

金融研究

Journal of Money & Finance

金融研究

Journal of Money & Finance

VOL. 33 | NO.4 | 2019. 12

금융연구는 한국금융학회의 학회지와 한국금융연구원의 기관지가 통합한 공동 학술지로서
한국금융학회와 한국금융연구원이 공동으로 연4회 발간합니다.

編輯委員會 편집위원회

수석편집위원장

강장구(KAIST)

공동편집위원장

김화성(경희대학교), 이병운(한국금융연구원)

위원

강임호(한양대)	고성수(건국대)
김상환(충북대)	김정욱(서울대)
김중혁(고려대)	김현욱(한국개발연구원)
빈기범(명지대)	송치영(국민대)
엄경식(서울시립대)	여은정(중앙대)
위경우(숙명여대)	유경원(상명대)
윤선중(동국대)	이수진(한국금융연구원)
이순호(한국금융연구원)	이윤수(서강대)
이충언(한림대)	이충열(고려대)
정순섭(서울대 법학전문대학원)	하준경(한양대)

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(Michigan State University)

Hyun-Song Shin(Bank for International Settlements)

Wi Saeng Kim(Hofstra University)

Kee-Hong Bae(York University)

Yeon-Koo Che(Columbia University)

<논문게재>

금융연구에 논문게재를

원하시는 분은

E-mail: jmf@kif.re.kr 또는

04171 서울시 마포구 도화4길 82

(도화동, 예당빌딩 4층)

금융연구 편집사무국 02) 3273-6325로

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 학회지와

한국금융연구원의 기관지가 통합한 공동 학술지로서

한국금융학회와 한국금융연구원이 공동으로 연4회

발간합니다.

목차

VOL.33 | NO.4 | 2019. 12

Articles

은행의 수익 및 자산구조를 반영한 통화정책 위험선호경로 / 1

Monetary Policy's Risk-Taking Channel in Consideration of Banks' Profit
and Asset Structure: Evidence from Korea

김익진(Uijin Kim), 정호성(Hosung Jung)

고빈도 자료를 이용한 머신러닝 모형의 예측력 비교 · 분석: / 31
KOSPI200 선물시장을 중심으로

Forecasting Ability of Machine Learning Algorithms using High-frequency Data:
KOSPI200 Futures

박석진(Suk Jin Park), 정재식(Chae Shick Chung)

거시경제변수를 이용한 한국 국채 초과수익률 분석 / 61

An Analysis of Bond Excess Returns using Macro-economic Variables
in the Korean Market

강한길(Hankil Kang), 이순희(Soonhee Lee)

브렉시트와 파운드화의 대 유로화 환율의 / 91
변동성과 점프 확률 추정

Brexit and UK Pound versus Euro Exchange Rate Volatility
and Jump Probability

이재득(Chae-Deug Yi)

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

은행의 수익 및 자산구조를 반영한 통화정책 위험선호경로*

김의진** · 정호성***

— 국문초록 —

이 논문에서는 은행에 대한 대표적인 거시건전성 정책수단인 BIS 자기자본규제 비율에서 도출한 은행별 자산에 대한 위험가중치를 이용하여 금리와 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석결과, 은행이 내부등급법을 이용하여 자산의 위험수준을 평가하는 경우 단기금리가 상승(하락)하면 은행의 위험수준이 하락(상승)하는 것으로 나타나 우리나라에서 통화정책의 위험선호경로가 작동하고 있음을 확인하였다. 아울러 자본 및 자산구조(자산규모, 대출만기, 단기자산비중), 부채구조(자산대비예금비중), 부실여신비율이 은행의 위험수준에도 통계적으로 유의한 영향을 미치며 특히 이러한 위험선호경로는 기업대출에 대한 위험수준을 중심으로 나타나고 있음을 밝혀냈다. 본 논문은 자기자본규제비율에서 도출한 은행별 위험수준을 이용하여 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴본 최초의 시도로 통화정책과 거시건전성 정책과의 상호연계성을 분석하였다는 점에서 의의가 있다고 생각한다.

핵심단어 : 통화정책, 위험선호경로, 거시건전성, 금리, 은행 수익 및 자산구조
 JEL 분류기호 : E52, G21, G28

투고일 2019년 06월 21일; 수정일 2019년 07월 25일; 게재확정일 2019년 11월 26일

* 한국은행 경제연구원 세미나에서 세심한 논평을 주신 한국은행 경제연구원 송상윤 부연구위원, 한국은행 조사국 박경훈 과장, 한국금융학회 창립 30주년 기념 국제학술대회에서 유익한 논평을 주신 제주대학교 김진옥 교수님께 감사를 표합니다. 그리고 본 논문을 심사해주신 익명의 심사위원들께 감사를 말씀을 전합니다. 아울러 본 논문에 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힙니다. 참고로 본 논문은 한국은행 경제연구원에서 발간하는 Working Paper(BOK경제연구, 제2019-7호)를 바탕으로 작성되었습니다.

** 공동저자, 한국은행 통화정책국 과장(전화: 02-759-4816, E-mail: kej06@bok.or.kr)

*** 주저자/교신저자, 한국은행 경제연구원 연구위원(전화: 02-759-5308, E-mail: hschung@bok.or.kr)

I. 서론

통화정책은 금융기관과 금융시장 등 금융시스템을 통하여 물가와 실물경제에 영향을 미치므로 통화정책의 전달경로는 금융규제와 금융혁신 등과 같은 금융환경 변화와 금융기관의 자금 조달 및 운용 행태변화에 따라 달라질 수 있다. 이와 관련하여 글로벌 금융위기 이전에는 금리 변화가 은행의 대출 규모(quantity)에 영향을 미치는 경로에 대한 논의가 주로 이루어졌지만, 글로벌 금융위기 이후에는 금리 변화가 은행의 위험선호(risk taking)로 표시되는 대출의 질(quality)의 변화에 미치는 경로(risk taking channel)에 대해 활발한 논의가 이루어지고 있다.

글로벌 금융위기 이후 저금리의 장기간 지속으로 은행이 부담하는 위험이 증가하고 있으며(Borio and Zhu, 2008; Adrian and Shin, 2009, 2010; Acharya and Naqvi, 2012), 은행이 부담하는 위험수준은 은행의 수익 및 자본구조와 더불어 각국의 은행 산업구조와 같은 다양한 요인에 의해서도 영향을 받는다는 연구(Brissimis and Delis, 2010; Buch, Eickmeier, and Prieto, 2014; Eid, 2011)가 지속적으로 발표되었다. 한편 글로벌 금융위기 이후 세계 주요국의 저금리 기조가 지속되고 있는 가운데, 향후 미국을 비롯한 주요국 통화정책 변경으로 인한 금리변화와 더불어 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지고 있다. 이러한 측면에서 통화정책이 은행의 위험수준에 미치는 영향을 파악하는 것은 통화정책과 금융안정과의 관계를 파악하는데 도움을 줄 것으로 생각한다.

지금까지 통화정책이 은행의 위험선호에 미치는 연구에서는 은행 자산에 대한 위험수준을 측정하기 어려워 EDF(Expected Default Frequency), CDS 스프레드, 은행의 총자산 대비 위험자산비중, 설문조사를 통한 지표 등과 같은 다양한 대용지표(proxy)를 사용하였다. 하지만 이러한 대용지표는 은행이 인식하고 있는 위험수준으로 보기에는 무리가 있다. 이에 본 연구에서는 은행 자산의 위험수준을 나타내는 지표로 BIS 자본규제(capital regulation framework)를 통해 은행이 인식하는 위험가중치를 이용하였다. 이를 이용하여 금리, 은행의 수익 및 자산 구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 직접 살펴보았다.

분석 결과는 다음과 같다. 내부등급법¹⁾으로 위험수준을 측정하는 은행의 경우

1) 내부등급법은 바젤은행감독위원회가 바젤II에서 정하고 있는 최소요건(신용리스크 측정치의 신뢰도를 높이기 위하여 신용평가시스템이 갖추어야 할 최소한의 양적, 질적 요건)을 충족하여 감독당국의 승인을

단기금리의 변화는 은행의 위험수준에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 금리의 표준편차 1단위(1.57%p) 상승으로 은행 위험가중치는 6.63%p 하락하는 것으로 추정되었다. 이는 위험가중치의 표준편차(11.8%)의 약 56%에 해당하는 수준으로 금리가 은행 위험가중치의 변동을 일부분 설명한다고 볼 수 있다. 특히 이러한 영향은 기업대출을 중심으로 나타났음을 확인하였다. 아울러 은행이 내부등급법을 위험평가방식으로 채택한 경우 자산구조와 조달구조 변화는 은행의 위험수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 논문은 자기자본규제에서 도출한 은행별 위험수준을 이용하여 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴본 최초의 시도로 통화정책과 거시건전성정책과의 상호연계성을 분석하였다는 점에서 의의가 있다고 생각한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 은행의 위험수준에 대한 기존 연구를 살펴보고 연구주제를 설정한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 이용한 자료와 분석방법을 설명하였으며, 제Ⅳ장에서는 분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론과 시사점을 도출하였다.

Ⅱ. 은행의 위험수준

1. 기존연구와 연구주제 설정

통화정책의 위험선택경로(risk taking channel)는 완화적인 통화정책으로 인해 금융기관의 수익창출 기회가 제한됨에 따라 은행이 보다 위험을 적극적으로 부담하는 방향으로 자금을 운용하거나 조달한다는 주장이다(Rajan, 2005). 이러한 주장은 저금리 하에서 차주의 담보상황이 개선되거나 은행의 수익성 개선을 위해 은행대출을 늘리는

받은 은행이 자체 추정한 리스크 측정요소(부도율, 부도시손실률, 부도시익스포저)를 활용하여 신용 리스크에 대한 위험가중자산을 산출하는 방법을 말한다. 내부등급법은 기본내부등급법과 고급내부등급법으로 구분된다. 기본내부등급법은 기업익스포저에 대해 부도율만 은행의 자체모형에 의한 추정치를 사용하고 나머지 리스크 측정요소는 감독당국이 제시하는 추정치를 사용하며, 소매익스포저에 대해서는 모든 리스크 측정요소에 대해서 자체 추정치를 사용하는 방식을 말한다. 반면 고급내부등급법은 소매뿐만 아니라 기업익스포저에 대해서도 모든 리스크 측정요소를 자체 추정치를 사용하는 방식이다. 은행이 내부등급법을 적용할 경우 다수의 리스크 측정방식 중 자행의 리스크 특성과 관리능력에 맞는 방식을 선택할 수 있어 은행의 자율성이 확대될 수 있다(출처: 금융감독원 금융용어사전, http://fine.fss.or.kr/main/fin_tip/dic/financedic.jsp).

양적인 측면의 신용경로(credit channel)와는 구분되고 있다. 글로벌 금융위기 이후 은행의 위험선호경로에 대한 논의는 최소자본규제(minimum capital regulation)와 밀접히 관련되어 있다. Borio and Zhu(2012)는 은행에 대한 최소자본규제는 은행이 해당 규제를 충족하지 못하면 감당해야 할 비용이 너무 많이 들어 이를 준수하게 하는 효과(capital threshold effect)와 규제에 대응하기 위해 은행이 자금 조달 및 운용의 포트폴리오를 조정하는 등 리스크를 전반적으로 관리(perceive, manage and price risk)하게 하는 효과(capital framework effect)를 통해 은행의 행태에 영향을 미친다고 주장하고 있다. 결국, 금리 변화는 자본규제체계(capital framework) 하에서 은행의 자산구조를 변화시키고 위험수준(risk taking)에도 영향을 미치는 것이다.

이론적인 측면에서는 금리와 은행의 위험수준과의 관계는 명확하지 않다. 먼저 전통적인 포트폴리오 분배 모델(portfolio allocation model)은 외생적인 금리상승은 은행의 위험선호를 감소시킨다고 주장하고 있다. Fishburn and Porter(1976)는 안전자산에 대해 금리가 높아지면 이에 대한 자산배분이 늘어나 금융기관 전체 포트폴리오의 위험수준이 낮아진다는 것을 이론 모델을 통해 설명하고 있다. 아울러 투자가 일정한 수준(limited scalability)으로 이루어진다고 가정할 경우 무위험수익률의 상승은 투자에 대한 최소단위(hurdle rate)를 올려 위험자산에 대한 투자가 감소한다고 주장하고 있다(Chodorow-Reich, 2014). 수익률추구(search for yield) 이론에서는 은행의 부채가 장기이고 자산이 단기일 경우 시장금리가 하락하면 자산부채의 만기구조의 차이에 따른 수익구조 악화로 은행이 보다 위험한 자산을 선호한다고 보고 있다(Rajan, 2005; Dell'Ariccia, Laeven, and Marquez, 2014). 위험전이이론(risk shift model)에서는 금리상승은 오히려 은행의 위험수준을 높인다고 주장하고 있다. 금리상승으로 예금에 대한 이자부담이 증가하게 된 은행은 유한책임(limited liability)과 대리인 문제(agency problem)로 리스크를 늘릴 유인을 갖게 된다. 결국 위험전이효과(risk shifting effect)는 자본구조가 취약한 은행일수록 금리의 변화에 대해 위험수준이 더욱 더 민감하게 반응하고 이러한 경향은 금리가 상승하고 은행의 수익구조가 악화될 때 더 심해질 수 있다고 주장한다(Stiglitz and Weiss, 1981; Hellmann, Murdock, and Stiglitz, 2000; Acharya and Viswanathan, 2011). 한편 Agur and Demertzis(2015)는 금리변화에 따른 은행의 수익효과와 레버리지효과의 크기에 따라 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향이 다르다고 주장하고 있다. 즉 금리 상승으로 자금조달 비용이 높아져 수익성이 악화될 경우 위험자산투자를 늘리는 효과(profit channel)와 더불어, 자금조달 비용 상승으로 레버리지를 줄이게 되어 위험자산에 대한 투자를 축소하는

효과(leverage channel)가 있다고 주장하고, 저금리 하에서 레버리지효과가 수익효과보다 우세할 경우 위험선호경로가 발생한다고 설명하고 있다. 이와 같이 금리와 은행이 부담하는 위험수준과의 관계에 대해 상반된 이론이 있으므로 Dell’Ariccia et al.(2014)는 이의 관계가 은행의 대출금리 조절능력에 따른 은행의 수익구조 및 자본구조의 취약성에 달려 있다고 주장하고 있다. 이상을 통해 살펴본 바와 같이 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향은 은행의 레버리지, 자본구조, 수익구조, 자산 및 부채구조 등 다양한 요인에 의해 영향을 받기 때문에 이는 실증분석(empirical question)을 통해 확인할 필요가 있다.

통화정책 위험선호경로에 대한 기존 연구에서는 은행의 위험수준을 직접적으로 측정하기 어려워 이에 대해 다양한 대용변수를 사용하고 있다. <Table 1>에서 보여주는 바와 같이 관련 논문에서 이용된 은행의 위험선호 지표는 크게 시장지표(market index), 은행지표(bank’s index), 설문조사지표(survey index)로 구분할 수 있다. Gambacorta(2009), Altunbas et al.(2014)은 은행의 위험선호 지표로 은행의 부도위험(EDF: Expected Default Frequency)을 이용하여 완화적인 통화정책이 유럽과 미국 은행의 EDF를 상승시킨다고 주장하고 있다. 하지만 EDF는 은행의 자산·부채와 주가 데이터를 바탕으로 산출하는 것으로 금융시장에서 인식하는 은행의 부도위험을 나타내므로 이를 은행이 부담하는 위험수준으로 간주하기는 적절하지 않다고 여겨진다. Delis and Kouretas(2011), Delis, Hasan, and Mylonidis(2011)은 은행의 위험자산비율²⁾을 은행의 위험선호 지표로 이용하여 저금리 상황이 유럽과 미국 은행들의 위험인식을 완화시켜 위험자산비율을 상승시키고 있음을 보이고 있다. 은행의 위험자산을 총자산에서 현금 및 예치금, 국공채 등 안정 자산으로 간주되는 자산을 제외한 것으로 정의하고 있어 다양한 기업대출 및 가계대출의 위험을 단일하게 간주하며 비이자 자산에 대한 위험수준을 간과한 약점이 있다. Ioannidou, Ongena, and Peydró(2014)은 볼리비아 가계대출의 대출 후 부도까지 걸리는 시간을 이용하여 미국의 기준금리(US federal funds rate)가 낮은 시기에 발생한 신규대출의 경우 부도확률이 증가하였음을 보이고 있으며 Jiménez, Ongena, Peydró, and Sauria(2014)은 스페인의 개별대출 승인여부 자료를 이용하여 저금리 기조가 지속되면 은행들이 신용상태가 열악한 차주에 대해 신규대출을 늘린다는 점을 보이고 있다. 한편 Maddaloni and Peydró(2013), Afanasyeva and Güntner(2014), Buch et al.(2014) 등은 유럽과 미국의 대출기준 서베이자료를 이용하여 저금리 하에서 은행의 대출기준이 완화된다는 결과를 제시하였다. Dell’Ariccia,

2) 은행의 위험자산비율은 [총자산-(현금 및 예치금, 국공채)/총자산] 비율로서 신용위험과 시장위험에 노출된 자산이다.

Laeven, and Suarez(2017)은 미 연준의 대출행태조사(Survey of Terms of Business Lending, STBL) 상 은행이 특정대출에 부여한 위험도³⁾를 분석하였는데 이는 특정시기에 시행된 신규대출만을 대상으로 한다는 점에서 본 연구와 같이 종합적인 위험선호 지표를 사용한 것은 아니다.

한편 은행의 위험선호경로는 개별은행의 특징과 동 산업구조 등에 따라 다르게 나타나고 있다. Brissimis and Delis(2010)는 은행의 위험지표로 부실대출비율을 이용하여 유동성과 자본비율이 높은 은행일수록 위험선호성향이 약하였지만 일부 은행의 경우 통화정책이 긴축적으로 전환되어 자금조달 비용이 늘어나는 가운데에도 추가적인 위험선호성향을 지속한다고 분석하였다. Buch et al.(2014), Jiménez et al.(2014) 등은 소규모 은행들이 저금리하에서 더 강한 위험선호성향이 있음을 보였으며 Delis and Kouretas(2011), Delis et al.(2011), Eid(2011) 등은 유럽, 미국, 프랑스 은행의 경우 부외자산, 비이자수익, 비대출자산 등과 같은 비전통적인 은행영업 규모가 클수록 위험선호성향이 크게 나타남을 보였다. 한편 Cecchetti, Genberg, and Wadhwani(2003)과 Filardo(2011)는 금융기관의 위험선호성향이 강화되면 금융시스템의 취약성이 확대되므로 자산가격불일치(asset price misalignments, “bubble”) 상황이 금융불균형(financial imbalances)에 미치는 영향을 최소화하기 위하여 통화정책 목표에 금융안정을 효과적으로 반영하는 것이 중요한 과제라고 주장하고 있다.

한국의 통화정책 위험선호경로에 대한 연구는 많은 편은 아니다. Kim(2014)은 우리나라 5개 은행의 미시지표 및 CDS 프리미엄을 동적패널회귀분석으로 분석한 결과 저금리 지속기간이 길어질수록 위험선호가 강화되면서 은행들의 CDS 프리미엄이 상승함을 보이고 있다. 최원형·윤용만(2019)은 은행의 위험수준에 대한 지표로 부실여신 비율을 사용하여 우리나라의 경우 통화정책의 위험선호경로가 작동하고 있음을 보이고 있다. 하지만 부실여신비율은 은행의 부실여신에 대한 사후 지표로 매분기말 대손상각을 통해 그 비율이 조정되는 등 시장금리에 따라 은행이 선택하는 위험수준으로 간주하는데 한계가 있다고 여겨진다.

본 논문에서는 은행의 위험수준을 나타내는 지표로 은행의 바젤은행감독위원회(Basel Committee on Banking Supervision, 이하 BCBS)의 최소자본규제로부터 산출한 자산의 위험가중치를 이용하였다. 해당 지표는 국제적인 정합성을 유지하고 감독당국의 규제를

3) 미 연준에서는 매분기 대출행태조사(STBL)를 실시하는데 이는 미국 내 400개 은행을 대상으로 하고 분기 중간월 첫 번째 주에 시행된 신규대출에 부여한 위험도를 1부터 5까지 척도화하여 조사한다.

받고 있어 은행의 위험수준을 객관적이며 엄밀히 대표한다고 생각한다. 금리, 은행의 수익 및 자본구조가 이러한 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴보고 바젤Ⅱ 이후 도입된 내부등급법의 이에 대한 효과도 자산구조 변화를 감안하여 살펴보았다.

<Table 1> Banks' Risk-Taking Measures

<Table 1> shows the indicators of the risk level of banks used in previous studies. The risk level indicators used so far can be divided into the market index, banks index and survey index. The market index includes the bank's EDF (expected default frequency) and CDS spread. The banks index includes various bank indicators, which are the ratio of risk assets to total assets, non-performing loan ratio, Z-index, granting of loan applications, and loan loss provision. The survey index includes the changes in lending standards, the net percentage of banks increasing collateral requirements and degree of tightening loan covenants, share of high risk loans and loan risk rating.

Measures for banks' risk-taking	
Market Index	<ul style="list-style-type: none"> • Expected default frequency (EDF) by Moody's KMV model(Gambacorta, 2009; Altunbas, Gambacorta, and Marques-Ibanez, 2014; Eid, 2011) • CDS spread (Kim, 2014)
Banks Index	<ul style="list-style-type: none"> • Ratio of risk assets to total assets (risk assets include all bank assets except cash, government securities and balances due from other banks: Delis and Kouretas, 2011; Delis et al., 2011) • Ratio of non-performing loans to total loans (Delis et al., 2011) • Z-index= $(ROA+EA)/\alpha(ROA)$, where EA is the equity-to-asset ratio and $\alpha(ROA)$ is the standard deviation of ROA over the last twelve quarters (Delis et al., 2011; Eid, 2011) • Granting of loan applications (Jiménez et al., 2014) • Time to loan default or repayment (Ioannidou et al., 2014) • Loan loss provision to total loans (Eid, 2011) • Standard deviations of ROA and ROE (Eid, 2011)
Survey Index	<ul style="list-style-type: none"> • Bank lending survey: the changes in lending standards over the previous three months. (Maddaloni and Peydró, 2011) • Survey on bank lending practices: net percentage of banks increasing collateral requirements, degree of tightening loan covenants (Afanasyeva and Güntner, 2014) • Survey of terms of business lending: share of high risk loans (Buch et al., 2014), Loan risk rating (Dell'Ariccia et al., 2017)

2. 국내 은행의 위험수준

본 논문에서는 은행의 위험수준을 나타내는 지표로 식 (1)과 같이 BIS 자기자본

비율의 신용위험 산정대상 위험가중자산⁴⁾으로부터 도출한 은행의 위험가중치(w)를 이용하였다. 해당 위험가중치는 은행들이 정기적으로 제출하는 업무보고서⁵⁾를 통해 계산하였다. 이와 같이 BIS 규제비율에서 산출한 은행 자산의 위험가중치는 BCBS의 가이드라인과 감독당국이 정한 방법에 따라 산정하고 있어 시기별 은행간 비교가 가능하며 은행이 보유하고 있는 모든 자산뿐만 아니라 기업대출 및 가계대출과 같이 은행의 주요 대출에 대한 위험수준을 정기적으로 파악할 수 있다는 장점이 있다.

$$BIS비율 = \frac{\text{자기자본}}{\text{위험가중자산}} \times 100 = \frac{\text{자기자본}}{\text{위험가중치}(w) \times \text{위험산정대상자산}} \times 100 \quad (1)$$

이와 같이 BIS비율에서 도출한 위험가중치를 은행의 위험수준으로 이용할 때는 몇 가지 유의해야 할 사항이 있다. 우선 BIS비율 규제체제의 변화로 인한 위험가중치의 변화를 측정하여야 한다. 이를 통해 위험가중치의 변화로 측정된 은행의 위험수준 변화가 규제체제의 변화에 기인한 것인지 아니면 은행의 자금조달 및 운용행태의 변화와 금리 변화와 같은 외생적인 요인에 의한 것인지 구분할 수 있다. 본 논문의 분석기간인 2000년 3월부터 2018년 6월까지 최저자본 규제체제는 국제적으로 상당히 변화하였다. 우리나라의 경우 1998년 외환위기 시 부실금융기관 선정 기준으로 바젤 I 을 적용하였으며⁶⁾ 2008년 1월에는 바젤 II 를 도입하고 2년간 병행 산출기간을 설정하였다.⁷⁾ 바젤 I 은 대출 종류에

-
- 4) BIS 자기자본비율 산출시 분모에 해당하는 자산부분으로 대차대조표상의 자산계정의 단순 합이 아니라 은행의 실질적인 리스크를 반영하기 위해 각 익스포저에 해당 익스포저의 위험 정도를 반영한 위험가중치를 적용한 합산금액이다. 총위험가중자산은 신용위험가중자산, 시장위험가중자산 및 운영위험가중자산으로 구성된다. 신용리스크의 경우 은행으로 하여금 표준방법과 내부등급법 중에서 선택하여 위험가중자산을 산출하도록 하고 있다. 예를 들어 신용위험가중자산의 경우 표준방법을 적용하는 은행은 정부, 은행, 기업 등 거래상대방별로 해당 익스포저 금액에 위험가중치를 곱하여 합산하고, 내부등급법의 경우 위험가중치는 익스포저 구분에 따라 부도율(PD), 부도시 손실율(LGD), 부도시 익스포저(EAD), 유효 만기를 이용하여 산출한다(출처: 금융감독원 금융용어사전, http://fine.fss.or.kr/main/fin_tip/dic/financedic.jsp).
- 5) 본 연구에서 이용한 보고서는 위험가중자산 내역을 자산그룹별 B/S자산, 미사용한도, EAD, 위험가중치, 위험가중자산에 대한 정보를 제공하고 있다. 보고서 양식은 바젤타입과 표준방법과 내부방법에 따라 다소 다르다. 예를 들어 바젤 III 내부방법 보고서는 자산을 정부익스포저, 은행익스포저, 기업익스포저(기업, 중소기업, 특수금융<상업용부동산>), 소매익스포저(주거용주택담보 익스포저, 적격회전거래익스포저, 기타 소매 : 개인, 중소기업), 주식익스포저, 집합투자증권, 유동화익스포저, 장외파생상품, 환매조건부거래 및 신용용자거래, 기타의 자산 익스포저, 자회사·해외지점으로 구분하고 있다. 최근 보고서 양식은 아래의 금융감독원 홈페이지에서 확인할 수 있다([http://www.fss.or.kr/fss/kr/bbs/view.jsp?url=/fss/kr/1207396516899&bbsid=1207396516899&idx=1517359671256&num=55&title=%2718.1.1%BF%F9%20%BE%F7%B9%AB%BA%B8%B0%ED%BC%AD\(%2718.1.31.%20%BD%C3%C7%E0\)](http://www.fss.or.kr/fss/kr/bbs/view.jsp?url=/fss/kr/1207396516899&bbsid=1207396516899&idx=1517359671256&num=55&title=%2718.1.1%BF%F9%20%BE%F7%B9%AB%BA%B8%B0%ED%BC%AD(%2718.1.31.%20%BD%C3%C7%E0))).
- 6) 보도자료, “금융구조조정 추진방안”, 금융감독원, 1998.6.20.

따라 동일한 위험가중치를 적용한 반면 바젤Ⅱ는 차주의 신용상태에 따라 위험가중치를 다르게 적용하였다. 바젤Ⅱ의 위험가중치 산정방법은 외부 신용평가기관이 평가한 신용등급에 따라 BCBS가 사전에 정한 위험가중치를 차등 적용(0~1,250%)하는 표준방법과 은행이 감독당국의 승인을 받아 은행 자체의 내부 신용평가모형에 따라 위험가중치를 정하는 내부등급법으로 구분할 수 있다. 우리나라의 경우 바젤Ⅲ는 2013년 12월부터 도입되었다. 바젤Ⅲ는 은행이 위험가중자산과 관련하여 보유해야 할 자본의 규모를 보통주자본, 기본자본, 총자본에 따라 세분화하였으며 자본의 유형 및 자본 인정요건을 개선하였다. 아울러 장외파생상품의 신용위험을 추가로 인식하는 등 거래상대방 신용리스크에 대해 규제를 강화하고 외부신용등급에 대한 의존도를 축소하였다.⁸⁾ 이와 같이 일관된 기준으로 은행의 자산종류 등에 따라 추정된 위험가중치는 은행 자산의 위험수준을 나타내는 지표로 간주할 수 있다.

<Figure 1>에서는 식 (1)로부터 도출한 국내 은행의 위험가중치를 표준방법과 내부등급법으로 구분하여 살펴보았다. 은행의 위험가중치는 바젤규제 변화시 위험가중치가 대체적으로 하락하는 모습을 보이는데 바젤Ⅱ 도입 이후 은행이 내부등급법을 이용하여 산출한 위험가중치가 표준방법을 적용한 위험가중치에 비해 낮음을 알 수 있다.⁹⁾ 은행별로 내부등급법 채택시기가 다소 다른데 시중은행의 경우 대부분 2008년 중 내부등급법을 채택하였으며 지방은행은 2011년부터 내부등급법을 사용하기 시작하였다.

<Figure 2>는 은행의 기업대출과 가계대출의 위험가중치 추이를 보여주고 있다. 기업대출과 가계대출의 위험가중치는 바젤Ⅱ 도입기간인 2008~2009년 중 크게 하락 후 일정 수준을 유지하다가 2015년 이후 하향세를 보이고 있다. 이와 같이 은행의 위험선호행태는 위험평가방식에 의해서도 큰 영향을 받고 있다. 이에 따라 분석 모델에서 은행별 위험평가방식 변경시점을 변수로 추가하여 위험평가방식이 은행의 위험수준에 미치는 영향을 통제하였다.

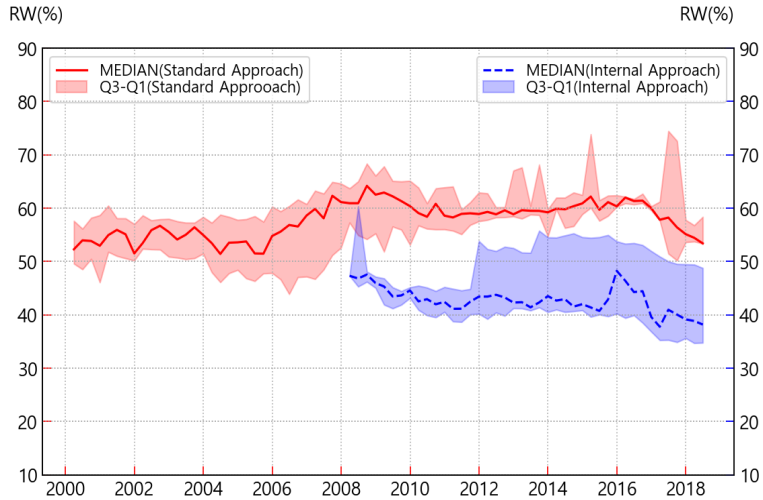
7) 보도자료, “바젤Ⅰ·바젤Ⅱ 병행산출기간 연장”, 금융감독원, 2008.11.5.

8) 보도자료, “바젤Ⅲ에 따른 강화된 자본규제를 국내은행에 시행”, 금융위원회·금융감독원, 2013.11.25.

9) 금융감독원은 위험가중치 하락으로 표준방법에 비해 내부등급법 적용 은행의 BIS비율이 상승하는 것은 위험가중치 산정기준이 느슨하기 때문이 아니라 은행이 보유자산에 대해 정교하게 리스크를 평가하고 효율적으로 자본을 관리하고 있다고 밝히고 있다. 아울러 바젤Ⅱ 내부등급법을 적용한 국내 은행의 경우 평균적으로 BIS비율이 1.1%p 상승한 것으로 나타났으며 이는 바젤위원회의 “BaselⅡ BIS비율 영향 분석 보고서”에서 제시한 BIS비율 상승요인과 비슷한 수준 인 것으로 나타났다고 발표하였다(보도자료, “머니투데이 『BIS비율 상승공신 ‘내부등급법’기사에 대한 해명』, 금융감독원, 2009.09.23).

<Figure 1> Risk Weight of Banks

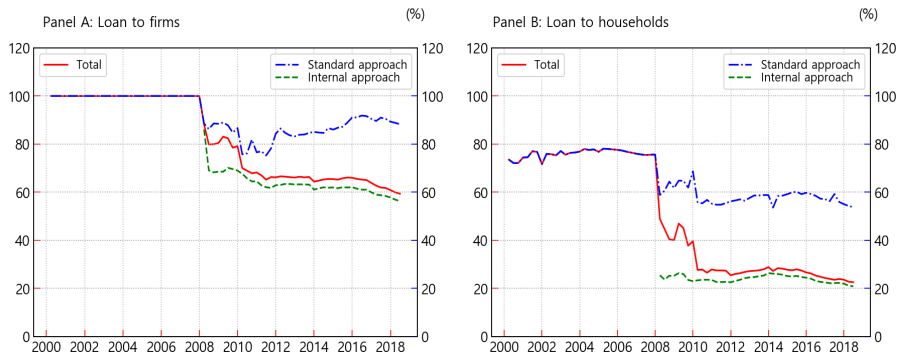
<Figure 1> shows the risk weight (RW) of Korean banks derived from the BIS capital ratio. Bank can use the two types of approaches to calculate the risk weight of assets: the standardised approach and the internal ratings-based approach. After the introduction of Basel II, the risk weight calculated by the bank using the internal ratings-based approach is lower than that of the standardised approach.



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations.

<Figure 2> Risk Weight on Loans to Firms and Households

<Figure 2> shows the risk weight trends of banks' loans to the firms and households. Each risk weight is a weighted average of banks' risk weights assigned to loans. The risk weight of firm loans and household loans have remained generally flat after a significant decline during the Basel II introduction period of 2008~2009, but have been declining since 2015.



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations.

Ⅲ. 자료와 분석방법

본 장에서는 본 논문에서 이용하고 있는 자료, 변수 및 분석방법을 살펴보고자 한다.

1. 자료 및 변수

본 논문에서는 업무보고서를 통해 입수한 은행별 자료를 바탕으로 구축한 위험가중치 등의 패널자료를 이용하였다. 자료의 주기는 분기이며 대상기간은 2000년 3월부터 2018년 6월까지이다. <Table 2>는 본 연구에서 사용한 주요 변수의 정의 및 자료 출처를 보여주고 있다. 시장금리 변수로는 91일물 CD금리를 이용하였다. 한편 한국은행이 은행 업무보고서를 통해 입수한 개별은행의 자본구조, 수익구조 및 자금 조달·운용구조에 대한 다양한 정보를 분석에 이용하였다. 자산에 대한 위험수준은 식 (1)에서와 같이 은행별 BIS비율에서 도출한 위험가중치(risk weight)를 이용하였다. 은행의 자본구조에 대한 변수로 BIS비율, 위험평가시 내부등급법 채택 여부, 로그 위험가중자산을 이용하였다. 이때 내부등급법 채택 여부는 터미변수로 은행이 내부등급법을 이용하는 시기에는 '1'을 부여하였다. 은행의 수익구조에 대한 변수로 로그 영업이익을 이용하였으며 은행의 자금 조달·운용구조에 대한 변수로는 수신비율, 여신비율, 단기자산비율, 단기여신비율, 대출만기¹⁰⁾ 및 가계대출비중을 이용하였다. 아울러 은행의 자산건전성 지표로 무수익여신비율을 이용하였으며 거시경제변수로는 경기동행지수 순환변동치와 주택가격상승률을 이용하였다.

<Table 3>은 2000년 3월부터 2018년 6월까지 기간 동안 본 연구에서 사용한 주요 변수들의 기초통계량이다. 본 논문의 분석대상 변수인 은행의 위험가중치 평균은 53.6%이다. 은행은 평균적으로 112.9조원의 위험가중자산을 보유하고 있으며 BIS비율은 13.6%이다. 한편 은행의 영업이익은 평균적으로 0.41조 원이었다. 아울러 자산 및 부채의 특성을 살펴보면 총자산 대비 여신 및 수신은 평균적으로 62.9% 및 66.8%이며 전체 대출 중 가계대출 비중은 37.0%인 것으로 나타났다. 또한 만기 3개월 미만의 수신 및 자산 비중은 평균적으로 각각 28.0% 및 23.4%이다. 변동성을 살펴보면 은행의 외형적 성장과

10) 대출만기는 대출만기구간별 중간시점을 이용하여 구하였다.

관련된 자기자본 및 위험가중자산 규모가 다른 변수에 비해 변동성이 크며 은행의 수익을 나타내는 영업이익도 변동성이 크다.

<Figure 3>은 은행의 위험평가대상 자산 중 위험평가방식에 따른 비중이다. 2018년 6월말 현재 은행의 위험평가대상 자산의 95.5%가 2008년 바젤II 이후 도입된 내부등급법에 의해 평가되고 있다. 이처럼 대부분 은행의 위험평가대상자산이 내부등급법에 의해 평가됨으로써 경제상황 변화에 따른 은행의 평가방법 변화와 적절성에 대해 지속적인 모니터링이 필요하다고 여겨진다.

<Table 2> Definitions and Sources of Variables

<Table 2> presents the definitions of variables and data sources used in this study. The 91 day CD rate was used as the market interest rate. Meanwhile, we used the capital structure, profit structure, and funding and management structure of individual banks, which were obtained from the bank reports. As for the risk level for assets, the risk weight derived from the BIS capital ratio of each bank was used. We also used the BIS capital ratio, whether the internal ratings-based approach was adopted in risk assessment, and log risk-weighted assets. The adoption of the internal ratings-based approach is a dummy variable, and '1' is given when the bank uses the internal ratings-based approach. Log operating profit was used as a variable for the bank's profit. We also used the deposit to asset ratio, loan to asset ratio, short-term deposit ratio, short-term asset ratio, and loan maturity and household loan ratio. Also, we used the non-performing loan ratio as the asset quality indicator of the bank and used the business cycle coincidence index and growth rate of house price as macroeconomic variables.

Variable	Definition	Source
Risk weight	Risk wight derived form BIS ratio	Bank of Korea
Interest rate	CD Interest rate (91 Days)	KOFIA*
BIS ratio	BIS capital ratio	Bank of Korea
Type of risk assessment	Internal ratings-based approach 1, standardised approach 0	Bank of Korea
Risky asset	Assets exposed to risk	Bank of Korea
Profit	Operating profit	Bank of Korea
Deposit-to-asset ratio	Deposit/Asset	Bank of Korea
Loan-to-asset ratio	Loan/Asset	Bank of Korea
Short-term deposit ratio	Deposit within 3 month maturities/Deposit	Bank of Korea
Short-term asset ratio	Deposit within 3 month maturities/Asset	Bank of Korea
Loan maturity	Loan maturity (Unit : Month)	Bank of Korea
Ratio of household loan	Household loan/Loan	Bank of Korea
Non-performing loan ratio	Non-performing loan/Loan	Bank of Korea
Business cycle coincidence index	Detrended business cycle coincidence index	Statistics Korea
Growth rate of house price (YoY)	Growth rate of house price index (YoY)	Kookmin Bank

* Korea Financial Investment Association.

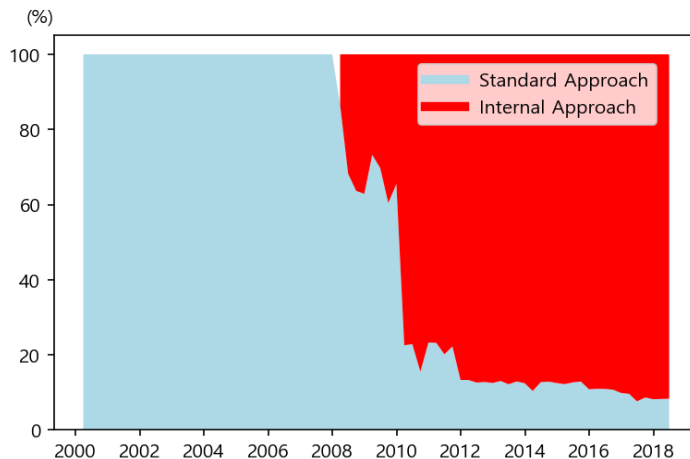
<Table 3> Summary Statistics

<Table 3> presents the summary statistics of the variables used in this study from March 2000 to June 2018. The average risk-weight of banks is 53.6%. On average, banks have risk-weighted assets of 112.9 trillion Korean won and a BIS capital ratio of 13.6%. Meanwhile, bank profits averaged 0.41 trillion Korean won. In addition the deposit to asset ratio and loan to asset ratio are 62.9% and 66.8% respectively on average, and the household loan ratio is 37.0% on average. Also, the short term deposit ratio and assets below three-month maturity are 28.0% and 23.4%, respectively.

	Mean	p25	Median	p75	S.D
Interest rate (%)	3.78	2.74	3.66	4.99	1.57
Risk weight (%)	53.6	44.4	54.0	59.8	11.8
BIS ratio (%)	13.6	10.8	13.3	16.0	3.55
Profit (Trillion won)	0.41	0.06	0.23	0.70	0.61
Risk weight asset (Trillion won)	112.9	19.8	64.2	178.0	115.2
Deposit-to-asset ratio (%)	66.8	63.1	71.8	77.0	15.9
Loan-to-asset ratio (%)	62.9	55.7	65.1	71.6	11.4
Short term deposit ratio (%)	28.0	20.7	26.8	34.5	10.9
Short term asset ratio (%)	23.4	15.9	20.2	27.8	10.4
Loan maturity (Month)	39.0	20.3	30.4	47.5	27.8
Household loan ratio (%)	37.0	26.2	33.1	49.0	17.4
Non-performing loan ratio (%)	1.65	0.80	1.13	1.71	1.87
Growth rate of house price (%)	3.89	1.36	2.65	5.04	4.34

<Figure 3> Shares of Risk-weighted Assets using the Standardised or Internal Ratings-based Approaches

<Figure 3> shows the proportion of banks' assets by risk assessment method. As of the end of June 2018, 95.5% of the bank's assets were assessed by the internal ratings-based approach which was introduced by Basel II in 2008.



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations

표준방법과 내부등급법 적용 시기에 따라 주요 변수의 평균값이 차이 나는지를 검정해 보았는데 그 결과를 <Table 4>에 제시하였다. 검정결과 예금비율을 제외한 대부분의 변수가 위험평가방식에 따라 평균적으로 차이를 보였다.

<Table 4> Difference Tests for the Variables Between the Risk Assessment Approaches

<Table 4> presents the difference test for the variables between the risk assessment approaches according to the time of applying the standardised approach and the internal ratings-based approach. In this test the heteroscedasticity is considered. As a result of the test, most of the variables except the deposit ratio differed according to the risk assessment method.

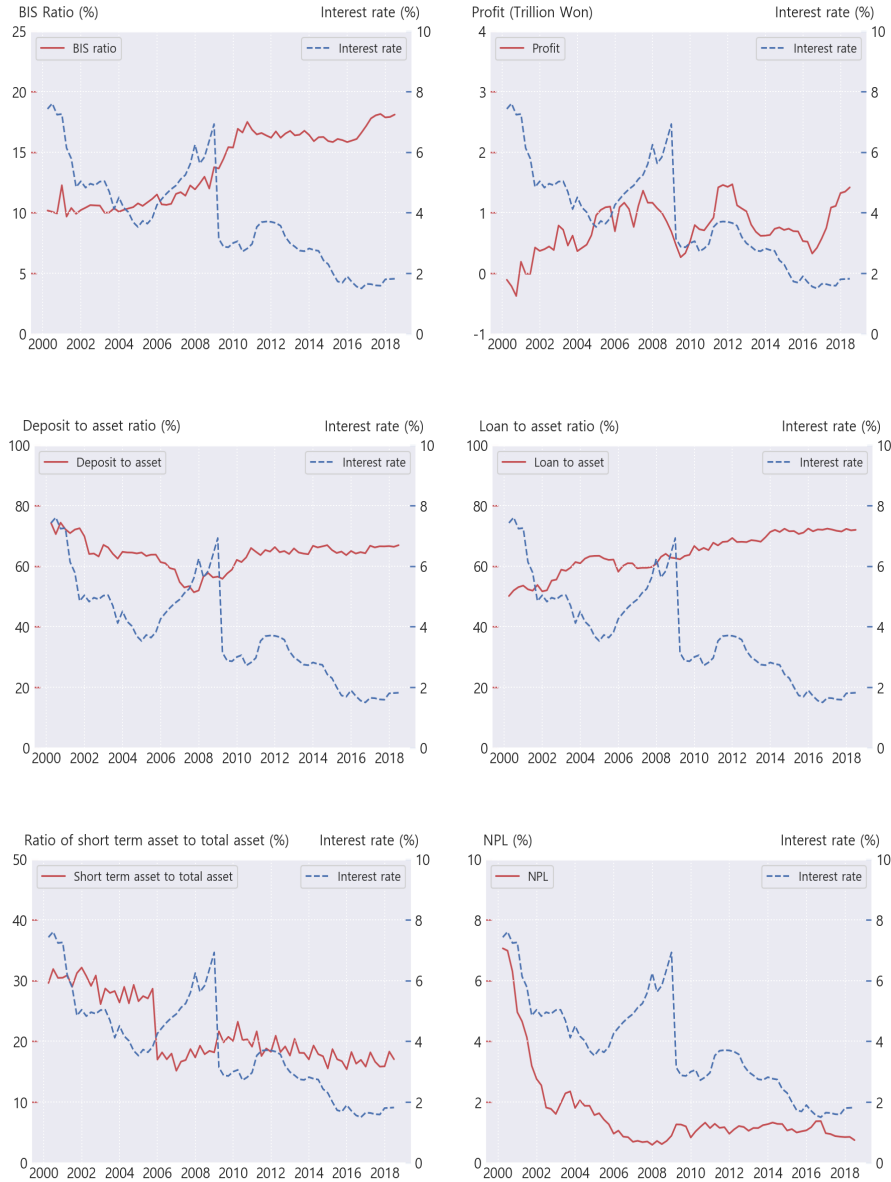
	Standardised approach (A)	Internal ratings-based approach (B)	Difference (A-B)	Difference test p-value
Risk weight (%)	56.9	46.5	9.4	0.000
BIS ratio (%)	12.3	16.4	-4.1	0.000
LN asset	3.12	4.76	-1.63	0.000
LN profit	-1.89	-0.60	-1.29	0.000
Deposit-to-asset ratio (%)	63.6	64.9	-1.3	0.318
Loan-to-asset ratio (%)	60.3	68.2	-7.9	0.000
Short-term deposit ratio (%)	29.4	21.3	8.1	0.000
Short-term asset ratio (%)	25.9	18.0	7.9	0.000
Ratio of household loan (%)	32.6	41.4	-8.8	0.000
Non-performing loan ratio (%)	1.9	1.1	0.8	0.000

<Figure 4>는 본 논문에서 사용한 은행의 주요 변수와 금리의 추이를 비교하여 보여주고 있다. 은행별 자료는 매분기말 기준 은행별 자산을 기준으로 가중평균하여 구하였다. 특히 이익은 해당 분기 말 기준 과거 1년간 은행별 영업이익(operating profit)을 해당 분기 말 기준 은행별 자산을 이용하여 가중평균하였다.

한편 <Figure 5>는 금리 및 BIS비율과 은행의 위험수준과의 관계를 보여주고 있는데 은행의 위험수준과 금리 및 BIS비율과의 관계는 은행의 내부등급법 도입여부에 따라 그 방향이 달라짐을 확인할 수 있다. 은행이 BCBS와 감독당국이 정한 표준방법을 사용하여 위험을 측정할 경우 금리와 위험가중치는 역(-)의 관계를 보이는 반면, 내부등급법을 사용할 경우 두 변수는 정(+)의 관계를 보이고 있다. 한편 BIS비율과 위험가중치와의 관계를 살펴보면 내부등급법을 사용하는 은행의 경우 BIS비율과 위험수준과의 관계가 역(-)의 관계를 보이고 있음을 확인할 수 있다.

<Figure 4> Main Variables of Banks

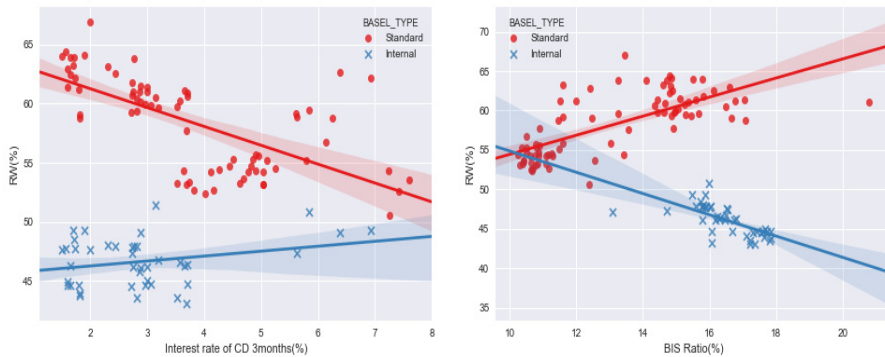
<Figure 4> shows the relation between the main bank variables and short-term interest rates. Bank data were obtained by a weighted average based on assets as of the end of each quarter. In particular, profits was calculated by adding up the one-year operating profit at the end of each quarter.



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations.

<Figure 5> Risk Weight and Interest Rates, BIS Ratio

<Figure 5> shows the relationship between the bank's risk level and interest rate/BIS ratio. These relationships depend on the bank's risk assessment method. If the bank measures risk using the standardised approach established by BCBS, interest rates and risk weights are inversely related, whereas the relationship is positive for banks using the internal ratings-based approach. On the other hand, the relationship between the BIS ratio and risk weight has an inverse relationship in the case of banks using the internal ratings-based approach.



Sources: Bank of Korea, Authors' calculations.

2. 분석 방법

본 연구에서는 금리와 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 분석함으로써 우리나라 은행의 위험수준을 결정하는 요인을 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 은행의 이질성을 통제하기 위해 고정효과(fixed effect)를 고려한 동적패널 모형(dynamic panel model)¹¹⁾을 식 (2)와 같이 설정하고 이를 system GMM(Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998)을 이용¹²⁾하여 추정하였다.

- 11) Woodridge 검정을 이용하여 일반패널모형(static panel data model)에서 고정효과를 제외한 오차의 자기상관이 존재하는지 확인해 본 결과 유의값(p-value)가 매우 작아 오차에 자기상관이 존재한다고 할 수 있다. 이에 따라 동적패널모형을 고려하였다.
- 12) System GMM 추정법에서는 동적패널모형의 내생성 문제를 해결하기 위해 설명변수로 포함된 종속변수의 과거 시차변수를 도구변수로 사용한다. 분석대상 은행 패널이 상대적으로 기간은 길고 전체 은행 수는 적어 모든 과거 시차변수를 도구변수로 사용할 경우 Hansen 검정의 검정력(power)이 저하되어 도구변수의 적절성을 확인할 수 없다. 따라서 실제 추정시에는 종속변수의 추가 과거 2시차까지만 도구변수로 사용하고 추정결과와 강건성을 확인하기 위해 주성분분석(principle component analysis)을 통해 도구변수 행렬의 고유값(eigenvalues)이 1 이상인 성분만 도구변수로 사용한 경우도 추정하였다. 한편 이 추정결과가 논문의 결과와 차이가 없어 제시하지 않았다.

$$w_{i,t} = \alpha w_{i,t-1} + \beta r_{i,t-1} + X_{i,t-1}' \gamma_1 + (X_{i,t-1} \otimes r_{i,t-1})' \gamma_2 + Z_{i,t-1}' \delta + \eta_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

모델에서 아래첨자 i 는 은행, t 는 2000년 3월부터 2018년 6월까지의 매 분기를 나타낸다. 종속변수인 $w_{i,t}$ 는 은행 자산에 대한 위험가중치이며 $r_{i,t-1}$ 는 시장금리(91일물 CD금리)를 의미한다. Rajan(2006), Borio and Zhu(2012)는 금리 변화로 은행의 수익성이 영향을 받을 때 은행의 위험수준을 조정한다고 보고 있으며 Dell'Ariccia et al.(2014)은 은행의 보유자본 수준이 낮고 레버리지 수준이 높은 경우 금리 인하시 은행은 대출 등 자산에 대한 모니터링을 강화(위험선호 약화)할 수 있다고 이론적으로 설명하였다. 이러한 선행연구의 결과에 따라 은행의 BIS비율과 로그 영업이익을 은행의 위험수준에 영향을 미치는 주요 변수($X_{i,t-1}$)로 설정하였고 금리와의 교차항($X \otimes r$)도 모형에 고려하였다. Z 는 통제변수로 은행 특성변수, 외생적 통제변수로 구성된 벡터이다. 통제변수는 Kashyap and Stein(2000), Delis and Kouretas(2011), Dell'Ariccia et al.(2017) 등을 참조하여 위험가중자산 규모(Risk weight asset), 총대출 중 가계대출 비율(Household loan ratio), 총자산 대비 수신비율(Deposit to asset ratio), 단기자산비율(Short-term asset ratio), 월 기준 대출평균만기(Loan maturity), 무수익여신비율(Non-performing loan ratio), 거시 경제상황을 나타내는 경기동행지수 순환변동치(Business cycle coincidence index), 가계대출 수요측 압력을 나타낼 수 있는 전국기준 주택가격상승률(Growth rate of house price)을 이용하였다. 한편 분석에 이용한 은행은 크게 전국을 대상으로 영업하는 대형 시중은행, 거점 지방을 중심으로 영업하는 소형 지방은행, 그리고 특수 목적으로 설립된 특수은행으로 구분할 수 있다. 이러한 은행의 이에 따라 지방은행 더미(Bank type dummy I)와 특수은행 더미(Bank type dummy II)를 모델에 포함하였다.

한편 <Figure 1>에서 보이는 바와 같이 은행이 자산의 위험수준을 평가할 때 내부등급법을 사용하게 되면 위험가중치가 전반적으로 바뀌게 되는 효과가 있다. 이에 따라 은행의 위험측정시 내부등급법 채택여부에 관한 더미변수(Risk assessment dummy)를 추가한 모형과 더불어 은행이 표준방법을 사용한 시기와 내부등급법을 이용한 시기를 추정하였다. 한편 은행 자산의 대부분을 차지하는 대출을 크게 가계대출과 기업대출로 구분할 수 있다. 이에 따라 은행 자산의 위험가중치를 보다 세분하여, 종속변수를 기업대출 및 가계대출에 대한 위험가중치로 세분화하여 금리 및 은행의 자산구조가 해당 대출 위험가중에 미치는 영향을 분석하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 금리가 은행의 위험수준에 미치는 영향

여기에서는 본 연구에서 사용한 동적패널분석의 결과를 살펴보고자 하다. 종속변수는 은행의 위험산정대상에 대한 위험가중치이며 <Table 5>는 식 (2)를 이용한 추정결과이며, 추정결과는 위험자산 평가기준별로 제시하였다.¹³⁾ 이를 통해 은행에 대한 거시건전성정책수단인 BIS자기자본규제 틀/framework의 변화가 은행의 위험선호에 어떠한 영향을 미치는지를 평가할 수 있다.

<Table 5> 열 (1)~(3)은 모든 은행을 대상으로 한 분석결과로 위험평가방법으로 내부등급법을 사용한 경우 터미를 사용하였다. 열 (4)~(6)은 위험자산 평가기준으로 표준방법(standardised approach)을 도입한 은행을 분석대상으로 하였으며, 열 (7)~(9)은 위험자산 평가기준으로 내부등급법(internal ratings-based approach)을 도입한 은행을 대상으로 하였다. 이와 같이 구분 한 것은 평가기준에 따라 위험가중치를 산정하는 방법이 다르기 때문이다. 열 (1)은 금리와 개별은행 변수와의 교차항을 고려하지 않은 결과이다. 해당 결과에서는 금리와 은행의 위험수준은 양(+)의 관계를 보이거나 통계적으로 유의하지 않았다. 앞에서 살펴본 바와 같이 이론적으로는 동 관계가 양(+)과 음(-) 모두 가능하므로 모형에 다양한 변수를 추가하여 분석을 진행하였다. 금리와 은행의 위험수준과의 관계에 은행의 수익 및 자본구조가 영향을 미친다는 연구(Dell'Ariccia et al., 2014; Agur and Demertzis, 2015; Dell'Ariccia et al., 2017)를 바탕으로 열 (2)~열 (3)에서는 BIS비율 및 로그 이익과 금리와의 교차항을 추가하였다. 열 (2)~열 (3)에서 보여주듯이 BIS비율과 로그 이익과의 교차항이 모형에 포함되면 금리 및 BIS비율이 위험가중치에 미치는 효과가 음(-)로 바뀌지만 통계적으로 유의하지 않았다.

위험자산 평가방식으로 표준방법을 사용한 은행의 경우와 내부등급법을 사용한 은행의 경우 금리 및 은행의 수익 및 자산구조가 위험수준에 미치는 행태가 크게 다르다. 먼저 열 (6)을 통해서 확인할 수 있듯이 표준방법을 사용한 경우 금리가 은행의 위험수준에 통계적으로 유의하지 않았지만, 열 (9)에서와 같이 내부등급법을 사용하는 은행의 경우 금리는 은행의 위험수준에 음(-)의 영향을 미치고 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

13) 표준방법과 내부등급법으로 구분하여 분석할 것을 제안한 익명의 심사자에게 감사를 포함합니다.

이를 통해 은행이 자산의 위험평가방식으로 내부등급법을 채택하는 경우에 통화정책의 위험선호경로가 작동하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 즉 내부등급법을 채택한 은행의 경우 열 (4)과 같이 금리가 표준편차 1단위(1.57%p)만큼 상승할 경우 은행의 위험가중치는 6.63%p¹⁴⁾ 하락하며 이는 위험가중치 표준편차(11.8%)의 약 56.2%에 해당하는 수준으로 금리가 은행 위험가중치의 변동을 상당 부분 설명한다고 볼 수 있다. 한편 열 (6)에서와 같이 표준방법을 채택한 은행의 경우 BIS비율의 변화는 위험가중치에 영향을 미치지 못하였지만 열 (9)에서와 같이 내부등급법을 채택한 은행의 경우 BIS비율의 상승은 위험가중치를 하락시켰다. 아울러 BIS비율과 금리와의 교차항($BIS_{i,t} \times STI_{i,t}$) 분석을 통해 금리상승이 있는 경우 해당 은행의 BIS비율이 높으면 표준방법의 경우 위험수준을 낮추지만 내부등급법의 경우 위험수준을 높이는 것으로 나타났다. 아울러 표준방법을 채택하고 있는 은행의 경우 열 (4)~열 (5)에서 보여주는 바와 같이 이익의 증가는 위험수준을 낮추었지만, 열 (6)에서와 같이 이익과 단기금리의 교차항($Profit_{i,t} \times STI_{i,t}$)을 추가하면 이러한 효과는 사라지는 것으로 나타났다. 내부방법을 채택한 은행의 경우 은행의 이익은 위험수준에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하였다.

금리 및 은행의 이익 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 다양한 변수를 사용하였다. 먼저 은행의 위험수준에 영향을 미칠 것으로 예상하는 은행의 자산 및 부채구조를 통제하기 위하여 로그 자산, 로그 위험가중자산, 가계대출비중, 대출 만기, 단기자산비중 변수를 이용하였으며 은행의 부채구조를 나타내는 변수로는 총자산중 예금비중을 이용하였다. 또한 은행의 부실수준이 위험수준에 미치는 통제하기 위하여 부실여신 비율을 이용하였다. 아울러 경제상황을 나타내는 변수로 경기동행지수 순환 변동치와 가계대출 수요측 압력을 나타내는 지표로 주택가격상승률을 이용하였다. 표준모형을 채택한 경우 열 (6)을 통해 알 수 있듯이 은행의 자산구조는 위험가중치에 유의한 영향을 주지 못하였지만, 내부등급법을 채택한 은행은 열 (9)를 통해서와 같이 로그 총 자산, 로그 위험가중자산, 단기 자산비중이 은행의 위험수준에 영향을 미쳤다. 반면 총 자산중 예금비중이 높을수록 표준방법과 내부등급법을 사용하는 모든 은행의 위험수준을 낮게 하였다. 예금이 시장성 자금조달 수단에 비해 안정적인 자금조달원임을 감안할 때 은행의 자금조달행태가 은행의 자금운용 행태에 영향을 미친다는 것을 확인하였다. 한편 은행의 부실여신비율은 표준등급법을 채택한 은행의 경우 위험수준에

14) $1.57(\text{표준편차}) \times 4.225(\text{계수값}) = 6.63$

<Table 5> Risk Weight on Total Assets and Interest Rate

<Table 5> presents the effects of the interest rate on banks' risk weight using a dynamic panel model. The dependent variable is the risk weight of the banks' total assets. Columns (1) to (3) used a dummy when the internal ratings-based approach was used as a risk assessment method for all banks. Columns (4) to (6) were analyzed for banks that introduced the standardised approach for risk asset evaluation. Columns (7) to (9) were the internal ratings-based approach for risk asset evaluation. Standard errors are in parenthesis, and *, **, *** denote statistical significance at 10%, 5% and 1% level, respectively.

	All								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Short Term Interest rate (STI) _{t-1}	0.115 (0.139)	-0.397 (0.575)	-0.642 (0.726)	0.106 (0.108)	0.977* (0.518)	0.884 (0.640)	0.382 (0.339)	-4.371*** (1.420)	-4.225*** (1.126)
BIS ratio (BIS) _{t-1}	0.0360 (0.0558)	-0.0967 (0.132)	-0.138 (0.157)	-0.0234 (0.0236)	0.213 (0.138)	0.207 (0.146)	0.0914 (0.0958)	-0.845*** (0.233)	-0.844*** (0.202)
BIS _{t-1} × STI _{t-1}		0.0378 (0.0447)	0.0485 (0.0513)		-0.0674* (0.0381)	-0.0657 (0.0405)		0.319*** (0.0980)	0.313*** (0.0839)
Log profit (Profit) _{t-1}	-0.392*** (0.0858)	-0.400*** (0.0904)	-0.148 (0.266)	-0.339** (0.142)	-0.313** (0.145)	-0.163 (0.376)	0.0335 (0.273)	-0.168 (0.189)	-0.669 (0.742)
Profit _{t-1} × STI _{t-1}			-0.0616 (0.0603)			-0.0317 (0.0820)			0.152 (0.208)
Risk assessment dummy	-1.298** (0.605)	-1.335** (0.618)	-1.416** (0.636)						
Log asset _{t-1}	-0.388 (0.540)	-0.375 (0.526)	-0.356 (0.532)	-0.597 (0.670)	-0.572 (0.661)	-0.598 (0.681)	-4.891** (1.785)	-5.977** (2.087)	-5.736** (2.047)
Log risk weighted asset _{t-1}	0.638 (0.550)	0.628 (0.543)	0.591 (0.535)	0.737 (0.712)	0.673 (0.687)	0.672 (0.682)	6.887*** (1.985)	8.651*** (2.447)	8.290*** (2.400)

<Table 5> Risk Weight on Total Assets and Interest Rate(Continued)

	All									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
	Standardised approach					Internal ratings-based approach				
Household loan ratio _{t-1}	-0.0193 (0.0335)	-0.0204 (0.0340)	-0.0206 (0.0339)	0.00928 (0.0400)	0.00653 (0.0406)	0.00776 (0.0402)	0.0300 (0.0638)	0.0138 (0.0512)	0.0138 (0.0482)	-0.0102 (0.0482)
Loan maturity _{t-1}	-0.00467 (0.00659)	-0.00369 (0.00593)	-0.00359 (0.00566)	-0.00627 (0.00887)	-0.00859 (0.00923)	-0.00868 (0.00912)	0.0125 (0.0139)	0.0232 (0.0149)	0.0232 (0.0149)	0.0255 (0.0152)
Short-term asset ratio _{t-1}	-0.00981 (0.0100)	-0.0106 (0.0100)	-0.0137 (0.00916)	-0.00600 (0.00966)	-0.00623 (0.00923)	-0.00791 (0.00857)	-0.0910* (0.0472)	-0.0836 (0.0487)	-0.0836 (0.0487)	-0.0880* (0.0473)
Deposit-to-asset ratio _{t-1}	-0.0366+ (0.0235)	-0.0357+ (0.0231)	-0.0377* (0.0220)	-0.0388 (0.0281)	-0.0397 (0.0278)	-0.0383 (0.0283)	-0.204*** (0.0676)	-0.181*** (0.0570)	-0.181*** (0.0570)	-0.167*** (0.0476)
Non-performing loan ratio _{t-1}	0.149* (0.0775)	0.163** (0.0749)	0.166** (0.0764)	0.149 (0.0952)	0.120 (0.100)	0.126 (0.102)	2.071*** (0.507)	1.208** (0.528)	1.208** (0.528)	1.003* (0.543)
Business cycle coincidence index _{t-1}	0.0763* (0.0432)	0.0958* (0.0481)	0.110** (0.0479)	0.0667* (0.0353)	0.0403 (0.0454)	0.0435 (0.0447)	0.0886 (0.0641)	0.172** (0.0717)	0.172** (0.0717)	0.183** (0.0685)
Growth rate of house price _{t-1}	-0.00622 (0.0205)	-0.00464 (0.0205)	-0.00544 (0.0205)	-0.00867 (0.0232)	-0.0122 (0.0230)	-0.0121 (0.0228)	-0.00671 (0.0546)	-0.0603 (0.0580)	-0.0603 (0.0580)	-0.0715 (0.0571)
Bank type dummy I	0.987 (1.293)	0.937 (1.268)	0.882 (1.210)	1.783 (1.592)	1.684 (1.609)	1.650 (1.573)	10.08** (4.069)	10.63** (3.790)	10.63** (3.790)	9.508** (3.250)
Bank type dummy II	-0.175 (1.079)	-0.211 (1.120)	-0.333 (1.129)	0.333 (1.356)	0.306 (1.365)	0.415 (1.419)	-1.141 (1.221)	-1.107 (1.368)	-1.107 (1.368)	-1.450 (1.323)
Risk Weight _{t-1}	0.871*** (0.0357)	0.869*** (0.0373)	0.868*** (0.0376)	0.884*** (0.0244)	0.883*** (0.0243)	0.885*** (0.0242)	0.705*** (0.0800)	0.731*** (0.0858)	0.731*** (0.0858)	0.729*** (0.0873)
Observations	1,036	1,036	1,036	683	683	683	343	343	343	343
Banks	27	27	27	24	24	24	15	15	15	15
AR(2) Test (p-value)	0.782	0.751	0.746	0.786	0.800	0.791	0.380	0.377	0.377	0.385
Hansen Test (p-value)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

영향을 미치지 않았지만 내부등급법을 채택한 은행의 경우 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 이는 내부등급법을 채택한 은행의 위험수준은 자산 부실을 보다 더 반영하고 있음을 보여주고 있다. 거시경제상황을 나타내는 경기동행지수 순환변동치는 내부등급법을 채택한 경우 유의한 영향을 보여주고 있다. 즉 경기상황이 좋아질 때 은행의 위험수준이 높아짐을 보이고 있다. 하지만 가계대출 수요측 압력을 나타내는 주택가격상승률도 위험수준에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 지방은행 더미(Bank Type Dummy I)와 특수은행 더미(Bank Type Dummy II)를 통해 지방은행은 여타 은행에 비해 위험수준이 높고 특수은행은 여타 은행에 비해 위험수준이 낮음을 확인하였다. 예상한 바와 같이 위험가중치의 지속성(persistent)으로 인해 위험가중치의 과거 시차변수에 대한 추정계수는 추정식에 관계없이 통계적으로 매우 유의한 결과를 보여주고 있다.

한편 AR 검정결과 과거 2시차에서 추정오차의 자기상관이 존재하지 않는 것으로 나타나 모형의 오식별(misspecification) 문제는 없는 것으로 보인다. 다만, 과식별 제약(overidentifying restriction) Hansen 검정 결과 추정시 사용한 적률(moment conditions)이 유효하다는 귀무가설이 기각되지는 않았지만 표본크기에 비해 추정시 사용한 도구변수의 수가 많아 도구변수의 적절성(validity)을 이를 통해 판단하기에는 무리가 있다. 도구변수의 수를 주성분분석(principal component analysis)으로 줄여 추정한 결과가 앞에서 언급한 대로 <Table 5>의 결과와 크게 다르지 않아 많은 도구변수(too many instruments) 사용이 추정 결과에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 판단¹⁵⁾된다.

2. 금리가 가계대출 및 기업대출의 위험수준에 미치는 영향

앞선 분석에서 내부등급법을 이용하는 은행이 경우 금리 및 은행의 자산구조가 은행의 위험수준에 영향을 미치는 것을 확인하였다. 여기서는 내부등급법을 이용하여 자산의 위험수준을 평가하는 은행으로 분석대상을 제한하여 어떠한 대출에 의해 이러한 효과가 나타나는지를 살펴보았다. 종속변수는 가계대출과 기업대출의 위험수준이다.

<Table 6> 열 (1)~(3)은 금리와 은행의 수익 및 자산구조가 가계대출의 위험가중치에 미치는 영향을 살펴본 결과이며, 열 (4)~(6)은 기업대출의 위험수준에 미치는 영향을

15) 표본 수 대비 사용하는 도구변수가 많은 경우 system GMM 추정치에 편의(bias)가 발생할 수 있는데 (Tauchen, 1986; Bond and Windmeijer, 2005) 주성분분석을 통해 추정시 사용하는 도구변수의 수를 줄여도 결과의 차이가 크지 않은 것은 위의 편의 발생 문제가 심각하지 않다는 것을 의미한다.

<Table 6> Risk Weight on Household Loans and Firm Loans and Interest Rate

<Table 6> presents the effect of the interest rate on banks' risk weight using a dynamic panel model by limiting the banks that assess the risk level of assets using the internal ratings-based approach. The dependent variable is the risk weight of household and firm loans. Columns (1) to (3) present the effects of interest rates on the risk weight of household loans. Columns (4) to (6) present the effects on corporate risk levels. Standard errors are in parenthesis, and *, **, *** denote statistical significance at 10%, 5% and 1% level, respectively.

	Risk weight on household loans			Risk weight on firm loans		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Short Term Interest rate (STI) _{t-1}	1.362* (0.668)	0.574 (7.646)	-0.0343 (7.932)	1.038 (0.761)	-6.002*** (1.999)	-5.869*** (1.843)
BIS ratio (BIS) _{t-1}	-0.0105 (0.299)	-0.257 (1.362)	-0.357 (1.407)	0.0317 (0.0985)	-1.402*** (0.440)	-1.396*** (0.442)
BIS _{t-1} × STI _{t-1}		0.0485 (0.499)	0.0829 (0.517)		0.479*** (0.155)	0.474*** (0.148)
Log profit (Profit) _{t-1}	-1.011* (0.565)	-1.067** (0.437)	-0.302 (1.765)	-0.586* (0.306)	-0.829*** (0.263)	-1.285 (0.967)
Profit _{t-1} × STI _{t-1}			-0.233 (0.477)			0.138 (0.298)
Log asset _{t-1}	10.66 (9.352)	10.31 (9.648)	10.37 (9.498)	-0.386 (4.647)	-1.843 (5.153)	-1.727 (5.162)
Log risk-weighted asset _{t-1}	-9.719 (11.63)	-9.511 (13.32)	-9.419 (13.10)	-0.0535 (4.958)	2.905 (5.780)	2.616 (5.851)
Household loan ratio _{t-1}	-0.154 (0.232)	-0.156 (0.216)	-0.147 (0.185)	0.0320 (0.0733)	0.0741 (0.0742)	0.0511 (0.0572)
Loan maturity _{t-1}	0.0693** (0.0306)	0.0689* (0.0324)	0.0723* (0.0354)	0.0440* (0.0209)	0.0596** (0.0242)	0.0605** (0.0243)
Short-term asset ratio _{t-1}	0.119 (0.124)	0.113 (0.136)	0.119 (0.130)	-0.0708** (0.0296)	-0.0647* (0.0351)	-0.0684* (0.0343)
Deposit-to-asset ratio _{t-1}	-0.114 (0.167)	-0.107 (0.170)	-0.122 (0.159)	-0.111 (0.0685)	-0.147* (0.0703)	-0.129* (0.0615)
Non-performing loan ratio _{t-1}	0.351 (1.138)	0.454 (0.732)	0.501 (0.663)	-0.0934 (0.615)	-0.741 (0.673)	-0.998 (0.790)
Business cycle coincidence index _{t-1}	0.0564 (0.213)	0.104 (0.162)	0.116 (0.175)	0.163* (0.0859)	0.320*** (0.0864)	0.326*** (0.0967)
Growth rate of house price _{t-1}	0.106 (0.131)	0.0928 (0.123)	0.0973 (0.128)	0.0547 (0.0764)	-0.0296 (0.112)	-0.0409 (0.115)
Bank type dummy I	7.587 (4.892)	7.685 (4.869)	7.875 (4.900)	-0.211 (1.424)	-0.998 (1.716)	-0.808 (1.552)
Bank type dummy II	5.838 (12.17)	5.222 (14.91)	6.466 (14.51)	2.916 (3.205)	6.647 (4.372)	5.566 (3.724)
Risk weight _{t-1}	0.623*** (0.178)	0.604*** (0.160)	0.600*** (0.157)	0.796*** (0.0853)	0.766*** (0.0719)	0.768*** (0.0706)
Observations	343	343	343	343	343	343
Banks	15	15	15	15	15	15
AR(2) Test (p-value)	0.272	0.270	0.275	0.259	0.269	0.268
Hansen Test (p-value)	1	1	1	1	1	1

살펴본 결과이다. 열 (3)에서 보여주듯이 금리 및 BIS비율은 가계대출의 위험수준에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 아울러 은행의 대출만기를 제외한 여타 통제변수들도 가계대출의 위험수준에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 반면 열 (6)에서 보여주듯이 기업대출의 위험수준에는 다양한 요인이 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 은행의 기업대출에 대한 위험수준에 금리는 음(-)의 영향을 미치고 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이를 통해 은행이 내부등급법으로 자산의 위험을 평가하는 경우 통화정책의 위험선택 경로는 주로 기업대출을 통해 이루어진다는 것을 알 수 있다. 또한 열 (5)에서 보듯이 은행 이익의 증가는 기업대출의 위험수준을 낮추는 요인으로 작용하고 있음을 확인하였다. 은행의 자산 및 부채구조가 은행의 기업대출의 위험수준에 미치는 영향을 살펴본 결과 은행의 만기와 더불어 단기자산비중, 총자산중 예금비중이 기업대출의 위험수준에 유의한 영향을 미쳤다. 한편 경제상황을 나타내는 경기동행지수 순환변동치가 높을수록 기업대출 위험수준이 높아지고 있음을 통해 경기가 좋을수록 은행은 위험수준이 높은 기업대출을 더 취급하고 있음을 확인하였다.

이전 연구와 마찬가지로 한편 AR 검정결과 과거 2시차에서 추정오차의 자기상관이 존재하지 않는 것으로 나타나 모형의 오식별(misspecification) 문제는 없는 것으로 보이지만 과식별 제약(overidentifying restriction) Hansen 검정 결과 추정시 사용한 적률(moment conditions)이 유효하다는 귀무가설이 기각되지는 않았지만 표본크기에 비해 추정시 사용한 도구변수의 수가 많아 도구변수의 적절성(validity)을 이를 통해 판단하기에는 무리가 있다는 것을 보여주고 있다. 다만 도구변수의 수를 주성분분석(principal component analysis)으로 줄여 추정한 결과가 앞에서 언급한 대로 <Table 5>의 결과와 크게 다르지 않아 많은 도구변수(too many instruments) 사용이 추정 결과에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 판단된다.

V. 요약 및 시사점

본 논문은 한국은행이 보유하고 있는 자료를 이용하여 금리와 은행의 수익 및 자산구조가 은행의 위험수준에 미치는 효과를 살펴보았다. 분석 결과는 다음과 같다. 내부등급법을 위험자산평가 기준으로 도입한 은행의 경우 단기금리가 상승(하락)하면 은행의 위험수준이 하락(상승)하는 것으로 나타났다. 즉 금리가 표준편차 1단위 상승할

경우 은행 위험가중치는 6.63%p 하락하였다. 이러한 수준은 위험가중치의 표준편차 (11.8%)의 약 56.2%에 해당하는 수준으로 금리가 은행의 위험가중치 변동을 일정부분 설명한다고 볼 수 있다. 한편 내부등급법을 채택한 은행의 자산구조, 부채구조 그리고 부실수준이 은행의 위험수준에 영향을 미치고 있다. 즉 대출비중 및 단기자산비중이 높을수록 위험수준이 높아짐을 확인하였다. 이는 은행이 내부등급법을 채택하면서 위험평가지 자산구조를 적극적으로 반영하는 것을 반영한 것으로 여겨진다. 한편 이러한 금리 및 은행의 자산구조에 따라 은행은 기업대출에 대한 위험수준을 조정하는 것으로 나타났다.

본 논문에서는 최저자본규제비율에서 도출한 위험가중치를 은행의 위험수준을 나타내는 지표로 이용하였다. 은행은 이러한 위험가중치를 산출할 때 BCBS의 지침을 준수하고 금융감독당국의 감독을 받아 기준의 일관성을 가진다고 할 수 있어 본 논문에서 사용한 위험가중치는 은행이 부담하는 위험수준을 평가하는 적절한 지표라고 판단된다. 본 논문은 은행이 부담하는 위험수준에 대해 직접적이고 종합적인 지표를 이용한 최초의 논문이다. 한편 은행이 자산에 대한 위험평가지 자율성이 부여된 내부등급법을 이용할 경우 위험수준이 금리와 자산구조에 보다 민감하게 반응한다는 점은 금융감독당국에게 중요한 시사점을 제공한다고 볼 수 있다. 마지막으로 본 논문은 거시건전성규제 하에서 은행이 결정하는 위험가중치를 사용했다는 점에서 통화정책과 거시건전성정책과의 상호연계성을 살펴보았다는 데에도 의의가 있다.

<참 고 문 헌>

1. 최원형 · 윤용만, “한국의 통화정책 위험선호경로에 관한 실증분석,” 『경제분석』, 제24권 제4호, 2019, 37-70.
(Translated in English) Choi, W. H. and Y. M. Yoon, “An Empirical Study on the Risk-Taking Channel of Monetary Policy in Korea,” *Economic Analysis* 24(4), 2019, 37-70.
2. Acharya, V. and Naqvi, H., “The seeds of a crisis: A theory of bank liquidity and risk-taking over the business cycle,” *Journal of Financial Economics* 106, 2012, 349-366.
3. Acharya, V. and S. Viswanathan, “Leverage, moral hazard and liquidity,” *Journal of Finance* 66, 2011, 99-138.
4. Adrian, T. and H. Shin, “Money, liquidity, and monetary policy,” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 99, 2009, 600-605.
5. Afanasyeva, E. and J. Güntner, “Lending Standards, Credit Booms and Monetary Policy,” Institute for Monetary and Financial Stability, Goethe University Frankfurt am Main, *Working Paper Series*, No. 85, 2014.
6. Agur, I. and M. Demertzis, “Will Macroprudential Policy Counteract Monetary Policy’s Effects on Financial Stability?” IMF Working Paper, WP/15/283, 2015.
7. Altunbas, Y., L. Gambacorta, and D. Marques-Ibanez, “Does Monetary Policy Affect Bank Risk?,” *International Journal of Central Banking* 10, 2014, 95-135.
8. Arellano, M. and O. Bover, “Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics* 68, 1995, 29-52.
9. Blundell, R. and S. Bond, “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model,” *Journal of Econometrics* 87, 1998, 115-143.
10. Bond, S. and F. Windmeijer, “Reliable inference for GMM estimators? Finite sample properties of alternative test procedures in linear panel data models,” *Econometric Reviews* 24, 2005, 1-37.
11. Borio, C. and H. Zhu, “Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?,” *Journal of Financial Stability* 8, 2012, 236-251.
12. Brissimis, S. N. and M. D. Delis, “Bank Heterogeneity and Monetary Policy Transmission,” *ECB Working paper series*, No. 1233, 2010.

13. Buch, C. M., S. Eickmeier, and E. Prieto, "In Search for Yield? Survey-Based Evidence on Bank Risk Taking," *Journal of Economic Dynamics and Control* 43, 2014, 12-30.
14. Cecchetti, S., H. Genberg, and S. Wadhvani, "Asset prices in a flexible inflation targeting framework," In: Hunter, W.C., Kaufman, G., Pomerleano, M. (Eds.), *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary Regulatory and International Policies*, MIT Press, Cambridge, 2003, 427-444.
15. Chodorow-Reich, G., "Effects of unconventional monetary policy on financial institutions," *Brookings Papers on Economic Activity* (Spring), 2014, 155-204.
16. Delis, M. D., I. Hasan, and N. Mylonidis, "The Risk-Taking Channel of Monetary Policy in the USA: Evidence from Micro-level Data," Munich Personal RePEc Archive, 2011.
17. Delis, M. D. and G. P. Kouretas, "Interest Rates and Bank Risk-Taking," *Journal of Banking and Finance* 35, 2011, 840-855.
18. Dell'Ariccia, G., L. Laeven, and R. Marquez, "Real Interest rates, leverage, and bank risk-taking," *Journal of Economic Theory* 149, 2014, 65-99.
19. Dell'Ariccia, G., L. Laeven, and G. Suarez, "Bank leverage and monetary policy's risk-taking channel: evidence from the United States," *The Journal of Finance* 72, 2017, 613-654.
20. Eid, S., "Monetary Policy, Risk-Taking Channel and Income Structure: an Empirical Assessment of the French Banking System," *Statistical Finance* (dumas-00643715), 2011.
21. Filardo, A., "The Impact of the International FinancialCrisis on Asia and the Pacific: Highlighting Monetary Policy Challenges from a Negative Asset Price Bubble Perspective," BIS Working Paper, 2011.
22. Fishburn, P. C. and R. B. Porter, "Optimal portfolios with one safe and one risky asset: Effects of changes in rate of return and risk," *Management Science* 22, 1976, 1064-1073.
23. Gambacorta, L., "Monetary Policy and the Risk-Taking Channel," *BIS Quarterly Review* December 2009, 43-53.
24. Hellmann, T., K. Murdock, and J. Stiglitz, "Liberalization, moral hazard inbanking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?," *American Economic Review* 90, 2000, 147-165.
25. Jiménez, G., S. Ongena, J. Peydró, and J. Sauria, "Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say about the Effects of Monetary Policy

- on Credit Risk-Taking?," *Econometrica* 82, 2014, 463-505.
26. Ioannidou, V., S. Ongena, and J. Peydró, "Monetary Policy, Risk-Taking and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment," *updated version of European Banking Center Discussion Paper No. 2009-04S*, 2014.
 27. Kashyap, A. K. and J. C., Stein, "What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?" *The American Economic Review* 90(3), 2000, 407-428.
 28. Kim, M., "The Risk-Taking Channel of Monetary Policy in Korea," *Korea and the World Economy* 15(3), 2014, 447-473.
 29. Maddaloni, A. and J. Peydró, "Monetary Policy, Macroprudential Policy, Bank Stability: Evidence from the Euro Area," *International Journal of Central Banking* 9, 2013, 121-169.
 30. Rajan, R., "Has financial development made the world riskier?," *Proceedings of the Economic Policy Forum of the Federal Reserve Bank of Kansas City*, August 2005, 313-369.
 31. Stiglitz, J. and A. Weiss, "Credit rationing in markets with imperfect information," *The American Economic Review* 71, 1981, 393-410.
 32. Tauchen, G., "Statistical properties of generalized method of moments estimators of structural parameters obtained from financial market data," *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 1986, 397-416.

< Abstract >

Monetary Policy's Risk-Taking Channel in Consideration of Banks' Profit and Asset Structure: Evidence from Korea

Uijin Kim^{*} · Hosung Jung^{**}

This paper examines the effect of an interest rate change on the risk-taking of a bank in consideration of its profit and asset structure. We use the risk-taking measure as the risk weight of a bank derived from its BIS capital ratio. The analysis results are as follows. In the case of banks that adopted the internal ratings-based approach as the risk assessment method, when the short-term interest rate rises (falls), the risk level of the bank decreases (rises). In other words, if interest rates rise by one unit of standard deviation, the banks' risk weight falls 6.63%p. This level corresponds to about 56.2% of the standard deviation (11.8%) of the risk weight, which shows that interest rate changes explain some of the risk-weight changes in banks. On the other hand, the bank's risk level is affected by its asset structure, debt structure, and insolvency levels. This seems to reflect the bank's adoption of an internal ratings-based approach to actively reflect its asset structure in risk assessment. Meanwhile, in line with the interest rate and the bank's asset structure, it was found that the banks' risk level was adjusted mainly through corporate loans.

The risk level of the bank used in this paper is based on the risk weight derived from the minimum capital regulation ratio. Banks can be said to be consistent with the standards under the BCBS guidelines and supervised by the financial supervisory authority when calculating these risk weights. Therefore, the risk weight used in this paper is an appropriate

* Co-Author, Economist, Bank of Korea, Tel : +82-2-759-5485, E-mail: kej06@bok.or.kr

** First Author/Corresponding Author, Senior Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea, Tel : +82-2-759-5308, E-mail : hschung@bok.or.kr

indicator for assessing the level of risk borne by the bank. This paper is the first to use direct and comprehensive indicators of the level of risk borne by banks. On the other hand, if the bank uses an internal ratings-based approach when evaluating risks on assets, the risk response is more sensitive to interest rates and asset structure. Finally, this paper is also meaningful in that it examines the interrelationship between monetary policy and macroprudential policy in that it uses the risk weight determined by banks under capital regulation.

Keywords : Monetary Policy, Risk-Taking, Interest Rates, Bank's Profit
and Asset Structure

JEL Classification : E52, G21, G28

고빈도 자료를 이용한 머신러닝 모형의 예측력 비교·분석: KOSPI200 선물시장을 중심으로

박석진* · 정재식**

— 국문초록 —

본 연구에서는 KOSPI200 선물의 틱(tick) 데이터를 활용하여 머신러닝 모형의 예측력을 분석한다. 첫째, 미시구조론(microstructure)의 함의를 이용해 바(bar)를 구성했을 경우와 둘째, support vector machine, random forest와 같은 머신러닝(machine learning) 모형을 이용했을 경우 선물가격의 상승과 하락 방향에 대한 예측력이 향상되는지를 분석했다. 분석 결과 시장에 새로운 정보가 유입되는 시점을 기준으로 봉을 구성했을 때, 그리고 머신러닝 모형을 이용했을 때 예측력이 더욱 향상되는 것으로 나타났다. 머신러닝 모형의 예측력은 모형의 훈련에 사용되는 데이터의 양이 많아짐에 따라 더욱 향상되는 것으로 나타났다. 특히 거래량의 표본추출 기간을 정보의 유입여부에 따라 조정함으로써 예측력이 향상되었다는 결과는 통상적인 시간에 따라 가격의 상승 하락을 기록하고 분석하는 것은 유의미한 정보의 손실이 있음을 알 수 있다.

핵심단어 : 고빈도자료, 머신러닝, 미시구조론, 바(bar), 사적정보

JEL 분류기호 : G14, G17

투고일 2019년 10월 15일; 수정일 2019년 12월 16일; 게재확정일 2019년 12월 19일

* 제1저자, 서강대학교 경제학과 대학원 박사과정(전화: 02-705-8179, E-mail: sukjinp1@gmail.com)

** 교신저자, 서강대학교 경제학과 교수(전화: 02-705-8704, E-mail: cschung7@gmail.com)

I. 서론

현대 금융 시장을 과거와 구분 짓는 특징은, 크게 ‘빅 데이터(big data)’와 ‘고빈도(high-frequency)’로 꼽을 수 있다. 과거에는 저장조차 할 수 없었을 정도의 많은 데이터, 그리고 존재하지 않았던 새로운 형태의 데이터가 금융 시장 분석에 사용되고 있다. 또한, 모바일 기술 및 컴퓨터 하드웨어의 발전으로 인해 투자자들은 장소에 구애받지 않고 금융 상품을 거래할 수 있게 되었으며 컴퓨터 알고리즘을 이용한 알고리즘 트레이딩 또한 계속해서 늘어나는 추세이다. 이러한 시장의 변화로 말미암아 현대 금융 시장은 거래가 밀리초(millisecond) 단위에서 일어나는 등 예전과는 비교할 수 없을 정도로 빠르게 움직이는 시장이 됐다. 특히 미시구조론 분야에서는 알고리즘 트레이딩이 늘어나면서 시장에서 정보가 발생하고 그것이 가격에 반영되는 양상이 완전히 달라졌다고 분석된다.¹⁾

이러한 금융 시장의 변화와 함께 금융 시장을 분석하는 방법론에도 많은 발전이 있었는데, 머신러닝 모형들을 금융 시장 분석에 응용하기 시작한 것이 대표적인 예시다. 머신러닝이란 컴퓨터가 주어진 데이터에 어떤 속성이 있는지, 어떤 패턴이 존재하는지를 스스로 학습할 수 있도록 하는 알고리즘을 의미한다. Artificial neural network(ANN), support vector machine(SVM) 그리고 random forest(RF) 등 많은 머신러닝 모형들이 금융 시장 분석에 이용됐으며 이들은 기존의 계량경제학 방법론과 비교해 금융 데이터의 복잡하고 비선형적인 특성을 상대적으로 잘 잡아내는 것으로 나타났다.²⁾

현재까지 머신러닝 모형들을 활용한 금융 연구의 방향성은 크게 두 가지로 요약된다. 첫째는 기존의 연구들에 사용되지 않았던 머신러닝 모형들을 연구에 접목하여 모형의 예측력을 최대한 끌어올리는 경우(윤종문, 2019; Laborda and Laborda, 2017)이다. 둘째는 자연어 처리(natural language processing) 알고리즘이나 감성 분석(sentiment analysis)을 통해 텍스트 데이터를 변수로 활용하는 등, 머신러닝 기법을 통해 기존에는 금융 연구에 사용되지 않았던 변수들을 분석에 활용(김용석, 조성욱, 2019; Gentzkow, Kelly, and Taddy, 2017)하고 있다.

머신러닝 모형과 이를 이용한 새로운 변수들이 금융 분야에서 높은 관심을 얻고 있는 반면에 모형에 사용되는 데이터를 어떻게 구성할 것인지에 대한 논의는 거의 이루어지지 않고 있다. 특히 유가증권시장 연구에서 많은 비중을 차지하는 거래 데이터의

1) 고빈도 금융시장에 대한 미시구조론 분석은 O'Hara(2015)에서 확인할 수 있다.

2) Lopez de Prado(2018b)는 금융 분야에 머신러닝을 성공적으로 접목한 사례들을 정리했다.

경우 원자료인 틱 데이터로부터 시가, 고가, 저가, 종가 및 거래량 등 정보를 요약적으로 담고 있는 바(bar)를 어떤 기준에 의해 구성할 것인지에 대한 확립된 기준은 아직 존재하지 않는다.

현재 실무 및 연구에 가장 많이 쓰이는 것은 일정한 시간, 그리고 거래횟수마다 바를 구성한 시간 바(time bar)와 틱 바(tick bar)다. Lopez de Prado(2018a)는 이들이 직관적으로 간단하다는 장점이 있지만 금융 시장 분석에 있어 유의미한 정보를 추출하는 데는 비효율적이라고 지적한다. 이에 대한 대안으로 시장에서 정보가 발생할 때마다 바를 구성하는 정보 기반 바(information-driven bar)들을 제안하는데, 이 중 VIB(volume imbalance bar)는 주문 흐름(order flow)이 기대 수준 이상으로 매수 혹은 매도 한쪽으로 몰릴 때마다 바를 구성하는 방법이다. 이는 주문 흐름이 사적정보를 가진 정보우월자(informed trader)의 거래행위와 밀접한 관계가 있다는 미시구조론의 함의를 바탕으로 하고 있다.

Lopez de Prado(2018a)는 VIB 등 정보 기반 바들이 정보를 추출하는데 효율적이라고 주장하지만, 아직까지 그 실효성이 확인된 바가 없다. 따라서 본 연구는 첫째, 고빈도 가격 움직임 예측에 VIB를 적용해 그 실효성을 확인하고자 한다. 이를 위해 기존에 많이 쓰이고 있는 시간 바(bar), 틱 바(bar) 그리고 거래량 바(volume bar)를 비교 지표로 삼았다. 만약 VIB가 현대의 고빈도 시장에서 불규칙적으로 발생하는 정보를 효과적으로 반영한다면 기존 바들과 비교해 높은 예측력을 보일 것이다.

둘째, 고빈도 가격 움직임을 예측하는데 머신러닝 모형의 예측 성능과 기존 계량경제학 모형의 예측 성능을 비교해 머신러닝 모형의 실효성을 확인하고자 한다. 머신러닝 모형을 이용했을 때 예측 정확도가 유의미하게 향상되는지를 보기 위해 로지스틱 회귀(logistic regression)모형을 벤치마크로 활용했으며 머신러닝 모형 중 Support vector machine과 Random forest를 이용했다. 표본추출 방법에 따른 예측 정확도의 변화를 관찰하기 위해 각 바에 담긴 가장 기본적인 변수들인 수익률, 거래량, 그리고 주문 흐름을 예측변수(predictor)로 이용했다. 실증 분석은 KOSPI200 지수 선물의 틱 데이터를 이용해 진행했으며 표본 기간은 2018년 11월 21일부터 2019년 7월 2일까지다.

연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 틱 바와 거래량 바는 표본 외 예측에서 모형과 관계없이 50% 전후의 정확도를 기록해, 예측력이 없는 것으로 나타났으며 시간 바는 다소의 예측 정확도 상승이 있었지만 유의미한 수준은 아니었다. 둘째, VIB는 최소 65% 이상의 예측 정확도를 기록해 고빈도 가격 움직임에 대한 예측력을 가진 것으로

나타났다. 이는 VIB가 시장에서 불규칙적으로 발생하는 정보를 효과적으로 반영하는 반면에 다른 바들은 그렇지 못했기 때문으로 판단된다. 마지막으로, 예측모형의 훈련에 사용되는 훈련 데이터의 양이 커질수록 SVM과 RF의 예측 정확도가 로지스틱 회귀모형과 비교해 더욱 향상되는 것으로 나타나, 고빈도 가격 움직임을 예측하는데 있어 머신러닝 모형의 실효성을 확인했다.

서론 이후 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 기존의 연구들을 살펴보면서 본 연구와의 차이점을 기술한다. 제III장에서는 VIB 및 기존의 데이터 구성방법 및 본 연구에 사용되는 머신러닝 모형들을 설명한다. 제IV장에서는 본 연구에 사용된 데이터 및 기초통계량을 제시한다. 제V장에서는 예측방법론 및 실증 분석 결과를 제시하며, 마지막 VI장에서는 연구의 결과를 정리한다.

II. 선행 연구

Samuel(1959)이 머신러닝의 개념을 정립한 이후 다양한 분야에서 머신러닝이 응용됐으며 최근에는 금융 분야에서도 머신러닝을 응용한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 머신러닝이 금융 연구에 접목되는 양상은 크게 두 가지다. 첫째는 기존 금융 모형들에 머신러닝의 방법론들을 접목해 모형의 예측 성능을 올리는 것이다. Gu, Kelly, and Xiu (2018)은 자산 가격 결정 모형에 다양한 머신러닝 모형을 적용해 전통적인 계량경제학 모형과 비교했을 때 결정계수가 개선됨을 보였다. Rossi(2018)는 decision tree를 이용한 boosting 알고리즘으로 주식 수익률과 변동성에 대해 표본 외 예측을 시행한 결과 기존의 방법론들에 비해 예측 정확도가 향상됨을 보였다. 국내 연구로는 support vector machine (SVM)을 이용해 변동성 지수인 VKOSPI의 변화를 예측해 이를 옵션 매매에 적용한 라윤선, 최홍식, 김선웅(2016) 및 K-Nearest Neighbors(K-NN) 알고리즘을 통해 KOSPI200 지수 선물 가격을 예측한 김명현, 이세호, 신동훈(2015)가 있다.

둘째는 머신러닝 및 빅 데이터 기법을 활용해 기존에 사용되지 않은 변수를 금융 분석에 응용하는 것이다. Vlastakis and Markellos(2012)은 구글 검색어 데이터를 활용해 투자자들의 정보에 대한 수요와 공급을 동태적으로 분석했다. Jegadeesh and Wu(2013)는 감성 분석을 통해 기업들의 연간 보고서, 애널리스트 보고서 등의 어조를 수량화해 그것이 시장 반응의 방향성 및 지속기간과 유의미한 관계가 있음을 보였다. 국내에서는 김동영,

박제원, 최재현(2014)가 SNS와 뉴스 기사의 감성 분석 및 머신러닝 모형을 이용하여 주가에 대한 예측 정확도가 향상됨을 보여 국내 금융 시장 분석에 있어 텍스트 분석의 중요성을 시사했다.

이와 같이 최근 머신러닝 모형을 이용한 금융 연구가 활발해지고 있는 한편, 고빈도 금융 데이터와 관련된 연구 또한 많은 연구가 진행되고 있다. Easley, Kiefer, and O'Hara (2012)은 컴퓨터 알고리즘을 이용한 초단타 매매가 많아짐에 따라 정보적 열위자/시장 조성자는 거래량에서 추출된 정보를 활용할 것을 제안했다. Easley, Lopez de Prado, and O'Hara(2016)은 매매수도(bid-ask)분류를 통한 거래량 분류 알고리즘이 사적정보를 추출하는데 적절함을 보인 바 있다. Chincó, Clark-Joseph, and Ye(2019)은 LASSO 회귀분석을 통해 1분 단위에서 주가 예측을 할 때 고빈도 수익률에 대해 예측력이 있는 정보는 불규칙적으로 발생한다는 것을 보였다. 또한, Easley, Lopez de Prado, and O'Hara(2019)은 고빈도 금융 데이터와 머신러닝 모형을 이용해 미시구조론 분야에서 사적정보와 관련된 경제변수들이 시장의 변동성과 호가 스프레드 등의 시장 변수들에 대해 예측력을 가진다는 것을 보였다. Lopez de Prado(2018a)는 데이터 구성, 모형 학습, 성능 측정 등 금융 머신러닝 방법론에 대해 심도 깊은 분석을 제공했으며, 특히 미시구조론의 함의를 바탕으로 데이터를 구성하는 VIB(Volume Imbalance Bar)를 제안했다.

본 연구는 미시구조론의 함의를 이용한 VIB가 고빈도에서 예측력을 가지는지를 머신러닝 방법론을 통해 살펴본다는 측면에서 기존의 금융 머신러닝 및 고빈도 금융 데이터 분석의 연구들과 관련되어 있다. 특히 VIB는 Lopez de Prado(2018a)가 제안했다는 점, 그리고 VIB가 미시구조론에 바탕을 두고 있다는 점에서 Lopez de Prado(2018a)와 Easley et al.(2019)과 가장 밀접한 관련이 있다. 또한, 고빈도 가격 움직임을 머신러닝 모형을 통해 예측한다는 측면에서 Chincó et al.(2019)의 연구와도 관련이 있다. 하지만 본 연구는 다음의 세 가지 측면에서 기존의 연구들과 차이점이 존재한다. 첫째, 예측 정확도를 높이기 위해 머신러닝 모형 또는 새로운 t설명변수에 집중했던 기존 연구와 달리, 본 연구는 거래량 바(bar)를 이용한 정보가 예측력에 영향을 미침을 보였다. 바(bar)를 이용한 예측력을 분석한, 즉 VIB의 실효성을 확인한 점 역시 본 연구의 기여로 판단된다. 또한, 본 연구에서는 미시구조 관련 변수(사적정보를 담고 있는 변수)를 측정함에 일별 또는 통상적인 clock를 사용하지 않고, 뉴스 또는 이벤트가 발생하는 경우에만 미시구조 관련 변수를 활용하였으며, 저자들이 아는 범위에서는 처음 시도된 것으로 사료된다.³⁾

3) 박석진(2019. 2)에서는 통상적인 time clock를 활용하여 분석한 바 있다.

Ⅲ. 정보추출(Information Extraction) 모형과 예측모형

본 절에서는 틱단위로 기록된 KOSPI200 선물 자료를 어떤 형태로 기록할 것이며, 이들의 차이점과 경제학적 함의가 무엇인지 살펴본다. 또한 본고에서 사용되는 머신러닝 알고리즘의 특징을 개괄한다.

가격의 변화를 측정하는 가장 일반적인 방법은 영업시간을 기준으로 측정하는 것이다. 가격의 변화율을 기록할 때 월간, 일간, 시간별 등으로 기록하고 있다. 이는 인간의 경제활동 시간(human clock)을 기준으로 측정하는 것으로, 경제사건이 발생하는 시간(event clock)과는 다를 가능성이 크다. 한국 증시가 15시 30분에 폐장⁴⁾되지만, 한국 경제 및 기업 관련 뉴스는 지속적으로 생산되고 있다. 24시간 거래되는 국제통화 외환시장 및 중국 관련 뉴스는 계속 발생하고 있다. 일별 변동성 및 수익률 계산은 회계적 목적 및 계약에는 매우 편리할 수 있으나, 정보의 측정 측면에서 손실(loss)이 발생한다고 볼 수 있다.

영업시간 동안에 측정되는 주가의 수익률 또는 관련 통계량 역시 동일한 맥락에서 정보의 손실이 발생할 가능성이 크다. 9시 개장 후 5분간의 변동성이나 거래량이 12시 전후의 5분 단위의 그것들과 동일한 선상에서 해석되는 것은 바람직하지 않을 수 있다. 사적정보 관련 정보의 유입이나, 투자자들의 뇌동매매와 같은 비경제적 요인은 시장참여자들의 투자행위에서 찾는 것이 필요하며, 이러한 관점에서 다양한 거래 바(bar)를 이용해서 정보가 존재하는지, 선물가격 예측에 도움이 되는지 살펴볼 필요가 있다.

다양한 바(bar)의 구성을 통해 시장에 유입된 정보를 측정해보고 이를 예측모형에 활용한다. 여기서 바(bar)는 시장에 유입된 정보를 측정하는 하나의 단위로 볼 수 있다. 즉 1시간이 아니라 비정기적 시간(irregular time span)에 발생한 뉴스 이벤트로 볼 수 있다. 바(bar)는 시작시점, 종결시점, 듀레이션, 시가, 종가, 고가, 저가, 거래량 등의 정보를 담고 있다. 통상 한국 증권사에서 제공되는 HTS의 바(bar)와 같은 개념이지만, 본고에서 활용되는 다양한 바(bar)는 경제적 사건을 기준으로 만들어졌다고 볼 수 있다. 예를 들어 혼합분포모형(mixture model)의 경우 거래건수가 시장에 유입된 정보의 양으로 측정하고 있으며 이는 틱 바(tick bar)를 통해 측정할 수 있다. 또한, 거래량이 공적정보를 담고 있다면 이는 특정 규모 이상의 거래량을 담고 있는 거래량 바(volume bar)를 통해 측정할 수 있다.

4) 정규시간(즉 장후 시간 외 종가, 시간 외 단일가 시간 제외).

머신러닝 시대를 맞아 다양한 알고리즘이 금융시장에 활용된 바 있다. 시대에 따라 support vector machine(SVM), Random forest(RF)의 방법⁵⁾이 가장 많은 관심을 받은 바 있어, 이들을 다양한 바(bar)의 예측력을 측정한다.

1. 정보추출 모형: 바(Bar)⁶⁾

(1) 시간 바(Bar), 틱바(Tick Bar) 및 거래량 바(Trading Volume Bar)

바(bar)를 구성하는 가장 표준적인 방법은 틱 데이터를 일정한 길이로 나누는 방법이다. 그 중에서 일정 시간마다 바를 구성한 것이 시간 바(bar), 일정 거래횟수가 기록될 때마다 바를 구성한 것이 틱 바(bar), 그리고 일정 거래량이 누적될 때마다 바를 구성한 것이 거래량 바(bar)다.

이중 일반적으로 사용되는 것은 시간 바와 틱 바로, 국내 증권사에서 제공하는 HTS(home trading system)에서도 조회할 수 있다. 거래량 바는 시간 바와 틱 바만큼 대중적으로 사용되지는 않지만, Easley, Lopez de Prado, and O'Hara(2016) 등의 학술 연구들에서 이용했다. 이들은 직관적으로 이해하기 쉽다는 장점이 있지만, 분석결과가 데이터의 시작점이 어디인지에 따라 가변적일 수 있다. 또한, 가격의 움직임에 영향을 미치는 경제적 사건들은 불규칙적으로 발생하기 때문에 일정한 간격으로 데이터를 구성하는 이들 바의 특성상 이러한 정보를 효과적으로 반영하기 힘들다고 볼 수 있다.

(2) VIB(Volume Imbalance Bar)

기존 바들에 대한 대안으로 de Prado(2018a)는 시장에 새로운 정보가 발생하는 시점들을 기준으로 바를 구성할 것을 제안하며, 이를 VIB(volume imbalance bar)로 명명한 바 있다. 미시구조론의 함의를 근간으로, 주문흐름(order flow)이 기대 수준에서 벗어날 때를 시장에 새로운 정보가 발생한 시점으로 간주한다. 사적정보를 가진 정보우월자들이 언제 거래에 나서는지, 어떻게 거래하는지, 그리고 그것이 시장에 미치는 영향이 무엇인지 등은 미시구조론에서 중요하게 다루는 주제다. Glosten and Milgrom(1985)과 Easley et al.(1997) 등 정보우월자들의 거래행위를 다룬 연구들에 의하면 이들이 거래에 나설 때 가지고 있는 정보의 성격에 따라 주문 흐름이 매도나 매수 한쪽으로 몰리게 된다.

5) Boosting(adaboost, xgboost) 역시 최근 많이 활용되고 있으나, 이는 underfitting에 적합하며, 금융시장 모형은 overfitting과 분산이 더 큰 문제로 판단되기 때문에 본고에서는 분석하지 않았다.

6) 본 절은 Lopez de Prado(2018a)를 참고해 작성했다.

주문 흐름은 매수주도 주문 거래량에서 매도주도 주문 거래량을 뺀 것으로, 사적정보를 가지지 않은 정보열위자들은 거래에 나서는 경우 매수나 매도 주문을 진행할 확률이 동일하며 이들의 주문 흐름은 정보의 유무와 상관없이 평균적으로 0이 된다. 반면에 정보우월자들은 오로지 사적정보가 있을 때만 거래에 나서는데, 그들이 가지고 있는 정보가 좋은 정보인지, 아니면 나쁜 정보인지에 따라 매수 혹은 매도 거래만 진행하게 된다. 즉 시장에 새로운 정보가 발생하면 정보우월자들의 거래로 인해 주문 흐름이 균형에서 벗어나게 된다.

이를 바탕으로 VIB는 주문 흐름이 기대 수준에서 벗어날 때 시장에 새로운 사적정보가 발생했다고 보고 그러한 시점들을 기준으로 바를 구성한다. 먼저, T 시점의 주문 흐름 θ_T 는 다음과 같이 정의된다.

$$\theta_T = \sum_{t=1}^T b_t V_t$$

b_t 는 체결된 거래가 매수주도 거래인지, 또는 매도주도 거래인지에 따라 1 또는 -1의 값을 가지며 V_t 는 체결 거래량을 의미한다.

둘째, 하나의 바이 시작될 때 θ_T 의 기댓값은 다음의 수식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} E_0[\theta_T] &= E_0\left[\sum_{t|b_t=1}^T V_t\right] - E_0\left[\sum_{t|b_t=-1}^T V_t\right] \\ &= E_0[T](P[b_t=1]E_0[V_t|b_t=1] - P[b_t=-1]E_0[V_t|b_t=-1]) \end{aligned}$$

위 식에서 $P[b_t=1]E_0[V_t|b_t=1]$ 을 V^+ , $P[b_t=-1]E_0[V_t|b_t=-1]$ 을 V^- 으로 표기하면

$$V^+ + V^- = E_0[T]^{-1}E_0\left[\sum_t V_t\right] = E_0[V_t]$$

으로 나타낼 수 있다. 즉, 체결 거래량에 대한 초기 기댓값은 매수주도 거래량에 의한 부분과 매도주도 거래량에 의한 부분으로 분해할 수 있다. 이를 이용해 $E_0[\theta_T]$ 를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

7) 매수주도 거래는 시장가 주문을 통한 매수 주문을 의미하며, 매도주도 거래는 시장가 주문을 통한 매도 주문을 의미한다.

$$E_0[\theta_T] = E_0[T](V^+ - V^-) = E_0[T]E_0(2V^+ - E_0[V_t])$$

위 식을 바탕으로, VIB는

$$T^* = \arg \min_T \{|\theta_T| \geq E_0[T]2V^+ - E_0[V_t]\}$$

을 만족하는 T^* 들을 기준으로 바를 구성하는 방법이다. T^* 를 추정하기 위한 임계치는 $E_0[T]$ 와 $2V^+ - E_0[V_t]$ 의 곱으로 이루어져 있는데, 이들은 각각 이전에 구성된 바들의 T 값 및 θ_T 들의 지수 이동평균으로 추정한다.

$2V^+ - E_0[V_t]$ 은 주문 흐름의 불균형 정도에 대한 기댓값을 나타내는데, θ_T 가 기대 수준 이상으로 균형에서 벗어나면 T^* 는 작아지며, 반대로 θ_T 가 기대 수준에서 크게 벗어나지 않는다면 T^* 는 커진다. 미시구조론에 의하면 θ_T 가 기대 수준에서 벗어나는 경우는 정보우월자들이 거래에 나설 때이기 때문에, VIB는 이에 맞춰 바들을 구성함으로써 정보우월자들이 가진 사적정보를 반영한다고 이해할 수 있다. 따라서 각각의 바에는 동일한 양의 정보가 담겨 있으며, 정보우월자들이 많이 거래할수록 더 많은 바가 형성된다.

2. 머신러닝 모형⁸⁾

머신러닝은 데이터가 주어졌을 때 그것의 속성이나 패턴 등을 컴퓨터가 스스로 학습할 수 있도록 하는 일련의 알고리즘들을 의미한다. 그중에서 지도학습(supervised learning) 모형들은 종속변수(dependent/feature variables)가 존재해 그것과 예측 변수(predictor variable) 사이의 관계를 도출하는 것을 목표로 한다. 지도학습 모형은 종속변수가 연속적인 값을 가지는지, 또는 특정 카테고리(category)에 속하는 범주형 데이터인지에 따라 회귀(regression)와 분류(classification)로 나눌 수 있다. 자산의 가격 수준을 예측하는 모형들은 회귀에 속하며 가격의 움직임을 예측하는 모형들은 분류에 속하는 것으로 이해할 수 있다.

본 연구에서는 바의 종류에 따른 예측력의 변화를 확인하기 위해 분류 모형 중

8) 본절의 내용은 Murphy(2002), Geron(2017), James, G., D. Witten, Hastie, and Tibshirani(2017)을 요약 정리했다. 확률적 머신러닝은 Murpy, python을 이용한 실증 분석은 Geron, R을 이용한 분석은 Jame et al.(2017)을 참조했다.

Support vector machine(SVM)과 Random forest(RF)를 사용한다. SVM은 분류 문제에 있어 종속변수와 예측변수 사이에 비선형 관계가 존재할 때 이를 더 고차원의 공간으로 투사(mapping)함으로써 선형관계로 변환하는 한편, RF는 여러 개의 decision tree들을 훈련한 후 과반수 선출(majority voting)로 종속변수를 예측한다. 이번 절에서는 SVM과 RF 모형에 대해 더 구체적으로 소개를 한다.

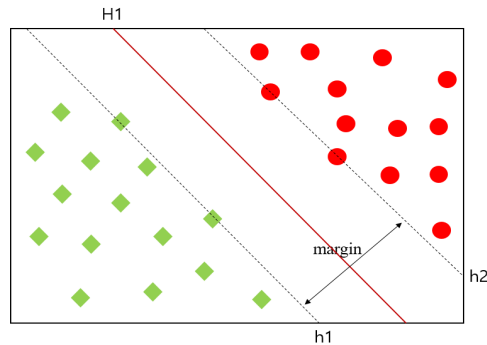
(1) Support Vector Machine(SVM)

SVM은 서로 다른 집단에 속한 범주형 데이터를 분류하는 최적의 초평면을 찾는 모형이다. 먼저 SVM을 훈련하는데 이용하는 데이터 집합 D 를 다음과 같이 정의한다.

$$D = \{(x_i, y_i) | x_i \in \mathbb{R}^m, y_i \in \{-1, 1\}\}_{i=1}^n$$

각 x_i 는 m 차원의 실수 벡터를 나타내며 y_i 는 x_i 가 어떤 범주에 속해있는지에 따라 1 또는 -1의 값을 가진다. 다음으로 y_i 의 값에 따라 데이터를 기하학적으로 분리할 수 있을 때, 그 경계면을 초평면(hyperplane)이라 부르며 초평면과 가장 가까운 데이터들을 서포트 벡터(support vector)라고 정의한다. SVM은 이러한 서포트 벡터들을 바탕으로 두 분류 집단 사이의 공백(margin)을 최대화하는 초평면을 찾으며, 그 구조를 <Figure 1>과 같이 나타낼 수 있다.

<Figure 1> Structure of SVM



두 분류 집단을 구분하는 선형 경계면을 $f(x) = w^T x + b$ 으로 정의하면 최적의 경계면을 찾는 문제는 두 분류 집단의 서포트 벡터들 사이의 거리인 $\frac{2}{\|w\|_2}$ 을 최대화하는

문제로 나타낼 수 있는데, 이는 $\frac{1}{2} \|w\|^2$ 을 최소화하는 것과 동치다. 마지막으로 각 집단에 속하는 데이터들이 경계면을 기준으로 같은 방향에 위치하도록 $y_i(w^T x + b) \geq 1$ 의 제약조건을 적용하여 비용함수를 최소화하는 w 와 b 를 계산하면 최적의 경계면을 찾을 수 있으며, 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\min_{w,b} \frac{1}{2} \|w\|^2$$

$$s.t. y_i(w^T x_i + b) \geq 1 \quad \text{for } i = 1, \dots, N$$

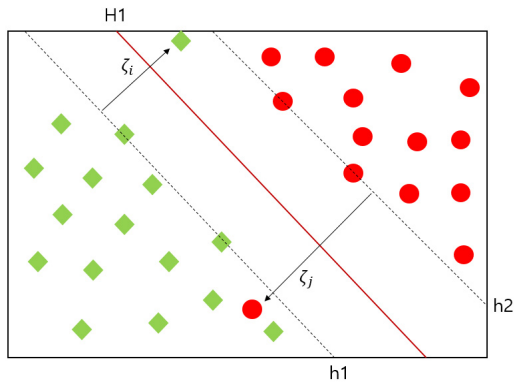
위의 SVM 모형은 선형 경계면에 의해 데이터가 완전하게 두 집단으로 분류되는 경우를 산정하고 있다. 하지만 이 모형은 데이터가 완전하게 선형 분리가 되지 않는 데이터들을 다루는 경우에는 적용할 수 없는데, 이 경우에는 유효변수(slack variable) ζ_i 과 패널티 변수(penalty variable) C 를 도입하여 해결한다.

$$\min_{w,b} \frac{1}{2} \|w\|^2 + C \sum_{i=1}^N \zeta_i$$

$$s.t. y_i(w^T x_i + b) \geq 1 - \zeta_i, \quad \zeta_i \geq 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N$$

ζ_i 는 데이터가 SVM의 마진 안에 위치할 수 있도록 해주는 역할을 하는 반면, C 는 마진 안에 위치한 데이터들에 대해 부과하는 패널티로 이해할 수 있다. 이를 그림으로 나타내면 <Figure 2>와 같다.

<Figure 2> Structure of SVM with ζ and C



마지막으로 두 분류 집단을 나누는 초평면 자체가 비선형인 경우가 있다. 이 경우에는 커널 함수(Kernel function) $K(x_i, x_j) = \Phi(x_i)^T \Phi(x_j)$ 을 이용해 데이터를 원 공간(input space)으로부터 선형으로 분류할 수 있는 고차원의 특징 공간(feature space)으로 투사한 뒤 두 집단을 나누는 초평면을 찾는다. 이러한 커널-SVM(Kernel-SVM)을 그림으로 나타내면 <Figure 3>과 같다. 커널-SVM에 적용하는 커널 함수는 다양한 형태를 가질 수 있는데, 기존 연구들에서 가장 많이 사용된 커널 함수들은 다음과 같다.

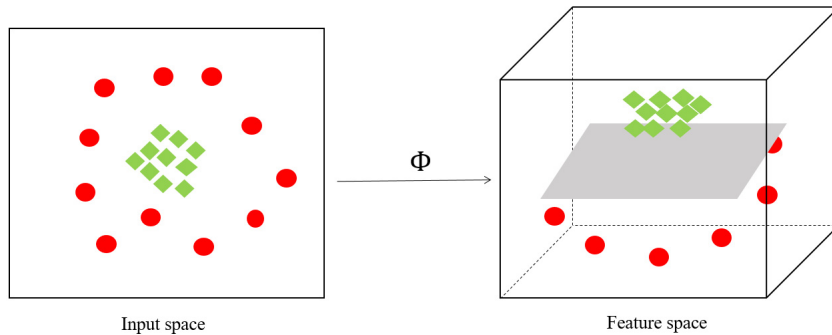
$$\text{Linear: } K(x_i, x_j) = x_i^T x_j,$$

$$\text{Polynomial: } K(x_i, x_j) = (x_i^T x_j + c)^d, c > 0,$$

$$\text{Sigmoid: } K(x_i, x_j) = \tanh\{a(x_i^T x_j) + b\}, a, b \geq 0,$$

$$\text{Gaussian: } K(x_i, x_j) = \exp - \frac{\|x_i - x_j\|^2}{2\sigma^2}, \sigma \neq 0.$$

<Figure 3> Structure of Kernel-SVM.



(2) Random forest(RF)

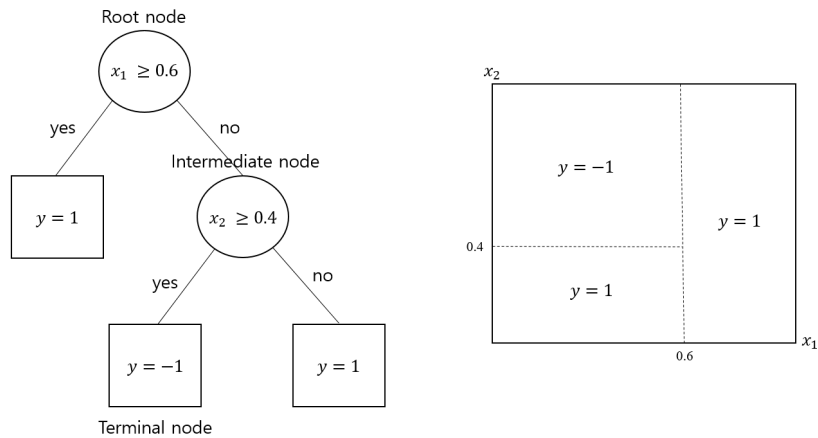
RF는 다수의 독립적인 decision tree를 훈련해 이들의 다수결을 바탕으로 예측치를 도출한다. 먼저, decision tree는 여러 개의 분류 규칙을 통해 데이터를 여러 개의 부분집합으로 나눠 예측치를 도출한다. <Figure 4>는 일반적인 decision tree의 구조를 나타낸다.

먼저 데이터는 초기 분리지점인 root node를 시작으로 나뉘지기 시작하며 분기가 거듭될수록, 즉 중간 마디(intermediate node)들을 계속해서 지날수록 계속해서 나뉘지며

각 집합에 속한 데이터의 개수는 줄어든다. 분류 문제에 적용되는 경우 끝 마디(terminal node)에 모인 데이터들의 범주에 따라 데이터를 각각의 집단으로 분류한다.

decision tree는 각각의 노드에서 데이터를 분류할 때 분류 뒤 각 영역의 불순도(impurity)를 최소화하는 방향으로 학습을 하며, 불순도는 엔트로피(entropy), 지니 계수(Gini index), 또는 오 분류 오차(misclassification error)를 이용해 측정한다.

<Figure 4> Structure of decision tree.



Decision tree는 모형의 학습이 간단하고 모형의 구조를 시각화할 수 있다는 장점이 있지만, 학습에 사용된 데이터가 조금만 달라지더라도 모형의 구조가 달라질 수 있다는 불안정성 및 표본 외 예측에서 높은 예측 오차를 보이는 과적합(overfitting)⁹⁾ 문제가 발생할 확률이 높다는 단점 또한 지닌다.

RF는 개별적인 decision tree가 지닌 불안정성 및 과적합 문제를 보완하기 위해 다수의 훈련된 decision tree를 사용하는 앙상블(ensemble)¹⁰⁾ 학습 방법이다. RF는 배깅(bagging)¹¹⁾ 알고리즘을 통해 각 decision tree를 훈련할 때 무작위성을 도입한다. 즉, 각각의

-
- 9) 과적합은 머신러닝 모형이 훈련 데이터를 과하게 학습해, 잡음(noise)에 해당하는 데이터까지 모형화 하는 현상이다. 과적합이 발생하면 훈련 데이터에 대해서는 높은 예측 정확도를 보이지만, 모형화에 이용하지 않은 새로운 데이터가 주어졌을 때 예측 오차가 크게 나타나게 된다.
 - 10) 앙상블 학습은 다수의 머신러닝 모형을 학습해 그 모델들의 예측 결과를 기반으로 하나의 예측치를 도출하는 방법론이다.
 - 11) 배깅 알고리즘은 부트스트래핑(bootstrapping)을 통해 훈련데이터에서 샘플을 여러 번 추출해 각 모형을 학습시켜 결과를 집계하는 알고리즘이다.

decision tree들은 같은 데이터를 바탕으로 훈련되는 것이 아니라 전체 데이터에서 무작위로 추출된 표본들을 바탕으로 훈련된다. 이렇게 서로 다른 데이터들을 통해 훈련된 decision tree들을 사용해 예측치를 도출함으로써 데이터에 따라 모형에 달라지는 불안정성을 해소한다.

더 나아가, 각각의 decision tree를 훈련할 때 사용되는 데이터와 마찬가지로 예측변수들 또한 무작위로 선택된 일부분만 사용하게 된다. 예를 들어 자산의 가격 변동성을 예측하는데 거래량이 가장 높은 예측력(예측변수라고 하자)을 가진 예측변수라고 하자. 이런 경우에 모든 예측변수를 이용해 decision tree들을 훈련하는 경우 대부분 거래량을 중심으로 모형이 구성되어 decision tree들이 유사한 구조를 가지게 된다. RF는 각 마디에서 데이터를 나눌 때 무작위적으로 선택된 예측변수들을 이용함으로써 나무들 사이의 유사도를 낮춘다.

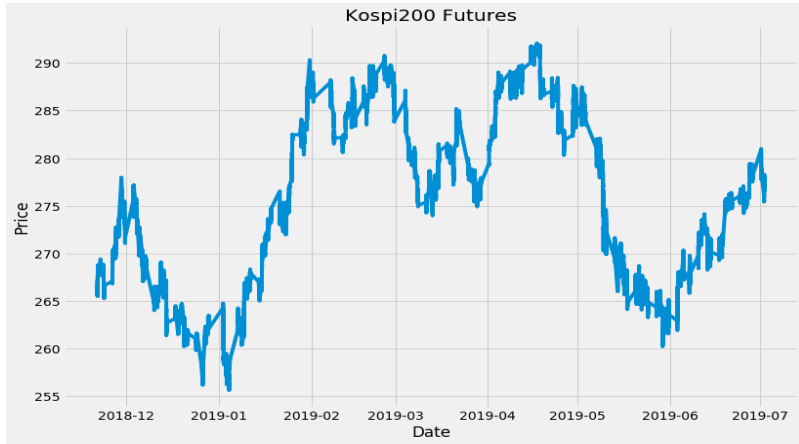
요약하면, decision tree는 일반적으로 훈련 데이터(training data)에서의 성능은 탁월하다. 그러나 실험 데이터(test data)에서의 예측 성능은 떨어지는 과적합 문제와 예측분산이 높아지는 경향을 보인다. RF는 배깅 알고리즘을 통해 decision tree를 다수 생성함으로써 표본 외 예측에서의 예측 오차를 줄이는 것으로 이해될 수 있다.

IV. 데이터 및 기초통계량

본 연구에서는 Kосpi200 지수 선물의 실시간 체결 데이터를 실증 분석에 이용한다. 표본 기간은 2018년 11월 21일부터 2019년 7월 2일까지 총 150 거래일이며¹²⁾, 총 데이터 관측 수는 525만 6743개다. 데이터는 국내증권사의 HTS(home trading system)를 이용해 수집했다. <Figure 5>는 Kосpi200 지수 선물의 시계열을 도식화한 것이다. 표본 기간이 150 거래일이라는 점에서 각 바(bar) 구성법들이 일별 이상의 저빈도에서 가격에 대해 예측력을 가지는지 분석하기에는 부족하다. 하지만 총 관측 수가 500만 개 이상이라는 점에서 바(bar) 단위의 고빈도에서 분석을 진행하기에는 충분하다고 판단된다. 특히 분석 기간 중 Kосpi 선물이 등락을 거듭하고(지속적인 상승이나 하락이 아닌) 있어 짧은 거래일수가 문제가 되지 않는다고 판단된다.

12) 자료기간은 이용 가능성(availability)으로 임의적 기간이며, 특정한 경제적 논거에 의해 결정된 것은 아니다.

<Figure 5> Time series of KOSPI200 Futures



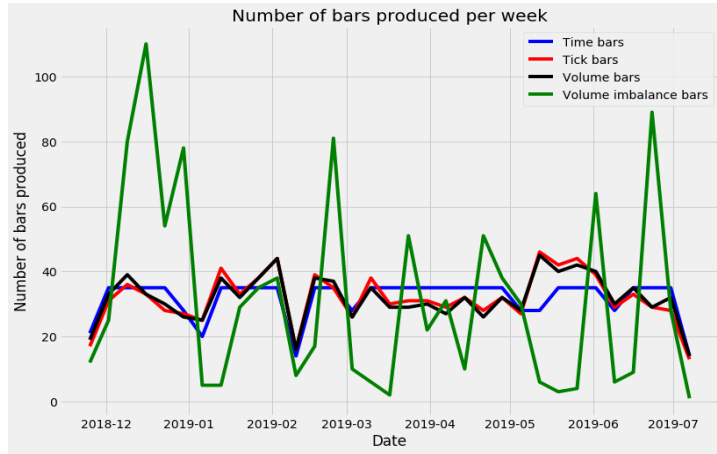
다음으로는 각 바(bar) 구성법들에 따라 데이터들을 구성했다. 각 바(bar)를 통해 추출한 정보가 고빈도 가격 움직임에 대해 예측력을 가지는지 비교하기 위해서 각 바의 구성 빈도를 비슷하게 맞춰야 한다. 앞에서 다뤘듯이 VIB(Volume Imbalance Bar)는 주문 흐름이 기대 수준에서 벗어날 때마다 바(bar)를 구성하기 때문에 사전적으로는 총 몇 개의 바(bar)가 구성되는지 알 수가 없다. 따라서 먼저 VIB를 이용해 바를 구성한 후 시간 바(bar), 틱 바(bar) 및 거래량 바(bar)는 VIB로 구성된 바의 개수에 맞게 기준을 설정했다.

원자료를 바탕으로 VIB를 적용해 데이터를 구성한 결과 총 1,038개의 바(bar)가 만들어졌다. 시간 바(bar)는 60분마다, 틱 바는 5006번의 거래가 있을 때마다, 그리고 거래량 바는 29206계약이 거래될 때마다 바(bar)를 구성해 각각 1049개, 1050개, 그리고 1049개의 바를 만들었다. <Figure 6>은 각 바(bar) 구성법들을 이용해 구성한 바들의 주별 개수를 나타낸다.

먼저 시간 바의 경우 시간에 따른 바(bar) 개수의 변동성이 거의 없으며, 휴일 등으로 장이 열리지 않았던 때만 바(bar) 개수가 감소한 것을 볼 수 있다. 다음으로 틱 바(bar), 거래량 바(bar)는 시장에서 일정량의 활동이 있을 때마다 바(bar)가 구성된다¹³⁾. 이들은 시간 바(bar)와 비교해 상대적으로 변동성이 큰 편인데, 이는 거래횟수 및 거래량의 일별 변동성이 반영된 것으로 이해할 수 있다.

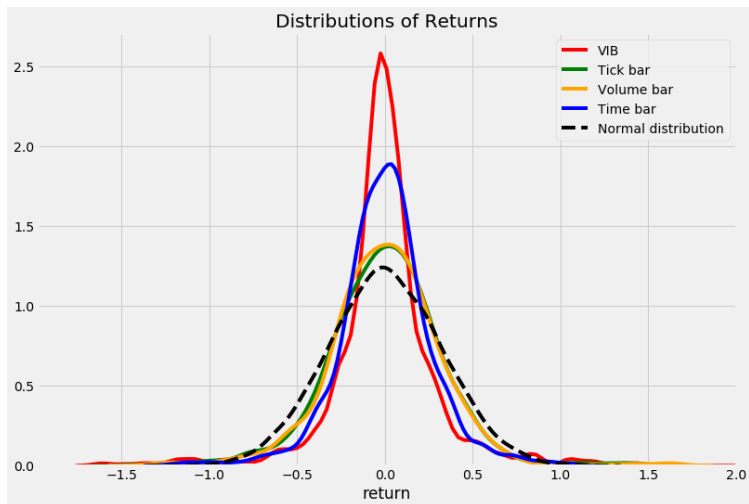
13) 앞서 언급한 거래량 및 틱 바(bar)의 숫자를 조정해도 생성되는 바(bar)의 숫자는 유사하였다.

<Figure 6> Number of Bars Produced Per Week



VIB는 모든 바(bar) 중에서 주별로 생성되는 바(bar) 개수의 변동성이 가장 크다. 앞서 언급했듯이 VIB는 정보를 가진 정보우월자들이 거래에 참여할 때마다 바(bar)를 구성하는 것으로 간주한다. 따라서 바(bar)들이 많이 구성된 때는 정보우월자들이 거래에 많이 나섰을 때이며, 반대로 바들이 많이 구성되지 않았을 때는 정보우월자들이 거래에 많이 나서지 않았던 때로 이해할 수 있다.

<Figure 7> Distributions of Returns



각 바(bar)로 구성된 KOSPI200 지수 선물의 수익률 분포는 <Figure 7>에 나타났다. 틱 바(bar)와 거래량 바(bar)의 수익률 분포가 정규분포에 가장 가깝게 나타났으며 시간 바(bar)의 수익률은 이들과 비교해 고점도(leptokurtic)의 분포를 보인다. 이러한 차이는 시간 바(bar)를 사용할 경우 거래량의 일중 계절성에 노출되기 때문이다¹⁴⁾. 마지막으로 VIB는 다른 바들에 비해 정규분포와 가장 다른 분포를 보인다. 이는 각 바의 길이가 일정하지 않은 VIB의 특성으로 인한 것으로 이해할 수 있다.¹⁵⁾

V. 실증 분석

1. 실증 방법론 개요

본 절에서는 종속변수와 예측변수는 어떻게 설정하는지, 각 머신러닝 모형의 하이퍼파라미터(hyperparameter)는 어떻게 선택하는지 및 예측치를 어떻게 도출하는지 등 머신러닝 모형을 이용한 실증 분석 과정을 전반적으로 설명한다.

먼저, 머신러닝 모형이 예측할 종속변수의 경우는 가격이 증가하는지 또는 감소하는지에 따라 0과 1의 값을 부여했다. 기존의 연구에서는 가격의 방향성을 측정하기 위해 각 바(bar)의 종가를 기준으로 사용한 것에 반해, 본 연구에서는 현재 바(bar)의 증가와 다음 바(bar)의 고가를 비교해 가격의 방향성을 판단했다.

종가 대신 고가를 사용한 이유는 첫째, 종가를 이용하는 경우 가격이 따르는 경로에 대한 정보가 누락 됨에 따라 가격의 방향성에 대한 측정 오차가 발생할 가능성이 존재하기 때문이다. 둘째, VIB(Volume imbalance bar)는 시장에서 사적정보를 가진 정보우월자들의 거래 활동이 있을 때마다 바(bar)를 구성하기 때문에 각 바(bar)의 종가는 해당 바(bar)가 구성되는 동안 발생한 정보에 영향을 받는다. 따라서 종가보다는 고가를 기준으로 가격의 방향성을 측정하는 것이 옳다고 판단된다. <Table 1>은 각각의 바(bar)마다 종속변수를 어떻게 설정했는지 요약한다.

14) 9시 개장 후 5분 동안의 거래량이 12시 후 5분 동안의 거래량보다 월등하게 높은 것처럼, 거래량에는 일중 패턴이 존재한다. Lopez de Prado(2018a)는 타임 바(bar)의 경우 거래량의 일중 계절성에 영향을 많이 받기 때문에 이에 대한 대안으로 틱 바(bar) 및 거래량 바(bar)를 사용할 것을 주장했다.

15) VIB의 경우 각 바의 길이가 일정하지 않은 것은 시장에 사적정보가 불규칙적으로 발생하는 것으로 이해할 수 있다.

<Table 1> Dependent Variable

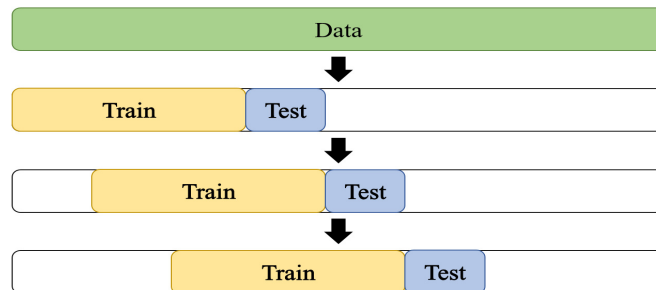
<Table 1> presents how the dependent variable is labeled. $\Delta P_t \equiv P_t^h - P_{t-1}^c$ denotes the price change between the close, high price of two adjacent bars. Then, y_t is labeled 1(0) if ΔP_t is bigger(smaller) than the threshold.

	Time bar	Tick bar	Volume bar	VIB
Threshold	$\Delta P_t \geq 0.35$	$\Delta P_t \geq 0.5$	$\Delta P_t \geq 0.5$	$\Delta P_t \geq 0.2$
$y = 1$	52.5%	52%	53%	51.5%
$y = 0$	47.5%	48%	47%	48.5%

종속변수는 다음 바(bar)의 고가가 해당 바(bar)의 증가보다 임계치 이상으로 상승하는 경우에는 1로 설정했으며, 그렇지 못한 경우에는 0으로 설정했다. 임계치는 바마다 각 범주에 속하는 데이터의 비율을 최대한 비슷하게 맞추도록 설정했다¹⁶.

종속변수를 예측하는데 필요한 설명변수로는 각 바의 수익률, 거래량 및 주문 흐름이 사용되었다. 미시구조론은 거래량과 주문 흐름이 정보와 밀접한 관련이 있다고 주장한다. 앞서 언급했듯이 주문 흐름은 사적정보의 거래 행위와 밀접한 관련이 있으며, 거래량은 시장에 유입되는 정보의 양과 비례해 시장정보의 대리변수로 볼 수 있다¹⁷. 따라서 이러한 예측변수 설정은 미시구조론의 함의를 바탕으로 사적정보 및 시장정보를 이용해 고빈도 가격 움직임을 예측하는 것으로 이해할 수 있다.

<Figure 8> Structure of Rolling Window



16) 일반적으로 머신러닝의 분류 모형들은 각각의 범주(0 또는 1)에 속한 종속변수의 비율이 균형적이지 않으면 학습이 제대로 이루어지지 않는다. 따라서 임계치를 종속변수의 비율을 기준으로 설정하는 것은 이러한 문제를 방지하기 위한 것으로 이해할 수 있다.

17) 시장정보는 시장에서 발생하는 모든 정보를 지칭한다. 이는 뉴스가 발생했을 때 그에 반응하여 투자자들이 거래에 나서, 거래량이 증가하는 현상으로 이해할 수 있다.

다음으로, 각각의 머신러닝 모형들을 훈련하고 표본 외 예측 성능을 비교·분석하기 위해 본 연구에서는 롤링 윈도우(rolling window) 방식을 따른다. 롤링 윈도우는 금융 분야에서 예측모형의 성능을 측정할 때 빈번하게 사용되는 방법론으로, 그 구조를 도식화하면 <Figure 8>과 같다. 그림에서 볼 수 있듯이, 롤링 윈도우는 윈도우의 크기를 고정한 채 데이터를 따라 이동하면서 예측치를 도출하는 방법이다. 본 연구에서는 윈도우의 크기를 400바(bar)¹⁸로 구성했으며, 각각의 윈도우에 속한 훈련 데이터로 머신러닝 모형을 훈련한 후 그 다음 바(bar)의 가격 움직임을 예측한다.

각 예측모형의 표본 외 예측 성능을 평가할 지표로 재현율(recall), 정밀도(precision), 그리고 정확도(accuracy)를 사용한다. 이들은 예측모형의 예측 결과를 요약한 혼동행렬(confusion matrix)을 바탕으로 정의된다. 혼동행렬을 시각화하면 <Table 2>와 같다.

<Table 2> Confusion Matrix

		Actual	
		Positive	Negative
Predicted	Positive	<i>tp</i>	<i>fp</i>
	Negative	<i>fn</i>	<i>tn</i>

이를 바탕으로 재현율, 정밀도 및 정확도는 다음과 같이 정의된다.

$$Precision = \frac{tp}{tp + fp}$$

$$Recall = \frac{tp}{tp + fn}$$

$$Accuracy = \frac{tp + tn}{tp + tn + fp + fn}$$

혼동행렬에서 *fn*은 실제값이 참인데 거짓으로 예측을 잘못된 경우를 나타내는 제1종 오류(type I error)를 나타내며, *fp*는 반대로 실제값이 거짓인데 참으로 잘못 예측하는 제2종 오류(type II error)를 나타낸다. 따라서 정확도가 예측모형의 전반적인 예측 성능을 측정한다면, 재현율과 정밀도는 예측모형이 제1종 오류와 제2종 오류에 얼마나 강건한지 측정한다.

18) 표본 외 예측을 진행하는데 다양한 윈도우 크기를 적용했으나 분석결과 유의미한 차이는 발생하지 않아, 본 논문에서는 윈도우 크기를 400바로 했을 때의 결과를 보고한다.

마지막으로, SVM과 RF는 학습을 진행하기 전에 사용자가 하이퍼파라미터(Hyperparameter)를 설정해야 한다. 본 연구에서는 그리드 탐색(grid search)을 통해 최적의 하이퍼파라미터 조합을 도출한다. 그리드 탐색은 사전적으로 하이퍼파라미터들이 취할 수 있는 값들을 미리 정해두고, 모든 가능한 조합 중 가장 좋은 성능을 보이는 하이퍼파라미터 조합을 도출한다. 롤링 윈도우의 각 윈도우마다 하이퍼파라미터를 설정하는 것이 가장 이상적이지만, 계산량이 너무 많아지는 문제가 있어 각각의 바마다 전 표본을 이용하여 하이퍼파라미터들을 설정했다. <Table 3>은 모형별로 설정해야 하는 하이퍼파라미터들의 종류 및 그들이 취할 수 있는 범위를 나타낸다.

<Table 3> Hyperparameters and Candidate Values

<Table 3> presents hyperparameters, and the candidate values of each hyperparameter. Each hyperparameter is chosen via the grid search method.

	SVM		Random Forest
<i>C</i>	[0.001, 0.01, 0.1, 1, 10, 100, 1000]	Number of Trees	[1, 10, 20, 30, 40, 50]
<i>Gamma</i>	[0.001, 0.01, 0.1, 1, 10, 100, 1000]	Maximum depth	[1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10]
<i>Kernel</i>	Linear, RBF, Sigmoid	Predictors per node	[1, 2, 3]

2. 실증 분석 결과

(1) 바(bar)별 표본 외 예측 결과

각 바(bar)별 표본 외 예측 결과는 <Table 4>에 요약되어 있다. 틱 바(bar), 그리고 거래량 바(bar)는 0.5 내외의 예측 정확도를 기록해, 랜덤워크와 차이가 없어 예측력이 없는 것으로 분석되었다. 시간 바(bar)는 이들에 비해 예측 정확도가 약간 상승했지만 크게 유의미한 수준은 아닌 것으로 판단된다. 반면, VIB(Volume Imbalance bar)로 구성된 데이터는 최소 0.65의 예측 정확도를 기록해 가격의 움직임에 대한 예측력을 가진다는 것을 보여주고 있다.¹⁹⁾

19) 본 논문에서는 서로 다른 모형들의 예측력을 비교하는데 통계적 검정을 사용하지 않지만, 다양한 설정에서 VIB의 예측 성능 지표들이 다른 바(bar)들에 비해 일관되게 높다는 점에서 결과가 유의미하다고 판단된다.

<Table 4> Out of Sample Forecast Results

<Table 4> presents the out-of-sample forecast results of Logistic regression, SVM and Random forest. Forecast ability of each model is evaluated by Precision, Recall and Accuracy.

Bar type	Model	Precision	Recall	Accuracy
Time bar	Logistic regression	0.54	0.69	0.54
	SVM	0.52	0.59	0.52
	Random forest	0.54	0.58	0.54
Tick bar	Logistic regression	0.51	0.76	0.49
	SVM	0.51	0.79	0.50
	Random forest	0.49	0.54	0.48
Volume bar	Logistic regression	0.53	0.70	0.52
	SVM	0.52	0.76	0.51
	Random forest	0.50	0.52	0.48
VIB	Logistic regression	0.67	0.73	0.65
	SVM	0.70	0.66	0.65
	Random forest	0.69	0.76	0.68

구체적으로 시간 바, 틱 바, 그리고 거래량 바의 예측 결과를 살펴보면 로지스틱 회귀모형과 SVM의 경우 재현율이 정밀도에 비해 높다. 즉, 제2종 오류가 상대적으로 크게 나타났다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 주로 예측모형의 성능이 좋지 않고 종속변수가 특정 범주에 몰려있는 경우 나타나게 된다. 즉, 목적변수가 더 많이 몰려있는 방향으로 예측치를 도출하는 것으로 이해할 수 있다. <Table 5>를 살펴보면 바의 종류를 막론하고 가격이 오르는 경우가 떨어지는 경우보다 근소하게 많음을 확인할 수 있는데, 이러한 경향성이 결과에 반영된 것으로 판단된다.

<Table 5> Confusion Matrix of Time Bar-Logistic Regression Model

		Actual	
		Positive	Negative
Predicted	Positive	228	193
	Negative	102	126

Chinco et al.(2019)은 주가 움직임에 영향을 미치는 정보는 불규칙하게 발생하며 주가에 빠르게 반영된다고 분석한다. 이는 가격이 오를지, 아니면 떨어질지 예측할 때 임의의 시점에서 예측하기보다 정보가 발생했을 때, 그리고 그 정보가 가격에 반영되기 전에 예측해야 함을 시사한다. 즉, 위의 결과는 기존의 바(bar)들은 정보 발생 시점을

제대로 포착하지 못해 예측력이 낮지만 VIB는 시장에서 정보가 발생하는 시점들을 효과적으로 반영해 예측력이 높게 나타나는 것으로 해석된다.

다른 한편으로, VIB의 높은 예측 정확도는 바(bar)가 형성되는 시간(duration)이 불규칙하기 때문일 가능성도 존재한다. 가격의 변동성은 시간에 비례하기 때문에 고가를 기준으로 종속변수를 설정하는 본 연구의 설계상 바가 형성되는데 걸리는 시간이 길어질수록 가격이 오르는 것으로 분류될 가능성이 높아진다. VIB의 경우도 바가 형성되는데 걸린 시간과 고가, 시가 차이의 상관관계수가 0.57로 나타나 이러한 경향이 반영된 것을 확인할 수 있다. 만약 바가 형성되는 시간에 패턴이 존재한다면 <Table 5>에서 확인한 VIB의 높은 예측력은 정보를 효과적으로 반영했기 때문이라고 해석하는 것보다 예측모형이 이러한 패턴을 파악했기 때문이라고 해석해야 한다.

이러한 가능성을 확인하기 위해 목적변수를 다르게 설정하여 표본 외 예측을 다시 진행했다. 다음 바의 고가를 기준으로 가격이 올랐는지, 떨어졌는지 판단하는 대신 이번에는 각 바의 종가를 기준으로 가격의 방향성을 판단했다. 바가 형성되는 시간과 시가, 종가 차이의 상관관계수가 0.02로 나타나 변동성 패턴의 영향을 분석하는데 종가를 기준으로 목적변수를 설정하는 것이 적절하다고 판단된다.

앞서 언급했듯이 VIB는 시장에서 정보가 발생할 때마다 바를 구성하기 때문에, 각 바의 종가는 서로 다른 정보를 담고 있어 이를 기준으로 가격의 움직임을 판단하는 것은 부적절할 수 있다. 하지만 새로운 정보가 발생해 바가 형성되기 전까지 가격은 직전 바에서 발생한 정보의 영향을 받기 때문에, 이것이 해당 바의 종가에도 다소 영향을 미칠 것으로 판단된다. 따라서 만약 VIB의 높은 예측력이 가격 움직임에 영향을 미치는 정보를 효과적으로 포착하기 때문이라면 종가를 기준으로 가격 움직임을 측정했을 때도 예측력의 차이가 나타나야 한다. 목적변수를 재설정해 진행한 표본 외 예측 결과는 <Table 6>에 요약했다.

먼저, 시간 바와 틱 바, 거래량 바의 경우 예측 정확도가 <Table 5>의 결과와 크게 달라지지 않은 것을 확인했다. 따라서 이들의 경우에는 가격의 방향성을 어떤 기준에 따라 판단하는지와 관계없이 가격의 움직임에 대한 예측력이 없다. VIB의 경우에는 앞선 결과에 비해 예측 정확도가 다소 감소했다. 하지만 로지스틱 회귀모형의 경우를 제외하면 SVM과 RF의 경우 0.6에 가까운 예측 정확도를 기록해 종가를 기준으로 가격의 움직임을 측정했을 때도 예측력을 지닌 것을 확인했다.

<Table 6> Out of Sample Forecast Results based on Close Prices

<Table 6> presents the out-of-sample forecast results of <Table 4> in an alternative setting where the dependent variable is labeled based on close prices.

Bar type	Model	Precision	Recall	Accuracy
Time bar	Logistic regression	0.50	0.83	0.49
	SVM	0.51	0.85	0.51
	Random forest	0.54	0.58	0.54
Tick bar	Logistic regression	0.53	0.80	0.53
	SVM	0.52	0.89	0.51
	Random forest	0.49	0.54	0.48
Volume bar	Logistic regression	0.49	0.63	0.50
	SVM	0.51	0.55	0.52
	Random forest	0.48	0.47	0.48
VIB	Logistic regression	0.57	0.52	0.55
	SVM	0.60	0.53	0.58
	Random forest	0.60	0.56	0.59

이러한 결과는 <Table 5>에서 확인한 VIB의 높은 예측력이 바가 형성되는 시간 때문이 아님을 확인해준다. 따라서 VIB가 보인 높은 예측 정확도는 그것이 불규칙적으로 발생하는 정보를 효과적으로 포착하기 때문이다. 마지막으로, <Table 6>에서 VIB의 예측 정확도가 앞선 결과에 비해 다소 감소한 것은 바가 형성될 때 새롭게 발생한 정보가 증가에 영향을 미치기 때문으로 판단된다.

(2) 예측모형에 따른 예측력 비교 · 분석

바의 종류에 따라 예측력이 다르게 나타난다는 결과는 예측모형을 선택하기에 앞서 데이터를 효과적으로 구성하는 것이 중요함을 의미하지만, 예측 정확도를 최대한 높이기 위해서는 적절한 예측모형을 선택하는 것 또한 중요하다. 따라서 본 절에서는 머신러닝 모형을 통해 앞서 확인한 VIB의 예측력을 더욱 높일 수 있는지 분석한다.

먼저, <Table 5>의 표본 외 예측 결과를 보면 VIB는 로지스틱 회귀모형과 SVM으로는 0.65, RF는 0.68의 예측 정확도를 기록했다. 즉, 머신러닝 모형의 예측 정확도가 로지스틱 회귀모형과 비교해 높지만 크게 유의미한 수준은 아니다.

그러나 머신러닝 모형의 예측 성능은 모형을 훈련하는데 사용되는 데이터의 양에 크게 영향을 받으며, 특히 변수들 사이에 비선형적 관계가 존재하는 경우에 이런 경향이 더욱 두드러지게 나타난다. 따라서 모형을 훈련할 때 사용하는 데이터의 크기를 다양하게 설정해 훈련 데이터의 양에 따라 모형의 예측 성능이 어떻게 변하는지를 살펴봐야 정확한

비교가 가능하다. 이를 위해 각 모형별로 윈도우의 크기를 점진적으로 늘려가며 표본 외 예측 성능이 어떻게 변하는지를 분석했다. 윈도우의 크기별 표본 외 예측 결과는 <Table 7>에 요약했다.

<Table 7> Out of sample forecast results based on rolling window size.

<Table 7> presents out of sample forecast results of different rolling window size. All results are based on VIB(Volume imbalance bar).

Window size	Model	Precision	Recall	Accuracy
50	Logistic regression	0.62	0.62	0.61
	SVM	0.60	0.56	0.59
	Random forest	0.63	0.63	0.62
100	Logistic regression	0.62	0.65	0.62
	SVM	0.63	0.56	0.60
	Random forest	0.64	0.63	0.62
200	Logistic regression	0.65	0.67	0.63
	SVM	0.66	0.64	0.64
	Random forest	0.66	0.67	0.64
300	Logistic regression	0.67	0.69	0.65
	SVM	0.69	0.64*	0.65
	Random forest	0.68	0.69	0.66
400	Logistic regression	0.67	0.73	0.65
	SVM	0.70	0.66	0.65
	Random forest	0.69	0.76	0.68
500	Logistic regression	0.68	0.71	0.65
	SVM	0.72	0.67	0.67
	Random forest	0.72	0.74	0.70
600	Logistic regression	0.69	0.75	0.68
	SVM	0.74	0.70	0.70
	Random forest	0.72	0.73	0.70
700	Logistic regression	0.68	0.76	0.67
	SVM	0.73	0.71	0.69
	Random forest	0.72	0.71	0.69
800	Logistic regression	0.72	0.79	0.69
	SVM	0.78	0.76	0.73
	Random forest	0.77	0.74	0.71
900	Logistic regression	0.66	0.81	0.70
	SVM	0.74	0.78	0.75
	Random forest	0.74	0.72	0.74

먼저, 세 모형 모두 윈도우 크기를 늘려갈수록 예측 정확도가 향상되는 것으로 나타났다. 이는 모형의 종류와 관계없이 훈련 데이터의 양이 많아질수록 예측력이 향상됨을 의미한다. 그러나 모형별로 훈련 데이터양의 증가에 따른 예측 정확도의 향상 정도는

다소 차이가 존재한다. 로지스틱 회귀모형의 경우 가장 작은 윈도우에서는 0.62, 그리고 가장 큰 윈도우에서는 0.7을 기록해 0.08의 예측 정확도 향상이 있었던 반면 RF와 SVM은 각각 0.12와 0.15의 향상을 기록해 훈련 데이터양의 증가에 따른 예측 성능 향상은 머신러닝 모형이 우월한 것으로 나타났다.

윈도우 크기별로 예측 결과를 살펴보면 300 이하에서는 세 모형이 거의 동일한 예측 정확도를 기록했다. 특히, 100 이하에서는 로지스틱 회귀모형의 예측 성능이 SVM보다 앞서는 것을 확인할 수 있다. 그러나 윈도우의 크기가 점점 커질수록 SVM과 RF 예측 성능이 로지스틱 회귀모형을 앞지르게 되며 윈도우 크기가 900에 이르러서는 정확도에서 4~5%의 차이가 나는 것을 확인할 수 있다.

이러한 결과는 훈련 데이터양이 늘어나면서 RF와 SVM은 목적변수의 비선형적 결정경계를 정확하게 학습하기 때문이지만, 로지스틱 회귀모형의 예측 성능 또한 크게 뒤떨어지지 않는 것으로 보아 비선형성의 정도가 크지는 않은 것으로 판단된다. 이는 이용 가능한 데이터의 양이 많지 않을 때 머신러닝 모형으로 예측하는 것은 효율적이지 않으며, 머신러닝 모형을 이용할 때 사전적으로 많은 데이터를 확보해야함을 의미한다.

VI. 결론

본 연구에서는 미시구조론의 함의를 이용해 바를 구성했을 때, 그리고 머신러닝 모형을 이용해 고빈도 가격 움직임을 더욱 정확하게 예측할 수 있는지를 분석했다. 분석 결과 미시구조론의 함의를 이용한 VIB(Volume Imbalance Bar)는 예측력을 지닌 것에 반해 기존에 많이 쓰이는 시간 바, 틱 바(bar) 및 거래량 바(bar)는 예측력이 없는 것으로 나타났다. 또한, 훈련 데이터양을 늘릴수록 머신러닝 모형의 예측 성능이 로지스틱 회귀모형보다 향상되는 것으로 나타났다.

특히 같은 원자료를 사용하더라도 어떤 기준에 따라 바를 구성하냐에 따라 머신러닝 모형의 예측력이 유의미하게 차이가 난다는 발견은 머신러닝 모형의 접목 및 새로운 예측변수의 도입에 치중한 기존 국내외 연구들에 새로운 경험적 사실을 추가했다. 미시구조론의 함의를 이용해 바를 구성했을 때 머신러닝 모형의 예측력이 가장 높아진다는 발견은 앞으로의 금융 머신러닝 연구에 있어서 기존의 미시구조론 연구들을 활용하는 것이 중요함을 시사한다.

하지만 데이터의 표본 기간이 상대적으로 짧아 바(bar) 구성법에 따른 예측력이 일별 이상의 저빈도에서도 유의미한 차이가 나는지를 분석하지 못한 점, 가장 기본적인 변수들인 수익률, 거래량 및 주문 흐름만을 예측변수로 했다는 점, 그리고 서로 다른 모형들의 예측력 차이를 비교하는데 통계적 검정을 사용하지 않은 점은 본 연구의 한계점으로 뽑힌다. 따라서 향후 연구들에서는 미시구조론 변수들을 예측변수로 사용했을 때 머신러닝 모형의 예측 성능에 어떤 영향을 끼치는지, 저빈도 등 다양한 빈도에서도 바(bar) 구성법에 따라 예측 성능이 유의미하게 차이가 나는지 등을 분석하는 것과 머신러닝 모형을 이용한 분석 결과에 적용 가능한 통계적 검정을 제시하는 것은 금융 연구에 머신러닝 방법론을 효율적으로 응용하는데 중요할 것으로 판단된다.

<참 고 문 헌>

1. 김동영, 박제원, 최재현, “SNS와 뉴스기사의 감성분석과 머신러닝을 이용한 주가예측 모형 비교 연구,” 『한국IT서비스학회지』, 제13권 제3호, 2014, 221-233.
(Translated in English) Kim, D. Y., J. W. Park, and J. H. Choi, “A Comparative Study between Stock Price Prediction Models Using Sentiment Analysis and Machine Learning Based on SNS and News Articles,” *Journal of Information Technology Services* 13(3), 2014, 221-233.
2. 김명현, 이세호, 신동훈, “K-Nearest Neighbors(K-NN) 알고리즘을 통한 KOSPI200 선물지수 예측효과 연구,” 『대한경영학회지』, 제28권 제10호, 2015, 2613-2633.
(Translated in English) Kim, M. H., S. H. Lee, and D. H. Shin, “Predictability Test of K-Nearest Neighbors(K-NN) Algorithm: Application to the KOSPI 200 Futures,” *Korean Journal of Business Administration* 28(10), 2015, 2613-2633.
3. 김용석, 조성욱, “한국어 텍스트 분석과 적용: 머신러닝을 통한 증권발행신고서의 비정형화된 텍스트 분석,” 『한국증권학회지』, 제48권 제2호, 2019, 215-235.
(Translated in English) Kim, Y. S. and S. W. Joh, “Text Analysis for IPO firms in Korea: Analysis of Korean Texts in Registration Statements via Machine Learning,” *Korea Journal of Financial Studies* 48(2), 2019, 215-235.
4. 라운선, 최홍식, 김선웅, “서포트 벡터 머신을 이용한 VKOSPI 일 중 변화 예측과 실제 옵션 매매에의 적용,” 『지능정보연구』, 제22권 제4호, 2016, 177-192.
(Translated in English) Ra, Y. S., H. S. Choi, and S. W. Kim, “VKOSPI Forecasting and Option Trading Application Using SVM,” *Journal of Intelligence and Information Systems* 22(4), 2016, 177-192.
5. 윤종문, “딥러닝 신경망을 이용한 신용카드 부도위험 예측의 효용성 분석,” 『금융연구』, 제33권 제1호, 2019, 151-183.
(Translated in English) Yoon, J. M., “Effectiveness Analysis of Credit Card Default Risk with Deep Learning Neural Network,” *Journal of Money and Finance* 33(1), 2019, 151-183.
6. Chincó, A., A. Clark-Joseph, and M. Ye, “Sparse Signals in the Cross-section of Returns,” *Journal of Finance* 74(1), 2019, 449-492.
7. Easley, D., N. M. Kiefer, and M. O’Hara, “One day in the life of a very common stock,” *Review of Financial Studies* 10, 1997, 805-835.

8. Easley, D., M. Lopez de Prado, and M. O'Hara, "The Volume Clock: Insights into the High-Frequency Paradigm," *The Journal of Portfolio Management* 39(1), 2012, 19-29.
9. Easley, D., M. Lopez de Prado, and M. O'Hara, "Discerning Information from Trade Data," *Journal of Financial Economics* 120(2), 2016, 269-286.
10. Easley, D., M. Lopez de Prado, and M. O'Hara, "Microstructure in the Machine Age," *Working Paper*, 2019.
11. Geron, A., "Hands-On Machine Learning with Scikit-Learn and TensorFlow," *O'Reilly*, 2017.
12. Gentzkow, M., B. Kelly, and M. Taddy, "Text as data," *NBER working paper* No. 23276, 2017.
13. Glosten, L. and P. Milgrom, "Bid, Ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders," *Journal of Financial Economics* 14(1), 1985, 71-100.
14. Gu, S., B. Kelly, and D. Xiu, "Empirical Asset Pricing via Machine Learning," *Chicago Booth Research Paper* No. 18-04, 2018.
15. James, G., D. Witten, T. Hastie, and R. Tibshirani, "An Introduction to Statistical Learning with Applications in R," *Springer*, 2017.
16. Laborda, R. and J. Laborda, "Can tree-structured classifiers add value to the investor?," *Finance Research Letters* 22, 2017, 211-226.
17. Jegadeesh, N. and D. Wu, "Word power: A new approach for content analysis," *Journal of Financial Economics* 110(3), 2013, 712-729.
18. Lopez de Prado, M., *Advances in Financial Machine Learning*, John Wiley & Sons, 2018a.
19. Lopez de Prado, M., "Ten Applications of Financial Machine Learning," Available at SSRN 3365271, 2018b.
20. Murphy, K., "Machine Learning: A Probabilistic Perspective," MIT Press, 2012.
21. O'Hara, M., "High frequency market microstructure," *Journal of Financial Economics* 116(2), 2015, 257-270.
22. Rossi, A., "Predicting Stock Market Returns with Machine Learning," Working paper, University of Maryland, 2018.
23. Samuel, A. L., "Some Studies in Machine Learning Using the Game of Checkers," *IBM Journal of Research and Development* 3, 1959, 210-229.
24. Vlastakis, N. and R. Markellos, "Information demand and stock market volatility," *Journal of Banking & Finance* 36(6), 2012, 1808-1821.

< Abstract >

Forecasting Ability of Machine Learning Algorithms using High-frequency Data: KOSPI200 Futures

Suk Jin Park^{*} · Chae Shick Chung^{**}

This paper investigates the effectiveness of machine learning algorithms and microstructure theory in predicting high frequency price movement. While accurately predicting future prices of financial assets has always been a major concern for the financial sector, recent developments in analytics tools and accessibility to new data have stimulated academics to pursue research.

There are two main ways in which machine learning algorithms are incorporated into financial research. The first is to increase the predictive power of models by adopting machine learning techniques that have not been used in previous studies (Yoon, 2019; Laborda and Laborda, 2017). Secondly, machine learning algorithms are also used to identify new predictive variables (Kim and Joh, 2019; Gentzkow et al., 2017).

On the other hand, there is very little discussion regarding the criteria to construct structured dataset from raw financial data. While microstructure theory argues that active informed traders leave characteristic footprints in market data, incorrectly structured data may fail to extract this information effectively. In this aspect, de Prado(2018a) suggested VIB(volume imbalance bar) based on implications of microstructure theory, which sample bars when informed traders are active.

Therefore, this study examines whether or not VIBs contain predictive information regarding future price movement. Using tick data of KOSPI 200 futures, we constructed VIBs and three standard bar types widely used by practitioners and academics: time bar, tick bar and volume bar. Then,

* First Author, Ph.D Student, School of Economics, Sogang University (+82-2-705-8179, E-mail: sukjinp1@gmail.com)

** Corresponding Author, Professor, School of Economics, Sogang University, (+82-2-705-8704, E-mail: cschung7@gmail.com)

we produced out of sample predictions of one-bar ahead price movement and compared prediction performances of different bar types. In order to test the effectiveness of machine learning algorithms, we used logistic regression as the benchmark and compared the prediction accuracy with SVM(support vector machine) and random forest, two machine learning algorithms widely applied in financial research.

The results of the analysis can be summarized as follows. First, the prediction accuracies of time bar, tick bar and volume bar were no better than a random walk. On the other hand, the prediction accuracy of data constructed with VIB was 65% at least, implying that it contains predictive information regarding future price movement. Chinko et al.(2019) argues that predictive information of returns are sparse and short-lived. Therefore it is better to predict price movements when an information event takes place, and before that information is reflected in the price than predicting them at a random time. This result shows that while VIB incorporates predictive information by effectively identifying the presence of informed traders, standard bar types fail to capture this information.

Second, as the size of training data increases, prediction accuracies of SVM and random forest outperform the prediction accuracy of logistic regression. While there is no significant difference when the training data is small, the gap widens with more training data and eventually resulting in a 5% difference in the biggest training data size. This result implies that machine learning algorithms may enhance prediction accuracy given large data.

This study shows that even though the same raw data is used, prediction accuracy of machine learning algorithms may differ depending on the criteria of how the structured dataset is constructed. Synchronizing bar constructions with information flows may capture predictive information. On the other hand, sampling bars based on chronological time may lead to a significant loss of information. Therefore, while the majority of financial machine learning research focus on model implementation and producing new predictor variables, this research shows that proper construction of structured data is also an important feature.

Keywords : High Frequency Data, Machine Learning, Microstructure, Bar,
Private Information

JEL Classification : G14, G17

거시경제변수를 이용한 한국 국채 초과수익률 분석*

강한길** · 이순희***

— 국문초록 —

본 연구는 한국 국채시장에서 초과수익률을 결정하는 요인을 실증적으로 분석한다. 분석에는 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도금리요인과 거시경제변수를 사용하였다. 세부적으로 거시경제변수는 현재 경제상황을 수치화해서 나타내는 통계자료와 미래 경제상황에 대한 서베이자료, 경제전문가의 경제전망자료를 포함한다. 실증분석 결과, 선도금리요인은 초과수익률에 대해 예측력을 가지지만 Cochrane and Piazzesi와 달리 채권초과수익률을 설명하는 단일요소는 아니며, 장기채권의 초과수익률에 대한 예측력이 단기채권 초과수익률에 비해 낮게 나타났다. 거시경제변수 중에서는, 현재 경제상태를 나타내는 경제지표와 경제전문가의 경제전망지표는 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있지 않았으나, 소비자과 생산자가 미래 경제환경에 대해 가지는 예측정보를 포함하는 서베이자료는 중장기채권 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가지고 있었다. 따라서 한국국채시장의 초과수익률에 대한 정보는 이자율 곡선 내 상당히 포함되어 있으나, 이 외에도 이자율 곡선에 포함되어 있지 않으면서 초과수익률에 대한 예측력을 가지는 요소가 있음을 실증적으로 확인하였다.

핵심단어 : 채권초과수익률, 거시경제변수, 선도금리요인

JEL 분류기호 : G12

투고일 2019년 11월 17일; 수정일 2019년 12월 16일; 게재 확정일 2019년 12월 26일

* 이 논문은 2018학년도 신입교수정착연구비에 의하여 연구되었음.

** 한국거래소 증권·파생상품연구센터 부연구위원(Tel: 051-662-2852, E-mail: hkangfree@gmail.com)

*** 교신저자, 경북대학교 경영대학 조교수(Tel: 053-950-5436, E-mail: soonhee@knu.ac.kr)

I. 서론

국채는 신용위험이 없는 자산으로, 단기 국채수익률은 투자성과를 비교분석 하는데 기준수익률로 사용되며 기타 금융상품의 가격을 계산하는데 중요한 정보로 사용되고 있다. 그리고 장기채권의 수익률은 채권시장참여자들의 만기까지의 경제환경에 대한 정보를 포함하고 있기 때문에, 수익률 곡선은 경제참여자들이 미래 경제환경에 대한 정보를 얻을 수 있는 중요한 수단이 된다. 이에 많은 연구자들은 이자율 곡선으로부터 정보를 유추하고, 이자율의 움직임을 설명하기 위해 많은 노력을 경주하였다. 이와 달리, 투자자의 입장에서 국채는 서로 다른 만기를 가지는 투자자산으로서 각각의 위험과 그에 대한 기대수익률을 가지고 있으며, 투자자는 이러한 정보에 따라 최적의 투자를 결정한다. 이러한 측면에서, 연구자들은 투자자산으로서 국채가격움직임을 이해하기 위해서 이자율 움직임뿐 아니라 초과수익률과 그 초과수익률의 결정요인을 밝히고자 노력하였다. 이처럼 국채시장에 관한 연구는 크게 이자율 곡선과 초과수익률에 대한 연구로 구분할 수 있다.

그러나 각각의 분석 대상이 다르다고 하더라도 동일한 자산의 가격에 대한 연구로서 서로 밀접하게 관련되어 있을 수밖에 없고, 이는 어파인 이자율모형(*affine term structure model*, 이하 어파인 모형)을 통해 쉽게 설명할 수 있다. 어파인 모형에서는 단기이자율(*instantaneous interest rate*)이 어파인 확산(*affine diffusion*) 형태를 가지는 상태변수의 선형결합으로 이루어진다고 가정하고, 이 가정하에서 현물이자율과 기대초과수익률은 모두 상태변수의 값에 대한 선형함수임을 보였다. 즉, 이자율 기간구조를 결정하는 요인과 요인의 동적형태를 알면 기대초과수익률 역시 동시에 결정된다. 따라서 어파인 모형에서 초과수익률을 설명하는 요인은 이자율 곡선으로부터 유추할 수 있다. Cochrane and Piazzesi(2005)는 채권초과수익률이 선도금리의 선형결합으로 이루어진 단일요인에 의해 예측됨을 보임으로써 어파인 모형이 성립될 수 있음을 실증적으로 보였다. 그러나 이후 Duffee(2011), Ludvigson and Ng(2009), Joslin, Priebsche, and Singleton(2014)이 이자율 곡선에 포함되어있지 않은 정보가 초과수익률을 유의하게 설명할 수 있음을 이론적·실증적으로 보였고, 이자율 곡선 정보 이외 채권초과수익률 결정 요소를 찾고자 하는 노력이 현재까지 이어지고 있다.

본 연구에서는 한국 국채초과수익률의 결정요인에 대해 살펴보았다. 먼저 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도이자율 요인이 채권초과수익률을 예측하는지 확인하였다.

다음으로, 거시경제지표가 채권초과수익률에 대해 추가적인 예측력을 가지는지 살펴 보았다. 연구에 사용된 거시경제지표는 현재 거시경제환경을 나타내는 거시경제지표뿐 아니라 향후 경제환경에 대한 예상을 나타내는 생산자·소비자의 서베이자료(경제동향 지표)와 경제전문가의 경제전망을 포함하고 있다. 주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 한국 국채시장에서 이자율 요인은 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있다. 그러나 Cochrane and Piazzesi(2005)와 달리, 평균초과수익률을 설명하는 이자율 요인과 만기 별 초과수익률을 설명하는 요인이 통계적으로 같다는 가설은 기각되었다. 이로써 한국 국채시장의 초과수익률이 이자율 단일요인(one factor)에 의해 결정되는 것은 아님을 보였다. 둘째, 현재 거시경제환경을 알려주는 경제지표는 초과수익률에 대해 예측력을 가지지 않았다. 셋째, 미래 경제환경과 관련된 지표 중에서, 경제동향지표는 중장기 채권초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있지만 경제전문가들의 경제전망은 초과수익률에 대해 예측력을 가지지 않았다. 종합하면, 한국채권시장의 채권초과수익률에 대한 정보는 수익률 곡선 내 상당히 포함되어 있으나, 이 외에도 채권 이자율 곡선에 포함되어 있지 않으면서 초과수익률에 대한 예측력을 가지는 정보가 있음을 실증적으로 확인하였다.

한국 국채시장은 발행규모로 봤을 때 코스피 시장의 50% 이상으로, 경제적으로 상당히 중요한 투자자산이다.¹⁾ 그럼에도 불구하고 한국 국채시장에 대해서 발표된 연구는 그 규모에 비해 적은 편이며, 그 중에서도 채권 초과수익률에 대한 연구는 다른 연구주제에 비해 상대적으로 더욱 적었다. 채권 초과수익률에 대한 최근 연구를 요약하면, 옥기울, 안형호(2011)는 채권 초과수익률이 기간 스프레드, 배당수익률, 채무불이행 스프레드, 지수초과수익률, 기대 인플레이션과 같은 경제지표를 통해 설명되는지 살펴보았으며, 채권 지수수익률이 이자율 곡선 기울기, 주가지수수익률, 실질이자율에 의해 설명되는 것을 보였다. 강장구, 강한길, 이순희, 이은미(2015)는 채권 초과수익률이 이자율 곡선 정보와 함께 이자율을 결정하는 대표적인 요인인 인플레이션과 실물 생산의 장·단기 변화에 의해 설명되는지 살펴보았는데, 결과적으로 이자율 곡선 외 정보는 채권 초과수익률에 예측력이 없었다. 박도준, 엄영호, 한재훈(2019)은 일부의 채권지수 초과수익률이 소비관련 변수에 의해 유의하게 설명됨을 보였다. 이와 같이 몇몇의 연구들은 이자율 곡선 정보, 주가지수수익률, 기대 실질이자율, 인플레이션, 실물 생산, 소비 등과 같은

1) 2019년 8월 말 기준, 국고채권 발행잔액은 613.5조 원이고 코스피 상장주식의 시가총액은 1,378조 원이다.

다양한 지표를 이용하여 채권 초과수익률이 예측되는지 살펴보았으며, 그 중의 일부 변수들이 예측력을 가지고 있음을 보였다. 그러나 이러한 연구들은 회사채를 포함하는 지수수익률을 살펴봄으로써 무위험자산인 국채 초과수익률에 대한 정보를 온전히 포함하지 않으며, 채권초과수익을 예측함에 있어 주식수익률, 소비관련 변수, 인플레이션, 실물생산량과 같은 한정된 지표만을 사용하여 국채의 가격결정요소에 대해 충분히 고려하고 있다고 보기에는 어려움이 있다. 본 연구는 이자율 곡선 정보와 다양한 거시경제 지표를 통합적으로 이용하여 국채 초과수익률 결정요인을 살펴보았다는 점에서 기존 연구를 보완하였다. 이뿐 아니라 시장참여자와 경제전문가들의 미래 경제환경에 대한 예측정보를 분석에 사용함으로써 국채 가격결정 요인에 대한 연구를 확대하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 본 연구와 관련된 선행연구들을 살펴본다. 제III장에서는 사용된 자료와 분석 방법론에 대해 설명하고, 제IV장에서는 논문에서 수행한 분석의 결과를 설명한다. 마지막으로 제V장에서는 결론 및 제언을 제시한다.

II. 문헌연구

어파인 모형은 위험중립척도(risk-neutral measure) 하에서 단기 명목 이자율(instantaneous nominal interest rate)이 어파인 확산모형(affine diffusion process)을 따르는 상태변수(state variables)의 선형결합으로 결정된다고 가정하며, 이러한 가정하에서 로그 채권가격 혹은 현물이자율(spot rate)은 상태변수의 선형으로 표시된다(Duffie and Kan, 1996; Dai and Singleton, 2000; Duffee, 2002). 이렇게 결정된 채권가격은 채권만기에 받을 금액 1을 확률할인요소(stochastic discount factor)를 이용하여 구한 현재의 기댓값으로도 나타낼 수 있다. 즉, 장기채권의기대 초과수익률은 위험에 대한 보상, 상태변수의 변동성의 곱에 일정비율로 결정된다. 따라서 만약 위험에 대한 보상이 상태변수와 특정관계에 있다면 장기채의 초과수익률 역시 상태변수에 대한 함수로 나타낼 수 있으며, 결과적으로 어파인 모형 하에서는 이자율 기간구조와 채권초과수익률 모두 동일한 요소에 의해 설명될 수 있다.

이러한 이론적 발전에 기반하여, 많은 연구들은 어파인 모형에서 현물이자율 움직임을 설명하는 상태변수와 그 상태변수의 동적형태에 대해 살펴보았다. Dai and

Singleton(2000)은 3 요인 모형이 현물이자율 움직임에 잘 설명함을 보였으며, Duffee(2002)는 3 요인 모형 중에서도 위험에 대한 보상이 상태변수와 비선형결합의 형태를 띠는 경우에 보다 높은 설명력을 가지는 것을 보였다. 이러한 연구결과들은 만기 별 현물이자율의 움직임이 세요인(level, slope, curvature)에 의해 설명된다는 기존의 실증결과와도 일맥상통한다. 채권초과수익률에 대해 연구한 Cochrane and Piazzesi(2005) 역시 어파인 모형을 지지하는 실증결과를 보였다. Cochrane and Piazzesi는 만기 별 채권 초과수익률이 투자 시점의 선도금리에 의해 설명됨을 보이고 동시에 만기 별 선도금리의 계수가 평균 초과수익률을 설명하는 선도금리의 계수와 통계적으로 다르지 않음을 보였다. 이는 채권초과수익률이 이자율 곡선의 여러 점의 선형결합(이하 선도금리요인) 만으로도 잘 설명될 수 있다는 것을 의미하며, 어파인 모형이 의미하는 바와 같이 이자율 곡선과 초과수익률을 결정짓는 요인이 동일한 것으로 해석할 수 있다. 특히 이 결과는 기존의 연구결과와 달리 초과수익률이 선도금리의 결합으로 이루어진 단일 요인에 의해 잘 설명됨을 보이는 것으로, 채권 수익률 연구에 중요한 전환점이 되었다. 그러나 이후의 채권초과수익률에 대한 연구에서는 기존의 어파인 모형에 기반한 연구결과와 다소 다른 결과를 보여준다.

Kessler and Scherer(2009)는 7개 국가의 국채시장에 대해 선도금리요인의 예측력을 살펴보았다. 초과수익률이 단일 선도금리요인으로 설명된다는 제약이 없는 경우에는 선도금리가 채권초과수익률을 잘 설명하였으나, 단일 선도금리요인의 제약이 있는 경우에는 예측력이 현격히 감소하는 것을 보였다. 또한 각 국채시장에서 추정된 선도금리요인의 계수가 미국과 달리 텐트모양이 아닌 다양한 형태를 가지는 것을 발견하였다. 이 결과에 근거하여 선도금리요인이 모든 만기 채권의 수익률을 예측하는 것은 아니라는 결론을 내렸다. 또한 Ludvigson and Ng(2009)은 주성분분석(Principal Component Analysis)을 통하여 구한 거시경제변수의 요인들이 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도금리요인을 고려하고도 초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있음을 보였다. Ludvigson and Ng(2009)은 거시경제정보가 이자율요인과 함께 채권초과수익에 대해 예측력을 가지는 것을 발견하였다. 이 결과를 바탕으로, 거시경제지표와 잠재된 상태변수가 이자율 기간구조를 설명한다고 본 Ang and Piazzesi(2003)의 연구와 달리, 채권초과수익률을 결정하는데 중요한 정보가 이자율 곡선에 모두 반영되어 있지 않을 가능성이 있음을 주장하였다. Duffee(2011)는 특정 요인이 초과수익률을 설명하더라도 이자율 곡선에는 영향을 미치지 않을 수 있음을 수리적으로 증명하였다. 동시에 국채가격자료를 이용하여 초과수익률은

설명하지만 이자율과 독립인 요인이 산업생산증가량, 인플레이션, Ludvigson and Ng(2009)의 실물경제활동 변수와 유의한 음의 관계에 있음을 보임으로써, 거시경제정보가 이자율 곡선에 포함되지 않는 요인일 수 있음을 실증적으로 보였다. Sekkel(2011)은 미국, 호주, 영국 등 10개국에서 선도금리요인이 초과수익률을 잘 예측하는 것을 보인다. 그러나 2008년 금융위기 이후 대부분의 국가에서 선도금리요인의 초과수익률에 대한 예측력이 하락하여, 채권초과수익률을 결정하는 모든 정보가 이자율 곡선에 내재되어 있지 않을 가능성이 있음을 주장하였다. EU 지역에 속한 10개국의 국제 수익률의 결정요인에 대해서 살펴본 Georgoutsos and Migiakis(2013) 역시 이와 유사한 결과를 보인다. 해당 국가들은 EU라는 단일 경제적 집단에 속하므로, 금융자산가격이 유사한 요인에 의해 결정될 가능성이 있다. 그러나 각 국의 금리 정보, 주식변동성, 기대심리지수, 신용위험지표 등을 이용하여 초과수익률을 회귀분석한 결과, 각 국가에서 서로 다른 변수가 채권초과수익률에 대해 예측력을 가지는 것을 발견하였다. 뿐만 아니라 Sekkel(2011)과 유사하게, 고변동성과 저변동성의 경제환경에서 채권초과수익률을 설명하는 변수 역시 서로 차이를 보였다. Cooper and Priestley(2009), Cieslak and Povala(2015), Eriksen(2017)은 각각 산업생산갭, 인플레이션의 장기추세와 순환요인, 미래 경제 상황에 대한 예측지표가 초과수익률에 대한 예측력을 가진다는 것을 보여, 기존의 거시경제변수를 이용한 초과수익률에 대한 연구결과와 궤를 같이하고 있다.

이 외에도, 거시경제환경의 변동성이 초과수익률을 결정하는데 중요한 역할을 한다는 연구가 있다. 인플레이션에 대한 불확실성(Buraschi and Jiltsov, 2005; Wright, 2011), 경제예측에 대한 편차(Xiong and Yan, 2009), 정책·정치에 대한 불확실성(Chen, Jiang, and Tong, 2017; Julio and Yook, 2012; Pástor and Veronesi, 2013), 금융시장의 변동성(Mueller, Vedolin, and Yen, 2012)이 변동성을 나타내는 지표로 사용되었으며, 각 요소들이 초과수익률에 대해 예측력을 가진다고 분석되었다.

한국 국채의 초과수익률에 관한 연구 역시 유사한 결과를 보이고 있다. 옥기울, 안형호(2011)는 채권 초과수익률이 기간 스프레드, 배당수익률, 채무불이행스프레드, 지수 초과수익률, 실질단기금리와 같은 경제지표를 통해 설명되는지 살펴보았다. 평활전이회귀(Smooth Transition Regression) 모형을 이용함으로써 설명 변수가 경제 국면에 따라 서로 다른 영향을 미칠 수 있는, 즉 거시경제정보와 초과수익률이 비선형 관계를 가지는 일반적인 경우를 포함하여 살펴보았다. 분석 결과, 다양한 지표들이 초과수익률에 대해 예측력을 가지지만, Georgoutsos and Migiakis(2013)의 결과와 같이 경제 국면에 따라 서로 다른

지표가 초과수익률에 대해 예측력을 가짐을 보였다. 강장구 외(2015)는 이자율을 결정하는 대표적인 요인인 인플레이션과 실물 생산에 발생한 충격이 채권 초과수익률을 설명하는지 살펴보았다. 미국 채권시장에 대한 Cieslak and Povala(2015)와 Cooper and Priestley(2009)의 연구와 달리, 한국시장에서는 해당 거시변수에 발생한 충격이 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가지지 못함을 보였다. 박도준 외(2019)는 소비관련 지표들이 금융자산의 초과수익률을 설명하는지 살펴보았는데, 이는 소비지표, 잉여소비비율, 총자산대비 소비비율, 소비대비 소득비율이 투자자/소비자의 위험회피도와 인적자원과 위험자산의 구성효과를 설명한다는 연구결과를 바탕으로 하고 있다. 실증분석 결과, 주식초과수익률, 부동산지수 초과수익률과 일부의 채권지수 초과수익률은 소비관련 변수에 의해 유의하게 설명되었다. 그러나 이 연구에서 채권지수는 국채, 특수채 및 기타 우량등급의 회사채를 포함하고 있어, 국채 초과수익률이 소비관련 지표들에 의해 설명되는지는 불분명하다. 김명옥, 최명민(2013)은 다수의 거시경제지표가 국채수익률을 설명하는지 살펴보았다. 다만, 이 연구는 채권의 초과수익률에 대한 연구가 아니라 채권 수익률이 실현된 시점의 거시경제 변수에 의해 설명되는지에 대해서 살펴보았다. 즉, 현재의 채권가격이 현재 경제 상황에 영향을 받아 결정되는지를 살펴보는 것으로, 채권 초과수익률의 예측력에 관한 연구와는 차이가 있다.

Ⅲ. 연구 자료 및 방법론

1. 연구의 자료

본 연구에는 ㈜한국자산평가에서 제공하는 1년, 2년, 3년, 4년, 5년, 6년, 7년, 9년, 10년 만기의 월별 국채 현물이자율(spot rate)을 사용하였다. 분석기간은 2000년 12월부터 2019년 2월까지이다. 기존의 연구가 평균 3년 미만의 만기를 가지는 단기 채권포트폴리오, 5년 이하의 중단기 채권초과수익률을 살펴본 것과 달리, 본 연구는 중·장기채권을 모두 포함하여 분석함으로써 보다 포괄적인 국채시장에 대한 분석결과를 제시한다.

거시경제정보는 이자율 요인 외에 채권초과수익률에 대한 정보를 포함하는 지표로 언급되고 있다. 많은 기관들이 경제지표를 조사·발표하고 있는데, 이는 크게 현재 경제환경을 나타내는 지표와 미래 경제환경에 대한 예측지표로 나눌 수 있다. 현재 경제상태를

나타내는 경제지표로 블룸버그 내 주요경제지표의 월별자료를 사용하였으며, 기간은 2000년 12월부터 2019년 2월까지이다. 미래 경제환경에 대한 시장참여자의 예상을 나타내는 지표로는 경기동향지표와 경제전문가의 주요경제지표에 대한 경제전망을 사용하였다. 경기동향지표는 소비자대지수(CSI), 경기실사지수(BSI), 구매관리자지수(PMI)를 포함하며, 경제전문가의 경제전망은 전년대비 물가상승률, 실질 GDP 상승률과 실업률에 대한 예측 평균값을 사용하였다.²⁾ 경제전망지표는 현물이자율, 거시경제지표와 달리 보다 최근예야 발표되기 시작되어, 분석에는 2009년 7월부터 2019년 2월까지 월별 자료가 사용되었다.³⁾ 분석에 사용된 각 경제지표의 세부내용은 <Table 1>과 같다.

<Table 1> Macroeconomic Variables

<Table 1> lists the macro-economic variables used in this study. All data are obtained from Bloomberg.

No	Title	Bloomberg ticker	Source
1	Index of Industry Production (s.a)	KOIPISA Index	KOSTAT
2	Index of manufacturing production capacity (s.a)	KOIPMS Index	KOSTAT
3	Index of producer's shipments (YoY %)	KOPSIY Index	KOSTAT
4	Index of producer's inventory (YoY %)	KOPIIY Index	KOSTAT
5	Index of operating ratio	KOIPMC Index	KOSTAT
6	Manufacturing survival ratio (MoM % s.a)	KOIPOPSM Index	KOSTAT
7	Total equipment investment (YoY %)	KOIVCPEY Index	KOSTAT
8	Construction Completed (YoY %)	KOIVCCY Index	KOSTAT
9	Construction Orders Received (YoY %)	KOIVCONY Index	KOSTAT
10	Retail Sales Total (YoY %)	KOCGCGY Index	KOSTAT
11	Service Industrial Output Volume (YoY %)	KOSVTOTY Index	KOSTAT
12	Permits Number of Buildings (YoY %)	KOBONTL Index	Bank of Korea
13	House price index	KOHP TTL Index	Kookmin bank
14	RP rate (%)	KORP7D Index	Bank of Korea
15	CD rate (91 days) (%)	KWCDC Curncy	Bank of Korea
16	KOSPI index	KOSPI Index	Korea Exchange
17	KOSDAQ index	KOSDAQ Index	Korea Exchange
18	KRW/USD	KRW Curncy	Bank of Korea

- 2) 구매관리자지수(PMI, Purchasing Management Index)는 제조업체의 구매담당자를 대상으로 한 기업의 신규 주문과 생산, 수주잔량, 고용, 재고 등에 대한 설문결과를 바탕으로 생성되며, 경기전망을 보여주는 직접적인 지표 중 하나이다.
- 3) 현재 경제전망자료는 보다 많은 지표에 대해 발표되고 있으나 발표시점과 각 지표 별 참여기관의 수가 다르다. 본 연구에서는 최소 5기관 이상의 전망자료를 포함하는 지표 중에서 장기간 발표된 전망자료를 분석에 사용하기로 하였다.

<Table 1> Macroeconomic Variables(Continued)

	No	Title	Bloomberg ticker	Source
	19	Effective KRW/USD	ATWIKRW Index	Westpac group
	20	Unemployment ratio (% sa)	KOEAUERS Index	KOSTAT
	21	No. employees (YoY %)	KOEAEEMPY Index	Ministry of Employment and Labor
	22	Income for employees ((YoY %)	KOQEEYOY Index	Ministry of Employment and Labor
	23	Opening to application ratio	SKLIOTAR Index	KOSTAT
	24	Financial account(USD mil)	KOBPFIN Index	Bank of Korea
	25	Capital account (USD mil)	KOBPCA Index	Bank of Korea
	26	Direct investment index (USD mil)	KODIBAL Index	Bank of Korea
	27	Current Account (USD mil)	KOBPTB Index	Bank of Korea
	28	Trade balance (USD mil)	KOTRBAL Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	29	Export (YoY %)	KOEXTOTY Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
Macroeconomic variables	30	Import (YoY %)	KOIMTOTY Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	31	Export price index	KOEXPTI Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	32	Import price index	KOIMPTI Index	Ministry of Trade, Industry and Energy
	33	Produce price index (YoY %)	KOPPIYOY Index	Bank of Korea
	34	CPI (YoY %)	KOCPIYOY Index	KOSTAT
	35	CoreCPI (YoY %)	SKCIYOY Index	KOSTAT
	36	Government Budget Balance (KRW bil)	KOGFBAL Index	Bank of Korea
	37	M0 monetary supply (YoY %)	KOMSMBY Index	Bank of Korea
	38	M1 monetary supply (YoY %)	KOMS1Y Index	Bank of Korea
	39	M2 monetary supply (YoY %)	KOMS2Y Index	Bank of Korea
	40	LF (M3) monetary supply (YoY %)	KOMS3Y Index	Bank of Korea
	41	L monetary supply (YoY %)	KOMSLY Index	Bank of Korea
		BSI for manufacturers	KOBSMC Index	Bank of Korea
		BSI for non-manufacturers	KOBSNMC Index	Bank of Korea
Survey data		BSI (sa)	SKBSICSA Index	The federation of korean industries
		ManufacturingPMI (sa)	MPMIKRMA Index	Markit
		CSI	KOCCCSI Index	Bank of Korea
Economists' forecasts		Real GDP (YoY %)	ECGDKR	
		CPI (YoY %)	ECPIKR	
		Unemployment rate (%)	ECUPKR	

2. 분석 방법론

(1) 변수 정의

만기를 n년으로 하는 채권의 현물이자율(r_t^{t+n})은 t시점으로부터 n년 뒤에 1원을 지급받는 가상의 무이표국채의 현재가(P_t^n)를 나타내는 지표로서

$$r_t^{t+n} = -\frac{1}{n} \ln(P_t^n) \quad (1)$$

로 나타낼 수 있으며, 현물이자율로부터 구해지는 t 시점에서 n-1년과 n년간의 선도이자율은 아래와 같이 정의한다.

$$f_t^{(n-1, n)} = r_t^n \times n - r_t^{n-1} \times (n-1) \quad (2)$$

n년 만기 채권을 1년간 보유한 경우의 초과수익률(rx_t^n)은 n년 만기 채권의 1년 보유수익률과 1년 만기 채권의 수익률의 차이로 나타내며, 다음과 같이 정의한다.

$$rx_{t+1}^n = \ln(P_{t+1}^{n-1}) - \ln(P_t^n) - r_t^1 \quad (3)$$

<Table 2>는 채권의 현물이자율, 선도이자율, 초과수익률에 대한 기초통계량을 나타낸다. 평균적으로 만기가 길어질수록 현물이자율과 선도이자율이 증가하는 경향이 있음을 볼 수 있으며, 이자율의 표준편차는 만기가 길어질수록 증가하다가 다소 감소하는 움직임을 보인다. 1년 초과수익률의 평균과 표준편차는 모두 만기에 따라 증가하고 있다.

<Table 2> Descriptive Statistics

		1 yr	2 yr	3 yr	4 yr	5 yr	6 yr	7 yr	9 yr	10 yr
Spot rates (%)	Average	3.41	3.63	3.73	3.91	3.99	4.10	4.16	4.24	4.26
	S.D	1.35	1.42	1.45	1.51	1.53	1.54	1.54	1.51	1.52
Forward rates (%)	Average	3.41	3.84	3.95	4.45	4.30	4.67	4.52		4.46
	S.D	1.35	1.52	1.56	1.74	1.67	1.69	1.55		1.56
Excess returns (%)	Average		0.65	0.99	1.77	1.91	2.60	2.73		3.46
	S.D		0.87	1.63	2.43	3.23	3.97	4.62		6.72

경제환경은 추상적인 개념으로, 이를 파악하기 위해 <Table 1>에 정리된 것처럼 다양한 자료가 사용된다. 비록 각각의 지표를 생성하는 방법과 그 대상은 서로 다르지만, 상당수의 지표는 매우 유사한 정보를 포함하고 있거나 서로 관련이 깊다. 따라서 채권 초과수익률이 경제환경에 의해 결정되는지를 분석함에 있어 경제환경을 나타내는 모든 지표를 이용하는 것은 바람직하지 않다. 본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하기 위해서 주성분분석(Principal Component Analysis, 이하 PCA)을 이용하여 다차원의 정보를 보다 낮은 차원의 정보로 변환한 후, 이를 이용하여 초과수익률을 분석하였다.

본 연구에서는 수집된 총 세 그룹의 지표(거시경제지표, 경기동향지표, 경제전망지표)에 대해 각각 주성분분석을 수행하여, 기존 자료가 가지는 정보를 포함하는 새로운 변수를 생성하였다.⁴⁾ 주성분 분석은 주어진 자료들을 선형결합하여 기존 자료의 움직임(변동성)을 설명하면서도 서로 독립적인 새로운 변수를 만들어 내는 방법으로, 주성분 분석에 의해 생성된 변수의 개수는 기존의 자료와 동일하다. 따라서 생성된 변수 중에서 기존의 자료를 가장 많이 설명하는 일부의 요인을 선택함으로써 분석에 사용된 변수의 수를 줄일 수 있으며, 요인 선택의 기준은 기존 자료의 분산에 대한 설명력이다. 각 그룹에서 생성된 주성분 요인들이 분산을 설명하는 비중을 순서대로 나타내면 <Table 3>과 같다. 이 중에서, 경기동향지표와 경제전망지표는 총 분산의 80%이상을 설명하도록 각각 2개와 1개의 주성분 요인이 분석에 사용되었다. 그러나 거시경제지표는 원자료의 수가 많아 주성분 요인의 총 분산에 대한 설명력이 크지 않기 때문에 동일한 규칙에 따라 요인의 수를 결정하기에는 어려움이 있다. 이에 따라, 총 분산에 대해 높은 설명력을 가지는 2개의 요인을 이용하여 분석에 사용하였다.⁵⁾ 거시경제지표의 주성분 요인에 대한 설명은 추후 분석결과에서 기술하도록 한다. 결과적으로 거시경제지표, 경기동향지표, 경제전망지표로 구성된 그룹별로 각각 2개, 2개, 1개의 변수가 분석에 사용되었다. 각 그룹에서 분산 설명력이 큰 변수를 기준으로 i 번째 성분을 각각 $PCA_M(i)$, $PCA_S(i)$, $PCA_E(i)$ 라고 표시한다.

4) 연구에 사용된 비정상시계열(nonstationary process) 거시경제변수는 차분하여 정상시계열(stationary process)로 변환 후 사용하였다.

5) 주성분 분석에서 적정 요인 개수를 선택함에 있어 원 자료의 변동성의 일정비율을 설명하도록 요인의 수를 정하는 것 외에도, Bai and Ng(2002)와 Onatski(2010)의 방법도 많이 사용되며, 각 방법에 따라 유의미한 주성분 요인의 수가 달라진다. 그러나 사용된 주성분 요인의 수에 따라 실증분석 결과가 유의미하게 달라지지 않아, 편의상 2개의 주성분 요인에 대해 기술하도록 한다.

<Table 3> The Fraction of Explained Variance over Total Variance

This table shows the percentage of the total variance explained by each principal component. Each column represents the PCA components from 41 indicators of macro-economic variables(PCA_M), 5 indicators of survey data(PCA_S) and 3 indicators of economists' forecasts(PCA_E), respectively.

	Macroeconomic variables (PCA_M)	Survey data (PCA_S)	Economists forecasts (PCA_E)
1	19	60	91
2	13	24	6
3	8	9	4
4	7	5	
Total	45	97	100

(2) 주요 분석방법

본 연구는 크게 두 부분으로 구성되어 있다. 첫 번째는 채권 초과수익률이 이자율 단일 정보에 의해서 예측되는지를 살펴보고, 두 번째는 거시경제 정보가 추가적으로 채권 초과수익률에 대해 예측력을 가지는지 살펴본다.

이자율 단일 정보의 초과수익률에 대한 예측력은 Cochrane and Piazzesi(2005)의 방법론을 따르기로 한다. 먼저 아래 식 (4)와 같이 만기가 5년 이하인 채권의 초과수익률을 선도금리에 대해 회귀분석하여, 각 만기의 초과수익률이 선도금리에 의해 설명되는지 그리고 선도금리의 계수가 모든 만기의 채권에 동일한 형태를 가지는지 살펴본다.

$$rx_{t+1}^n = b'_n f_t + u_{t+1}^n \text{ where } f_t = [1, f_t^{(0,1)}, f_t^{(1,2)}, f_t^{(2,3)}, f_t^{(3,4)}, f_t^{(4,5)}], n = 2, 3, 4, 5 \quad (4)$$

동시에 모든 만기의 초과수익률을 평균한 평균초과수익률을 선도금리에 대해 회귀분석하여 평균초과수익률이 이자율에 의해 예측되는 값을 추정하고($c' f_t$, 이하 선도금리요인 혹은 CP 요인),

$$\overline{rx_{t+1}^n} = c' f_t + \overline{u_{t+1}^n} \text{ where } f_t = [1, f_t^{(0,1)}, f_t^{(1,2)}, f_t^{(2,3)}, f_t^{(3,4)}, f_t^{(4,5)}] \quad (5)$$

추정된 값(fitted value)를 독립변수로 하여 만기 별 채권초과수익률을 회귀분석한다.

$$rx_{t+1}^n = \gamma_n (c' f_t) + \delta_{t+1}^n \text{ where } n = 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

마지막으로, 식 (4)에 의해 구해진 계수(b')와 식 (6)에서 구해진 선도금리 계수($\gamma c'$)가 같은지 분석한다.

이 분석에서는 채권 초과수익률이 이자율 정보에 의해 예측되는지, 그리고 그 이자율 요인이 모든 만기의 채권수익률을 설명하는 단일요인인지를 살펴볼 수 있다. 만약 채권초과수익률이 이자율 정보로 구성된 단일 요인에 의해 설명된다면 식 (4)의 계수와 식 (6)의 선도금리 계수가 통계적으로 같음은 기각되지 않을 것이다.

본 연구에서는 장기채권의 초과수익률이 위 선도금리요인에 의해 설명되는지 추가 분석하였다. 식 (5)에서 5년 이하 만기채권의 평균초과수익률을 1~5년 선도금리로 설명한 것과 같이 6, 7, 10년 만기 장기채권의 평균초과수익률을 장기선도금리로 추정하고, 아래의 식 (7)과 같이 장기채권 평균초과수익률 추정값과 앞서 구한 선도금리요인이 장기채권의 초과수익률을 설명하는지 살펴보았다.

$$rx_{t+1}^n = \gamma_n (c' f_t) + \phi_n (c_2' Lf_t) + \delta_{t+1}^n \quad (7)$$

$$\text{where } Lf_t = [f_t^{(5,6)}, f_t^{(6,7)}, f_t^{(9,10)}], n = 6, 7, 10$$

이 분석을 통해 장기채권의 초과수익률이 단기채권의 이자율 요인에 의해 설명되는지 살펴볼 수 있다. 만약 Cochrane and Piazzesi(2005)와 같이 채권초과수익률이 이자율 단일요인에 의해 설명된다면 초과수익률을 결정하는 모든 정보는 앞서 구한 선도금리요인에 포함되어 있을 것이며, 장기 이자율 요인은 유의한 예측력을 가지지 않을 것으로 예상할 수 있다

다음으로는 채권 초과수익률이 이자율요인 외 거시경제환경지표에 의해서 설명되는지 살펴본다. 앞서 자료 설명에서 서술한 바 대로, 현재 경제지표 주성분 요인(PCA_M), 경제동향지표 주성분 요인(PCA_S), 경제전문가의 경제전망 주성분 요인(PCA_E) 이 채권초과수익률에 대해 예측력을 가지는지 식 (8)과 같이 회귀분석을 통해 살펴본다.

$$rx_{t+1}^n = \gamma_n (c' f_t) + \phi_n' PCA_t + \delta_{t+1}^n \quad (8)$$

$$\text{where } PCA_t = [PCA_M, PCA_S, PCA_E],$$

$$n = 2, 3, 4, 5, 6, 7, 10$$

IV. 분석 결과

1. 선도금리요인의 예측력에 대한 분석

<Table 4>는 채권초과수익률에 대한 이자율 요인의 예측력에 대한 회귀분석결과를 보여준다. Panel A는 2, 3, 4, 5년 만기의 채권초과수익률을 선도금리에 대해 회귀분석한 식 (4)의 결과를 보여준다. 이자율 요인은 Cochrane and Piazzesi(2005)와 같이 채권초과

<Table 4> Regression of Monthly Excess Returns on Forward Rates

This table shows the regression results of excess returns on forward rates. Panel A shows the regression result of excess returns on 1-to-5-year forward rates. Panel B shows the regression result of average excess returns on 1-to-5-year forward rates, and the fitted values in this regression is called CP factor. Panel C shows the regression result of excess returns on CP factor obtained in panel B. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Panel A: regression of excess returns on forward rates								
	Maturity	Constant	$f_t^{0,1}$	$f_t^{1,2}$	$f_t^{2,3}$	$f_t^{3,4}$	$f_t^{4,5}$	\bar{R}^2
Coefficient	2	-0.29	-0.78	1.20	0.22	-0.09	-0.35	0.38
t-value		-1.14	-5.18	5.11	0.96	-0.69	-0.98	
Coefficient	3	-0.57	-1.48	1.43	0.92	-0.39	-0.20	0.34
t-value		-0.96	-3.65	3.01	4.47	-1.79	-0.37	
Coefficient	4	-0.87	-2.20	2.01	0.37	0.16	0.05	0.38
t-value		-0.93	-3.32	2.54	1.93	0.58	0.07	
Coefficient	5	-1.48	-2.60	1.98	-0.28	-0.28	1.62	0.36
t-value		-1.14	-2.44	1.65	-0.72	-0.67	2.08	

Panel B: regression of average excess returns on forward rates							
	Constant	$f_t^{0,1}$	$f_t^{1,2}$	$f_t^{2,3}$	$f_t^{3,4}$	$f_t^{4,5}$	\bar{R}^2
Coefficient	-0.80	-1.77	1.66	0.31	-0.15	0.28	0.36
t-value	-1.05	-3.15	2.55	1.44	-0.60	0.49	

Panel C: regression of excess returns on CP factor				
	Maturity	Constant	CP factor	\bar{R}^2
Coefficient	2	0.12	0.40	0.32
t-value		0.60	10.56	
Coefficient	3	-0.04	0.78	0.33
t-value		-0.10	5.72	
Coefficient	4	0.13	1.23	0.38
t-value		0.20	5.80	
Coefficient	5	-0.21	1.59	0.36
t-value		-0.23	4.11	

수익률에 대해 예측력을 가지고 있으며, 조정결정계수는 34%~38%에 이른다. 채권초과 수익률은 일반적으로 단기금리인 1년, 2년 선도금리, $(f_t^{(0,1)}, f_t^{(1,2)})$ 에 의해 유의하게 설명되고, 일부 만기채권에 대해 3년 선도금리($f_t^{(2,3)}$)가 유의한 설명력을 가지고 있으며, 4년 이후의 장기선도금리는 유의한 설명력을 가지고 있지 않다. 계수 값은 1년 선도금리의 경우 음의 값을, 2년 선도금리의 경우 양의 값을 가지며 3년 선도금리는 2년 선도금리보다 줄어든 양의 값을 가져, Cochrane and Piazzesi(2005)의 결과에 비해 오른쪽으로 흰 텐트 모양의 계수 값을 보인다. Panel B는 평균 채권초과수익률을 선도금리에 대해서 회귀분석한 식 (5)의 결과이며, 이 식에서 추정된 값(fitted value)은 평균초과수익률을 설명하는 이자율 요인으로 선도금리요인이라 부른다. Panel A에서 보인 것과 같이, 1년과 2년의 선도금리가 평균초과수익률을 유의하게 설명하고 있다. Panel C는 Panel B에서 구해진 추정값을 독립변수로 하여 만기 별 채권초과수익률을 회귀분석한 식 (6)의 결과이다. Panel B에서 구해진 선도금리요인은 모든 만기의 채권초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가진다. 또한 <Table 2>에서 초과수익률의 평균이 만기에 따라 증가하는 것과 같이, 선도금리요인의 계수 역시 만기에 따라 증가하고 있다. 조정결정계수는 2년 채권초과수익률의 경우 다소 감소하였으나, 그 외 초과수익률의 경우 큰 차이가 발생하지 않았다.

<Table 4>의 결과는 채권의 초과수익률이 이자율 곡선 정보에 의해서 설명되는 것을 보여주고 있으며, 결과적으로 채권 초과수익률에 대한 기대는 채권 가격에 반영되어 있음을 알 수 있다. 그러나 Panel C에서 구해진 선도금리요인의 계수와 Panel B에서 구해진 계수를 곱한 값이 Panel A에서 구해진 계수와 동일한지 분석한 Wald-test에서는 두 식의 계수가 동일하다는 가설은 기각되었다. 따라서 채권초과수익률이 이자율 곡선에서 관측되는 단일 요인에 의해 설명된다는 가설은 기각되어, 채권 초과수익률 결정요인에 대한 추가적인 연구가 의미가 있을 수 있음을 보여준다. 다만, 이 결과는 채권초과수익률이 단일 요인에 의해 설명된다는 가설을 기각한 것으로 어파인 모형 자체에 대한 기각으로 해석할 수는 없다.

<Table 5>에서는 6년, 7년, 10년 만기인 장기채권의 초과수익률이 식 (4)에서 구한 선도금리요인에 의해 설명되는지 혹은 장기선도금리에 의해 설명되는지를 분석한 회귀분석 식 (7)의 결과이다. 만약 앞서 구한 선도금리요인이 채권초과수익률을 설명하는 이자율 요인을 모두 포함하고 있다면 장기채권의 초과수익에 대해서도 유의한 예측력을 가지고, 동시에 장기선도금리요인은 추가적인 설명력을 가지지 않을 것이다. 표에서 보면 앞서 구한 선도금리요인은 장기채권의 초과수익률에 대해서도 유의한 설명력을

가지고 있다. 그러나 만기가 길어질수록 조정결정계수 값은 점차 감소하였으며, 10년 만기 채권의 조정결정계수는 29%로 <Table 4>의 Panel B에 비해 7% 포인트나 감소하였다. 그러나 조정결정계수가 감소한 것과 별개로, 장기선도금리요인은 초과수익률에 대해 유의한 설명력을 가지지 못하였다.

이 결과에 따라, 채권초과수익률은 이자율 단일요인에 의해 설명되지만, 장기채권에 대한 설명력이 감소함에 따라 초과수익률을 결정하는 다른 요인이 존재할 수 있는 가능성이 있다. 그러나 그 요인이 장기선도금리에 포함되어 있는 정보는 아닌 것으로 보인다.

<Table 5> The Predictability of Forward Rate Factors on Long-Term Bond Excess Returns

This table shows the regression results of excess returns on forward rate factor (CP factor) and long-term forward rate factor. CP factor is the fitted values obtained in the equation (5). Long-term forward rate factor is fitted values from the regression of average excess returns of 6, 7 and 10-year maturity bonds on 6, 7 and 10-year forward rates, similar to the CP factor. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Maturity		Constant	Forward rate factor (CP factor)	Long-term forward rate factor	$\overline{R^2}$
6	Coefficient	0.07	1.89		0.34
	t-value	0.07	4.05		
	Coefficient	0.07	1.89	0.38	0.35
	t-value	0.07	4.58	1.02	
7	Coefficient	-0.15	2.16		0.33
	t-value	-0.12	3.84		
	Coefficient	-0.15	2.16	0.36	0.33
	t-value	-0.12	4.21	0.88	
10	Coefficient	-0.52	2.98		0.29
	t-value	-0.27	3.33		
	Coefficient	-0.52	2.98	0.50	0.30
	t-value	-0.27	3.62	0.96	

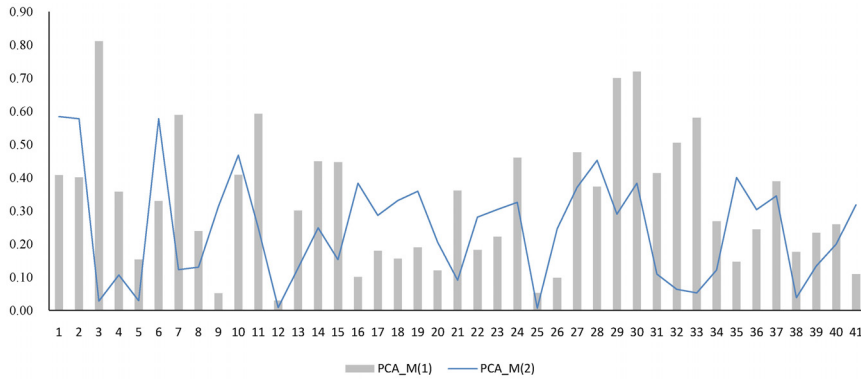
2. 경제지표를 이용한 분석결과

이 절에서는 거시경제정보가 초과수익률에 대해 이자율 요인을 고려하고도 추가적인 예측력을 가지는지 살펴본다. 세부적으로는 현재 경제상태를 나타내는 거시경제지표와 미래 경제환경에 대한 예측(경제동향지표와 경제전문가 경기예측)이 초과수익률을 설명하는지 각각 분석하였다.

경제지표의 초과수익률 예측력을 보기 위해서 41개 경제지표를 이용하여 구한 주성분 요인을 이용하였다. 주성분 분석 시 변수들의 분산 크기가 상이할 경우 분산이 큰 변수에 요인부하량이 크게 발생할 수 있기 때문에 이를 회피하기 위해서 상관계수 행렬을 이용하여 수행하였다.⁶⁾ 주성분 분석에 의해 구해진 주성분 요인 중, 총 분산을 가장 많이 설명하는 2개의 요인을 선택하여 채권 초과수익률 분석에 사용하였다.

<Figure 1> Correlations between Principal Components and Raw Macro-Economic Variables

This graph shows correlations for the first five components of macro-economic variables on its original data. The x-axis represents the number of data series in <Table 1>.



분석에 앞서, 주성분 요인과 개별 경제지표 간 상관계수를 살펴봄으로써 각 요인의 경제적 의미를 살펴보았다. <Figure 1>에서 볼 수 있듯이 경제지표의 주성분 요인들은 다양한 경제지표와 상당한 상관계수를 보인다. 세부적으로, 첫 번째 요인(PCA_M(1))은 수입, 수출, 생산자 출하지수, 설비투자, 서비스업 총산출량뿐 아니라 수입물가, 생산자 물가지수와 같은 물가지수와도 0.5 이상의 높은 상관계수를 보이고 있어, 실물환경과 인플레이션 환경 모두에 대한 정보를 포함하고 있는 것으로 볼 수 있다. 두 번째 요인(PCA_M(2))은 산업생산지수, 제조업 생산지수, 제조업 영업비율과 0.5 이상의 높은 상관계수를 보여, 첫 번째 요인에 비해 실물환경에 대한 정보를 보다 많이 포함하고 있다고 볼 수 있다. 이와 같은 주성분 요인들과 원자료 간의 상관계수 값은 Ludvigson

6) 각 변수에 대한 요인부하량(factor loadings)은 부록에서 확인할 수 있다.

and Ng(2009)의 주성분 요인들이 각각 실물경제, 금융, 인플레이션과 높은 관련을 보인 것과 다소 다른 결과이다. 한국 경제가 상대적으로 무역에 대한 의존도가 높고 인플레이션과 실물경제 간의 상관관계수가 미국에 비해 높기 때문일 가능성이 있기 때문으로 생각되지만, 분명히 살펴보기 위해서는 각 국의 거시경제자료를 이용한 세부적인 분석이 추가적으로 필요하다. 추가적으로, 분석에 사용되지는 않았지만 세 번째로 총변동성을 설명하는 요인은 상품수지, 무역수지, 소비자 재화 매출, 서비스업종 산출에 대해 0.4 이상의 높은 상관계수를 보여, 인플레이션, 통화, 금융시장과는 밀접한 관련을 보이지 않았다.

<Table 6> The Predictability of Macro-Economic Variables on Excess Returns

This table shows the regression results of excess returns on two forward rate factors and the first and second principal components of the 41 macro-economic indicators. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Maturity		constant	Forward rate factor (CP factor)	Long-term forward rate factor	PCA_M(1)	PCA_M(2)	$\overline{R^2}$
2	Coefficient	0.11	0.40		18.47	-86.20	0.35
	t-value	0.50	7.68		0.34	-1.10	
	Coefficient	0.11	0.41	0.02	16.88	-82.04	0.36
	t-value	0.60	7.39	0.27	0.36	-1.13	
3	Coefficient	-0.03	0.76		34.73	-54.06	0.33
	t-value	-0.07	5.40		0.35	-0.51	
	Coefficient	-0.03	0.76	0.03	32.51	-48.25	0.34
	t-value	-0.09	5.93	0.18	0.39	-0.44	
4	Coefficient	0.14	1.22		45.32	-75.67	0.38
	t-value	0.21	5.50		0.37	-0.52	
	Coefficient	0.14	1.22	0.14	34.73	-47.96	0.39
	t-value	0.26	6.45	0.60	0.34	-0.34	
5	Coefficient	-0.15	1.54		76.97	25.67	0.36
	t-value	-0.15	3.87		0.44	0.17	
	Coefficient	-0.15	1.55	0.24	58.43	74.22	0.37
	t-value	-0.19	4.82	0.75	0.39	0.45	
6	Coefficient	0.12	1.86		65.48	-19.25	0.33
	t-value	0.10	3.95		0.39	-0.09	
	Coefficient	0.12	1.86	0.42	32.60	66.84	0.36
	t-value	0.13	4.85	1.11	0.22	0.33	
7	Coefficient	-0.09	2.12		54.80	72.58	0.32
	t-value	-0.07	3.71		0.26	0.31	
	Coefficient	-0.09	2.13	0.46	18.84	166.74	0.34
	t-value	-0.08	4.46	1.09	0.10	0.73	
10	Coefficient	-0.26	2.78		254.94	319.63	0.30
	t-value	-0.13	3.04		0.76	0.99	
	Coefficient	-0.26	2.79	0.73	198.03	468.63	0.32
	t-value	-0.15	3.69	1.24	0.64	1.41	

<Table 6>은 거시경제지표가 초과수익률을 예측할 수 있는지를 분석한 식 (8)의 추정결과이다. 모든 만기에서 Cochrane and Piazzesi(2005)의 선도금리요인은 유의한 예측력을 가지지만, 거시경제지표 요인은 Ludvigson and Ng(2009), Sekkel(2011)과 달리 모든 경우에서 유의한 예측력을 보이지 않고 있으며 조정결정계수 역시 유의미한 변화를 보이지 않는다. 따라서 이 결과에 의하면 초과수익률은 투자결정시점에 이자율 곡선에 반영되어 있는 정보에 의해서 설명되며, 동시에 이자율 곡선에 반영되어 있지 않는 거시경제정보가 초과수익률에 영향을 미칠 가능성은 크지 않은 것으로 보인다.

본문에 상세하게 기술하지는 않았지만, 특정 경제지표는 분기를 주기로 조사·발표되고 있어 중요한 지표임에도 분석에 사용하지 못하였다.7) 분기별로 발표되는 자료를 포함하여 분기별 초과수익률을 동일한 방법으로 추가분석한 결과 역시 기존의 연구결과와 큰 차이가 없었다.

다음으로 미래 경제환경에 대한 정보를 포함하는 지표가 채권초과수익률에 대한 예측력을 가지는지 살펴본다. 경기에측지표로는 경제활동 참여자로부터 경기동향지표(소비자심리지수(CSI), 경기실사지수(BSI), 구매관리자지수(PMI))를, 경제전문가로부터 주요 경제지표에 대한 경제전망(물가상승률, 실질GDP 상승률, 실업률) 자료를 이용하였다. 각 지표들은 모두 미래 거시경제환경에 대한 정보를 포함하지만 지표 생성시 참여하는 주체, 생성방법, 지표의 의미가 서로 달라 구분하여 분석하였다.

<Table 7> The Predictability of Survey Data on Excess Returns

This table shows the regression result of survey data(CSI, BSI, PMI) and economists' forecasts(CPI, real GDP, unemployment) on excess returns. The sample period in this regression is from July 2009 to February 2019. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

Maturity		constnat	Forward rate factor (CP factor)	PCA_S(1)	PCA_S(2)	PCA_E(1)	$\overline{R^2}$
2	Coefficient	0.20	0.36	-0.63	0.10	0.06	0.44
	t-value	1.63	8.06	-0.81	-0.11	0.50	
	Coefficient	0.20	0.36	-0.39	-0.24		0.44
	t-value	1.60	8.17	-0.35	-0.68		
	Coefficient	0.23	0.33			0.04	0.45
	t-value	2.03	6.35			0.29	
	Coefficient	0.23	0.34				0.45
	t-value	1.77	5.34				

7) 분기별로 발표되는 중요지표로 급여, 임금 근로자 도시 가계소득, 실질 GDP, 실질 민간소비, 실질 총 자본형성, 실질수출, 실질수입, 실질최종보시지출, 재고분기별변동, 명목 GNI, 명목 GDP, 대외채무, 경상계정수지를 들 수 있다.

<Table 7> The Predictability of Survey Data on Excess Returns(Continued)

Maturity		constnat	Forward rate factor (CP factor)	PCA_S(1)	PCA_S(2)	PCA_E(1)	\bar{R}^2
3	Coefficient	0.39	0.61	-0.37	0.22	0.19	0.39
	t-value	1.43	14.29	-0.32	-0.59	0.84	
	Coefficient	0.41	0.62	0.42	-0.91		0.38
	t-value	1.47	8.10	0.23	-0.41		
	Coefficient	0.41	0.59			0.18	0.40
	t-value	1.46	6.45			0.69	
4	Coefficient	0.38	0.65				0.39
	t-value	1.13	4.36				
	Coefficient	0.91	0.90	1.14	-2.97	0.50	0.50
	t-value	2.18	7.24	0.71	3.98	1.43	
	Coefficient	0.97	0.92	3.18	-5.90		0.47
	t-value	2.10	4.57	1.24	-1.97		
5	Coefficient	0.84	0.97			0.57	0.50
	t-value	1.85	6.12			1.55	
	Coefficient	0.75	1.16				0.45
	t-value	1.29	4.85				
	Coefficient	1.04	1.02	0.99	-4.47	0.62	0.37
	t-value	1.64	4.84	0.35	-2.37	1.19	
6	Coefficient	1.11	1.04	3.52	-8.13		0.35
	t-value	1.65	3.45	0.97	-1.83		
	Coefficient	0.98	1.08			0.71	0.38
	t-value	1.40	3.92			1.34	
	Coefficient	0.85	1.33				0.34
	t-value	1.01	3.52				
7	Coefficient	1.61	1.19	2.98	-5.44	0.93	0.38
	t-value	1.99	3.95	0.82	-3.27	1.33	
	Coefficient	1.71	1.22	6.81	-10.96		0.35
	t-value	1.90	2.80	1.47	-2.17		
	Coefficient	1.42	1.37			1.09	0.39
	t-value	1.60	3.55			1.57	
10	Coefficient	1.24	1.74				0.33
	t-value	1.12	3.52				
	Coefficient	1.71	1.40	3.75	-7.28	0.92	0.33
	t-value	1.69	3.55	0.73	-64.61	1.03	
	Coefficient	1.81	1.43	7.53	-12.72		0.31
	t-value	1.66	2.69	1.30	-2.43		
10	Coefficient	1.48	1.62			1.12	0.34
	t-value	1.32	3.23			1.30	
	Coefficient	1.29	2.01				0.30
	t-value	0.97	3.29				
	Coefficient	2.27	2.03	5.57	-9.76	1.39	0.32
	t-value	1.41	2.91	0.69	-2.49	1.01	
10	Coefficient	2.43	2.08	11.30	-18.01		0.30
	t-value	1.40	2.35	1.30	-2.28		
	Coefficient	1.94	2.36			1.68	0.32
	t-value	1.10	2.89			1.29	
	Coefficient	1.65	2.93				0.28
	t-value	0.81	3.06				

<Table 7>은 2009년 7월부터 2019년 2월까지의 채권초과수익률에 대해 경기동향 지표와 경제전망지표 주성분 요인으로 회귀분석한 결과이다. 분석에 따르면, 5년까지의 선도금리를 이용하여 구한 선도금리요인은 모든 만기에 대해 여전히 유의한 설명력을 가지며, 계수값 역시 만기에 따라 증가하는 모습을 보인다. 선도금리요인의 초과수익률에 대한 조정결정계수는 분석대상기간의 차이로 인하여 <Table 4>, <Table 5>의 조정결정계수와 다소 차이를 보이고 있다. 그러나 만기가 길어질수록 조정설명계수가 줄어드는 현상은 동일하게 발생하였다. 주성분 요인 중 경기동향지표의 첫 번째 요인과 경제전문가들의 경제전망지표는 선도금리요인의 결과와 달리 모든 경우에 대해 유의한 예측력을 보이지 않아, Ludvigson and Ng(2009)과 다른 결과를 보인다. 반면, 경기동향지표의 두 번째 요인은 4년 이상의 중장기 채권의 초과수익률에 대해 유의한 예측력을 보이며, 조정설명계수는 선도금리요인만 있는 경우에 비해 평균 2% 포인트 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 시장참여자들의 미래 실물생산 및 소비에 대한 경제환경 예측정보는 채권수익률에 영향을 미치지만, 평균초과수익률을 설명하는 이자율 단일요인에는 포함되어 있지 않다고 해석할 수 있다.⁸⁾

3. 경제동향지표 요인에 대한 고찰

본 절에서는 거시경제예측정보가 초과수익률에 대해 예측력을 가지는 이유에 대해서 살펴보기 위해 다음의 추가분석을 수행하였다. 첫 번째로, 앞서 설명한 대로 어파인 모형에서는 이자율 곡선에 포함된 정보가 초과수익률도 동시에 결정한다. 본 장의 1절에서, 선도금리요인의 계수와 개별 만기의 초과수익률을 예측하는 선도금리의 계수가 같다는 가설이 기각됨으로써 선도금리요인은 채권초과수익률을 설명하는 이자율 정보를 모두 포함하지는 않음을 보였다. 그럼에도 불구하고 분석의 편의를 위하여 선도금리요인을 채권초과수익률을 설명하는 이자율 요인으로 사용하였다. 따라서 앞서 거시경제예측지표가 초과수익률을 설명하는 것은 선도금리요인이 포함하지 못한 이자율 요인일 가능성이 있다. 이를 살펴보기 위해서, Cochrane and Piazzesi의 선도금리요인 대신 선도금리를 설명변수로 사용할 경우에도 경제동향지표가 초과수익률에 대해 유의한 예측력을 가지는지 살펴보았다. 만약 미래경제환경에 대한 정보가 개별 선도금리에

8) 서베이 경제지표의 주성분 요인들을 추가하여 분석하여도 결과에 유의미한 차이는 발생하지 않았다.

포함되어 있지 않다면 여전히 장기채권 초과수익률에 대해서 설명력을 유지할 것으로 예상할 수 있다. <Table 8>에 의하면, 3년 이상의 채권초과수익률에서 경기동향지표가 선도금리에 더하여 추가적인 예측력을 가지고 있는 것을 볼 수 있다. 따라서 경기동향지표가 초과수익률에 대해 가지는 예측력은 Cochrane and Piazzesi의 선도금리요인이이자율 요인을 모두 포함하지 않기 때문에 생긴 문제는 아닌 것으로 볼 수 있다. 즉, 주성분 요인이 가지는 정보는 이자율 곡선에 포함된 정보는 아닌 것으로 해석할 수 있다.

<Table 8> The Second Principal Component of Survey Data and Forward Rates

This table shows the regression result of excess returns on the second principal component of survey data that have predictability for excess returns and forward rates. t-value is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

	Maturity	constant	$f_t^{0,1}$	$f_t^{1,2}$	$f_t^{2,3}$	$f_t^{3,4}$	$f_t^{4,5}$	PCA_S(2)	$\overline{R^2}$
Coefficient	2	-0.27	-0.79	1.19	0.26	-0.08	-0.38	-0.46	0.40
t-value		-1.01	-5.04	5.44	1.04	-0.65	-1.03	-1.75	
Coefficient	3	-0.52	-1.49	1.37	1.03	-0.38	-0.25	-1.47	0.36
t-value		-0.86	-3.60	3.05	4.55	-1.70	-0.47	-2.81	
Coefficient	4	-0.81	-2.19	1.87	0.55	0.18	-0.04	-2.47	0.40
t-value		-0.86	-3.31	2.47	2.51	0.63	-0.06	-2.82	
Coefficient	5	-1.42	-2.56	1.77	-0.03	-0.26	1.51	-3.46	0.39
t-value		-1.09	-2.44	1.54	-0.06	-0.60	1.92	-3.00	
Coefficient	6	-1.37	-3.21	2.64	-0.62	0.17	1.49	-4.57	0.37
t-value		-0.80	-2.27	1.52	-1.00	0.24	1.43	-2.79	
Coefficient	7	-1.57	-3.75	2.81	-1.12	0.09	2.39	-5.17	0.37
t-value		-0.76	-2.30	1.39	-1.37	0.10	2.11	-2.92	
Coefficient	10	-2.32	-5.28	4.35	-2.76	-0.36	4.53	-7.90	0.35
t-value		-0.74	-2.12	1.44	-1.86	-0.35	2.85	-2.70	

두 번째로, 경제동향지표가 초과수익률을 설명하는 이유에 대해서 살펴보고자 한다. 초과수익률에 대해 유의한 예측력을 보인 경기동향지표의 두 번째 주성분 요인은 소비자대지수, 경기실사지수, 구매관리자지수의 선형결합으로 구성되는데, 사용된 각 지표는 인플레이션 정보보다는 실물환경과 관련된 정보를 포함하는 것으로 볼 수 있다. 이러한 자료의 특성을 고려한다면, <Table 7>과 <Table 8>에서 해당 요인이 초과수익률과 유의한 음의 관계에 있음을 보인다는 결과는 기대초과수익률은 경기가 좋을 때 낮고, 경기가 나쁠 때 높아진다고 해석할 수 있다. 이는 Ludvison and Ng(2009)에서 실물 생산과 관련된 요소가 초과수익률과 유의한 음의 관계를 보인 것과 유사한 결과이다. 이와

관련하여, Ludvigson and Ng은 실물지표와 관련이 있는 요소가 경기 역행적(countercyclical) 요소를 포함하고 있음을 의미한다고 해석하였다. 이를 보다 직관적으로 살펴보기 위해서, 본 절에서는 주성분 요인이 미래 실현된 실질 경제환경에 대해 유의한 예측력을 보이는지 분석하였다. <Table 9>의 결과에 의하면, 해당 주성분 요소가 향후 1년, 2년 간 실현된 누적 실질 GDP 성장률에 대해서 유의한 예측력을 보이고 있으며, 이는 해당 요소가 미래 경제환경에 대한 정보를 포함하고 있다는 것을 의미한다. Campbell and Cochrane(1999)과 Wachter(2006) 연구에 따르면 위험회피도는 경기가 좋을 때 낮아지고 경기가 나쁠 때 높아지는 특성을 가지는 시변변수이다. 따라서 경기동향지표의 주성분 요소가 초과 수익률에 대해서 유의한 음의 관계를 보이는 것은 해당 요소가 경기역행적 요소에 대한 정보를 포함하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

<Table 9> The Second Principal Component of Survey Data and Future Economic Conditions

This table shows the regression result of the second principal component of survey data on accumulated future real GDP growth. The sample period is from December 2000 to February 2019. t-value in panel B is Newey-West corrected t-statistics having 12 months of lag order.

	1 year	2 years	3 years	4 years
Coefficient	14.95	31.42	15.51	-12.89
t-value	1.96	2.45	0.51	-1.28

V. 결 론

본 연구에서는 한국 국채시장에서 채권초과수익률을 예측하는 요인에 대해 살펴보았다. 현재 가장 많이 사용되는 선도금리요인 이 외에 거시경제에 대한 정보가 초과 수익률을 설명하는지에 대해 살펴보았으며, 세부적으로 거시경제변수는 현재경제환경을 나타내는 거시경제지표와 미래 경제환경을 나타내는 거시경제지표로 구분하여 분석하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 한국 국채시장에서 이자율 요인은 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있다. 그러나 Cochrane and Piazzesi(2009)과 달리 평균초과수익률을 설명하는 이자율 요인과 만기 별 초과수익률을 설명하는 요인이 통계적으로 같다는 가설은 기각되었다. 이로써

한국 국내시장의 초과수익률이 이자율 단일요인(one factor)에 의해 결정되는 것은 아니라는 것을 알 수 있다. 둘째, 현재 거시경제환경을 나타내는 지표에서 구한 정보는 초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있지 않았다. 따라서 현재의 이용가능한 정보가 이자율 곡선에 반영되지 않았을 가능성 역시 높지 않다. 셋째, 경제참여자들의 미래 거시경제환경에 대한 예측을 나타내는 정보인 경제동향지표는 초과수익률에 대한 예측력을 가지고 있지만, 이와 다르게 경제전문가들의 경제전망은 초과수익률에 대해 예측력을 가지고 있지 않았다.

이 실증분석 결과에 따라, 현재의 거시경제환경에 대한 정보와 경제전문가들의 경제전망은 이자율 단일요인에 모두 포함되어 있으나, 경제동향지표의 정보는 이자율 단일요인에 반영되어 있지 않다고 해석할 수 있다. 그리고 초과수익률에 설명력을 가지는 요인은 미래 실질 GDP에 대해 예측력을 가져, 해당 요인이 초과수익률에 영향을 미치는 이유는 경기역행적 요소를 포함하기 때문인 것으로 생각된다.

<참 고 문 헌>

1. 강장구, 강한길, 이순희, 이은미, “한국 채권초과수익률 예측요인에 관한 연구,” 『재무연구』, 제28권 제2호, 2015, 163-195.
(Translated in English) Kang, J., H. Kang, E. Lee, and S. Lee, “Predicting Bond Excess Returns in the Korean Market,” *Asian Review of Financial Research* 28(2), 2015, 163-195.
2. 김명옥, 최명민, “APT 모형을 이용한 채권포트폴리오 수익률 분석: 거시경제요인을 중심으로,” 『금융연구』, 제27권 제2호, 2013, 43-79.
(Translated in English) Jin, M. and Y. Choi, “Bond Portfolio Return Analysis Using the APT Model with Macro Factors,” *Journal of Money and Finance* 27(2), 2013, 43-79.
3. 박도준, 엄영호, 한재훈, “소비관련 거시변수를 통한 자산수익률의 예측,” 『금융연구』, 제33권 제1호, 2019, 105-149
(Translated in English) Park, D., Y. H. Eom, and J. Hahn, “Forecasting Asset Returns Using Consumption-Based Measures,” *Journal of Money and Finance* 33(1), 2019, 105-149.
4. 옥기울, 안형호, “STR 모형을 이용한 채권수익률 분석,” 『금융공학연구』, 제10권 제3호, 2011, 1-23.
(Translated in English) Ohk, K. Y. and H. H. An, “Analysis of Corporate Bond Index Returns: A Smooth Transition Regression Model,” *Korean Journal of Financial Engineering* 10(3), 2011, 1-23.
5. Ang, A. and M. Piazzesi, “A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables,” *Journal of Monetary Economics* 50(4), 2003, 745-787.
6. Bai, J. and S. Ng, “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models,” *Econometrica* 70(1), 2002, 191-221
7. Buraschi, A. and A. Jiltsov, “Inflation risk premia and the expectations hypothesis,” *Journal of Financial Economics* 75(2), 2005, 429-490.
8. Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane, “By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior,” *Journal of political Economy* 107(2), 1999, 205-251.
9. Chen, J., F. Jiang, and G. Tong, “Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns,” *Accounting & Finance* 57(5), 2017, 1265-1286.

10. Cieslak, A. and P. Povala, "Expected returns in Treasury bonds," *The Review of Financial Studies* 28(10), 2015, 2859-2901.
11. Cochrane, J. H. and M. Piazzesi, "Bond risk premia," *American Economic Review* 95(1), 2005, 138-160.
12. Cooper, I. and R. Priestley, "Time-varying risk premiums and the output gap," *The Review of Financial Studies* 22(7), 2009, 2801-2833.
13. Dai, Q. and K. J. Singleton, "Specification analysis of affine term structure models," *The Journal of Finance* 55(5), 2000, 1943-1978.
14. Duffee, G. R., "Term Premia and Interest rate forecasts in affine models," *The Journal of Finance* 57(1), 2002, 405-443.
15. Duffee, G. R., "Information in (and not in) the term structure," *The Review of Financial Studies* 24(9), 2011, 2895-2934.
16. Duffie, D. and R. Kan, "A yield factor model of interest rates," *Mathematical Finance* 6(4), 1996, 379-406
17. Eriksen, J. N., "Expected business conditions and bond risk premia," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 52(4), 2017, 1667-1703.
18. Georgoutsos, D. A. and P. M. Migiakis, "Heterogeneity of the determinants of euro-area sovereign bond spreads; what does it tell us about financial stability?," *Journal of Banking and Finance* 37(11), 2013, 4650-4664.
19. Joslin, S., M. Priebsche, and K. J. Singleton, "Risk premiums in dynamic models with unspanned macro risks," *Journal of Finance* 69(3), 2014, 1197-1233.
20. Julio, B. and Y. Yook, "Political uncertainty and corporate investment cycles," *Journal of Finance* 67(1), 2012, 45-83.
21. Kessler, S. and B. Scherer, "Varying risk premia in international bond markets," *Journal of Banking and Finance* 33(8), 2009, 1361-1375.
22. Ludvigson, S. C. and S. Ng, "Macro factors in bond risk premia," *The Review of Financial Studies* 22(12), 2009, 5027-5067.
23. Mueller, P., A. Vedolin, and Y. M. Yen, "Bond variance risk premia," *Financial Markets Group*, London School of Economics and Political Science, Working Paper, 2012.
24. Onatski, A., "Determining the Number of Factors from Empirical Distribution of

- Eigenvalues,” *The Review of Economics and Statistics* 92(4), 2010, 1004-1016.
25. Pástor, L. and P. Veronesi, “Political uncertainty and risk premia,” *Journal of Financial Economics* 110(3), 2013, 520-545.
26. Sekkel, R., “International evidence on bond risk premia,” *Journal of Banking and Finance* 35(1), 2011, 174-181.
27. Wachter, J. A., “A consumption-based model of the term structure of interest rates,” *Journal of Financial Economics*, 79(2), 2006, 365-399.
28. Wright, J. H., “Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset,” *American Economic Review* 101(4), 2011, 1514-34.
29. Xiong, W. and H. Yan, “Heterogeneous expectations and bond markets,” *The Review of Financial Studies* 23(4), 2009, 1433-1466.

<부록 1> Factor Loadings for Principal Components

This table shows factor loadings for the first three principal components.

	Macro-economic variables	PCA_M(1)	PCA_M(2)	PCA_M(3)
1	Index of Industry Production (s.a)	0.17	0.31	0.13
2	Index of manufacturing production capacity (s.a)	0.17	0.31	0.13
3	Index of producer' s shipments (YoY %)	0.34	0.01	0.06
4	Index of producer's inventory (YoY %)	0.15	-0.06	0.14
5	Index of operating ratio	0.06	-0.02	-0.07
6	Manufacturing survival ratio (MoM %. s.a)	0.14	0.31	0.15
7	Total equipment investment (YoY %)	0.24	0.07	0.12
8	Construction Completed (YoY %)	0.10	0.07	0.08
9	Construction Orders Received (YoY %)	0.02	0.17	-0.16
10	Retail Sales Total (YoY %)	0.17	0.25	-0.24
11	Service Industrial Output Volume (YoY %)	0.25	0.13	-0.27
12	Permits Number of Buildings (YoY %)	-0.01	0.00	0.01
13	House price index	0.12	0.07	-0.19
14	RP rate (%)	0.19	0.13	0.05
15	CD rate (91 days) (%)	0.19	0.08	0.14
16	KOSPI index	-0.04	0.20	-0.07
17	KOSDAQ index	-0.07	0.15	-0.05
18	KRW/USD	0.06	-0.18	0.09
19	Effective KRW/USD	-0.08	0.19	-0.08
20	Unemployment ratio (% sa)	-0.05	0.11	0.10
21	No. employees (YoY %)	0.15	0.05	-0.23
22	Income for employees ((YoY %)	0.08	0.15	-0.14
23	Opening to application ratio	0.09	0.16	-0.05
24	Financial account(USD mil)	-0.19	0.17	0.27
25	Capital account (USD mil)	-0.02	0.00	0.03
26	Direct investment index (USD mil)	-0.04	0.13	0.22
27	Current Account (USD mil)	-0.20	0.20	0.31
28	Trade balance (USD mil)	-0.15	0.24	0.30
29	Export (YoY %)	0.29	-0.15	0.16
30	Import (YoY %)	0.30	-0.20	0.12
31	Export price index	0.17	-0.06	0.18
32	Import price index	0.21	-0.03	0.14
33	Produce price index (YoY %)	0.24	0.03	0.15
34	CPI (YoY %)	0.11	-0.06	0.12
35	Core CPI (YoY %)	0.06	-0.21	0.04
36	Government Budget Balance (KRW bil)	0.10	-0.16	-0.08
37	M0 monetary supply (YoY %)	-0.16	0.18	-0.11
38	M1 monetary supply (YoY %)	-0.07	0.02	-0.14
39	M2 monetary supply (YoY %)	0.10	0.07	-0.19
40	LF (M3) monetary supply (YoY %)	0.11	0.11	-0.18
41	L monetary supply (YoY %)	0.05	0.17	-0.14

< Abstract >

An Analysis of Bond Excess Returns using Macro-economic Variables in the Korean Market

Hankil Kang^{*} · Soonhee Lee^{**}

It is well-known that the excess returns of bonds are time-varying. However, it is in debate what factors determine excess returns. In this study, we examine the predictability for excess returns using the forward rates and macro-economic variables. In detail, we use bond spot rates and three different types of macro-economic variables that are statistics representing current economic conditions and survey data from business participants and professional economists representing future expected economic conditions. We conduct principal component analysis for each group of macro-economic variables, and a few principal components are used to examine whether the macro-economic variables have predictability for excess returns.

The main findings of this study can be summarized as follows. First, the forward rate factor that can be obtained by a linear combination of forward rates representing the information on the yield curve has predictability for the excess returns. However, it is rejected that the forward rates are the only factor to explain excess returns and it means the information on the yield curve is not enough to explain future bond excess returns. Second, the macro-economic variables representing current economic conditions and survey data from economists have no predictability for bond excess returns. Third, the survey data from consumers and producers have predictability for long-term bond excess returns, different from the survey data from economists. Additionally, the survey data from consumers and producers have predictability for future real GDP growth. Based on these results, we conclude that excess returns can be predicted by not only the information reflected in the yield curve but also expectations for future market conditions.

Keywords : Bond Excess Returns, Macro-Economic Variables, Forward Rate Factor

JEL Classification : G12

* Associate Research Fellow, Securities and Derivatives R&D center, Korea Exchange(Tel: +82-51-662-2852, E-mail: hkangfree@gmail.com)

** Corresponding Author, Assistant Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University(Tel : +82-53-950-5436, E-mail: soonhee@knu.ac.kr)

브렉시트와 파운드화의 대 유로화 환율의 변동성과 점프 확률 추정*

이재득**

— 국문초록 —

본 연구는 2016년 6월 23일 영국의 브렉시트 투표일을 포함한 2010년 2월 3일부터 2018년 3월 1일까지의 총 관측일수 2,529일을 채택하여 영국 파운드-유로 현물환율의 초고빈도 자료인 5분간 일중자료를 사용하여 영국 파운드화의 대 유로환율 수익률을 비모수적 실현된 파워 변동성을 사용하여 불연속적 점프변동성과 점프 통계량과 점프 발생확률에 대한 추정과 실증분석을 하였다. 2010~2018년 동안 파운드화의 대 유로환율의 실현 수익률(RR) 뿐만 아니라, 실현 변동성(RV), 실현된 수익률의 Bipower 변동성(BV) 모두 비정규분포와 변동성 집중현상과 점프 변동성을 보이고 있으며, 특히 영국의 브렉시트 투표일 후에 실현 변동성이 아주 크게 나타났다. 그리고 영국 파운드화의 대 유로환율의 실현된 수익률의 변동성은 대체로 2010년대에 조금씩 있었다. 그러나 2016년 전후 영국의 브렉시트 투표 전에도 제법 큰 점프가 있었고, 2016년에는 급격하고 아주 큰 점프가 발생하였으며 그 후로도 비교적 큰 변동성이 발생하였다. 영국 파운드화의 대 유로환율 변동성의 점프통계량 검정결과, Tripower를 사용했을 때 가장 일반적인 수준인 $\alpha = 0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 409번 일어나서 점프가 발생할 확률이 16.17%를 기록하였다. 마지막으로 일반적 유의수준인 $\alpha = 0.999$ 인 경우에는 Quad-power를 사용하였을 때, 총 2,529일 중에서 점프가 461번 일어나서 점프가 발생할 확률이 18.23%를 기록하고 있다. 이와 같이 2010년대 들어 파운드-유로화 환율은 비교적 점프가 많이 일어났고 브렉시트 전후로 통계적으로 유의한 환율 점프가 크게 발생하였다는 것을 알 수 있다.

핵심단어 : 브렉시트, 파운드화, 유로, 환율, 변동성, 점프

JEL 분류기호 : F3, F4

투고일 2019년 10월 08일; 수정일 2019년 11월 18일; 게재확정일 2019년 12월 28일

* 이 논문은 2019년도 부산대학교 인문사회연구기금의 지원을 받아 연구되었음.

** 부산대학교 무역학부 교수(Tel: 051-510-2585, E-mail: givethanks@pusan.ac.kr)

I. 서론

EU의 주축국의 하나인 영국은 2016년 6월 23일 유럽연합(EU)을 탈퇴할지를 두고 소위 브렉시트(Brexit)에 대한 국민투표를 한 결과 탈퇴 51.9%, 잔류 48.1%. 영국이 43년간 몸담았던 EU에 이별을 고하였다. 이러한 영국의 하드 브렉시트로 인한 파운드화 가치의 하락은 단기에는 영국 입장에서 환율 상승으로 수출증가의 이득을 볼 수 있겠으나, 장기적으로는 자본 시장에서의 글로벌 자본 이탈에 따른 환율변동성과 외환시장에 커다란 교란이 발생할 가능성이 높다. 2016년 6월 브렉시트 투표와 미국 도널드 트럼프 당선 충격에 이어 2017년 4월 23일 프랑스 대선은 유럽뿐 아니라 세계의 관심이 집중되었다. 그리하여 세계경제에 혼란을 가져오고 유로화, 영국 파운드화, 미국의 달러화 등의 3개월 내재변동성이 크게 나타나는 양상을 보였다.

아무튼 브렉시트는 파운드화와 EURO화 등의 주축통화의 변동성에 충격을 줄 것이고, 이러한 유로화의 변동성은 EU 뿐만 아니고 한국과 EU의 FTA 체결, 나아가 미국과 중국 등 우리나라의 다른 주요 교역상대국들의 경제 전반에도 영향을 미칠 것이다. 이와 같이 최근 브렉시트로 인한 EU의 팽배한 위기와 파운드화와 유로화의 변동성에 대한 분석은 시의상 매우 중요하고 시급한 사안임에 틀림없다. 그럼에도 불구하고 브렉시트와 관련하여 영국 파운드화- 유로화의 변동성에 미치는 영향과 그와 연계한 불연속적인 환율의 급격한 변동인 점프 등을 정량적 실증적으로 분석한 연구는 아직 없다.

세계적으로 볼 때, 환율변동성에 대한 추정은 1980년대와 2000년대 초까지 이러한 금융자산가격의 변동성추정은 모수추정(parametric estimation) 방법인 GARCH 모형이나 확률적 변동성모형(stochastic Volatility), 혹은 블랙-숄즈(Black-Scholes) 모형 등이 주류를 이루어 왔다. 그러나 이들 모수적 추정방법은 연속적 시간모델에 Poisson, bimodal 등 특정한 모수적 가정을 통해 점프 과정을 추정하지만, 이러한 금융자산가격의 모수적인 추정방법은 모형 설정상의 오류와 환율 등 금융자산 변동성의 불연속적이고 빈번한 점프 등을 규명하기 힘들다.

그러므로 이러한 불규칙적이고 불연속적인 환율의 변동성과 점프 등을 규명하기 위하여 최근 2000년대에 들어 일부 학자들 Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2001, 2003), Andersen, Bollerslev, and Diebold(2002, 2007), Barndorff-Nielsen and Shephard(2001, 2004, 2005, 2006), Yi(2018) 등은 이전의 모수적 변동성 추정방법에 대한 새로운 대안으로 실현된 변동성(realized volatility)이란 개념을 도입하여 비모수적 추정(nonparametric

estimation) 방법을 도입하여 실증분석을 하였다.

그러나 국제금융시장과 세계경제에 있어 아주 중요한 세계적 이슈인 영국의 브렉시트와 관련하여 이러한 비모수 추정 접근방법을 통하여 영국 파운드-유로의 환율 변동성과 점프에 대한 분석은 거의 실정이다. 이러한 브렉시트에 의한 파운드-유로의 변동은 나아가 한국과 EU의 FTA와 한국의 경제에도 영향을 미칠 것이다.

그리하여 본 연구는 첫째, 기존연구들과 달리 새로운 연구방법인 비모수적 접근방법을 통하여, 최근인 2016년 영국의 브렉시트에 대한 투표기간을 포함한 2010년부터 2018년까지 영국의 브렉시트로 인한 파운드화의 대 EURO화에 대한 최근에 도입된 비모수적 실현된 환율의 파워 변동성과 점프 통계량 및 점프확률을 비모수적 추정방법을 통하여 분석한다.

둘째, 이를 위해 2000년대 이후에 Barndorff-Nielsen and Shephard(2006) 등이 개발한 새로운 파워 실현 변동성 개념들인 Bipower, Tri-power Quarticity, Quad-Power Quarticity 변동성 등의 multi-power 변동성을 사용하여 그들 연구와 달리 브렉시트와 관련하여 파운드와 달러 환율 변동성과 점프를 분석한다.

셋째, 일중 매일매일 시시각각으로 일어나는 환율과 금융자산의 수익률의 변동성을 기존의 모수적 추정적인 연구방법들이 사용했던 저빈도 자료인 분기간, 월간, 주간, 일간 자료 등을 가지고 추정하는 것이 아주 어렵다.

따라서 본 연구는 영국의 브렉시트와 관련하여 파운드화의 일중 5분간 환율의 초고빈도 자료(ultra-high frequency data)와 최근 개발된 실현변동성(realized volatility)을 사용하여 최근 2010년~2018년 동안의 영국 파운드화 환율자료를 사용하여 점프 통계량과 점프 발생확률을 추정한다.

II. 선행연구

1990년대와 2000년대 초까지 금융시장의 변동성에 대해 Andersen and Bollerslev(1988a, 1988b), Andersen, Bollersle, Diebold, and Vega(2003), Chernov, Gallant, Ghysels, and Tauchen (2003), Eraker(2004), Eraker, Johannes, and Polson(2003), 그리고 Johannes(2004) 등은 주로 모수적 추정방법을 사용하였다. 그러나 이러한 연속적인 시간모형을 사용하는 모수적 추정방법은 금융자산시장의 미시적구조의 복잡성들을 그 모형에 적절하게 통합하는

것이 너무 어렵기 때문에 불연속적인 점프를 추정하기가 매우 어렵다.

그리하여 1990년대 말과 2000년대 초부터 Andersen and Bollerslev(1998b)의 연구를 효시로 하여 Andersen et al.(2007), Barndorff-Nielsen and Shephard(2004, 2005, 2006) 등은 저빈도자료를 사용하는 모수적인 추정모형보다 실현 변동성과 초고빈도 일중 및 일간 금융자산가격 자료를 사용하여 변동성을 측정하는 비모수 추정(nonparametric) 연구접근 방법을 시도하고 있다.

실현된 변동성 모형 접근법은 Andersen and Bollerslev(1998a, 1998b), Barndorff-Nielsen and Shephard(2004, 2005) 등에 의하여 모델이 설정되었고 시뮬레이션을 하였다. 그리고 금융자산가격의 변동성을 연속적인 부분과 불연속적인 점프부분으로 분리하기 위해 Andersen and Bollerslev(1998a), Andersen et al.(2001), Barndorff-Nielsen and Shephard(2004, 2005, 2006), Andersen, Bollerslev, Diebold(2002, 2004, 2007), Yi(2018) 등은 실현된 bipower 변동분(variation)이란 개념을 최초로 고안하여 비모수적인 추정방법에 의해 금융자산 가격의 실현된 총변동분을 연속적인 변동성과 불연속적인 점프부분을 2가지 부분으로 분리하였다. Bollerslev and Zhou(2002, 2006)는 총변동분을 연속적인 변동성부분과 점프부분으로 분리시킨 좀 더 구조적인 모델을 시도하고 있다.

이와 같이 비모수적(Nonparametric) 변동성 측정은 어떤 특정한 함수에 대한 가정 없이 직접 사후적으로 실증적인 평가를 주고 있다. Bandorff-Nielsen and Shephard(2004, 2005, 2006) 등이 개발한 실현된 변동성을 가지고 연속적인 변동성과 Bipower 변동성, Tri-power Quarticity 변동성, Quad-Power Quarticity 변동성 등의 multi-power 변동성 등을 사용하여 불연속적인 점프변동성을 연구하고 있다. 또한 Johannes(2004), Huang and Tauchen(2005), Deo, Hurvich, and Lu(2006) 등이 점프에 대한 비모수적 검증을 하였다. 최근에는 Déléze and Hussain(2014), Bibinger and Winkelmann(2013), Dewachter, Erdemlioglu, Gnabo, and Lecourt (2014), Yi(2018) 등이 유로화 환율 등에 대해 2010년대의 유럽위기에 대한 유로환율과 변동성의 급격한 변화를 연구하였다.

이와 같이 기존 연구들의 대부분은 모수적 방법을 택하고 있으며, Déléze and Hussain(2014), Bibinger and Winkelmann(2013), Dewachter et al.(2014), 분석의 대부분은 비모수적 접근법을 택하고 있으나 파워변동성에 의한 점프 확률과 불연속성을 분석하고 있지는 않다. 더구나 최근의 영국의 브렉시트와 파운드화의 실현된 환율변동, 그리고 점프와 점프확률을 분석하고 있지는 않다 특히 환율은 그 국가의 경제 충격과 환경 변화를 반영하고 있기 때문에 각기 다른 변동성 형태와 점프를 가지고 있다. 특히 영국의

브렉시트는 무엇보다 영국의 경제충격이 제일 크기 때문에 영국의 파운드화의 특정한 변동성과 불연속적인 점프와 점프확률을 추정한다는 점에 있어 기존 연구와 차별성을 보인다.

Ⅲ. 환율 변동성과 점프 모형

1. 실현 변동성(Realized Volatility) 모형

본 연구에서는 Andersen et al.(2007), Yi(2018) 등의 연구를 따라 실현 변동성과 점프 모형을 도입한다. 금융시장에서 연속적 호가와 거래를 하는 t일의 환율의 로그 가격을 $p(t)$ 라고 가정하고, t일의 j번째 일종의 수익률 $r_{t,j}$ 를 다음과 정의한다.

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

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

식 (1)에서 $\mu(t)$ 는 국지적으로 연속적인 한계가 있는 변동과정, $\sigma(t)$ 는 순간적인 변동성, $W(t)$ 는 표준적인 브라운 운동(Brownian Motion), $\kappa(t)$ 는 t기의 점프 혹은 점프변동의 크기를 나타내는 것으로 순수한 점프 Levy 과정(process)을 γ_j 로 나타낼 때, $\gamma_j(t) - \gamma_j(s) = \sum_{s \leq \tau \leq t} \tau \kappa(\tau)$ 가 성립한다. 점프가 일어나는 회수를 나타내는 과정을 $dq(t)$ 로 표시하고 t기에 점프가 발생하면 1, 발생하지 않으면 0으로 나타낸다.¹⁾ 식 (2)에서는 시간단위는 일간(daily) 단위를 상정하며, 정수 t일에 대하여 일종의 수익률(intraday return)을 나타내면, M은 관측된 일종 표본의 주기(frequency)를 나타낸다.

본 연구에서는 Barndorff-Nielsen and Shephard(2004a)의 연구에서와 같이, 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, t일의 실현된 변동의 측정치는 다음과 같이 RV_t 로 나타난다.

1) Yi(2018) 발췌 및 참조.

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

따라서 실현된 변동성을 내재하는 적분된 변동성(integrated volatility)으로 나타내므로 당연히 변동성 척도로 사용할 수 있다. 특히 실현된 변동은 일반적으로 표본의 주기 M이 클 때, Andersen et al.(2002, 2007)의 연구와 같이 적분된 변동(integrated variance)의 크기를 나타내는 연속적인 $\int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds$ 와 불연속적인 점프부분을 포함한 총 수익률 변동의 사후적인 추정치의 합으로써, 불연속적인 점프가 존재할 때 확률적으로 다음과 같이 점근해간다. 식 (4)에서 N_t 는 어느 특정한 t일의 수익률 점프변동의 수를 나타내고 kt_j 는 t일의 점프변동의 크기를 나타낸다.

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

본 연구에서는 연속적인 변동분과 점프 변동분을 구분하기 위하여 Barndorff-Nielsen and Shephard(2004a, 2004b, 2006)가 도출한 Bipower 변동의 추정치(BVt)를 원용하여 Bipower 변동을 다음과 같이 정의되며, Bipower 변동은 표본의 주기를 아주 많이 세분하여 M의 크기를 크게 증가시키면, 다음과 같이 적분된 변동치로 확률적으로 점근해간다.

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

$$\lim_{M \rightarrow \infty} BV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds, \quad \mu_1 = \sqrt{\frac{2}{\pi}} = E(|Z|), \quad Z \sim N(0,1). \quad (5)$$

이와 같이 수익률의 Bipower 변동(BVt)은 점프들의 영향을 받지 않는 적분된 변동의 일치추정량이 되므로 (RVt-BVt)는 순수한 점프 변동분의 일치추정량이 되며, 실현된 총변동과 실현된 Bipower 변동의 차이분은 총가격 변동분에 대해 점프부분 차지하는 비모수적 추정량으로 할 수 있다. 그리하여 실현된 점프는 실현된 변동과 적분된 변동(integrated variation)의 추정치의 차이로서 다음과 같이 표시된다.

$$RJ_t(\Delta) \equiv RV_t(\Delta) - \widehat{IV}_t(\Delta) \rightarrow \sum_{t-1}^t \kappa^2(s). \quad (6)$$

Bipower 실현 변동의 측정치(BVt)나 임의의 일치추정량으로서 위식에서 $\widehat{IV}_t(\Delta)$ 는 적분된 변동(integrated variation)의 추정치로 이용된다. 금융자산 가격의 변동성에 점프가 없고 표본주기 M이 무한대로 갈 때, Barndorff-Nielsen and Shephard(2006)의 연구를 따르면 실현변동성(RVt)와 실현된 Bipower 변동성(BVt)의 두 변동성의 결합 점근분포는 다음과 같이 도출된다.

$$M^{\frac{1}{2}} \left(\int_{t-1}^t \sigma^4(s) ds \right)^{-\frac{1}{2}} \begin{pmatrix} RV_t - \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \\ BV_t - \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \end{pmatrix} \rightarrow \mathcal{N} \left(0, \begin{pmatrix} v_{qq} & v_{qb} \\ v_{qb} & v_{bb} \end{pmatrix} \right), \quad (7)$$

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

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

점근적으로 $v_{qb} = v_{qq}$ 의 경우는 가우시안 오차항의 경우이며, RVt는 통합변동 $\int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds$ 의 가장 효율적인 추정량이 된다.

2. Tri-Power Quarticity와 Quad-power Quarticity 점프 통계량

본 연구에서는 주가 수익률에 비정상적인 변동 즉 점프 발생여부를 측정하기 위하여 Barndorff-Nielsen and Shephard(2006) 연구를 활용하여 실현된 변동과 Bipower 변동을 사용하여 다음과 같이 일간 점프 통계량을 사용한다.

$$Z_t = \frac{RV_t - BV_t}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} IQ_t}} \quad (8)$$

위 식에서 $IQ_t \equiv \int_{t-1}^t \sigma^4(s) ds$ 로 정의된다. Andersen et al.(2007)의 연구와 같이 IQ_t 를 추정하기 위하여 본 연구에서는 RVt-BVt로 환율변동성의 점프에 대한 조건부 표준편차의 크기를 결정할 때는 Andersen et al.(2004), Barndorff-Nielsen and Shephard(2004)

등이 맨 처음으로 사용한 실현된 Tri-Power Quarticity(TPt) 통계량과 Quad-power Quarticity(QPt) 통계량을 사용한다.

$$TP_t = M\mu_{4/3}^{-3} \left(\frac{M}{M-2} \right) \sum_{j=3}^M |r_{t,j-2}|^{4/3} |r_{t,j-1}|^{4/3} |r_{t,j}|^{4/3}, \quad (9)$$

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

$$QP_t = M\mu_1^{-4} \left(\frac{M}{M-3} \right) \sum_{j=4}^M |r_{t,j-3}| |r_{t,j-2}| |r_{t,j-1}| |r_{t,j}|. \quad (10)$$

Tri-Power Quarticity(TPt) 통계량과 Quad-power Quarticity(QPt) 통계량은 각각 인접치의 3개 혹은 4개의 값들의 수익률을 곱하고 정규화시켜 사용한다. 위의 식 (9)과 식 (10)에서 M은 각각의 절대값이 $\sqrt{\Delta t}$ 의 차수(order)로 되어 있고 이 절대값들의 곱은 (Δt) 의 차수로 되며, 그것들의 합은 Δt 의 차수로 되어 있어 위식들을 정규화시킨다. 그리하여 위의 식 (8)의 점프 통계량의 표준편차를 정규화시키기 위하여 식 (9)에서는 $\mu_{4/3}^{-3}$ 항과 각 수익률의 절대값들이 (4/3)의 승(power)으로 인접치 3개를 곱하여 표준화시키고 있고, 식 (10)에서는 μ^{-4} 항과 각 수익률의 각 수익률들의 절대값들의 4개의 승으로 되어 있다.

여기서 식 (9)과 식 (10)을 비교하였을 때 특히 수익률의 변동성이 0이 발생할 때, 점프통계량이 하향 편향(biased)되기 때문에 Quad-power quarticity를 사용하였을 때 점프확률이 조금 더 작게 나타날 수 있다.

그리하여 Tri-Power Quarticity(TPt)와 Quad-power Quarticity(QPt) 측정치를 각각 사용하여 다음과 같은 일간 점프를 측정하는 검정통계량을 사용한다.

$$Z_{TP_t} = \frac{RV_t - BV_t}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} TP_t}}, \quad Z_{QP_t} = \frac{RV_t - BV_t}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} QP_t}}, \quad (11)$$

M이 무한대로 갈 때, 점프가 없다면 각 t일에 있어 $Z_{TP_t} \rightarrow N(0,1)$ 이 되며 시계열 $\{Z_{PT,t}\}_{t=1}^T$ 는 자산가격변동에 있어 일간 점프의 발생을 나타내준다.

그러나 식 (11)에 의해 정의된 점프통계량은 큰 임계수준(critical value)에서 점프가 없다는 귀무가설을 조금 과도하게 기각하는 경향을 가진 단점이 있으므로, Andersen

et al.(2001, 2003), Andersen et al.(2004), Barndorff-Nielsen and Shephard(2005) 연구에서와 같이 유한표본(finite sampls)의 검정력을 높이기 위해 로그 환율변동을 이용하여 다음과 같은 점프 통계량을 구한다.

$$Z_{LTP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \frac{TP_t}{BV_t^2}}}, \quad Z_{LQP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \frac{QP_t}{BV_t^2}}}, \quad (12)$$

한편, Barndorff-Nielsen and Shephard(2005, 2006)의 연구에서와 같이 위의 두 가지의 통계량을 다시 최대로 조정된 로그 점프 통계량을 사용함으로써 표준정규분포에 더욱더 근접하는 장점을 가진 점프통계량을 분석한다.

$$Z_{MTP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \max(1, \frac{TP_t}{BV_t^2})}}, \quad (13)$$

$$Z_{MQP,t} = \frac{\log(RV_t) - \log(BV_t)}{\sqrt{(v_{bb} - v_{qq}) \frac{1}{M} \max(1, \frac{QP_t}{BV_t^2})}}. \quad (14)$$

이러한 점프 통계량들은 t일에 있어 점프가 없다는 귀무가설하에서 M이 무한대 혹은 $\Delta \rightarrow 0$ 으로 수렴해가는 초고빈도 자료에서는 위의 모든 점프통계량은 점근적으로 표준화된 정규분포로 접근해간다.

IV. 실증분석

1. 표본과 통계자료

5분간의 고빈도 환율 통계자료는 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 자료를 사용하였다.

2019년 9월 현재 영국의 브렉시트와 연계하여 브렉시트가 세계경제와 EU 경제에 미치는 파급효과 등이 전 세계 경제와 금융시장에 있어 가장 뜨거운 이슈가 되고 있다. 그리하여 본 연구에서는 환율 혹은 외환금융가격 수익률의 연속적인 변동부분과 비연속적인 점프부분과 변동성 분포와 통계적 추정을 위하여 영국의 파운드화에 대한 유로화의 현물환율(파운드화/유로화) 자료를 사용하였다.

본 연구에서 사용한 자료의 기간은 2010년 2월 3일부터 2018년 3월 1일까지의 실현된 영국 파운드-유로 현물환율의 초고빈도 자료인 일중(within-day)의 5분 자료(하루에 288개의 5분 자료, 즉 $M=288$, $\Delta=1/288$)를 사용하였다. 그 다음에 5분간의 환율 수익률을 로그 환율의 차이로 표시하였다. 그러나 이 가운데 환율의 주말효과를 피하기 위해 GMT²⁾ 시간으로 금요일 21:00시에서 일요일 GMT 21:00시까지의 자료를 생략하였다. 또한 특정 공휴일 기간들인 크리스마스(12월 24일-26일), 새해 연휴(12월 31일-1월 2일), 공휴일 등을 제외하였다.

그리고 자료의 신빙성을 높이기 위해 기록오류로 볼 수 있는 경우와 관측이 이루어지지 않은 날들을 표본에서 제외하여 총 관측일수는 2,529일 채택하였다. 그리하여 영국 파운드화-유로화 환율의 5분간의 수익률은 $r_{t+\Delta, \Delta}$, $t = \Delta, 2\Delta, 3\Delta, \dots, 2529$ 로 표시되며 5분간의 누적 수익률로 이루어진 일간 환율 수익률은 $r_{t+1} \equiv r_{t+1,1} \equiv r_{t+\Delta, \Delta} + r_{t+2\Delta, \Delta} + \dots + r_{t+1, \Delta}$, $t = 1, 2, \dots, 2529$. 따라서 본 연구에서는 영국 파운드화-유로화 현물 환율에 대해서 표본의 총관측치 개수가 2,529(일)×288(일중 5분간 자료개수)=728,352개에 달하는 고빈도 환율 관측치를 사용하였다.

2. 파운드화-유로 환율 실증분석

(1) 실현된 수익률과 변동성 점프 기초통계량

<Table 1>은 2010년 2월 3일부터 2018년 3월 1일까지의 2,529일 동안의 실현된 파운드화에 대한 유로화 환율의 수익률과 변동성 점프 통계량을 보여주고 있다. 일중 5분 간격의 288개의 누적수익률의 통계자료를 나타내 준다. RV는 먼저 실현된 파운드-유로화 환율의 변동 혹은 수익률의 분산을 나타내는 것은 실현된 변동성(realized volatility)을

2) GMT(GMT-Greenwich Mean Time) 그리니치 표준시를 말한다.

나타내며, BV는 실현된 bipower 수익률의 변동성을 나타낸다. RJ_BV는 bipower를 사용하였을 때 실현된 점프를 나타내며, RJ_Stat는 tripower를 사용했을 때의 점프통계량을 나타낸다. 위의 통계량 중에서 평균(mean)을 보면 점프통계량인 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 Pound-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	min	mean	max	std.dev
RV	4.3556e-08	2.7181e-05	0.0033466	8.1204e-05
BV	0	2.4914e-05	0.0019296	5.822e-05
RJ_BV	0	2.2672e-06	0.001417	2.9981e-05
RJ_Stat	-2.5962	1.7477	30.734	2.7726

(2) 밀도함수 분포

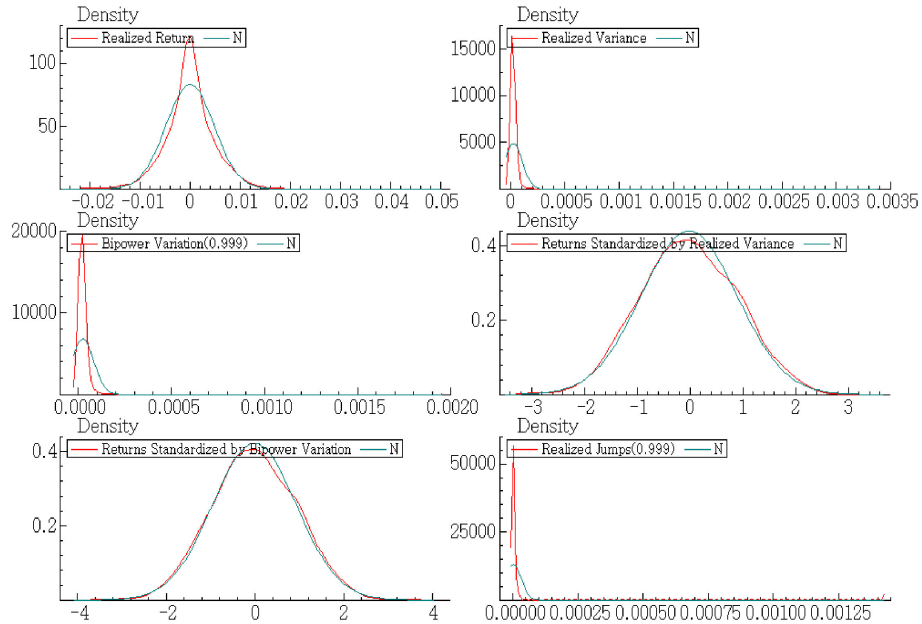
파운드-유로화 환율의 실현된 수익률의 변동성을 밀도함수를 구하여 나타내면 <Figure 1>과 같다. <Figure 1>의 제일 위쪽의 좌측 그림에서 실선은 파운드화 환율의 실현된 수익률의 확률밀도함수를 나타내고 점선은 정규분포의 확률밀도함수를 나타낸다.

<Figure 1>에서 나와 있듯이 파운드화 환율의 실현된 수익률의 확률밀도함수는 정규분포의 확률밀도보다 보다 뾰족한 첨도를 가지고 있으며 두꺼운 꼬리를 가지고 있는 전형적인 금융시계열 모습을 보이고 있다. 그리고 제일 위쪽의 오른쪽 그림과 중간 좌측 그림은 각각 수익률의 실현된 변동(RV)과 실현된 bipower 변동(BV)의 확률밀도함수가 나타나 있는데 이 두 분포 모두 정규분포보다 뾰족하게 나타나 있다.

그러나 위의 두 분포를 실현된 변동(RV)으로 표준화한 분포에서는 중간 우측 그림과 제일 밑의 좌측 그림에서 나타난 것과 같이 실현된 변동과 bipower 변동에 의해 표준화된 그래프들에서는 정규분포와 다소 비슷하게 나타나고 있다. 제일 밑의 우측에 나타난 실현된 점프는 정규분포보다 상당히 0의 값 주변에 밀집되어 분포되어 있어 점프가 종종 일어난다는 것을 알 수 있다.

<Figure 1> Density Functions of Pound-Euro Exchange Rate

This figure compares the density function of the realized return(RR), 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. The numerical value in a parenthesis represents the critical value and N means the Normal Distribution, respectively.



(3) 브렉시트와 파운드화 변동성과 변동성 점프의 그래프 분석

다음 <Figure 2>는 각각 2010년 2월 3일부터 2018년 3월 1일까지 2,529일에 해당하는 5분간 자료에 대한 실현된 유로화의 영국 파운드화에 대한 환율을 사용하였다. <Figure 2>에서 유로화의 파운드화에 대한 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 나타낸다.

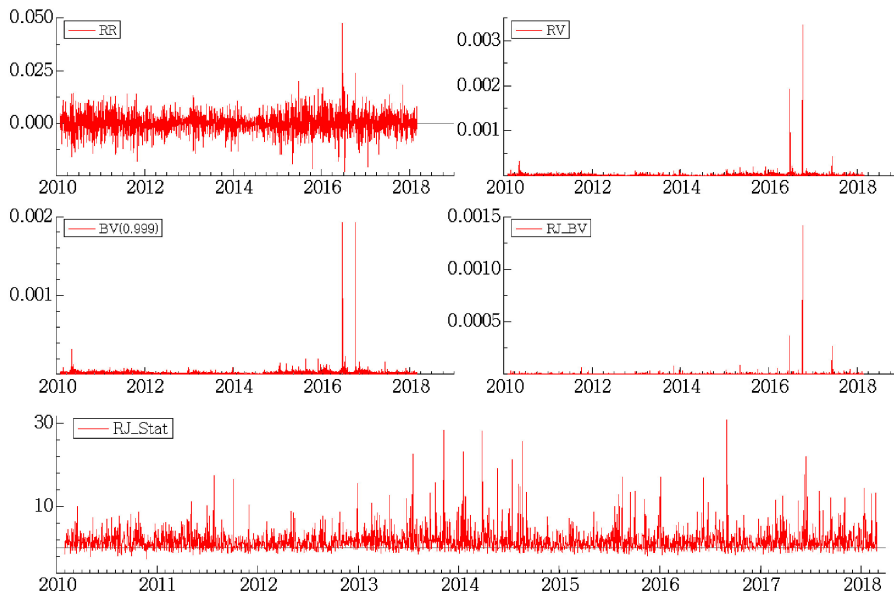
<Figure 2>에 나타나 있듯이 2010년~2018년 동안의 유로화의 영국 파운드화에 대한 환율의 실현된 수익률(RR)은 그래프에서 평균 0을 중심으로 다소 조금 변동하고 있고 작지만 수익률 변동의 크기가 큰 것과 작은 것이 각각 군집을 이루는 변동성집중(volatility clustering) 현상을 보이고 있다. 그러나 영국 파운드화에 대한 유로화 환율에 대한 실현된 수익률(RR) 변동은 영국이 BREXIT를 투표한 2016년 6월 23일 후로 영국과

유럽의 금융시장 불안으로 파운드화에 대한 유로화의 변동성은 아주 크게 나타났다. 그 후 이러한 파운드화와 유로화의 변동성은 시일이 지나면서 다소 감소하고 있지만 지속적으로 조금 나타났다.

유로화의 영국 파운드화에 대한 실현된 수익률 변동성(RV)은 2010년대 거의 변동성이 나타나지 않았으나, 실현된 수익률 변동성(RV)과 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV)의 본격적으로 큰 변동은 영국의 BREXIT를 투표한 2016년 6월 23일 후 특히 매우 크게 두 번 나타났다. 그 후 시간이 지나면서 변동성의 폭이 감소하였다. 유로화의 파운드화에 대한 환율의 실현된 수익률의 bipower 변동(BV) 역시 영국의 BREXIT를 투표한 2016년 6월 23일 후에 아주 큰 변동성이 나타났다.

<Figure 2> Volatility and Jump Distribution of Pound

This figure shows the volatility of realized return(RR), the realized variance(RV), the bipower variation (BV), the realized jump statistic(RJ_Stat), respectively.



한편, 유로화의 영국 파운드화에 대한 환율에 대한 실현된 수익률의 변동성 점프(RJ_BV)의 그래프를 보면 역시 영국의 BREXIT를 투표한 2016년 6월 23일 후로 역시 실현된 수익률의 변동성 점프가 매우 크게 발생하였고 그 후 다소 작게 나타났다. 따라서

점프가 발생한 유로화의 파운드화에 대한 환율의 실현된 수익률의 변동성은 실현된 수익률의 bipower 변동성(BV)으로서만 나타낼 수 없으며, 수익률의 실현 변동성은 연속적인 실현된 수익률 bipower 변동성(BV)과 불연속적인 점프부분(RJ_BV)을 포함해야 된다는 것을 알 수 있다.

유로화의 영국 파운드화에 대한 환율의 실현된 변동성의 점프통계량을 나타내는 실현된 점프통계량(RJ_Stat)을 보면, 2014년 전후로 점프통계량이 상당히 높게 나타났지만, 역시 영국의 브렉시트에 대한 투표를 한 2016년 6월 23일 전후 점프 통계량이 더 크게 나타났고 그 후에도 높은 점프를 나타내고 있음을 알 수 있다.

(4) 파운드화 수익률과 변동성 분포

1) 실현 변동성 분포

다음 <Table 2>에서는 파운드-유로화 환율의 실현된 변동성(RV)과 bipower 변동성을 보면 모두 정규분포 검정결과 왜도(Skewness)는 5% 유의수준에서 오른쪽으로 약간 치우쳐 있다. 첨도는 정규분포시 나타나는 3보다 아주 높게 나타나 정규분포를 하고 있지 않으며, Jarque-Berra 통계량 역시 정규분포하지 않는 것으로 나타나 전형적인 금융시계열의 특성을 가지고 있다.

파운드-유로화 환율의 실현된 변동성(RV)과 bipower(BV) 변동성의 오차항의 이분산성을 ARCH 통계량으로 검정한 결과 시차 1-10까지 모두 이분산성을 가지고 있지 않는 것으로 나타났다. 파운드-유로화 환율의 실현된 변동성(RV)과 bipower 변동성의 오차항의 자기상관을 q 통계량으로 조사한 결과 시차 50까지 모두 자기상관이 나타나지 않는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하므로 모든 시차에서 자기상관이 나타나고 있다.

Lo and Mackinlay의 Variance-Ratio(VR-statistic) 검정에선 N은 시차의 개수를 나타내며, VR은 Variance-Ratio 통계량을 나타내고, ZN statistic은 $[\widehat{VR}(N) - 1] / \sqrt{\widehat{Var}(\widehat{VR})}$ 통계량을 나타낸다. ZN통계량의 점근분포는N(0,1)이다. <Table 2>에서 Lo와 MacKinlay의 5기의 분산비율검정(variance -ratio(5)) 검정에서는 분산비가 약 1.33, 1.46으로 각각 나타났고 p값이 0.02, 0.002으로 각각 나타나 5% 유의수준에서는 5기까지 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하므로 계열의 종속성이 나타나고 있다.

Hurst-Mandelbrot Test에서 귀무가설은 자기상관이 존재하지 않는다는 것이고, Lo Test에서 귀무가설은 장기 의존성(long-term dependence)이 존재하지 않는다는 것이다. 그리하여 파운드-유로화 환율의 실현된 변동성(RV)과 bipower 변동성의 장기기억과정

(long memory process)을 검정하는 Hurst-Mandelbrot의 R/S(Rescaled Ranged) 검정통계량과 Lo의 R/S 검정통계량으로 볼 때 5% 유의수준에서 장기적으로 자기상관과 장기 종속성이 발생하는 것으로 나타났다.

<Table 2> Volatility of Variance, and 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 Realized Volatility(RV) and Bipower Volatility(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 $[VR(N) - 1] / \sqrt{\text{Var}(VR)}$. 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 1% significance level. In Lo R/S test statistics, Critical Values are 90%: [0.861, 1.747], 95%: [0.809, 1.862], and 99%: [0.721, 2.098].

		Realized Volatility(RV)	Bipower Volatility(BV)
a. Normality Test(Statistic, p-value)			
Skewness		32.444 .00	27.84 0.00
Excess Kurtosis		1221.4 0.00	898.85 0.00
Jarque-Bera		1.5759e+08 0.00	8.5428e+07 0.00
b. ARCH Test(F, p-value)			
ARCH 1-2 test:	F(2,2523)	0.39045[0.6768]	0.79506[0.4517]
ARCH 1-5 test:	F(5,2517)	0.15642[0.9781]	0.33110[0.8944]
ARCH 1-10 test:	F(10,2507)	0.07822[0.9999]	0.16548[0.9984]
c. Box-Pierce Statistics(Q,P-value)			
Box-Pierce	Q(5)	75.8009[0.0000]**	139.869[0.0000]**
Q-Statistics	Q(10)	90.5860[0.0000]**	186.825[0.0000]**
on Squared data	Q(20)	116.342[0.0000]**	261.038[0.0000]**
	Q(50)	150.209[0.0000]**	343.310[0.0000]**
d. Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test(n=5)			
VR-statistic		1.33470	1.46071
ZN-statistic		2.29033	3.03164
(p-value)		(0.020)	(0.002)
e. Long Memory Test			
Hurst-Mandelbrot R/S test		2.93641	3.734
Lo R/S test statistics (q=1)		2.74164	3.4488

2) 실현된 점프

<Table 3>의 윗부분 에서는 파운드-유로화 환율의 실현된 점프(RJ_BV)와 점프 통계량을 나타내고 있다. 먼저 정규분포 검정결과 왜도와 첨도를 보면 42.542, 3.613으로

각각 나타나 1% 유의수준에서 오른쪽으로 치우쳐 있으며, 첨도 역시 1967.7, 22.317로 각각 나타나 정규분포보다 훨씬 뾰족하며, Jarque-Berra 통계량 역시 두 개다 정규분포하고 있지 않음을 보여주고 있다.

그러나 파운드-유로화 환율의 점프를 ARCH 통계량으로 검정한 결과, ARCH 효과가 5% 유의수준에서 나타나 시차 1-10까지 모두 이분산성을 가지고 있지 않다. 오차항의 자기상관을 q 통계량으로 조사한 결과 5-50기에서 자기상관 혹은 시계열 상관을 가지고 있는 것으로 나타났다.

<Table 3> Volatility of Relative Jump and Jump Statistic

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) and 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 $[V\hat{R}(N) - 1] / \sqrt{Var(V\hat{R})}$. 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 1% significance level. In Lo R/S test statistics, Critical Values are 90%: [0.861, 1.747], 95%: [0.809, 1.862], and 99%: [0.721, 2.098].

		RJ_BV	RJ_Stat
a. Normality Test(Statistic, p-value)			
Skewness		42.542 0.00	3.6128 0.00
Excess Kurtosis		1967.7 0.00	22.317 0.000
Jarque-Bera Statistic		4.0860e+08 0.00	57958 0.00
b. ARCH Test(F, p-value)			
ARCH 1-2 test:	F(2,2523)	0.00065[0.9993]	0.2546[0.7753]
ARCH 1-5 test:	F(5,2517)	0.00065[1.0000]	0.5510[0.7376]
ARCH 1-10 test:	F(10,2507)	0.00064[1.0000]	1.0044[0.4370]
c. Box-Pierce Statistics(Q,P-value)			
Box-Pierce	Q(5)	0.114904[0.9997]	4.71640[0.4514612]
Q-Statistics	Q(10)	0.191608[0.9999]	11.8450[0.2955656]
on Squared data	Q(20)	0.417758[1.0000]	28.6279[0.0953479]
	Q(50)	2.81967[1.0000]	64.6360[0.0798103]
d. Lo and MacKinlay Variance-Ratio Test(n=5)			
VR-statistic		0.98997	1.02971
ZN-statistic		-2.28572	0.73181
(p-value)		(0.022)	(0.46428)
e. Long Memory Test			
Hurst-Mandelbrot R/S test		1.24277	2.20328
Lo R/S test statistics (q=1)		1.24511	2.16999

한편, Lo와 MacKinlay의 분산비율 검정통계량을 보면 파운드-유로화 환율(RJ_BV)의 점프가 단기(N = 5)에서 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하지 못하고 있지만, N = 10 이상의 장기에서는 랜덤워크라는 귀무가설을 기각하고 있다.

그리고 Hurst-Mandelbrot의 R/S 검정통계량(RJ_Stat)에서도 자기상관과 시계열 상관성이 5%와 1% 유의수준에서 없다는 것을 기각하여 점프의 시계열 의존성을 나타내고 있다. Lo의 R/S 검정통계량에서는 5%와 1% 유의수준 모두 실현된 파운드화-유로화 환율의 점프(RV_BV)가 단기의존성은 있는 것처럼 나타났지만($q = 1$), 장기의존성($q = 10, 20, 50, 100$)과 장기기억과정을 가지고 있지 않는 것으로 나타났다.

(5) 점프 발생 확률

1) Tri-power quarticity 점프 통계량

첫째, Tri-power quarticity를 사용하여 구한 파운드-유로화 환율에 대한 실현된 수익률 변동성의 점프 발생확률을 총 2,529일 중에서 구해서 분석해본다. 먼저 <Table 4a>에서 살펴보면 $\alpha=0.995$ 일 때는 2,529일 중에서 551번 점프가 발생하여 21.79%의 비교적 높은 점프확률을 기록하고 있다. 그리고 점프 발생확률을 측정할 때 가장 일반적인 수준인 $\alpha=0.999$ ³⁾의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 409번 일어나서 점프가 발생할 확률이 16.17%를 기록하고 있다.

따라서 2010년과 2018년 이 기간 동안 파운드-유로화 환율은 비교적 점프가 많이 일어났다는 것을 알 수 있다. $\alpha=0.995$ 일 때는 4.59일 혹은 $\alpha=0.999$ 일 때는 6.15일 즉 거의 5-6일에 한 번씩 파운드-유로화 환율은 점프가 발생한 것으로 나타났다.

둘째, Tri-power quarticity를 사용한 파운드-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 로그 점프 변동성을 사용한 식 (12)의 로그 점프 통계량을 이용하여 구한 점프 발생확률을 <Table 4b>에서 살펴보면 $\alpha=0.995$ 일 때는 총 2,529일 중에서 474번 점프가 발생하여 18.74%의 점프확률을 기록하여 약 5.34일 만에 점프가 한 번씩 발생하였다. $\alpha=0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 328번 일어나서 점프 발생할 확률이 12.97%로 나타났으며 약 7.82일에 한 번씩 점프가 발생하였다.

셋째, Tri-power quarticity를 사용한 파운드-유로화 환율에 대한 실현된 수익률의 최대 로그 점프변동성을 사용한 식 (12)의 로그 점프 통계량을 이용하여 구한 점프

3) α 의 수준에 따라 점프 발생확률이 달라지지만, 일반적으로 $\alpha=0.999$ 를 채택하고 있다.

발생확률을 <Table 4c>에서 살펴보면 $\alpha=0.995$ 일 때는 총 2,529일 중에서 475번 점프가 발생하여 18.78%의 점프확률을 기록하여 5.32일 만에 한 번씩 점프가 발생하였고, $\alpha=0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 329번 일어나서 점프 발생할 확률이 약 13%로 나타났으며 약 7.69일에 한 번씩 점프가 발생하였다.

<Table 4> Jump Probability Pound-Euro Returns 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, log jumps and max log jumps using tripower quarticity,

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

Critical level, Critical value and Expected Jumps		
Critical level	0.005	0.001
Critical value	2.57583	3.0923
Expected Jumps under Ho=no jump	12.645	2.529
a. Tri-power jump probability		
detected number of jumps	551	409
probability of jumps	0.2178783	0.161724
b. Tri-power log jump probability		
detected number of jumps	474	328
probability of jumps	0.187426	0.129696
c. Tri-power max log jump probability		
detected number of jumps	475	329
probability of jumps	0.187821	0.130091

2) Quad-power quarticity 점프 통계량

첫째, Quad-power quarticity를 사용하여 구한 파운드-유로화 환율에 대한 실현된 수익률 변동성의 점프 발생확률을 총 2,529일 중에서 구해서 분석해본다. 먼저 <Table 5a>에서 살펴보면 $\alpha=0.995$ 일 때는 2,529일 중에서 608번 점프가 발생하여 24.04%의 높은 점프확률을 기록하고 있다. 그리고 점 $\alpha=0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 461번 일어나서 점프가 발생할 확률이 18.23%를 기록하고 있다. 따라서 2010년대 들어 파운드-유로화 환율은 비교적 점프가 많이 일어났다는 것을 알 수 있다. $\alpha=0.995$ 일 때는 4.16일 혹은 $\alpha=0.999$ 일 때는 5.49일 즉 거의 4-5일에 한 번씩 파운드-유로화 환율은 점프가 발생하였다.

둘째, Quad-power quarticity를 사용한 파운드-유로화 환율의 실현된 수익률의 로그 점프 통계량을 식 (12)을 이용하여 추정된 점프 발생확률을 <Table 5b>에서 살펴보면

$\alpha=0.995$ 일 때는 총 2,529일 중에서 533 번 점프가 발생하여 21.08%의 점프확률을 기록하여 약 4.74일 만에 점프가 한 번씩 발생하였다. $\alpha=0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 380번 일어나서 점프 발생할 확률이 15.02%로 나타났으며 약 6.66일에 한 번씩 점프가 발생하였다.

<Table 5> jump probability Pound-Euro Returns Using Quartpower 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, log jumps and max log jumps using quad-power quarticity,

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

Critical level, Critical value and Expected Jumps		
Critical level	0.005	0.001
Critical value	2.57583	3.0923
Expected Jumps under Ho=no jump	12.645	2.529
a. Quad-power jump probability		
detected number of jumps	608	461
probability of jumps	0.240411	0.182285
b. Quad-power log jump probability		
detected number of jumps	533	380
probability of jumps	0.210755	0.150257
c. Quad-power max log jump probability		
detected number of jumps	532	381
probability of jumps	0.21036	0.150652

셋째, Quad-power quarticity를 사용한 파운드-유로화 환율의 실현된 수익률의 로그 점프 통계량을 식 (12)을 이용하여 추정된 점프 발생확률을 <Table 5c>에서 살펴보면 $\alpha=0.995$ 일 때는 총 2,529일 중에서 532번 점프가 발생하여 21.04%의 점프확률을 기록하여 4.75일 만에 한 번씩 점프가 발생하였고, $\alpha=0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 381번 일어나서 점프 발생할 확률이 약 15.07%로 나타났으며 약 6.64일에 한 번씩 점프가 발생하였다.

여기서 Quad-power quarticity를 사용하여 점프확률을 구하였을 때는 Tripower-power quarticity 사용하였을 때보다 점프확률이 조금 더 작게 나타난 것은 식 (9)과 식 (10)에 나타나 있듯이 점프통계량을 구하였을 때, 수익률이 0일 때 점프통계량이 하향 편향의 (biased)되기 때문이다.

그리고 환율의 점프 통계량의 건정성(robustness)을 위해 Tripower-power quarticity와

Quad-power quarticity를 두 가지 파워 변동성을 사용하여 6가지의 여러 가지 점프통계량과 점프확률을 구하였지만, 2010~2018년 동안 거의 4-6일에 한 번씩 파운드 환율은 불연속적인 변동성 점프가 빈번히 발생한 사실을 새롭게 발견할 수 있다.

V. 결론

2016년 6월 23일 영국의 브렉시트 투표로 영국의 EU 탈퇴가능성이 높아져 세계경제와 EU 금융시장에 커다란 충격을 주었다. 그리하여 영국의 파운드화의 변동성이 크게 나타났기 때문에 국제금융시장에서 파운드화 수익률의 영향 등에 대한 분석이 시급하다.

국내에서는 아직까지 환율 등의 금융자산에 대한 연속적 파워 변동성과 불연속적인 점프에 대한 실현 변동성과 점프의 불연속성 등에 대한 연구도 거의 없고 그 연구가 극히 미비하지만, 세계적으로 볼 때는 2000년대 들어 연구가 활발히 시작되고 있는 중요한 연구 분야이다. 더구나 영국의 브렉시트와 관련하여 5분간의 초고빈도 자료와 파워변동성 등을 이용한 영국 파운드화에 대한 변동성과 불연속적인 점프 통계량과 점프 확률 등에 대한 비모수적 실증연구는 전혀 없는 실정이다.

그리하여 본 연구는 2016년 6월 23일 영국의 브렉시트 투표일을 포함한 2010년 2월 3일부터 2018년 3월 1일까지의 총 관측일수 2,529일을 채택하여 영국 파운드-유로 현물환율의 초고빈도 자료인 5분간 일중자료를 사용하여 영국 파운드화의 대 유로환율 수익률을 비모수적 실현된 파워 변동성을 사용하여 불연속적 점프변동성과 점프 통계량과 점프 발생확률에 대한 추정과 실증분석을 하였다.

본 연구에서 분석하여 구한 중요한 결과와 공헌점을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 2010~2018년 동안 파운드화의 대 유로환율의 실현 수익률(RR)뿐만 아니라, 실현 변동성(RV), 실현된 수익률의 Bipower 변동성(BV) 모두 비정규분포와 변동성 집중현상과 점프 변동성을 보이고 있으며, 특히 영국의 브렉시트 투표일 후에 실현 변동성이 아주 크게 나타났다.

둘째, 파운드화의 대 유로환율의 실현된 수익률의 변동성은 2010년대에는 대체적으로 볼 때 조금씩 있었다. 그러나 특히 2016년 전후 영국의 브렉시트 투표 전에도 제법 큰 점프가 있었고, 2016년에는 급격하고 아주 큰 점프가 발생하였으며 그 후로도 비교적

큰 변동성이 발생하였다.

셋째, 파운드화의 대 유로환율 변동성의 점프통계량 검정결과, Tripower를 사용했을 때 가장 일반적인 수준인 $\alpha=0.999$ 의 경우에는 총 2,529일 중에서 점프가 409번 일어나서 점프가 발생할 확률이 16.17%를 기록하였다.

넷째, 일반적 유의수준인 $\alpha=0.999$ 인 경우에는 Quad-power를 사용하였을 때, 총 2,529일 중에서 점프가 461번 일어나서 점프가 발생할 확률이 18.23%를 기록하고 있다. 이와 같이 2010년대 들어 파운드-유로화 환율은 비교적 점프가 많이 일어났다는 것을 알 수 있다.

따라서 본 연구는 최근 새롭게 개발된 비모수적 실현변동성 이론을 중심으로 최근 2010~2018년 사이 영국의 브렉시트 투표일 기간을 포함하여 파운드-유로화 환율을 실증적으로 분석한 결과, 2010년대 들어 영국의 금융시장 특히 외환시장이 불안정했고 더구나 2016년 영국의 브렉시트는 영국 파운드화의 급격한 환율의 변동성 점프를 야기한 것으로 확인된다.

그러므로 앞으로 영국과 EU 국가 간에 브렉시트 협상이 난항을 겪고 있는 실정을 볼 때, 영국의 브렉시트가 시행되면 영국의 파운드화 환율은 상당히 많은 급격한 변동과 점프를 가져와서 영국 뿐만 아니라 EU 금융시장 나아가 미국 등의 국제금융시장에서도 주요국 통화 간의 불안정한 환율변동이 있을 것이다.

본 연구의 공헌점은 모수적 변동성 분석으로는 추정하기 힘든 영국의 브렉시트 기간을 포함한 2010~2018년 동안의 영국 파운드화의 대 유로 환율이 불규칙적이고 비교적 빈번한 환율의 점프 변동성과 점프 발생확률 및 점프발생 회수를 실증적으로 추정하였다. 이와 같이 2016년 영국의 브렉시트 투표와 관련하여 파운드화에 대한 실현 변동성 연구와 점프 연구는 국내연구에서 처음 시도하였다.

그리하여 향후 브렉시트와 관련하여 파운드-유로 환율 변동성과 변동성 점프에 대한 비모수적 추정 연구를 유발할 수 있을 것이다. 그러나 비싼 고빈도 유상자료 구입의 한계 상 본 연구는 파운드-유로 환율만 분석하였지만 여러 통화에 대한 환율 변동성을 비교분석한다면 좀 더 정치하고 엄밀한 분석을 할 수 있을 것이다.

<참 고 문 헌>

1. Andersen, T. G. and T. Bollerslev, "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts," *International Economic Review* 39, 1998a, 885-905.
2. 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.
3. 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.
4. 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.
5. 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.
6. 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.
7. Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys, "Modeling and Forecasting Realized Volatility," *Econometrica* 71, 2003, 579-625.
8. 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, 2003, 38-62.
9. Barndorff-Nielsen, O. E. and N. 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.
10. Barndorff-Nielsen O. E. and N. Shephard, "Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps," *Journal of Financial Econometrics* 2, 2004, 1-37.
11. Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, "How Accurate is the Asymptotic Approximation to the Distribution of Realized Volatility," 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 2005.

12. Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard, "Econometrics of Testing for Jumps in Financial Economics Using Bipower Variation," *Journal of Financial Econometrics* 4, 2006.
13. Bibinger, M. and L. Winkelmann, "Econometrics of cojumps in high-frequency data with noise," CRC 649 *Discussion Paper*, 2013, 2013-021.
14. Bollerslev, T. and H. Zhou, "Estimating Stochastic Volatility Diffusion using Conditional Moments of Integrated Volatility," *Journal of Econometrics*, 109, 2002, 33-65.
15. Bollerslev, T. and H. Zhou, "Volatility Puzzles: A Simple framework for Gauging Return-Volatility Regressions," *Journal of Econometrics*, 131, 2006, 123-150.
16. Chernov, M. A., R. Gallant, E. Ghysels, and G. Tauchen, "Alternative Models for Stock Price Dynamics," *Journal of Econometrics* 116, 2003, 225-257.
17. Déléze, F. and S. M. Hussain, "Information arrival, jumps and cojumps in European financial markets: Evidence using tick by tick data," *Essays in Quantitative Analysis of the Effects of Market Imperfections on Asset Returns* 1, 2014, 61-99.
18. 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.
19. Dewachter, H., D. Erdemlioglu, J. Y. Gnabo, and C. Lecourt, "The intra-day Impact of Communication on Euro-dollar volatility and jumps," *Journal of International Money and Finance* 43, 2014, 131-154.
20. Eraker, B., M. S. Johannes, and N. G. Polsen, "The Impact of Jumps in Volatility and Returns," *Journal of Finance* 58, 2003, 1269-1300.
21. Eraker, B., "Do Stock Prices and Volatility Jump? Reconciling Evidence from Spot and Option Prices," *Journal of Finance* 59, 2004, 1367-1403.
22. Huang, X. and G. Tauchen, "The Relative Contribution of Jumps to Total Price Variation," *Journal of Financial Econometrics* 3, 2005, 456-499.
23. Johannes, M. S., "The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models," *Journal of Finance* 59, 2004, 227-260.
24. Yi, C., "Exchange Rate Volatility: Korean Won versus Euro in 2000's," *The Journal of Contemporary European studies* 36(2), 103-128, 2018.

< Abstract >

Brexit and UK Pound versus Euro Exchange Rate Volatility and Jump Probability

Chae-Deug Yi^{*}

This paper analyzes the recent realized continuous volatility and discrete jump volatility of UK Pound/Euro returns using the high frequency five minute with the nonparametric estimation. Even though most studies until 1990's 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 2000's a few studies have adopted the nonparametric approaches which were free from specific functional forms unlike the parametric approaches.

Thus, 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, Tri-power Quarticity, Quad-Power Quarticity and relative jump models are introduced.

The realized rate of returns, realized variation and realized bipower variation appear the characteristics of non-normal distributions which have the volatility clustering effects. The volatility appeared appreciably large before and after year 2016 in which there was UK's national vote about Brexit. The ghost effect and cluster effect occurred also in the jumps of UK Pound/Euro returns during year 2010 through year 2018.

The empirical results show that many large jumps appeared especially right before and right after year 2016 in which UK's national vote about Brexit occurred. And the realized variations had the considerably large and discrete jumps even after Brexit vote. The jump statistics show that the realized five minute UK Pound/Euro returns have the jump probability that there is at least one significant jump per 5-7 days in using the tripower

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

quarticity and per 4–6 days in quadpower quarticity, respectively, during year 2010 through year 2018 at common critical levels.

Thus, the discontinuous jumps of UK Pound/Euro returns occurred frequently during year 2010 through year 2018. Furthermore, UK Pound/Euro returns have occurred frequently and very largely right after year 2016. Therefore, the Brexit would influence UK Pound/Euro returns considerably large if UK actually decides the Brexit in the near future.

Keywords : Brexit, Pound, Euro, Exchange Rate, Volatility, Jump

JEL Classification : F3, F4

논문심사위원명단

金融研究 제33권 4호의 발간을 위해 투고논문을 심사해주신 심사위원들의 명단입니다. 학술지 발전을 위한 심사위원들의 노고와 기여에 깊이 감사드립니다.

강삼모(동국대학교)
김남중(한국금융연구원)
박창균(자본시장연구원)
백인석(자본시장연구원)
신용상(한국금융연구원)
오태록(한국금융연구원)
윤선중(동국대학교)
이명활(한국금융연구원)
이우백(한국방송통신대학교)
이재량(한국은행)
임진(한국금융연구원)
장지원(아주대학교)
조대형(순천대학교)
하연정(부산대학교)

(※ 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

1995년	12월	15일	결정
2000년	6월	20일	개정
2003년	12월	18일	개정
2008년	1월	7일	개정
2008년	12월	23일	개정
2018년	10월	12일	개정

1. 게재희망자는 논문을 전자메일에 첨부하여 심사료 6만원과 함께 『금융연구』 수석편집위원장에게 송부하여야 한다. 단, 논문 저자 중 학회 회원이 있을 경우 심사료를 면제한다. 전자메일 송부가 용이하지 않을 경우 출력분 3부, 디스켓 논문파일을 수석편집위원장에게 등기우편으로 송부하여야 한다. 송부 후 수석편집위원장의 논문접수 및 심사료 입금 확인을 받음으로써 제출을 완료한다.
2. 논문은 한글 및 MS Word 워드프로세서로 작성하고 국문일 경우를 기준으로 하여 본문(제목, 저자, 본문, 참고문헌, 부록), 국문초록, 국문핵심주제어, 영문 제목, 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 대문자 표기는 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 문헌정보는 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 겹꺼쇠표 『』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

『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. 편집위원회는 과거 편집방침 I-2의 취지를 명확히 하기 위하여 투고논문이 다음의 사항을 준수하도록 하여야 한다.
 - (1) 투고논문은 다른 간행물에 발표되지 아니한 것이어야 한다. 또한, 다른 간행물에 투고 중인 논문은 게재불가가 결정된 후에 투고할 수 있다. 여기서 간행물이란 종이나 전자적 매체에 실어 읽거나 보거나 들을 수 있게 만든 것으로 저자, 발행인, 발행일, 출판사, 국제표준 도서번호(예: ISBN, ISSN)와 같은 기록 사항을 표시한 것을 말한다. 전자출판 간행물의 경우 출판 문화 산업 진흥법 제2조 4항으로 식별한다.
 - (2) 학술대회 발표논문, 연구 보고서, 학위논문 등 (1)항의 간행물에 해당하지 않는 연구물은 정확한 출처표시 또는 인용표시를 하여 투고할 수 있다.
 - (3) 단, 연구보고서 혹은 working paper series 등의 형태로 발간된 간행물인 경우 투고 시(revise and resubmit 포함) 원고에 정확한 출처표시 또는 인용표시를 하여 투고해야 하고 편집장에게 보내는 cover letter 또는 e-mail에도 간행물의 성격을 밝혀야 하며, 이에 대한 금융연구 편집위원장의 승인(필요시 기 간행물 발행인의 동의)과 함께 심사가 시작된다.
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) 논문의(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 과도한 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 冒頭に 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 별호를 발간할 수 있다.

II. 편집위원회와 편집회의

1. 편집위원회의 구성과 운영
 - (1) 편집위원회는 1인의 수석편집위원장, 2인의 공동편집위원장 및 30인 이내의 편집위원으로 구성한다.
 - (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.
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 편의에 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, 공동편집 위원장은 심사절차를 종결하고 이를 저자에게 통보한다. 단, 또 다른 심사자가 ‘즉시 게재’ 또는 ‘수정 후 게재’로 판정한 경우에는 수석 편집위원장은 공동편집위원장과의 협의를 거쳐 제3의 심사위원을 선정하여 추가 심사를 의뢰할 수 있다. 제3심사위원 선정 시 심사 결과에 대한 종합적인 판정은 편집위원장단 회의에서 결정한다. 제3의 심사위원에 대한 심사료는 편집위원회가 부담한다.
- (2) 심사자 중 한 명이라도 ‘수정 후 재심사’ 판정을 내린 경우, 공동편집 위원장은 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	제3심사자 선정 /게재 없음
수정 후 재심사	수정 후 재심사	수정 후 재심사
	게재 없음	게재 없음
게재 없음	게재 없음	게재 없음

- (4) 정책논문의 경우 정책적 기여도와 정책대안의 학술적/이론적 타당성 항목이 미흡으로 평가받은 논문에 대해서 공동편집위원장은 게재 확정 전 미흡한 부분에 대하여 저자에게 수정 및 보완을 요구할 수 있다.

2. 2차 심사 및 심사의 종결

가. 2차 심사

- (1) 1차 심사 결과를 반영하여 논문의 수정을 완료한 저자는 수정된 논문과 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. 이때 ‘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. 단, 공동편집위원장이 제3심사자의 심사의견이 필요하다고 판단될 경우 제3심사자를 선정할 수 있다.
- (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. 이때 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 반복할 수 있다. 단, 수석편집위원장은 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 '계재없음' 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. 이때 두 명의 새로운 심사위원을 선정하며, 비회원 저자 논문의 경우에는 심사료 6만원을 다시 징수한다.
4. 이 밖의 사항들은 편집회의에서 정하는 바에 따른다.

#부 칙

제 1 조 (시행일)

이 개정 규정(I-2)은 2013년 4월 3일부터 시행한다.

이 개정 규정(IV-3)은 2018년 10월 12일부터 시행한다.

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 학회장에게

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 재적의원의 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 연구부정행위의 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 조사에 협조하지 않는 것은 그 자체로 윤리규정 위반이 된다.

- 2) 윤리규정의 수정 절차는 본 학회 회칙 개정 절차에 준한다. 윤리규정이 수정될 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
2012년	6월 8일	제7차 개정
2016년	6월 17일	제8차 개정
2017년	6월 16일	제9차 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)

본회는 전항의 목적을 달성하기 위하여 다음의 사업을 진행한다.

- (1) 금융학 및 이에 관련된 학술의 연구 및 조사
- (2) 한국의 금융산업 발전에 관한 연구
- (3) 학술지 및 서적의 발간
- (4) 연구발표회 및 강연회의 개최
- (5) 본회와 목적을 같이하는 단체들과의 교류
- (6) 본회의 목적을 지원하기 위한 수익사업

4. (사무소)

학회의 사무소는 서울특별시내에 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 1 이상의 요청에 의하거나 이사회 결의에 의하여 소집한다. 다만 재적회원이라 함은 개인회원 및 기관회원대표를 말한다. 이하에도 마찬가지이다.
- (3) 회원총회는 재적회원 3분의 1 이상의 출석에 의하여 성립한다. 다만 회원총회에 참석할 수 없는 회원은 출석 및 의결권을 타 회원에게 위임할 수 있다.
- (4) 회원총회에서 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 일반이사들로 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 및 차차기 회장)

- (1) 차기회장은 이사회의 일원이 되고 회장의 임기만료 시 회원총회에서 회장의 직을 승계한다.
- (2) 차차기 회장은 차기 회장이 회장의 직을 승계하는 경우, 차기 회장의 직을 승계한다.
- (3) 차기회장과 차차기 회장은 1명으로 한다.

- (4) 차차기회장은 개인회원 중 이사회에서 추천한 1명의 후보에 대한 재적회원 중 개인회원의 2분의 1 이상의 우편투표에서 투표회원 2분의 1 이상의 찬성을 얻은 자로 한다. 다만 회원은 이사회가 추천하지 않은 자에 대하여 투표할 수 있다.

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 이사회의 일원이 된다.
- (4) 그밖에 편집위원회의 운영에 관한 사항은 별도로 이사회에서 정한다.

15. (기금관리위원회)

- (1) 기금관리위원회는 학회의 회관 및 기금을 관리한다.
- (2) 기금관리위원회는 학회의 전임 회장으로 구성한다.
- (3) 기금관리위원회의 위원장은 학회의 직전 회장이 맡는다.
- (4) 기금관리위원회 세부적 운영사항은 내부 운영규정에 따라 관리한다.

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. 재정의 회계 관리는 분기마다 총무간사에게 보고하여 내부 결재를 받는다.
- (3) 학회의 자산은 기본재산(기금)과 보통재산으로 구성한다.
- (4) 기본재산은 다음 각 호에 해당하는 것으로 하며, 취득, 처분, 담보제공을 위해서는 이사회의 3분의 2 이상의 찬성과 기금관리위원회 위원 3분의 2 이상의 찬성을 필요로 한다.
 - 가. 회계연도 말 잉여금
 - 나. 기본재산으로 하기로 지정하여 출연된 재산
 - 다. 이사회에서 기본재산으로 하기로 결의한 재산
- (5) 보통재산은 기본재산의 이외의 재산으로 한다. 학회의 경비는 보통재산에서 지출한다.

17. (회계연도)

본 학회의 회계연도는 매년 7월 1일부터 익년 6월 30일까지로 한다.

18. (기타)

- (1) 이 정관에 규정되지 않은 사항은 이사회의 결정에 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.
3. 개정 정관 시행 후 최초로 시행하는 차기 회장 선거와 차차기 회장 선거는 동일한 회계연도에 시행한다. 다만 그 시기와 방법은 이사회에서 결정한다.

韓國金融學會 임원명단

회장

신성환(홍익대학교)

차기회장

이영섭(서울대학교)

감사

박래수(숙명여자대학교), 함준호(연세대학교)

부회장

곽노선(서강대학교), 김동환(한국금융연구원), 성태윤(연세대학교), 여은정(중앙대학교)
이민환(인하대학교)

간사

김남중(한국금융연구원), 박종상(숙명여자대학교), 홍기훈(홍익대학교)

수석편집위원장

강장구(KAIST)

유임이사

김상환(충북대학교)	김시원(전남대학교)
김영식(서울대학교)	김영준(상명대학교)
박선영(자본시장연구원)	박창균(자본시장연구원)
송치영(국민대학교)	오승곤(예금보험공사)
이건범(한신대학교)	이충언(한림대학교)
정준영(중앙대학교)	정혁훈(매일경제)
한재준(인하대학교)	

신임이사

권세훈(상명대학교)	류두진(성균관대학교)
박명호(홍익대학교)	송수영(중앙대학교)
원종현(국민연금연구원)	이유태(부경대학교)
이은정(한양대학교)	이젠펠(경희대학교)
이진혁(고려대학교)	임형석(한국금융연구원)
정삼영(롱아일랜드대학교)	조경엽(KB경영연구소)
최원석(FN자산평가)	최형석(이화여자대학교)

(가나다순)

金融研究 Journal of Money & Finance

第 33 卷 第 4 號

2019年 12月 28日 印刷

2019年 12月 31日 發行

發行人 : 辛星煥 Sung Hwan Shin · 孫祥皓 Sangho Sohn

編輯人 : 姜莊求 Jangkoo Kang

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

Articles

은행의 수익 및 자산구조를 반영한 통화정책 위험선호경로
Monetary Policy's Risk-Taking Channel in Consideration of Banks' Profit
and Asset Structure: Evidence from Korea
김의진 Uijin Kim, 정호성 Hosung Jung

고빈도 자료를 이용한 머신러닝 모형의 예측력 비교 · 분석:
KOSPI200 선물시장을 중심으로
Forecasting Ability of Machine Learning Algorithms
using High-frequency Data: KOSPI200 Futures
박석진 Suk Jin Park, 정재식 Chae Shick Chung

거시경제변수를 이용한 한국 국채 초과수익률 분석
An Analysis of Bond Excess Returns using Macro-economic Variables
in the Korean Market
강한길 Hankil Kang, 이순희 Soonhee Lee

브렉시트와 파운드화의 대 유로화 환율의
변동성과 점프 확률 추정
Brexit and UK Pound versus Euro Exchange Rate Volatility
and Jump Probability
이재득 Chae-Deug Yi