Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Market Efficiency," *Journal of Finance* 48, 1993, 65-91.
21. Jegadeesh, N. and S. Titman, "Probability of Momentum Strategies : An Evaluation of Alternative Explanations," *Journal of Finance* 56, 699-718.
22. Kahneman, D. and A. Tversky, "Prospect theory : An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica* 47, 1979, 263-291.
23. Odean, T., "Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?," *Journal of Finance* 53, 1988, 1775-1798.
24. Shefrin, H. and M. Statman, "The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers: Theory and Evidence," *Journal of Finance* 40, 1985, 777-790.
25. Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index futures Return," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 1990, 441-488.
26. Thaler, R. H., "Mental Accounting and Consumer Choice," *Marketing Science* 4, 1985, 199-214.
27. Thaler, R. H. and E. J. Johnson, "Gambling with The House Money and Trying To Break Even : The Effects of Prior Outcomes on Risk Choice," *Management Science* 36, 1990, 643-660.

< Abstract >

A Study on the Momentum Effect of Past Return on the Spot and Futures and Its Relative Strength

Suhkyong Kim^{*}, Seong Ho Park^{**}

This paper investigates the momentum effects of past rate of return on the spot and futures prices of KOSPI 200, respectively, and the relative strength of the momentum on these two price series. We analyze the differences between futures prices and its theoretical prices using daily spot and futures KOSPI 200 index from Jan. 2, 2004 to Dec. 30, 2009. We use two different samples, the near-the-month futures sample and the far-the-month futures sample.

We find that the futures prices are, in general, lower than the theoretical prices and the undervaluation is larger in the far-the-month futures sample than in the near-the-month futures sample. We also find that the higher are the past rates of return, the larger are the undervaluation of futures prices relative to the theoretical prices. To our knowledge, for the first time, we document the momentum effect of past return on the spot is stronger than that on the futures.

This finding is in contrast with the results of existent literatures, especially those on option market. Previous studies on options market report that prior spot return's momentum effect on call option price is stronger than that on put option price. We provide a rationale that explains why the prior spot return's momentum effect on the spot price is stronger than that on the futures price and why the futures price is undervalued relatively to its theoretical price. In this proposed rationale, arbitragers and short sale constraint on spot index play an important role in explaining our puzzling finding.

Reasoning out the rationale, we divide the situation into the two cases. One is the case where the futures prices are higher than the theoretical prices and the other is the case where data are vice versa. We show that arbitrage activities, subsequent price adjustment of spot and futures,

* Seo Kyeong University(Tel : 82-2-940-7219, E-mail : skkim@skuniv.ac.kr)

** Corresponding Author, Hanyang Cyber University(Tel : 82-2-2290-0427, E-mail : shpark@hycu.ac.kr)

and short sale constraint on spot should lead to stronger momentum effect on the spot price relative to momentum on the futures price, which is consistent with our finding.

We extend our analysis to testing the validity of our rationale after controlling for the short sale constraint on the spot. We regress the deviation of futures price from its theoretical price on the prior 60-day spot return, various short sale constraint variables and appropriate dummy variables. The regression model is inspired from the reverse regression suggested by Basu (1997). Not only the restriction on short sale but also variables such as trading volume, last period's dividend, days to maturity are included in the model. Market maturity effect found by Stoll and Whaley (1990) is also considered.

Evidence indicates that past spot return's stronger momentum on the spot price compared to that on the futures price emerges, implying that arbitrage activities and subsequent change in spot and futures prices validate our proposed rationale in explaining our puzzling finding even after controlling for short sale constraints on the spot. Differences in relative momentum effect between the near-the-month and far-the-month futures samples are discussed.

Key words : Relative Momentum Effect, KOSPI 200 Index, Index Futures,
Short Sale, Arbitrage

JEL Classification : G11, G12, G13, G14

생명보험 언더라이팅 시 개인신용정보의 활용 효과 분석^{*}

정재욱^{**} · 여유희^{***}

— 국문초록 —

본 연구에서는 국내 특정 생명보험사의 상해보험 및 건강보험 신청자를 대상으로 실제 데이터를 활용하여 개인신용정보와 생명보험상품의 사고율 간에 어떠한 상관관계가 있는지를 계량적으로 살펴보았다. 즉, 현재 생명보험사가 내부적으로 활용하고 있는 기존의 언더라이팅 요소에 개인신용정보를 추가로 고려할 경우 보험사고 예측에 어느 정도의 한계효용 효과가 나타나는지를 단계적으로 실증 분석하였다. 먼저 개인신용등급(1~10등급)을 상·중·하로 재구성하여 분석한 결과, 개인신용등급 수준이 낮을수록 보험사고율이 높아진다는 사실이 통계적으로 검증되었다. 다음으로 정보활용 범위(즉, 보험사 고유정보만을 활용한 “모형 1”, 보험사 고유정보와 KFB 정보를 활용한 “모형 2”, 보험사 고유정보와 KFB 정보 및 KCB 정보를 활용한 “모형 3”)에 따라 사고율 예측을 위한 3개의 로지스틱 회귀모형을 각각 도출하였다. 마지막으로 3개 예측모형의 비교를 통해 보험사고 예측에 있어 개인신용정보 활용효과를 비교 분석한 결과, 사고개선율 효과가 “모형 3” > “모형 2” > “모형 1”의 순으로 나타났다. 이는 생명보험사가 사고율 예측모형을 통해 고위험군을 대상으로 보험인수조건을 강화하고자 할 경우, 보험사 고유정보만 고려한 경우보다는 외부의 개인신용정보를 활용했을 때 보험사고율 개선 효과가 전반적으로 향상될 수 있음을 의미한다. 결론적으로 생명보험사가 언더라이팅 시 개인신용정보를 적극적으로 활용할 경우 전반적인 사고율 감소에 따른 경영개선 효과를 기대할 수 있을 것으로 보인다.

핵심단어 : 생명보험, 언더라이팅, 개인신용정보, 사고율

JEL 분류기호 : G14, G22, G24, C31

투고일 2010년 05월 12일; 수정일 2010년 08월 31일; 게재확정일 2010년 10월 06일

* 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 신용정보연구회 회원들과 익명의 두 분 심사자에게 깊은 감사의 말씀을 전합니다. 아울러 본 연구를 위해 데이터를 기꺼이 제공해주신 A생명보험사 관계자와 연구진행과정에서 소중한 조언을 해주신 코리아크레딧뷰로 정영욱 부장님께도 심심한 사의를 표합니다.

** 세종대학교 경영대학(Tel : 02-3408-3138, E-mail : jwchung@sejong.ac.kr)

*** 코리아크레딧뷰로(Tel : 02-708-6178, E-mail : uniyeo@koreacb.com)

I. 서론

보험회사가 보험계약의 승인심사 및 보험요율 산정 등에 개인신용정보(personal credit information)를 활용할 수 있는지 여부와 그 효과 등에 대하여 여러 찬반논란이 있다. 우선 찬성하는 측에서는 보험신용평점¹⁾이 개인이 보유한 위험을 보다 정확히 예측하는데 도움을 주며, 역선택 문제를 경감시킴으로써 궁극적으로 개인에게 혜택을 제공할 것이라고 주장하고 있다. 반면에 이를 반대하는 측에는 개인의 신용이 보험리스크를 예측하는데 도움을 준다는 어떠한 확고한 증거도 없으며, 또한 더 나아가 오히려 저소득층, 소수인종그룹 등 사회 특수계층의 보험료를 높이는 등 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 주장을 펴고 있다.

이와 관련하여 해외에는 비교적 소수의 실증연구 결과물이 존재하는데, 특히 개인신용정보의 집중 및 이용이 자유로운 미국에서 개인신용정보의 활용이 자동차보험 등 가계성 보험(personal lines of insurance)에 어떠한 영향을 미치는 지에 대한 연구가 비교적 활발히 진행되어 왔다.²⁾³⁾ 그럼에도 불구하고 개인신용정보를 활용한 보험신용평점의 개발 및 적용이 대부분의 보험회사에게는 영업비밀인 동시에 시장에서의 경쟁우위를 차지할 수 있는 중요한 요소로 간주되고 있는 관계로, 일반인들에게 공표된 분석결과를 찾아보기란 매우 어려운 게 사실이다.

한편 국내에서는 정재욱·손승호(2009)가 개인신용정보와 손해보험상품(여기서는 개인용자동차보험) 사고발생확률 및 손해율 사이의 상관관계를 처음으로 실증 분석하였다. 분석결과에 의하면 첫째, 개인의 신용등급(1~10등급)과 보험사고(사고빈도 및 손해율)와의 관계를 살펴본 결과, 개인용자동차보험의 경우 이들 사이에 매우 밀접한 상관관계가 존재하고 있음을 보여주었다. 둘째, 다변량 로지스틱 회귀분석모형의 비교분석을 통해 순수보험정보만 고려한 경우보다는 부정적 개인신용정보를 추가로 고려한 모형의 보험사고 예측력이 좀 더 우수하며, 여기에 긍정적 개인신용정보까지 추

1) 보험신용평점(credit-based insurance score)은 일반적으로 개인의 신용과 관련된 자료(즉, 과거 연체 또는 파산 경험, 신용한도소진율, 신규 신용개설을 위한 문의건수 및 신설계좌수, 신용기록, 기타 신용거래내역 등을 포함)를 사용하여 계산됨.

2) 미국에서는 공정거래보고법(FTRA, 1970)이 도입된 이후 보험계약 승인 심사 시 개인신용보고서의 활용이 법적으로 허용되었고, 해당 주(州)에 따라 신용정보의 활용범위가 상이하긴 하지만 보험요율 산정에 적용하는 것도 인정되고 있음. 또한 공명신용거래법(FACTA, 2003)이 발효된 이후 개인 신용정보의 이용이 보다 광범위하게 활성화되었음.

3) 주요 선행연구로는 Fair Trade Commission(2007), Wu and Guszcz(2003), Monaghan(2002) 등을 참조하기 바람.

가로 반영할 경우 모형의 보험사고 예측력이 더욱 우수하다는 것을 보여주었다. 그러나 이 연구는 일정기간 동안 특정 1개 손해보험사의 개인용자동차보험의 신규 및 갱신 계약 건만을 대상으로 분석을 실시하였기 때문에 동 기간 내 개인용자동차보험 신청 고객 중 승인이 거절된 건에 대한 추가적인 분석이 이루어지지 못했다는 한계를 내포하고 있다.⁴⁾

본 연구는 국내에서는 처음으로 개인신용정보와 생명보험상품의 사고율 간에 어떠한 상관관계가 있는지를 국내 A생명보험사의 실제 데이터를 활용하여 살펴보는 데 그 목적이 있다. 즉, 현재 생명보험사가 내부적으로 활용하고 있는 기존의 언더라이팅 요소에 개인신용정보를 추가로 고려할 경우 보험사고 예측에 어느 정도의 한계효용 효과가 발생하는지를 계량적으로 검증하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I장의 서론에 이어, 제 II장에서는 데이터 및 분석방법론에 대해 상세히 기술한다. 다음으로 제 III장에서는 분석의 결과 및 한계를 기술하고, 마지막으로 제 IV장은 연구의 결론이다.

II. 데이터 및 분석방법론

1. 데이터

(1) 분석 대상

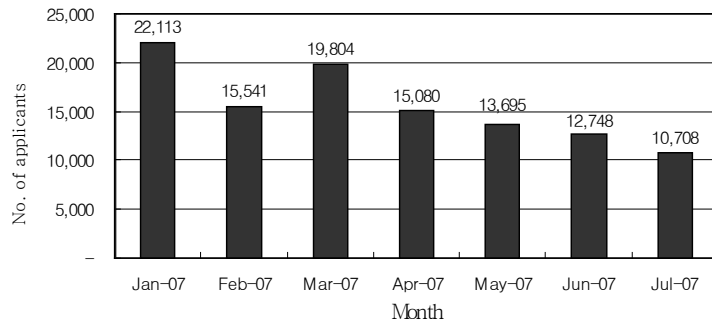
본 분석에 사용한 data는 국내 A생명보험사의 2007년 1~7월 기간 동안 보험계약 신청자를 대상으로 하였다⁵⁾. 분석대상보험은 건강보장 및 상해보장 상품으로 한정하였는데, 이는 역선택 및 모럴헤저드가 타 상품 대비 상대적으로 빈번히 발생할 수 있는 상품을 대상으로 하는 것이 분석의 목적에 부합한다고 판단하였기 때문이다. 이와 같은 요건에 따라 본 분석에 사용된 대상자수는 총 109,689명이다.

분석에 앞서 데이터에 대한 간략한 설명을 위해 먼저 <그림 1>과 같이 월별 보험계약 신청추이를 살펴보았다.

-
- 4) 이러한 분석이 가능해지려면 자동차종합보험 신청시 승인거절 건에 대한 신청정보 및 보험사고정보가 필요하나, 현재로서는 해당 정보의 수집이 매우 어려운 실정임. 특히 승인거절 건에 대한 보험사고정보는 손해보험사 간 보험사고발생 정보가 공유되지 않는 한 정보수집이 거의 불가능하다고 볼 수 있음.
- 5) 다만 미성년자, 방카슈랑스, 단체보험, 단순청약 테스트건 등은 보험업무의 특성상 각 신청 건 평가 및 결과적용이 현실적으로 어렵다는 업계의 의견을 반영하여 분석대상에서 제외하였음.

<Figure 1> Number of Applicants by Month

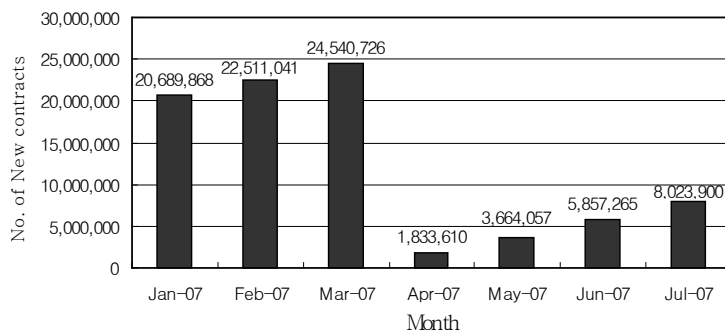
This figure shows the number of applicants by month during the analysis period(2007. 1~7). Applicants are quite concentrated in January to March, which is considered a general feature of insurance companies which close their fiscal year by the end of March.(Please also refer to <Figure 2>).



월별 신청인수 추세를 살펴보면 1월에서 7월로 갈수록 점차 감소하고 있고 특히 1월과 3월에는 보험계약 신청이 집중되는 것으로 나타났는데, 이는 보험사의 회계연도가 3월말에 종료되는 영업적 특이사항에 기인한 것으로 보인다. 실제로 <그림 2>의 전체 생명보험사의 월별 신계약건수⁶⁾ 추이에서 볼 수 있듯이 결산월(3월)을 전후로 계약건수에 있어 큰 차이가 나타남을 알 수 있다.

<Figure 2> Number of Monthly New Contracts of Life Insurance Companies

This figure shows the number of new personal insurance contracts of life insurance companies operating in Korea during the analysis period(2007. 1~7). As can be seen below, there is a big difference in the number of new contracts before and after March.

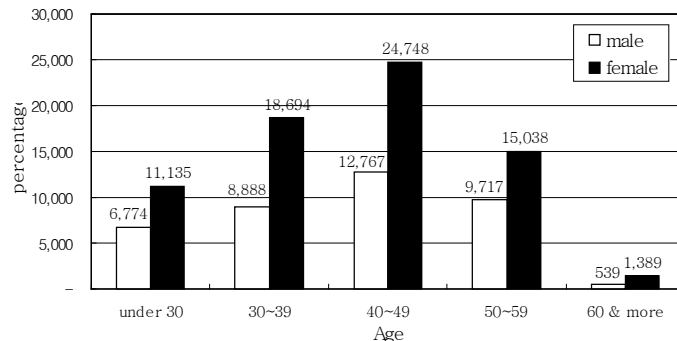


6) 생명보험협회 월간 생명보험통계(2007. 1 ~ 2007. 7)의 개인보험 신계약건수로, 건강보장 및 상해보장을 포함한 모든 개인보험의 총 신규건수임.

다음으로 분석 대상자에 대한 성별 및 연령별 통계치는 다음의 <그림 3>과 같다.

<Figure 3> Applicants' Statistics by Gender and Age

This figure shows that, in general, the percentage of females is greater than that of males. And, it turns out that the portion of applicants is the largest in their 40's in both males and females.



분석결과를 살펴보면, 전반적으로 여성이 남성에 비해 높은 비중을 차지하고 있고, 남녀 공히 40대에서 가장 많은 보장성(즉, 건강보장 및 상해보장) 보험 수요가 있는 것으로 나타났다. 이는 2009년 삼성생명 라이프케어연구소의 생명보험 신규 가입자 1,600명에 대한 설문조사 결과(아래 <표 1> 참조)에서도 나타났듯이, 연령대가 높아질수록 본인 및 가족의 보장을 중시하며 남성보다는 여성의 보장성보험 가입률이 높다는 조사결과와 일맥상통하는 결과이기도 하다.

<Table 1> Protection-type Insurance Contracts Rate by Age and Gender

This table shows the protection-type insurance contracts rate by age and gender based on the survey results of new 1,600 insurance policyholders by Samsung Life Insurance Lifecare Research Institute. The results show that the contracts rate becomes higher as they get older, and is higher for females than for males.

	group	contracts rate
age	under 30	71.8%
	30~39	73.0%
	40~49	76.2%
	50 & more	80.1%
gender	male	73.2%
	female	76.7%

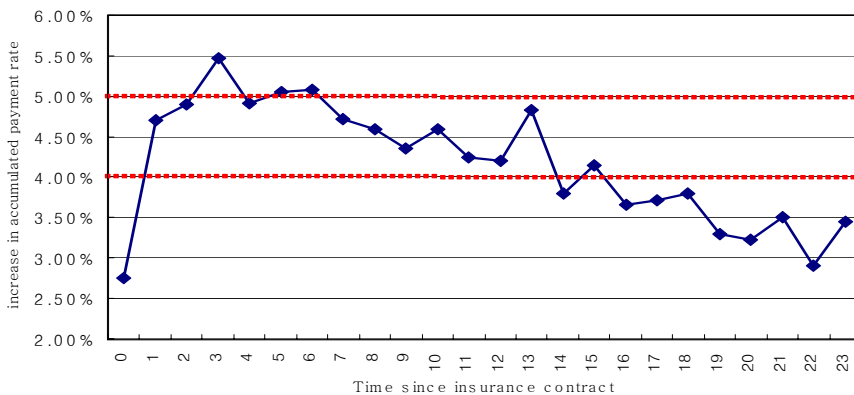
Source : Samsung Life Insurance Lifecare Research Institute(2009).

(2) 예측 기간

먼저 보험계약 신청 이후의 사고발생추이를 바탕으로 합리적인 보험사고 예측기간 설정을 위해 Vintage 분석을 실시하였다.

<Figure 4> Trend of Payment Rate after Insurance Contract

This figure illustrates the increase in accumulated payment rate with passage of time after insurance contract. As can be seen below, the payment rate increases rapidly until first 6 months up to over 5%, and turns to decrease steadily to below 4% after approximately 17 months.



<그림 4>에서 보듯이 보험계약 신청 이후 기간 경과에 따른 사고발생율의 추이를 살펴보면, 처음 6개월까지는 약 5% 내외로 높게 나타나던 사고증가율이 이후로 서서히 감소하여 17개월 이후로는 4% 내로 떨어지는 것을 알 수 있다. 이는 보험계약 신청자의 역선택(adverse selection) 문제로 인해 계약초기에 상대적으로 많은 보험사고가 발생함에 따라 나타난 현상으로 추측할 수 있다.

Vintage 분석결과와 분석데이터의 여건을 감안하여 보험사고 예측기간은 보험계약 신청일 이후 2년 내 보험사고 발생여부로 설정하였다. 분석을 시작할 당시 대상기간인 2007년 1월~7월의 대상자에 대하여 최대 24개월까지의 사고 데이터가 확보 가능하다는 현실적인 제한이 있었다. 생명보험의 특성 상 보다 장기간 사고를 관찰해야할 필요성이 제기될 수 있으나, 예측기간을 장기로 설정할 경우에는 분석데이터가 현재와는 거리가 먼 과거시점으로 회귀되어 분석결과의 최신성에 문제가 있을 수 있다는 점도 감안하였다. 또한 Vintage 분석결과 관찰기간을 24개월로 설정할 시 초기 역선택 및 도덕적

해이(moral hazard) 문제로 인한 집중적 사고발생기간을 충분히 cover할 수 있을 것으로 보여 본 분석의 목적을 수행하는 데에 무리 없을 것으로 판단하였다. 이와 같이 예측기간을 설정하였을 때, 전체 분석대상자의 사고발생여부에 대한 구성비는 아래의 <표 2>와 같으며, 전체 대상자의 7.22%가 분석의 목표인 사고자의 비율로 나타났다.

<Table 2> Distribution by Accident Happening

This table indicates the distribution by those who experienced accidents within two years and those who didn't. As can be shown below, the number of people who experienced accidents, the main target of the analysis, accounts for 7.22% of the total.

	Head Count	Percentage
no accident	101,767	92.78%
accidents	7,922	7.22%
Total	109,689	100.00%

(3) 활용 변수

보험사고 예측을 위해 활용된 변수는 정보출처에 따라 다음과 같이 크게 세 부문으로 나누어지며, 정보출처별 구체적인 주요 활용 변수는 아래의 <표 3>과 같다.

① 보험사 고유정보

현재 보험사에서 언더라이팅 시 고려하는 주요정보로 위험등급, 성별, 가입연령, 현재 보험계약 보유건수, 과거 보험사고 경험유무 등의 5개 변수를 분석에 활용하였다.

② 은행연합회 정보

은행연합회(이하 'KFB')가 수집하여 제공하는 정보로 대출 및 카드 개설정보, 3개월 이상 연체정보, 공공정보 등으로 구성되어 있다. 각 회원사에서는 이러한 정보를 요약된 정보항목의 형태로 가공하여 각종 의사결정에 활용하게 되는데, 대표적으로 활용되는 변수 54개를 선정하여 본 분석에 활용하였다.

③ 코리아크레딧뷰로 정보

신용개설과 연체정보 등의 부정적 정보가 대부분인 은행연합회 및 여타 신용정보 회사와는 차별적으로 코리아크레딧뷰로(이하 'KCB')가 회원사⁷⁾로부터 수집하는 정보로 대출실적 및 카드사용정보, 신상정보 등의 상세한 정보를 포함하고 있다. 본 분석에

7) 2010년 5월 현재 KCB 회원사는 112개사이며, 업권별로는 은행업권 14개, 카드업권 5개, 캐피탈업권 22개, 저축은행업권 42개, 보험업권 13개, 증권업권 3개, 기타 13개로 각각 구성되어 있음.

서는 KCB가 관리하는 3,401개의 요약정보⁸⁾ 중 KCB회원사에 의해 대표적으로 활용되는 주요 변수 295개를 활용하였다.

<Table 3> Variable Name and Number by Data Source

This table explains the name and number of major variables used to predict accidents by data source. Out of the total 3,740 variables, 354 which are considered representative and useful have been employed in the analysis.

Category		Major Variables	Total Number	Number Employed
Internal Data of Insurance Company		risk class, gender, age, current number of insurance policies owned, number of previous claim payments	5	5
KFB Data	Loan	loan date, amount of commitment, etc.	137	22
	Guarantee	guarantee date, amount guaranteed, etc.	56	3
	Opening	date opened and closed of credit card and check card, etc.	35	9
	Credit Worthiness and Public Data ⁹⁾	delinquency with more than 3 months, financial disorder data, public data, etc.	106	20
	Sub-total		334	54
KCB Data	Loan ¹⁰⁾	number of loans, loan date, amount of commitment/balance, repaid principal/interest, etc.	770	47
	Guarantee	number and amount of joint and payment guarantees, etc.	141	4
	Card ¹¹⁾	card limit, card spending for lump-sum payment/installment payment/cash advance, amount billed/paid, etc.	783	104
	Delinquency	delinquency of more than 10,000 KW with more than 5 business days, substitute payment, etc.	1,383	112
	Demographic	yearly income, occupation and job title, residential items, etc.	50	13
	Inquiry	number of inquiries, etc.	274	15
	Sub-total		3,401	295
Total			3,740	354

8) KCB가 수집하는 정보를 회원사의 여신사결정과 고객신용평가 등에 활용할 수 있도록 요약된 항목의 형태로 제공하는 서비스로, CPS(Credit profile service)라 함.

9) 신용도 판단정보는 연체 등 정보(3개월 이상 연체, 대위변제, 대지급, 부도, 관련인 정보), 금융질서문란정보 및 관련인 정보를 의미하며, 공공정보는 재판/결정 정보, 체납정보 등 공공기관 보유정보를 의미함.

10) 대출업체별 개인합산정보가 관리되는 KFB와는 달리, 개인의 개별대출건에 대한 개설, 실적 및 상환이력 등의 정보가 수집되며, 거래형태(분할상환/일시상환/한도대출 등) 및 자금용도(주택자금/생활안정자금 등), 신용/담보/보증인 여부 등의 상세한 정보가 공유됨.

11) 카드개설일 정보만 관리되는 KCB와는 달리, 개설카드의 한도 및 이용실적, 청구 및 결제정보 등의 상세한 정보가 공유됨.

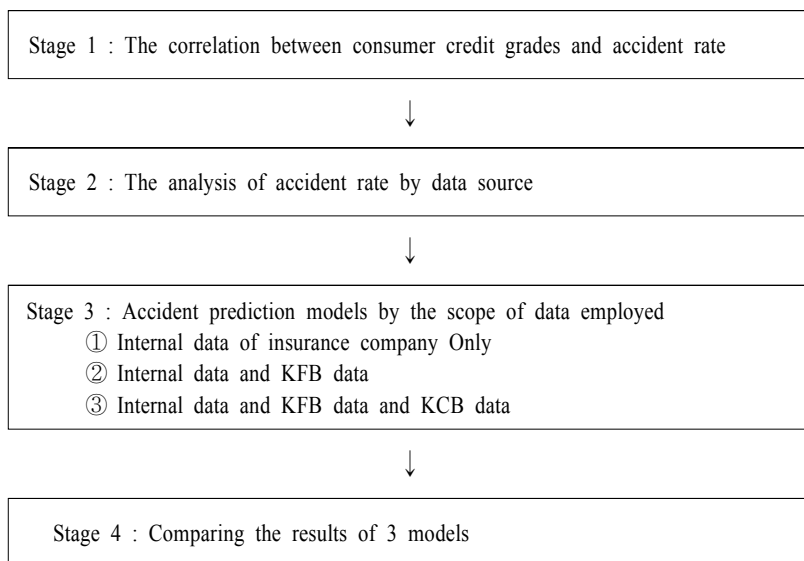
2. 분석 방법론

(1) 분석 개요

개인신용정보와 생명보험사고와의 상관관계 분석을 위해 다음의 <그림 5>에서와 같이 단계별 분석을 실시하였다.

<Figure 5> Analysis Process by Stage

This figure describes the analysis process by stage. First of all, significant variables have been selected initially through analysis by data source after observing the correlation between consumer credit grades and accident rate. And, accident prediction models have been developed by expanding the scope of data employed for selected variables. Finally, the impact of using consumer credit data has been analyzed by comparing results of each model.



먼저 CB사에서 제공하는 개인신용등급과 보험사고발생확률간의 상관관계를 개략적으로 살펴본 뒤, 정보 부문별 분석대상변수와 보험사고발생확률 간의 관계분석을 통해 사고율 예측에 유의미한 변수의 패턴을 찾아내고 이를 바탕으로 1차적인 변수선정하였다. 다음으로 이렇게 선정된 변수를 활용하여 보험사고 예측모형을 도출하되, 정보 활용의 단계적 확장에 따른 보험사고 예측에의 기여도를 각각 분석하였다. 마지막으로

는 3개의 서로 다른 예측모형의 활용도 비교를 통해 보험사고 예측에 있어 개인신용정보 활용효과를 분석하였다.

(2) 개별변수 분석

각 변수별 보험사고 발생확률과의 상관관계 분석을 위해 information value¹²⁾라는 개념을 도입하였다. 여기서 information value 분석이란 각 설명변수가 이항목표변수를 설명하는데 어떠한 pattern과 어느 정도의 power를 가지고 있는지를 알아보는 데 주요하게 쓰이는 분석으로, information value의 값이 클수록 예측력이 높다는 것을 의미한다. 본 분석에서는 편의상 information value가 0.002¹³⁾ 이상인 항목을 1차적으로 선정하여 사고예측모형 도출에 활용하였는데, 이는 전체 354개의 변수 중 상대적으로 설명력이 높은 변수군을 1차로 선정하여 모델링에 활용함으로써 분석의 효율성을 높이기 위함이다.

(3) 예측모형 도출

보험사고 예측모형 도출을 위해 로지스틱 회귀모형(logistic regression)(Nelder, John and Wedderburn, Robert, 1972)을 채택하였다. 로지스틱 선형모형은 반응변수가 이항변수일 때 자주 사용하는 일반화 선형모형의 하나이다. 즉, Y 가 0 또는 1(즉, 미사고 또는 사고) 중 하나로 결정되는 이항변수이고 이를 설명하기 위한 k 개의 설명변수를 $X=(x_1, x_2, \dots, x_k)$ 로 표현할 때 예측하고자 하는 사고확률 $p(X) = \text{prob}(Y=1|X)$ 을 로지스틱 회귀모형으로 표현하면 다음의 식 (1)과 같다.

$$\text{logit}[p(X)] = \log\left(\frac{p(X)}{1-p(X)}\right) = \alpha + \beta'X^{14)} \quad (1)$$

12) information value는 두 분포간 차이를 측정해주는 Kullback divergence measure(Kullback, 1959)를 다르게 나타내는 표현이며, 주로 개인신용평점(individual credit scoring) 분야에서 각 설명변수가 이항목표치를 설명하는 데 어느 정도의 정보 유용성을 가지는지를 분석하기 위해 활용됨. information value의 산식은 다음과 같음.

$$\text{information value} = \sum_{i=1}^k \{(\% \text{nontarget}_i - \% \text{target}_i) * \ln(\% \text{nontarget}_i / \% \text{target}_i)\}$$

13) information value는 클수록 항목의 설명력이 우수한 것을 의미하며, 유효성 여부 판단을 위한 절대적인 기준치는 존재하지 않음. 본 분석에서 기준으로 활용한 0.002는 전체 354개의 변수의 information value 기준 상위 50%에 해당하는 값임.

14) 이때 β 는 $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ 로 구성된 회귀계수의 벡터표현임.

위 식 (1)의 사고확률에 대해서 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$p(X) = \frac{\exp(\alpha + \beta' X)}{1 + \exp(\alpha + \beta' X)} \quad (2)$$

모형 적합을 위해 사용되는 설명변수(X)의 선택방법론으로는 회귀분석에서 가장 일반적으로 사용되는 stepwise selection 방법론(Hocking, R. R., 1976)을 활용하였다. Stepwise selection은 통계적으로 유의하며 카이제곱 통계량이 가장 큰(즉, Y 값 예측에의 기여도가 가장 큰) 변수를 선택해 나가는 동시에, 기 선택된 변수군 중 통계적 유의성을 상실한 변수를 제거해 나가는 과정을 반복해 나가며 최적의 설명변수군을 찾아나가는 방법론으로, 본 방법론에 의한 변수선택은 더 이상 유의한 변수가 모형에 들어오거나 제거되지 않을 때 종료되게 된다.

한편 로지스틱 회귀계수 추정방법은 MLE(Maximum Likelihood Estimation) (Aldrich, John(1997))를 사용하였다.

Ⅲ. 분석 결과

1. 개인신용등급과 보험사고와의 관계

먼저 분석의 단순화를 위해 10단계의 개인신용등급을 3개(상중하)의 등급 수준으로 재구성하였다.¹⁵⁾ <그림 6>에서 보듯이 개인신용등급 수준이 낮을수록 보험사고율이 상대적으로 확연히 높게 나타났다.

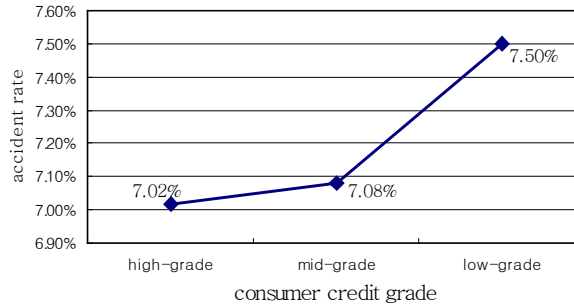
또한 개인신용등급과 보험사고율의 상관관계에 대한 통계가설검정을 위해 Cochran-Armitage trend test¹⁶⁾를 실시하였다. 테스트 결과에 의하면 유의수준 1%내에서 귀무가설이 기각되었는데, 이는 유의수준 1% 내에서 개인신용등급이 낮아지면 보험사고율이 높아진다는 것을 의미한다.

15) 개인신용등급 중 1~3등급을 상위 등급, 4~6등급을 중위 등급, 7~10등급을 하위 등급으로 재구성하였음.

16) Cochran-Armitage trend test는 순서형 설명변수의 수준에 따른 이항형 종속변수의 추세를 판단하기 위한 대표적인 test 방법론임(Armitage, P(1955)).

<Figure 6> Accident Rate by Consumer Credit Grade

This figure shows the difference in accident rate by the level of consumer credit grade. The lower the credit grade of consumer is, the higher the accident rate is relatively.



2. 정보부문별 보험사고와의 상관관계

본 절에서는 <표 3>의 각 정보출처별 각 변수에 대해 보험사고와의 상관관계를 분석하였다. 이를 통해 보험사고를 예측하는 데에 유의미한 정보는 부문별로 어떠한 것들이 있는지 살펴보고, 이를 바탕으로 보험사고 예측모형 도출에 활용할 설명변수를 1차적으로 선정하였다.¹⁷⁾

(1) 보험사 고유정보

생명보험사가 현재 언더라이팅 시 고려하는 대표적인 변수는 성별, 가입연령, 위험등급, 현재 정상유지중인 보험건수¹⁸⁾, 과거 지급보험 건수 등 총 5개이다. 각 변수에 대해 사고율 및 information value 분석을 실시한 결과, 5개 변수 모두 information value 기준을 만족하여 사고율과 높은 상관관계를 지닌 것으로 나타났다(<부록>의 <표 A-1>~<표 A-5>). 따라서 위의 5개 변수는 언더라이팅 시 반드시 고려되어야 하는 정보임을 확인하였다.

(2) KFB 정보

분석에 활용된 KFB 정보변수는 총 54개이며, 이중 information value 기준으로

17) 각 정보출처별 주요변수의 분석결과는 <부록 1>을 참조하기 바람.

18) 해약이나 해지, 감소, 실효 등이 아닌 정상적인 보험 보유 상태를 의미함.

보험사고율을 예측하는 데에 유의하다고 판단되어 1차적으로 선택된 변수는 총 27개였다.

먼저 KFB 대출정보와 관련하여 업권별 대출건수 및 금액관련 6개 변수가 선택된 반면, 사고와의 상관관계는 대출의 업권에 따라 그 패턴이 다르게 나타났다(<부록>의 <표 A-6> 및 <표 A-7>). 예컨대, 주로 은행업권에서 대출실행규모가 큰 고객의 경우에는 사고율이 낮게 나타난 반면에 상대적으로 카드론 및 제 2금융권에서의 대출의존도가 높은 고객의 경우에는 사고율이 높게 나타났는데, 이와 같은 현상은 업권별 고객의 특징이 반영된 것으로 볼 수 있다. 즉, 카드론이나 제 2금융권에서 대출을 실행하는 고객은 주로 은행권에서 대출을 거절당했거나 이미 일정수준 이상의 대출 보유한 상태에서 추가적인 대출 또는 급전이 필요하여 고금리의 이자부담을 안은 채 대출을 실행한 경우가 대부분으로 은행대출고객에 비해 평균적으로 신용등급이 낮은 고객으로 간주할 수 있다. 분석의 결과에서 보듯이 이러한 고객군이 실제로 보험사고율도 상대적으로 높게 나타났다.

KFB 개설관련 변수 9개는 모두 information value 기준을 만족하여 1차적으로 선택되었는데, 주로 신용거래를 오랜 기간 한 고객인 경우 사고율도 낮게 나타났다(<부록>의 <표 A-8>).

KFB 신용도 판단정보 및 공공정보와 관련한 20개 변수 중에는 information value 기준으로 총 12개가 선택되었는데, 관련 정보를 많이 보유한 고객일수록 사고율이 높게 나타났다(<부록>의 <표 A-9>). 이는 연체나 체납 등 신용거래 상황에 문제를 가진 고객이 보험사고율도 높게 나타남을 의미하는 것으로, 금융거래에서의 부실이 보험사고와 연관성이 있음을 알 수 있다.

마지막으로 KFB 보증정보관련 변수는 모두 사고율과의 분석결과에서 information value 기준을 만족하지 못하여 변수로 채택되지 못했다.

선택된 KFB 정보를 통해 KFB 신용정보와 보험사고와의 관계를 전반적으로 해석해보면, 신용거래를 안정적으로 오래한 고객일수록 보험사고율도 낮게 나타났으며, 반대로 신용거래기간이 짧거나 상당수준 이상의 연체를 상습적으로 경험하는 고객의 경우에는 보험사고율이 높은 것으로 드러났다. 이를 통해 신용거래의 성숙도와 안정성이 실제로 보험의 사고율과도 상관성이 높음을 알 수 있다.

(3) KCB 정보

분석에 활용된 KCB 정보변수는 총 295개이며, 이중 information value 기준으로

보험사고율을 예측하는 데에 유의하다고 판단되어 1차적으로 선택된 변수는 총 154개였다.

먼저 KCB 대출정보관련 변수 47개 중 information value 기준으로 선택된 변수는 총 19개였다. KFB 대출정보에서와 같이 대출업권에 따른 특징이 유사하게 나타났으며, 추가적인 특징 중 하나로 담보대출 규모가 클수록 사고율이 낮게 나타났다(<부록>의 <표 A-10>).

KCB 보증정보관련 변수 4개 중 information value 기준으로 2개의 변수가 1차적으로 선택되었는데, 지급보증건수가 많을수록 보험사고율이 높게 나타났다(<부록>의 <표 A-11>). 즉, 신용거래 또는 계약 등의 목적으로 보증보험사의 보증을 받은 고객인 경우 그렇지 않은 고객에 비해 사고율이 높게 나타났으며, 이는 주로 저신용/고위험인 고객이 보증보험사의 지급보증을 받게 되는 것에 기인한다.

KCB 카드실적정보관련 변수 104개 중 2개를 제외한 102개의 변수가 모두 information value 기준을 만족하였는데, 특히 신용카드 사용패턴과 관련한 정보가 보험사고와 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났다(<부록>의 <표 A-12> 및 <표 A-13>). 즉, 할부나 현금서비스에 비해 일시불의 사용비중이 높은 고객일수록 사고율이 낮게 나타난 반면에 현금서비스의 한도소진율이 높은 고객일수록 사고율이 높게 나타났다. 또한 고금리인 신용카드사의 현금서비스를 한도에 가까이 사용하는 고객은 주로 급전이 필요하고 신용상태가 좋지 않은 고객으로, 이러한 고객은 보험사고율도 높게 나타났다.

KCB 연체정보관련 변수 112개 중 information value 기준으로 선택된 변수는 총 22개였다. 금융기관에 장기간 연체가 있었거나 대지급 경험이 많을수록 보험사고율이 높은 것으로 나타났다(<부록>의 <표 A-14> 및 <표 A-15>). 이는 지급능력이 부족하여 대출금이나 카드의 연체가 장기로 이어지거나 보증보험사로부터 대지급을 받은 사람은 이후 보험사고율도 높게 나타남을 의미한다.

KCB 신상정보관련 변수 13개 중 information value 기준으로 선택된 변수는 총 9개였으며, 대표적 특징으로는 개인의 연소득이 높을수록 보험사고율이 낮게 나타났다(<부록>의 <표 A-16> 참조).

마지막으로 KCB 조회정보관련 변수 15개 중 information value 기준을 만족하는 변수는 없었다. 여기서 신용조회관련 정보는 사회적 이슈로 인해 신용평가 시에도 주로 반영되지 않는 민감한 정보로, 보험사고율 분석 대상변수로는 적절치 않을 것으로 판단된다.

선택된 KCB 정보를 바탕으로 보험사고와의 관계를 해석해 보면 전반적으로 KFB 선택항목과 공통적인 특징이 나타나나, KCB가 추가적으로 보유한 금융거래실적 위주의 상세한 정보 중 선택된 변수들로부터 추가적인 intuition을 얻을 수 있다. 이는 주로 고객의 상환여력에 관련된 부분인데, 고객의 상환여력이 높은 경우(즉, 고가의 담보물을 보유하고 있거나 신용카드의 경우에도 일시불의 사용 비중이 높은 경우) 그리고 소득수준이 높은 고객의 경우 상대적으로 보험 사고율이 낮게 나타나는 것을 알 수 있다. 다시 말해서 전반적으로 재무적 상황이 우수한 고객군이 실제로 보험에서의 사고율도 낮게 나타나는 것으로 드러나, 언더라이팅의 주요 요소인 재무적 심사(financial underwriting)가 실제로 반드시 필요하다는 사실을 알 수 있다.

3. 정보활용 범위에 따른 보험사고 예측모형

본 절에서는 앞에서 언급한 3단계 분석절차에 따라 보험사고 예측모형을 도출한 후, 최종적으로 모형에 선택된 변수의 조합과 변수별 특성을 살펴보았다.

(1) 모형 1 : 보험사 고유정보만을 활용

먼저 A생명보험사 내부의 고유정보만을 활용하여 보험사고 예측모형을 도출한 결과는 <표 4>와 같다. 즉, 로지스틱 stepwise selection에 의해 5개의 보험사 고유정보가 모두 매우 유의한 수준으로 사고예측모형에 포함되었으며, 변수별 고유의 방향성도 그대로 유지되었다. 또한 변수의 유의성 검증¹⁹⁾ 결과도 모두 통계적으로 유의하게 나타났다.

각 변수에 대해 세부적으로 사고율과의 관계 pattern을 살펴보면, 먼저 성별의 경우 여성의 사고율이 남성의 사고율보다 높게 나타났다. <그림 7>에서와 같이 실제 건강보험심사평가원 통계자료²⁰⁾에서도 여성의 보험청구가 남성보다 상대적으로 많은 것으로 나타나는데, 이는 여성의 경우 30/40대에 출산 전·후 부인과 질환에 대한 보험 수요가 많기 때문인 것으로 추측된다.

19) 대표적인 변수 유의성 검증의 방법론으로 Likelihood ratio test와 Wald test를 활용하였음.

20) 2009년 진료비 통계지표 기준임.

<Table 4> Analysis Results on Model 1

This table shows the results of the logistic regression analysis using five variables from insurance companies' internal data. All the five variables from internal data have been selected, using stepwise selection method. The each unique direction was maintained, and all the selected variables turned out to be statistically significant according to validation results.

data source	variable selected	beta	direction	p-value ²¹⁾
internal data of insurance company only	gender(male : 0, female : 1)	0.1239	+	< .0001
	age	0.1816	+	< .0001
	risk class	0.0327	+	0.001
	current no. of policies owned	0.2760	-	< .0001
	no. of previous claim payments	0.2752	+	< .0001

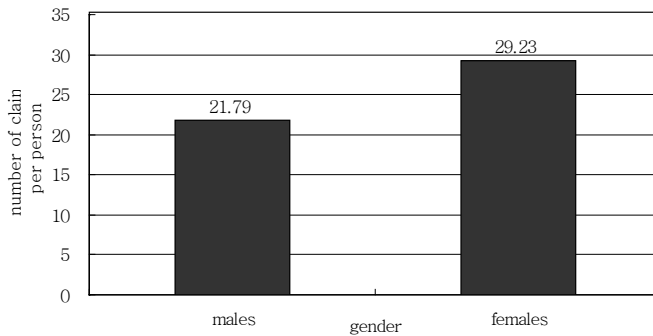
Note) 1) The results of parameter test($H_0: \beta = 0$).

2) Likelihood Ratio Test Statistics = 720.78(p-value < 0.001).

3) Wald Test Statistics = 657.47(p-value < 0.001).

<Figure 7> Number of Claims per Person by Gender

This figure shows the number of claims per person by gender for comparison. The results show that the number of females is higher in the number of claims than that of males.



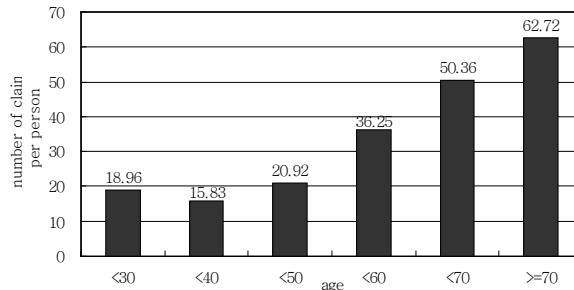
source : Health Insurance Review and Assessment Service(2009).

가입연령 분석결과 연령대가 높아질수록 사고율이 높아지는 것으로 나타났는데, 이와 같은 추세 역시 건강보험심사평가원 통계자료를 통해 객관적으로 확인이 가능하다(<그림 8> 참조).

21) 선택된 변수에 의해 도출된 logistic regression 모형의 각 변수별 p-value 값으로, 그 값이 작을수록 사고율 예측에 유의한 변수임(유의수준 α 는 10%로 설정하였음).

<Figure 8> Number of Claims per Person by Age Group

This figure indicates the number of claims per person by age group. As can be seen below, the older a consumer is, the higher the insurance claim rate is.



source : Health Insurance Review and Assessment Service(2009).

위험등급 또한 모형에 유의한 변수로 선택되었다. 생명보험사에서 사용하는 위험등급은 주로 보험개발원에서 직업군별 재해사고분석을 통해 제시되는 자료와 보험사 내부 분석자료를 기초로 하여 정해지는 기준으로, 최저위험등급의 사고율을 제외하면 전반적으로 내부 위험등급이 높아짐에 따라 사고율이 높게 나타났다.

과거 보험실적과 관련하여 현재 정상유지 중인 보험이 많을수록 사고율이 현저히 감소하는 것으로 나타났으며, 특히 5개 분석대상 변수 중 가장 뛰어난 사고 변별력을 기록하였다. 이는 이미 해당 보험사의 고객으로서의 실적을 보유하고 loyalty를 지닌 고객일수록 신규 보험가입에 따른 사고발생률도 낮다는 것을 보여주고 있다.

마지막으로 청약시점 이전 과거에 이미 보험금을 지급받은 경험이 있는 고객일수록 본 보험계약에 대한 사고발생률도 높게 나타났는데, 이는 과거 잦은 사고경험으로 보험 상품의 혜택을 체험한 고객들이 이후로도 계속적으로 보험을 남용 또는 악용하는 사례가 적지 않음을 보여주고 있다.

결론적으로 보험사에서 언더라이팅 시 고려하는 5개 변수는 서로간의 공선성(collinearity) 문제없이 모두 보험사고 예측에 유의미함이 통계적으로 증명되었다.

(2) 모형 2 : 보험사 고유정보와 KFB 정보 활용

다음으로 기존의 생명보험사 고유정보에 KFB 정보를 추가하여 사고예측모형을 도출하였다. 분석에 활용한 주요 KFB 정보는 <표 3>에 제시된 총 54개 변수 중 information value 기준을 만족한 27개이며, 최종적으로 도출된 분석결과는 <표 5>와 같다.

즉, 로지스틱 stepwise selection에 따라 최종모형에서는 총 7개 변수가 선택되었으며, 모형 1의 5개 보험사 내부정보의 유의성과 방향성이 그대로 유지된 채 KFB정보 2개가 추가적으로 선택되었다. 또한 선택된 변수의 유의성 검증결과도 모두 통계적으로 유의하게 나타났다.

<Table 5> Analysis Results on Model 2

The table shows the results of the logistic regression analysis using 27 variables of KFB data in addition to five variables from insurance company's internal data. Two variables from KFB data have been selected additionally, along with five variables from insurance company's internal data using stepwise selection method. All the selected variables turned out to be statistically significant according to validation results.

data source	variable selected	beta	direction	p-value
Internal data of insurance company	gender(male : 0, female : 1)	0.0288	+	0.0007
	age	0.1181	+	< .0001
	risk class	0.1892	+	< .0001
	current no. of policies owned	0.2686	-	< .0001
	no. of previous claim payments	0.2790	+	< .0001
KFB data	loan amount in banks	0.1597	-	0.0270
	time since oldest credit opened	0.1017	-	< .0001

Note) 1) The results of parameter test($H_0: \beta = 0$).

2) Likelihood Ratio Test Statistics = 755.94(p-value < 0.001).

3) Wald Test Statistics = 693.53(p-value < 0.001).

추가적으로 선택된 KFB 정보부문 변수에 대해 사고율과의 상관관계를 세부적으로 살펴보면, 먼저 은행업권 대출총금액의 경우에는 은행업권에 대출총금액이 높은, 즉 대출실행의 규모가 큰 상위 고객군의 사고율은 그렇지 않은 고객군에 비해 사고율이 상대적으로 낮게 나타났다. 이는 은행에서의 대출심사 시 정밀한 신용평가 및 소득, 재직확인, 재산세 등 각종자료증빙을 통해 고객의 상환능력 및 의지를 면밀히 검토한 후, 이를 바탕으로 대출승인여부와 승인금액 수준이 결정되기 때문인 것으로 보인다. 또한 이는 실제로 은행권 개인대출고객의 신용등급과 연체율이 타업권에 비해 가장 우량한 현상과 일맥상통하는 것으로, 대출의 상환의지와 능력이 일정수준 이상 확보되는 고객의 경우에는 보험사고율도 상대적으로 낮음을 의미한다.

다음으로 최초 신용개설일로부터의 기간 변수가 추가적으로 선택되었는데, 최초 신용개설일로부터의 기간이 길수록, 즉 신용거래를 오래한 고객일수록 보험사고율이

낮게 나타났다. 이는 최근에 신용거래를 하기 시작한 고객들(주로 사회초년생)에 비해 오랜 기간 신용거래를 해온 고객들(주로 안정적인 직업을 유지해온 고객들)이 상대적으로 보험사고율이 낮음을 의미한다.

(3) 모형 3 : 보험사 고유정보와 KFB 정보 및 KCB 정보 활용

마지막으로 보험사 고유정보와 27개의 KFB 정보 외에 KCB 정보를 추가적으로 활용하여 예측모형을 도출하였다. 분석에 활용한 주요 KFB 정보는 <표 3>에 제시된 총 295개 변수 중 information value기준을 만족한 154개이며, 최종 도출된 분석결과는 <표 6>과 같다.

<Table 6> Analysis Results on Model 3

This table shows the results of the logistic regression analysis using 154 variables of KCB data in addition to 27 variables of KFB data, and five variables from insurance company's internal data. Using stepwise selection method, four variables from KCB data have been selected additionally, along with five variables from insurance company's internal data, while any variables from KFB data have not been selected. All the selected variables turned out to be statistically significant according to validation results.

data source	variable selected	beta	direction	p-value
Internal data of insurance company	gender(male : 0, female : 1)	0.0290	+	0.0007
	age	0.0935	+	0.0028
	risk class	0.1912	+	< .0001
	current no. of policies owned	0.2661	-	< .0001
	no. of previous claim payments	0.2756	+	< .0001
KCB data	secured loan amount	0.2452	-	0.0012
	percent of lump sum payment used in last one year	0.0304	-	0.0691
	total number of delinquency substitute payment	0.1962	+	0.0754
	income	0.0595	-	0.0057

Note) 1) The results of parameter test($H_0: \beta = 0$).

2) Likelihood Ratio Test Statistics = 758.37(p-value < 0.001).

3) Wald Test Statistics = 694.14(p-value < 0.001).

분석 결과에서 나타났듯이 로지스틱 stepwise selection에 의해 최종적으로 모형에 포함된 변수는 총 9개로, 모형 1의 보험사 내부정보 변수(5개)의 유의성은 그대로 유지된 채 4개의 KCB 정보가 추가적으로 선택되었으며, 선택된 변수의 유의성 검증결과 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 여기서 특이한 점은 기존의 모형 2에서 선택되었

던 KFB 정보는 모두 탈락되었다는 점이며, 이는 보험사고 예측에 있어 금융거래실적 위주의 상세한 정보(긍정적 정보)의 기여도가 상대적으로 높음을 간접적으로 보여주는 사례이다. 이는 금융권 연체예측에 있어서 연체정보 등 부정적 정보의 역할이 상대적으로 높은 특징과는 상당한 차이가 있음을 의미하는 것으로, 보험사고가 신용정보와는 분명한 상관관계가 존재하지만 기존의 금융연체 예측과는 차별적인 특징이 존재함을 나타내는 것이기도 하다.

보험사 정보 이외에 선택된 KCB 관련 변수와 사고율과의 상관관계를 살펴보면, 먼저 담보대출금액이 높은 경우 사고율이 상당히 낮게 나타났는데, 담보대출금액이 높다는 것은 보유한 담보물(주로 아파트 등 부동산)의 시가가 높다는 것을 의미하며, 따라서 본인소유의 고가 부동산 자산을 가진 경우 이후 보험 사고율이 낮게 나타날 확률이 높다고 추론할 수 있다.

신용카드관련 정보로는 최근 1년 신용카드 일시불 이용금액 비율이 선택되었는데, 신용카드 이용 시 일시불 사용비중이 높은 사람일수록 보험사고율이 낮은 것으로 나타났다. 즉, 신용카드 이용 시 할부나 현금서비스를 주로 사용하는 사람에 비해 일시불을 사용하는 사람이 상대적으로 보험사고율이 낮는데, 이는 지불능력이 우수한 사람의 경우 할부나 현금 서비스를 주로 이용하는 사람에 비해 보험사고를 일으킬 확률이 상대적으로 낮다고 추정할 수 있다.

연체관련 정보로는 대지급 총건수가 선택되었는데, 보증보험의 대지급을 받은 경우 이후 보험사고율도 높게 나타났다. 이는 고객의 신용거래에서의 상환능력과 보험사고 간에 밀접한 연관성이 있음을 보여주고 있다.

마지막으로 신상정보 중에서는 KCB 결정연소득이 선택되었는데, 소득금액이 높을수록 사고율이 낮게 나타났다. 특히 4천 5백만 원 이상 최상위 집단의 사고율이 현저히 낮았다. 모형 3에 선택된 KCB 정보의 분석결과를 종합하면, 일정규모 이상의 자산을 보유하고 지불능력이 우수한 고객일수록 이후 보험사고율이 낮게 나타남을 알 수 있다.

4. 예측모형 활용도 비교

앞에서 기술한 3개의 보험사고 예측모형 간의 활용도 비교 분석을 위해 분석대상을 개인신용등급이 하위 10%에 속하는 고위험군 고객으로 한정하였다. 이는 실제로 몇몇 생명보험사에서 개인신용등급이 낮은 10% 이하의 고객을 대상으로 보험인수조건

을 강화하기 위해 개인신용정보를 암묵적으로 활용하고 있는 상황을 충분히 감안하고자 했기 때문이다.²²⁾

아래 <표 7>에서 보듯이 사고개선율의 효과가 모형 1 < 모형 2 < 모형 3 순이었으며, 이는 하위 2%, 5%, 10%군에 대해 모두 일관되게 나타났다. 즉, 고위험 고객군으로 규정할 수 있는 하위 2%, 5%, 10%의 고객에 대해 보험인수조건을 강화할 경우 이로 인한 전체 사고율 개선효과가 모형 1 < 모형 2 < 모형 3의 순으로 나타났으며, 이는 모형 3이 고위험군을 선별해내는 데 상대적으로 우수함을 의미한다. 예컨대, 모형 3에서 하위 10% 고위험군 고객에 대해 보험인수를 강화할 경우 생명보험사 입장에서 9.694%의 사고 개선율 효과를 기대할 수 있다.

<Table 7> Accident Improvement for High-Risk Group by Model

This table shows the comparison results of accident improvement in each model to the bottom 2%, 5%, and 10% of high-risk group respectively. As indicated below, accident improvement has shown in a consistent manner in the order of Model 3 > Model 2 > Model 1.

high-risk group	type	accident rate of high-risk group	accident rate of the others ²³⁾	accident improvement ²⁴⁾
bottom 2%	model 1	12.766%	7.114%	1.462%
	model 2	13.489%	7.095%	1.728%
	model 3	13.572%	7.085%	1.863%
bottom 5%	model 1	11.817%	6.968%	3.493%
	model 2	11.823%	6.947%	3.778%
	model 3	12.303%	6.941%	3.867%
bottom 10%	model 1	11.189%	6.583%	8.823%
	model 2	11.412%	6.578%	8.892%
	model 3	11.619%	6.520%	9.694%

Note) 1) “The others” means the persons who are not included in high-risk group.

2) “accident improvement” = (accident rate of total-accident rate of the others)*100/accident rate of total.

결론적으로 언더라이팅 시 보험사 내부정보 외에 개인신용정보를 활용하여 보험 사고를 예측하고 이를 바탕으로 고위험군으로 선정된 고객에 대해 보험인수를 아예 거절하거나 또는 인수조건을 일부 제한할 경우 생명보험사 입장에서는 전반적인 사고율 감소에 따른 경영개선 효과를 기대할 수 있을 것으로 보인다. 특히 이러한 효과는 부정적

22) 추가적으로 상위 10%의 저위험 우수고객군을 대상으로 한 모형간 비교를 <부록 2>에 첨부함.

23) 비위험군이란 고위험군을 제외한 나머지 보험고객을 의미함.

24) 사고개선율 = (전체 사고율-비위험군 사고율)*100/전체사고율.

신용정보 뿐 아니라 긍정적 신용정보까지 모두를 활용하였을 때 가장 뛰어난 것으로 나타났다.

5. 분석의 한계

먼저 본 분석에 사용된 자료는 A생명보험사의 과거 7개월 간의 특정 보험상품에 대한 보험계약 신청과 연관된 정보(총 109,689건)로, 이는 계량분석을 진행하기에 무리 없는 규모이긴 하나, 보다 안정적이고 신뢰성 있는 분석결과를 위해서는 적어도 1년 이상의 기간선정과 더불어 이에 따른 충분한 분석샘플 확보가 필요할 것으로 판단된다. 또한 분석결과의 범용성을 갖추기 위해서는 본 분석 자료의 대표성을 진단할 필요가 있지만, 분석을 위해 확보된 데이터가 특정 1개사의 특정기간으로 한정되어 이와 같은 문제의 논증이나 개선이 어려운 것은 현실적인 한계라 할 수 있다. 추후 분석기간 이후의 데이터가 확보된다면 본 분석결과에 대한 out-of-time validation이 가능할 것으로 보이며, 타 보험사의 데이터가 확보된다면 보다 범용적으로 적용되면서 대표성이 담보된 분석의 결과가 도출될 수 있을 것으로 기대한다.

다음으로 본 분석에서는 보험사고 빈도(frequency)를 예측의 목적으로 설정하였으나, 실제 상황에서는 보험금 지급금액과 관련된 사고의 심도(severity)가 더욱 중요한 평가요인으로 고려된다. 특히 사고의 빈도와 심도는 반드시 동일한 pattern을 따르지 않기 때문에 분석을 위한 통계모형이 본 분석에서 사용한 판별모형보다는 심도예측모형이 오히려 더 적합한 것으로 판단되며, 이러한 부분의 보완은 추후 연구과제로 남겨두고자 한다.

IV. 결론

본 연구에서는 개인신용정보와 특정 생명보험상품 사고율간의 상관관계를 분석하였다. 현재 국내에서는 보험계약 승인 심사시 개인의 신용정보를 조회하여 의사결정에 활용하는 데 대해 찬반의 논란이 있으나, 본 연구에서는 정책적 판단을 배제한 채 순수 데이터 분석을 통해 그 상관관계를 규명하는 데에 초점을 맞추었다. 이를 위해 국내 A생명보험사의 2007년 1월에서 7월까지 상해보험과 건강보험 신청자를 대상으로

단계적 분석을 실시하였다.

먼저 개인 신용정보와 생명보험 사고율과의 관계를 개략적으로 살펴보기 위해 개인 신용등급과 사고율과의 상관관계를 분석해 보았다. 분석의 단순화를 위해 10등급으로 구분되는 개인 신용등급을 상·중·하로 재구성하여 분석한 결과, 개인신용등급 수준이 낮을수록 보험사고율이 높아진다는 사실이 통계적으로 검증되었다.

다음으로 정보 출처별 주요항목 354개에 대해 보험사고율과의 상관관계를 분석하였다. 그 결과, 부문별로 다소의 차이는 있었지만 대체적으로 사고율과 밀접한 상관관계를 가진 것으로 나타났다. 또한 이와 같은 개별항목 분석을 통해 사고율 예측에 통계적으로 유의한 186개의 변수를 1차적으로 선별하였다.

이렇게 선정된 변수를 활용하여 보험사고 모형을 도출하였는데, 정보활용 범위에 따라 3개의 모형으로 각각 구분하였다. 즉, 보험사 고유정보만을 활용한 “모형 1”, 보험사 고유정보와 KFB 정보를 활용한 “모형 2”, 보험사 고유정보와 KFB 정보 및 KCB 정보를 활용한 “모형 3”을 로지스틱 회귀모형을 활용하여 각각 도출하였다.

마지막으로 3개 예측모형의 비교를 통해 보험사고 예측에 있어 개인신용정보 활용효과를 비교 분석하였다. 분석결과에 의하면, 사고개선율에 의한 효과가 “모형 3” > “모형 2” > “모형 1”의 순으로 나타났다. 즉, 보험사 고유정보만을 고려한 경우보다는 KFB 정보를 추가했을 때 모형의 사고예측력이 좀 더 우수하였으며, 보험사 고유정보와 KFB 정보 뿐만 아니라 KCB 정보를 모두 감안한 모형의 예측효과가 가장 높게 나타났다. 이는 생명보험사가 모형을 통해 고위험군을 대상으로 보험인수조건을 강화하고자 할 경우, 보험사 고유정보만 고려한 경우보다는 외부의 개인 신용정보를 활용했을 때 보험사고율 개선효과 전반적으로 향상될 수 있음을 의미한다. 결론적으로 생명보험사가 언더라이팅 시 개인 신용정보를 적극적으로 활용할 경우 전반적인 사고율 감소에 따른 경영개선 효과를 기대할 수 있을 것으로 보인다.

<참 고 문 헌>

1. 건강보험심사평가원, 홈페이지(<http://www.hira.or.kr>) 통계자료(2009년 기준).
2. 삼성라이프케어연구소, 『생명보험 신규 가입자 대상 설문조사』, by 엠브레인 리서치, 2009.
3. 생명보험협회, 홈페이지(<http://www.klia.or.kr>) 월간생명보험통계(2009. 1~7).
4. 정재욱 · 손승호, “개인신용정보와 개인용자동차보험 사고발생확률 및 손해율 간의 상관관계 연구,” 『리스크관리연구』, 제20권 제2호, 2009.
5. Aldrich, John, “R. A. Fisher and the making of maximum likelihood 1912~1922,” *Statistical Science*, 1997.
6. Armitage, P., “Tests for Linear Trends in Proportions and Frequencies,” *Biometrics* (International Biometric Society), 1955.
7. Fair Trade Commission, “Credit-based Insurance Score : Impacts on Consumers of Automobile Insurance,” United States Congress, 2007.
8. Hocking, R. R., “The Analysis and Selection of Variables in Linear Regression,” *Biometrics*, 1976.
9. Monaghan, James E., “The Impact of Personal Credit History on Loss Performance in Personal Lines,” *The Use of Credit History for Personal Lines of Insurance : Report to the NAIC*, American Academy of Actuaries, 2002.
10. Nelder, John and Wedderburn, Robert, “Generalized Linear Models,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 1972.
11. S. Kulback, “Information Theory and Statistics,” *John Wiley and Sons*, 1959.
12. Wu, Cheng-Sheng Peter and James Guszczka, “Does Credit Score Really Explain Insurance Losses? : Multivariate Analysis from Data Mining Point of View”, *Deloitte and Touche LLP*, 2003.

<부 록 1>

<표 A-1> 성별별 사고율 분석

성별	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV ²⁵⁾
여성	64.65%	65.79%	64.73%	7.34%	0.000
남성	35.35%	34.21%	35.27%	7.01%	0.000
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.001

<표 A-2> 가입연령대별 사고율 분석

가입연령	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
30세 미만	16.51%	14.04%	16.33%	6.21%	0.004
30세 ~ 39세	25.58%	19.53%	25.15%	5.61%	0.016
40세 ~ 49세	34.35%	32.34%	34.20%	6.83%	0.001
50세 ~ 59세	21.91%	30.96%	22.57%	9.91%	0.031
60세 이상	1.65%	3.13%	1.76%	12.86%	0.010
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.062

<표 A-3> 위험등급별 사고율 분석

위험등급	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
위험등급 4	18.66%	20.02%	18.76%	7.71%	0.001
위험등급 3	11.28%	13.37%	11.43%	8.44%	0.004
위험등급 2	2.76%	3.22%	2.80%	8.32%	0.001
위험등급 1	0.53%	0.50%	0.53%	6.87%	0.000
비위험직	66.77%	62.89%	66.49%	6.83%	0.002
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.008

25) IV는 Information value를 의미함.

<표 A-4> 현재 정상유지중인 보험건수별 사고율 분석

현재 정상유지중인 보험건수	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
없음	56.02%	65.48%	56.70%	8.34%	0.015
1건	19.32%	18.29%	19.25%	6.86%	0.001
2건	9.49%	7.13%	9.32%	5.53%	0.007
3건	5.57%	3.71%	5.44%	4.93%	0.008
4건 이상	9.59%	5.39%	9.29%	4.19%	0.024
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.054

<표 A-5> 과거 총 지급건수별 사고율 분석

과거 총 지급건수	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
없음	84.60%	83.02%	84.48%	7.10%	0.000
1건 ~ 2건	9.29%	9.98%	9.34%	7.72%	0.001
3건 이상	6.11%	6.99%	6.18%	8.18%	0.001
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.002

<표 A-6> 은행업권 대출총금액대별 사고율 분석

은행업권 대출총금액(KFB)	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
7천만 원 미만	95.56%	96.38%	95.62%	7.28%	0.000
7천만 원 이상	4.44%	3.62%	4.38%	5.97%	0.002
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.002

<표 A-7> 제2금융권(카드론 포함) 대출금액 비율별²⁶⁾ 사고율 분석

제 2금융권(카드론 포함)대출금액 비율	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
30% 미만	24.60%	26.55%	24.74%	7.73%	0.001
30% 이상 80% 미만 또는 대출없음	51.56%	50.59%	51.49%	7.08%	0.000
80% 이상	23.85%	22.86%	23.78%	6.93%	0.000
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.20%	0.002

26) 총 대출금액 중 카드론 및 제 2금융권(할부금융/저축은행/보험/조합/새마을금고/신협에서 실행한 대출 금액의 비율임.

<표 A-8> 최초 신용개설일로부터의 기간(KFB)별 사고율 분석

최초 신용개설일로부터의 기간(KFB)	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
120일 미만	28.57%	30.98%	28.75%	7.78%	0.002
120일 이상~10년 미만	50.96%	51.54%	51.00%	7.30%	0.000
10년 이상	20.47%	17.48%	20.25%	6.23%	0.005
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.007

<표 A-9> KFB 신용도 판단정보 및 공공정보 총건수별 사고율 분석

KFB 신용도 판단정보 및 공공정보 총건수	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
2건 이상	9.52%	10.65%	9.61%	7.98%	0.001
1건	6.42%	6.92%	6.46%	7.72%	0.000
없음	84.05%	82.43%	83.94%	7.08%	0.000
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.20%	0.002

<표 A-10> 담보대출총금액대별 사고율 분석

담보대출 총금액	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
1억 미만	97.56%	98.41%	97.63%	7.28%	0.000
1억 이상 ~ 2억 미만	1.52%	1.19%	1.50%	5.72%	0.001
2억 이상	0.91%	0.40%	0.88%	3.32%	0.004
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.005

<표 A-11> 지급보증 총건수별 사고율 분석

지급보증 총건수	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
2건 이상	1.44%	2.01%	1.48%	9.75%	0.002
1건 또는 없음	98.56%	97.99%	98.52%	7.17%	0.000
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.20%	0.002

<표 A-12> 최근 1년 카드일시불 이용금액비율²⁷⁾별 사고율 분석

최근 1년간 신용카드 일시불 이용금액 비율	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
일시불 이용금액 없음 또는 총 이용금액 없음 또는 신용카드 없음	51.96%	55.29%	52.20%	7.65%	0.002
50% 미만 일시불 사용	18.79%	18.37%	18.76%	7.07%	0.000
50%이상 일시불 사용	29.26%	26.34%	29.05%	6.55%	0.003
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.005

<표 A-13> 최근 3개월 신용카드 유효현금서비스 한도소진율²⁸⁾별 사고율 분석

최근 3개월 내 신용카드 유효현금서비스 한도소진율	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
90% 이상 또는 현금서비스 한도 없음 또는 신용카드 없음	73.47%	75.85%	73.64%	7.42%	0.001
10% 이상 90% 미만	5.19%	4.37%	5.13%	6.13%	0.001
10% 미만	21.34%	19.78%	21.23%	6.71%	0.001
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.20%	0.003

<표 A-14> 최근 1년 내 유지연체 최장연체일수²⁹⁾별 사고율 분석

최근1년내 유지연체 최장연체일수	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
9개월 이상	5.94%	6.97%	6.01%	8.35%	0.002
6개월 이상 9개월 미만	2.42%	2.44%	2.42%	7.26%	0.000
2개월 이상 6개월 미만	2.22%	2.10%	2.21%	6.85%	0.000
2개월 미만 또는 무연체	89.43%	88.49%	89.36%	7.13%	0.000
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.20%	0.002

27) 최근 1년간 카드일시불 이용금액비율 = 최근 1년간 (일시불 총이용금액)/(총이용금액)×100%.

28) 현금서비스 한도가 있는 신용카드의(3개월 현금서비스 총이용금액)/(3개월 현금서비스 총한도).

29) 최근 1년 이내에 있었던 금융사 연체(대지급 포함) 중 가장 오랜 기간의 연체지속일수.

<표 A-15> 대지급 총건수별³⁰⁾ 사고율 분석

대지급 총건수	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
2건 이상	1.25%	1.74%	1.28%	9.79%	0.002
1건 이하	98.75%	98.26%	98.72%	7.19%	0.000
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.002

<표 A-16> KCB 결정연소득금액대별³¹⁾ 사고율 분석

KCB 결정연소득	미사고%	사고%	전체%	사고율	IV
2천 6백만 원 미만	60.02%	60.93%	60.09%	7.32%	0.000
2천 6백만 원 이상~ 3천 5백만 원 미만	30.18%	30.54%	30.20%	7.30%	0.000
3천 5백만 원 이상~ 4천 5백만 원 미만	6.70%	6.48%	6.68%	7.00%	0.000
4천 5백만 원 이상	3.10%	2.06%	3.03%	4.91%	0.004
합계	100.00%	100.00%	100.00%	7.22%	0.005

30) 개인이 보증보험사를 통해 통신료/단말기, 보증서대출 등의 대지급을 받은 건수

31) KCB 결정연소득은 KCB가 보유한 등록연소득 및 소득추정모형을 통해 결정된 연소득금액임.

<부 록 2>

본문에서는 보험실무적 관점에서 모형의 비교기준을 하위 10%의 고위험 고객에 대한 효과 비교로 제시하였으나, 추가적으로 상위 10%의 저위험 우수고객을 선별하는데 있어 그 효과를 비교 분석하였다. 분석결과는 다음의 <표 A-17>과 같다.

<표 A-17> 우수고객군에 대한 예측모형별 사고 개선을 비교

우수고객군 정의	모형 구분	우수고객군 사고율	비우수고객군 ³²⁾ 사고율	우수고객군 사고수준 ³³⁾
상위 2%	모형 1	1.750%	7.291%	24.002%
	모형 2	1.746%	7.319%	23.856%
	모형 3	1.629%	7.325%	22.239%
상위 5%	모형 1	2.115%	7.441%	28.424%
	모형 2	2.089%	7.450%	28.040%
	모형 3	2.069%	7.470%	27.698%
상위 10%	모형 1	2.739%	7.306%	37.490%
	모형 2	2.671%	7.653%	34.901%
	모형 3	2.656%	7.708%	34.458%

위의 표에서 볼 수 있듯이 우수고객군의 사고수준은 모형 1 > 모형 2 > 모형 3의 순으로 낮게 나타났으며, 이는 상위 2%, 5%, 10%군에 대해서도 모두 일관되게 나타났다. 상기와 같은 우수고객군은 비우수고객군에 비해 약 20~30% 수준의 위험도(이후 24개월 이내 보험사고율)를 지닌 매우 우량한 집단이라 평가할 수 있다. 따라서 이와 같은 고객군에 대해서는 보다 유리한 보장조건을 제시함으로써 보험사의 우수고객군 확보가 가능할 것으로 기대되며, 이 경우 “모형 3”을 활용하는 것이 우수고객군 선정에 있어 가장 효과적일 것으로 보인다.

32) 비우수고객군이란 우수고객을 제외한 나머지 보험신청자를 의미함.

33) 우수고객군 사고수준 = 우수고객군 사고율/비우수고객군 사고율

< Abstract >

The Effects of Using Individual Credit Information on Life Insurance Underwriting

Jaewook Chung^{*}, Yoon Hui Yeo^{**}

Using accident and illness insurance applicants' data of a domestic life insurance company for a certain time period (2009. 1~7), we empirically examine if there exists a certain relation between individual credit information and accident rate. In other words, we analyze, step by step, the marginal effects of using individual credit information as an underwriting factor, in addition to existing internal underwriting criteria of a life insurance company, on the accuracy of accident rate forecasting. As a first step, we statistically prove that, the higher the individual credit rating (in terms of high-level, medium-level, and low-level) is, the lower the accident rate is.

Second, to measure and compare the effects of predicting accident rate, we primarily derive three different logistic stepwise regression models, based on the scope of data employed (that is, "model 1"—a life insurer's internal data only; "model 2"—data compiled by the KFB, in addition to a life insurer's internal data; "model 3"—data compiled by the KCB, in addition to a life insurer's internal data as well as data compiled by the KFB). First, on "model 1," all the five variables from internal data have been safely selected. Those are gender, age, risk class, current number of policies owned, number of previous claim payments. Second, on "model 2," two variables from KFB data have been selected additionally, along with five variables from insurance company's internal data. Those two from KFB data are loan amount in banks and time since oldest credit opened. Third, on "model 3," four variables from KCB data have been selected additionally, along with five variables from insurance company's internal data, while any variables from KFB data have not been selected. Those four from KCB data are secured loan amount, percent of lump sum payment used in last one year, total number of delinquency substitute payment, and income. In the mean time, the unique direction of each selected variables was maintained in three dif-

* School of Business, Sejong University(Tel : 82-2-3408-3138, E-mail : jwchung@sejong.ac.kr)

** Korea Credit Bureau(Tel : 82-2-708-6178, E-mail : uniyeo@koreacb.com)

ferent models, and all the selected variables turned out to be statistically significant.

Finally, we compares the results of accident improvement in each model to the bottom 2%, 5%, and 10% of high-risk group respectively. Our result shows the ranking as an order of “model 3” > “model 2” > “model 1” in terms of improving the accuracy of accident rate forecasting. It implies that a life insurer may have positive effects of reducing the accident rate by using individual credit information as an underwriting factor, thus eventually improving management efficiency.

Key words : Life Insurance, Underwriting, Individual Credit Information,
Accident Rate

JEL Classification : G14, G22, G24, C31

환율의 연속적 파워변동성 분포와 이산적 점프 및 미시적 시장교란 효과의 비모수 추정*

이재득**

— 국문초록 —

GARCH 모형이나 확률적 변동성 모형 등 모수적 모형은 설정오류의 위험 뿐만 아니라 불연속적인 점프 변동성을 분석하는 것이 거의 불가능하다. 본 연구는 최근 개발되기 시작한 비모수적 변동성을 이용하여 미국달러화와 유로화의 환율에 대한 2001년~2010년도 동안의 하루 5분 간격의 초고빈도 자료를 사용하여 연속적 파워 변동성과 이산적 점프변동성에 대한 추정과 실증분석을 하였다. 본 연구결과 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률(RR), 실현된 수익률의 변동(RV), 그리고 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV) 모두 변동성집중 현상을 보이고 있으며 특히 2004년과 2008~2009년 전후에 변동성이 크게 나타났고 실현된 수익률의 변동성은 2004년과 2009년 전후에 불연속적인 점프가 상당히 크게 그리고 자주 발생하였다는 것을 발견하였다. 또한 변동성의 점프 통계량 기준에 의하면 2001년과 2010년 기간 중의 미국 달러화-유로화의 환율의 실현된 수익률의 변동성에 있어 불연속적이고 유의한 점프가 많이 발생하였다. 2001년부터 2010년 초까지의 미국 달러화의 유로화에 대한 환율에 대해 여러 가지 파워변동성을 사용하여 구한 점프 발생확률에 의하면 약 5일 혹은 7일 만에 점프가 발생한 것으로 나타나 2001년 이래 약 10년 동안 미국 달러화의 유로화에 대한 환율은 중단기적으로 불연속적이고 예측이 힘든 변동성 점프가 비교적 자주 발생하였다.

핵심단어 : 실현 변동성, 연속적 파워 변동성, 이산적 점프 변동성, 점프 통계량

JEL 분류기호 : G12, G24

투고일 2010년 10월 13일; 수정일 2010년 11월 16일; 게재확정일 2010년 12월 27일

* 이 논문은 2008년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (KRF-2008-327-B00122).

** 부산대학교 국제전문대학원 교수(Tel : 051-510-2585, Email : givethanks@pusan.ac.kr)

I. 서론

최근 2007년 이래 세계주요국의 주가와 환율을 비롯하여 금융 자산가격이 크게 변동하고 있고 2010년 9월 현재에는 미국과 중국을 비롯한 주요 국가들 간에는 환율전쟁에 대한 논쟁이 벌어지고 있다. 환율과 주식 등 금융자산시장의 수익률 및 가격 변동성(volatility)은 지난 10년간 금융경제학 관련부문에서 가장 중요한 연구분야가 되어 왔다. 주식이나 외환 등 금융자산의 수익률은 거의 예측할 수 없으나 수익률의 변동성은 관측하기가 쉽지 않으나 상당부분 예측가능하다고 학자들 간에 알려져 있다. ARCH 모델과 GARCH 모델 개발 이후 많은 경제금융학자들이 이러한 금융변수들의 시변변동성(time-varying volatility)을 설명하기 위하여 변동성 모형과 측정 및 변동성 예측에 관한 연구를 해왔다. Clark(1973)은 이러한 변동을 계량경제학적으로 최초로 규명하고자 하였고, Taylor(1986)는 확률적 변동성(stochastic volatility) 모형을 설정하였다. Shephard(2005)가 주장했듯이 이러한 확률적 변동성은 금융시장의 동학을 분석하는데 주요한 도구가 되어왔다.

그리하여 1980년대와 2000년대 초까지 이러한 금융자산가격의 변동성추정은 모수추정(parametric estimation)방법인 GARCH 모형이나 확률적 변동성모형, 혹은 블랙-숄츠(Black-Scholes) 모형에 의한 내재변동성과 연관된 특정 옵션가격결정모형이 주류를 이루어 왔다.

그러나 이러한 금융자산가격의 모수적 추정방법, 블랙-숄츠모형, 사후적 수익률의 제곱을 이용한 변동성 연구접근법은 나름대로 이론적으로 공헌을 해왔으나, 시장의 미시적 교란 구조와 변동성의 불연속적인 점프 등 해결되지 않은 변동성의 여러 숙제들이 결정적인 문제점으로 남아있다. 첫째, 1990년대와 혹은 현재에도 많이 사용하고 있는 금융자산가격의 모수적 추정방법의 양대 산맥인 GARCH 모형과 확률적 변동성(stochastic volatility) 모형은 근본적으로 정확하지 않은 모델설정의 오류(misspecification) 가능성을 많이 가지고 있다. 예를 들면, 여러 가지 행사가격에서 잘못 설정된 모델로 인하여 블랙-숄츠 옵션모형으로 설명할 수 없는 옵션가격변동성이 현실적으로 많이 존재한다.

둘째, 사후적인(ex-post) 수익률의 제곱을 이용하는 변동성연구방법은 Andersen과 Bollerslev(1998a)가 지적하였듯이 수익률의 제곱은 시장의 노이즈(noise)에 의해 오염된다. 더구나 이러한 시장의 노이즈는 일반적으로 시장의 신호보다 상대적으로 더 크다. 더구나 외환시장에서 환율은 가우시안 분포(Gaussian distribution)를 하지 않고 비대칭성

과 심한 불규칙한 변동성을 보이고 있다.

특히 고빈도 표본자료에는 환율이나 금융자산가격에 점프가 존재하며, 거시경제 뉴스의 발표와 기업의 수익보고서 같은 중요한 정보의 도착은 전형적으로 외환금융 자산가격의 즉각적이고 불규칙적인 이산적인 점프를 발생시키지만, 기존의 저빈도 자료를 이용한 기존의 GARCH 모형이나 확률적 변동성 모형에 의한 변동성 접근법으로는 이러한 불연속적인 변동성 분석이 거의 불가능하다.

그러므로 이러한 불규칙적이고 불연속적인 변동성을 규명하기 위한 새로운 변동성 접근법이 필요하다. 그리하여 최근 2000년대에 들어 실현된 변동성이론의 개발과 최근의 정보통신산업의 발달에 의한 초고빈도자료의 획득, 그리고 금융계량경제이론의 발달에 힘입어 Andersen, Bollerslev, Diebold 그리고 Labys(2001, 2003), Andersen, Bollerslev, Diebold(2002, 2004), Bandorf-Nielsen and Shephard(2001, 2004a, 2004b, 2005a, 2005b, 2006) 등은 이전의 변동성추정방법에 대한 대안이자 새로운 연구접근방법으로 실현된 변동성(realized volatility)이란 개념을 도입하여 비모수적 변동성추정 연구접근법이 현재 극소수의 외국학자들 사이에서 이제 초기적으로 시도 중이지만, 아직 이런 실현변동성과 파워변동성 접근법을 통한 금융자산의 연속적 변동과 불연속 점프에 대한 국내학자의 연구는 전혀 없으며 비모수적 접근법을 통한 파워변동성과 불연속적 점프 통계량 등에 관한 개념조차 아직 국내에 거의 소개되어 있지 않은 실정이다.

따라서 본 연구는 다음과 같은 연구범위와 연구목적을 가지고 있다.

첫째, 무엇보다도 중요한 것은 금융외환시장에서는 일반적인 변동성개념으로 잘 분석할 수 없는 불규칙하고 급격한 변동, 즉 변동성에 점프가 존재한다. 기존의 모수추정 접근법인 GARCH, 블랙-숄즈 모형, 확률적 변동성(stochastic volatility) 등의 연구접근법들은 금융외환시장에서 불규칙 점프가 있는 경우를 분석하고 규명하기는 매우 힘들다.

둘째, 기존의 모수추정적인 연구방법들이 주로 저빈도 자료인 년간, 분기간, 월간, 주간, 일간 자료 등을 사용해왔다. 그러나 이러한 저빈도 자료에 의한 분석은 일중 매일매일 시시각각으로 일어나는 외환금융시장에서 자산가격과 수익률의 변동성을 규명할 수 없다. 그래서 본 연구는 일중의 환율의 변동성을 분석하기 위하여 실현된 변동성개념을 사용하여 세계에서 가장 중요한 환율중의 하나인 미국달러-유로화 환율들에 대해 최근 2001년~2010년 동안의 5분 간격의 초고빈도 자료(ultra-high frequency data)를 사용하여 변동성을 분석할 것이다.

셋째, 세계적으로 볼 때, 최근까지 극소수의 학자들이 초고빈도자료를 이용한 환

율변동성과 점프를 연구하고 있고 현재도 연구가 초기단계에서 진행 중이지만, 국내연구는 전혀 없다. 그리하여 본 연구는 현재 개발되기 시작한 실현변동성과 Bipower 변동성, Tri-power Quarticity 변동성, Quad-Power Quarticity 변동성 등의 multi-power 변동성 등을 이용하여 달러-유로 환율에 대한 변동성과 불연속적 점프에 대한 실증적 연구를 하려고 한다.

II. 이론적 연구배경과 선행연구

현재 금융시장의 변동성에 대한 모형연구의 최대관심사는 금융자산 가격 특히 주식 가격과 외환가격, 즉 환율이 연속적인(continuous) 변동과정을 가지고 있는가 아니면 이러한 가격변동성이 불연속성(discontinuous) 과정 혹은 점프(jumps)를 보이고 있는가 하는 점이다.

이에 대한 한 가지 접근법은 연속적인 시간모형을 사용하는 어떤 특정한 모수추정 방법을 사용하는 들이다. 최근에는 Andersen et al.(2002), Chernov, Gallant, Ghysels, and Tauchen(2003), Eraker(2004), Eraker, Johannes and Polson(2003). 그리고 Pan(2002) 등의 연구가 있다.

그러나 이러한 모수(parametric) 추정적인 연구접근법은 다음과 같은 문제점들이 존재한다. 첫째, 아직도 모수추정적인 점프발산(jump diffusion)모형의 추정은 상당히 어려운 과제이다. 또한 일별, 주별 혹은 그 이상의 저빈도자료를 사용한 기존의 실증분석결과를 보면 순수한 발산적 다요소 모형을 사용한 확률변동성모형(pure diffusive multi-factor stochastic volatility model)과 점프를 가진 low-order 모델과의 분명한 차이가 존재하지 않는다.

둘째, 주로 일별자료 혹은 그 이상의 저빈도자료를 사용하는 이러한 모수추정적인 연구접근법은 외환금융가격 및 주식가격 등의 자산가격들이 금융자산시장의 변수들이 일중에도 종종 많은 변동들을 보이는 현상을 감안할 때, 그것을 명확히 설명하지(informative) 못하고 있다.

셋째, 특정한 모수추정적인 변동성모형들은 굉장히 많은 표본들을 가진 고빈도자료들을 사용하여 직접 추정할 때, 계산할 때 매우 어렵고 복잡해지는 난점이 존재한다. 마지막으로 고빈도자료들을 사용할 때 이러한 모수추정 모형은 금융자산시장의 미시적구조의 복잡성들을 그 모형에 적절하게 통합되어야 하는 것을 요구하지만 이것 역시 너무 어렵다.

그리하여 최근에는 두 번째 접근방법으로 1990년대 말과 2000년대부터는 일간의 저빈도자료를 사용하는 모수적인 추정모형보다 초고빈도자료를 사용하는 일중 및 일간 변동성측정구조에 초고빈도자료를 사용하여 비모수 추정적인(nonparametric) 연구접근법을 사용하려고 시도하고 있다.

Andersen and Bollerslev(1998b)의 연구를 효시로 하여, Andersen et al.(2001a, 2001b, 2007), Bandorf-Nielsen and Shephard(2004a, 2004b, 2005a, 2005b, 2006)등은 고빈도 자료를 사용하여 실현된 변동성을 사용하는 비모수적 추정방법을 사용하고 있다. 이들의 연구는 적절한 조건하에서 많은 초고빈도자료의 수익률의 자승합(squared returns)을 계속 합함으로써 가격변동과정을 2차식의 변동분(quadratic variation)으로 수렴하는 것을 이용한 비모수적 추정방법을 사용한다.

그러나 금융자산가격의 변동성을 연속적인 부분과 불연속적인 점프부분으로 분리하는 것은 옵션 등 자산가격결정(asset pricing), 포트폴리오, 위험관리 및 헷징 등의 연구에 매우 중요하다. 그리하여 이것을 분리하기 위해 Andersen and Bollerslev(1998a), Comte and Renault(1998), Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2001b), Bandorff-Nielsen and Shephard(2004a, 2004b, 2005a, 2005b, 2006)은 실현된 bipower 변동(variation)이란 개념을 최초로 고안하여 실현된(realized) 변동과 결합하여 직접적인 비모수적인 추정방법에 의해 금융자산가격의 총변동분을 연속적인 표본들의 변동과 불연속적인 점프부분을 2가지 부분으로 의해 분리할 수 있게 되었다. 그리하여 Andersen, Bollerslev, Diebold(2004, 2007), Huang and Tauchen(2005)는 이러한 아이디어를 사용하여 금융자산가격의 일중 총변동분을 연속적인 변동분과 불연속적인 점프부분으로 나누는 실증분석을 시도하였다.

이러한 새로운 비모수 추정방법에 의한 변동성측정은 실현된 변동성을 표준적인 이산적인 시간의 시계열과정에 의해 Andersen et al.(2004, 2007), Deo et al.(2005), Martens(2002), Martens and Dijk(2007) 등은 축약형 변동성 예측모형을 개발하는데 기여하고 있다.

이와 같이 비교적 단순한 비모수적인(nonparametric) 변동성 추정방법은 일중의 분단위 등의 고빈도자료들을 변동성측도에 효율적으로 도입함으로써, 기존의 아주 복잡한 모수적인(parametric) 변동성추정방법보다 우월한 실증분석결과를 일반적으로 보여준다. 그러나 이러한 단순성은 여러 가지 변동성의 구성성분들에 대한 정보와 지식을 무시하는 대가로 나오는 것이다.

그러한 점프에 대한 모수적 모형은 Andersen, Bollerslev, Diebold(2002, 2004, 2007),

Andersen, Bollerslev, Diebold 그리고 Vega(2003) 등이 하고 있고, 점프에 대한 비모수적 검증은 Johannes(2004)가 하고 있다. 또 다른 최근의 논의는 자산수익률에 연속적인 표본 발산과정을 유지하지만, 변동성과정을 순수한 상향식의 Levy 점프에 의해 인도되는 비가우시안 Ornstein-Uhlenbeck과정을 가지는 것이다. 예를 들면 Bandorff-Nielsen and Shephard (2005a, 2005b)의 연구를 들 수 있다.

기술적으로 말하면 변동성과정에 있어 점프는 개념적으로 새로운 이론적인 이슈는 아니다. Levy 프로세스는 반 마팅게일(semi-martingale)이고, 위에서 논의한 발산과정의 일반적 장치이다. 이러한 접근법의 실증적인 분석은 아직 시작단계이다. Gallent et al.(1999)은 변동성 발산을 적분변동성을 사용하여 측정하고 있다.

비모수적(Nonparametric) 변동성 측정은 어떤 특정한 함수에 대한 가정 없이 직접 사후적으로 실증적인 평가를 주고 있다. 모수적 ARCH 모형은 기대 변동성을 이산적으로 관측된 수익률의 명시적인 함수, 즉 모수화된 조건부 기대치의 함수로 고안된 모형이지만, Nelson(1996a, 1996b), Fornari and Mele(2001), Mele and Fornari(2000) 등은 잠재적 순간적인 변동성 정보를 추출하기 위하여 고안된 필터들로 비모수적 모형을 다루고 있다.

한편, 미시구조적인 편의를 극복하기 위하여 다른 대안적인 실현된 변동성 측도 개발이 촉진되었는데, 그 중의 하나가 고빈도자료의 수익률에 있어 매입-매도 간격(bid-ask bounce)과 비동시적 거래 및 호가 등에 야기될 수 있는 시계열 상관에 대한 교정으로 MA(1) 류의 필터를 취하고 있는 Andersen과 Bollerslev, Diebold, Ebens(2001), Corsi, Zambach, Muller and Dacorogna(2003) 등의 연구가 있으며 Bandi and Russell(2005a; 2005b) 등은 변동성에 대한 미시적인 구조 연구를 하고 있다.

실현된 변동성접근법은 참으로 실제로 측량 불가능한 시장의 미시구조적인 마찰 때문에 아주 단기간에 걸친 무수히 많은 수익률을 표본으로 사용하는 것이 바람직하지 않다는 사실에 때문에 개발이 촉진된 것이다. Andersen and Bollerslev(1998b), Andersen and Bollerslev, Lange(2004), Andreou and Ghysels(2002), Bandorff-Nielsen and Shephard (2004a; 2004b; 2006), Barucci and Reno(2002), Bollerslev and Zhou(2002; 2006) 등에 의하여 모델이 설정되었고 시뮬레이션 기법을 사용하였다. Goncalves et al.(2005), Hansen and Lunde(2004a, 2004b) 등은 실현된 분산을 측정하는 것을 연구하였다. 그리하여 Fleming, Kirby and Ostdiek(2003)의 연구에 나와 있듯이 전통적인 변동성측도보다 실현된 변동성 모형 접근법이 특히 실제적인 포트폴리오 선택과 배분, 좀 더 정확한 옵션가격 계산

등의 금융재무결정에 중요한 진전을 가져왔다.

Ⅲ. 실현 변동성과 변동성 점프 모형

실현 변동성 모델을 설정하기 위하여 본 연구에서는 먼저 재정이 없는(no arbitrage)이 없는 순간적인 정보 메커니즘을 가진 연속적 호가와 거래를 하는 자산시장에서의 어떤 자산가격의 로그 가격을 $p(t)$ 라고 가정하고 다음과 같은 식이 설정된다.

$$dP(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) + d\gamma_J(t), \quad 0 \leq t \leq T$$

여기서 $\mu(t)$ 는 국지적으로 연속적인 한계가 있는 변동과정(continuously locally bounded variation process) 즉 drift를 나타내는 것이고, $\sigma(t)$ 는 순간적인(instantaneous) 변동성을 나타낸다. $W(t)$ 는 표준적인 브라니언 모션(Brownian Motion)을 나타낸다.

γ_J 는 순수한 점프 Levy 과정(process)을 나타내며, $\gamma_J(t) - \gamma_J(s) = \sum \tau \kappa(\tau)$, $s \leq \tau \leq t$ 이고, $\kappa(t)$ 는 만약 τ 기에 만약 점프가 일어나면, 그때의 점프 혹은 점프변동의 크기를 나타낸다. 점프가 일어나는 회수를 나타내는 과정을 $dq(t)$ 로 표시하고 t 기에 점프가 발생하면 1, 발생하지 않으면 0으로 두면, 위의 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$dP(t) = \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) + \kappa(t)dq(t), \quad 0 \leq t \leq T \quad (1)$$

본 연구에서는 시간 단위는 일간(daily) 단위를 상정하며, 정수 t 에 대하여 일중의 수익률(intraday return)을 다음과 같이 정의한다.

$$r_{t,j} = p(t-1 + \frac{j}{M}) - p(t-1 + \frac{j-1}{M}), \quad j = 1, 2, \dots, M. \quad (2)$$

여기서 M 은 관측된 표본의 주기(sampling frequency)를 나타낸다. 본 연구과제에서는 Bandorf-Nielsen and Shephard(2004a), 그리고 Bollerslev, Kretschmer, Piorch, and Tauchen (2005) 등의 연구에서와 같이, 일중의 실현된 수익률의 변동성 측정치를 분석한다.

1. 실현 변동성(realized volatility) 모형

먼저 일종의 수익률의 자승근의 합을 이용하여 실현된 자승 변동(realized quadratic variation)을 도출하여 이것을 실현된 변동(realized variation) 혹은 실현된 변동성(realized volatility)으로 정의하면, t 일의 실현된 변동의 측정치는 다음과 같이 RV_t 로 나타난다.

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2, \quad j = 1, 2, \dots, M. \quad (3)$$

실현된 변동성은 빈번한 주기의 표본의 자승수익률을 합함으로써 사후적인 자산 변동을 측정하는 것으로, 최근 Andersen and Bollerslev(1998b), Andersen et al.(2001a, 2001b), Bandorf-Nielsen and Shephard(2004a, 2004b) 등이 재무경제학과 시변변동성 모형에서 처음으로 자승변동이론을 실증적 분석에서 도입되기 시작하였다. 본 연구에서는 매일 실현된 변동성을 단순히 일종의 수익률의 자승(intraday squared returns)을 더함으로써 실증적으로 구한다.

따라서 일종의 수익률 표본을 매우 빈번하게 구하여 더함으로써 실현된 변동성을 내재하는 적분된 변동성(integrated volatility)으로 나타내므로 당연히 변동성척도로 사용할 수 있다. 실증적으로 볼 때, 실현된 변동성은 관측되는 것으로 간주할 수 있고 이것은 변동성이 잠재적(latent)인 것으로 간주하는 복잡한 계량경제모형보다 좀 더 용이하고 직접적으로 다룰 수 있는 장점이 있다.

특히 실현된 변동은 일반적으로 금융자산 혹은 외환 수익률의 표본의 주기 M 이 무한대로 접근해갈 때, Andersen and Bollerslev, 그리고 Diebold(2002, 2007)의 연구와 같이 연속적인 변동뿐만 아니라 불연속적인 점프가 존재할 때 확률적으로 다음과 같이 접근해간다.

$$\lim_{M \rightarrow \infty} RV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds + \sum_{j=1}^{N_t} \kappa_{t,j}^2 \quad (4)$$

여기서 N_t 는 어느 특정한 t 일의 수익률 점프변동의 수를 나타내고 $\kappa_{t,j}$ 는 t 일의 점프변동의 크기를 나타낸다. 따라서 실현된 변동은 적분된 변동(integrated variance)의

크기를 나타내는 연속적인 $\int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds$ 와 불연속적인 점프부분을 포함한 총 수익률 변동의 사후적인 측정치를 의미한다.

2. 실현된 Bipower 변동성 모형

Bandorf-Nielsen and Shephard(2004a)는 특히 연속적인 변동분과 점프 변동분을 구분하기 위하여 처음으로 Bipower 변동의 측정치(BV)라는 것을 도출하였는데 본 연구에서는 이것을 원용하여 Bipower 변동을 다음과 같이 정의한다.

$$BV_t = \mu_1^{-2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{t,j-1}| |r_{t,j}| = \frac{\pi}{2} \left(\frac{M}{M-1} \right) \sum_{j=2}^M |r_{t,j-1}| |r_{t,j}|, \quad (5)$$

$$\mu_1 = \sqrt{\frac{2}{\pi}} = E(|Z|), \quad Z \sim N(0,1).$$

그런데 이러한 Bipower 변동은 표본의 주기를 아주 많이 세분하여 M의 크기를 크게 증가시키면, 다음과 같이 적분된 변동치로 확률적으로 접근해간다.

$$\lim_{M \rightarrow \infty} BV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds. \quad (6)$$

이와 같이 수익률의 Bipower 변동(BV)은 점프들의 영향을 받지 않는 적분된 변동의 일치추정량이 되므로 Bandorf-Nielsen and Shephard(2004a, 2004b, 2006)의 연구에 나와 있듯이 (RV_t, BV_t) 는 순수한 점프 변동분의 일치추정량이 되며, 자산이나 환율 수익률의 점프를 검증하는데 토대가 될 수 있다. 따라서 실현된 총변동과 실현된 Bipower 변동의 차이분은 총가격변동분에 대해 점프부분이 얼마나 많이 공헌하고 있는가 하는 비모수적 추정량으로 사용할 수 있다.

3. 점프(Jump) 모형

Huang and Tauchen(2005)은 점프부분이 총변동에 얼마나 상대적으로 공헌하고 있는가를 측정하기 위해 어느 특정한 t일의 상대적 점프크기와 공헌도를 나타내는

상대적 점프 측정치(RJ_t)로 다음과 같이 설정하였다.

$$RJ_t = \frac{RV_t - BV_t}{RV_t}. \quad (7)$$

RJ_t는 고빈도주기인 일중의 환율 혹은 외환자산수익률이나 가격의 총변동에 대한 상대적 공헌도의 크기를 나타낸다. 그리하여 다음과 같이 점프변동을 로그로 표시하여 점프의 공헌도를 측정할 수 있다.

$$J_t = \log RV_t - \log BV_t \quad (8)$$

그러나 본 연구에서는 실현된 점프의 크기를 측정하거나 점프의 공헌도를 혹은 점프 측정치의 민감성을 분석하기 위하여 실현된 점프를 실현된 변동과 적분된 변동(integrated variation)의 추정치의 차이로서 다음과 같이 표시한다.

$$RJ_t(\Delta) \equiv RV_t(\Delta) - \widehat{IV}_t(\Delta) \rightarrow \sum_{t-1}^t \kappa^2(s). \quad (9)$$

위식에서 $\widehat{IV}_t(\Delta)$ 는 적분된 변동(integrated variation)의 추정치로 Bipower 실현 변동의 측정치(BV)나 임의의 일치추정량이 될 수 있다.

4. 변동성의 결합분포

환율과 같은 금융자산 가격의 변동성에 점프가 없고 표본주기 M이 무한대로 갈 때, 실현변동성(RV₀)와 실현된 Bipower 변동성(BV₀)의 두 변동성의 결합 점근분포는 Bandorf-Nielsen and Shephard(2006)의 연구에서처럼 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$M^{\frac{1}{2}} \left(\int_{t-1}^t \sigma^4(s) ds \right)^{-\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} RV_t - \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \\ BV_t - \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \begin{pmatrix} v_{qq} & v_{qb} \\ v_{qb} & v_{bb} \end{pmatrix}), \quad (10)$$

$$\text{여기서 } \begin{pmatrix} v_{qq} & v_{qb} \\ v_{qb} & v_{bb} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_4 - \mu_2^2 & 2(\mu_3\mu^{-1} - \mu_2) \\ 2(\mu_3\mu^{-1} - \mu_2) & (\mu_1^{-4} - 1) + 2(\mu_1^{-2} - 1) \end{pmatrix},$$

$$\mu_1 = \sqrt{\frac{2}{\pi}}, \mu_2 = 1, \mu_3 = 2\sqrt{\frac{2}{\pi}}, \mu_4 = 3, v_{qq} = 2, v_{qb} = 2, v_{bb} = \left(\frac{2}{\pi}\right)^2 + \pi - 3,$$

점근적으로 $v_{qb} = v_{qq}$ 의 경우는 가우시안 오차항의 경우이며, RJ_t 는 통합변동 $\int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds$ 의 가장 효율적인 추정량이 된다. 따라서 Bipower 변동은 점프가 없을 때는 덜 효율적인 추정량이 된다.

5. Tri-Power Quarticity and Quad-Power Quarticity

한편, 본 연구에서 RV_tBV_t 로 환율변동성의 점프에 대한 조건부 표준편차의 크기를 결정할 때는 Andersen and Bollerslev, 그리고 Diebold(2004), Bandorf-Nielsen and Shephard(2004a)의 연구에서와 같이 multipower 변동의 특수한 경우인 다음과 같은 점프의 실현된 Tri-Power Quarticity(TP_t) 통계량을 사용한다.

$$TP_t = M\mu_{4/3}^{-3} \left(\frac{M}{M-2} \right) \sum_{j=3}^M |r_{t,j-2}|^{4/3} |r_{t,j-1}|^{4/3} |r_{t,j}|^{4/3}, \quad (11)$$

$$\mu_{4/3} \equiv 2^{2/3} \Gamma(7/6) \Gamma(1/2)^{-1} = E(|Z|^{4/3}).$$

그리고 이때는 점프가 있을지라도 $TP_t = \int_{t-1}^t \sigma^4(s)ds$ 가 된다. 위의 식에서 정규화(normalizing)시키는 상수 M 이 있는 이유는 위의 식 안에 있는 각각의 절대값이 $\sqrt{\Delta t}$ 의 차수(order)로 되어 있으며 이 절대값들의 곱하기는 (Δt) 의 차수로 되어 있으며, 그것들의 합은 Δt 의 차수로 되어 있기 때문이다. M 은 $\frac{1}{\Delta t}$ 이기 때문에 이 통계량의 차수를 상쇄시켜서 잘 정의된 유한값으로 접근해간다. 또한 정규화시키는 $\mu_{4/3}^{-3}$ 항은 각 수익률의 절대값들이(4/3)의 승(power)으로 3개가 있기 때문이다.

각 수익률의 절대값들의 승은 2보다 작아야 한다. 만약 그것이 2라면 이 통계량은 RV와 같은 성질을 가져서 연속적 시간 변동분과 점프변동을 가지게 되며, 그것이 2보다

크다면 정규화시키는 상수와 점프부분의 상호작용에 의해 이 통계량값은 무한대가 되어 버리기 때문이다.

본 연구에서는 환율변동성분을 분석하기 위하여 Bandorf-Nielsen and Shephard (2004a, 2004b)등이 맨처음으로 개발한 또 다른 통계량인 실현된 Quad-Power Quarticity (QP) 통계량도 사용한다.

$$QP_t = M\mu_1^{-4} \left(\frac{M}{M-3} \right) \sum_{j=4}^M |r_{t,j-3}| |r_{t,j-2}| |r_{t,j-1}| |r_{t,j}|. \quad (12)$$

그리하여 표본이 T 일 일 때는 그에 해당하는 전표본(full sample)의 TP 와 QP 의 통계량은 다음과 같이 도출한다.

$$TP_T = \sum_{t=1}^T TP_t, \quad QP_T = \sum_{t=1}^T QP_t. \quad (13)$$

6. 점프 검정 통계량 추정

본 연구에서는 환율의 수익률의 매일의 변동과 비정상적인 변동 즉 점프가 있는지 없는지를 측정하기 위하여 Bandorf-Nielsen과 Shephard(2006)의 연구와 Andersen과 Bollerslev, 그리고 Diebold(2007), 연구를 원용하여 실현된 변동과 bipower 변동을 사용하여 다음과 같은 일간 점프 통계량을 사용한다.

$$Z_t = \frac{RV_t - BV_t}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} IQ_t}} \quad (14)$$

위식에서 $IQ_t \equiv \int_{t-1}^t \sigma^4(s) ds$ 로 정의된다. Andersen and Bollerslev, 그리고 Diebold (2007)의 연구와 같이 IQ_t 를 추정하기 위하여 앞에서 정의한 Tri-Power Quarticity(TP_t) and Quad-Power Quarticity(QP_t)를 각각 사용한다.

그리하여 Tri-Power Quarticity(TP) 측정치를 사용하여 다음과 같은 일간 점프를 측정하는 검정통계량을 사용한다.

$$Z_{TP,t} = \frac{RV_t - BV_t}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} TP_t}}. \quad (15)$$

M이 무한대로 갈 때, 점프가 없다면 각 t일에 있어 $Z_{TP,t} \rightarrow N(0, 1)$ 이 되며 시계열 $\{Z_{TP,t}\}_{t=1}^T$ 는 환율변동에 있어 일간 점프의 발생을 나타내준다. 그리고 Quad-Power Quarticity(QP) 통계량과 연관된 정규분포 점프 통계량은 다음과 같이 유사한 통계량으로 나타난다.

$$Z_{QP,t} = \frac{RV_t - BV_t}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} QP_t}}. \quad (16)$$

그러나 식 (15)와 식 (16)에 의해 정의된 점프 통계량은 큰 임계수준(critical value)에서 점프가 없다는 귀무가설을 조금 과도하게 기각하는 경향을 가진 단점이 있으므로, Andersen, Bollerslev, Diebold and Labys(2001, 2003a), Andersen, Bollerslev, Diebold(2004), Bandorf-Nielsen and Shephard(2005a, 2005b) 연구에서와 같이 유한표본(finite samples)의 검정력을 높이기 위해 본 연구에서는 로그 환율변동을 이용하여 다음과 같은 점프 통계량들도 분석해본다.

$$Z_{LTP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \frac{TP_t}{BV_t^2}}}. \quad (17a)$$

$$Z_{LQP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \frac{QP_t}{BV_t^2}}}. \quad (17b)$$

한편, Bandorf-Nielsen and Shephard(2005a)가 지적하는 바와 같이 위의 두 가지의 통계량을 다시 최대로 조정된 점프 통계량을 사용함으로써 표준정규분포에 더욱더 근접하는 장점을 가진 점프 통계량을 본 연구에서 분석해본다.

$$Z_{MTP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \max(1, \frac{TP_t}{BV_t^2})}}. \quad (18a)$$

$$Z_{MQP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \max(1, \frac{QP_t}{BV_t^2})}}. \quad (18b)$$

t일에 있어 점프가 없다는 귀무가설하에서 M이 무한대 혹은 $\Delta \rightarrow 0$ 으로 수렴해가는 초고빈도 자료에서는 위의 모든 점프 통계량은 점근적으로 표준화된 정규분포로 접근해간다. 그렇지만 여러 점프 중에서 어떤 점프가 유의한 점프(significant jump)인가를 결정하기 위해 위의 각종 점프의 통계량($Z_t(\Delta)$)이 특정 임계치(critical value)를 초과하는 점프를 유의한 점프라고 다음과 같이 규정한다.

$$J_{t,\alpha}(\Delta) \equiv I[Z_t(\Delta) > \Phi_\alpha][RV_t(\Delta) - \widehat{IV}_t(\Delta)]. \quad (19)$$

위 식에서 $I[Z_t(\Delta) > \Phi_\alpha]$ 는 인디케이터 함수(indicator function)로서 t일에 있어 α (예를 들면 $\alpha = 0.999$) 유의수준(significance level)에서 점프가 탐지된다면 1이 되고 그렇지 않으면 0이 된다. 여기에서 불연속한 점프부분과 연속적인 변동부분을 합하면 실현된 변동성이 되어 Andersen et al.(2005)의 연구에서와 같이 적분된 변동은 다음과 같은 추정량으로 설정된다.

$$C_{t,\alpha}(\Delta) \equiv [1 - I[Z_t(\Delta) > \Phi_\alpha]]RV_t(\Delta) + I[Z_t(\Delta) > \Phi_\alpha]\widehat{IV}_t(\Delta). \quad (20)$$

위 식에서 $\alpha = 0$ 이면, $C_{t,\alpha}(\Delta) = \widehat{IV}_t(\Delta), \forall t$. 여기서 $\Phi_\alpha > 0$ 이면, $J_{t,\alpha}(\Delta)$ 와 $C_{t,\alpha}(\Delta)$ 는 양수가 되며, 점프가 0보다 큰 경우는 α 가 0.5이상인 경우가 된다.

IV. 통계자료와 실증분석 결과

1. 표본과 통계자료

사실 환율과 주식 등 고빈도 자료를 사용하는 통계분석도 어렵지만 고빈도 자료를

구하여 자료를 연구에 적합하게 처리하는 것은 분석보다 어떤 의미에서는 더 힘들다고 볼 수 있다. 환율통계자료는 극히 최근에 Olsen and Associates에서 주요국 통화에 대한 환율과 자산수익률에 대한 초고빈도 자료를 유상으로 제공하고 있으므로, 본 연구에서도 주요국 통화의 초고빈도 자료를 사용하기 위해서 스위스 쥐리히의 Olsen and Associates의 상당히 비싼 유상자료를 사용하여야 되었다. 본 연구에서 환율 혹은 외환금융가격 수익률의 연속적인 변동부분과 비연속적인 점프부분과 변동성 분포와 통계적 추정을 위하여 환율자료 중 가장 신빙성이 있고 세계에서 가장 큰 교역국인 미국의 달러화와 EU의 유로통화간의 현물 환율(U\$/Euro) 자료를 사용하였다. 다른 국가 통화간의 환율들도 같이 분석하고 싶었지만 미국달러와 유로화 환율 이외의 다른 환율들은 초고빈도 환율자료가 일관성이 없었고 중간 중간에 초고빈도 주기의 환율이 표시되지 않은 날들이 많았다.¹⁾

최근의 최신 금융재무경제에서 초고빈도 자료를 사용하기 시작하였는데 본 연구에서 사용한 자료의 기간은 2001년 1월 1일부터 2010년 2월 1일까지의 미국달러-유로 현물환율(U\$/Euro)의 초고빈도 자료인 일중(within-day)의 5분 자료(하루에 288개의 5분 자료, 즉 $M = 288$, $\Delta = 1/288$)를 사용하였다. 그리하여 5분간의 환율 수익률을 로그 환율의 차이로 표시하였다. 그러나 이 가운데 환율의 주말효과를 피하기 위해 GMT 시간으로 금요일 21:00시에 일요일 GMT 21:00시까지의 자료를 생략하였다. 또한 특정 공휴일 기간들인 크리스마스(12월 24일~26일), 새해 연휴(12월 31일~1월 2일), 미국의 독립기념일인 7월 4일, 부활절 월요일, 현충일, 노동절, 추수감사절 휴일 등을 제외하였다.

또한 자료의 신빙성을 높이기 위해 기록오류로 볼 수 있는 경우와 관측이 이루어지지 않은 날들을 표본에서 제외하여 총 관측일수는 2,844일을 채택하였다. 그리하여 미국 달러-유로 환율의 5분간의 수익률은 $r_{t+\Delta, \Delta}$, $t = \Delta, 2\Delta, 3\Delta, \dots, 2844$ 로 표시되며 5분간의 누적 수익률로 이루어진 일간 환율 수익률은 $r_{t+1} \equiv r_{t+1,1} \equiv r_{t+\Delta, \Delta} + r_{t+2\Delta, \Delta} + \dots + r_{t+1, \Delta}$, $t = 1, 2, \dots, 2844$. 따라서 본 연구에서는 미국 달러-유로 현물 환율에 대해서 표본의 총관측치 개수가 $2,844(\text{일}) \times 288(\text{일중 5분간 자료개수}) = 819,072$ 개에 달하는 고빈도 환율 관측치를 사용하였다.

1) 우리나라의 미국 달러화나 유로화에 대한 원화환율도 구입하여 분석하려고 하였으나 자료의 불충분으로 통계상의 문제가 있을 것 같아 분석하지 않았다.

2. 실증분석 결과

(1) 실현된 수익률과 변동성 점프 기초통계량

<표 1>은 2001년 1월 1일부터 2010년 2월 1일까지의 2,843일 동안의 실현된 수익률과 변동성 점프 통계량을 보여주고 있다. 일중 5분 간격의 288개의 누적수익률을 통계자료를 나타내 준다. RR은 먼저 실현된 달러-유로화 환율의 수익률을 나타내며, RV는 실현된 수익률의 변동 혹은 수익률의 분산을 나타내는 것은 실현된 변동성(realized volatility)을 나타내며, BV는 실현된 bipower 수익률의 변동성을 나타낸다. RJ_BV는 bipower를 사용하였을 때 실현된 점프를 나타내며, RJ_Stat는 tripower를 사용했을 때의 식 (14)에서 정의된 점프 통계량을 나타낸다. RQ는 quartipower 변동량을 나타낸다. 위의 통계량 중에서 평균(mean)을 보면 점프 통계량인 RJ_Stat를 제외하고는 모두 수익률의 통계량으로서 예상했던 대로 평균이 0에 가깝게 나타나고 있다.

<Table 1> Basic Statistic

This table shows that the basic statistics of the realized returns of US-Euro exchange rates(RR), the realized variances(RV), the bi-power variances(BV), the realized jumps(RJ_BV) using bipower variation, the realized jump statistics(RJ_Stat) and quartipower variances(RQ), respectively. The observation and miss in the table represent the number of observations and missing values, respectively and std.dev means the standard deviation, min represents minimum values and max represents maximum values.

Variable	observation	miss	min	mean	max	std.dev
RR	2843	0	-0.026229	0.00015444	0.034056	0.0059394
RV	2843	0	2.5969e-009	3.6038e-005	0.00055487	3.9737e-005
BV	2843	0	0	3.4405e-005	0.00055487	3.8746e-005
RJ_BV	2843	0	0	1.6334e-006	9.7663e-005	5.5754e-006
RJ_Stat	2843	0	-2.0039	1.9301	42.45	2.6228
RQ	2843	0	0	5.4404e-009	1.0446e-006	2.6759e-008

(2) 밀도함수 분포

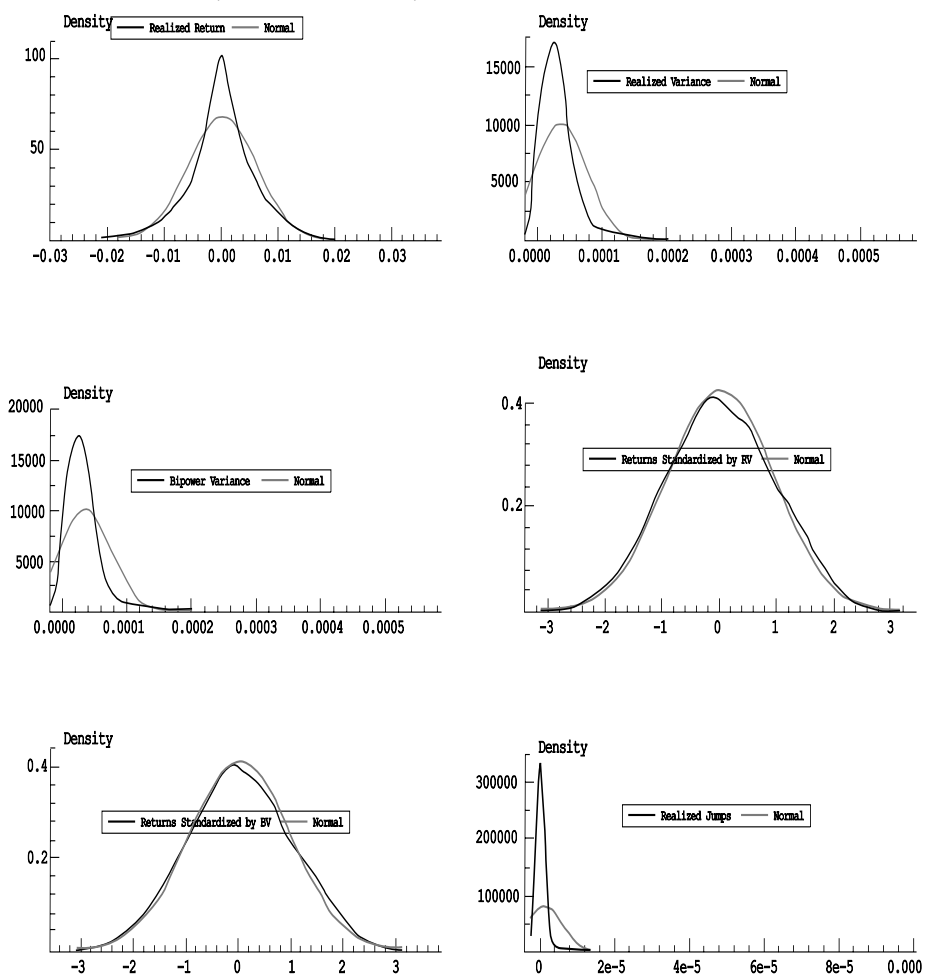
미국달러-유로 환율의 실현된 수익률의 변동성을 밀도함수를 구하여 나타내면 <그림 1>과 같다. <그림 1>의 제일 위쪽의 좌측 그림에서 실선은 달러-유로 환율의 실현된 수익률의 확률밀도함수를 나타내고 점선은 정규분포의 확률밀도함수를 나타낸다. <그림 1>에서 나와 있듯이 달러-유로 환율의 실현된 수익률의 확률밀도함수는 정규분포의 확률밀도보다 보다 뾰족한 첨도를 가지고 있으며 두꺼운 꼬리를 가지고 있는 전형적

인 금융시계열 모습을 보이고 있다. 그리고 제일 위쪽의 오른쪽 그림과 중간의 좌측 그림은 각각 수익률의 실현된 변동(RV)과 실현된 bipower 변동(BV)의 확률밀도함수가 나타나 있는데 이 두 분포 모두 정규분포보다 뾰족하게 나타나 있음을 알 수 있다.

그러나 위의 두 분포를 실현된 변동(RV)으로 표준화한 분포에서는 중간의 우측 그림과 제일 밑의 좌측 그림에서 나타난 것과 같이 실현된 변동과 bipower 변동에 의해

<Figure 1> Density Functions

This figure compares the density function of the realized return, the realized variance(RV), the bipower variation(BV), the returns standardized by RV, the returns standardized by BV, and the realized jumps with the normal density function, respectively.



표준화된 그래프들에서는 정규분포와 다소 비슷하게 나타 있다. 제일 밑의 좌측에 나타난 실현된 점프는 정규분포보다 상당히 0 주변에 밀집되어 분포되어 있어 점프가 간혹 일어난다는 것을 알 수 있다.

(3) 실현된 수익률과 실현 변동성 분포

1) 실현된 수익률

<표 2>에서 실현된 수익률(RR)을 보면 정규분포 검정결과 왜도를 보면 5% 유의수준에서 오른쪽으로 치우쳐 있으며 첨도 역시 정규분포보다 뽀족하며, Jarque-Berra 통계량 역시 정규분포하지 않는 것으로 나타나 전형적인 금융시계열의 특성을 가지고 있다.

또한 오차항의 이분산성을 ARCH 통계량으로 검정한 결과 시차 1~50까지 모두 이분산을 가지고 있는 것으로 나타났다. 오차항의 자기상관을 q 통계량으로 조사한 결과 시차 5에서는 자기상관이 나타났으나 시차 10과 20에서는 모든 시차에서 자기상관계수가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 계열적 자기 종속성이 존재한다고 볼 수 없다. 한편 수익률 자료의 제곱을 한 자료의 q 통계량에서는 모두 자기상관이 나타나고 있다.

그리고 Lo와 MacKinlay의 5기의 분산비율검정(variance-ratio(5)) 검정에서는 분산비가 약 0.92로 나타났고 p값이 0.11로 나타나 5기까지 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하지 못하므로 계열의 종속성이 없다. 기간을 50까지 연장해도 랜덤워크라는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 달러-유로 환율은 미래기의 수익률은 과거기나 현재기의 수익률로 예측할 수 없다.

달러-유로 환율의 장기기억과정(long memory process)을 검정하는 Hurst-Mandelbrot의 R/S(Rescaled Ranged) 검정통계량과 Lo의 R/S 검정통계량으로 볼 때 5% 유의수준에서 장기적으로 자기상관과 장기 종속성은 발생하지 않는 것으로 나타났다.

Runs 검정통계량은 역시 2.53로 나타나 5%와 1% 유의수준에서 변동성 방향이 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하지 못하고 변동성 방향이 종속성을 가지고 있음을 나타낸다. 이것은 달러-유로 환율의 수익률이 현재기 양으로 나타나면 그 다음 기에도 양으로 나타나며, 달러-유로 환율의 수익률이 현재기 음으로 나타나면 그 다음 기에도 음으로 나타나는 경향이 있다는 것을 의미하는데 이것 역시 금융시계열의 특징 중의 하나인 유령효과(ghost effect)를 나타내고 있다.

<Table 2> Realized Rate of Return(RR)

This table shows that the statistics of the normality test, ARCH test, Q-statistics, Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, Long memory test and Runs test of Realized Rate of Returns(RR). In this table, in Q-Statistics, the null hypothesis(H0) is no serial correlation and accept H0 when the probability is high [$Q < \text{Chisq}(\text{lag})$]. In the Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, N means the number of periods, VR means the Variance-Ratio statistic and ZN statistic means $[\widehat{VR}(N) - 1] / \sqrt{\text{Var}(\widehat{VR})}$. The asymptotic distribution of ZN statistic is $N(0, 1)$. In the Hurst-Mandelbrot Test, H0 is no autocorrelation and in Lo Test H0 is no long-term dependence, respectively. the superscript ^(**) represents the test statistic is significant at 5(1) significance level.

a : Normality Test

	Statistic	t-Test	P-Value
Skewness	0.085523	1.8626	0.062516
Excess Kurtosis	2.3678	25.794	1.0460e-146
Jarque-Bera	667.61	.	1.0731e-145

b : ARCH Test

ARCH 1~2 test :	F(2,2838)	=	26.565 [0.0000]**
ARCH 1~5 test :	F(5,2832)	=	23.288 [0.0000]**
ARCH 1~10 test :	F(10,2822)	=	25.027 [0.0000]**
ARCH 1~20 test :	F(20,2802)	=	17.861 [0.0000]**
ARCH 1~50 test :	F(50,2742)	=	9.8187 [0.0000]**

c : Q-Statistics

Q-Statistics on Raw data

Q(5)	=	12.8435 [0.0248904]*
Q(10)	=	16.6845 [0.0816428]
Q(20)	=	27.9373 [0.1108912]
Q(50)	=	70.6174 [0.0289611]*

Q-Statistics on Squared data

Q(5)	=	156.610 [0.0000000]**
Q(10)	=	388.083 [0.0000000]**
Q(20)	=	740.059 [0.0000000]**
Q(50)	=	1755.46 [0.0000000]**

d : Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test

N	VR	stat	ZN stat	P-value
5.00000		0.91997	-1.60395	0.10872
20.00000		0.94065	-0.52170	0.60188
50.00000		1.00978	0.05339	0.95742

e : Long Memory Test

Hurst-Mandelbrot R/S test statistics : 1.12544

Lo R/S test statistics : (q = 1) : 1.14797, (q = 20) : 1.15955, (q = 50) : 1.1283

Critical Values : 90% : [0.861, 1.747], 95% : [0.809, 1.862], 99% : [0.721, 2.098]

f : RUNS TEST = 2.52825 [0.01146]

따라서 달러-유로 환율의 수익률은 정규분포하지 않으며 이분산성을 가지고 있으며 단기에서 수익률의 변동성의 방향은 종속성이 있으나, 수익률은 대체로 변동성에 있어 장기적은 종속성이 없는 것으로 나타났다.

2) 실현된 변동

<표 3>에서는 달러-유로 환율의 실현된 변동(RV)에 대한 여러 가지 분석을 보여주고 있다. 먼저 정규분포 검정결과 왜도를 보면 3.99로 나타나 위의 실현된 수익률과 마찬가지로 5% 유의수준에서 오른쪽으로 훨씬 치우쳐 있으며 첨도 역시 통계량이 27.28로 나타나 정규분포보다 훨씬 뾰족하게 나타나 예상했던 대로 정규분포하지 않는 것으로 나타났으며, Jarque-Berra 통계량 역시 매우 높게 나타나 정규분포하지 않는 것으로 나타났다. 오차항의 이분산성에 대한 것은 ARCH 통계량으로 검정한 결과 시차 1~50까지 모두 이분성을 가지고 있는 것으로 나타나 달러-유로의 환율의 변동은 전형적인 금융시계열의 특성을 가지고 있다.

한편 실현된 변동(RV)은 오차항의 자기상관을 q 통계량으로 조사한 결과 위의 실현된 수익률과는 달리 시차 5~50에서 실현된 변동과 자승한 실현된 변동 모두 모든 시차에서 자기상관계수가 0이라는 귀무가설을 1%와 5% 유의수준 모두에서 기각할 수 있으므로 달러-유로의 환율의 변동성은 계열적 종속성이 존재한다고 볼 수 있다. 이것은 달러-유로화 환율의 변동이 큰 구간에서는 변동성이 크고 변동이 작은 구간에서는 변동이 작은 전형적인 금융시계열상 자주 나타나는 변동성 클러스터의 특징을 잘 나타낸다고 볼 수 있다.

이러한 특징은 다음의 Lo와 MacKinlay의 분산비율 검정통계량이 2.97로 나타나 5% 혹은 1% 유의수준에서 달러-유로환율은 랜덤워크가 아니라는 것을 보여주고 있다. 또한 Hurst-Mandelbrot의 R/S 검정통계량이 9.73, Lo의 R/S 검정통계량이 7.76으로 나타나 5% 혹은 1% 유의수준에서 자기상관과 장기 종속성이 없다는 귀무가설을 모두 기각하고 있어 다시 한 번 달러-유로 환율의 실현 변동성은 장기기억과정을 가지고 있고 자기상관을 가지고 종속성을 가지고 있는 것으로 나타나 변동성 집중현상과 변동성 클러스터를 또한 확인시켜주고 있다. Runs 검정 역시 통계량이 20.87로 나타나 달러-유로 환율의 변동성이 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하고 있으므로 변동성은 계열에 의존성을 가지고 있다.

<Table 3> Realized Variance(RV)

This table shows that the statistics of the normality test, ARCH test, Q-statistics, Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, Long memory test and Runs test of Realized Variances(RV). In this table, in Q-Statistics, the null hypothesis(H0) is no serial correlation and accept H0 when the probability is high [$Q < \text{Chisq}(\text{lag})$]. In the Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, N means the number of periods, VR means the Variance-Ratio statistic and ZN statistic means $[V\hat{R}(N) - 1] / \sqrt{\text{Var}(V\hat{R})}$. The asymptotic distribution of ZN statistic is $N(0, 1)$. In the Hurst-Mandelbrot Test, H0 is no autocorrelation and in Lo Test H0 is no long-term dependence, respectively. the superscript ^(**) represents the test statistic is significant at 5(1) significance level.

a : Normality Test

	Statistic	t-Test	P-Value
Skewness	3.9947	87.002	0.00000
Excess Kurtosis	27.279	297.16	0.00000
Jarque-Bera	95713	.	0.00000

b : ARCH Test

ARCH 1~2 test :	F(2,2838) = 749.72 [0.0000]**
ARCH 1~5 test :	F(5,2832) = 356.30 [0.0000]**
ARCH 1~10 test :	F(10,2822) = 191.43 [0.0000]**
ARCH 1~20 test :	F(20,2802) = 108.92 [0.0000]**
ARCH 1~50 test :	F(50,2742) = 58.254 [0.0000]**

c : Q-Statistics

Q-Statistics on Raw data	
Q(5)	= 3156.45 [0.000000]**
Q(10)	= 6264.41 [0.000000]**
Q(20)	= 12513.2 [0.000000]**
Q(50)	= 26181.8 [0.000000]**
Q-Statistics on Squared data	
Q(5)	= 2457.31 [0.000000]**
Q(10)	= 3744.60 [0.000000]**
Q(20)	= 6329.97 [0.000000]**
Q(50)	= 12215.1 [0.000000]**

d : Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test

N	VR stat	ZN stat	P-value
5.00000	2.97043	12.77914	0.00000
20.00000	9.93043	29.99138	0.00000
50.00000	22.95601	50.01998	0.00000

e : Long Memory Test

Hurst-Mandelbrot R/S test statistic : 9.72697
Lo R/S test statistic : (q = 1) : 7.76335, (q = 20) : 3.03098, (q = 50) : 2.03961
Critical Values : 90% : [0.861, 1.747], 95% : [0.809, 1.862], 99% : [0.721, 2.098]

f : RUNS TEST = -20.8677 [0.000000]**

<Table 4> Bipower Variation

This table shows that the statistics of the normality test, ARCH test, Q-statistics, Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, Long memory test and Runs test of Bipower Variation(BV). In this table, in Q-Statistics, the null hypothesis(H0) is no serial correlation and accept H0 when the probability is high [$Q < \text{Chisq}(\text{lag})$]. In the Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, N means the number of periods, VR means the Variance-Ratio statistic and ZN statistic means $[\hat{VR}(N) - 1] / \sqrt{\text{Var}(\hat{VR})}$. The asymptotic distribution of ZN statistic is $N(0, 1)$. In the Hurst-Mandelbrot Test, H0 is no autocorrelation and in Lo Test H0 is no long-term dependence, respectively. the superscript ^(**) represents the test statistic is significant at 5(1) significance level.

a : Normality Test

	Statistic	t-Test	P-Value
Skewness	4.1700	90.820	0.00000
Excess Kurtosis	29.816	324.80	0.00000
Jarque-Bera	1.1355e+005	.NaN	0.00000

b : ARCH Test

ARCH 1~2 test :	F(2,2838) =	701.69 [0.0000]**
ARCH 1~5 test :	F(5,2832) =	337.00 [0.0000]**
ARCH 1~10 test :	F(10,2822) =	180.21 [0.0000]**
ARCH 1~20 test :	F(20,2802) =	106.44 [0.0000]**
ARCH 1~50 test :	F(50,2742) =	56.912 [0.0000]**

c : Q-Statistics

Q-Statistics on Raw data		
Q(5)	=	3340.28 [0.0000000]**
Q(10)	=	6613.06 [0.0000000]**
Q(20)	=	13241.1 [0.0000000]**
Q(50)	=	27678.2 [0.0000000]**
Q-Statistics on Squared data		
Q(5)	=	2338.67 [0.0000000]**
Q(10)	=	3608.08 [0.0000000]**
Q(20)	=	6186.21 [0.0000000]**
Q(50)	=	11960.2 [0.0000000]**

d : Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test

N	VR stat	ZN stat	P-value
5.00000	3.02175	12.87382	0.00000
20.00000	10.18756	30.13570	0.00000
50.00000	23.62745	50.06469	0.00000

e : Long Memory Test

Hurst-Mandelbrot R/S test statistics : 9.8619
Lo R/S test statistics : (q = 1) : 7.83313, (q = 20) : 3.03657, (q = 50) : 2.04036
Critical Values : 90% : [0.861, 1.747], 95% : [0.809, 1.862], 99% : [0.721, 2.098]

f : RUNS TEST = -20.3025 [0.0000000]**

3) Bipower 변동

<표 4>에서 달러-유로 환율의 실현된 Bipower 변동(BV)을 보면 정규분포 검정결과 왜도가 위의 <표 3>에서 나타난 실현된 변동(RV)과 마찬가지로 5% 유의수준에서 오른쪽으로 치우쳐 있으며 첨도 역시 정규분포보다 뽀족하며, Jarque-Berra 통계량 역시 아주 높게 나타나 정규분포하지 않는 것으로 나타났다. 오차항의 이분산성 역시 ARCH 통계량으로 검정한 결과 시차 1~50까지 모두 이분성을 가지고 있는 것으로 나타나 금융시계열의 특성을 보여주고 있다. 오차항의 자기상관을 q 통계량으로 조사한 결과 실현된 변동과 마찬가지로 시차 5~50에서 실현된 Bipower 변동과 실현된 Bipower 자승 변동 모두 모든 시차에서 변동성의 계열적 종속성이 발생하고 있다. 이것은 달러-유로화 환율의 변동성을 Bipower 변동성으로 나타내더라도 변동성 클러스터의 특징을 나타내주고 있음을 알 수 있다.

그 외에도 실현된 변동과 마찬가지로 실현된 Bipower 변동성 역시 Lo와 MacKinlay의 분산비율 검정통계량이나 Hurst-Mandelbrot의 R/S 검정통계량과 Lo의 R/S 검정통계량 등의 결과로 볼 때, 5% 유의수준에서 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하며 자기상관과 장기 종속성이 나타나고 있으며, Runs 검정 역시 달러-유로화의 환율이 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하여 변동성의 특징을 나타내고 있다.

(4) 실현된 점프 변동성과 점프 통계량

1) 점프 변동성

<표 5>에서는 식 (9)를 이용하여 구한 실현된 점프(RV-BV)의 변동성을 나타내고 있다. 먼저 정규분포 검정결과 왜도를 보면 위의 실현된 수익률의 변동(RV, BV)와 마찬가지로 5% 유의수준에서 오른쪽으로 치우쳐 있으며 첨도 역시 정규분포보다 뽀족하며, Jarque-Berra 통계량 역시 정규분포하고 있지 않음을 보여주고 있다.

그러나 위의 실현된 수익률과 실현된 변동과 실현된 Bipower 변동과는 달리 실현된 점프(RV-BV)는 ARCH 통계량으로 검정한 결과 시차 1~10까지 모두 이분산성을 가지고 있지 않다. 그렇지만 시차를 50까지 연장하였을 때는 ARCH 효과가 5% 유의수준에서 나타나고 있다. 이것은 점프가 단기에서는 크게 변하지 않으나 장기에서는 이분산을 가지고 있음을 의미한다. 오차항의 자기상관을 q 통계량으로 조사한 결과 5~10기에서는 점프 변동성은 iid(independently and identically distributed) 속성을 가지고 있으나 20기

<Table 5> Realized Jump (RJ_BV)

This table shows that the statistics of the normality test, ARCH test, Q-statistics, Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, Long memory test and Runs test of Realized Jumps(RJ_BV). In this table, in Q-Statistics, the null hypothesis(H0) is no serial correlation and accept H0 when the probability is high [$Q < \text{Chisq}(\text{lag})$]. In the Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, N means the number of periods, VR means the Variance-Ratio statistic and ZN statistic means $[V\hat{R}(N) - 1] / \sqrt{\text{Var}(V\hat{R})}$. The asymptotic distribution of ZN statistic is N(0, 1). In the Hurst-Mandelbrot Test, H0 is no autocorrelation and in Lo Test H0 is no long-term dependence, respectively, the superscript ^(**) represents the test statistic is significant at 5(1) significance level.

a : Normality Test

Normality Test			
	Statistic	t-Test	P-Value
Skewness	7.5491	164.41	0.00000
Excess Kurtosis	85.104	927.08	0.00000
Jarque-Bera	8.8496e+005	.	0.00000

b : ARCH Test

ARCH 1~2 test :	F(2,2838)	= 0.12207	[0.8851]
ARCH 1~5 test :	F(5,2832)	= 0.085618	[0.9945]
ARCH 1~20 test :	F(20,2802)	= 0.85986	[0.6400]
ARCH 1~50 test :	F(50,2742)	= 2.5599	[0.0000]**

c : Q-Statistics

Q-Statistics on Raw data			
Q(5)	=	2.06112	[0.8406250]
Q(10)	=	11.5837	[0.3138815]
Q(20)	=	38.2699	[0.0082066]**
Q(50)	=	178.327	[0.0000000]**
Q-Statistics on Squared data			
Q(5)	=	0.421678	[0.9947114]
Q(10)	=	1.46634	[0.9990364]
Q(20)	=	17.2985	[0.6335168]
Q(50)	=	146.215	[0.0000000]**

d : Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test

N	VR stat	ZN stat	P-value
5.00000	0.94886	-1.77385	0.07609
20.00000	1.02287	0.28161	0.77824
30.00000	1.10468	0.95349	0.34034
50.00000	1.36272	2.24979	0.02446

e : Long Memory Test

Hurst-Mandelbrot R/S test statistics : 1.61743			
Lo R/S test statistics : (q = 1) : 1.63078, (q = 20) : 1.61809, (q = 30) : 1.55751, (q = 50) : 1.41209			
Critical Values : 90% : [0.861, 1.747], 95% : [0.809, 1.862], 99% : [0.721, 2.098]			
f. RUNS TEST = 0.694769 [0.4872000]			

이후의 장기에서는 iid 속성을 가지고 있지 않다.

한편, Lo와 MacKinlay의 분산비율 검정통계량과 Hurst-Mandelbrot의 R/S 검정통계량과 Lo의 R/S 검정통계량에서도 5% 유의수준에서 단기와 중기에서는 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하지 못하고, 장기기억과정을 가지고 있지 못한 것으로 나타났고 Runs 검정에서도 변동성은 자기상관성이 없는 것으로 나타나 점프의 크기가 계열 상관적이지 않지만 이분산을 가지고 있고 시기에 따라 점프의 크기가 상당히 다르게 나타난 것을 의미한다.

그러므로 대체적으로 볼 때 달러-유로화의 환율의 실현된 점프는 단기와 중기에서는 5% 유의수준에서 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하지 못하고 의존성은 없는 것으로 나타났고 달러-유로화의 환율의 점프변동은 단기와 중기에서는 점프가 불연속적이고 랜덤하게 발생하고 있으므로 달러-유로 환율의 점프는 상당히 예측하기 힘들다는 것을 나타내준다.

2) 점프 통계량의 변동

<표 6>에서는 식 (15)를 이용하여 tripower을 사용하여 구한 실현된 점프통계량(RJ-Stat)을 나타내고 있다. tripower을 사용하여 구한 실현된 점프통계량(RJ-Stat) 역시 실현된 점프(RV-BV)의 결과와 예상했던 대로 거의 비슷하게 나타났다. 즉 정규분포 검정 결과 왜도를 보면 5% 유의수준에서 오른쪽으로 치우쳐 있으며 첨도 역시 정규분포보다 뽀족하며, 그리고 Jarque-Berra 통계량 역시 정규분포하고 있지 않다. 또한 ARCH 통계량으로 검정한 결과 시차 1~10까지 모두 이분성을 가지고 있지 않으나 20기 이상에서는 이분산을 가지고 있다. q 통계량으로 조사한 결과도 5~10기에서는 점프통계량의 변동은 오차항에서 iid로 나타났지만 20기 이상에서는 iid로 나타나지 않고 있다.

그리고 tripower를 사용한 실현된 점프통계량(RJ-Stat)은 Lo와 MacKinlay의 분산비율 검정통계량이 5기에서는 0.96으로 나타나 5% 유의수준에서 랜덤워크라는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났지만, 30기와 50기에서는 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하고 있다. 그러나 Hurst-Mandelbrot의 R/S 검정통계량과 Lo의 R/S 검정통계량에서도 5% 유의수준에서 중단기적인 기억과정이 나타나지 않으며 장기적 종속성이 나타나고 있지 않다. Runs 검정 역시 자기상관이 없는 것으로 나타나 장기적으로 달러-유로화의 환율에 있어 점프통계량이 5% 유의수준에서 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하지 못하고 있으며 장기적인 종속성이 없는 것으로 나타났다.

<Table 6> Realized Jump Statistic(RJ_Stat)

This table shows that the statistics of the normality test, ARCH test, Q-statistics, Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, Long memory test and Runs test of Realized Jump Statistics(RJ_Stat). In this table, in Q-Statistics, the null hypothesis(H0) is no serial correlation and accept H0 when the probability is high [Q < Chisq(lag)]. In the Lo and Mackinlay Variance-Ratio test, N means the number of periods, VR means the Variance-Ratio statistic and ZN statistic means $[\widehat{VR}(N) - 1] / \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{VR})}$. The asymptotic distribution of ZN statistic is N(0, 1). In the Hurst-Mandelbrot Test, H0 is no autocorrelation and in Lo Test H0 is no long-term dependence, respectively. the superscript ^(**) represents the test statistic is significant at 5(1) significance level.

a : Normality Test

	Statistic	t-Test	P-Value
Skewness	5.7221	124.62	0.00000
Excess Kurtosis	65.644	715.09	0.00000
Jarque-Bera	5.2597e+005	.NaN	0.00000

b : ARCH Test

ARCH 1~2 test :	F(2,2838)	=	0.041496	[0.9594]
ARCH 1~5 test :	F(5,2832)	=	0.22216	[0.9531]
ARCH 1~10 test :	F(10,2822)	=	0.19829	[0.9965]
ARCH 1~20 test :	F(20,2802)	=	5.3152	[0.0000]**
ARCH 1~50 test :	F(50,2742)	=	2.2623	[0.0000]**

c : Q-Statistics

Q-Statistics on Raw data

Q(5)	=	3.24130	[0.6628399]
Q(10)	=	9.22990	[0.5104335]
Q(20)	=	54.6090	[0.0000470]**
Q(50)	=	94.9672	[0.0001295]**

Q-Statistics on Squared data

Q(5)	=	1.02979	[0.9601273]
Q(10)	=	2.28111	[0.9936963]
Q(20)	=	89.5086	[0.0000000]**
Q(50)	=	96.3114	[0.0000915]**

d : Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test

N	VR stat	ZN stat	P-value
5.00000	0.96023	-0.92249	0.35628
20.00000	1.08451	0.88965	0.37365
30.00000	1.25682	2.03849	0.04150
50.00000	1.50246	2.97659	0.00291

e : Long Memory Test

Hurst-Mandelbrot R/S test statistics : 1.83823

Lo R/S test statistics : (q = 1) : 1.84676, (q = 20) : 1.72702, (q = 30) : 1.61909,
(q = 50) : 1.50228

Critical Values : 90% : [0.861, 1.747], 95% : [0.809, 1.862], 99% : [0.721, 2.098]

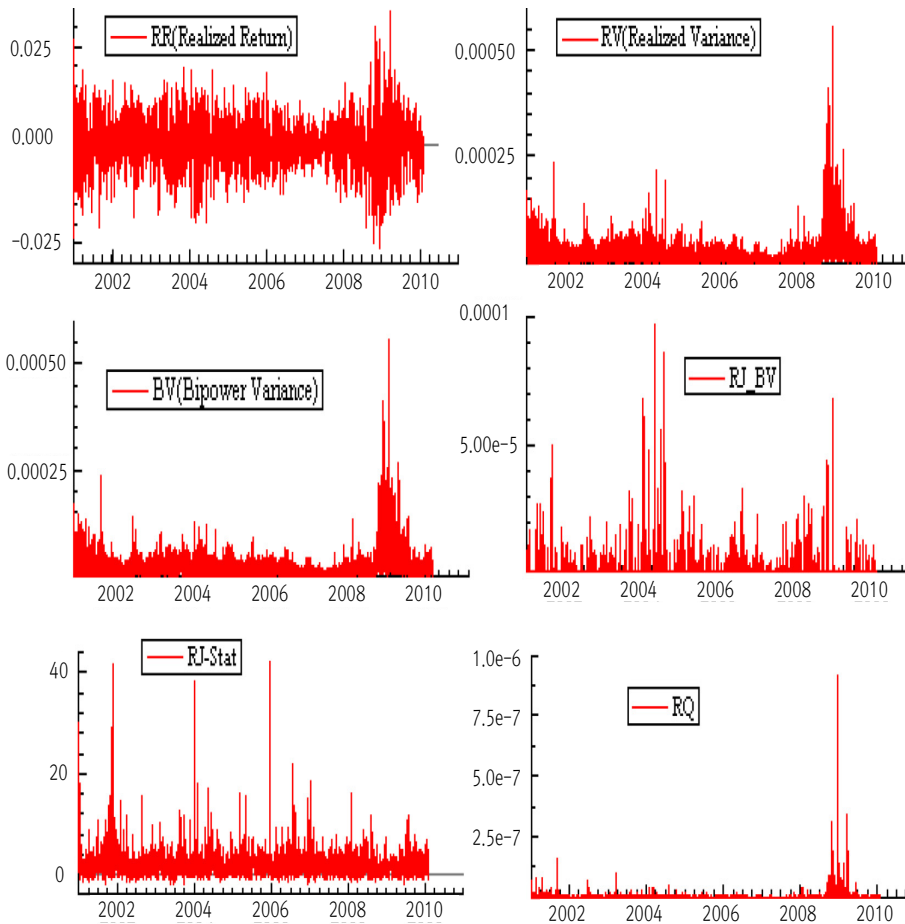
f : RUNS TEST = 0.174557 [0.8614275]

(5) 변동성과 변동성 점프의 그래프 분석

다음 <그림 2>는 각각 실현된 달러-유로화 환율의 수익률(RR), 수익률의 실현된 변동(RV), 실현된 수익률의 bipower 변동(BV), 실현된 점프(RJ-BV), 그리고 tripower를 사용했을 때 실현된 점프 통계량(RJ_Stat)을 나타내며 RQ는 quartipower 실현 변동성 그래프를 나타낸다.

<Figure 2> Volatility and Jump Distribution

This figure shows the volatility of realized return, the realized variance (RV), the bipower variation (BV), the realized jumps (RJ_BV), the realized jump statistic (RJ_Stat), and the realized quartipower returns(RQ), respectively.



<그림 2>에 나타나 있듯이 2001년~2010년 동안의 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률(RR)은 그래프에서 평균 0을 중심으로 크게 변동하고 있으며 또한 수익률이 한 번 커지면 큰 상태로 어느 정도 지속되고 그 다음에는 상대적으로 변동성이 작은 기간이 뒤따르는 종속성을 보여주고 있으며, 또한 수익률 변동의 크기가 큰 것과 작은 것이 각각 군집을 이루는 변동성집중(volatility clustering) 현상을 보이고 있다. 특히 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률(RR) 변동은 2004년 전후로 비교적 크게 나타났고 2007년 말 미국의 서브프라임 모기지로 인한 미국 금융시장의 불안과 이로 인한 2008년 중 나타난 세계 금융위기 여파로 인해 2008년부터 변동성이 큰 폭으로 증가하기 시작하여 2009년 전후로도 아주 크게 나타났다가 세계 각국의 대응조치로 인해 2009년 후반부터 변동성이 다소 감소하고 있음을 알 수 있다.

실현된 수익률의 분산을 나타내는 실현된 수익률의 변동(RV)과 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV)은 역시 모두 변동성 변동성집중(volatility clustering) 현상을 또한 보이고 있는데, 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률 변동(RV)과 실현된 수익률의 bipower 변동(BV) 모두 역시 2009년 전후로 아주 크게 나타났다. 수익률의 변동성은 2009년 직전에 아주 크게 나타났다가 2009년을 지나면서 변동성의 폭이 감소하였던 것으로 나타났다.

그러나 앞의 실현된 수익률의 그래프와는 달리 2004년에는 실현된 수익률 변동성(RV)과 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV)에 약간의 변동성이 있었지만, 실현된 수익률의 그래프에 비해 변동성이 상당히 상대적으로 작게 나타나 그래프의 모양이 상당히 다르게 나타났다. 이것은 실현된 수익률의 변동성이 2004년 전후에 상당한 크기의 불규칙적인 점프가 있음을 암시하고 있다.

그리하여 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 변동성 점프(RV-BV)의 그래프를 보면 2004년 전후로 점프가 크게 일어났으며 세계의 금융위기가 발생하였던 2009년 전후에도 점프가 상당히 크게 그리고 자주 발생한 것을 알 수 있다. 이것은 불규칙한 점프가 발생할 때는 달러-유로 환율의 수익률의 실현된 변동성은 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV) 으로서만 나타낼 수 없으며, 수익률의 실현 변동성은 연속적인 실현된 수익률 bipower 변동성(BV)과 불연속적인 점프부분을 포함해야 한다는 것을 의미한다.

RJ_Stat는 tripower를 사용했을 때의 변동성의 점프통계량을 나타내는데 2002년과 2004년 그리고 2006년경에 점프 통계량이 매우 크게 나타나고 있으며 상대적으로 2007년에는 좀 작은 점프 통계량을 나타내고 있다. RQ는 quartipower 수익률의 변동량을 나타내

는데 2008년과 2009년경에 크게 변동한 것으로 나타났다. 변동성 점프통계량의 그래프가 변동성 점프의 그래프와 다소 다르게 나타나는 것은 점프통계량은 점프의 크기를 점프의 quartipower 수익률의 표준편차로 표준화한 것으로 2009년 전후로는 실현된 점프는 굉장히 크지만 quartipower 수익률 역시 아주 크기 때문이다. 반면에 2004년 전후와 2006년 전후에는 실현된 quartipower 수익률이 상당히 작게 나타났기 때문에 실현된 점프 통계량은 상당히 크게 나타나고 있다.

점프통계량과 실현된 점프의 관계는 실현된 점프통계량이 0보다 크게 유의하게 나타날 때는 수익률의

변동성 점프가 0보다 크게 나타나지만 유의하지 않을 때에는 변동성 점프는 0으로 나타나기 때문에, 변동성 점프(RV-BV)의 그래프에서는 변동성 점프가 0으로 나타난 시기가 많이 나타나고 있다.

이와 같이 2001년과 2010년 기간 중에 달러-유로환율의 실현된 수익률의 변동성 점프(RV-BV)의 그래프에서 나타난 것과 같이 점프 통계량 기준에 의하면 달러-유로환율의 실현된 수익률의 변동에 있어 불연속적이고 유의한 점프가 많이 발생하였다는 것을 알 수 있다.

(6) 변동성 점프 발생 확률

달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 변동성 점프(RV-BV)의 발생확률을 먼저 <표 7a>, <표 7b> 그리고 <표 7c>에서와 같이 1) Tri-power quarticity를 경우와 <표 8a>, <표 8b>그리고 <표 8c>의 2) Quad-power quarticity를 경우로 나누어 구하였다. 그리고 두 경우에 있어 일종의 점프가 발생할 확률은 식 (19)와 식 (20)에 나타난 α 값에 따라 구하였는데, 본 연구에서는 $\alpha = 0.5$ 를 비롯하여 $\alpha = 0.90, 0.95, 0.995, 0.999$ 그리고 0.9999 등의 여러 값에 따라 나누어 각각 점프가 발생할 확률을 구하였다.

1) Tri-power quarticity 사용한 점프 통계량 경우

첫째, 식 (15)로부터 Tri-power quarticity를 사용하여 구한 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 변동성의 점프 발생확률을 <표 7a>에서 살펴보면 총 2,843일 중에서 $\alpha = 0.5$ 이면, 총 2,843일 중에서 2,422번 일어나 점프가 발생할 확률이 85.2%가 나타났지만 $\alpha = 0.5$ 는 기준척도로서 사용한 것이지만 α 값이 너무 낮다. 따라서 $\alpha = 0.90$ 혹은 $\alpha = 0.95$ 일 때 보면 점프의 횟수도 각각 1,531번과 1,279번 등으로 각각 줄어들며 점프가 발생할 확률도 각각 53.9%와 45.0%로 각각 낮아지고 있다.

<Table 7a> Jump Probability Using Tripower Quarticity

This table shows that the critical levels(α), critical values, the numbers of expected jumps, the detected numbers of jumps and the probabilities of jumps using tripower quarticity, $Z_{TP,t} = (RV_t - BV_t) /$

$$\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} TP_t}.$$

critical level	0.500	0.900	0.950	0.990	0.999	0.9999
critical value	0	1.28155	1.6449	2.5758	3.0902	3.7190
Expected Jumps under Ho = no jump	1421.5	284.3	142.15	14.215	2.843	0.2843
detected number of jumps	2422	1531	1279	794	578	384
probability of jumps	0.8520	0.5385	0.4499	0.2793	0.2033	0.1351

<Table 7b> Log Jump Probability Using Tripower Quarticity

This table shows that the critical levels(α), critical values, the numbers of expected jumps, the detected numbers of jumps and the probabilities of log jumps using tripower quarticity.

critical level	0.500	0.900	0.950	0.995	0.999	0.9999
critical value	0	1.28155	1.6449	2.5758	3.0902	3.7190
Expected Jumps under Ho = no jump	1421.5	284.3	142.15	14.215	2.843	0.2843
detected number of jumps	2422	1478	1212	679	464	275
probability of jumps	0.8520	0.5199	0.4263	0.2388	0.1632	0.0967

<Table 7c> Max Log Jump Probability Using Tripower Quarticity

This table shows that the critical levels(α), critical values, the numbers of expected jumps, the detected numbers of jumps and the probabilities of maximum log jumps using tripower quarticity.

critical level	0.500	0.900	0.950	0.995	0.999	0.9999
critical value	0	1.28155	1.6449	2.5758	3.0902	3.7190
Expected Jumps under Ho = no jump	1421.5	284.3	142.15	14.215	2.843	0.2843
detected number of jumps	2422	1482	1216	683	468	279
probability of jumps	0.8520	0.5213	0.4277	0.2402	0.1646	0.0981

$\alpha = 0.995$ 일 때는 총 2,843일 중에서 794번 점프가 발생하여 27.9%의 점프확률을 기록하고 있다. 점프 발생확률을 측정할 때 가장 일반적인 수준이 $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 총 2,843일 중에서 점프가 578번 일어나서 점프가 발생할 확률이 20.33% 발생하고 있다. 따라서 2000년대 들어 유로화에 대한 달러화의 환율이 비교적 자주 점프가 일어났다는 것을 알 수 있다. 거의 4.92일 즉 5일에 한 번씩 유로화에 대한 달러화의 환율은 점프가 발생한 것으로 나타났다. 이제 좀 더 α 값이 큰 $\alpha = 0.9999$ 의 경우에는 점프가 384번 일어나서 점프가 발생할 확률이 13.51% 발생하여 7.40일 즉 약 1주일 남짓에 한 번씩 미국달러화는 유로화에 대해 점프가 발생한 것으로 나타났다.

둘째, Tri-power quarticity를 사용한 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 로그 변동성을 사용한 식 (17a)의 로그 점프 통계량을 이용하여 구한 점프 발생확률을 살펴보면 $\alpha = 0.90$ 이면, 총 2,843일 중에서 1,478번 점프가 발생하여 점프가 발생할 확률이 51.99%가 나타났고, $\alpha = 0.95$ 이면 점프의 횟수도 1,212번 발생하여 점프가 발생할 확률도 42.63%로 낮아졌다.

또한 $\alpha = 0.995$ 일 때는 총 2,843일 중에서 679번 점프가 발생하여 23.88%의 점프확률을 기록하였고, 한 일반적인 점프의 측정수준인 $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 총 2,843일 중에서 점프가 464번 일어나서 점프 발생할 확률이 16.32%를 기록하고 있는 것으로 나타나 로그 점프통계량으로 측정하는 경우 점프 발생확률이 좀 더 작게 나타나 약 6.12일에 한 번씩 점프가 발생하였음을 알 수 있다. $\alpha = 0.9999$ 의 경우에는 점프가 275번 발생하여 점프 발생할 확률이 9.67%로 약 10.3일 만에 점프가 한 번씩 발생한 것으로 나타났다.

셋째, Tri-power quarticity를 사용한 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 최대로 조정된 로그 변동성을 사용한 식 (18a)로부터 구한 로그 점프통계량을 사용하여 구한 점프 발생확률은 $\alpha = 0.995$ 일 때는 총 2,843일 중에서 683번 점프가 발생하여 24.02%의 점프확률을 기록하였다. 점프의 일반적인 측정수준인 $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 점프가 468번 일어나서 16.46%의 점프가 발생할 확률을 기록하였다. 마지막으로 $\alpha = 0.9999$ 의 경우에는 총 2,843일 중에서 점프가 279번 발생하여 9.81%의 점프가 발생할 확률을 기록하였다. 따라서 위의 두 번째 점프통계량의 경우에 있어서 보다 모든 경우 점프가 발생할 빈도와 확률이 아주 조금 각각 증가하는 것으로 나타났지만 큰 차이는 없었는데 각각 6.07일과 10.2일 만에 한 번씩 점프가 발생한 것으로 나타났다.

따라서 2001년부터 2010년 초까지의 미국 달러화의 유로화에 대한 환율은 Tri-power quarticity 사용한 점프 3개의 통계량 모두에서 약간은 다르지만 점프의 일반적

<Table 8a> Jump Probability Using Quad-Power Quarticity

This table shows that the critical levels(α), critical values, the numbers of expected jumps, the detected numbers of jumps and the probabilities of jumps using quad-power quarticity, $Z_{QP,t} = (RV_t - BV_t) / \sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} QP_t}$.

critical level(α)	0.500	0.900	0.950	0.995	0.999	0.9999
critical value	0	1.28155	1.6449	2.5758	3.0902	3.7190
Expected Jumps under Ho = no jump	1421.5	284.3	142.15	14.215	2.843	0.2843
detected number of jumps	2422	1554	1360	876	671	452
probability of jumps	0.8520	0.5466	0.4784	0.3081	0.2360	0.1589

<Table 8b> Log Jump Probability Using Quad-Power Quarticity

This table shows that the critical levels(α), critical values, the numbers of expected jumps, the detected numbers of jumps and the probabilities of log jumps using quad-power quarticity.

critical level	0.500	0.900	0.950	0.995	0.999	0.9999
critical value	0	1.28155	1.6449	2.5758	3.0902	3.7190
Expected Jumps under Ho = no jump	1421.5	284.3	142.15	14.215	2.843	0.2843
detected number of jumps	2422	1552	1297	774	552	356
probability of jumps	0.8520	0.5459	0.4562	0.2722	0.1941	0.1252

<Table 8c> Max Log Jump Probability Using Quad-Power Quarticity

This table shows that the critical levels(α), critical values, the numbers of expected jumps, the detected numbers of jumps and the probabilities of max log jumps using quad-power quarticity.

critical level	0.500	0.900	0.950	0.995	0.999	0.9999
critical value	0	1.28155	1.6449	2.5758	3.0902	3.7190
Expected Jumps under Ho=no jump	1421.5	284.3	142.15		2.843	
detected number of jumps	2422	1552	1300	775	554	356
probability of jumps	0.8520	0.5459	0.4573	0.2726	0.1949	0.1252

인 측정수준인 $\alpha = 0.999$ 인 경우에는 약 5일 혹은 7일 만에 점프가 발생한 것으로 나타났다. $\alpha = 0.9999$ 의 경우에는 약 7일 혹은 10일 만에 한 번씩 미국 달러화의 유로화에 대한 환율변동에 있어 한 번씩 점프가 발생한 것으로 나타났다.

2) Quad-power quarticity 사용한 점프 통계량 경우

이제 점프통계량에 있어 Tri-power quarticity 대신 Quad-power quarticity를 사용한 경우를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, Quad-power quarticity를 사용하여 식 (16)에서 구한 점프통계량을 이용하여 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 변동성의 점프 발생 확률을 <표 8a>에서 보면, $\alpha = 0.90$ 일 때, 총 2,843일 중에서 1,554번 점프가 발생하여 54.66%의 점프확률을 나타내었다. $\alpha = 0.95$ 이면 점프의 횟수가 1,360번 나타나 점프가 발생할 확률이 47.84%로 나타났다.

미국의 달러화는 유로화에 대한 환율의 수익률 변동은 $\alpha = 0.995$ 일 때는 총 2,843일 중에서 876 번 점프가 발생하여 30.91%의 점프확률을 나타내고 있다. 점프 발생확률인 일반적인 수준이 $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 총 2,843일 중에서 점프가 452번 일어나서 점프가 발생할 확률이 15.89% 발생하여 6.29일 만에 한 번씩 미국달러화는 유로화에 대해 점프가 발생한 것으로 나타났다.

둘째, Quad-power quarticity를 사용한 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 로그 변동성을 사용하여 구한 식 (17b)를 이용하여 구한 점프 통계량에서 점프 발생확률을 구한 <표 8b>에서 살펴보면 $\alpha = 0.90$ 이면, 총 2,843일 중에서 1,552번 점프가 발생하여 점프가 발생할 확률이 54.59%가 나타났고, $\alpha = 0.95$ 이면 점프의 횟수도 1,297번 발생하여 점프가 발생할 확률도 45.62%로 나타났다.

그리고 $\alpha = 0.995$ 일 때는 총 2,843일 중에서 774번 점프가 발생하여 27.22%의 점프 확률을 기록하였다. $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 총 2,843일 중에서 점프가 552번 일어나서 점프 발생할 확률이 19.41%를 기록하여 약 5.21일에 한 번씩 점프가 발생하였다. $\alpha = 0.9999$ 의 경우에는 점프가 356번 발생하여 점프 발생할 확률이 12.52%로 약 7.99일 만에 점프가 한 번씩 발생한 것으로 나타나 적어도 일주일에 한 번씩은 점프가 나타난 것으로 나타났다.

마지막으로 Quad-power quarticity를 사용했을 때, 식 (18b)와 같이 달러-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 최대로 조정된 로그 변동성을 사용한 로그 점프통계량을 이용하여 구한 점프 발생확률을 <표 8c>에서 살펴보면 $\alpha = 0.995$ 일 때는 총 2,843일 중에

서 775번 점프가 발생하여 27.26%의 점프확률을 기록하였고, $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 점프가 554번 일어나서 19.49%의 점프 발생 확률을 기록하여 약 5.13일 만에 한 번씩 점프가 발생하였다. $\alpha = 0.9999$ 의 경우에는 총 2,843일 중에서 점프가 역시 356번 발생하여 12.52%의 점프확률을 기록하였고 약 7.99일 만에 점프가 한 번씩 발생하였다. 세 번째 경우도 앞의 두 번째 점프통계량의 경우에 있어서 보다 동일하거나 아주 조금 점프 발생빈도와 점프 발생확률이 증가한 것으로 나타났지만 유의한 차이는 없었다.

그리하여 2001년부터 2010년 초까지의 미국 달러화의 유로화에 대한 환율은 Tri-power 혹은 Quad-power quarticity 사용하든지 상관없이 3가지 종류의 점프 통계량을 이용하여 구한 점프 발생확률은 약간은 다르지만 점프의 일반적인 측정수준인 $\alpha = 0.999$ 인 경우에는 약 5일 혹은 7일만에 점프가 발생한 것으로 나타났다. 그리하여 2001년 이래 약 10년 가까이 유로화에 대한 미국 달러화 환율은 변동이 심하게 나타났으며 특히 불규칙적이고 불연속적인 점프가 비교적 자주 나타났던 것을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구는 외환금융시장의 비모수적 실현 변동성 분석에 대한 새로운 이론과 기법을 이용하여 실현된 변동성 파워 이론을 분석하며, 초고빈도 자료를 통한 연속적 변동성과 불연속적 점프변동성에 대한 추정과 실증분석을 하였다. 실현변동성과 점프의 불연속성 등에 대한 연구는 세계적으로 볼 때는 연구가 갓 시작된 생소한 분야이지만 중요한 이슈이다. 국내에서는 아직까지 파워변동성에 대한 개념소개도 거의 없는 실정이며, 특히 초고빈도 자료를 이용한 파워변동성을 이용한 실현변동성과 불연속적인 점프 통계량과 점프 발생확률 등에 대한 비모수적 실증연구가 전혀 없다.

본 연구결과에서 분석하여 구한 중요한 결과와 공헌점을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 2001년~2010년 동안의 5분 간격(하루 288개 자료)의 초고빈도 달러-유로화 환율에 대한 분석결과, 실현된 수익률(RR), 실현된 수익률의 변동(RV), 그리고 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV) 모두 변동성집중(volatility clustering) 현상을 보이고 있는데, 특히 2004년과 2008~2009년 전후에 변동성이 크게 나타났다.

둘째, 달러-유로화 환율의 실현된 수익률의 변동성은 2004년 전후에 상당한 크기의 불규칙적인 점프가 있었으며 수익률의 변동성은 2004년과 2009년 전후에 점프가 상당

히 크게 그리고 자주 발생하였다는 중요한 결과를 도출하였다. 그리하여 달러-유로화 환율수익률의 실현 변동성은 이 기간 중 불규칙한 점프가 발생하여 연속적인 실현된 수익률 bipower 변동성(BV) 뿐만 아니라 중단기적으로 예측이 힘든 불연속적인 점프부분을 합해야 되는 것으로 나타났다.

셋째, 변동성의 점프 통계량 검정결과, 2002년과 2004년 그리고 2006년경에 점프통계량이 상당히 크게 나타났는데, 2001년과 2010년 기간 중의 달러-유로환율의 실현된 수익률의 변동성 점프 통계량 기준에 의하면 달러-유로환율의 변동에 있어 불연속적이고 유의한 점프가 많이 발생하였음을 알 수 있었다.

넷째, 2001년부터 2010년 초까지의 미국 달러화의 유로화에 대한 환율에 대해 Tri-power 혹은 Quad-power quarticity 사용하여 구한 점프 발생확률에 의하면 약 5일 혹은 7일 만에 점프가 발생한 것으로 나타나 2001년 이래 약 10년 동안 미국 달러화의 유로화에 대한 환율에 대해 불연속적이고 장기적으로 예측이 힘든 점프가 비교적 자주 나타났던 것을 알 수 있다.

본 연구는 세계에서 제일 중요한 환율의 하나인 미국달러화와 유로화의 환율에 대해 세계적으로 볼 때도 최근에 개발되기 시작한 변동성 분석이론과 기법인 실현된 변동성을 사용하여 파워변동성과 변동성 점프, 그리고 변동성 점프가 불연속적으로 발생할 확률을 초고빈도 유상자료를 이용하여 분석하였다. 비모수적 파워변동성과 점프 통계량에 대한 개념이 국내에 거의 소개되어 있지 않은 실정으로 볼 때, 국내에서 거의 최초의 연구가 될 것이다. 그러나 미국 달러화와 유로화의 환율 뿐만 아니라 주요국 통화들을 다 고려하여 비교 분석하면 좀 더 연구의 폭과 질을 높일 수 있을 것이지만, 초고빈도 자료를 수집하는데 소요되는 매우 비싼 비용과 시간 그리고 고빈도 환율자료를 수집해서 연구모형에 맞게끔 변환하는데 어려움, 그리고 고빈도 환율자료의 일관성이 국가마다 상당히 일관성이 결여 등으로 연구하기가 상당히 어렵다. 그렇지만 앞으로 주요 통화간의 환율자료들에 대해 5분간 자료 뿐만 아니라 1분간 혹은 2분간 자료 등을 광범위하게 수집하여 분석할 수 있다면 좀 더 엄격한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

<참 고 문 헌>

1. Andersen, T. G., L. Benzoni, and J. Lund, "An Empirical Investigation of continuous-Time Equity Return Model," *Journal of Finance* 57, 2002, 1047-1091.
2. Andersen, T. G. and T. Bollerslev, "Answering the Skeptics : Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts," *International Economic Review* 39, 1998a 885-905.
3. Andersen, T. G. and T. Bollerslev, "Deutschemark-Dollar Volatility : Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies," *Journal of Finance* 53, 1998b, 219-265.
4. Andersen, T. G., T. Bollerslev, and F. X. Diebold, "Parametric and nonparametric Volatility Measurement," In Yacine Ait-Sahalia and Lars Peter Hansen (eds.), *Handbook of Financial Econometrics*, Amsterdam : North Holland, 2002.
5. Andersen, T. G., T. Bollerslev, and F. X. Diebold, "Some Like it Smooth, and Some Like it Rough : Untangling Continuous and Jump Components in Measuring, Modeling and Forecasting Asset Return Volatility," *Working Paper*, Duke University, 2004.
6. Andersen, T. G., T. Bollerslev, and F. X. Diebold, "Roughing it up : including Jump Components in the Measurement, Modelling and Forecasting of Return Volatility," *The Review of Economics and Statistics* 89(4), 2007, 701-720.
7. Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and H. Ebens, "The Distribution of Realized Stock Return Volatility," *Journal of Financial Economics* 61, 2001, 43-76.
8. Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, "The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility," *Journal of the American Statistical Association* 96, 2001, 42-55.
9. Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, "Modeling and Forecasting Realized Volatility," *Econometrica* 71, 2003a, 579-625
10. Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and C. Vega, "Micro Effects of Macro Announcements : Real Time Price Discovery in Foreign Exchange," *American Economic Review* 93, 2003b, 38-62.
11. Andersen, T. G., T. Bollerslev, and X. Huang, "A Semiparametric Framework for Modeling and Forecasting Jumps and Volatility in Speculative Prices," *Working Paper*, Duke University, 2005.

12. Andersen, T. G., T. Bollerslev, and Lange, "Forecasting Financial Market Volatility : Sample Frequency vis-a-vis Forecast Horizon," *Journal of Empirical Finance* 6, 1999, 457-477.
13. Andreou, E. and E. Ghysels, "Rolling Sample Volatility Estimators : Some New Theoretical Simulation and Empirical Results," *Journal of Business and Economic Statistics* 91, 2002, 61-87.
14. Bandi, F. M. and J. R. Russell, "Separating Microstructure Noise from Volatility," Working Paper, University of Chicago; forthcoming in *Journal of Financial Economics* 2005a.
15. Bandi, F. M. and J. R. Russell, "Microstructure Noise, Realized Variance, and Optimal Sampling," *Working Paper*, University of Chicago, 2005b.
16. Bardorff-Nielsen, Ole E., Svend Erik Graversen, Jean Jacod, and Neil Shephard, "Limit Theorems for Bipower Variation in Financial Econometrics," *Working Paper*, Nuffield College, Oxford University, 2005.
17. Bardorff-Nielsen Ole E. and Neil Shephard, "Non-Gaussian Ornstein-Uhlenbeck-Based Models and Some of Their Uses in Financial Economics," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 63, 2001, 167-241.
18. Bardorff-Nielsen Ole E. and Neil Shephard, "Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps," *Journal of Financial Econometrics* 2, 2004a, 1-37.
19. Bardorff-Nielsen Ole E. and Neil Shephard, "Measuring the Impact of Jumps on Multivariate Price Process Using Bipower Variation," *Discussion Paper*, Nuffield College, Oxford University, 2004b.
20. Bardorff-Nielsen Ole E. and Neil Shephard, "How Accurate is the Asymptotic Approximation to the Distribution of Realized Volatility," Forthcoming in Donald W. K. Andrews, James L. Powell, Paul A. Ruud and James H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models. Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge : Cambridge University Press, 2005a.
21. Bardorff-Nielsen Ole E. and Neil Shephard, "Variation, Jumps, Market Frictions and High Frequency Data in Financial Econometrics," *Discussion paper prepared for the 9th World Congress of the Econometric Society*, Nuffield College, Oxford University, 2005b.
22. Bardorff-Nielsen Ole E. and Neil Shephard, "Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation," *Forthcoming in Journal of Financial Econometrics*

- 4, 2006.
23. Barucci, E. and R. Reno, "On Measuring Volatility and the GARCH Forecasting Performance," *Journal of Institutional Financial markets, Institutions and Money* 12, 2002, 183-200.
 24. Bollerslev, T., J. Litvinova, and G. Tauchen, "Volatility Asymmetry in High Frequency Data," Duke University, 2005.
 25. Bollerslev, T. and H. Zhou, "Estimating Stochastic Volatility Diffusion using Conditional Moments of Integrated Volatility," *Journal of Econometrics* 109, 2002, 33-65.
 26. Bollerslev, T. and H. Zhou, "Volatility Puzzles : A Simple framework for Gauging Return-Volatility Regressions," *Journal of Econometrics* 131, 2006, 123-150.
 27. Chernov, Mikhail, A. Ronald Gallant, Eric Ghysels, and George Tauchen, "Alternative Models for Stock Price Dynamics," *Journal of Econometrics* 116, 2003, 225-257.
 28. Clark, Peter K., "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica* 41, 1973, 135-155.
 29. Comte, F. and E. Renault, "Long Memory in Continuous Time Stochastic Volatility Models," *Mathematical Finance* 8, 1998, 291-323.
 30. Corsi, F., G. Zumbach, U. Muller, and M. M. Dacorogna, "Consistent High-Precision Volatility from High-Frequency Data," *Economic Notes* 30, 2001, 183-204.
 31. Deo, R., C. Hurvich, and Y. Lu, "Forecasting Realized Volatility using a Long-Memory Stochastic Volatility Model: Estimation, Prediction and Seasonal Adjustment," *Journal of Econometrics* 131, 2006, 29-58.
 32. Eraker, B., M. S. Johannes, and N. G. Polsen, "The Impact of Jumps in Volatility and Returns," *Journal of Finance* 58, 2003, 1269-1300.
 33. Eraker, B., "Do Stock Prices and Volatility Jump? Reconciling Evidence from Spot and Option Prices," *Journal of Finance* 59, 2004, 1367-1403.
 34. Fleming, J., C. Kirby, and B. Ostdiek, "The Economic Value of Volatility Timing using Realized Volatility," *Journal of Financial Economics* 67, 2003, 473-509.
 35. Fornari, F. and A. Mele, "Recovering the Probability Density Function of Asset Prices using GARCH as Diffusion Approximations," *Journal of Empirical Finance* 8, 2001, 83-109.
 36. Gallant, A. R., C.-T. Hsu, and G. Tauchen, "Using Daily Range Data to Calibrate Volatility

- Diffusions and Extract the Forward Integrated Variance,” *Review of Economics and Statistics* 81, 1999, 617-631.
37. Goncalves, S. and N. Meddahi, “Bootstrapping Realized Volatility,” *Working Paper*, Universite de Motreal, 2005.
 38. Hansen, P. R. and A. Lunde, “An Unbiased Measure of Realized Variance,” *Working Paper*, Stanford University, 2004a.
 39. Hansen, P. R. and A. Lunde, “Realized Variance and Market Microstructure Noise,” *Working Paper*, Stanford University, 2004b.
 40. Huang, X. and G. Tauchen, “The Relative Contribution of Jumps to Total Price Variation,” *Journal of Financial Econometrics* 3, 2005, 456-499.
 41. Johannes, M. S., “The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models,” *Journal of Finance* 59, 2004, 227-260.
 42. Martens, M., “Measuring and Forecasting S&P Index-Futures Volatility using High-Frequency Data,” *Journal of Futures Markets* 22, 2002, 497-518.
 43. Martens, M. and D. V. Dijk, “Realized Volatility with the Realized Range,” *Journal of Econometrics* 138, 2007, 112-133.
 44. Mele, A. and F. Fornari, “*Stochastic Volatility in Financial Markets* : Crossing the Bridge to Continuous Time,” Boston : Kluwer Academic Publishers, 2000.
 45. Nelson, D. B., “Asymptotic Filtering Theory for Multivariate ARCH Models,” *Journal of Econometrics* 64, 1996a, 561-573.
 46. Nelson, D. B., “Asymptotically Optimal Smoothing with ARCH Models,” *Econometrica* 64, 1996b, 561-573.
 47. Pan, J., “The Jump-Risk Premia Imolicit in Options : Evidence from an Integrated Time Series Study,” *Journal of Financial Economics* 63, 2002, 3-50.
 48. Shephard, N., *Stochastic Volatility : Selected Readings* Oxford : Oxford University Press, 2005.
 49. Taylor, S. J. *Modelling Financial Time Series*, Chichester : John Wiley and Sons, 1986.

< Abstract >

Nonparametric Estimation of Continuous Power Variation Distribution, Discrete Jump and Micro-Market Disturbance in Foreign Exchange Rates

Chae-Deug Yi^{*}

In recent decade, the volatility has been one of the most important topics in finance and time series econometrics. Most studies adopted the parametric approaches such as ARCH class of the modes and stochastic volatility models. The parametric approaches, however, rely on explicit functional forms which can be misspecified. In recent years a few studies adopt nonparametric approaches which are free from specific functional forms. This paper uses a new nonparametric realized volatility model by summing intraday squared returns to explain the discrete jumps as well as continuous volatility so that realized volatility, bipower volatility, relative jump models are introduced.

Thus this paper analyzes the recent realized continuous volatility and discrete jump volatility of US dollar returns against the Euro using the ultra-high frequency five minute returns spanning the period from January 2001 through January 2010 during which volatility was appreciably large and the financial crisis appeared in the U.S. and European countries.

As results of basic statistics and the density functions, the realized rate of returns, realized variation and realized bipower variation appear the characteristics of nonnormal distributions as usual in the financial time series which have the fat tails. The realized rate of returns, realized variation and realized bipower variation also have the volatility clustering effects and the significant volatility appeared particularly in years 2004 and 2008–2009. The realized jumps of US dollar returns against the Euro appeared to be distributed around zero according to its density function. This

* Professor, Graduate School of International Studies, Pusan National University,
(Tel : 82-51-510-2585, E-mail : givethanks@pusan.ac.kr)

paper also uses several tests such as ARCH test, the variance-ratio tests, the long memory tests and Runs tests to analyze the characteristics of realized rate of returns, realized variation and realized bipower variation of US dollar returns against the Euro.

Furthermore, this paper introduces the realized jumps using realized bipower variation and then use several jump statistics to identify whether the observed jumps are significant or not. To calculate the jump statistics, this paper uses the tripower quarticity and quadpower quarticity and then estimates the daily several jump statistics at several different critical values. The empirical results show that many large jumps appear associated with the news announcements after the financial crisis.

Especially before and after years 2004 and 2009, the realized variations had the considerably large and discrete jumps when I obtain the jump statistics using tripower and quadpower quarticity. Thus the jump component is important in explaining US dollar exchange rate versus Euro during this the period from January 2001 through January 2010.

In the application to the US dollar exchange rate versus Euro, this paper adopts the jump statistics and jump probabilities using tripower and quadpower quarticity, respectively and then estimates the several jump probabilities at different critical values. The empirical estimates shows that the realized US dollar five minute returns against the Euro have the jump probability that there is at least one significant jump per five or seven days during January 2001 through January 2010 at common critical levels.

Key words : Continuous Power Volatility, Discrete Jump Volatility, Jump Statistic, Realized Volatility

JEL Classification : G12, G24

은행의 가계대출 급증 : 행태론적 원인 분석*

서근우**

— 국문초록 —

본고는 금융회사의 영업환경 변화와 영업행태에 대한 분석을 토대로 가계대출 급증의 원인을 규명하고, 이를 통해 금융 불안정을 방지하기 위한 대책을 마련하고자 하였다. 금융회사의 행태적 측면에서 볼 때 가계대출 급증현상의 원인으로서 기업 대출 부문에서의 자금수요 감소, 주거용 부동산의 가격 상승이 초래하는 부동산 담보대출 한도 확대, 주거용 부동산 담보대출에 대한 매우 낮은 위험가중치, 주거용 부동산 담보대출 확대를 통한 은행 영업 담당자들의 단기 실적 제고의 용이성 등을 생각할 수 있다. 현행 금융 감독체계는 가계대출 급증 등 금융회사의 영업전략 선택에 따라 초래될 수 있는 금융시장 불안정을 방지하는 데 한계가 있다. 향후에는 금융기관이 선제적으로 리스크를 관리할 수 있도록 금융 감독체계를 개편할 필요가 있다.

핵심단어 : 가계대출, 부동산 담보대출, 금융감독

JEL 분류기호 : G21, G28

I. 서론

미국을 비롯한 주요 금융 선진국은 서브프라임 모기지 채권 투자 부실화에 의해서 촉발된 경제위기를 겪으면서 위기의 원인에 대한 몇 가지 분석을 내놓고 있다. 첫째는

투고일 2010년 10월 20일; 수정일 2010년 11월 30일; 게재확정일 2010년 12월 29일

* 본 논문은 한국금융연구센터(FIREC) 2010년 상반기 정책심포지엄(2010년 5월 12일) “한국의 가계대출, 과연 안전한가?”에서 발표된 논문을 일부 수정하여 작성되었습니다. 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사자에게 감사드립니다.

** 한국금융연구원(Tel : 02-3705-6279, E-mail : gwseoh@kif.re.kr)

금융업 종사자의 도덕적 해이에 초점을 맞춘 분석이다. 이러한 분석을 기반으로 미국 정부는 금융기관 경영진의 방만한 경비지출을 제한하는 성과를 거두었다. 금융회사의 도덕적 해이를 서브프라임 경제위기의 원인으로 보는 견해는 정치적 설득력이 강하다는 장점이 있다. 이러한 정치적 설득력을 바탕으로 금융회사의 도덕적 해이를 제한할 수 있는 제도적 개선을 달성할 경우 나름대로 금융시장 안정에 기여할 수 있다. 문제는 이러한 방식의 대책은 금융회사의 보너스 지급제한, 이익 배당 제한 등 금융산업 종사자 및 투자자의 특정한 형태의 경제적 이익을 제한하거나 서브프라임 대출채권의 증권화와 같은 특정 형태의 영업행위를 제한하는 데 그칠 가능성이 높다는 점이다. 특정 형태의 도덕적 해이에 초점을 맞춘 분석 및 대책만으로는 새로운 도덕적 해이를 방지하기 어려울 수 있다.

두 번째는 서브프라임 금융위기에 이르게 된 구조적 원인에 대한 분석이다. 그 중에는 느슨했던 금융감독을 서브프라임 금융위기의 원인으로 보고 금융감독을 강화하자는 의견이 있다.¹⁾ 그러나 현행 금융감독 체계가 서브프라임 경제위기가 발생한 원인 중의 하나였다면 금융감독의 강화는 장래에 더 강력한 위기를 초래할 수도 있다.²⁾ 그런가 하면 은행의 투자은행업 영위가 위기의 원인이라고 보고 이에 대한 철저한 배제가 문제의 해결책이라고 주장하는 견해도 있다.³⁾ 그러나 은행이 전통적인 상업은행 업무에만 머물 수 없게 하는 경제적 여건이 서브프라임 경제위기의 근본 원인이라면 은행은 규제를 우회하는 새로운 방식을 찾아내어 규제를 무력하게 할 가능성이 높다.

한국의 가계대출 급증현상에 대한 진단도 논란의 대상이 될 수 있다. 은행은 기업 금융 업무를 통하여 경제성장에 기여하는 공공기관으로서의 특성이 있음에도 불구하고 용이하게 수익을 거둘 수 있는 주거용 부동산 담보대출에 치중하여 부동산 가격상승을 유발하고 이를 바탕으로 가계대출을 더욱 증가시켜 수익을 확대하는 문제점이 있다고 볼 수도 있다. 반면, 1997~1998외환위기 이후 대기업 부문의 은행대출 수요가 급격히 감소하여 전통적인 상업은행 업무가 위축되었기 때문에 어쩔 수 없이 가계대출이 증가했

1) 예를 들어 바젤 II 체계가 인정하는 자기자본 형태가 지나치게 광범위하여 위기 발생 시 적절한 손실흡수 능력이 불충분하여 위기가 확대되었다는 입장이 있다. 현재 바젤위원회를 중심으로 추진되는 금융감독 강화방안은 이러한 인식에 기초하고 있다고 볼 수 있다.

2) 이와 관련된 자세한 논의는 본 논문의 결론 부분 참조.

3) 예를 들어 글래스-스티걸법을 부활시켜 상업은행 업무와 투자은행 업무의 철저한 분리를 주장하는 견해가 있다. 미국의 경우 Gramm-Leach-Bliley 법의 제정을 통해 상업은행을 영위하는 금융그룹의 투자은행 업무 진출을 허용한 바 있다.

다는 분석도 가능하다.

현재의 가계대출 잔액이 과다한지 적정한지에 대한 의견도 엇갈린다. 평균적인 소득수준에 비추어 과다하므로 부실화할 위험이 크다는 주장도 있고, 가계대출 차주의 많은 부분이 고소득층에 몰려 있어 부실화 위험이 크지 않다는 분석도 있다. 주거용 부동산 가격이 급락하고 있으므로 가계대출 부실화 가능성이 심각하다는 주장이 있는가 하면, 주거용 부동산 가격이 외환위기 수준으로 하락할 경우에도 LTV(주택담보대출비율; Loan to Value)에 여유가 있어 문제가 없다는 분석도 있다.

이러한 상황을 극복하는 데는 누구의 견해가 옳고 그른지에 대한 논란 보다는 좀 더 체계적이고 철저한 원인규명이 도움이 되는 경우가 많다. 성급하게 원인규명 과정을 마치고 대응책 마련에 몰두하다 보면 기존의 금융경제 운용체계가 흔들려 실물부문이 충격을 받을 수 있다. 금융경제 운용의 새로운 패러다임이 안정되는 데는 많은 시간이 소요되므로 기존 패러다임을 일시에 흔들어 놓는 것은 득보다 실이 클 수 있다. 왜냐하면 금융경제 운용체계가 흔들리면 금융시장 가격형성 기능에 장애가 생겨 금융경제의 흐름에 제약이 생길 수 있으며, 이 경우 실물부문의 피해규모는 금융경제 운용의 장기적 효율성 개선의 이익을 초과할 수 있기 때문이다.

이에 본고는 이미 많은 분들이 다루었던 은행의 가계대출 급증현상에 대한 원인 분석에 추가적인 기여를 하고자 한다. 특히 금융회사 임직원의 도덕적 해이 등 기존 분석의 시각보다는 그동안 소홀히 했던 몇 가지 시각에서 가계대출 급증현상을 살펴봄으로써 가계대출의 급증현상에 대한 이해를 좀 더 풍부하게 하고자 한다. 이를 통해 가계대출 급증 현상이 초래할 수 있는 문제점을 사전에 방지하고 장기적으로도 유사한 문제점이 재발하지 않을 수 있도록 대책을 마련하는 데 기여하자는 것이 본고의 목적이다.

Ⅱ. 은행의 가계대출 급증 현황과 전망

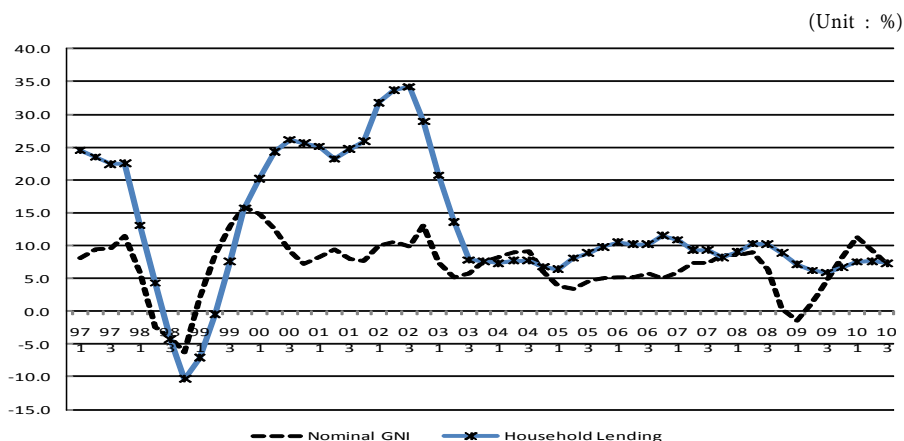
우리나라 은행의 가계대출 급증현상은 최근 몇 년 동안 갑자기 나타난 현상이라기 보다 외환위기 이후 은행 자산에서 기업대출 비중이 급격하게 감소하기 시작한 이래 추세적으로 나타난 현상이라고 할 수 있다. 전년 동기대비 증가율 기준으로 볼 때 가계대출 증가율이 20~30%대에 달했던 2001년~2002년 기간에 비해 최근 몇 년간은 오히려 가계대출 증가율이 안정세를 보이고 있다.

이러한 상대적 안정세는 2001~2002년 기간 중 짧은 기간 내에 가계대출이 급증한 관계로 가계대출 잔액의 절대수준이 커져서 상대적으로 증가율이 둔화된 것처럼 보이는 것일 수 있다. LTV 및 DTI(총부채상환비율; Debt to Income Ratio) 규제 등 주거용 부동산 담보대출의 급증을 막기 위해 도입한 규제들이 효력을 발휘하여 은행의 가계대출 성장세가 둔화된 측면도 있을 수 있다. 또한 주거용 부동산 가격이 지나치게 상승하여 더 이상의 가격 상승세를 예상하기 어렵기 때문에 가계대출 수요가 스스로 둔화되었기 때문일 수도 있다. 이러한 경제흐름과 관련하여 개별은행이 자발적으로 리스크 관리차원에서 자산구성 중 가계대출 비중을 축소하는 과정에서 가계대출 증가세가 둔화되었을 수도 있다.

그렇지만 여전히 10%대에 근접하는 가계대출 성장률은 명목 GNI(국민총소득; Gross National Income) 증가율 등 실물부문의 성장세와 비교할 때 높은 수준이다. 그러다 보니 기존 가계대출 자산의 건전성에도 우려가 제기되고 있다. 다행히도 아직까지는 연체율 등 가계대출 채권의 회수 불능 위험을 나타내는 지표들이 상대적으로 건전하며, 이러한 상황이 중·장기적으로 유지될 경우 가계대출의 건전성 우려는 기우로 끝날 수도 있다.

<Figure 1> Growth Rate of Household Lending and GNI

This figure shows the movement patterns of growth rate of household lending and nominal GNI(Gross National Income).



Note) Compared with the same period of the previous year.

Source : Bank of Korea.

다만 대부분의 가계대출이 변동금리부 채무인 상황에서 출구전략 실행을 통한 금리 인상이 있을 경우 가계대출 부실화 가능성은 높아질 수 있다. 이러한 우려는 미국·영국 등 주요 금융선진국에서 신용도가 낮은 차주에 대한 주거용 부동산 담보대출이 급증했다가 금융긴축정책이 실행되면서 일시에 부실화하여 금융위기를 겪었던 사실을 고려하면 나름대로 설득력이 있다.

이에 더하여 우리나라 은행이 가계대출을 급격하게 늘리는 과정에서 여신 건전성 확보를 위한 충분한 역량을 갖추지 못했다는 점도 가계대출 부실화 우려의 근거가 되고 있다. 사실 우리나라 은행은 주거용 부동산 담보대출업무에 강점이 있었다고 보기 어렵다. 우리나라 상업은행들은 주택은행 등 특수한 은행을 제외하고는 주거용 부동산 담보대출을 취급한 경험이 많지 않은데다, 주거용 부동산 담보대출 업무는 기존의 상업은행 업무에서의 강점이었던 여신심사 능력 등이 활용되기 어려운 사업부문이다.

외환위기 이전까지는 시중은행들의 경우 장기자금 조달수단인 은행채 발행이 제한되어 있었을 뿐 아니라 주택구입자금 대출업무가 허용되지 않았기 때문에 1년 이내 만기의 소액 가계일반자금 대출업무를 취급하는 것이 한계였다. 따라서 시중은행들은 주택대출 취급을 위한 채권형 장기자금 조달업무를 추진한 경험이 거의 없었고, 동시에 건설경기 변동에 따른 주거용 부동산 대출의 부실화 및 이의 극복 경험도 없었다고 할 수 있다. 또한 3개월 만기정도의 진성 상업어음 할인업무가 주요 업무였던 시중은행들의 경우 기업부문의 생산설비를 담보로 주요 재무비율 확인 등 신용평점표 분석으로 기업여신 업무를 수행했던 것이 사실이다. 그러다 보니 경기 사이클의 길이를 초과하는 수년에 걸친 만기구조를 갖는 주택대출 업무에 시중은행이 강점을 갖기는 어려웠다. 실제 시중은행의 주택대출은 단기 혹은 만기 일시 상환형의 비중이 높으며, 이렇게 된 것은 대출기간이 길어질 경우 주택대출의 담보가치 변동 가능성이 커질 것을 우려했기 때문일 것이다.

또한 소액·다건으로서 표준화·전산화된 처리가 필요한 업무인데다 기업이 아닌 개인을 차주로 하는 가계대출의 특성은 기업에 대한 단기여신 업무를 주로 수행해온 상업은행의 입장에서는 새로운 업무나 다름없는 일이었다. 주거용 부동산 담보대출 업무 취급 전수가 급격하게 증가하면서 은행들은 주거용 부동산 담보대출 업무를 원만하게 수행하기 위한 인프라를 갖추는 일이 급선무가 되었다. 부동산에 관한 권리 관계 확인, 담보권 설정, 부동산에 대한 객관적 시세 확인 및 전망, 각종 채권 관련 서류의 전자문서화 등 외부 전문기관의 도움과 전산설비의 확충을 통해 해결해야 할 업무들이 크게

늘어났다. 이러한 업무는 결국 많은 투자비용을 필요로 하는 전산설비 확충을 통해 처리되었으며, 은행들은 이러한 인프라 투자에 많은 비용과 시간을 들이지 않을 수 없었다. 결국 주거용 부동산 담보대출이 급증하던 초기 단계에는 제대로 된 인프라를 이용하여 업무가 처리되지 않았을 가능성이 높다.⁴⁾

개인을 차주로 하는 대출이라는 점도 우리나라 은행들로 하여금 추가적인 어려움을 겪게 하였다. 상대적으로 공개된 정보가 많은 기업여신에 비해 개인신용정보의 경우에는 프라이버시 보호 등을 이유로 공개된 정보가 많지 않았으며, 개별 금융회사가 보유한 여신 거래관련 정보도 집중되어 있지 않았다. 소득 관련 정보는 공공기관이 공개에 소극적이었던 데다 개인사업자의 경우 소득을 객관적으로 입증할 수 있는 근거자료가 확보되지 않는 경우도 많았다.

사회 전체적으로 개인신용정보 집중기관의 설립 및 이를 이용한 가계대출 취급이 대출 자산의 건전성 확보에 필수적이라는 인식이 확산된 것은 신용카드 사태 이후이다. 신용카드 사태를 겪고 나서 금융권이 합의하여 개인신용정보를 집중 관리하고 제공하는 기관을 설립한 것은 2005년이고, 이렇게 설립된 개인 신용정보기구가 CB score 등을 서비스하기 시작한 것은 2007년이므로 그 이전에 우리나라 금융회사들이 제대로 된 개인 신용정보를 활용하여 개인에 대한 주거용 부동산 담보대출을 취급했다고 보기는 힘들다.

가계대출 취급을 위한 정보 처리 인프라도 불충분하고, 개인 차주에 대한 신용도 확인을 위한 개인신용정보도 확충되지 않은 상태에서 급격한 증가세를 보였던 우리나라 가계대출에 대해 주요 선진국 부동산 담보대출의 경우와 유사한 부실화 가능성이 있을 것이라고 전망하는 것은 나름대로 타당성이 있다. 특히 우리나라의 가처분소득 대비 가계부채 비율이 높은 수준이라는 점이 우려의 주요한 근거가 되고 있다. 지난 10여 년 동안 가처분소득 대비 가계부채의 비중이 높아진 것은 세계적인 현상이었으며, 가계 부채가 많았던 주요 선진국에서 경제위기가 발생했으므로 한국의 경우도 걱정이 되는

4) 우리나라 시중은행이 외환위기 및 신용카드 위기로 인한 수익성 악화로 부터 벗어나 자기자본 수익률이 정상화된 것은 은행마다 사정이 다르긴 하지만 대체로 2000년대 중반부터이다. 시중은행들은 그때 까지 은행당 수천억 원이 소요되는 은행 전산설비 현대화를 추진하지 못한 상태에서 폭주하는 주거용 부동산 담보대출업무를 대부분 복사기와 팩스기기를 활용한 수작업으로 수행하고 있었다. 지점에서 대출 고객으로부터 수령한 서류를 본점 승인부서에 배송하고 이를 바탕으로 대출 승인을 받는 과정은 과거의 취급 건수가 많지 않았던 가계일반대출 취급의 경우와 다르지 않았다. 이후 지점마다 대출관련 서류의 자동전송설비가 갖추어 지고 가계대출 집중처리센터 등이 설치되었으며, 전자문서의 법률문서로서의 적격성 등이 허용되면서 주거용 부동산 담보대출업무의 전산화가 시작되었으므로 제대로 된 가계대출 인프라를 이용한 가계대출업무 취급은 불과 수 년 전부터의 일이라고 할 수 있다.

것이 사실이다.

그러나 우리나라의 주거용 부동산 담보대출이 미국의 모기지 대출과 유사한 부실화 가능성이 있다고 보기는 힘든 측면이 있다. 우리나라의 주거용 부동산 담보대출과 미국의 모기지 대출은 금융회사와 차주(obligor)간의 법적인 권한과 책임의 범위가 다르기 때문에 부동산 가격하락 현상에 대한 차주의 대응행태가 달라서 부실화 위험은 상대적으로 크지 않다고 볼 수 있다. 주거용 부동산 가격 상승률이 금리 수준에 미달할 경우 부동산을 포기하는 것이 합리적 선택일 수 있는 미국의 여건과 달리,⁵⁾ 우리나라의 경우에는 부동산은 담보일 뿐 미상환 채무에 대한 법적 책임이 남기 때문에 이자율 수준이 부동산 가격 상승률을 증장기적으로 상회하여 부동산 투자로 인한 손실⁶⁾이 발생한다고 할지라도 적극적으로 채무불이행을 할 가능성은 낮다.

<Table 1> The Ratio of Household Debt to Disposable Income

This table shows the severity of household debt increase compared with the disposable income in major OECD countries.

(Unit : %)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
U.K.	119.6	129.8	143.0	144.2	154.6	161.7	158.9
U.S.	105.7	113.3	119.5	126.6	130.7	132.9	126.7
Japan	115.7	115.5	112.6	113.3	111.2	109.5	-
G7	95.4	99.1	102.8	106.0	108.9	111.4	110.8
Australia	141.4	157.4	167.5	177.3	183.4	189.7	190.6
Portugal	106.9	113.9	120.9	128.7	136.9	146.2	144.6
Korea	121.5	117.6	113.5	120.3	128.6	136.2	139.9
Spain	78.8	87.7	98.2	110.1	123.3	131.1	128.9
OECD 22 countries	101.1	106.6	111.7	118.9	125.6	130.7	133.9

Source : Min Chang, KyooBok Lee(2010).

- 5) 미국의 저당대출은 많은 경우 상환청구불가담보부채(Non-recourse mortgage debt)로서 부동산 물건이 저당으로 잡혀 담보로 제공되지만, 차주는 인적인 상환책임을 부담하지 않는다는 특성을 갖는다. 노영훈 (2010) 참조.
- 6) 부동산 보유에 따른 임대료 수입 혹은 주거 서비스의 창출 등을 고려하면 이자율이 부동산 가격 상승률을 상회하더라도 이득이 발생할 수 있다. 따라서 본문에서 말한 손실은 부동산 가격 상승분과 이자비용 간의 차액이라는 표현이 정확하다고 할 수 있다.

다시 말해서 가처분 소득으로 차입금에 대한 이자를 상환할 수 있으면 단기적으로는 채무불이행 위험의 문제가 크지 않을 수 있다. 특히 서브프라임 위기 이후에는 전세계적인 금융완화 조치로 인해 금리 수준이 크게 낮아져 있는 관계로 가계부채 규모가 소득 대비 부담스러운 규모라고 할지라도 단기적으로는 가처분 소득으로 대출금 이자를 상환하는 부담이 줄어들었기 때문에 가계대출 연체율은 오히려 낮아질 수도 있다. 따라서 가처분 소득과 부채 잔액을 비교하는 것으로 가계대출의 채무 불이행 가능성을 예상하는 데는 한계가 있을 수 있다.

결론적으로 우리나라 은행은 가계대출과 관련된 업무처리와 신용정보 인프라 등 취급 역량을 제대로 갖추지 못한 상태에서 가계대출을 크게 늘렸지만, 가처분 소득 증가세가 비교적 안정세를 유지하고 있고, 시중 금리도 낮은 수준을 유지하고 있어 아직까지는 가계대출의 부실화 문제가 심각해지지 않았다고 말할 수 있다.

반면 우리가 주로 벤치마크로 생각하는 미국의 경우에는 2002년을 전후하여 대출 자산 중 부동산 관련 대출 비중이 급증세를 보였고, 이중 상당수가 부실화되었다. 가계대출 비중이 높은 것 보다는 단기간 내에 급증세를 보인 것이 문제의 근원이 되었다. 미국 은행들이 10년도 되지 않는 기간 동안에 부동산 관련 대출을 은행 자산의 40%대에서 60%선까지 크게 늘리는 과정에서 서브프라임 고객 등 신용도가 낮은 고객에 대한 대출 증가가 많았다. 경제성장률을 크게 상회하는 부동산 관련 대출 자산 성장의 이면에는 대출 기준의 완화가 있었으며, 이러한 대출에 대한 차주들이 경제여건 악화의 충격을 흡수하지 못해 나타난 사건이 서브프라임 모기지 부실화 사태라고 하겠다.

이렇게 볼 때 지금까지 별 문제가 없었다고 해서 우리나라의 부동산 담보대출이 향후에도 별 문제가 없을 것이라고 단정하기는 어렵다. 주택가격 상승률이 더 낮아지고, 출구전략의 실행 등으로 금리 수준이 상승할 경우 주택투자 수익률은 큰 폭으로 악화될 수 있다. 또한 가계부채의 누적으로 인한 원리금 상환부담이 가중되면서 가계의 가처분 소득과 소비가 감소하는 효과가 있을 수 있다.⁷⁾ 동시에 주거용 부동산의 투자자산으로서의 가치 하락으로 인한 負의 富의 효과로 인해 소비지출은 위축될 수 있고, 이러한 상황이 지속될 경우 장기적 경기침체로 이어지는 문제점이 나타날 수 있다.

7) 삼성경제연구소(2010) 참조.

Ⅲ. 은행 가계대출 급증의 원인 분석

1. 은행 대출수요의 구조변화

외환위기 이후 대기업들은 재무구조 취약의 위험성에 대한 인식이 높아지면서 자기자본에 의한 자금조달 비중을 높이고 은행자금에 대한 의존도를 축소하였다. 아울러 외환위기 극복과정에서 우리나라 대기업들은 회계정보의 신뢰성 제고, 의사결정 구조의 선진화 등을 통해 외국인 투자자들의 투자대상이 될 수 있는 정도의 경영 투명성을 확보하였다.

이를 바탕으로 자본시장을 통한 자금조달 가능성이 크게 개선되어 대기업들의 은행차입에 대한 의존도가 낮아질 수 있었다. 또한 부실기업에 대한 대규모 채무조정과 정에서 출자전환 등이 이루어져 부채비율이 대폭 하락하였으며, 구조조정을 통해 경쟁력 있는 부문에 대한 선택과 집중으로 수익성이 개선되어 내부유보를 통한 재무구조 개선이 가능해졌다.⁸⁾

<Table 2> All Industries' Debt Ratio and Interest Compensation Ratio

This table shows the trend of diminishing dependency on debt financing by the corporate sector in Korea after the Asian financial crisis.

(Unit : %)									
year	1971	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2008
Debt Ratio	347.1	305.8	461.8	363.8	297.2	305.6	221.1	110.9	129.8
Interest Compensation Ratio	95.2	153.7	115.1	137.3	133.8	136.8	140.8	460.3	330.8

Source : Bank of Korea.

그 결과 국내은행의 대기업을 상대로 한 대출영업은 급속도로 사업성을 상실하게 되었다. 우선 기업자금 수요가 줄면서 은행의 가격 결정력 약화로 기업대출 마진이 크게 축소되었다.⁹⁾ 우리나라의 경우 기업대출에 부과되는 리스크 프리미엄이 과소한 상태가

8) 전반적인 금리수준 하락과 기업부문의 수익성 개선은 이자보상비율의 급격한 개선을 가능하게 했다.

9) 여기에 추가하여 외환위기 이후 본격 시행된 바젤 I 기준은 기업 대출금에 가계대출에 비해 불리한 위험가중치가 적용되게 함으로써 기업 대출의 실질적인 수익성은 더욱 나빠졌다. 제 3절 참조.

외환위기 이전부터 존재했다. 이러한 현상은 외환위기 이후 심화되면서 은행이 대기업 대출을 취급할 유인은 더욱 축소되었다.

국내은행들은 그동안 주요한 고객이었던 대기업 상대의 대출업무¹⁰⁾가 부진해짐에 따라 새로운 영업대상을 찾게 되었다. 외환위기 직전까지 상업은행들의 어음할인 업무는 중소기업을 상대로 하는 금융업무였지만, 익스포져 기준으로 보면 대기업들의 신용도와 관련된 여신이었다. 대기업들의 자금사정이 여유를 보이면서 대기업들은 상업어음 형태의 매입채무도 많이 사용하지 않게 되었다. 결국 대기업에 대한 대출업무가 모두 위축되면서 공백을 보전하기 위해 등장한 것이 중소기업에 대한 직접대출과 가계대출이라고 할 수 있다.

원론적으로 보면 중소·중견기업에 대한 대출은 상업은행 업무 중에서 가장 핵심적인 업무가 될 수 있었다. 기업경영 상황의 불투명성에 기반을 둔 상업은행 업무는 중소·중견기업에 대한 대출업무에서도 경쟁력이 예상되었다. 은행이 여신 심사 기능을 통해 정보를 생산하고 이를 기반으로 대출거래 관계의 경쟁력 및 수익성을 확보하는 중소기업 대출업무 확대는 한 때 은행권의 주요 관심사였다. 구체적으로는 상업어음 할인업무 대신 매출채권 담보대출, 설비자금 대출 등이 중소기업 대출업무의 주종이 되었다. 은행 입장에서는 중소기업에 대한 관계형 금융 강화를 통해 수익성 개선을 기대하였다.

그러나 실제로는 우리나라의 중소기업은 사실상 대기업의 행태를 갖는 경우가 많다. 외부감사를 받은 재무제표를 제출할 수 있는 경우도 많아 경영정보의 불투명성을 기준으로 보면 법인형태의 중소기업 보다는 소호 등 개인사업자 대출이 교과서적인 중소기업 금융에 해당한다. 이러다 보니 중소기업 대출은 건당 취급규모만 작을 뿐 대기업 대출 시장에서 느껴지는 경쟁이 불가피하고, 이를 극복하기 위한 노력과 위험부담이 똑같이 필요한 업무라고 할 수 있다.

대출규모와 상관없이 취급비용 및 위험부담이 비슷한 중소·중견기업 대출이 활성화되기 위해서는 적절한 정도의 신용리스크 프리미엄이 필요하다. 그러나 우리나라 중소기업 대출시장의 경우 각종 저금리 정책자금과 경쟁을 벌여야 되고, 여전히 중소기업 의무대출 비율 등 영업규제가 존재하는데다 신용도에 따른 차별적 금리 적용에 대한 사회적 저항도 크기 때문에 실제 시장에서 형성되는 중소기업 대출금리 수준이 중소기업

10) 미국 FDIC 은행통계의 commercial and industrial loans에 해당하는 업무라고 할 수 있다.

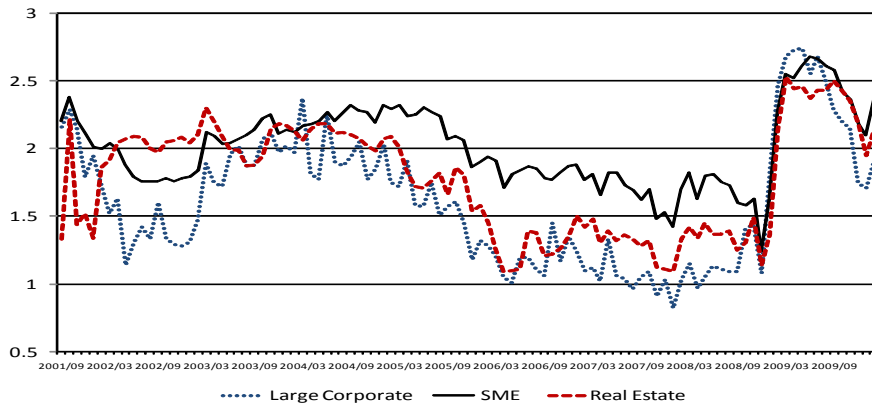
대출과 관련된 신용리스크 프리미엄을 충분히 반영하고 있다고 보기 힘들다.¹¹⁾

결과적으로 은행의 중견·중소기업에 대한 대출은 늘어났지만 대기업 대출의 경우처럼 마진은 충분하지 못해 경기변동 등으로 인한 부실 발생 시 은행경영 전반에 부정적 영향을 미칠 가능성이 있다. 대체로 중소기업 대출마진이 대기업 대출마진을 상회하는 상태를 유지하고는 있지만, 대기업 대출 마진 대비 일정 수준의 프리미엄이 보장되지는 않고 있다. 그러다 보니 가계대출이 폭발적 증가세를 보인 것과 달리 중소기업 대출은 2005년 이후 다소 늘어나는 양상을 보이다가 2007년을 고비로 성장세가 둔화되고 있다.

<Figure 2> Trends of Interest Margins from Loans

This figure shows the comparatively narrow interest margin from loan to SME, comparing with interest margins from loan to large corporate and real estate loan.

(Unit : %)



Note) Loan margin = loan rate - 1 year time deposit rate.

Source : Bank of Korea.

과거에 비해 규모가 축소된 대기업 대출 역시 국내은행들이 수익을 내기 어려운 부문으로 남아 있다. 공개된 정보가 많은 대기업에 대한 대출 분야에서 은행대출은 자본 시장 및 여타 금융권 차입 대비 강점이 적다.¹²⁾ 결과적으로 과소한 신용리스크 스프레드

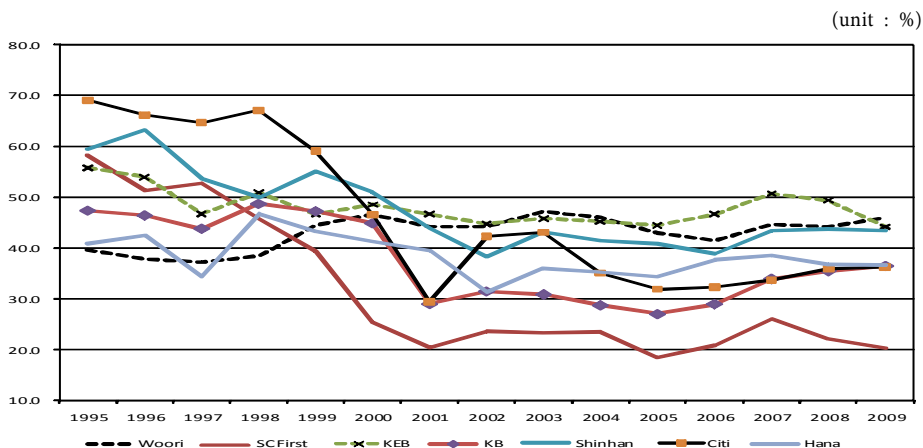
11) 이러한 이유로 중소기업 대출은 신용보증 의존도가 높다.

12) 자본시장에서 금융채를 발행하여 자금을 조달하여 중장기 대출업무를 수행하던 장기신용은행이 한국과 일본 양국에서 모두 퇴출된 것은 자본시장에 대한 접근성이 있는 기업에 대한 대출이 상업은행의 경쟁력 있는 사업부문이 될 수 없음을 보여준다.

가 형성될 수 있으며, 대기업 대출에 치중했다가 대규모 부실채권이 발생했던 외환위기의 경험으로 볼 때, 부실대출 발생 시 은행경영을 위험에 빠뜨릴 수 있다. 최근 가계대출 시장이 침체에 빠지면서 일시적으로 대기업 대출이 증가세를 보였으나 장기적으로 유지될 수 있는 추세는 아닌 것으로 판단된다.

<Figure 3> Nation-wide Banks' Lending to SME

This figure shows the diminishing profit making opportunities in SME lending for nation-wide banks in Korea.



Note) Nation-wide banks' average ratio of SME loans to Total loan.

Source : Financial Supervisory Service.

이상과 같은 기업대출업무 부진 현상은 기업활동을 통한 내생적 자본축적이 이루어진 성숙한 경제에서 일반적으로 관찰될 수 있는 현상이다. 미국 상업은행의 대출 포트폴리오를 보면 2000년대 들어 부동산 관련 대출이 50%를 크게 상회하고 있고, 상업은행의 주요한 업무영역이었던 기업대출업무(commercial and industrial loans)는 20% 미만 수준에 머무르고 있다. 반면 상대적으로 경제발전단계가 뒤진 중국 등에서는 아직도 상업은행 자산 중 기업부문에 대한 대출비중이 높은 상태이다. 중국은 2009년 중 43.3%의 증가율을 보이는 등 가계대출이 급증세를 보이고 있으나, 2009년 중 31.7%의 증가율을 보인 총대출 중 가계대출 비중은 여전히 20.5%에 불과한 것으로 알려지고 있다.¹³⁾

13) 자본시장연구원(2010) 참조.

<Table 3> US Commercial Banks' Loan Portfolio Composition

This table shows the increasing dependency on real estate lending, and less dependency in commercial and industrial lending for US commercial banks.

(Unit : %)

Year	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005	2007	2009
Real Estate	42.9	41.5	41.8	43.2	46.3	51.3	55.5	55.5	58.8
C&I	25.0	25.4	26.7	27.8	25.2	19.6	18.9	20.6	17.8
Individuals	19.5	20.6	19.0	16.0	16.2	17.4	15.6	14.5	15.1

Source : FDIC(The Federal Deposit Insurance Corporation).

기업대출 업무가 부진해지면서 본격적으로 추진된 것은 소비자 금융 등 가계를 대상으로 하는 대출업무이다. 생산자 금융에서 소비자 금융으로의 전환은 소비자 선택권을 확대하여 가계의 경제적 복지 증진에 기여하는 장점이 있다. 그러나 소비자 금융은 소액이고 다진인데다 대상으로 하는 내구소비재도 천차만별이어서 이를 제대로 취급하는 데는 대상으로 하는 내구소비재 품목별로 나름대로의 노하우가 있어야 한다.

이로 인해 자동차 제조업체가 설립한 할부금융회사가 자동차 구입금융을 주로 취급하며, 특정 내구소비재에 특별한 지식과 정보가 많지 않은 은행은 불특정 형태의 소비자 금융을 취급하는 신용카드업무에 초점을 맞추는 경우가 많다. 우리나라에서도 은행에 의한 신용카드 형태의 소비자 금융은 활발한 편이나, 은행이 나머지 형태의 소비자 금융을 취급하는 사례는 별로 없다. 최근에는 가계대출이 부진해지면서 자동차 담보대출이 활성화되고 있다고 알려지고 있으나 아직까지 본격적인 업무확대가 이루어졌다고 보기는 힘들다.

이상에서 살펴 본 것처럼 대기업 및 중소기업 대출의 수요와 수익성이 낮아진 가운데 우리나라 은행산업에 대해 나름대로 경쟁력을 갖는 사업부문으로 남겨진 부문은 신용카드 대출과 주거용 부동산 담보대출 업무가 되었다. 다만, 신용카드 대출과 주거용 부동산 담보대출은 은행의 모니터링 기능이 중요하지 않고 신용분석모형의 활용 등 전산화되고 자동화된 신용분석기능이 더욱 중요한 거래형 대출로서, 도덕적 해이와 사적 정보의 문제를 완화하는 관계형 대출에 강점을 지닌 은행으로서는 대형 금융기관으로서의 네트워크, 인프라 투자 외에는 독자적으로 갖는 경쟁력은 별로 없는 영역이다.

몇 년 전의 신용카드 위기는 표준화된 심사기준 등으로 인해 은행의 고유한 강점이 효력을 발휘하기 어려운 영역에서 대출자산이 급증하면서 나타났던 사건이다. 주거용

부동산 담보대출을 중심으로 한 가계대출 급증현상 역시 여신 취급방식의 간편함 등으로 인해 여신심사 등 상업은행 업무의 본질적인 부분 보다는 예금 수취, 대출 세일즈 기능 등을 중심으로 단기간에 급증한 영업부문이라는 점이 문제점이 될 수 있다.

2. 부동산 담보대출의 자기확장적 특성

은행이 주택구입 자금을 대출하거나 주식매입 자금을 대출하는 것은 주택 및 주식에 대한 수요를 창출하여 가격을 상승시키고, 이로 인한 명목적 담보가치 상승을 바탕으로 추가대출을 확대할 수 있는 문제점이 있다는 지적이 있다.¹⁴⁾ 은행의 주거용 부동산 담보대출은 LTV(주택담보대출비율; Loan to Value)가 일정 비율 이하이면 안전한 대출인 것으로 인식되는 경우가 많고, 감독당국이 이러한 비율을 감독기준으로 부과하는 경우도 있다. 이로 인해 LTV는 금융회사의 주거용 부동산 담보대출 한도로 인식되며, 주거용 부동산 가격이 상승하여 LTV가 낮아지면 대출한도가 확대되는 효과를 갖게 된다.

문제는 특정 주거용 부동산의 가격상승에 따라 LTV가 낮아지면 해당 부동산에 대한 대출한도가 확대되어 금융회사 차입을 통해 주거용 부동산 투자를 증가시키려 하는 경제주체들의 해당 부동산에 대한 투자수요가 확대된다는 점이다. 다시 말해서 특정 주거용 부동산의 가격상승은 관련 부동산을 담보로 한 대출한도를 확대하고, 대출한도 확대는 해당 부동산에 대한 투기적 수요를 부추길 수 있으므로 LTV 규제가 무의미해질 수 있다.

기업대출의 경우에는 은행이 기업대출을 늘려서 기업이 투자를 확대하게 하고, 경제를 활성화시켜서 소비자 수요를 늘리고, 이어서 기업의 매출이 확대되고 이윤이 확대되는 과정을 고려해야 한다. 이처럼 기업이 추진하는 투자 프로젝트는 투자로부터 현금흐름 창출에 이르기까지 장시간이 소요되므로 은행 차입의 성공 여부가 수익성을 보장하지는 않는다. 은행 차입에서 수익 창출에 이르기까지의 과정 중 중간과정의 연계 고리가 한 번이라도 끊어질 경우 기업대출은 자기확장적인 과정이 되지 못한다.

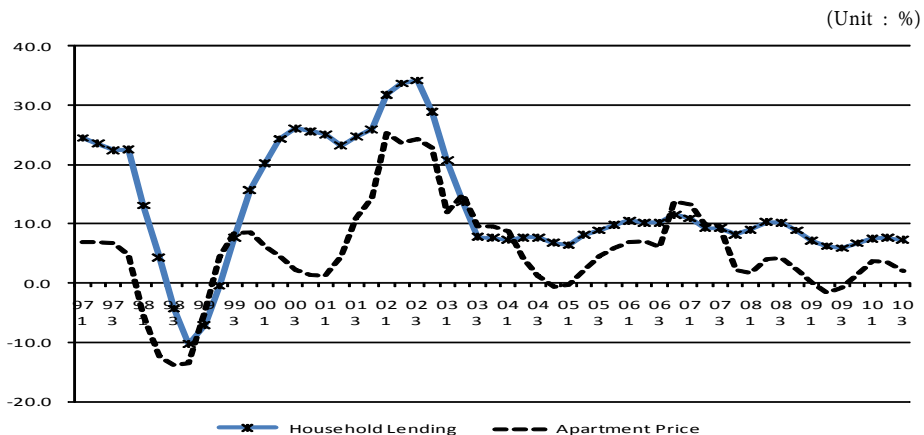
또한 기업대출의 경우에는 차입을 통한 투자확대가 자기확장적인 과정이 되지 못하도록 제어하는 외부기관들이 있다. 예를 들어 금융회사가 자체적으로 기업대출의 가치를 평가하는 것 외에 금융회사 외부의 독립적인 전문가 조직인 신용평가회사 혹은

14) Christian Hott(2009) 참조.

신용정보회사 등도 기업대출의 가치를 평가하여 신용등급 형태로 발표한다. 물론 이들이 발표하는 신용등급은 대출확대 → 매출확대 → 수익확대 → 신용등급 상승과 같은 기계적인 공식에 따라 정해지지 않는다. 금융기관으로부터 과도한 차입 혹은 채권발행을 통해 투자가 행해질 경우에는 비록 투자 결과는 확인되지 않았다 하더라도 신용평가 담당자의 전문성에 기초한 판단에 따라 해당 기업의 신용등급은 하향 조정되고 조달금리 수준은 상승하게 되며, 이로 인한 투자 수익성 악화로 인해 차입을 통한 투자확대는 중단된다.

<Figure 4> Trends in Apartment Price and Household Lending

This figure shows the similarity of movement patterns of growth rate of household lending and apartment price increase.



Note) compared with the same period of the previous year.

Source : Bank of Korea.

반면 DTI 규제가 없는 상태의 주거용 부동산 담보대출은 부동산 시세정보가 관련 대출의 미래가치를 나타내는 객관적 지표로 활용될 경우 자기확장적인 과정이 될 수 있다. 각종 사설업체가 제공하는 아파트 가격정보는 시가 정보일 뿐 실제 거래가격 정보가 아님에도 불구하고 복수의 가격정보기관이 유사한 가격 정보를 제공할 경우 금융회사 내부의 대출한도 결정시 주요 근거로 사용되어 주거용 부동산 담보대출 확대에 기여할 수 있다. 또한 미실현이득에 대한 과세제도 운영을 위해 구축되기 시작한 정부 차원의 부동산 가격 공시제도도 부동산 가격 정보에 공공성·객관성·공식성마저 부여하여

대출 심사 부실에 따른 면책효과를 주며, 이를 통해 주택시장 버블 형성에 기여할 수 있다.¹⁵⁾

또한 기업대출에서 신용등급의 기능과 달리 부동산 시세정보는 부동산 소유자의 재무상태를 반영하지 않는다는 문제점이 있다. 은행차입이 많아 원리금 지급을 위한 현금흐름이 악화되는 등 재무상태가 좋지 않은 개인들이 주로 매입한 부동산의 경우에는 이자율 수준의 상승 혹은 경기전망 악화 등 경제환경 변화가 있을 때 급매물이 쏟아져 나오면서 급격한 가격 하락세를 보일 수 있다.¹⁶⁾ 따라서 부동산 보유자들의 재무상태도 부동산 자체의 미래가치 및 부동산을 담보로 한 대출의 미래가치에 중요한 영향을 미치는 요소로 볼 수 있다. 이는 재무구조가 취약한 기업의 주가 수준이 기업의 수익흐름을 상대적으로 높은 이자율로 할인한 수준에서 결정되는 원리와 유사하다. 다만 주거용 부동산 보유자의 재무상태 등 신용정보는 공개되기 어려운 정보이므로 부동산 시세자료가 이러한 내용까지 반영하여 작성되기는 어렵다고 할 것이다. 이로 인해 부동산 시세정보만을 기준으로 부동산 담보대출을 취급하는 경우에는 시세보다 크게 낮은 수준으로 대출한도를 설정한다 하더라도 부동산 가격의 급격한 하락에 따른 담보가치 감소의 가능성에 대비하는데 제약이 있을 수 있다.

이러한 문제점은 주거용 부동산 담보대출을 취급하는 금융회사의 경우에만 나타나는 것은 아니다. 부동산 시가정보에 대한 공공성 부여는 개인의 경우에도 금융회사 차입을 통한 부동산 투자를 매우 안전한 재테크 수단으로 인식하게 하는 문제점이 있다. 주거용 부동산 투자 수익은 매각을 통해 매매차익이 실현된 이후에 확정되는 것이지만, 주거용 부동산 시세정보의 활용도 확산은 시세정보에 대한 신뢰를 통해 부동산 투자 수익성에 대한 간편한 계산이 가능하다는 오해를 확산시켰고, 이러한 오해는 개인들의 금융회사 차입을 통한 부동산 투자 확산에 기여하였다.

한편, 주거용 부동산 담보대출이 통화금융기관으로서 은행의 주요 자산증대 수단이 되면서 나타난 문제점 중의 하나는 중앙은행이 통화공급의 외생성을 유지하는데 어려움이 커졌다는 점이다. 중앙은행이 통화량을 외생적으로 결정하지 않고 금융시장에서 통화 공급량이 이자율 목표 조정을 통해 내생적으로 결정되는 체계에서는 은행이

15) 일반적으로 정부의 공시가격이 실거래가보다 낮지만 실거래가의 일정 비율로 정해진 것으로 알려져 있기 때문에 문제가 될 수 있다. 다시 말해서 주거용 부동산 거래자 및 주거용 부동산을 담보로 대출을 제공하는 금융회사 종사자들이 정부 공시가격의 일정 배수가 적정 시세인 것으로 오해할 수 있다.

16) 재개발 대상 집단주택 가격이 변동성이 심한 이유는 금융회사 차입을 통한 투기적 수요가 몰려 있는 경우가 많아 이자율 수준 등락 등 투자여건의 작은 변화에도 가격 변화가 민감하게 나타나기 때문이다.

주거용 부동산 담보대출 등을 통해 수익을 극대화하려 할 경우 신용공급의 총량이 확정되지 않고 급격하게 늘어날 수 있다. 통화공급이 늘어나면 자산가격이 상승하고 자산가격이 상승하면 은행의 부동산 담보대출업무를 통해 통화공급이 늘어나므로 거시경제체계는 안정성이 문제될 수 있다. 단기적으로는 은행의 자기자본 보유량이 여신한도를 결정할 것이므로 통화공급에는 단기적 한도가 있을 것으로 생각할 수 있으나, 실제로는 자산가격에 대한 시가평가를 통해 대출한도가 늘어나고, 대출증가를 통해 확보된 수익을 바탕으로 은행 자기자본이 순차적으로 증가하므로 은행의 부동산 담보대출을 경유한 신용팽창은 비교적 단기간 내에 가능해진다. 결국 LTV 규제가 갖는 이러한 한계로 인해 DTI 규제가 추가로 부과된 것이며, 주택가격 수준과 무관한 독립변수인 소득수준에 대출한도를 연계시킴으로서 주거용 부동산 담보대출의 자기확장 과정을 중단시킬 수 있었던 것이다.

3. 바젤 II 위험가중치의 왜곡효과

바젤 II 체계는 대기업·중소기업 등 기업부문에 대한 대출보다는 개인사업자 대출 및 주거용 부동산 담보 대출에 대한 위험 가중치를 크게 낮게 규정하는 리스크 관리체계이다. 이로 인해 바젤 II 기준이 규정하는 신용위험 평가체계는 자기자본의 수익성(ROE; Return on Equity) 제고가 은행경영 성과평가의 핵심지표가 되고 있는 은행으로 하여금 주거용 부동산 담보대출 비중을 확대하게 하는 구조를 갖게 되었다. 또한 바젤 II 체계는 개인사업자가 개인 명의로 차입한 대출은 처리계정이나 상품의 특성을 고려하여 소매대출 분류 여부를 결정할 수 있게 하고 있다. 구체적으로 주거용 부동산 담보대출은 개인이거나 개인사업자, 중소기업인 경우 소매 익스포저로 분류될 수 있으며, 개인사업자 및 중소기업의 경우 여신규모가 10억 원 이하이고 신용평점시스템을 활용할 경우 소매 익스포저로 분류될 수 있다.¹⁷⁾

은행 경영진 입장에서는 기업대출 담당자가 일일이 신용분석을 담당해야 되는 개별기업 익스포저 보다는 신용평점표를 사용할 수 있고, 이를 통해 이루어진 여신에 대한 위험가중치가 개별기업 익스포저에 비해 낮다면 이를 기피할 이유가 없다. 개인사

17) 문종진 외, 4인(2007) 참조.

업자(통칭 소호)등의 경우에는 신용평점시스템을 이용할 경우 소매 익스포저로 분류될 수 있으며, 중소기업 여신의 경우에도 주거용 부동산 담보대출의 경우에는 기업여신에 비해 매우 낮은 위험가중치가 적용될 수 있다.

<Table 4> Risk Weight for the Credit Ratings

This table shows the risk weight for the credit ratings required by Basel II standard model.

(Unit : %)

	AAA~ AA-	A+~ A-	BBB+~ BBB-	BB+~ BB-	B+~ B-	B-under	Not rated
Corporate	20	50	100	100	150	150	100
Sovereign	0	20	50	100	100	150	100
Bank	20	50	100	100	100	150	100
Securitization	20	50	100	350		1,250	
Residential mortgage lending				35			
Retail				75			
Commercial mortgage lending				100			

Note) Referring to S&P credit rating system.

Source : Jong-jin Mun et al.(2007).

내부등급법을 활용할 경우에도 주거용 부동산 담보가 있는 소매 익스포저는 여신 풀을 구성하는 익스포저간 상관계수를 0.15로 고정시키고 있는 반면, 기업 익스포저의 경우에는 부도율이 낮은 기업에 대한 여신의 경우 여신간 상관계수가 0.24까지 올라갈 수 있도록 되어 있어 대출 포트폴리오의 위험가중치를 낮추는데 어려움이 있다. 따라서 자기자본의 수익성(ROE; Return on Equity) 제고가 절실한 은행 경영진 입장에서는 대출 마진 수준이 크게 나빠지 않는 한 주거용 부동산 담보대출 업무에 중점을 두게 될 유인이 있다. 또한 투자가능 등급인 BBB-등급에 미달하는 기업여신의 경우에는 주거용 부동산 담보를 요구하는 것이 여신취급의 간편성을 높이고 대출조건도 차입기업에 유리하게 적용할 수 있으므로 기업을 경영하는 기업주 입장에서도 주거용 부동산을 구입하여 담보로 제공할 유인이 있었다고 할 수 있다.

4. 무리지능에 의한 군집행동

바젤 II 기준에 따른 신용위험 평가체계는 개별 금융기관의 입장에서 보면 적절한

리스크 관리기준으로 사용될 수 있다. 문제는 금융산업 전체의 관점에서 보면 ‘모든’ 개별기관이 ‘특정’ 여신에 대해 동일한 ‘위험’ 인식을 갖게 만들기 때문에 리스크 관리체계로서 한계가 있다는 점이다. 왜냐하면 바젤 II 체계는 모든 은행에 대해 자신들이 생각하는 Best Practice를 신용평가에 따른 위험가중치로 채택하도록 요구하므로¹⁸⁾ 공식적으로 은행들의 군집행동(Herd Behavior)을 만들어 내는 체제일 수 있기 때문이다. 동일한 위험에 대해서도 은행별로 서로 다른 방향과 크기로 위험을 인식하게 하고 결과적으로 서로 다른 반응을 보일 수 있게 하는 리스크 관리체계가 안정된 체계이지만, 바젤 II 체계에 따라 리스크 관리를 하다보면 대부분의 은행이 특정한 형태의 자산운용에 집중하게 되는 문제점이 있다.

우리나라의 경우에는 외환위기 이후 구조조정 과정에서 은행합병을 통해 은행당 영업점 수가 급증한데다 수익확대를 위한 영업력 강화 차원에서 지점 수 확대정책을 추진한 것도 은행 산업 내에서 무리지능에 의한 군집행동이 나타날 수 있는 여건이 되었다. 이와 함께 은행의 대형화는 은행 구성원 간 익명성을 높였고, 상대적으로 은행 본부의 영업과 관련된 기획·통제 능력은 약화되었다. 이러한 상황에서 은행 주주구성에 외국인 주주의 비중이 급격히 증가하면서 수익 실적에 대한 부담이 많아진 은행 경영진들은营业을 책임지는 집행 임원의 숫자를 크게 늘려 영업력 강화를 추진했다. 그 결과 임원당 지점 수는 오히려 축소되는 현상이 나타났으며, 매년 실적에 따라 연임 여부가 결정되는 집행임원들이 각자 나름대로 생존방안을 찾는 과정에서 은행 점포별로 혹은 은행의 영업본부별로 새로운 영업기회를 찾는 노력이 집중되었다.

<Table 5> Number of Branches per Bank and Executive¹⁹⁾

This table shows the increasing trend of average number of branch in a nation-wide bank, and increasing intensity of sales pressure on bank executives based on the decreasing number of branches per executive.

Year	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Per bank	292.6	320.3	367.3	361.5	441.3	528.0	532.6	534.3	541.3	649.6	663.1	682.9
Per executive	29.1	42.5	66.2	31.8	36.1	33.0	33.6	30.5	27.8	19.2	18.6	19.1

Source : Financial Supervisory Service.

18) Danielsson, J. H. S. Shin, and Jean-Pierre Zigrand(2009) 참조.

19) 금융감독원 은행경영통계에는 부행장 등 고위 임원과 본부장 등 영업을 주로 담당하는 초급 임원 간에 구분이 되어 있지 않다. 다만 본부장 등 초급 임원의 숫자가 압도적으로 많으므로 상급 임원 전체 숫자를 사용하였다.

이러한 상황변화는 은행 영업현장에서 무리지능에 의한 군집행동이 나타날 가능성을 높아지게 했다. 은행 영업조직은 동일한 기능을 담당하는 수백 개의 영업점 구조로 되어 있어 본부를 경유하지 않은 영업점간 정보교환을 통한 군집행동의 출현 가능성이 높은 조직이다. 영업본부 단위로 행해지는 각종 영업추진 회의 및 지역별 모임은 다른 영업점에서 무슨 영업을 하고 있는지를 알게 되는 주요한 장소이자 경로이며, 서로 간에 실적 개선을 위한 영업 노하우 및 새로운 영업 분야에 대한 정보가 교환되는 장소이다. 특정 영업점에서 개척한 영업기회가 있으면 본점 영업 전략부서를 통하지 않고도 지점간, 영업본부 간 정보 및 지식 교환을 통해 영업점 전체에 전파되고 이러한 영업 정보가 구성원 간에 높은 평가를 받을 경우 은행 전체의 영업방향으로 자리 잡게 된다.

또한 영업을 담당하는 집행임원으로서 본부장 수의 급증현상은 은행 영업점간 무리지능에 의한 군집행동 출현 가능성을 더욱 높였다. 영업 본부장에 대한 평가가 객관화되면서 수량목표에 치중한 경영평가지표(KPI; Key Performance Indicator)가 만들어졌으며, 영업 본부장들은 이러한 목표를 달성하기 위해서 지점별 영업방향에 대해 적극적으로 개입하게 된다. 특히 영업 본부장간 순위가 영업 본부장들의 연임 여부에 결정적 영향을 미치기 때문에 영업 본부장들은 모든 영업분야를 균형 있게 추진하기 보다는 자신이 특별한 노하우가 있거나 지역별로 유리한 업무를 적극적으로 개발하여 집중적으로 자원을 투입하고 추진하게 된다.

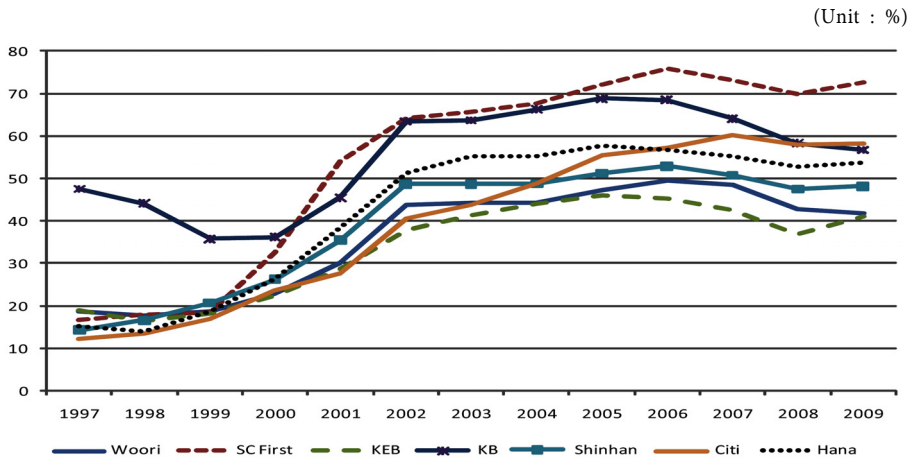
이러한 영업추진 행태가 반복적으로 수행되다보면 영업점 혹은 영업본부별로 비용의 적절한 통제가 가능하면서 비교적 단기에 성과가 실현되는 영업 분야가 중점 영업 부문으로 자리 잡게 되며, 이렇게 출현한 새로운 중점 영업 분야가 주변부 영업점 및 영업본부에 전파되는 방식으로 은행 전체에 확산된다. 예를 들어 방카슈랑스 업무, 펀드 판매 업무, 신용카드 및 주거용 부동산 담보대출 업무, 소호 대출업무 등이 개별 영업본부의 중점 영업부문으로 추진되다가 은행 전체의 전략사업으로 자리 잡은 영업 분야들이다. 이런 방식으로 은행의 주요 사업부문들이 결정되는 상황에서는 펀드 판매를 담당할 만한 전문인력이 많지 않아서 본부 차원에서는 펀드 판매를 허용하고 싶지 않은 영업본부라 할지라도 해당 영업본부에서 펀드 판매업무 추진을 원하는 한 해당 업무를 허용하지 않을 수 없는 경우마저 생긴다. 주거용 부동산 담보대출의 급증현상 역시 이상에서 살펴 본 은행내 영업점 혹은 영업본부라고 하는 독립채산제 조직에서 생존을 위해 찾아낸 선택의 결과가 은행권 전반에 확산된 결과로 해석할 수 있다. 즉, 가계대출 급증현상은 은행 영업점이라고 하는 경제주체들의 무리지능에 의해 만들어진 군집행동의 결과로

볼 수 있다.

문제는 이러한 영업목표 선정 및 추진이 은행 경영 전반에 걸친 환경 요인에 대한 충분한 정보와 분석에 기초한 것이 아니라 실무수준의 지식과 판단에 의존한 것이라는 데 있다. 예를 들어 바젤 II 신용위험 평가기준에 주거용 부동산 담보대출 위험가중치가 개별기업 여신의 100%에 비해 크게 낮은 35%라고 규정된 사실이 알려지면 은행 영업점 단위에서는 주거용 부동산 담보대출이 한동안 은행을 먹여 살릴 업무라는 인식이 확산될 수도 있다.²⁰⁾ 이처럼 은행 본부에서 멀리 떨어져 있는 영업 현장에서는 합리적으로 설명하기 어려운 일들이 은행의 경영성과를 좌우할 주요한 영업전략으로 이해되고 추진될 수 있는 것이다.

<Figure 5> Commercial Banks' Average Household Lending Ratio to Total Loan

This figure shows the increasing trend of household lending in general banks and converging tendency in weight on household lending among banks.



Source : Financial Supervisory Service.

은행 간에도 이러한 무리지능에 의한 군집행동이 나타날 수 있다. 어느 은행이 주거용 부동산 담보대출을 통해 비용도 통제하면서 대출규모를 크게 늘려 수익규모를

20) 일반적으로 영업점에서는 대출로부터 발생하는 수익에서 자기자본 비용, 신용보증기금 출연료 등 각종 부대비용을 공제하고 대출 마진을 계산하고 있으나, 영업점 차원에서 대출 마진 확대에 따른 차주 풀 전체의 신용리스크 확대 등 은행 전체의 관점에서 고려해야 할 요인까지 감안하기는 어렵다.

확대했다는 사실이 알려지면 영업에 대한 특별한 제약이 없는 은행들의 경우에는 선도는 행의 영업행태를 흉내 내게 된다. 나름대로 개별은행이 처한 여건에 따라 주변 은행의 영업행태 변화에 대한 반응은 다르게 나타날 수 있지만, 추세적으로는 은행 간에 영업양상이 유사성을 보이게 된다.

은행 영업의 중점이 이러한 방식으로 정해지는 특성이 있다 보니 은행별 영업중점은 영업 담당자들이 찾아낸 생존수단이 무엇이나에 따라 불규칙적으로 변화할 가능성이 있으며, 여건 변화에 따라 신용카드 대출 → 소호 대출 → 가계대출 → 자동차 담보대출 → 신용카드 대출 등으로 순환적 양상을 보일 수 있다. 또한 가계대출 내에서도 기존 아파트 담보대출 → 신설 아파트 집단대출 → 단독주택 담보대출 → 재개발 아파트 대출 → 집단대출 → 단독주택 담보대출 등으로 영업의 중점이 옮겨 다닐 수 있다.

이러한 방식의 영업중점 변화는 영속기관으로서 은행의 장기적 이익에 반할 수 있으며, 이러한 영업중점 변화가 초래하는 거시경제적 효과도 장기적 경제 안정성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 신용카드 부실사태가 금융시장에 미친 충격은 매우 컸고, 서브프라임 모기지 채권투자 부실화의 영향은 우리나라 은행에 까지 파급효과를 미쳤다. 서브프라임 모기지 사태 이전 신종 파생상품에 대한 투자는 금융업계 종사자들에게는 새로운 수익창출 수단으로 알려졌지만 결과적으로 대규모 손실을 초래하고 말았다. 이러한 현상 역시 무리지능에 의한 군집행동의 사례로 볼 수 있을 듯하다. 최근에는 자동차 담보 대출과 신용카드 대출 등이 영업 담당자들 간에 인기를 끌고 있다고 알려져 있는데, 주요한 영업분야로 자리 잡을지는 아직까지는 알 수 없다.

IV. 요약 및 결론

본고는 금융회사의 영업환경 변화, 금융회사 내부의 의사결정 과정 등에 대한 분석을 토대로 가계대출 급증현상의 원인을 규명해보고자 하였다. 은행업 종사자들이 생각 없이 무책임하게 가계 대출을 늘린 것이 오늘날의 결과를 가져온 것이라고 단순히 생각할 수는 없다. 나름대로 주어진 환경에서 생존을 위해 혹은 이해관계자들의 합리적 판단에 근거하여 이루어진 결정들이 누적된 결과로서 가계대출 급증 현상이 나타났을 수 있다. 가계대출 급증 현상을 은행 임직원들의 도덕적 해이의 결과로 보는 것 보다는 나름대로 여건변화에 따른 합리적 선택의 결과로 이해하는 것이 문제 해결에 도움이

될 것이다. 왜냐하면 가계대출 급증현상을 이렇게 이해할 때 정책당국이 직접적인 금지 등의 방식보다는 향후 유사한 문제가 재발하지 않을 수 있도록 새로운 영업환경을 조성하는 방식으로 대응책을 마련할 것으로 보이기 때문이다.

가계대출 급증현상은 전통적인 상업은행 기능이 퇴조하는 가운데 신용카드업무, 중소기업 대출, 주거용 부동산 담보대출 등으로 은행의 주요한 영업부문이 표류하는 과정에서 나타난 현상 중의 하나이다. 가계대출은 자산확대 속도가 무척 빠르데다 이에 따른 신용리스크 등을 관리할 수 있는 인프라 구축, 은행 임직원의 역량 강화 등이 수반되지 않는 상태에서 행해지는 경우가 많아 은행산업 내부에서 자동안정장치를 기대하기 어렵다.

사실 가계대출 확대 등 금융회사의 영업내용은 금융회사 종사자들이 자신들의 생존을 위해 찾아낸 업무일 뿐이며, 이러한 업무의 수행이 경제 전반에 미치는 영향에 대해서는 이렇다 할 고려가 없는 상태에서 결정된 것이라고 할 수 있다. 따라서 현재의 금융산업 운용체계에서는 서브프라임 대출 부실화 등 가계대출 급증으로 인한 문제점이 해결된다 하더라도 또 다른 금융산업 부실화 요인이 단시일 내에 발생할 수 있으며, 이로 인한 금융시장 불안정 가능성을 선제적으로 방지할 수 있는 안정장치는 결여되어 있다고 할 수 있다.

이처럼 금융산업 운용체계가 금융산업내 상황이 급변할 수 있고 어느 방향으로 전개될지도 잘 알 수 없는 구조를 갖고 있으며, 이로 인해 금융시장 불안정 가능성이 상존하고 있음에도 불구하고 현재 전 세계적으로 수용되고 있는 금융감독체계는 탄력적 위기관리가 어려운 구조를 갖고 있다. 현행 금융감독체계는 수십 년에 걸친 대대적인 규제완화의 결과로서 바젤 II 신용위험 평가기준 등 상황변화에 탄력적으로 대응하기 어려운 기계적인 규칙에 의존하여 전진성 감독만을 행하고 영업행위 규제는 최소화하는 구조로 되어 있다.

사실 지난 20여년에 걸친 금융자유화는 금융회사의 개별 영업활동에 대한 감독당국의 사전적 개입을 축소하되, 사후적 감독은 강화하는 방향으로 추진되어 금융기관이 위험 부담에 대한 스스로의 판단으로 투자 및 영업활동에 나서게 함으로써 금융산업이 국민경제의 주요한 부가가치 창출 산업으로 자리 잡는데 기여하였다. 구체적으로 금융자유화는 금융감독이 재량적 판단보다는 사전에 정해진 규칙(Rule)에 따라 실행되는 비중을 크게 높였다. 그 결과 금융감독의 투명성, 객관성, 예측 가능성이 크게 강화되어 금융산업이 실물부문에 대한 지원부문에서 벗어나 독자적인 산업부문으로 자리 잡는 계기가

되었다.

문제는 금융자율화의 결과로 금융기관의 영업행위에 대한 사전적·재량적 개입이 어려워진 금융감독기관이 감독의 사각지대를 해소하기 위해 바젤 자기자본 기준 등 사후적 감독기준을 대폭 확충하면서 나타났다. 과거에는 창구지도 등을 통해 탄력적으로 조정될 수 있는 문제들의 경우에도 이제는 모든 금융회사에 동일하게 적용되는 감독기준에 의해 처리되기 때문에 사실상 사전적 규제가 훨씬 강화되었다고 볼 수 있다. 다시 말해서 비록 사후적 감독기준이긴 하지만 이를 사전적으로 지키려고 노력하지 않으면 사후적으로 지키기 어려울 정도로 감독기준 적용의 오차 허용 폭이 크지 않은데다 감독기준의 적용범위도 광범위하여 금융기관이 탄력성을 갖고 각종 재무비율 등을 선택할 여지가 오히려 축소되었다.

예를 들어 바젤 II 체제가 본격적으로 시행되면서 은행의 재무관리 혹은 리스크 관리는 은행 나름대로의 전략 및 선호도에 따른 리스크의 선택 및 관리업무가 아니고, 많은 경우 감독기준에서 정한 허용범위 내에 주요 재무비율을 맞추기 위해 자금조달 및 운용의 규모와 만기구조를 조절하는 업무로 변질되었다. 특히 은행의 자산 구성과 관련하여 필요자기자본량을 규정하는 바젤 I, II 신용리스크 측정기준은 은행의 자기자본 수익률(ROE)에 결정적인 영향을 미칠 수밖에 없으므로 사실상 은행 영업활동의 큰 방향을 좌우하게 되었다고 할 수 있다.

바젤 II 신용리스크 측정기준이 과거의 대손발생률을 감안하여 적절한 수준으로 설정되었다고 할지라도 이것이 모든 은행에 적용되는 비탄력적인 감독기준이 되면서 문제가 발생했다. 은행마다 스스로의 경험과 식견, 미래에 대한 판단에 따라 다르게 적용되어야 할 신용리스크의 측정 및 관리업무가 감독기준에서 정한 리스크 판단대로 은행 자산 구성을 변경하는 업무로 변질되면서 전 세계적인 가계대출 급증현상 등 군집행동(Herd Behavior)이 초래되었다고 볼 수 있다. 구체적으로는 신용위험 가중치가 특정 형태의 자산, 즉 주거용 부동산 담보대출 등에 유리하게 되어 있고, 유동성 위험 등의 경우에도 자산 및 부채구조의 만기구조에 대한 선택 여지가 별로 없을 정도로 변동 허용 폭이 제한되어 있다. 그 결과 은행의 영업은 각종 규제비율을 맞추기 위한 퍼즐게임이 되어 버렸다. 또한 재무적 투자자가 대부분이어서 은행 수익의 장기 안정성 보다는 단기적인 고수익 요구가 강력한 은행 주주들의 요구를 충족시키다 보면 은행 영업 및 자산구성은 유사한 모양을 보일 수밖에 없었다. 즉 감독당국이 사전적으로 시시콜콜하게 따지지 않아도 은행의 영업 및 자산구성은 감독당국이 정한 방향대로 갈 수 밖에 없는

구조였다고 할 수 있다.

이렇게 볼 때 은행이 직접금융시장의 발달로 기업 여신 부문에서 경쟁력을 잃으면 서 가계 대출이 급증하게 된 것이 은행 자산구성에서 가계대출 비중이 확대된 근본원인 이겠지만, 바젤 I, II 신용리스크 측정기준의 본격적인 적용은 은행 영업의 이러한 경향을 더욱 강화하여 최종적으로는 서브프라임 모기지 부실화 사태까지 초래하게 되었다고 볼 수 있다. 현재까지 BCBS(Basel Committee on Banking Supervision)에서 추진하고 있는 바젤 II 기준의 개정 방향은 서브프라임 위기가 감독의 사각지대, 즉 후순위채 등을 이용한 자기자본비율의 제고 가능성 허용 등으로 인해 발생한 것으로 보고 전체적인 레버리지 비율 제한 등 추가적인 규제를 도입하여 감독기준의 적용범위를 더욱 확대하려 하고 있다. 이렇게 될 경우 각종 비율규제체계가 은행의 영업 및 자산 구성에 미치는 영향력이 더욱 커지게 될 것이며, 레버리지 한도 등을 설정하기 위해 수행했던 스트레스 테스트의 예측력이 낮았을 경우 새로운 비율규제 실행으로 인한 은행의 자산구성 왜곡 효과는 더욱 크게 나타나고 이로 인한 금융시장 불안정 가능성은 더욱 커질 수도 있을 것이다.

결론적으로 각종 비율규제를 근간으로 하는 현재의 금융감독체계는 금융회사가 재량을 발휘할 수 있는 여지가 너무 많아서가 아니라 너무 적기 때문에 문제가 발생한 것이며, 이를 더욱 강화하여 금융회사의 재량적 선택의 여지를 축소하면 금융회사 행태에서 군집행동이 더욱 더 강력하게 발생할 수 있고, 이로 인한 금융회사 부실화 가능성은 더욱 높아질 수 있다. 또한 현재의 금융감독체계는 감독당국의 재량적 판단의 가능성을 최소화한 체계를 갖고 있어 감독당국이 금융산업내에서 금융회사들이 만들어 내는 경제 전반에 영향을 미치는 리스크를 적극적·선제적으로 관리할 가능성도 낮다.

따라서 향후에는 금융감독관련 사후적 감독기준의 적용범위를 축소하고 오차 허용폭도 확대하는 등 금융기관의 자율적 영업활동 가능성을 확대할 필요가 있다. 금융감독 당국에 대해서도 사전에 정해진 기준뿐만 아니라 나름대로의 재량적 판단에 기초한 감독권 행사 가능성을 확대하여 금융위기 발생 가능성에 대비할 필요가 있다.²¹⁾ 향후 새롭게 등장할 금융감독체계에서는 가능한 한 규칙은 간단하게 만들고 나머지 부분은 권위와 실력과 성실성을 갖춘 금융감독당국의 재량 판단에 맡길 필요가 있다. 리스크 관리업무가 컴플라이언스 업무가 되어서는 리스크 관리의 목적을 달성할 수 없으며,

21) 서근우(2010), Taylor, John B.(2010) 참조.

규정을 준수하는 데도 기술적 어려움이 있는 현실에서 금융회사가 나름대로의 전문적 판단에 따라 선제적인 리스크 관리업무를 수행할 것으로 기대하기는 어렵다. 바젤 II 체제의 본격 도입을 앞두고 은행 임원들의 이해도를 측정하기 위한 시험을 실시한 적이 있을 만큼 바젤 II 체계는 복잡하고 어려운 체계이다.²²⁾ 이러한 사정을 감안할 때 새롭게 검토되고 있는 바젤 III 체계가 실행된다 하더라도 규칙에만 의존하는 체계로는 금융시장의 안정성을 기대하기 힘들 수 있다.

이렇게 볼 때 이제는 금융산업, 금융감독 체계 등을 원점에서부터 재점검하여 금융산업 종사자의 창의력을 최대한 발휘할 수 있게 하는 새로운 체계를 만들어내야 할 때이다. 세계 각국이 공통적인 어려움을 겪고 있기 때문에 어디에선가 좋은 아이디어가 나올 것 같다. 다만 금융산업은 한 번 만들어 놓은 규칙을 잘 지키기만 하면 저절로 굴러갈 수 있는 산업이 아니고 누군가가 항상 들여다보고 걱정하면서 고쳐가며 운용할 수밖에 없는 산업임을 명심할 필요가 있다.

22) Greenbaum, Stuart I., Anjan V. Thakor(2007)는 바젤 II 체계는 바젤 I에 비해 많은 개선이 있었으나, 너무 복잡하여 재무관리·통계학·수학 박사가 아니면 실행하기 어려운 체계임을 지적하고 있다.

<참 고 문 헌>

1. 강경훈, 『우리나라 금융시장의 쏠림 현상』, 금융조사 보고서 2006-08, 한국금융연구원, 2006.
2. 강종구, “은행대출의 쏠림현상에 대한 실증분석,” 『경제분석』, 제16권 제1호, 2010, 1-36.
3. 노영훈, “주택시장과 경제위기 : 주택금융과 가계대출을 중심으로,” 『재정포럼』, 제165호, 2010, 45-61.
4. 문종진 · 임철순 · 박병수 · 고일용 · 이승국, 『Basel II와 리스크관리』, 경문사, 2007.
5. 삼성경제연구소, “가계부채 부실화 위험 진단 및 소비에 미치는 영향 분석,” 『SERI 경제포커스』, 제286호, 2010.
6. 서근우, “글로벌 금융위기로 드러난 한국경제의 취약점과 정책대응,” 『글로벌 금융위기 극복 정책평가와 경제 재도약을 위한 과제』, 한국경제학회/한국개발연구원 공동 주최 세미나, 2010.
7. 자본시장연구원, “중국 은행업 대출동향 및 시사점,” 『중국금융시장포커스』, 2010.
8. 장민 · 이규복, 『가계부채의 연착륙 방안』, 금융 VIP 시리즈(2010-04), 한국금융연구원, 2010.
9. Andrea Devenow Ivo Welch, “Rational herding in financial economics,” *European Economic Review* 40, 1996, 603-615.
10. Christian Hott, “Banks and Real Estate Prices,” *Swiss National Bank Working Papers* 2009-8, 2009.
11. Danielsson, J., H. S. Shin, and J. P. Zigrand, “Risk Appetite and Endogenous Risk,” *SNU Institute for Finance and Economics Working Paper* 09-A01, 2009.
12. Frank Heid, “Cyclical implications of minimum capital requirements,” *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, 06/2005, 2005.
13. Greenbaum, Stuart I. and Anjan V. Thakor, *Contemporary Financial Intermediation*, 2nd ed., Academic Press, 2007.
14. Malone, Thomas W., Robert Laubacher, and Chrysanthos Dellarocas, “Harnessing Crowds: Mapping the Genome of Collective Intelligence,” *MIT Center for Collective Intelligence Working Paper*, 2009-001, 2009.

15. Taylor, John B., "Swings in the Rules-Discretion Balance," *Conference on the Occasion of the 40th Anniversary of Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Columbia University, 2010.

< Abstract >

A Behavioral Approach to Explaining the Recent Surge in Korean Banks' Household Lending

Geun Woo Seoh *

This paper shall investigate the causes of the recent surge in household lending in Korea by examining changes in financial companies' business environment and internal decision making processes. It shall also suggest measures for preventing this phenomenon in the future.

The spike in household lending has taken place as commercial banks' core business areas move away from traditional functions and towards credit card services, SME lending, and residential mortgage lending, etc. Household lending has grown voraciously, making it highly likely that the infrastructure and managerial capacity for handling credit risk will not have kept pace. If residential property prices fall further and interest rate levels rise from the implementation of the exit strategy, household lending could act as a de-stabilizing factor for the broader economy.

The recent spike in household lending in Korea may be described in terms of the following four causes.

1. Structural changes in funding demand : following the 1997 financial crisis, Korea's corporate sector become more aware of the risks from financial structure vulnerabilities, and dis-intermediation in the form of lower reliance on banks for funding took place. Unable to generate growth and earnings from corporate and SME lending, banks turned their attention to household lending, such as residential mortgages.

2. Self-perpetuating nature of mortgage lending : as residential property prices rise, this expands loan limits based on the collateral from a given mortgage, which in turn spurs speculative demand.

3. Distortionary effects of Basel II risk-weightings : The risk weights for loans as stipulated in Basel II are far lower for mortgage loans than for corporate sector loans, which may also have spurred banks' rapid gravitation towards the latter.

* Korea Institute of Finance(Tel : 82-2-3705-6279, E-mail : gwseoh@kif.re.kr)

4. Herding behavior resulting from collective intelligence : the surge in residential mortgage lending can be viewed as occurring when a large number of banks adopt a business model for self preservation, and then this spread throughout the entire banking sector.

Following years of regulatory easing, the financial supervisory framework revolves around prudential supervision, with regulation of business conduct kept to a minimum. The result is that the global economy is left in an instable situation according to financial companies' strategies, such as raising mortgage lending, where funding flows can go back and forth in no time. Going forward, financial supervisory institutions should revamp their supervisory framework to be able to actively and preemptively manage the risks from financial companies' business conduct, which can act as a burden on the economy as a whole. This new financial supervisory framework should have simple rules, while in other matters, we will need to expand reliance on the discretionary judgment of financial supervisory bodies that have the requisite authority, capacity, and integrity.

Key words : Household Lending, Real Estate Lending, Financial Supervision

JEL Classification : G21, G28

주식시장간 상관계수의 시간불변성에 대한 검증*

김상환**

— 국문초록 —

본 연구는 Bera and Kim(2002)의 상관계수 안정성에 대한 검증통계량을 다변량 모형으로 확장하여 동아시아 주식시장간 상관계수의 안정성을 검증하였다. 본 연구에서 이용한 검증통계량은 Bera and Kim(2002) 검증통계량이 하나의 상관계수에만 적용될 수 있다는 한계를 해결하여 여러 상관계수의 시변성에 관한 복합가설도 검증할 수 있다. 또한 studentizing을 이용하여 비정규분포하에서도 Type I 오류가 커지지 않도록 하였다. 본 연구에서 소개한 검증통계량은 상관계수 안정성에 관한 선행연구에서 이용된 검증방법의 문제점에서 자유로운 데다 계산하기 편리한 장점이 있다.

동아시아 주식시장간 비조건부 상관관계를 검증한 결과, 위기 이전과 이후기간에는 시장간 상관관계가 안정적이라는 귀무가설을 많은 시장에서 기각하지 못하였다. 반면 전체 표본기간에 대해서는 상관관계가 안정적이라는 가설이 기각되고 있다. 조건부 상관계수도 비조건부 상관계수와 마찬가지로 위기 이전과 이후의 부분기간에 비해 전체 기간에서 상관계수의 안정성을 기각하는 경향이 강하게 나타났다.

특히 한국의 경우에는 동아시아시장과의 상관관계가 위기 이전 10%대의 낮은 수준에서 안정적인 움직임을 보이다 위기를 계기로 큰 폭으로 상승하였다. 그리고 위기이후에는 60%대의 높은 수준이 안정적으로 지속되는 모습을 보였다. 따라서 위기 이전과 이후에는 상관관계가 안정적이라는 가설이 기각되지 않는 반면 전체기간에는 위기를 전후한 상관관계의 큰 차이를 반영하여 상관관계의 안정성이 강하게 기각된다. 이와 같이 본 연구는 주식시장간 상관관계가 거의 모든 표본에서 시변하는 것으로 나타나는 선행연구와는 전혀 다른 검증결과를 제시하고 있다. 즉, 주식시장간 상관관계의 시변성 여부는 분석기간에 따라 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

핵심단어 : 상관계수, 시변성, 가설검증, LM 검증통계량, 국제동조화

JEL 분류기호 : C12, G15

투고일 2010년 10월 29일; 수정일 2010년 11월 30일; 게재확정일 2011년 01월 03일

* 이 논문은 2006학년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었다. 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자에게 감사드린다.

** 충북대학교 사회과학대학 경제학과(Tel : 043-261-2214, E-mail : swkim7@chungbuk.ac.kr)

I. 서론

금융변수들간 상관관계가 시간에 걸쳐 안정적인지 여부는 재무연구에서 중요한 연구주제이다. 예를 들어, 국제분산투자(international diversification)의 효과는 금융시장 간 상관관계가 시간에 따라 변하는지 아니면 안정적인지 여부에 따라 크게 달라진다. 기관투자자들은 국제포트폴리오 구성을 위해 국가별 최적 투자비중을 결정할 때 과거 자료로 추정한 국가간 상관계수를 이용한다. 이 방법이 유효하기 위해서는 과거 자료에 근거한 상관관계 추정치가 미래의 투자기간에도 시장간 상관관계를 적절하게 설명할 수 있어야 하는데, 이는 시장간 상관관계가 시간에 걸쳐 안정적이라는 전제하에 가능하다. 따라서 시장간 상관관계가 안정적인가에 대한 엄밀한 통계적 검증은 국제투자모형의 구축에 필수적인 사전 작업이라 할 수 있다. 또한 상관계수의 안정성은 헤지비율(hedge ratio) 추정에도 중요한 의미를 갖는다. 현물과 선물수익률간의 상관관계가 시간에 걸쳐 일정하다면 복잡한 다변량 GARCH 모형대신 현물과 선물수익률에 대한 단일변수 GARCH 추정만으로 헤지비율을 추정할 수 있게 된다. 이외에도 상관관계의 안정성은 하나 이상의 기초자산에 근거한 파생상품의 가격결정 등 자산가격결정모형을 설정하는 데에도 중요한 고려사항이다.

상관관계의 안정성에 대한 검증작업은 투자론 연구에서 뿐만 아니라 금융위기의 국가간 전염효과(contagion effect)나 국제금융시장의 동조화(comovement)에 관한 학술적 연구에서도 유용한 정보를 제공할 수 있다. 전염효과에 대한 정의에 대해서는 아직 이견이 많지만, Calvo and Reinhart(1996), Park and Song(2001)과 Forbes and Rigobon(2002)은 '시장수익률간 상관관계의 급격한 상승'으로 정의하였고 Baig and Goldfajn(1999), Connolly and Wang(2003)과 Bekaert, Harvey, and Ng(2005)는 '경제 펀더멘털에 의해 설명될 수 없는 시장수익률간 상관관계의 급격한 상승'과 같이 좁은 의미의 정의를 내린 바 있다. 이들 정의에서 알 수 있듯이 시장간 상관관계의 변화여부는 전염효과나 동조화 현상에 대한 연구에서 핵심적인 분석대상이다.

금융변수간 상관계수의 안정성 여부는 실무적·학술적 중요성을 반영하여 Kaplanis(1988)부터 최근까지 많은 실증연구가 진행되었고 우리나라에서도 많은 학자들이 검증한 바 있다. 본 연구는 선행연구에서 검증된 결과들을 다시 정리하기보다는 검증방법론에 초점을 두고 선행연구에서 이용된 검증방법의 문제점을 지적하고 새로운 검증방법을 제안하기로 한다.

선행연구들은 다변량 GARCH 모형으로 추정한 시변상관계수를 그래프로 그린 다음 상관계수가 변화하는지 여부를 시각적으로 보이거나, 표본기간을 임의로 나눈 부분기간(subsample)의 상관계수가 서로 차이를 보이는가를 검증하는 방법을 이용하였다. 다변량 GARCH 모형으로 추정한 조건부상관계수(conditional correlation)는 실제로는 구조적으로 변하지 않았는데도 데이터에 내재된 잡음(noise)이나 추정오차로 인해 시간에 따라 변하는 것처럼 보일 수 있는 문제가 있다. 표본기간을 분할하여 상관계수를 측정하는 방법도 표본기간을 어떻게 분할하느냐에 따라 결과가 다르게 나타날 수 있는 문제가 있다. 이러한 문제를 해소하기 위해 Tse(2000)는 상관계수모형에 대한 LM(Lagrange multiplier)통계량을 개발함으로써 이 분야의 연구를 진일보시키는 계기를 마련하였다. 국내에서도 최완수(2006)가 Tse의 LM통계량을 동아시아 주식시장에 응용한 바 있다. 그러나 Tse의 검증통계량도 상관계수는 항상 -1과 1사이의 값을 가져야한다는 단순한 제약을 만족시키지 못하는 한계가 있다.

본 연구는 Bera and Kim(2002)의 상관계수 안정성에 대한 검증통계량을 다변량 모형으로 확장하고, 확장된 검증통계량을 동아시아 시장간 상관계수의 안정성검증에 적용하는 데에 목적이 있다. Bera and Kim 검증방법은 상관계수가 서로 다를 것으로 판단되는 기간들을 임의로 구분할 필요가 없이 관심의 대상이 되는 분석기간 동안 상관관계가 안정적인지를 검증할 수 있는 장점이 있다. Bera and Kim의 검증통계량은 검정력이 우수한 것으로 나타났지만 비정규분포를 따르는 데이터에서는 검증통계량의 값이 지나치게 커지는 문제가 있다. 게다가 하나의 상관계수에 대해서만 적용할 수 있다는 한계가 있었다. 본 연구에서 제안한 검증통계량은 studentizing을 이용함으로써 비정규 분포하에서도 값이 지나치게 커지지 않도록 하였다. 또한 다변량 우도함수로부터 검증통계량을 도출함으로써 하나 이상의 상관계수에 대한 검증을 가능하게 하였다.

실증분석에서는 우리나라, 태국, 말레이시아, 홍콩과 싱가포르 등 5개국 시장간 상관관계가 시간에 걸쳐 안정적인가를 검증하였다. 분석기간은 1985년 1월초~2010년 6월말이고 주별 자료를 이용하였다. 분석결과를 요약하면, 동아시아 주식시장간 상관관계는 아시아 금융위기 이전과 이후의 부분기간 동안에는 뚜렷한 시변성을 보이지 않은 반면 전체표본기간 동안에는 상관계수가 안정적이라는 가설이 유의적으로 기각된다. 많은 선행연구들은 다변량 GARCH 모형으로 추정한 조건부 상관계수가 그래프상 불규칙하게 움직인다는 점을 들어 시장간 상관관계는 시변하는 것으로 단정하고 있다. 본 연구의 검증결과는 이러한 시각적 판단에 중대한 오류가 있을 수 있음을 보여주고 있다.

논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서 국제주식시장의 동조화에 관한 기존 연구문헌에서 사용된 검증방법들을 비판적으로 검토하고, 제 III장에서는 본 연구에서 응용한 상관관계 안정성 검증방법을 소개하였다. 제 IV장에서는 본 연구에서 사용된 자료에 대해 설명한 다음 실증분석결과를 설명하고 제 V장에서 분석결과를 간략하게 정리한 후 본 연구의 의의에 대해 설명하면서 결론을 맺는다.

II. 선행연구의 상관계수 시변성 검증방법

본 연구는 상관계수의 안정성을 검증하는 계량경제학적 방법론에 중점을 두고 있다. 따라서 선행연구의 검증결과를 정리하는 대신 검증에 이용된 계량분석방법을 정리하고 이들 방법의 문제점을 지적하기로 한다.

1. 선행연구의 검증방법개관

Kaplanis(1988)는 1967년~1982년 기간의 10개국 월별 주식시장 수익률을 이용하여 상관계수의 안정성을 검증하였다. 그녀는 전체 표본기간을 46개월 단위의 부분표본으로 나눈 다음, 부분표본들의 상관계수행렬이 서로 다른지 여부를 검증하였다. k 개의 부분표본의 상관계수행렬 Ω_i 이 같다는 가설 $H_0: \Omega_1 = \Omega_2 = \dots = \Omega_k$ 은 Box(1949)의 M 통계량으로 검증하였다.

$$M = N \log |S| - \sum_{i=1}^k N_i \log |S_i| \quad (1)$$

위 식에서 S_i 는 표본크기가 N_i 인 i 번째 부분표본에 대해 추정한 표본상관계수행렬(sample correlation matrix)을 나타내며, $N = N_1 + \dots + N_k$ 이고 $S = \sum_{i=1}^k N_i S_i / N$ 이다. 이 검증방법은 연구자가 표본을 구분하는 방식에 따라 다른 결과가 나타날 수 있는 문제가 있다.

Longin and Solnik(1995)은 영국과 미국 등 7개 선진국 시장을 대상으로 검증한

결과 시장간 상관관계가 시간에 따라 변할 뿐만 아니라 양의 추세를 보인다고 주장하였다. 이들은 2변량 GARCH 모형에서 조건부상관계수 ρ_{12t} 를 상관관계에 영향을 줄 것으로 판단되는 외생변수 z (예를 들어, 석유파동이나 걸프전쟁을 나타내는 시간더미 또는 금리 등 경제변수)의 함수로 모형화한 다음 이들 외생변수의 계수 $\rho_i (i=1, \dots, p)$ 의 유의성을 검정하였다.

$$h_{12t} = \rho_{12t} \sqrt{h_{1t}} \sqrt{h_{2t}}$$

$$\rho_{12t} = \rho_0 + \rho_1 z_{1t} + \dots + \rho_p z_{pt} \quad (2)$$

그러나 이 방법도 $|\rho_{12t}| \leq 1$ 조건을 충족하지 못할 뿐만 아니라 모수의 수가 많아져 검증 결과의 신뢰성이 낮아질 수 있는 문제가 있다.

최근에는 상관계수 추정치를 시계열그래프로 그린 다음 추정치가 변하는가를 시각적으로 확인하는 방법이 많이 이용되었다. Solnik, Boucrelle and Fur(1996)는 36개월의 추정원도우를 매월 전진시키면서 추정된 상관계수가 변하는지를 시각적으로 확인하였다. 이들은 시각적 판단을 근거로 미국과 영국 등 선진국시장간 상관관계가 시간에 따라 변한다고 주장하였다. Groenen and Franses(2000)도 주식시장간 상관계수를 그래프로 보여주는 방식을 이용하였다. 이들은 다차원 scaling 방법(multi-dimensional scaling techniques)을 이용하여 여러 주식시장 중 움직임이 비슷한 그룹을 판별하는 그래프를 이용하였다. 그래프를 이용한 검증방법 중 가장 대표적인 것은 다변량 GARCH 모형으로 추정된 조건부 상관계수의 시계열그래프를 이용하는 방법이다. 이 방법을 이용한 외국연구로는 Chiang, Jeon and Li(2007), Gupta and Mollick(2008) 등 다수가 있으며, 국내에서는 이한식·장병문(2002)과 장국현(2002)이 있다. 장국현은 주식수익률간 상관계수를 그래프로 보여주면서 시장간 상관계수가 변화한다고 주장하였다. 그러나 실제의 상관관계가 일정하더라도 다변량모형에서 추정된 상관계수는 데이터에 내재된 잡음이나 추정오차 등으로 인하여 외견상 변화하는 모습을 보일 수 있다. 따라서 주식시장간 상관계수의 그래프만으로 상관계수가 시변한다는 가설을 엄밀하게 판단할 수 없다.

Chiang, Jeon, and Li(2007)는 시장간 상관관계의 시변성여부와 함께 상관계수가 어떠한 요인에 의해 변하는지도 분석하였다. 이들은 동아시아 금융위기를 전후한 아시아 국가의 상관관계연구에서 위기의 전염효과(contagion)와 쏠림현상(herding)을 분석하

였다.¹⁾ 이들은 시장간 상관계수를 위기국면(stages of financial crisis)을 나타내는 더미변수에 대해 회귀분석한 다음 위기국면 더미변수의 유의성을 검증함으로써 상관계수가 위기국면에 따라 어떠한 동학적 변화를 보이는가를 분석하였다.

$$\rho_{ij,t} = \sum_{p=1}^P \phi_p \rho_{ij,t-p} + \sum_{k=1}^3 \alpha_k DM_{k,t} + \epsilon_{ij,t} \quad (3)$$

여기에서 $DM_{1,t}$, $DM_{2,t}$ 와 $DM_{3,t}$ 는 각각 1997년 7월 2일~1997년 11월 17일(위기 초기국면), 1997년 11월 18일~1998년 12월 31일(위기 둘째 국면)과 1999년 1월 1일 이후기간(위기 이후 국면)을 나타내는 시간더미변수이다. 분석결과, 아시아시장간 상관관계는 위기 초기국면에서는 유의적인 변화를 보이지 않았으나 위기가 확산되기 시작한 둘째 국면에서는 상승하였고 위기 이후에는 다시 정상수준으로 회복되는 것으로 나타났다. 그러나 상관계수 $\rho_{ij,t}$ 와 같이 제한된 값을 갖는 변수를 종속변수로 이용하는 모형(limited dependent variable model)에는 선형회귀모형보다는 logistic 회귀모형이 더 적합한 분석방법임을 지적할 수 있다.

2. 상관계수 안정성에 대한 LM(Lagrange multiplier)검증통계량

이상에서 살펴본 검증방법들은 검증결과의 통계적 신뢰도를 측정할 수 없는 한계가 있었다. 이러한 한계를 극복하기 위해 Tse(2000)는 상관계수가 안정적이라는 가설에 대한 LM 검증통계량을 도출하였다. 그는 다변량 GARCH에서 상관계수를 아래의 마지막 식과 같이 모형화한 다음

$$y_{i,t} = \phi_{i,0} + \phi_{i,1}y_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad u_{i,t} \sim N(0, h_{i,t}) \quad (4)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i u_{i,t-1}^2 + \beta_{i,t} h_{i,t-1}$$

$$\rho_{ij,t} = \rho_{ij} + \delta_{ij} \epsilon_{i,t-1} \epsilon_{j,t-1}, \quad \epsilon_{i,t} = u_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$$

상관계수가 일정함을 의미하는 가설 $H_0: \delta_{ij} = 0$ 을 검증하는 LM통계량을 도출하였다.

1) 이들은 아시아금융위기가 2개 국면으로 진행되었고 첫째 국면에서는 상관계수의 증가(전염)현상이, 둘째 국면에서는 높은 상관계수의 지속(몰림)현상이 나타난다고 주장하였다.

그러나 Tse의 검증통계량도 상관계수는 항상 절대값이 1보다 작거나 같아야 한다는 조건을 만족시키지 못하는 문제가 있다.

최완수(2006)는 주식시장간 동조화에 관한 기존 연구문헌들이 시장간 상관관계의 시변성에 대한 엄밀한 검증과정을 거치지 않은 채 다변량모형을 구축하고 있어 모형설정오류(misspecification error)를 범할 우려가 높다고 지적하였다. 그는 국내에서는 처음으로 Tse의 LM 검정통계량을 이용하여 한국, 일본, 홍콩과 싱가포르 등 동아시아 4개국 주식시장의 상관관계가 시변하는가를 검증하였다. LM통계량을 이변량 GARCH 모형과 4변량 GARCH 모형 등 다양한 모형에 대해 적용한 결과 1991년에서 2005년까지 상관관계가 시변하지 않음을 보였다. 경제위기 이후에는 한국과 홍콩, 일본과 싱가포르에 대해서만 약한 시변성을 확인하였다. 이 연구는 국제금융연구에서 시장간 상관관계의 시변성 여부가 중요한 이슈임을 부각시킨 점에서는 학술적 성과를 인정할 수 있으나, 연구에 이용된 LM통계량이 결함을 내포하고 있어 실증분석결과를 신뢰하기 어려운 한계가 있다.

Berben and Jansen(2005)은 상관계수가 두 개의 상관계수 regime 사이를 움직이도록 모형화(smooth transition between two correlation regimes)하였다.

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t}(h_{ii,t}h_{jj,t})^{1/2} \quad (5)$$

$$\rho_{ij,t} = \rho_{ij,0}(1 - G(s_t; \gamma, c)) + \rho_{ij,1}G(s_t; \gamma, c)$$

이들은 $G(s_t; \gamma, c)$ 함수를 아래와 같이 로지스틱 함수로 설정하여 상관계수 $\rho_{ij,t}$ 가 항상 -1과 1사이의 값을 갖도록 함으로써 Tse의 문제점을 해결하였다.

$$G(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}, \quad \gamma > 0 \quad (6)$$

여기에서 s_t 는 이전변수(transition variable)이며 γ 와 c 는 상관계수 regime 사이를 움직이는 평활도(smoothness)와 위치(location)를 각각 결정한다. Berben and Jansen도 상관계수가 시변한다는 대립가설 $H_a: \gamma > 0$ 에 대해 상관계수가 일정하다는 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$ 에 대한 LM통계량을 도출하였다. 독일, 일본, 영국과 미국의 주별 주가지수 수익률에 적용한 결과, 독일, 영국과 미국시장간 상관계수는 1980년에서 2000년까지 0.30에서 약

0.65정도로 높아진 것으로 나타났다. 반면 일본과 다른 시장간 상관관계는 동 기간 중 0.30수준에서 거의 변하지 않은 것으로 나타났다.

그런데 Berben and Jansen의 LM통계량이 귀무가설 $H_0: \gamma=0$ 을 기각하였다고 해서 반드시 상관계수가 시간에 걸쳐 변한다고 주장할 수 없는 문제가 있다.²⁾ 왜냐하면 함수 $G(s_t; \gamma, c)$ 가 시간에 따라 변하더라도 $\rho_0 = \rho_1$ 일 경우 상관계수는 여전히 변하지 않을 수 있기 때문이다.

본 연구는 Tse통계량처럼 $|\rho_i| \leq 1$ 을 위배하지 않고 Berben and Jansen(2005)처럼 장애모수문제도 없이 상관계수의 안정성을 검증할 수 있는 Bera and Kim(2002)의 검증통계량을 이용하고자 하며, 이에 대해서는 다음 장에 설명하기로 한다.

Ⅲ. 정보행렬검증통계량을 이용한 상관계수 시변성검증방법

1. 상관계수 시변성검증통계량 도출

Chesher(1984)는 White(1982)의 정보행렬검증통계량(information matrix test)이 통계모형의 모수(parameter)가 확률적으로(stochastically) 변하는가를 검증할 수 있음을 보였다. 즉, 정보행렬통계량이 어떤 모수가 시간에 걸쳐 일정한 값을 갖는다는 귀무가설을 검증하는 데에 이용될 수 있다는 것이다. 본 연구는 Chesher의 이론에 근거하여 상관계수의 시간에 걸친 변화여부를 검증하기 위해 상관계수에 대한 정보행렬검증통계량을 이용하였다.

$N \times 1$ 확률변수벡터 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt})'$ 로 정의되는 다변량 시계열모형에서 상관계수 $\rho_{ij,t} = \text{cor}(Y_{it}, Y_{jt})$ 가 시간에 걸쳐 일정하다는 귀무가설은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$H_0: \text{var}(\rho_{ij,t}) = 0$$

위의 귀무가설 하에서 상관계수 ρ_{ij} 에 대한 정보행렬통계량은 다음과 같은 항등식을 만족하여야 한다. 아래 식에서 $l_t(\theta)$ 는 확률변수 Y_t 의 로그우도함수(log-likelihood func-

2) 통계학에서는 이러한 문제를 식별되지 않는 장애모수(unidentified nuisance parameter) 문제라고 한다.

tion)를 나타낸다.

$$E\left(\frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \rho_{ij}}\right)^2 + E\left(\frac{\partial^2 l_t(\theta)}{\partial \rho_{ij}^2}\right) = E\left[\left(\frac{\partial l_t(\theta)}{\partial \rho_{ij}}\right)^2 + \left(\frac{\partial^2 l_t(\theta)}{\partial \rho_{ij}^2}\right)\right] \equiv 0 \quad (7)$$

상관계수에 대한 정보행렬통계량(이하에서 IM 통계량으로 표기)은 식 (7)의 항등식관계가 표본에서도 성립하는가를 검토함으로써 상관계수 ρ_{ij} 가 일정하다는 귀무가설을 검증하게 된다. 식 (7)이 표본에서도 성립하는가를 측정하기 위해 다음의 통계량 $d_{ij}(\hat{\theta})$ 을 이용한다.

$$d_{ij}(\hat{\theta}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_{ij,t}(\hat{\theta}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\left(\frac{\partial l_t(\hat{\theta})}{\partial \rho_{ij}} \right)^2 + \left(\frac{\partial^2 l_t(\hat{\theta})}{\partial \rho_{ij}^2} \right) \right] \quad (8)$$

식 (8)을 계산하기 위해 확률벡터 Y_t 가 평균이 μ_t 이고 공분산행렬이 Ω_t 인 다변량 정규분포를 따른다고 가정하면

$$Y_t = \mu_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (9)$$

로그우도함수는 다음과 같이 평균과 공분산에 포함된 모수로 구성된 모수벡터 θ 의 함수로 나타난다.

$$l_t(\theta) = -\frac{1}{2} N \log 2\pi - \frac{1}{2} \log |\Omega_t| - \frac{1}{2} (Y_t - \mu)' \Omega_t^{-1} (Y_t - \mu)$$

그런데 상관계수행렬이 시간 t 에 따라 변화하지 않는다는 귀무가설 하에서 공분산행렬 Ω_t 은 다음과 같이 분할될 수 있다.

$$\Omega_t = \Sigma_t R \Sigma_t \quad (10)$$

위 식에서 행렬 Σ_t 은 개별변수의 표준편차 $\sigma_{1t}, \dots, \sigma_{Mt}$ 를 구성요소로 하는 대각행렬이고 행렬 R 은 상관계수 ρ_{ij} 로 구성된 상관계수행렬이다. 식 (10)을 로그우도함수에

대입하면 다음과 같이 표준정규분포를 따르는 표준화된 변수 $y_t = ((y_{1t} - \mu_1)/\sigma_1, \dots, (y_{Nt} - \mu_N)/\sigma_N)'$ 에 대한 로그우도함수로 변환할 수 있다.³⁾

$$l_t(\theta) = -\frac{1}{2}N \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log \sigma_{it} - \frac{1}{2} \log |R| - \frac{1}{2} (y_t - \mu)' R^{-1} (y_t - \mu) \quad (11)$$

상관계수 시변성에 대한 검증통계량은 식 (11)의 로그우도함수를 식 (8)에서와 같이 미분한 다음 모수 θ 를 최우추정량 $\hat{\theta}$ 로 대체하여 구할 수 있는데, 도출결과와 다음과 같다.

$$\begin{aligned} d_{ij}(\hat{\theta}) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_{ij,t}(\hat{\theta}) \\ &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (v_{it}^2 v_{jt}^2 - 1 - 2\psi_{ij}^2) \end{aligned} \quad (12)$$

여기에서 $\hat{v}_{it}$ 는 y_{it} 를 다른 변수 $y_1, \dots, y_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_N$ 에 대해 최소자승추정한 후 잔차를 표준화한 값⁴⁾을 나타낸다. $\hat{\psi}_{ij}$ 는 y_i 와 y_j 간의 편상관계수(partial correlation coefficient) 추정치를 나타낸다(자세한 계산과정은 Bera and Kim(2002)참조). 통계량 $d_{ij}(\hat{\theta})$ 의 분산은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{var}(\sqrt{T} \hat{d}_{ij}) &= \text{var}(\sqrt{T} d_{ij}(\theta)) \\ &= \text{var}(s_{ij,t}(\theta)) = 4(1 + 4\psi_{ij}^2 + \psi_{ij}^4) \end{aligned} \quad (13)$$

따라서 귀무가설 $H_0: \text{var}(\rho_{ij,t}) = 0$ 에 대한 IM 통계량은 다음과 같고 $\chi^2(1)$ 분포를 따른다.

-
- 3) 상관계수 ρ_{ij} 에 대한 검증통계량을 도출하는 데에 목적이 있으므로 평균 μ_i 와 분산 σ^2 는 장애모수(nuisance parameter)로 처리하고 확률벡터 Y_t 가 아닌 표준화된 확률벡터 y_t 에 대한 모형을 이용함으로써 통계량도출과정을 단순화하기로 한다.
- 4) v_{it} 는 $v_{it} = \frac{y_{it} - E(y_{it}|y_{1t}, \dots, y_{i-1t}, y_{i+1t}, \dots, y_{Nt})}{\text{var}(y_{it}|y_{1t}, \dots, y_{i-1t}, y_{i+1t}, \dots, y_{Nt})^{1/2}}$ 로 계산되는데, 정규분포에서는 분자는 y_{it} 를 다른 변수들에 대해 최소자승회귀분석하여 얻게 되는 잔차를 나타내며 분포의 잔차의 표준편차를 나타낸다.

$$IM(\rho_{ij}) = T \frac{\hat{d}_{ij}^2}{4(1 + 4\hat{\psi}_{ij}^2 + \hat{\psi}_{ij}^4)} \quad (14)$$

이상과 같이 도출한 IM통계량은 Tse(2000)처럼 상관계수가 $|\rho| \leq 1$ 의 범위를 벗어나는 오류를 범하지 않고 Berben and Jansen(2005)처럼 장애모수문제도 없다. 시계열변수 Y_{it} 와 Y_{jt} 간 상관계수 ρ_{ij} 의 시변성에 대한 검증통계량을 계산하는 방법을 정리하면 다음과 같다.

- ① 모형내의 변수들을 표준화한다.
- ② y_{it} 와 y_{jt} 를 각각 모형내의 다른 변수들에 대해 최소자승추정한 다음 표준화된 잔차(standardized residuals) $\hat{v}_{it}$ 와 $\hat{v}_{jt}$ 를 구한다.
- ③ y_{it} 와 y_{jt} 의 편상관계수 $\hat{\psi}_{ij}$ 를 계산한다.
- ④ $\hat{v}_{it}$, $\hat{v}_{jt}$ 와 $\hat{\psi}_{ij}$ 를 식 (14)에 대입하여 $IM(\rho_{ij})$ 를 계산한다.

IM검증통계량은 복잡한 컴퓨터프로그램작업이 필요하지 않고 최소자승추정과 편상관계수만으로 간단하게 계산할 수 있음을 알 수 있다.

2. 상관계수 시변성 검증통계량의 문제점과 해결방안

본 연구의 검증방법은 이론적 우수성에도 불구하고 대수이론(asymptotic theory)으로 도출한 식 (13)의 분산이 비정규분포를 따르는 자료에서 지나치게 작게 추정되는 문제점이 지적되었다(Tse, 2000). 금융변수와 같이 분포의 꼬리부분이 두껍고 비대칭적인 변수의 경우 상관계수의 시변성을 측정하는 식 (12)의 $d_{ij}(\hat{\theta})$ 가 식 (13)보다 큰 변동성을 보인다는 것이다. 따라서 대수적 분산을 이용한 검증통계량을 금융변수에 적용할 경우 분산이 지나치게 작게 측정됨으로써 식 (14)의 검증통계량이 팽창하게 되는 문제점이 나타난다. 본 연구에서는 이러한 문제점을 해소하기 위해 식 (13)의 대수적 분산을 이용하지 않고 studentizing 방법을 이용하기로 한다. 즉, 다음과 같이 상관계수의 시변성을 포착하는 $d_{ij}(\hat{\theta})$ 의 분산으로 $d_{ij}(\hat{\theta})$ 의 표본분산을 이용하는 것이다.

$$IM(\rho_{ij}) = T \frac{\widehat{d}_{ij}^2}{\widehat{var}(\widehat{d}_{ij})} \quad (15)$$

Bera and Kim(2002)이 개발한 검증통계량은 하나의 상관계수에 대해서만 적용될 수 있고 여러 상관계수에 대한 복합가설(composite hypothesis)에는 적용될 수 없는 한계가 있었다. 본 연구의 검증통계량은 다변량 정규분포모형에서 정보행렬검증통계량을 도출함으로써 여러 상관계수에 대한 복합가설 $H_0: var(\rho_{i,j,t}) = var(\rho_{k,l,t}) = 0$ 에 대한 검증도 가능하다. 복합가설 검증통계량도 studentizing으로 계산한 분산을 이용한다. 예를 들어, 2개의 상관계수에 대한 귀무가설에 대한 검증통계량은 다음과 같고, 귀무가설하에서 $\chi^2(2)$ 분포를 따른다.

$$IM(\rho_{ij}, \rho_{kl}) = T \left(\widehat{d}_{ij} \widehat{d}_{kl} \right) cov(\widehat{d}_{ij}, \widehat{d}_{kl})^{-1} \begin{pmatrix} \widehat{d}_{ij} \\ \widehat{d}_{kl} \end{pmatrix} \quad (16)$$

복합가설에 대한 검증통계량도 앞에서 설명한 바와 같이 최소자승추정만으로 간단하게 계산할 수 있어 향후 많은 응용연구에서 편리하게 이용될 수 있을 것으로 기대한다.

IV. 실증분석

본 장에서는 동아시아 주식시장간 상관관계가 시간에 걸쳐 안정적인가를 IM통계량으로 검증한다. 동아시아는 1997년 금융위기가 발생한 지역으로 금융위기의 전염효과를 분석하는 데에 적합할 뿐 아니라 자본시장이 대부분 개방되어 있어 국제금융시장과의 동조화현상에 대한 연구에서도 중요한 연구대상이라 할 수 있다. 실제로 국내에서 뿐만 아니라 외국에서도 많은 학자들이 한국을 포함한 동아시아 주식시장의 상호 연관성을 중요한 분석대상으로 다루고 있다.

1. 분석자료

본 연구는 우리나라(KOSPI), 태국(SET), 말레이시아(KLSE), 홍콩(HangSeng)과 싱

<Table 1> Summary Statistics

The panel A of the table reports the descriptive statistics of the weekly stock index returns over the full sample period. Panel B and C describes the statistical properties of the pre-crisis period(Jan 1985~May 1997) and post-crisis period(Jan 1999~Jun 2010), respectively. $Q(5)$ is the Ljung-Box Q-test on the returns series over 5 lags and $Q^2(5)$ is the Q-test on the squared return series over 5 lags. SD is the standard deviation. * and ** indicate significance at the 10% and 5% level, respectively.

	Korea	Thailand	Malaysia	HongKong	Singapore
Panel A : Full Sample : 1985 January~2010 June					
Mean	0.175	0.114	0.108	0.258	0.147
SD	3.89	3.82	3.38	3.43	3.04
Skewness	-0.06	-0.13	0.11	-0.47	-0.01
Kurtosis	5.94	5.40	10.61	5.58	5.77
Jacque-Bera test	434.8**	292.7**	2,914.9**	381.0	385.4**
$Q(5)$	23.43**	21.54**	17.55**	3.53	15.34**
$Q^2(5)$	296.14**	126.80**	128.82**	199.37**	131.74**
Panel B : Pre-crisis period : 1985 January~1997 May					
Mean	0.243	0.203	0.228	0.430	0.200
SD	3.12	3.52	3.16	3.14	2.81
Skewness	0.43	-0.66	-0.56	-1.00	-0.49
Kurtosis	5.93	5.53	7.36	7.54	5.91
Jacque-Bera test	227.7**	197.7**	492.2**	600.3**	229.4**
$Q(5)$	2.67	15.62**	3.31	5.43	3.81
$Q^2(5)$	69.92**	69.18**	42.96**	33.17**	67.05**
Panel C : Post-crisis : 1999 January~2010 June					
Mean	0.222	0.157	0.139	0.180	0.173
SD	3.99	3.67	2.73	3.44	2.95
Skewness	-0.14	0.13	-0.12	-0.10	0.29
Kurtosis	4.96	5.95	10.19	4.69	5.86
Jacque-Bera test	88.7**	199.1**	1174.6**	66.0**	193.6**
$Q(5)$	14.46**	1.31	4.66	12.36**	6.08
$Q^2(5)$	142.17**	53.22**	84.49**	235.45**	47.95**

가포르(STI) 등 동아시아 5개국의 주별 주식수익률을 이용하였다. 전체 분석기간은 1985년 1월 초부터 2010년 6월 말까지의 26년 6개월이다. 동아시아 금융위기를 전후한 비교 분석에서 위기 이전은 1997년 5월 말까지, 위기 이후는 1999년 1월 초부터로 설정하였다. 주별 지수수익률은 브룸버그통신에서 제공하는 일별 주가지수 데이터에서 매주 수요일 종가자료를 이용하여 계산하였고, 어느 한 시장의 주가지수라도 수요일 자료가 없을 경우 목요일 자료를 이용하고 목요일 자료도 없을 경우에는 화요일 자료를 이용하였으며 화, 수, 목요일의 자료가 없는 주는 분석대상에서 제외하였다.⁵⁾ 이렇게 구한 표본의 수는 1207개이다. 주별 자료를 사용한 이유는 일별자료를 이용할 경우 시장 미시구조문

제의 우려가 있고 월별자료를 이용할 경우에는 위기 이전과 이후의 분석에서 자유도를 충분히 확보하기 어렵기 때문이다.

<표 1>은 분석자료의 기술통계량을 정리하였다. 말레이시아를 제외한 모든 국가의 주식수익률이 왼쪽으로 기운 비대칭 분포를 따른다. 모든 국가의 첨도가 정규분포의 첨도 3을 초과하고 있어 분석대상 시장수익률이 꼬리가 굵은 분포를 따름을 알 수 있다. 이러한 왜도와 첨도는 분석데이터의 비정규분포 성질을 보여주고 있으며, 이는 Jacque-Bera 통계량의 큰 값에서 확인할 수 있다. 홍콩 이외의 국가에서는 시장수익률이 과거 5주까지 시계열상관관계가 없다는 가설이 기각된다. 제곱수익률에 대해서는 시계열상관관계가 없다는 가설이 모든 국가에서 유의적으로 기각된다. 제곱수익률에 대한 Q-통계량의 값이 원수익률에서보다 훨씬 커지는 것은 ARCH 효과가 존재하기 때문이다. 지수수익률의 분포적 성질은 위기를 전후하여 큰 변화가 없다. 다만 위기 이전에는 수익률의 시계열상관관계가 약하게 나타난다는 점만이 다를 뿐이다.

2. 실증분석

(1) DCC-MGARCH 모형을 이용한 시변 상관관계추정

일반적인 다변량 GARCH 모형은 모수의 수가 너무 많은데다 조건부공분산행렬 H_t 의 정방성(positive definiteness)을 만족하기 위해 복잡한 비선형제약이 필요하기 때문에 추정하기 어렵다. Engle, Granger, and Kraft(1984)가 Vech 모형을, Engle and Kroner(1995)가 BEKK 모형을 개발하였지만 변수의 수 N 이 증가하면 모수의 수가 기하급수적으로 증가하는 문제가 여전히 남아있었다. 이러한 문제를 극복하기 위해 Tse and Tsui(2002)와 Engle(2002)는 모수의 수를 크게 줄이면서 시변하는 조건부공분산을 추정할 수 있는 DCC(dynamic conditional correlation)-MGARCH 모형을 개발하였다. DCC-MGARCH 모형은 소개되자마자 다변량 금융 모형의 대표적인 분석방법으로서 금융시계열의 변동성과 상관관계에 관한 연구에 널리 이용되고 있다.

DCC-MGARCH 모형은 변수 각각의 조건부분산 h 을 기존의 단일변량 GARCH

5) 주별수익률을 이용한 실증분석에서 결측치(missing observation)를 전주의 수익률이나 보간된 수치(interpolated data)로 대체하기 보다는 표본에서 제외하는 방법이 분석결과의 신뢰도를 높이는 데에 적절한 것으로 알려져 있다(Duney et al.(2005) 참조). Lo and MacKinlay(1988)과 Farrat and Zhong(2005)도 동일한 방식으로 주별수익률을 계산하였다.

모형과 같은 방법으로 추정한다.

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}$$

그리고 조건부상관계수 $\rho_{ij,t}$ 를 결정하는 $q_{ij,t}$ 는 다음과 같이 모든 i, j 에 대해 동일한 동학적 과정을 따르도록 설정함으로써 추정해야 할 모수의 수를 크게 줄였다.

$$q_{ij,t} = \overline{\rho_{ij}} + a(u_{i,t-1}u_{j,t-1} - \overline{\rho_{ij}}) + b(q_{ij,t-1} - \overline{\rho_{ij}}), \quad u_{it} = \epsilon_{it} / \sqrt{h_{it}} \quad (17)$$

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$$

여기에서 $\overline{\rho_{ij}}$ 는 변수 i 와 j 간의 비조건부상관계수를 나타낸다. 식 (17)에 의하면, 모형내의 $N(N-1)/2$ 개의 조건부상관계수가 모두 두 개의 모수 a, b 에 의해 규정되는 동일한 동학적 움직임을 따라야 한다. 이는 당연히 매우 비현실적인 제약으로 DCC- MGARCH 모형의 가장 큰 문제점이라 할 수 있다. Billio, Caporin, and Gobbo(2006), Hafner and Franses(2009) 등이 새로운 다변량 GARCH 모형을 개발한 것도 이러한 한계를 해결하기 위한 노력이라 할 수 있다.

DCC-MGARCH 모형은 이러한 문제에도 불구하고 추정의 편리함에 힘입어 외국에서 뿐만 아니라 우리나라에서도 이근영(2001)부터 서정훈 · 이상빈(2009)과 유복근 · 최경욱(2010)에 이르기까지 많은 학자들이 금융시장의 변동성과 상관관계를 분석하는데에 활용하였다. 본 연구도 DCC-MGARCH 모형의 추정결과를 <표 2>에 정리하였다. 일부 주식시장에서 유의적인 자기상관관계가 나타나 수익률자료를 AR(4)모형으로 필터링한 잔차에 대해 DCC-MGARCH 모형을 추정하였다. DCC-MGARCH 모형을 추정한 것은 조건부상관계수의 시변성에 대한 시각적 판단의 한계를 보이기 위한 것일 뿐이며 본격적인 검증작업에는 이용되지 않았다. 추정결과를 보면, 선행연구에서와 같이 모든 추정치들이 매우 유의적으로 나타났다. $\hat{\alpha} + \hat{\beta}$ 와 $\hat{a} + \hat{b}$ 모두 1에 가까운 것으로 나타나 변동성이나 상관관계가 모두 군집하는 성질(clustering)이 있음을 뚜렷하게 보여주고 있다. 다만, 변동성 지속정도를 측정하는 $\hat{\beta}$ 값이 일별데이터를 이용한 GARCH 추정에서는 대부분 0.9이상인 반면 본 연구에서는 0.7 내외로 추정되었다. 이는 주별자료를 이용하였기 때문에 과거기의 충격이 현재기의 변동성에 미치는 영향이 작을 수밖에 없다는

사실을 반영한 것이다.

<Table 2> DCC-MGARCH Estimation Results

This table reports the coefficient estimates of the conditional variance equations in the Engle(2005)'s DCC-MGARCH model using 5 East-Asian weekly market returns. The DCC-MGARCH model was run on the residuals from AR(4) mean equations. The estimation results are not reported but will be available on request. The t-statistics are reported in parenthesis. The sample period is from January 1985 to June 2010. * and ** indicate significance at the 10% and 5% level, respectively.

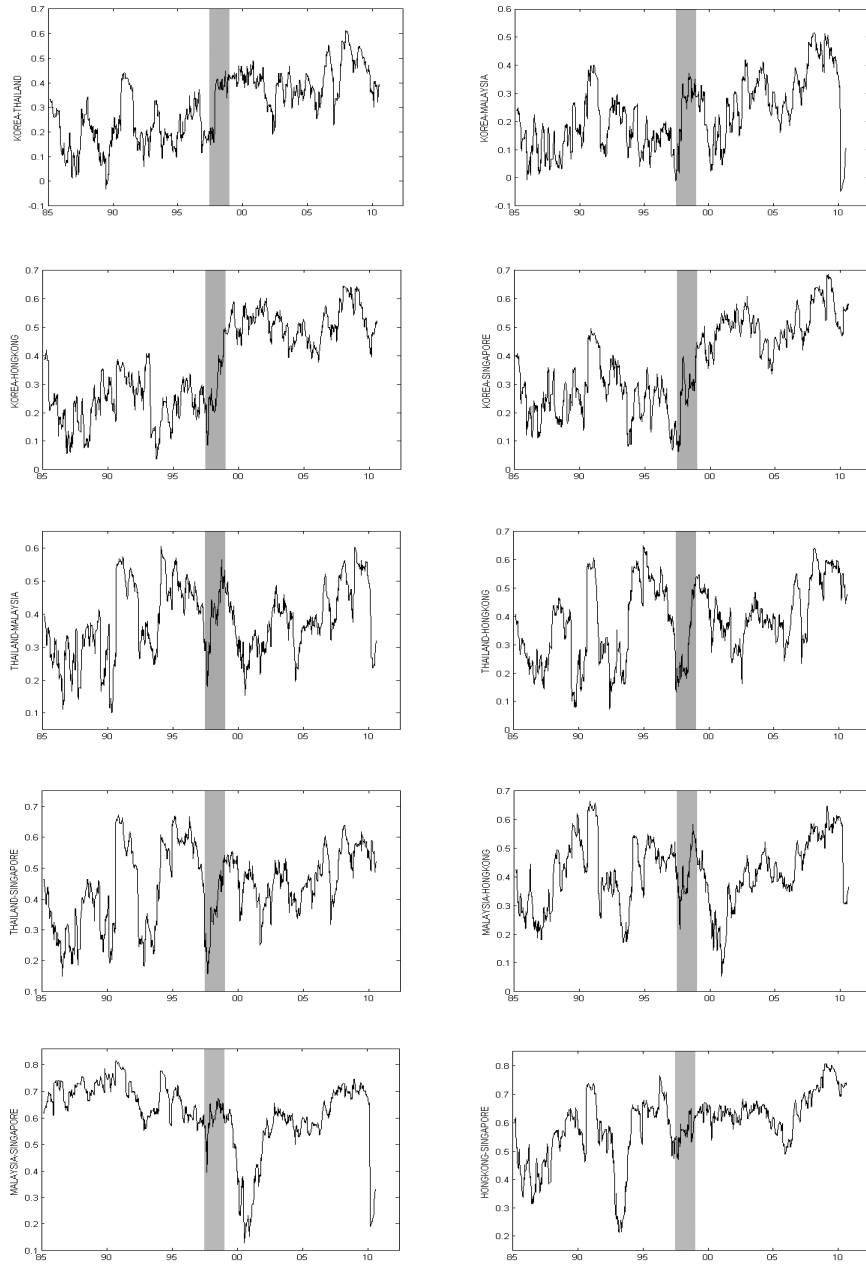
	$\hat{\omega}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
Korea	0.864** (3.71)	0.187** (6.23)	0.762** (26.00)		
Thailand	0.727** (2.46)	0.163** (6.03)	0.797** (23.95)		
Malaysia	1.674* (1.72)	0.253** (3.66)	0.602** (4.81)	0.026** (4.18)	0.957** (60.72)
HongKong	0.675** (2.78)	0.148** (5.14)	0.796** (21.59)		
Singapore	0.459* (1.68)	0.126** (3.43)	0.827** (13.85)		

국가간 시변상관계수를 그린 <그림 1>을 보면, 국가간 상관계수는 대체로 아시아 금융위기를 전후로 뚜렷한 차이를 보이고 있는데, 위기 이후 모든 시장간 상관관계가 평균적으로 높아져 동조화현상이 강화되었음을 확인할 수 있다. 또한 위기간 중 상관관계가 급격하게 높아지는 현상도 뚜렷하게 관찰된다. 예외적으로 말레이시아의 경우 태국, 홍콩과 싱가포르시장과의 상관관계가 위기 이후 뚜렷한 상승세를 보이지 않았다. 이는 말레이시아가 다른 위기경험국가들과는 달리 외국인 자본거래를 제한하는 조치를 위기수습방안으로 1998년 9월 선택하였기 때문이다. 이슬람계 자본의 비중이 높은 점도 말레이시아가 위기 이후에도 주변 국가와의 동조화가 약한 원인으로 볼 수 있다. 홍콩, 싱가포르와 태국간의 상관관계는 우리나라에 비해 뚜렷하지는 않지만 소폭이나마 상승한 것으로 나타난다.

국내 선행연구는 조건부상관계수가 시간에 걸쳐 매우 불규칙한 변화를 보이는 <그림 1>을 국가간 상관관계가 시변하는 실증적 증거로 해석하였다. 그러나 이러한 시각적 판단에는 큰 오류가 발생할 수 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 실제로는 상관관계수가 크게 변화하지 않는 데도 불구하고 표본에 내포된 잡음(noise)과 추정상의 오차

<Figure 1> The Conditional Correlations Between the weekly Market Returns

The graphs plot the conditional correlations estimated from DCC-MGARCH model. The shaded area in each graph denotes the East-Asian crisis period (June 1997~ December 1998).



(estimation error)로 인해 상관계수추정치와 외견상 불규칙한 모습을 보일 수 있기 때문이다. 게다가 모형내의 10개의 상관계수들이 모두 2개의 모수에 규정되는 동일한 동학적 과정(17)을 따른다는 DCC-GARCH 모형의 한계를 고려할 때 각 시점의 상관계수 추정값들에는 상당한 통계적 오차가 예상된다. 이러한 구조적 문제점은 <그림 1>에서 많은 상관계수들이 유사한 동학적 변화패턴을 보이고 있는 데에서 확인할 수 있다.

이상에서 지적한 바와 같이 DCC-GARCH 모형을 이용하여 시장간 상관관계의 시변성을 검증하는 방법은 통계적 엄밀성을 보장하기 어렵다. 다음 장에서는 상관계수의 시변성을 직접적으로 검증하는 방법을 적용하여 시변성 여부를 검증하기로 한다.

(2) 상관관계 안정성에 대한 검증

주식시장간 상관관계의 안정성은 두 가지 방식으로 검증한다. 먼저 시장수익률 데이터를 그대로 이용하여 식 (15)의 studentized IM 통계량으로 검증한다. 수익률자료를 그대로 검증에 이용하므로 비조건부 상관계수(unconditional correlation coefficient)의 시변성을 검증하는 결과가 된다. 다음으로 수익률 데이터를 조건부표준편차로 표준화하여 이분산성을 제거한 다음 IM 통계량을 계산한다. 이는 조건부 상관계수의 시변성을 검증하게 된다.

시장수익률간 비조건부 상관계수의 시변성을 검증하기 위해 AR 모형으로 필터링한 잔차를 식 (15)에 대입하여 IM 통계량을 계산한다. <표 3>은 시장간 비조건부 상관관계와 IM 검증결과를 정리하였다. 먼저 사선표시("/") 앞에 정리한 상관계수를 보면 시장간 상관관계가 위기 이후 상승한 것을 확인할 수 있다. 특히 우리나라가 위기 이후 상관관계가 가장 크게 상승한 것으로 나타났다. 그러나 말레이시아는 다른 국가와 달리 위기 이후 상관관계가 오히려 낮아지는 현상을 보이고 있다.

사선표시("/") 뒤에 표기한 검증통계량의 값들을 보면, 위기이전 기간에서는 상관관계가 시간에 걸쳐 안정적이라는 귀무가설이 대부분 기각되지 않았다. 위기이후 기간에는 10개 상관계수 중 4개는 5%에서 2개는 10% 유의수준에서 안정성이 기각된 반면 전체기간에서는 대부분의 상관계수들이 매우 유의적으로 기각되었다. 상관계수행렬이 안정적이라는 귀무가설

$$H_0 : var(\rho_{ij,t}) = 0, \forall i, j = 1, 2, 3, 4, 5 (i \neq j)$$

에 대한 검증에서도 위기 이전에는 안정성이 기각되지 않았다. 반면 위기 이후와 전체

기간에서는 유의적으로 기각되었는데, 특히 전체 기간에서 더 강하게 기각되었다. 전체 기간에서 안정성이 강하게 기각된 것은 <그림 1>에 나타난 바와 같이 말레이시아를 제외하면 상관계수들이 위기이후 한 단계 상승하는 구조변화를 보였기 때문이다. 그러나 위기 이전기간에는 외견상 불규칙한 모습을 보일 뿐 구조적인 변화가 발생하지 않아 상관관계가 안정적이라는 가설이 기각되지 않은 것이다.

<Table 3> Correlations Between Market Returns and IM-test Results

This table reports correlation estimates using 5 East-Asian stock market returns and the IM-test values on the constancy of each correlations. The IM test results on the constancy of correlation matrix are also reported in the parenthesis. The correlations are reported first in each cell and IM tests are written after the slash. * and ** indicate significance at the 10% and 5% level, respectively.

	Korea	Thailand	Malaysia	HongKong
Pre-crisis period(IM test on correlation matrix : 14.76)				
Thailand	0.17/0.13	-	-	-
Malaysia	0.14/0.01	0.40/4.55**	-	-
HongKong	0.15/1.41	0.33/1.10	0.44/2.31	-
Singapore	0.19/1.45	0.43/2.24	0.78/5.98**	0.48/3.19*
Post-crisis period(IM test on correlation matrix : 21.09**)				
Thailand	0.55/6.62**	-	-	-
Malaysia	0.31/2.49	0.36/3.71**	-	-
HongKong	0.66/4.20**	0.50/0.23	0.39/2.89*	-
Singapore	0.62/3.07*	0.53/1.29	0.43/4.75**	0.75/2.66
Full sample period(IM test on correlation matrix : 35.08**)				
Thailand	0.39/1.03	-	-	-
Malaysia	0.25/3.84**	0.39/13.11**	-	-
HongKong	0.42/4.78**	0.42/1.73	0.41/4.29**	-
Singapore	0.42/3.17*	0.49/5.63**	0.60/7.79**	0.63/4.68**

이제 조건부 표준편차로 표준화하여 이분산성을 제거한 시장수익률 간의 상관관계 $cor(r_{i,t}/\sqrt{h_{i,t}}, r_{j,t}/\sqrt{h_{j,t}})$ 가 시변하는지 여부를 검증하기로 한다. <표 4>는 2변량 CCC (Constant Conditional Correlation)-MGARCH 모형으로 추정한 표준화잔차(standardized residuals)를 이용하여 상관계수의 시변성을 검증한 결과이다. 조건부 상관계수에 대한 검증결과, 비조건부 상관계수와는 달리 시간에 걸친 안정성이 기각되는 경향이 강하게 나타났다. 한국을 제외한 동남아시아 국가 간에는 위기를 전후한 부분기간에도 상관계

수의 안정성이 기각되었다. 반면, 한국의 경우에는 부분기간 중 상관관계가 안정적이라는 가설이 모두 기각되지 않았다. 전체 기간에 대한 검증결과를 보면, IM 검증통계량의 값들이 크게 상승하여 상관관계수의 안정성을 매우 유의적으로 기각하고 있다. 특히 홍콩과 싱가포르와의 상관관계가 유의적으로 기각되고 있다. 이는 우리나라와 동아시아 국가와의 조건부상관계수가 위기이전과 이전의 부분기간에는 평균적인 수준을 전후로 움직이는 패턴을 보이지만 위기를 전후해서는 상관관계가 뚜렷한 추세상승을 보인 사실을 반영한 것이다.

<Table 4> IM-tests on Conditional Correlations from Bivariate CC-MGARCH

This table reports IM-test results on the constancy of each conditional correlations estimated from the bivariate CCC-MGARCH models. The 10-pairs of constant-correlation MGARCH results are not reported but will be available upon request. * and ** indicate significance at the 10% and 5% level, respectively.

	Korea	Thailand	Malaysia	HongKong
Pre-crisis period				
Thailand	0.35	-	-	-
Malaysia	1.29	3.36*	-	-
HongKong	0.50	4.23**	4.51**	-
Singapore	1.64	3.95**	6.14**	8.79**
Post-crisis period				
Thailand	2.17	-	-	-
Malaysia	1.65	2.44	-	-
HongKong	1.33	4.24**	2.59	-
Singapore	2.19	3.91**	2.75*	3.41*
Full sample period				
Thailand	2.67	-	-	-
Malaysia	2.32	5.73**	-	-
HongKong	4.46**	5.34**	4.32**	-
Singapore	7.09**	6.47**	2.50	12.56**

조건부 상관관계에 대한 검증결과와 같이 국가들마다 상관관계수 안정성에 대한 검증결과가 서로 다르게 나타날 경우 지역전체의 상관관계가 시변하는지 여부를 판단하기 애매하게 된다. 이러한 문제를 해소하기 위해 모형내의 모든 조건부 상관관계들이 안정적이라는 가설을 검증하였다. 이를 위해 5변량 CCC-MGARCH로 추정한 조건부표준편차로 표준화한 수익률에 대해 정의되는 조건부상관계수행렬이 안정적이라는 가설

<Table 5> CCC-MGARCH Estimation and IM Test on Conditional Correlation Matrix

This table reports coefficient estimates of the conditional variance equations in the Bollerslev(1990)'s constant conditional correlation(CCC) MGARCH model using 5 East Asian weekly market returns. The CCC-MGARCH model was run on the residuals from AR mean equations (not reported here). IM tests on the conditional correlation matrix are also reported. The GARCH estimation results for the full sample period are not reported here since it is identical to those from DCC-MGARCH estimation. * and ** indicate significance at the 10% and 5% level, respectively.

A : Pre-crisis period

	Korea	Thailand	Malaysia	HongKong	Singapore
GARCH estimation					
$\hat{\omega}$	4.75** (2.55)	1.26* (1.87)	2.59** (3.82)	3.13 (0.99)	2.15** (3.44)
$\hat{\alpha}$	0.23** (2.29)	0.19** (4.65)	0.23** (2.85)	0.16* (1.95)	0.16** (3.27)
$\hat{\beta}$	0.29 (1.40)	0.72** (11.86)	0.51** (5.96)	0.52 (1.37)	0.56** (7.46)
conditional correlation					
Korea	0.13	-	-	-	-
Thailand	0.11	0.37	-	-	-
Malaysia	0.13	0.32	0.41	-	-
HongKong	0.17	0.40	0.75	0.48	-
Test on the constancy of conditional correlation matrix					
IM test on $H_0: \rho_{12} = \rho_{13} = \dots = \rho_{45} = 0 : 16.34^*$					

B : Post-crisis period

	Korea	Thailand	Malaysia	HongKong	Singapore
GARCH estimation					
$\hat{\omega}$	0.54** (2.15)	0.58* (1.92)	1.52 (0.68)	0.19* (1.72)	0.12 (1.15)
$\hat{\alpha}$	0.14** (3.14)	0.09* (1.94)	0.13 (1.20)	0.12** (4.70)	0.09** (2.88)
$\hat{\beta}$	0.81** (17.23)	0.86** (15.45)	0.65* (1.71)	0.86** (31.05)	0.89** (22.66)
conditional correlation					
Korea	0.50	-	-	-	-
Thailand	0.31	0.37	-	-	-
Malaysia	0.62	0.46	0.40	-	-
HongKong	0.62	0.51	0.45	0.71	-
Test on the constancy of conditional correlation matrix					
IM test on $H_0: \rho_{12} = \rho_{13} = \dots = \rho_{45} = 0 : 15.54$					

C : Full sample period

	Korea	Thailand	Malaysia	HongKong	Singapore
conditional correlation					
Korea	0.32	-	-	-	-
Thailand	0.22	0.38	-	-	-
Malaysia	0.37	0.39	0.41	-	-
HongKong	0.38	0.45	0.61	0.60	-
Test on the constancy of conditional correlation matrix					
IM test on $H_0: \rho_{12} = \rho_{13} = \dots = \rho_{45} = 0 : 32.91^{**}$					

을 검증하였다. <표 5>의 검증결과에 의하면, 위기 이전에는 10%유의수준에서 안정성이 기각되고 위기이후에는 기각되지 않는 반면, 전체 기간에는 매우 유의적으로 기각되고 있다. 이는 동아시아 주식시장간 상관관계가 위기 이전이나 이후기간에는 시변성이 강하게 나타나지 않지만 전체기간에서는 구조적인 변화를 보였음을 시사하고 있다.

V. 결론

상관계수는 두 확률변수간의 선형연관성(linear association)을 측정하는 통계량으로 경제학과 재무관리 연구에서 가장 중요하고 빈번히 이용하는 통계량일 것이다. 금융자산 가격결정 모형의 중요한 모수임에도 불구하고 상관계수의 시간에 걸친 변화여부에 대한 연구는 부족한 편이다. 본 연구는 동아시아 주식시장간 상관관계가 시변하는지를 Bera and Kim(2002) 검증통계량을 개량한 검증통계량으로 검증하였다. 시장수익률간 비조건부 상관관계의 안정성을 검증한 결과, 위기 이전과 이후기간 동안에는 시장간 상관관계가 안정적이라는 귀무가설을 많은 시장에서 기각하지 못한 반면 전체 표본기간에 대해서는 거의 모든 시장에서 상관관계가 안정적이라는 가설이 기각되었다. 조건부 상관계수도 비조건부 상관계수와 마찬가지로 위기 이전과 이후의 부분기간에 비해 전체 기간에서 상관계수의 안정성을 기각하는 경향이 강하게 나타났다.

특히 한국의 경우에는 동아시아시장과의 상관관계가 위기 이전에는 10%대의 낮은 수준에서 안정적인 움직임을 보이다 위기를 계기로 큰 폭으로 상승하였고 위기이후에는 60%대의 높은 수준이 다시 안정적으로 유지되는 모습을 보였다. 따라서 위기 이전과 이후에는 상관관계가 안정적이라는 가설이 기각되었다. 반면 전체기간에는 위기를 전후한 상관관계의 큰 차이를 반영하여 상관관계의 안정성이 강하게 기각된다. 본 연구는 주식시장간 상관관계가 거의 모든 표본에서 시변하는 것으로 나타나는 선행 연구와는 전혀 다른 검증결과를 제시하고 있다. 즉, 주식시장간 상관관계의 시변성 여부는 분석대상 기간에 따라 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

본 연구에서 이용한 IM통계량은 다변량 정규분포모형으로부터 정보행렬검증통계량을 도출함으로써 하나의 상관계수에만 이용될 수 있었던 Bera and Kim 검증통계량의 한계를 해결하였다. 게다가 studentizing 방법을 이용함으로써 비정규분포를 따르는 금융자산수익률에 적용하여도 Type I 오류를 통제할 수 있도록 하였다. 본 연구에서

소개한 IM 검증통계량은 선행연구에서 이용되었던 검증방법의 문제점에서 자유로운 데다 최소자승추정만으로 쉽게 계산할 수 있는 장점이 있다. 연구자들이 IM통계량을 다양한 재무연구에 응용함으로써 올바른 경제분석 모형이나 자산가격결정 모형을 설정하는 데에 도움이 되기를 기대한다.

<참 고 문 헌>

1. 서정훈 · 이상빈, “한국, 미국, 일본과 아시아 금융위기 국가의 주식시장간 조건부상관관계 추정과 정보확산속도에 관한 연구,” 『경영학연구』, 제38권 제3호, 2009, 823-849.
2. 유복근 · 최경욱, “국내외 금융시장의 연계성 변화 분석 : 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로,” 『국제경제연구』, 제16권 제1호, 2010, 161-191.
3. 이근영, “동조화 현상의 동태적 분석 : 원/달러와 엔/달러 환율의 경우,” 『경제학연구』, 제49권 제4호, 2001, 311-338.
4. 이한식 · 장병문, “한국과 미국의 주가 동조화 현상 및 국내 주식시장의 효율성 분석,” 『금융연구』, 제16권 제1호, 2002, 125-149.
5. 장국현, “주식시장 동조화와 다운사이드 리스크,” 『재무연구』, 제15권 제1호, 2002, 189-216.
6. 최완수, “동아시아 주식시장의 조건부 상관관계의 동적 특성,” 『재무연구』, 제19권 제2호, 2006, 155-187.
7. Baig, T. and Goldfajn, I., “Financial market contagion in the asian crisis,” *IMF Staff Papers* 46, 1999, 167-195.
8. Bekaert, G., C. R. Harvey, and A. Ng, “Market integration and contagion,” *Journal of Business* 78, 2005, 39-69.
9. Bera, A. and S. Kim, “Testing constancy of correlation and other specifications of the BGARCH model with an application to international equity returns,” *Journal of Empirical Finance* 9, 2002, 171-195.
10. Berben, R. and W. Jansen, “Comovement in international equity markets : A sectoral view,” *Journal of International Money and Finance* 24, 2005, 832-857.
11. Billio M., M. Caporin, and M. Gobbo, “Flexible Dynamic Conditional Correlation multivariate GARCH models for asset allocation,” *Applied Financial Economics Letters* 2, 2006, 123-130.
12. Bollerslev, T., “Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates : a multivariate generalized approach,” *Review of Economics and Statistics* 72, 1990, 498-505.
13. Calvo, S. and C. M. Reinhart, “Capital flows to latin america: Is there evidence of contagion

- effects?," In Calvo, G. A., Goldstein, M., and Hoehcher, E., editors, *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis*, Institute for International Economics, Washington DC. 1996.
14. Chesher, A., "Testing for neglected heterogeneity," *Econometrica* 52, 1984, 865-872.
 15. Chiang T., B. Jeon, and H. Li, "Dynamic correlation analysis of financial contagion : Evidence from Asian markets," *Journal of International Money and Finance* 26, 2007, 1206-1228.
 16. Connolly, R. A. and A. F. Wang, "International equity market comovements : Economic fundamental or contagion," *Pacific Basin Finance Journal* 11, 2003, 23-43.
 17. Dungey, M., R. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo, and V. Martin, "A comparison of alternative tests of contagion with applications," In Dungey, M. and Tambakis, D. N., editors, *Identifying International Financial Contagion : Progress and Challenges*, chapter 3. Oxford University Press, New York, 2005.
 18. Engle, R., C. W. J. Granger, and D. Kraft, "Combining competing forecasts of inflation using a bivariate arch model," *Journal of Economic Dynamics and Control* 8, 1984, 151-165.
 19. Engle, R. and K. Kroner, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory* 11, 1995, 122-150.
 20. Engle, R., "Dynamic conditional correlation-a simple class of multivariate garch models," *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 2002, 339-350.
 21. Forbes, K. J. and R. Rigobon, "No contagion, only interdependence : Measuring stock market comovements," *The Journal of Finance* 57, 2002, 2223-2261.
 22. Groenen, P. and P. H. Franses, "Visualizing time-varying correlations across stock markets," *Journal of Empirical Finance* 7, 2000, 155-172.
 23. Gupta. R. and A. T. Mollik, "Volatility, Time Varying Correlation and International Portfolio Diversification : An Empirical Study of Australia and Emerging Markets," *International Research Journal of Finance and Economics* 2008, 18-37.
 24. Hafner, C. and P. Franses, "A Generalized Dynamic Conditional Correlation Model: Simulation and Application to Many Assets," *Econometric Reviews* 28, 2009, 612-631.
 25. Kaplanis, E., "Stability and forecasting of the co-movement measures of international

- stock market return,” *Journal of International Money and Finance* 8, 1988, 63-75.
26. Longin, F. and B. Solnik, “Is the correlation in international equity returns constant : 1960~1990?,” *Journal of International Money and Finance* 14, 1995, 3-26.
 27. Park, Y. and C. Song, “Institutional investors, trade linkage, macroeconomic similarities, and contagion of the thai crisis,” *Journal of the Japanese and International Economics* 15, 2001, 199-224.
 28. Solnik, B., C. Boucrelle, and Y. L. Fur, “International market correlation and volatility,” *Financial Analysts Journal* 52(5), 1996, 17-34.
 29. Tse, Y. K., “A Test for Constant Correlations in a Multivariate GARCH Model,” *Journal of Econometrics* 98, 2000, 107-127.
 30. Tse, Y. K. and A. K. Tsui, “A multivariate garch model with time-varying correlations,” *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 2002, 351-362.
 31. White, H., “Maximum likelihood estimation of misspecified models,” *Econometrica* 50, 1982, 1-25.

< Abstract >

Testing Constancy of Correlation between Asian Stock Markets

Sangwhan Kim^{*}

Knowledge about movements of correlation has important implications for econometric modeling and the empirical study of financial issues. In Bollerslev (1990), the constant correlation assumption allows a simple parameterization of the conditional covariance matrix in multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) model. In contrast to other multivariate GARCH models, such as Vech representation (Engle et al., 1984) and BEKK representation (Engle and Kroner, 1995), the constant correlation model involves a relatively small number of parameters and, moreover, the conditions for positive definiteness of covariance matrix are easy to impose. However, many empirical results including Longin and Solnik (1995) show that the assumption of constant correlation does not hold for some financial data.

The correlation constancy is also an important problem in financial studies. The correlation structure among different national stock returns is a crucial factor in determining the gains from international portfolio diversification, which was studied by Levy and Sarnat (1970) and Longin and Solnik (1995) among others. One of the inputs required for international investments is the ex-ante measure of the correlation, which is usually estimated by ex-post measures. But its reliability as proxies for ex-ante measures depends on whether the international correlation structure is intertemporally stable. The constant correlation also plays an important role in the context of hedge ratio estimation. Under the constant correlation assumption, the hedge ratio could be estimated by the ratio of two univariate conditional standard deviations multiplied by the correlation between the spot and futures returns. These observations indicate that a formal test of the constant correlation assumption will be a very useful tool for correctly specifying financial models.

The objective of this paper is to extend Bera and Kim (2002)'s test for the constancy of correlations to the multi-correlation case and apply

^{*} Department of Economics, Chungbuk National University(Tel : 82-43-261-2214,
E-mail : swkim7@chungbuk.ac.kr)

the extended test to the 5 Asian stock markets. To circumvent the blow-up of the tests when applied to the financial data following fat-tailed distributions, studentizing was used instead of asymptotic variance in the original test.

The test results on the unconditional correlation between Asian markets in the period 1985~2010 rejected the constancy of correlation, which agrees with most previous empirical studies. In the pre-crisis and post-crisis periods, however, the null of constant correlations are not rejected in most markets. The tests on conditional correlations provides the almost same results: the inter-market correlations do change over time in the whole sample period, but do not show significant movements in the sub-samples of pre-crisis and post-crisis period. These empirical results imply that the relationships between markets was stable at low level in the pre-crisis period, and increased to a higher level during the Asian crisis. The high correlation stays continued afterwards. Contrary to previous studies mostly denying the constant correlations, this paper states that the constancy of correlations depends on which sample period was chosen to be tested.

Key words : Correlation, Hypothesis Testing, Information Matrix Test, LM Test Statistic, International Comovement

JEL Classification : C12, G15

논문심사위원명단

金融研究 제25권 1호의 발간을 위해 투고논문을 심사해주신 심사위원들의 명단
입니다. 학술지 발전을 위한 심사위원들의 노고와 기여에 깊이 감사드립니다.

강효석(한국외국어대학교)

구본성(한국금융연구원)

김기승(부산대학교)

김봉한(공주대학교)

김자봉(한국금융연구원)

길재욱(한양대학교)

박경서(고려대학교)

변진호(이화여자대학교)

송민규(한국금융연구원)

이규복(한국금융연구원)

이성효(명지대학교)

이인무(KAIST)

이진(이화여자대학교)

임형준(한국금융연구원)

홍광현(서강대학교)

고성수(건국대학교)

구정환(한국금융연구원)

김병덕(한국금융연구원)

김상환(충북대학교)

김진호(이화여자대학교)

남준우(서강대학교)

변석준(KAIST)

서정호(한국금융연구원)

양승룡(고려대학교)

이기영(경기대학교)

이승환(한국은행)

이재현(국민연금연구원)

임형석(한국금융연구원)

정지만(상명대학교)

(※ 가나다순)

부 록

- 金融研究 원고작성 및 투고요령
- 金融研究 편집위원회 내규
- 金融研究 연구윤리 규정
- 한국금융학회 정관
- 한국금융학회 임원명단

金融研究 원고작성 및 투고요령

2008년 12월 23일 제정

1. 게재희망자는 논문을 전자메일에 첨부하여 심사료 6만원과 함께 『금융연구』수석편집위원장에게 송부하여야 한다. 다만, 전자메일이 용이하지 않을 경우 출력본 3부, 디스켓 논문파일 및 심사료 6만원을 수석편집위원장에게 등기우편으로 송부하여야 한다. 송부 후 수석편집위원장의 논문접수 및 심사료 입금 확인을 받음으로써 제출을 완료한다. 게재된 논문은 심사료를 반환한다.
2. 논문은 한글 및 MS Word 워드프로세서로 작성하고 국문일 경우를 기준으로 하여 본문(제목, 저자, 본문, 참고문헌, 부록), 국문초록, 국문핵심주제어, 영문제목, 영문초록 및 영문핵심주제어로 구성된다.
3. 원고의 길이는 A4용지로 20~30매 정도로 한다.
4. 원고는 국문으로 작성함을 원칙으로 한다. 단 東洋人名 및 참고문헌은 原典의 표기에 따르고, 외국어는 국문 번역어 사용을 원칙으로 하되 필요한 경우 원어를 ()안에 병기하여 밝혀주고, 영어로 표기할 때 고유명사만 대명사로 시작한다(단, 표·그림 등의 제목에 대해서는 6.(3)을 따른다).
5. 투고자는 저자 성명, 논문제목, 초록 및 핵심주제어를 한글, 영문으로 별지에 작성하여 논문과 함께 제출한다. 이와 함께 소속기관 및 주소와 전화번호, 집주소와 전화번호, 팩스번호 그리고 E-mail 주소도 기재한다.
6. 논문의 구체적인 작성요령은 다음과 같다.
 - (1) 節, 項, 目은 각각 “Ⅰ, Ⅱ, Ⅲ, …”, “1, 2, 3, …”, “(1), (2), (3), …”의 순으로 번호를 매긴 후, 그 제목을 표기한다.
 - (2) 數式의 번호는 우측 정렬하여 괄호 속에 일련번호로 표기한다.
 - (3) 게재할 表와 그림은 각각 <표 1>, <그림 1>과 같이 일련번호로 표시하고, 제목과 설명을 첨부하며, 자료의 출처를 명시한다. 표 제목 및 설명은 영문으로 작성하되 외국인 독자가 표의 영문설명 및 영문요약으로 논문의 내용을 파악할 수 있을 정도로 충분해야 한다. 표·그림 제목의 대문자표기는 첫 낱말의 첫 글자와 전치사·관사를 제외한 단어의 첫 글자에 한한다.
 - (4) 각주(footnote)는 본문에 일련번호를 표시하고 그 내용은 해당 쪽(page)의

하단에 기재한다.

- (5) 본문과 각주에서는 모든 문헌을 홍길동(1999) 등으로 표시하고 자세한 문헌 정보는 논문말미의 <참고문헌>에서 밝힌다. 본문이나 각주에서 언급되지 않은 문헌은 <참고문헌>에 포함시키지 않는다.
- (6) <참고문헌>은 한국문헌, 기타 동양문헌, 영어문헌, 기타 서양문헌의 순서로 배열하고, 한국문헌은 저자명을 기준으로 가나다순 그리고 영문은 ABC순 등으로 정리하여 일련번호를 부여한다. 각 문헌의 구체적 표시는 다음에 따른다.

- ① 논문 제목은 따옴표 “ ”로 표시하고, 단행본 및 정기간행물 명은 한국문헌과 동양문헌의 경우는 겹낀쇠표 『』로 영문의 경우는 이탤릭체로 표시한다.

② 例

1. 김준한 · 윤병학, “뉴케인지안 모형에서의 통화의 역할과 예측력 검증,” 『금융연구』 제22권 제1호, 2008, 53-79.
2. 後藤信一, 『日本登期金融市場發展史』, 日本經濟評論社, 1986.
3. Case, Karl E. and Robert J. Shiller, “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes,” *American Economic Review* 79, March 1989, 125-37.

- (7) 제목 밑에 국문요약(400자 내외 분량)을 실으며, 그 하단에 국문으로 핵심주제어를 5개 이내로 제시하고 JEL 분류기준도 기입한다. 국문요약 주석에 연락담당 저자의 이메일, 전화번호, 팩스번호 및 주소 등의 연락처를 표기한다.
- (8) 영문제목 밑에 영문요약(2쪽 내외 분량)을 실으며, 그 하단에 영문으로 핵심주제어를 5개 이내로 제시하고 JEL 분류기준도 기입한다. 영문제목 주석에 연락담당 저자(주 저자)를 표시하고 연락담당저자의 이메일, 전화번호, 팩스번호 및 주소 등의 연락처를 표기 한다

金融研究 편집위원회 내규

한국금융학회와 한국금융연구원이 합의한 「금융학회지·금융연구 통합 합의문」(2007년 6월 26일 합의, 2008년 12월 23일 수정)에 의거 『금융연구』 편집위원회의 운영에 관한 사항을 정한다.

한국금융학회와 한국금융연구원은 금융학과 한국금융산업의 발전에 기여하기 위하여 양 기관의 학술지를 통합하여 『금융연구』를 통합학술지로 발간한다. 『금융연구』는 거시·통화, 국제금융·외환, 금융기관, 재무·자본시장, 금융정책 등 금융과 관련된 경제학 및 경영학의 제 분야에서 이론적, 실증적 그리고 정책적인 가치를 지니는 전문적이고 창의적인 연구논문들을 게재함으로써, 연구발표의 장과 학문토론의 기회를 제공하고 아울러 금융관련 지식의 축적과 교육에도 기여함을 목적으로 한다.

이 내규는 편집위원회가 이러한 목적 하에 『금융연구』 발간 업무를 공정하고 투명하게 수행하도록 하기 위한 것이다.

I. 편집방침

1. 금융학 분야에 관심이 있는 사람은 누구나 『금융연구』에 논문을 투고할 수 있다. 단 투고논문은 ‘원고작성 및 투고요령’을 따라야 한다.
2. 다른 학술지, 단행본, 공개 또는 비공개 연구보고서 그리고 기타의 간행물로 이미 발간되었거나 또는 발간예정인 논문은 투고대상에서 제외된다. 단, 심포지움이나 세미나 발표논문은 투고할 수 있으며, 다른 학술지에 투고 중인 논문은 게재불가가 결정된 후에 투고할 수 있다.
3. 논문의 내용에 대한 책임은 전적으로 저자에게 귀속된다. 그리고 논문의 판권은 별도로 명시되지 않는 한 『금융연구』에 귀속된다.
4. 편집위원회는 다음을 투고논문 심사의 기준으로 삼는다.
 - (1) 논문(이론적, 실증적 및 정책적인) 기여
 - (2) 내용의 창의성과 전문성
 - (3) 연구방법의 타당성
 - (4) 내용 전달의 효과성

- (5) 기타 편집상의 기술적 요건 충족
5. 『금융연구』는 위 4항의 심사기준을 통과한 논문이 게재대상으로서 과다한 양일 경우 금융 전 분야에 고루 배분하여 게재하는 것을 원칙으로 한다.
 6. 『금융연구』의 논문 게재순서는 게재 확정 일자 순으로 게재함을 원칙으로 하고 화폐·금융과 재무 두 분야로 나누어 각 분야에 대표논문 한 편을 번갈아 선정하여 冒頭에 게재한다.
 7. 논문게재 예정증명서는 게재확정된 논문을 대상으로 저자의 요청에 따라 발급한다.
 8. 편집위원회는 매년 6월초 전년도 6월호부터 금년도 3월호 『금융연구』에 게재된 거시·통화, 국제금융·외환, 금융기관, 재무·자본시장, 금융정책 분야별로 최우수논문 각 1편을 선정하여 포상을 추천할 수 있다.
 9. 『금융연구』는 연 4회(3월말일, 6월말일, 9월말일, 12월말일) 발간함을 원칙으로 하되 한국금융학회 이사회와 한국금융연구원의 요청에 따라 별호를 발간할 수 있다.

Ⅱ. 편집위원회와 편집회의

1. 편집위원회의 구성과 운영
 - (1) 편집위원회는 1인의 수석편집위원장, 2인의 공동편집위원장 및 30인 이내의 편집위원으로 구성한다. 수석편집위원장은 학식과 양식을 겸비한 금융 분야 연구자들 중에서 한국금융학회 이사회가 한국금융연구원 원장과 협의하여 선임한다. 수석편집위원장이 편집위원의 선임내지 교체를 이사회에 추천한다.
 - (2) 편집위원장과 편집위원의 임기는 2년으로 하고 연임할 수 있다.
 - (3) 수석편집위원장은 편집회의를 주관하고 한국금융학회의 임원이 된다. 공동편집위원장 중 1인은 화폐·금융 분야를 대표하고 다른 공동편집위원장 1인은 재무 분야를 대표한다. 공동편집위원장은 관련분야에 관한 편집을 수석편집위원장과 협의하여 주관한다.
 - (4) 편집위원회는 편집위원 중 2명의 편집간사를 정하여 운영할 수 있다.
2. 편집회의
 - (1) 편집위원회는 매년 정례회의와 수석편집위원장이 소집하는 임시회의를 개최할 수 있다.

- (2) 편집회의의 의사결정은 편집위원 과반수의 출석과 출석위원 과반수의 찬성으로 한다.
- (3) 편집회의는 전자우편을 포함한 우편으로 할 수 있다. 이 경우 의사결정은 위의 (2)의 규정에 따른다.
- (4) 수석편집위원장 부재 시 공동편집위원장 중 연장자가 수석편집위원장의 역할을 대신 수행한다.
- (5) 편집회의 시 회의록을 작성한다.

Ⅲ. 논문의 심사

1. 논문의 접수와 1차 심사

가. 절차

- (1) 논문은 연중 수시로 수석편집위원장이 접수한다. 수석편집위원장은 논문접수 직후 논문이 ‘원고작성 및 투고요령’에 따라 작성되었는지를 확인한 후 논문 제출자에게 접수 확인서를 송부한다. 논문이 ‘원고작성 및 투고요령’에 부합하지 않는 경우에는 수석편집위원장은 논문을 저자에게 반송하고 수정 후 제출하도록 요구한다.
- (2) 수석편집위원장은 논문접수 후 분야를 고려하여 이를 공동편집위원장 1인에게 지체 없이 송부한다.
- (3) 공동편집위원장은 관련분야의 전문가 중에서 2인의 심사위원을 선정하여 심사위원의 동의를 얻은 후 논문심사를 의뢰한다. 단, 심사위원 선정이 어려워 필요한 경우에는 편집위원의 자문을 득하여 의뢰한다.
- (4) 공동편집위원장은 심사위원과 논문의 저자를 알지만 심사위원과 저자는 서로를 모르게 한다.
- (5) 공동편집위원장은 심사위원들에게 논문을 송부하고, 심사위원들은 특별한 사유가 없는 한 3주 이내에 게재여부판정과 심사평을 공동편집위원장에게 송부한다.
- (6) 게재여부 판정은 ‘즉시 게재’, ‘수정 후 게재’, ‘수정 후 재심사’ 또는 ‘게재 없음’의 네 등급으로 하고, 심사평은 ‘전반적 심사평’과 ‘구체적 수정요망사항’으로 구분하며, 편집위원회가 제시하는 양식을 사용함을 원칙으로 한다. 단 심사위원의 편익에 따라 유사한 양식을 사용하거나 또는 추가적인 자료를 제공할 수 있다.

- (7) 1차 심사의 결과는 논문이 수석편집위원장에게 도착한 날로부터 6주 이내에 저자에게 통보하는 것을 원칙으로 한다.
- (8) 편집위원회는 논문의 심사자로부터 심사평을 받은 후 심사자에게 20만 원을 지급한다.

나. 평가의 기준

- (1) 심사위원 중 한 명이라도 ‘게재 없음’ 판정을 내린 경우, 공동편집위원장은 심사절차를 종결하고 이를 저자에게 통보한다. 단, 또 다른 심사자가 ‘즉시 게재’로 판정한 경우에는 수석편집위원장은 공동편집위원장과 협의를 거쳐 제3의 심사위원을 선정하여 추가 심사를 의뢰할 수 있다. 제3의 심사위원에 대한 심사료는 편집위원회가 부담한다.
- (2) 심사자 중 한 명이라도 ‘수정 후 재심사’ 판정을 내린 경우, 공동편집위원장은 저자로 하여금 심사위원의 지적사항을 충실히 반영하여 수정, 제출케 한 후 동일 심사자에게 재심사를 의뢰한다.
- (3) 두 명의 심사자가 모두 ‘수정 후 게재’ 또는 그 이상의 판정을 내린 경우, 공동편집위원장은 저자에게 수정을 요구하되 심사자들의 재심을 생략할 수 있다.

제1심사자	제2심사자	판정
즉시게재	즉시게재	즉시게재
	수정 후 게재	수정 후 게재
	수정 후 재심사	수정 후 재심사
	게재 없음	제3심사자 선정
수정 후 게재	수정 후 게재	수정 후 게재
	수정 후 재심사	수정 후 재심사
	게재 없음	게재 없음
수정 후 재심사	수정 후 재심사	수정 후 재심사
	게재 없음	게재 없음
게재 없음	게재 없음	게재 없음

2. 2차 심사 및 심사의 종결

가. 2차 심사

- (1) 1차 심사 결과를 반영하여 논문의 수정을 완료한 저자는 수정된 논문

과 각 심사위원의 논평에 대한 응답서(수정내역 또는 수정이 불가능 사유를 기재)를 전자메일에 첨부하여 공동편집위원장에게 제출하여야 한다. 다만 전자메일이 용이하지 않을 경우 이들을 출력하여 등기우편으로 송부할 수 있다.

- (2) 공동편집위원장은 수정된 논문과 응답서를 ‘수정 후 재심사’ 판정을 내린 심사위원(들)에게 송부하고 2차 심사를 의뢰한다. 이 때 ‘수정 후 게재’ 이상의 판정을 내린 심사위원에게도 필요한 경우 재심사를 의뢰할 수 있다.
- (3) 심사위원은 3주 이내에 재심사 결과를 제출하되, 2차 심사의 게재여부 판정은 ‘즉시 게재’, ‘수정 후 게재’ 또는 ‘게재 없음’의 세 등급으로 한다.

나. 심사의 종결

- (1) 2차 심사에서 한 명 이상의 심사위원이 ‘게재 없음’으로 판정한 경우에는 심사절차를 종결하고 이를 저자에게 통보한다.
- (2) 2차 심사에서 한 명의 심사위원이 ‘수정 후 게재’로 판정한 경우에는 저자에게 재수정을 요구한 후 수석편집위원장과 해당 공동편집위원장이 수정내용을 확인함으로써 심사를 종결한다.
- (3) 1차 또는 2차 심사과정을 거치면서 두 명의 심사자가 모두 ‘수정 후 게재’ 또는 그 이상의 판정을 내린 시점에서 이 논문을 게재확정된 것으로 간주한다. 이 때 공동편집위원장은 논문의 저자가 요청할 경우, 논문게재예정 증명서를 발급할 수 있다.
- (4) 1차 또는 2차 심사결과 수정 요청된 논문의 수정본이 만 1년이 지나도록 제출되지 않을 경우 편집위원회는 이 논문의 심사를 종결할 수 있다. 단 수정 요청 후 만 10개월이 되는 시점에 저자에게 이러한 취지를 통보한다.

다. 수석편집위원장의 번복과 책임

- (1) 수석편집위원장은 편집상 필요하다고 인정되는 경우 심사위원(들)의 1차 및 2차 심사결과에 불구하고 판정을 번복할 수 있다. 단, 수석편집

위원장은 이를 위해 사전에 공동편집위원장과 협의하여야 하고 이 내용을 편집위원회에 보고한다.

- (2) 수석편집위원장은 『금융연구』의 편집이 공정하고 투명하게 이루어지도록 부단히 노력하여야 한다.

라. 양식

- (1) 심사절차와 관련된 제 양식은 다음과 같다.

- ① 편집위원회 전체회의 개최통보서
- ② 논문접수 통보서
- ③ 심사위원 위촉 의뢰서
 - 1). 처음 투고한 논문에 대한 심사위원 2인 위촉 의뢰서
 - 2). 심사위원 1인만 ‘게재않음’ 판정인 경우 심사위원 1인 위촉 의뢰서
- ④ 심사의뢰서
 - 1). 초심의 경우
 - 2). 초심자의 재심 경우
 - 3). 심사의견서
 - 4). 심사평
 - 5). 심사위원 은행계좌번호 기재서류
- ⑤ 수정 후 재심사 통보서
- ⑥ 게재예정 및 수정논문 제출 요청서
- ⑦ 게재확정 통보서
- ⑧ 수정·보완 완성본에 대한 심사위원의 확인서
- ⑨ 저자교정의뢰서
- ⑩ 게재확정(예정) 확인서
- ⑪ 게재탈락 통보서

- (2) e-mail 등 전자매체에 의한 서류 교환시 양식의 서명은 생략할 수 있다.

IV. 기타

1. 논문접수 마감일은 별도로 정하지 않으며, 해당 호 발간을 위한 편집회의 개최 이전에 2차 심사까지에 따른 수정이 완료된 논문을 해당 호에 게재하는 것을 원칙으로 한다.
2. 심사를 통과하였으나 편집상의 이유로 당 호 게재가 불가능한 경우에는 편집위원회의 결정으로 이를 다음 호에 게재할 수 있다. 단 이 경우 편집위원장은 그 사유를 저자에게 즉시 통보한다.
3. 논문의 심사과정에서 게재불가로 판정된 논문의 저자가 이 논문을 수정하여 재차 제출하면 편집위원회는 이를 새로운 논문으로 취급한다. 다만 이 경우 심사료 6만원을 다시 징수하며 두 명의 새로운 심사위원을 선정한다.
4. 이 밖의 사항들은 편집회의에서 정하는 바에 따른다.

金融研究 연구윤리 규정

1. 목적

본 윤리규정은 한국금융학회가 발간하는 금융연구에 제출되고 게재되는 모든 논문이 충족해야 하는 최소한의 윤리기준을 제시하여 연구윤리를 확립하고, 연구 진실성에 반하는 행위를 사전에 예방하며, 연구 진실성에 반하는 행위 발생 시 공정하고 체계적인 진실성 검증 및 그 후속조치를 제시하는 것을 그 목적으로 한다.

2. 연구부정행위의 정의

연구부정행위의 범위는 다음과 같다.

- 1) 존재하지 않는 데이터 또는 연구결과를 허위로 만들어내는 행위
- 2) 연구과정을 임의로 조작하거나 데이터를 임의로 변형, 삭제하여 연구내용 또는 연구결과를 왜곡하는 행위
- 3) 타인의 아이디어, 연구내용, 결과 등을 정당한 인용 없이 사용하는 행위
- 4) 동일한 연구내용이나 연구결과를 중복하여 투고 또는 게재하는 행위
- 5) 논문 연구에 기여한 자를 논문 저자 표기에서 삭제하거나, 연구에 기여하지 않은 자에게 저자 자격을 부여하는 행위
- 6) 기타 학계에서 통상적으로 용인되는 범위를 심각하게 벗어난 행위

3. 연구윤리위원회의 기능 및 구성

- 1) 연구윤리위원회는 연구윤리 수립 및 운영에 관한 방안을 확립한다.
- 2) 연구윤리위원회는 연구부정행위를 판정하고 연구부정행위자에 대한 제재사항을 결정한다.
- 3) 연구윤리위원회는 필요 시 편집위원장, 공동편집위원장을 포함한 7인 이상으로 구성한다.
- 4) 편집위원장이 위원장을 겸하고, 위원은 위원장의 추천으로 학회장이 선임한다.

4. 연구부정행위의 의혹 조사 및 판정

- 1) 연구윤리위원회는 독립기구이며 연구부정행위에 관한 최종 판정은 학회장에 게 통보한다.

- 2) 연구부정행위가 의심되는 경우는 누구나 학회 사무국이나 편집위원회에 서면이나 전자우편 등의 방법으로 조사를 요청할 수 있으며 실명으로 제보를 받는 것을 원칙으로 한다. 조사 요청자는 연구부정행위에 대한 구체적인 근거와 이유를 제시해야 한다.
- 3) 연구부정행위 조사 요청이 접수되면 편집위원장은 필요 시 연구윤리위원회의 구성을 학회장에게 요청한다.
- 4) 현재 심사 중이거나 심사예정인 논문에 대하여 연구부정행위 조사 요청이 있으면 연구윤리위원회는 논문저자들에게 30일간의 소명기회를 부여한 후, 논문심사위원과 여타 편집위원들의 의견을 청취하여 연구부정행위 여부 및 연구부정행위의 경중을 판정한다.
- 5) 이미 게재되었거나 게재가 확정된 논문은 논문저자들에게 30일간의 소명기회를 부여한 후, 연구윤리위원회 재적위원의 3분의 2 이상이 연구부정행위로 판정한 경우 연구부정행위로 인정한다.
- 6) 연구부정행위 혐의 사안과 이해관계가 있는 위원은 조사 및 판정 절차에서 제외한다.
- 7) 필요한 경우 외부 인사나 위원이 아닌 자의 의견을 청취할 수 있다.
- 8) 투고자가 연구부정행위에 대한 판정에 이의가 있으면 연구윤리위원회에 재심을 요청할 수 있으며, 연구윤리위원회는 이의에 대하여 14일 이내에 최종 판정을 내려야 한다.

5. 연구부정행위의 처리

- 1) 연구윤리위원회의 제재 결정에 따라 편집위원장은 연구윤리를 위반한 회원에게 주의, 경고, 학회에서의 공개사과 등 위반 내용에 상응하는 조치를 내릴 수 있다.
- 2) 사안이 중대하여 징계가 필요한 경우에는 편집위원장은 회원의 자격정지, 논문의 직권취소, 제명, 학회 홈페이지 공지 등의 제재 조치를 취할 수 있다.
- 3) 현재 심사 중이거나 심사예정인 논문의 경우 편집위원장은 연구부정행위의 경중에 따라 논문의 수정 및 재심을 요구할 수 있으며, 논문의 심사를 거절하고 반려할 수 있다.
- 4) 게재 예정인 논문의 경우 연구부정행위로 판정되면 편집위원장은 게재를 취소할 수 있다.
- 5) 이미 게재된 논문의 경우 연구부정행위로 판정되면 편집위원장은 연구부정

행위의 정도에 따라 이에 상응하는 조치를 최종 결정한다.

- 6) 연구윤리위원회에서의 최종 결정이 논문의 게재 취소를 포함하는 경우 편집위원장은 금융연구 논문목록에서 동 논문을 삭제하며, 한국금융학회 홈페이지 및 다음 호에 발간되는 금융연구에 연구부정행위 판정 사실과 게재 취소를 공지한다. 또한, 3년 이상 관련저자의 금융연구 논문기고를 금지한다.
- 7) 연구윤리위원회 운영에 필요한 세부사항은 위원회의 심의를 거쳐 별도로 정한다.

6. 제보자와 피조사자의 권리보호

- 1) 제보자의 신원을 직, 간접적으로 노출해서는 안되며, 제보자의 성명은 반드시 필요한 경우가 아니면 조사과정이나 조사보고서에서 노출하지 않는다.
- 2) 연구부정행위 여부에 대한 검증이 완료될 때까지 피조사자의 신원 또는 피조사자가 조사받고 있다는 사실을 편집위원회나 연구윤리위원회를 제외한 외부에 노출하지 않는다. 이 밖에도 피조사자의 명예나 권리가 침해되지 않도록 주의하여야 한다.
- 3) 제보, 조사, 심의, 의결 및 건의조치 등 조사에 관련된 일체의 사항은 비밀로 하며, 조사 및 직무수행 과정에서 취득한 모든 정보에 관하여 누설하지 않는다. 다만 합당한 공개의 필요성이 있는 경우는 연구윤리위원회의 의결을 거쳐서 공개할 수 있다.

7. 사후관리 대책

- 1) 연구부정행위 조사관련 일지, 편집위원회 평가서 및 연구윤리위원회 보고사항, 연구윤리위원회 회의록 및 최종결정사항은 조사종료 이후 5년간 보관한다.
- 2) 조사종료일은 연구윤리위원회의 최종판결일로 하며, 위의 1항의 서류들은 익명성 보장을 위하여 개별이름이 명시되지 않은 2부를 작성하여 학회 사무국과 편집위원회가 각각 1부씩 보관한다. 이름이 명시된 원본은 편집위원회가 10년 간 보관한다.

8. 윤리규정 시행지침

- 1) 논문 투고자는 본 윤리규정을 준수하기로 서약해야 한다. 윤리규정 위반으로 보고된 회원은 연구윤리위원회에서 행하는 조사에 협조해야 한다. 이 조

사에 협조하지 않는 것은 그 자체로 윤리규정 위반이 된다.

- 2) 윤리규정의 수정 절차는 본 학회 회칙 개정 절차에 준한다. 윤리규정이 수정 될 경우, 기존의 규정을 준수하기로 서약한 회원은 추가적인 서약 없이 새로운 규정을 준수하기로 서약한 것으로 간주한다.

#부 칙

제 1 조 (시행일)

이 규정은 2010년 10월 1일부터 시행한다.

제 2 조 (공표)

이 규정은 2010년 10월 1일에 공표하여야 한다.

한국금융학회 정관

1991년 11월 30일 제1차 개정

1992년 6월 13일 제2차 개정

1999년 11월 5일 제3차 개정

2001년 3월 21일 제4차 개정

2006년 6월 9일 제5차 개정

2010년 6월 11일 제6차 개정

1. (명칭)

본 학회는 한국금융학회(이하 학회)라 칭한다.

2. (목적)

학회는 회원 상호간의 연구교류를 촉진하여 금융분야의 학문발전을 도모하고 금융산업의 발전에 기여하며 회원간의 친목을 도모함을 목적으로 한다.

3. (사업)

학회는 학술지의 발간, 학술대회의 개최 및 그 밖에 학회의 목적에 부합하는 사업을 수행한다.

4. (사무소)

학회의 사무소는 서울특별시에 둔다. 필요에 따라 지방이나 해외에 지회를 설치할 수 있다.

5. (회원)

(1) 개인회원은 다음 각 항에 해당하는 자로서 소정의 회비를 납부한 자로 한다.

가. 화폐금융, 국제금융, 금융기관, 보험, 증권 및 기업재무를 전공하는 자로서,

전임강사 이상의 대학 교원 및 동등한 경력을 가진 연구기관의 연구원
나. 가항과 동등한 자격을 이사회가 인정하는 자

(2) 기관회원은 금융분야에 관련되는 기관으로서 일반기관회원과 영구기관회원으로 구분한다. 영구기관회원은 소정의 영구기관회비를 납부한 기관으로 한다.

6. (기구 및 임원) 학회에는 다음의 기구 및 임원을 둔다.

- (1) 회원총회
- (2) 감 사
- (3) 이 사 회
- (4) 회 장
- (5) 차기회장
- (6) 부 회 장
- (7) 간 사
- (8) 편집위원회
- (9) 기금관리위원회

7. (회원총회)

- (1) 회원총회는 학회의 활동에 관한 기본적인 주요사항을 결정한다.
- (2) 정기 회원총회는 매년 1회 개최하며, 임시 회원총회는 재적회원 4분의 1이상의 요청에 의하거나 이사회의 결의에 의하여 소집한다. 다만 재적회원이란 함은 개인회원 및 기관회원대표를 말한다. 이하에도 마찬가지이다.
- (3) 회원총회는 재적회원 3분의 1이상의 출석에 의하여 성립한다. 다만 회원총회에 참석할 수 없는 회원은 출석 및 의결권을 타 회원에게 위임할 수 있다.
- (4) 회원총회에서의 의결은 출석회원 과반수의 찬성에 의한다.

8. (감사)

- (1) 감사는 회무 및 회계를 감사하고 이사회에 참석하여 발언할 수 있으며 정기 회원총회에서 감사보고를 말한다.
- (2) 감사는 2명으로 한다.
- (3) 감사는 개인회원 중 회원총회에서 호선된 5명 내외의 전형위원에게 위촉하여 선임하며, 그 결과에 대하여 회원총회의 승인을 받는다.
- (4) 감사의 임기는 2년으로 한다.

9. (이사회)

- (1) 이사회는 사업계획과 예산의 수립 및 그밖의 학회 운영의 주요사항을 심의 결정한다.
- (2) 이사회는 회장, 차기회장, 부회장, 간사 및 편집위원장을 의미하는 당연직 이사들과 25명 내외의 일반이사로 구성한다.

- (3) 이사회는 재적이사 3분의 2 이상의 출석에 의하여 성립하고, 출석이사 과반수의 찬성에 의하여 의결한다.
- (4) 일반이사는 회장이 선임하며, 그 결과에 대하여 회원총회의 승인을 받는다. 당연직 이사의 선임은 이 정관에서 별도로 정하는 바에 따른다.
- (5) 이사의 임기는 2년으로 한다. 다만 초대이사 중 2분의 1은 임기를 3년으로 한다. 임기 3년인 이사는 위의 (4)항에 따라 회원총회에서 정한다.

10. (회장)

- (1) 회장은 학회를 대표하고 회원총회 및 이사회의 의장을 맡는다.
- (2) 회장은 1명으로 한다.
- (3) 회장은 차기회장이 회장의 임기만료 시에 회원총회에서 자동적으로 승계한다. 다만 초대회장은 11조 (3)항의 차기회장 선출방법에 따른다.
- (4) 회장의 임기는 1년으로 한다. 다만 초대회장 및 2대회장은 임기를 각각 2년 및 1년 6개월로 한다.

11. (차기회장)

- (1) 차기회장은 이사회의 일원이 되고 회장의 임기만료 시 회원총회에서 회장의 직을 승계한다.
- (2) 차기회장은 1명으로 한다.
- (3) 차기회장은 개인회원 중 이사회에서 추천한 1명의 후보에 대한 재적회원 중 개인회원의 2분의 1이상의 우편투표에서 투표회원 2분의 1 이상의 찬성을 얻은 자로 한다. 다만 회원은 이사회가 추천하지 않은 자에 대하여 투표할 수 있다. <개정 2010.6.11>

12. (부회장)

- (1) 부회장은 회장을 보좌하며 이사회의 일원이 된다.
- (2) 부회장은 4명 내외로 한다.
- (3) 부회장은 개인회원 중 회장의 추천에 의하여 이사회에서 선임한다.
- (4) 부회장의 임기는 1년으로 한다. 다만 초대 부회장의 임기는 2년으로 한다.

13. (간사)

- (1) 간사는 회무를 통괄·처리한다.
- (2) 간사는 이사회의 일원이 된다.

- (3) 간사는 회장의 추천에 의하여 이사회에서 선임하며, 임기는 이사회에서 정한다.
- (4) 간사는 업무를 보좌받기 위하여 직원을 두며, 직원은 회장이 임명한다.

14. (편집위원회)

- (1) 편집위원회는 학회가 발간하는 학술지 및 기타 출판물의 편집을 담당한다.
- (2) 위원장, 부위원장 및 위원은 이사회에서 선임하며, 임기는 이사회에서 정한다. 다만 이사회는 위원장에게 부위원장과 위원의 선임과 임기의 결정권을 이양할 수 있다.
- (3) 위원장은 이사회에 일원이 된다.
- (4) 그밖에 편집위원회의 운영에 관한 사항은 별도로 이사회에서 정한다.

15. (기금관리위원회)

- (1) 기금관리위원회는 학회의 기금을 관리한다.
- (2) 기금관리위원회는 학회의 전임 회장으로 구성한다.
- (3) 기금관리위원회의 위원장은 학회의 직전 회장이 맡는다.

16. (재정)

- (1) 학회는 이사회에서 의결하는 금액의 회비를 회원으로부터 징수한다.
- (2) 학회는 학회의 사업을 수행하기 위하여 필요한 경우 외부로부터 재정지원을 받을 수 있으며, 회장은 이에 대한 내역을 이사회에 보고한다.

17. (회계연도)

본 학회의 회계연도는 매년 7월 1일부터 익년 6월 30일까지로 한다.

18. (기타)

- (1) 이 정관에 규정되지 않은 사항은 이사회에 의결에 따른다.
- (2) 이 정관의 변경은 회원총회에서 의결에 의한다.

#부칙 - 발효일자

- 1. 이 정관은 1989년 6월 9일부터 발효한다.
- 2. 이 정관은 승인을 받은 날로부터 효력을 발생한다.

韓國金融學會 임원명단

회장

조장옥(서강대)

감사

박경서(고려대), 오성환(서울대)

부회장

김대식(보험연구원), 남주하(서강대), 이재연(한국금융연구원)

간사

곽노선(서강대), 석승훈(서울대), 이규복(한국금융연구원)

수석편집위원장

박영석(서강대)

이사

구재운(전남대), 권재중(한국스탠다드차타드 금융지주)

김세진(한국채권평가), 김정렬(한성대)

김한수(자본시장연구원), 나동민(NH생명화재)

문우식(서울대), 박 준(서울대)

송치영(국민대), 신관호(고려대)

신용상(금융연구원), 신진영(연세대)

오규택(채권연구원), 위정범(경희대)

유병규(현대경제연구원), 이광준(한국은행)

이근희(서강대), 이영섭(숙명여대)

전병준(매일경제), 정병욱(이화여대)

정재만(송실대), 정지만(상명대)

최형석(홍익대), 홍기석(이화여대)

홍기택(중앙대)

(가나다순)

金融研究 Journal of Money & Finance

第 25 卷 第 1 號

2011年 3月 28日 印刷

2011年 3月 31日 發行

發行人 : 趙章玉 Jang Ok Cho • 金泰俊 Tae Joon Kim

編輯人 : 朴英錫 Young Seog Park

發行處 : 韓國金融學會,
Korea Money and Finance Association
韓國金融研究院
Korea Institute of Finance

編輯・印刷 : 圖書出版 大成社
E-mail : ds9922@chol.com

: ☎ 02) 2275-4435