

Online ISSN 2714-0288
Print ISSN 1225-9489

VOL.34 | NO.2 | 2020.6

金融研究

Journal of Money & Finance

金融研究

Journal of Money & Finance

VOL. 34 | NO.2 | 2020. 6

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)	김정욱(서울대)
김태현(중앙대)	김현욱(한국개발연구원)
남덕우(한양대)	박홍주(성균관대)
반주일(상명대)	배경훈(한양대)
배광일(전남대)	빈기범(명지대)
심명화(명지대)	엄윤성(한성대)
여은정(중앙대)	우민철(한국거래소)
유경원(상명대)	윤선중(동국대)
이경원(동국대)	이수진(한국금융연구원)
이순호(한국금융연구원)	이윤수(서강대)
장지원(아주대)	전선애(중앙대)
전재범(강원대)	정순섭(서울대)
하준경(한양대)	한재준(인하대)

Jun-Koo Kang(NTU)

Kee-Hong Bae(York University)

Suzanne Lee(Georgia Tech)

<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.34 | NO.2 | 2020. 6

Articles

정책금리 변화가 캐시플로우 경로를 통해 소비지출에 미치는 영향 / 1

The Effects of the Policy Interest Rate Change on Consumption Expenditure Through the Cash Flow Channel in Korea
채희율(Hee-Yul Chai), 한상범(Sang B. Hahn)

머신러닝 알고리즘을 이용한 MBS 조기상환율 예측 / 33

The Predictive Power of Machine Learning Algorithm:
The Case of MBS Prepayment Rates
안지영(Jiyoung An), 임병권(Byungkwon Lim)

글로벌 금융위기 전후 신흥국 금융불안 결정요인 변화 분석: 외국인 자금흐름을 중심으로 / 65

Analysis on Changes in Determinants of Financial Stress in Emerging Economies before and after Global Financial Crisis: Focusing on Foreign Capital Flows
정영식(Young Sik Jeong), 고덕기(Deokki Ko)

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

정책금리 변화가 캐시플로우 경로를 통해 소비지출에 미치는 영향

채희율* · 한상범**

— 국문초록 —

본 연구는 한국에서 통화정책의 캐시플로우 경로를 분석한다. 이를 위해 정책금리 변화에 따른 여신금리와 수신금리의 변화, 이에 따른 이자수지 변화의 방향과 크기, 그리고 지급이자 및 수취이자에 대한 소비지출의 민감도를 ARDL 공적분모형, 자금순환표와 가계금융·복지조사 자료를 활용한 패널 회귀모형을 통해 추정한다. 분석 결과 정책금리의 인상에 대해서는 수신금리보다 여신금리가 더 반응하고 인하에 대해서는 반대로 나타났다. 정책금리의 인상과 인하 양 경우 모두 가계의 이자수지를 축소하는 방향으로 작용하였다. 차입가구의 금리민감 캐시플로우에 대한 소비지출 탄력성은 저축가구에 비해 높게 나타났다. 종합적으로 정책금리 인상과 인하 모두 캐시플로우 경로만을 볼 때 소비지출을 줄이는 방향으로 작동하였다. 다만 차입가구 캐시플로우 경로와 저축가구 캐시플로우 경로가 서로 상쇄되면서 종합적으로 그 강도는 약한 것으로 나타났다.

핵심단어 : 정책금리, 캐시플로우 경로, 소비지출, ARDL 공적분모형, 가계금융·복지조사
JEL 분류기호 : D31, E21, E52

투고일 2020년 03월 25일; 수정일 2020년 05월 08일; 게재 확정일 2020년 06월 30일

* 제1저자, 경기대학교 경제학부 교수(Tel: 031-249-9410, E-mail: hychai@kyonggi.ac.kr)

** 교신저자, 경기대학교 경제학부 교수(Tel: 031-249-9409, E-mail: sbhahn@kgu.ac.kr)

I. 서론

금리 변화는 기간간 대체효과, 부효과, 신용 경로, 캐시플로우 경로, 그리고 총수요 경로 등 다양한 경로를 통해 가계 소비지출에 영향을 미칠 수 있다. 첫째, 금리 하락은 현재소비가 미래소비에 비해 상대적으로 싸지는 것을 의미하므로 가계 소비지출의 증가를 불러일으키는 기간간 대체효과(intertemporal substitution effect)를 발생시킨다. 둘째, 금리 하락은 부동산, 주식 등 자산가치 상승을 촉발하고 이로 인해 소비지출이 증가하는 부효과(wealth effect)를 초래한다.

이상의 두 경로와는 달리 신용 경로는 금융시장의 불완전성을 전제로 한다. 이 경로는 다시 은행대출 경로와 대차대조표 경로로 구분된다. 은행대출 경로는 금리 하락에 따라 은행신용 공급에 필요한 재원이 증가하거나(Bernanke and Gertler, 1995) 은행자본금 증가로 은행이 대출 공급을 확대하여(Van den Heuvel, 2002) 가계소비가 긍정적 영향을 받는 것을 지칭한다. 대차대조표 경로는 금리 하락으로 인한 부동산 등 자산가치 상승이 소비자의 순자산(net worth) 상승을 초래하여 금융시장에서 정보의 비대칭성 문제를 완화시키거나(Bernanke and Gertler, 1989), LTV 등 규제비율 제약을 완화시켜 은행대출이 증가할 수 있다는 점과 관련된다.

캐시플로우 경로는 금리 하락이 가계의 캐시플로우에 직접적인 영향을 주고, 이것이 다시 소비지출에 영향을 미치는 경로를 말한다.¹⁾ 여기서 캐시플로우는 경상소득에서 세금, 사회보장부담금, 지급이자 등 비소비지출을 공제한 처분가능소득을 지칭한다.²⁾ 그리고 직접적이라 함은 금리 변화가 가계의 자산과 소득에 미치는 일반균형적 변화가 아니라 주어진 소득, 자산 및 부채수준에서 수취이자 및 지급이자의 변화를 통한 캐시플로우의 변화를 의미한다.³⁾

-
- 1) 이 경로에 대한 호칭은 저자에 따라 다소 상이하다. Berben, Locarno, Morgan, and Valles(2004)은 소득 내지 캐시플로우 경로, Di Maggio, Kermani, and Ramcharan(2014)은 소득 경로, Flodén, Kilström, Sigurdsson, and Vestman(2017) 및 Cloyne, Ferreira, and Surico(2016), La Cava, Hughson, and Kaplan(2016) 등은 캐시플로우 경로라 칭하고 있다. 한편 Ampudia, Georganakos, Slacalek, Tristani, Vermeulen, and Violante(2018)는 소득 경로를 일반균형적 변화로 인한 효과를 지칭하면서 캐시플로우 경로와 다른 의미로 사용한다. 박근형(2018)은 현금흐름 혹은 캐시플로우 경로로 지칭하고 있다. 본고에서는 혼동의 가능성이 없어 보이는 캐시플로우 경로를 사용하기로 한다.
 - 2) 만약 가구의 차입이 주로 모기지 형태라면 지급이자 대신 원리금 상환액을 공제하는 것이 더 적절한 것이다.
 - 3) Auclert(2019), Kaplan, Moll, and Violante(2018), Ampudia et al.(2018) 등은 통화정책의 전파경로를 직접적 효과와 간접적 효과로 구분한다. 직접적 효과란 금리 변화의 부분균형적 효과를 지칭한다. 즉 가격, 임금, 소득, 자산 등 변수가 주어진 것으로 가정하고 나타나는 효과로서 대체효과 경로와 캐시플로우 경로가 여기에 해당한다. 반면 간접적 효과는 부효과, 대차대조표 경로, 그리고 총수요 경로를 포함한다.

마지막으로 총수요 경로는 금리 하락으로 인한 물가의 변화, 고용의 변화, 그리고 투자 변화로 인한 승수효과 등 경제의 일반균형적 변화로 인한 소비지출의 총체적 변화를 지칭한다. 여기에 덧붙여 통화정책 변화로 인한 경제 여건 변화에 대응한 재정정책 변화까지 고려될 수 있다. 예를 들어 금리 하락으로 인해 정부의 이자지급 부담이 줄고, 이에 따른 재정 여유분으로 조세 감소나 이전지출 증가가 나타나면서 소비가 증가할 수 있다.

이상에서 나열한 경로들은 대부분 금리 상승이 소비를 위축시키고 금리 하락은 소비를 촉진하는 방향으로 작용한다. 그러나 이 중 유일하게 캐시플로우 경로의 경우 금리 변동이 소비에 미치는 영향이 불확실하다. 금리 하락은 차입자의 지급이자 감소를 초래하는 동시에 대부자의 수취이자 감소도 의미하기 때문이다. 그리고 지급이자 및 수취이자에 대한 소비지출의 민감도가 서로 다를 가능성이 높다. 따라서 차입자 캐시플로우 경로와 대부자 캐시플로우 경로를 종합할 때, 금리 하락이 다른 경로를 통해 소비지출에 미치는 긍정적 효과를 증폭할 수도 있고, 반대로 상쇄할 수 있다.

캐시플로우 경로의 중요성은 이자수취 자산과 이자지급 부채의 상대적 크기, 이자지급 부채 중 변동금리 대출의 비중과 같은 금융구조 특성과 밀접하게 연관되어 있다. 특히 차입자 캐시플로우 경로는 가계부채가 주로 고정금리 대출인 경우 그 효과가 크지 않을 것이다. 미국, 독일, 프랑스 등이 여기에 해당한다. 반면 영국, 스페인, 스웨덴, 호주 등과 같이 변동금리 대출이 중요한 비중을 차지하는 경우 동 경로가 더 의미 있을 가능성이 높다. 한국의 경우 고정금리로의 전환을 위한 정부의 노력으로 변동금리 대출 비중이 글로벌 금융위기 이후 지속적으로 낮아져 왔으나 아직도 60%대로 높은 수준이기 때문에 동 경로가 중요한 의미를 가질 가능성이 있다⁴⁾.

캐시플로우 경로와 관련하여 다수 선행연구는 그 효과가 제한적이라는 결과를 제시하고 있다. 그러한 결과가 나타난 중요한 이유는 미국 등 주요 국가에서 모기지대출이 주로 고정금리계약을 통해 이루어지는 상황에서 금리 변화가 가계의 캐시플로우에 미치는 직접적 영향이 제한적이기 때문인 것으로 보인다. 금리 하락 시 채무채계약이 가능하다면 캐시플로우 경로가 작동할 수 있을 것이나 이 경우에도 금융시장의 불완전성으로 그 가능성에 제약이 있을 수 있다. 예를 들어 Di Maggio et al.(2014)은 미국에서 고정금리와 같은 채무계약 상의 경직성이 금리 하락에 따른 캐시플로우 경로의 작동을 제약할 수

4) 가계대출에서 고정금리 대출비중은 2010년 말 5.1% 불과하였으나 정부의 유인책으로 그 비중이 꾸준히 증가하면서 2019년 12월 말 현재 잔액기준 34.2%를 기록하고 있다(한국은행 경제통계시스템). 우리나라의 변동금리대출 비중 65.8%는 선진국 중 호주(약 80%) 다음으로 높은 수준이다.

있음에 주목하였다. 한편 Cloyne et al.(2016)은 금리 하락으로 인한 캐시플로우의 직접적 증가의 경우 변동금리가 중요한 비중을 차지하는 영국에서 미국보다 더 크지만 전체 소비지출의 변화는 미국에서 이를 상쇄할 정도로 더 크게 나타났음을 보이고 있다. 이 결과는 일시적 통화정책 충격으로 인한 캐시플로우 변화에 따른 소비의 반응이 다른 경로에 비해 크지 않음을 시사한다. Garriga, Kydland, and Šustek(2017)도 이와 유사한 분석 결과를 보고하였다. Ampudia et al.(2018)도 유로지역 국가의 통화정책 경로에 관한 연구에서 대부분 국가에서 금리 변화의 간접적 효과가 직접적 효과보다 더 크게 나타나는 것으로 보고하고 있다.

이상에 언급한 연구들에 반해 Flodén et al.(2017), La Cava et al.(2016) 등은 캐시플로우 경로의 효과를 추정하여 그 효과가 통계적으로 유의하고 상당히 강한 것으로 보고하고 있다. Flodén et al.(2017)은 가계대출에서 변동금리 계약이 중요한 계약형태인 스웨덴에서 30만 가구를 대상으로 매년 조사되는 서베이 자료와 스웨덴 정부가 부유세 부과를 위해 조사한 자산 및 소득 자료를 결합하여 비교적 상세한 데이터베이스를 구축할 수 있었다. 이들은 총소득에서 당 기간 부의 증가를 제외한 것으로 정의되는 소비지출 자료를 구축하였다. 그리고 가구들을 총부채소득비율(Debt to Income, DTI) 및 차입금리 변동성 여부에 따라 네 개 그룹으로 분류한 후, 그룹별로 금리변화가 소비지출에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 고DTI, 변동금리 대출집단에서 금리 인상에 따른 캐시플로우 감소 및 소비 감소가 가장 두드러진 것으로 나타났다. 변동금리대출에 의존하는 가구의 경우 금리 인상으로 직접적인 캐시플로우 감소가 발생하는데다가 DTI가 높을수록 유동성제약이 더 중요해져 추가 차입에 의한 소비가 어려워 한계소비성향이 높기 때문이다.

La Cava et al.(2016)은 호주에서 가구 서베이 자료를 이용하여 캐시플로우 경로를 분석하였다. 호주는 모기지 중 약 20% 정도만이 고정금리계약이고 가계 예금 중 고정금리 예금의 비중도 30%를 넘지 않아 선진국 중 가계 대출과 예금에서 변동금리계약의 비중이 가장 높은 나라이다. 이들은 가구의 캐시플로우를 금리에 영향을 받는 부분(모기지 지급, 예금이자 등)과 금리와 무관한 부분(근로소득, 사업소득, 연금, 세금 등)으로 구분하고, 가구의 내구소비재에 대한 지출 변화를 두 가지 유형의 소득 각각의 변화 및 가구의 특성변수로 설명하는 패널회귀모형을 추정하였다. 이 때 가구가 보유한 이자수취 자산과 이자지급 부채의 상대적 크기에 따라 가구를 차입가구와 대부가구로 구분하고, 두 그룹에 대해 각각 분리하여 모형을 추정하였다. 추정 결과 금리민감 캐시플로우에 대한 한계소비 성향은 차입가구가 대부가구보다 다섯 배나 높게 나타났다. 그리고 금리가 1%포인트

하락할 때 가구의 내구소비재 지출이 1.5% 증가하는 것으로 계산된다. 이 크기는 거시경제 모형에 따른 소비증가 효과와 비슷한 것으로서 호주에서는 금리변화가 소비에 미치는 총효과 가운데 캐시플로우 경로가 차지하는 중요성이 매우 높다고 주장하였다.

우리나라에서는 금리 변화가 소비에 미치는 영향에 관한 연구가 다수 있지만⁵⁾ 캐시플로우 경로를 분석한 연구는 박근형(2018)이 유일한 것으로 보인다. 이 연구는 가계금융·복지조사 자료를 사용하고, La Cava et al.(2016)과 거의 비슷한 방법론을 통해 한국에서 금리민감 캐시플로우가 비내구재 소비지출에 미치는 영향을 추정하고 있다. 연구 결과 La Cava et al.(2016)와 마찬가지로 차입가구 캐시플로우 경로가 대부가구 캐시플로우 경로보다 더 강하게 작용하고, 유동성 제약가구의 소비민감도가 일반가구보다 더 높게 나타났다.⁶⁾ 반면 차입가구 경로와 대부가구 경로가 서로 상쇄되면서 캐시플로우 경로의 중요성은 종합적으로 그다지 크지 않다고 보고하고 있다.

본 연구는 위에서 언급한 La Cava et al.(2016) 및 박근형(2018)의 연구와 비슷한 분석방법을 활용하여 한국에서 정책금리 변화에 따른 캐시플로우 경로의 영향을 분석하고자 한다. 이 연구들과 마찬가지로 차입가구와 저축가구로 구분하여 소비민감도를 추정한다. 또한 유동성제약 가구와 일반가구를 구분하여 소비민감도를 추정한다. 그러나 본 연구는 이 연구들과 비교하여 다음과 같은 점에서 차별화된다.

첫째, La Cava et al.(2016)은 정책금리의 변화가 은행 여신 및 수신 금리에 동일한 크기의 변화로 나타난다고 가정한 반면 본 연구는 정책금리가 은행 여수신금리에 미치는 영향을 별도로 분석하였다. 박근형(2018)도 이러한 분석을 하고 있으나 소비변화의 분석에 그 결과를 활용하지 않은 반면 본 연구는 소비변화를 시산에 정책금리 변화가 예금과 대출금리에 비대칭적으로 영향을 미칠 수 있다는 분석 결과를 감안하였다.

둘째, 차입가구 금리민감 캐시플로우의 정의에서 차이가 있다. 위 두 연구들은 차입가구 금리민감 캐시플로우를 대출 원리금상환액으로 정의하고 있다. 그런데

5) 고혁진·민경록·위경우·박영석(2009), 신유란(2017) 등을 꼽을 수 있다.

6) 유동성 제약에 직면한 가구와 그렇지 않은 가구를 구분하는 유동성제약 가구의 개념은 Kaplan et al.(2014)에 의해 제시된 이래, 가계소비의 분석에 널리 사용되고 있다. 본 연구에서는 가구가 소득을 소득지급 기간에 일정하게 지출한다고 가정하고, 유동자산이 소득의 절반보다 적은 경우를 유동성제약 가구로 정의한다. 여기서 유동자산이란 입출금이 자유로운 저축 및 주식·채권을 의미한다. 만약 가구의 마이너스 통장과 같은 신용한도를 감안한다면 유동자산이 마이너스이지만 유동자산 규모가 소득의 절반과 신용한도 차이보다 큰 경우는 유동성제약 가구에서 제외하는 것이 적절할 것이다. 왜냐하면 이러한 가구는 일시적 소득감소를 신용 확대를 통해 상쇄할 수도 있기 때문이다. 그러나 본 연구에서는 가구별 신용한도 자료를 구할 수 없어서 유동성제약 가구를 유동자산 규모가 소득의 절반보다 작은 경우로 정의하기로 한다.

한국에서는 원리금 장기분할상환 모기지형 가계대출은 전체 가계대출 가운데 일부분에 불과하다.⁷⁾ 게다가 가계·금융복지조사에서 원리금 상환 일정에 관한 통계가 조사되지 않기 때문에 원리금 상환액의 계산은 자의적인 가정 하에 이루어질 수밖에 없다. 따라서 본고에서는 원리금상환액이 아닌 이자지급액을 차입가구의 금리민감 캐시플로우로 정의하였다.

셋째, 본 연구는 자금순환표를 활용하여 전체 경제 차원에서 정책금리의 인하가 가계의 수취이자와 지급이자에 미치는 영향을 분석하였다.

넷째, 본 연구는 선행연구와 같이 가구의 기타 캐시플로우, 부채 규모 내지 자산 규모와 같은 가계의 재무적 특성 및 나이, 가구원 수, 학력 등과 같은 인구적 특성 등을 통제하여 분석한다. 그러나 여기에 그치지 않고 소득 수준에 따라 다섯 그룹으로 각각 구분하여 소비의 반응에서 차이가 있는지를 분석한다. 이러한 분석을 통해 소득수준이 소비에 미치는 영향을 보다 자세하게 파악할 수 있었다.

실증분석을 통해 도출된 본 연구의 주요 결론은 다음과 같다. 첫째, 한국은행 정책금리 변화가 은행 여수신금리에 미치는 영향이 인상과 인하에서 달리 나타나는 비대칭 효과가 나타났다. 정책금리 인상 시에는 여신금리가 수신금리보다 더 많이 올라가는 반면 인하 시에는 수신금리가 여신금리보다 더 많이 내려가는 것으로 나타났다. 둘째, 경제전체적으로 가계의 이자수취 자산이 이자지급 부채보다 더 크지만 정책금리가 인상될 때 여수신 금리 상승폭의 차이로 인해 가계의 이자수지는 감소하게 된다. 정책금리 인하도 가계의 이자수지를 감소시키는 것으로 나타났다. 셋째, 차입가구의 금리민감 캐시플로우에 대한 소비의 탄력성은 저축가구에 비해 높게 나타났다. 그러나 한계소비성향은 저축가구가 더 높게 나타났다. 넷째, 정책금리 인상 시에는 차입가구 경로가 더 강하게 작용하고, 인하 시에는 저축가구 경로가 더 강하게 나타났다. 그 결과 정책금리 인하와 인상 양 경우에 모두 캐시플로우 경로는 소비지출을 줄이는 방향으로 작용하였다. 즉 캐시플로우 경로는 금리 인하 시에는 통화정책의 다른 경로의 영향을 상쇄하는 방향으로 작용하는 반면 금리 인상 시에는 다른 경로의 영향을 강화하는 방향으로 작용한다. 다만 인상, 인하 양 경우에 차입가구 캐시플로우 경로와 저축가구 경로가 상쇄되면서 종합적으로 캐시플로우 경로의 강도는 강하지 않은 것으로 나타났다. 마지막으로 통제변수들이 소비에 미치는 영향에서 흥미 있는 결과가 다수 발견되었다.

7) 2018년 말 기준 가계부채 가운데 주택담보대출이 차지하는 비중은 55.9%이다(한은 경제통계시스템). 그리고 2018년 1사분기말 주택담보대출 가운데 분할상환 대출비중은 금액 기준 82%, 차주수 기준 81%로 추정된다(한은 가계부채 DB, 김성준·박현서·김미라, 2018에서 재인용).

이하 논문의 구성은 다음과 같다. 이어지는 제Ⅱ장에서는 Autoregressive Distributed Lag(ARDL) 공적분모형을 이용하여 한은 정책금리 인상 또는 인하에 따른 가계 수취이자와 지급이자의 변동을 추정한다. 그리고 이러한 추정과 자금순환표를 통해 및 정책금리 변화에 따른 가계 이자수지의 변화 방향을 시사한다. 제Ⅲ장에서는 2012~2017년 가계금융·복지조사 데이터를 활용한 패널 회귀모형을 통해 금리민감 캐시플로우에 대한 소비의 민감도를 추정한다. 그리고 이를 바탕으로 정책금리 1%포인트 변화에 따른 소비변화율을 추산한다. 또한 가구를 유동성 제약 여부, 소득 수준 등에 따라 집단별로 나누어 캐시플로우 경로에서 집단 간에 차이가 있는지도 검토한다. 제Ⅳ장에서는 결론 및 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 가계 이자수지의 변화- 거시통계 분석⁸⁾

자금순환표를 활용하여 금리 변화에 영향을 받는 가계의 금융자산과 부채의 분기별 말잔의 추이는 다음 <Table 1>에 정리되어 있다.⁹⁾ 이자수취 자산은 예금, 채권, 파생금융상품 및 기타 이자를 수취하는 금융자산의 합이다. 현금, 주식 및 출자지분, 보험 및 연금 등은 제외된다. 이자지급 부채는 이자를 지급해야 하는 금융부채로서 대출금, 파생금융상품 부채 및 기타 금융부채의 합이다.¹⁰⁾ 양자의 차이는 이자수취 순자산(Net interest-bearing assets)으로 지칭한다.

<Table 1>을 보면 2013년부터 2018년 사이 개인의 금융부채가 증가하는 가운데 금융자산도 증가하면서 개인의 금융 순자산은 증가하는 추세를 보이고 있다. 반면 이자수취 순자산은 같은 기간 양의 값을 보이기는 하지만 감소하고 있다. 금융 순자산은 증가하지만 이자수취 순자산이 감소한 것은 금융부채 가운데 이자지급 부채의 비중은 큰 변화가 없는 반면 금융자산 가운데 보험 및 연금, 지분증권 및 투자펀드의 비중이 증가하고 예금의 비중이 감소하기 때문이다. 일반적으로 인구 고령화가 진전될수록 가계의 금융자산

8) 자금순환표를 기초로 이자수지의 변화를 파악하는 방법은 임형석(2010)에서 아이디어를 얻었다.
 9) 자금순환표 상 개인은 가계, 소규모 개인기업, 그리고 가계에 봉사하는 비영리단체를 포함한다. 따라서 엄밀하게 이는 가계보다 더 큰 범주이지만 이 절에서는 개인과 가계를 특별히 구분하지 않고 유사한 개념으로 사용한다.
 10) 파생금융상품을 이자수취 자산 또는 이자지급 부채 항목에 포함시키는 것은 논란의 여지가 있다. 그러나 자산과 부채에서 이 항목이 차지하는 비중은 거의 0%이기 때문에 포함 여부는 분석 결과에 큰 영향을 미치지 않는다.

중 예금 및 채권 비중은 감소하고, 보험과 펀드 비중은 증가하는 점(윤경수·차재훈·박소희·강선영, 2017)을 감안하면 우리나라에서 이자수취 순자산이 감소하는 추세는 앞으로도 지속될 것으로 보인다.

<Table 1> Trend of Household Interest-Bearing Assets and Debt

(Unit: KRW 1 Trillion)

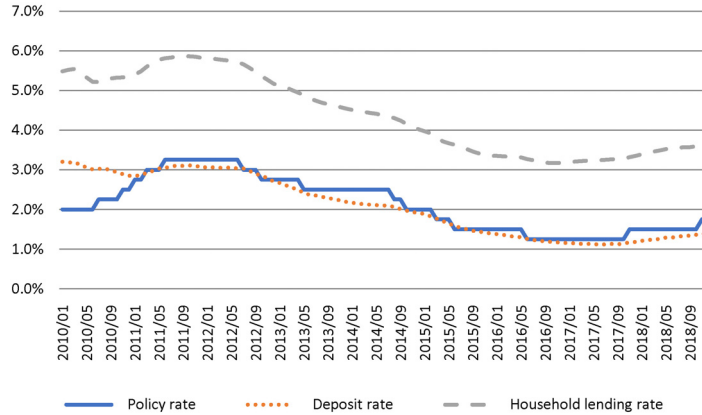
	Financial assets (A)	Interest-bearing assets (B)	Ratio (B/A)	Financial debt (C)	Interest-bearing debt (D)	Ratio (D/C)	Net Financial assets (A-C)	Net interest-bearing assets (B-D)
2013. 1	2,552.4	1,251.7	49%	1,155.6	1,077.2	93%	1,396.8	174.5
2013. 2	2,581.5	1,264.4	49%	1,178.1	1,101.2	93%	1,403.4	163.2
2013. 3	2,629.1	1,277.3	49%	1,193.4	1,114.9	93%	1,435.7	162.4
2013. 4	2,678.3	1,298.3	48%	1,219.2	1,139.3	93%	1,459.1	159.0
2014. 1	2,727.2	1,313.7	48%	1,228.4	1,144.9	93%	1,498.8	168.8
2014. 2	2,782.2	1,341.2	48%	1,242.5	1,157.4	93%	1,539.7	183.8
2014. 3	2,843.9	1,371.6	48%	1,268.8	1,182.2	93%	1,575.1	189.4
2014. 4	2,900.9	1,392.1	48%	1,296.1	1,209.6	93%	1,604.8	182.5
2015. 1	2,992.4	1,417.5	47%	1,312.4	1,225.1	93%	1,680.0	192.4
2015. 2	3,075.1	1,445.0	47%	1,347.3	1,260.5	94%	1,727.8	184.5
2015. 3	3,120.1	1,468.0	47%	1,385.8	1,297.1	94%	1,734.3	170.9
2015. 4	3,182.3	1,494.2	47%	1,423.1	1,335.1	94%	1,759.2	159.1
2016. 1	3,237.6	1,523.7	47%	1,444.9	1,354.6	94%	1,792.7	169.1
2016. 2	3,292.9	1,556.1	47%	1,480.6	1,391.3	94%	1,812.3	164.8
2016. 3	3,345.9	1,572.9	47%	1,518.0	1,428.4	94%	1,827.9	144.5
2016. 4	3,390.4	1,593.9	47%	1,566.7	1,477.4	94%	1,823.7	116.5
2017. 1	3,442.2	1,606.9	47%	1,584.6	1,494.9	94%	1,857.6	112.0
2017. 2	3,530.2	1,627.1	46%	1,613.5	1,524.3	94%	1,916.7	102.8
2017. 3	3,576.8	1,650.1	46%	1,651.9	1,559.3	94%	1,924.9	90.8
2017. 4	3,667.6	1,669.7	46%	1,687.3	1,594.1	94%	1,980.3	75.6
2018. 1	3,718.9	1,693.6	46%	1,709.8	1,614.8	94%	2,009.1	78.8
2018. 2	3,731.7	1,710.2	46%	1,737.3	1,641.9	94%	1,994.4	68.3
2018. 3	3,770.8	1,726.8	46%	1,762.3	1,665.2	95%	2,008.5	61.6
2018. 4	3,729.7	1,738.0	47%	1,789.9	1,692.8	95%	1,939.8	45.2

Data: ECOS, Bank of Korea.

향후 정책금리가 변할 때 개인부문의 이자수지 변화를 파악하려면 우선 정책금리 변화에 따라 이자수취 자산과 이자지급 부채 각각에 대해 적용되는 금리가 어떻게 변화하는지 파악해야 한다. 이를 위해 2010년 1월부터 2018년 12월까지의 월별 자료를 이용하여 한국은행 기준금리 변화가 이자수취 자산과 이자지급 부채 금리에 미치는 장기적 영향을 추정한다. 이 때 개인의 이자수취 자산 금리는 은행의 잔액기준 가중평균

수신금리를, 그리고 이자지급 부채 금리는 은행의 잔액기준 가중평균 가계대출금리를 사용하였다.¹¹⁾¹²⁾ <Figure 1>은 이 금리들의 추이를 나타낸다.

<Figure 1> Trend of Policy Rate, Deposit Rate and Household Lending Rate



Data: ECOS, Bank of Korea

Note: Deposit rate is a weighted average of bank deposit rates at the end of the month, with weights based on outstanding balances. Household lending rate is a weighted average of bank household lending rates at the end of the month with weights based on outstanding balances.

Holton and Rodriguez d'Acra(2018)은 Banerjee, Galbraith, and Dolado(1990)의 Autoregressive Distributed Lag(ARDL) 공적분 모형을 이용하여 정책금리가 은행 여수신금리에 미치는 영향을 분석하였다. 본 논문에서는 ARDL 공적분 모형을 비선형 모형으로 확장한 Shin, Yu, and Greenwood-Nimmo(2014)의 모형을 이용한다. 이 모형은 시계열의 정상성(stationarity) 여부에 관계없이 변수들 간에 존재하는 비대칭적 장기적 관계를

- 11) 이 분석에서 사용된 금리 자료는 모두 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 수집하였다. 여기서 잔액기준 가중평균 여수신금리는 금융기관이 해당월말 보유하고 있는 수신 및 대출에 적용한 금리를 해당월말 현재 보유잔액으로 가중평균한 수치이다. 한은 기준금리의 경우 해당 월중 변화한 경우 월별자료의 해당 월에 변화한 값이 표시된다.
- 12) 이자수취 자산 중 예금이 차지하는 비중은 90%를 상회하고 이자지급 부채 중 대출금이 차지하는 비중은 99% 정도에 달하므로 이자수취 자산금리로 가중평균 수신금리를, 그리고 이자지급 부채금리로 가중평균 가계대출금리를 사용하였다. 한편 ECOS에 비은행금융기관 잔액기준 금리가 공표되지 않아 여수신금리로 은행의 잔액기준 가중평균 여수신금리를 사용하였다. 여수신 금리 변화로 인한 수취이자와 지급이자의 변화를 알아보는 것이 이 분석의 중요한 목적이기 때문에 가중평균 여수신금리는 잔액기준을 사용하는 것이 적절하다고 판단된다. 하지만 신규기준 가중평균 여수신금리로 분석한 결과도 장기적 영향계수값에서 큰 차이는 없었다.

검정하고 추정한다는 장점을 가진다. 한국 은행시장은 과점적 구조이므로 비정상 시계열(nonstationary time series)인 한국은행 정책금리의 변동이 그 변동의 방향에 따라 비대칭적으로 은행금리에 영향을 주는 양상이 달리 나타날 가능성이 높은 것으로 생각된다. 따라서 정책금리의 변화를 상승 부문과 하락 부문으로 분해하고 이를 ARDL 공적분 모형으로 추정한다.

시계열 $\{y_t\}$ 는 은행 수신금리 및 여신금리 시계열을, 그리고 시계열 $\{x_t\}$ 는 정책금리 시계열을 나타낸다고 하자. 설명변수인 $\{x_t\}$ 의 변화를 양의 변화부문과 음의 변화부문에 해당하는 부분합으로 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_i, 0)$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_i, 0)$$

장기적 균형과 단기동학의 비대칭과 추세 다항식을 고려한 비선형 ARDL(p,q) 모형은 식 (1)과 같은 형태를 가진다.

$$y_t = \sum_{i=0}^k c_i t^i + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\theta_i^+ x_{t-i}^+ + \theta_i^- x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (1)$$

이 때, $x_t = x_0 + x_{t-i}^+ + x_{t-i}^-$ 이고, ϕ_i 는 자기회귀계수이며, θ_i^+ 와 θ_i^- 는 비대칭 시차분배(distributed lag) 계수이다.

식 (1)은 변수 변환을 통해서 다음과 같은 오차수정모형 형태로 표현될 수 있다.

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^k c_i t^i + \alpha (y_{t-1} - \beta^+ x_{t-i}^+ - \beta^- x_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} (\psi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \psi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (2)$$

위 식에서 $\beta^+ = -\sum_{i=0}^q \theta_i^+ / \alpha$, $\beta^- = -\sum_{i=0}^q \theta_i^- / \alpha$ 는 정책금리의 비대칭 장기적 영향을 나타내는 계수이며, $\alpha = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$ 는 조정속도를 나타낸다. 정책금리가 수신금리와

여신금리에 미치는 비대칭적 단기적 충격은 각각 $\psi_0^+ = \theta_0^+$ 와 $\psi_0^- = \theta_0^-$ 이다. 만약 변수들이 비정상적 시계열이면서 공적분관계가 존재하면 식 (2)에서 β^+ 와 β^- 는 비대칭적 장기적 관계를 나타내는 공적분 계수가 된다. 확정적 추세는 상수만 포함하였다. 식 (1)과 식 (2)에 포함되는 과거시차 수는 Schwarz 베이지안 정보 기준(BIC)에 의해 결정되었다.

먼저 식 (1)과 식 (2)를 이용하여 Pesaran, Shin, and Smith(2001)의 ARDL bounds 공적분 검정을 수행하면 종속변수가 수신금리일 때 F-통계량은 6.35이고 종속변수가 여신금리일 때는 5.56이어서 각각 5% 및 10% 유의수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다. 정책금리와 여수신 금리 간에 추정된 비대칭 장기적 영향 계수는 두 변수 간의 비대칭적 공적분 관계를 나타내며 그 추정 결과는 단기적 영향과 함께 <Table 2>에 정리되어 있다. 참고로 비대칭 효과를 고려하지 않고 두 변수간의 장기적 관계를 Johansen 방법¹³⁾으로 구하면 여신금리의 경우는 0.8843, 수신금리의 경우는 0.8956로 추정되어서 여신금리와 수신금리 간에는 정책금리의 영향에 큰 차이가 없는 것으로

<Table 2> Asymmetric Effects of Policy Rate Change on Bank Lending and Deposit Rates

This table summarizes the estimates of the effects of policy rate change on deposit rate and lending rate. In the long-run, one percentage point reduction of policy rate is associated with 0.990% point decrease of deposit rate and 0.844% point decrease of lending rate whereas one percentage point increase of policy rate is associated with 0.665% point increase of deposit rate and 0.970% point of lending rate.

	Direction of policy rate change	Adjustment speed (α)	Short-run effect (ψ_0^+, ψ_0^-)	Long-run effect (β^+, β^-)
Deposit rate change	increase	-0.028** (2.24)	0.108*** (4.05)	0.665** (4.91)
	decrease		-0.100*** (4.46)	-0.990*** (103.30)
Lending rate change	increase	-0.016 (1.30)	0.130*** (4.19)	0.970* (2.77)
	decrease		-0.121*** (4.32)	-0.844** (5.45)

Note: 1) The figures in parenthesis refer to t-test statistics for adjustment speed and short-run effect and to F-test statistics for long-run effect.

2) *, ** and *** denote significance level at the 10%, 5%, 1%, respectively.

13) 검정을 위한 최적시차는 AIC방법을 사용하였으며, 공적분 검정을 위한 Johansen의 우도비 통계량(λ_{\max})은 여신금리와 수신금리의 경우 각각 32.84와 19.13의 값을 가져 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하였다.

나타났다. 그러나 정책금리 변화의 비대칭적 영향을 고려하는 경우 정책금리가 여수신 금리에 미치는 영향의 상대적 크기는 금리 인상과 인하에 따라 달리 나타났다.

<Table 2>에 따르면 정책금리가 1%포인트 상승할 때 장기적으로 수신금리는 0.665%포인트, 여신금리는 0.970%포인트 상승한다. 그리고 정책금리가 1%포인트 하락할 때는 장기적으로 수신금리는 0.990%포인트, 그리고 여신금리는 0.844%포인트 하락한다. 이러한 결과는 은행 여수신시장이 과점시장으로서 은행이 여수신 금리를 자신에게 유리한 방향으로 조절할 수 있는 재량을 어느 정도 행사할 수 있다는 점을 드러내는 것으로 해석된다.

이상의 거시자료를 통해 정책금리 인상에 따른 가계의 이자수지 변화규모를 살펴보면 다음과 같다. <Table 1>과 <Table 2>에서 보듯이 이자수취 자산이 이자지급 부채보다 크지만 정책금리가 인상될 경우 이자수취 자산 금리가 이자지급 부채 금리보다 더 작게 상승하기 때문에 정책금리 인상이 가계의 이자수지를 개선하는 방향으로 작용할지 여부는 계산을 해보아야 알 수 있다. 2018년 4사분기말 가계의 이자수취 자산과 이자지급 부채 규모가 고정되어 있다고 할 때 정책금리가 1%포인트 상승하고 그것이 가계의 이자수취 자산 금리와 이자지급 부채 금리를 각각 0.665%포인트와 0.970%포인트 상승시킨다면 가계의 연간 수취이자와 지급이자 는 정책금리 인상이 없을 때와 비교하여 각각 11.558조 원과 16.420조 원 증가하여 순수취이자는 4.862조 원 감소한다(<Table 3-1> 참조).¹⁴⁾

<Table 3-1> Effects of a Policy Rate Increase on Households Net Interests Receipt

We combine the figures of <Table 1> and estimates of <Table 2> to construct estimates of net interest receipt. One percentage point increase of policy rate would result in a decrease of 4.9 KRW trillion in the long run, supposing that the levels of interest-bearing assets and debt remain fixed at those of the end of 2018.

(Unit: KRW Trillion, % point)

Interest-bearing assets	Average deposit rate change	Interests receipt change	Interest-bearing debt	Average lending rate change	Interests payment change	Net interests receipt change
1,738.0	0.665	11.6	1,692.8	0.970	16.4	- 4.9

Source: Authors' calculation based on the data from ECOS, Bank of Korea.

14) 이 표의 시산은 이자수취 자산과 이자지급 부채 규모가 일정함을 가정하고 있다. 만약 이자수취 자산이 이자지급 부채보다 더 작게 늘어났던 이전 추세가 작동한다면 금리상승의 이자수지 감소 효과가 본문의 표보다 더 크게 나타날 수도 있을 것이다. 반대로 금리 상승으로 이자지급 부채가 더 작게 늘어난다면 이자수지 감소 규모는 더 작을 것이다.

마찬가지로 2018년 4사분기 말 가계의 이자수취 자산과 이자지급 부채 규모가 고정된 것으로 상정하고 정책금리를 1%포인트 인하하는 경우 그것이 가계의 이자수취 자산 금리와 이자지급 부채 금리를 각각 0.990%포인트와 0.844%포인트 하락시킨다면 가계의 수취이자와 지급이자는 정책금리 인하가 없을 때와 비교하여 각각 연간 17.206조 원과 14.287조 원 감소하여 순수취이자는 2.919조 원 감소한다(<Table 3-2> 참조).

<Table 3-2> Effects of a Policy Rate Decrease on Households Net Interests Receipt

One percentage point decrease of policy rate would result in a decrease of KRW 2.9 trillion in the long run, supposing that the levels of interest-bearing assets and debt remain fixed at those of the end of 2018.
(Unit: KRW Trillion, % point)

Interest-bearing assets	Average deposit rate change	Interests receipt change	Interest-bearing debt	Average lending rate change	Interests payment change	Net interests receipt change
1,738.0	-0.990	-17.2	1,692.8	-0.844	-14.3	- 2.9

Source: Authors' calculation based on the data from ECOS, Bank of Korea.

종합하면 정책금리가 인상되든 인하되든 가계의 이자수지는 줄어드는 결과가 도출되었다. 이러한 결과가 나타난 핵심적 이유는 정책금리 변화가 여수신 금리에 미치는 영향이 인상과 인하 시 비대칭적인 양상으로 나타났기 때문이다. 그렇다면 이 결과는 정책금리 변화가 인상이든 인하든 소비지출을 줄이는 방향으로 작용한다는 의미인가? 반드시 그렇지는 않다. 왜냐하면 첫째는 이자수취 자산과 이자수취 부채가 금리 변화에 따라 변할 수 있기 때문이다. 둘째는 수취이자의 변동과 지급이자의 변동에 대한 소비지출의 반응이 서로 다를 수 있기 때문이다. 따라서 이제 다음 단계로 금리 관련 캐시플로우의 변화로부터 발생하는 가계소비의 반응을 분석하고자 한다. 이를 위해 가구 서베이 자료를 통해 금리민감 캐시플로우 변화에 따른 가계의 소비지출 행태를 분석할 것이다.

Ⅲ. 금리민감 캐시플로우와 소비지출

1. 자료 및 모형

가계들의 소비지출 행태를 분석하기 위해서 본 연구에서는 2010년 이후 가계자산

조사(통계청), 가계신용조사(금융감독원), 가구패널조사(한국은행)가 통합되어 3개 기관의 공동 조사를 통해 발표되는 가계금융·복지조사 2012년~2017년 패널서베이 자료를 사용한다. 이 기간 동안 총 58,873 가구의 패널 자료 중에서 최소 3년 이상 동일 가구의 응답자료가 존재하는 가구 중 가계의 경상소득 증가율이 500%를 넘거나 -80% 이하인 가구와 연 소득이 10만 원 이하인 가구를 제거하였다. 가구주의 나이는 22세부터 79세까지로 한정하여 최종적으로 가구-연도 관측수 39,607개의 자료를 분석에 이용하였다. 자료는 가구의 소비 및 재무적 특성을 나타내는 변수들과 가구주의 연령, 가구원수 등의 인구구조적 특성을 가지는 변수들로 구분되며, 앞의 변수들은 로그변환하였다.

본 연구에서 설정한 패널 회귀모형은 이원 오차 성분(two-way error component)을 갖는 패널모형으로, 가구의 관측되지 않는 개별적 특성(u_i)과 연도별 특성(v_t)을 고려한 다음 회귀식을 설정한다.

$$y_{i,t} = \alpha + \gamma * ICF_{i,t} + x_{i,t}' \beta + u_i + v_t + \epsilon_{i,t}$$

종속변수인 $y_{i,t}$ 은 가구별 소비지출을 나타내며, $ICF_{i,t}$ 는 금리에 민감한 캐시플로우, $x_{i,t}$ 는 기타 캐시플로우, 부채 또는 자산 규모¹⁵⁾ 등 가구의 재무적 특성과 가구주의 나이, 성별, 학력, 혼인 여부, 가구 구성원의 수, 입주 형태(자가, 전세, 월세 등), 실업 및 자영업자 여부 등의 인구구조적 특성들을 고려한 통제변수를 의미한다. $\epsilon_{i,t}$ 는 모형의 오차항이다. $ICF_{i,t}$ 는 차입가구의 경우 지급이자를 사용하였으며, 저축가구의 경우에는 수취이자를 사용하였다. 여기서 저축가구란 이자수취 순자산이 양인 가구를, 차입가구란 이자수취 순자산이 음인 가구를 지칭한다. 기타 캐시플로우는 금리변화와 무관한 캐시플로우 항목들로 구성된 캐시플로우로서 경상소득에서 수취이자, 지급이자, 세금 및 공적 보험료를 제외하여 구한 것이다.

2. 기초 통계분석

<Table 4-1>은 본 연구의 실증분석에 사용된 자료의 기초적 통계정보를 정리한 것으로, 전체표본을 대상으로 각 변수에 대한 평균, 중앙값, 표준편차, 10분위수 및

15) 차입가구의 경우 금리민감 캐시플로우가 지급이자이므로 통제변수로 부채 규모를 사용하였고, 저축가구의 경우 금리민감 캐시플로우가 수취이자이므로 통제변수로 자산 규모를 사용하였다. 여기서 자산과 부채는 실물을 포함한 총자산과 총부채이다.

90분위수를 보여주고 있다. 평균적으로 소비지출은 약 2,373만 원, 가처분소득은 3,965만 원이며, 이자수취 자산과 이자지급 부채는 각각 약 2.673만 원과 4,129만 원 보유하고 있는 것으로 나타났다. 이자수취 자산으로부터 발생하는 수취이자 금액은 평균 44.8만 원이고, 이자지급 부채로부터 발생하는 지급이자 금액은 평균 162.3만 원으로 지급이자 규모가 수취이자 규모보다 더 많아서 가구별 순수취이자의 평균은 음의 값을 가진 것으로 나타났다. 그러나 수취이자와 지급이자의 중앙값은 평균값보다 각각 훨씬 작아 각 변수가 왼쪽으로 꼬리가 긴 비대칭적 분포를 지니고 있다는 사실을 알 수 있다. 그리고 순수취이자의 중앙값이 양으로 나타난 것은 수취이자가 지급이자보다 큰 가구가 더 많음은 물론이고, 일반적으로 대출금리가 예금금리보다 더 높기 때문에 저축가구, 즉 이자수취 순자산이 양의 값을 가진 가구의 수가 차입가구, 즉 그 값이 음의 값을 가진 가구보다 더 많다는 사실도 보여준다. 가구주 연령은 평균 52세, 가구원수의 평균은 약 2.94명이다. <Table 4-2>에는 차입가구와 저축가구의 특성 차이를 드러내는 변수들을 정리하였다. 이 표를 보면 차입가구의 평균 이자지급 부채 및 금리민감 캐시플로우가 저축가구의 평균 이자수취 자산 및 평균 금리민감 캐시플로우보다 각각 더 크다. 그리고 전체 샘플 중 저축가구와 차입가구의 가구수 비중이 각각 37.7%와 62.3%이다.¹⁶⁾

<Table 4-1> Summary Statistics: All Households

(Unit: KRW Ten Thousand)

	Mean	Median	Standard deviation	10Th percentile	90Th percentile
Consumption expenditure	2,373.07	2,061.00	1,591.91	674.00	4,408.00
Disposable income	3,964.56	3,260.00	3,758.93	847.00	7,609.00
Interest-bearing assets	2,672.88	560.00	7,351.22	32.00	6,580.00
Interest-bearing debt	4,129.31	350.00	11,047.00	0.00	11,000.00
Interests payment	162.31	13.62	451.45	0.00	442.04
Interests receipt	44.75	10.26	123.82	0.59	108.56
Net interests receipt	-117.56	0.14	458.84	-409.26	77.42
Age of household head	52.02	51.00	13.03	35.00	71.00
Household size (persons)	2.94	3.00	1.31	1.00	5.00
Observations	39,607				

Source: Household Finance and Welfare Survey.

16) 그밖에 이 표를 보면 차입가구의 소득, 학력, 자가 비중, 교육수준, 피고용 비율 등이 저축가구에 비해 평균적으로 더 높다는 흥미로운 결과도 알 수 있다. 이 결과는 호주를 분석한 La Cava et al.(2016)의 경우와도 같다.

<Table 4-2> Summary Statistics of Borrowing Households and Saving Households Separated

(Unit: KRW Ten Thousand)

	Borrowing households	Saving households
Interest-bearing assets (Mean)	1,270.16	3,521.45
Interest-bearing debt (Mean)	9,391.55	945.91
Interest-sensitive cash flows (Mean)	357.35	59.41
Other cash flows (Mean)	4,827.89	3,623.61
Consumption expenditure (Mean)	2,733.43	2,155.06
Age of household head (Mean)	53.83	49.01
Household size (Persons, Mean)	3.32	2.71
Share of home owners (%)	66.41	57.40
Share of employed (%)	91.89	79.25
Share of tertiary educated (%)	50.69	37.91
Number of observations	14,929 (37.69%)	24,678 (62.31%)

Source: Household Finance and Welfare Survey.

3. 분석 결과

금리 인상이 가계의 캐시플로우 경로를 통해 소비지출에 미치는 영향을 분석하기 위해 최우추정법으로 확률효과¹⁷⁾ 패널회귀모형을 추정한 결과는 <Table 5>부터 <Table 6-2>까지 정리되어 있다. 여기서 종속변수는 가구별 소비지출이고, 주요 독립변수는 금리민감 캐시플로우와 기타 캐시플로우이며, 나머지 통제변수는 부채 또는 자산 규모, 가구주 연령, 가구원 수, 가구주 성별, 가구주 혼인 여부, 가구주 학력, 입주 형태, 가구주의 고용형태 등이다. 가구주의 학력은 초졸 이하가 준거가 되는 집단으로 중졸, 고졸, 대졸이상 집단으로 구분된다. 입주 형태는 월세 및 무상주택 등 기타 가구를 준거집단으로 하여 자가와 전세로 구분된다. 가구주의 고용형태는 근로자를 준거가 되는 집단으로 하여 자영업자와 무직 등의 집단으로 구분된다.

<Table 5>의 (1)열과 (2)열은 전체 가구를 차입가구와 저축가구로 구분하여 추정된 결과이다. 금리민감 캐시플로우의 부호는 예상한 것과 같이 차입가구는 음으로, 그리고 저축가구는 양으로 나타났다. 차입가구의 금리민감 캐시플로우 계수 절대값이 저축가구에 비해 더 큰 반면 기타 캐시플로우의 계수는 양 집단간 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 기타 분석 결과에서 저축가구와 차입가구에 공통적으로 나타난 현상은 다음과 같다.

17) 패널회귀모형의 추정에서 고정효과모형 대신 확률효과모형을 사용한 이유는 가구주 성별, 가구주 혼인 여부, 가구주 학력, 입주 형태 등의 시간불변(time-invariant) 변수가 패널모형에 다수 포함되어 있어서 고정효과모형으로는 이를 식별하고 추정하기 어렵기 때문이다.

가구주의 나이가 소비에 미치는 영향은 비선형으로서 일정 연령까지는 소비지출이 늘어나다가 다시 줄어드는 패턴을 보인다. 이자지급 부채 또는 이자수취 자산 규모가 클수록, 가구원수가 증가할수록, 가구주가 남성인 경우, 학력이 높을수록, 그리고 자영업인 경우 소비지출이 더 큰 것으로 나타났다.

<Table 5> Consumption Response to Interest-Sensitive Cash Flows

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	All households		Hand-to-Mouth		Non Hand-to-Mouth	
	Borrowing	Saving	Borrowing	Saving	Borrowing	Saving
Interest-sensitive cash flows	-0.048 [*] (0.027)	0.016 ^{***} (0.002)	-0.041 (0.053)	0.011 ^{***} (0.003)	-0.049 (0.033)	0.017 ^{***} (0.002)
Other cash flows	0.327 ^{***} (0.006)	0.339 ^{***} (0.005)	0.444 ^{***} (0.012)	0.466 ^{***} (0.011)	0.310 ^{***} (0.007)	0.323 ^{***} (0.005)
Total debt	0.092 ^{***} (0.027)		0.060 (0.053)		0.104 ^{***} (0.033)	
Total assets		0.076 ^{***} (0.003)		0.042 ^{***} (0.004)		0.098 ^{***} (0.004)
Age	0.048 ^{***} (0.003)	0.031 ^{***} (0.002)	0.034 ^{***} (0.004)	0.020 ^{***} (0.003)	0.053 ^{***} (0.003)	0.030 ^{***} (0.002)
Age ²	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)
Number of household members	0.116 ^{***} (0.004)	0.118 ^{***} (0.003)	0.107 ^{***} (0.006)	0.099 ^{***} (0.006)	0.117 ^{***} (0.005)	0.122 ^{***} (0.004)
Home owner dummy	-0.034 ^{***} (0.010)	-0.127 ^{***} (0.010)	-0.043 ^{***} (0.016)	-0.104 ^{***} (0.017)	-0.047 ^{***} (0.012)	-0.153 ^{***} (0.011)
'Chonse' dummy	-0.024 ^{**} (0.011)	-0.133 ^{***} (0.009)	-0.030 [*] (0.017)	-0.140 ^{***} (0.016)	-0.026 [*] (0.014)	-0.139 ^{***} (0.011)
Male householder dummy	0.055 ^{***} (0.015)	0.049 ^{***} (0.011)	0.053 ^{**} (0.021)	0.034 ^{**} (0.017)	0.040 ^{**} (0.017)	0.043 ^{***} (0.012)
Married householder dummy	0.101 ^{***} (0.014)	0.055 ^{***} (0.011)	0.067 ^{***} (0.021)	0.046 ^{**} (0.019)	0.108 ^{***} (0.016)	0.053 ^{***} (0.012)
Self-employed dummy	0.025 ^{***} (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.004 (0.021)	-0.047 [*] (0.025)	0.005 (0.009)	-0.005 (0.008)
Unemployed dummy	0.001 (0.012)	-0.004 (0.008)	-0.018 (0.021)	-0.044 ^{***} (0.016)	0.007 (0.015)	0.007 (0.009)
Middle-school graduation dummy	0.081 ^{***} (0.022)	0.090 ^{***} (0.014)	0.006 (0.032)	0.002 (0.023)	0.094 ^{***} (0.025)	0.104 ^{***} (0.015)
High-school graduation dummy	0.194 ^{***} (0.019)	0.209 ^{***} (0.013)	0.114 ^{***} (0.029)	0.086 ^{***} (0.021)	0.200 ^{***} (0.022)	0.221 ^{***} (0.014)
College or higher level graduation dummy	0.311 ^{***} (0.020)	0.301 ^{***} (0.014)	0.187 ^{***} (0.031)	0.120 ^{***} (0.024)	0.310 ^{***} (0.023)	0.314 ^{***} (0.015)
Observations	14920	24600	4269	5162	10651	19438

Note: *, ** and *** denote significance level at the 10%, 5%, 1%, respectively. The figures in parenthesis refer to standard errors.

<Table 5>의 (3)열부터 (6)열은 Kaplan et al.(2014)의 방식을 따라 가구를 유동성제약 가구와 일반가구로 구분하고 이를 다시 각각 차입가구와 저축가구로 구분하여 분석한 결과를 정리한 것이다. 차입가구의 경우 유동성제약 가구와 일반 가구의 금리민감 캐시플로우에 대한 소비지출 민감도에서 차이가 없는 반면 저축가구의 경우 일반가구의

<Table 6-1> Consumption Response to Interest-Sensitive Cash Flows for Borrowing Households Regrouped by Income Levels

Borrowing households are divided into five groups according to their income level from the lowest (group 1) to the highest (group 5). Regressions are run separately for each group.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Interest-sensitive cash flows	0.150 (0.118)	-0.111 (0.071)	-0.158*** (0.057)	-0.157*** (0.050)	-0.033 (0.049)
Other cash flows	0.325*** (0.021)	0.222*** (0.017)	0.219*** (0.016)	0.161*** (0.016)	0.198*** (0.015)
Total debt	-0.120 (0.118)	0.158** (0.071)	0.188*** (0.057)	0.180*** (0.051)	0.083* (0.050)
Age	0.019** (0.008)	0.019*** (0.006)	0.042*** (0.006)	0.051*** (0.007)	0.078*** (0.008)
Age ²	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Number of household members	0.121*** (0.016)	0.092*** (0.008)	0.112*** (0.008)	0.111*** (0.007)	0.106*** (0.008)
Home owner dummy	-0.029 (0.028)	-0.046** (0.020)	-0.055*** (0.019)	-0.057*** (0.022)	-0.047 (0.030)
'Chonse' dummy	-0.059* (0.031)	-0.026 (0.022)	-0.025 (0.020)	-0.065*** (0.023)	-0.001 (0.032)
Male householder dummy	0.046 (0.029)	-0.048* (0.026)	0.043 (0.031)	0.039 (0.037)	-0.093 (0.064)
Married householder dummy	0.037 (0.037)	0.082*** (0.025)	0.086*** (0.027)	0.000 (0.031)	0.066 (0.047)
Self-employed dummy	0.072** (0.029)	0.045*** (0.017)	0.034** (0.015)	0.029* (0.015)	-0.008 (0.018)
Unemployed dummy	-0.026 (0.024)	0.038 (0.024)	0.066** (0.027)	0.006 (0.030)	-0.034 (0.041)
Middle-school graduation dummy	0.067* (0.039)	0.061 (0.042)	0.004 (0.049)	0.028 (0.059)	0.147* (0.083)
High-school graduation dummy	0.151*** (0.036)	0.149*** (0.036)	0.107** (0.044)	0.173*** (0.053)	0.162** (0.069)
College or higher level graduation dummy	0.194*** (0.043)	0.193*** (0.039)	0.173*** (0.045)	0.259*** (0.054)	0.339*** (0.069)
Observations	1605	2861	3471	3559	3424

Note: *, ** and *** denote significance level at the 10%, 5%, 1%, respectively. The figures in parenthesis refer to standard errors.

금리민감도가 오히려 더 높게 나타났다. 기타 캐시플로우에 대한 유동성제약 가구와 일반가구의 소비지출 민감도 차이는 저축가구와 차입가구 양 경우에 모두 좀 더 뚜렷하게 전자가 더 큰 것으로 나타났다.

<Table 6-1>과 <Table 6-2>는 소득에 따라 다섯 개 그룹으로 구분하여 추정한

<Table 6-2> Consumption Response to Interest-Sensitive Cash Flows for Saving Households Regrouped by Income Levels

Saving households are divided into five groups according to their income level from the lowest (group 1) to the highest (group 5). Regressions are run separately for each group.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Interest-sensitive cash flows	0.019 ^{***} (0.003)	0.010 ^{***} (0.004)	0.010 ^{**} (0.004)	0.005 (0.004)	0.008 [*] (0.004)
Other cash flows	0.325 ^{***} (0.010)	0.264 ^{***} (0.012)	0.223 ^{***} (0.013)	0.219 ^{***} (0.015)	0.210 ^{***} (0.013)
Total assets	0.048 ^{***} (0.005)	0.069 ^{***} (0.007)	0.070 ^{***} (0.008)	0.074 ^{***} (0.009)	0.113 ^{***} (0.010)
Age	0.008 (0.005)	0.013 ^{***} (0.004)	0.034 ^{***} (0.005)	0.038 ^{***} (0.005)	0.067 ^{***} (0.007)
Age ²	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.000 ^{***} (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)
Number of household members	0.119 ^{***} (0.012)	0.093 ^{***} (0.007)	0.110 ^{***} (0.007)	0.102 ^{***} (0.007)	0.101 ^{***} (0.007)
Home owner dummy	-0.119 ^{***} (0.020)	-0.144 ^{***} (0.020)	-0.126 ^{***} (0.021)	-0.107 ^{***} (0.022)	-0.112 ^{***} (0.026)
'Chonse' dummy	-0.129 ^{***} (0.019)	-0.128 ^{***} (0.018)	-0.119 ^{***} (0.019)	-0.101 ^{***} (0.021)	-0.124 ^{***} (0.027)
Male householder dummy	0.056 ^{***} (0.018)	0.004 (0.019)	-0.051 [*] (0.027)	0.090 ^{***} (0.030)	-0.043 (0.044)
Married householder dummy	0.066 ^{***} (0.023)	0.042 ^{**} (0.019)	0.062 ^{***} (0.023)	-0.045 [*] (0.025)	0.006 (0.036)
Self-employed dummy	-0.020 (0.018)	-0.007 (0.016)	0.011 (0.016)	0.014 (0.016)	-0.014 (0.017)
Unemployed dummy	-0.014 (0.014)	0.008 (0.017)	0.062 ^{***} (0.023)	-0.003 (0.023)	0.014 (0.026)
Middle-school graduation dummy	0.044 ^{**} (0.021)	0.100 ^{***} (0.027)	0.123 ^{***} (0.039)	0.089 [*] (0.046)	0.044 (0.066)
High-school graduation dummy	0.127 ^{***} (0.021)	0.189 ^{***} (0.024)	0.206 ^{***} (0.034)	0.176 ^{***} (0.041)	0.170 ^{***} (0.057)
College or higher level graduation dummy	0.142 ^{***} (0.030)	0.199 ^{***} (0.027)	0.243 ^{***} (0.036)	0.264 ^{***} (0.042)	0.319 ^{***} (0.057)
Observations	6233	4981	4437	4448	4501

Note: *, ** and *** denote significance level at the 10%, 5%, 1%, respectively. The figures in parenthesis refer to standard errors.

결과이다. 차입가구의 경우 금리민감 캐시플로우가 소비지출에 미치는 영향이 소득수준에 따라 뚜렷한 차이를 나타내고 있지는 않는다. 그러나 기타 캐시플로우에 대한 소비지출의 민감도는 소득수준이 높을수록 낮아지는 경향이 관찰되었다. 저축가구를 보면 금리민감 캐시플로우와 기타 캐시플로우 각각에 대한 소비지출 민감도가 소득수준이 높을수록 낮아지는 것으로 나타났다. 한편 <Table 6-2>에 따르면 총자산의 계수값은 소득수준이 높아질수록 단조적으로 증가하는 것으로 나타났다. 이는 소득이 증가할수록 일종의 부효과(wealth effect)가 더 커지는 것을 시사하는 것이다. 최근 IMF에서 발간된 Caceres (2019)의 논문에서는, 고소득 그룹일수록 신용에 대한 접근성이 쉬워지기 때문에 자산을 쉽게 유동화하여 소비를 늘릴 수 있게 되므로 소비에 대한 부효과가 소득수준이 높을수록 커진다고 한다. 그런데, Caceres(2019)에서는 최하위 소득 그룹에서도 부효과가 크게 나온 반면, 본 논문에서는 부효과가 소득 그룹에 대하여 단조적으로 증가하고 있는 모습을 보인다. 이는 Caceres(2019)가 소득 그룹을 조금 더 세분화하여 분석한 결과에 기인한 것이라고 생각되지만, 향후 추가적인 연구를 통해 밝힐 필요가 있다고 판단된다.

IV. 논의

우리나라에서 캐시플로우 경로를 분리해서 볼 때 정책금리 인상은 소비지출을 줄이는 방향으로, 그리고 인하는 소비지출을 늘리는 방향으로 작동할 것인가? 이를 알아보기 위해 <Table 2>의 금리 추정값, <Table 4-1>과 <Table 4-2>의 기초통계량 및 <Table 5> 계수값을 결합하여 전체 가구를 대상으로 정책금리 1%포인트 인상 또는 인하에 따른 소비지출 증감률을 추산하면 다음과 같다. 차입가구의 금리민감 캐시플로우 계수값이 -0.048이란 지급이자자 1% 증가할 때 소비가 0.048% 감소하는 것을 의미한다. 만약 정책금리가 1%포인트 인상될 때 <Table 2>와 같이 지급이자율이 0.97%포인트 상승한다면 이는 지급이자의 24.68% 상승을 의미한다.¹⁸⁾ 따라서 소비는 $24.68\% \times 0.048 = 1.18\%$ 감소한다. 차입가구의 평균 소비가 2,733만 원이므로 이는 평균 32.3만 원 감소에 해당된다. 유사한 방식으로 저축가구의 경우 정책금리 1%포인트 인상으로 수취이자율은 0.67%포인트

18) <Table 4-1>에서 평균지급이자율 = 평균지급이자/평균이자지급부채 = $162.31/4,129.31 = 3.93\%$ 이다. 따라서 지급이자율 0.97%포인트 상승은 지급이자 24.68% 증가를 의미한다. 마찬가지로 방식으로 계산하면 수취이자율 0.665%포인트 상승은 수취이자 39.82% 증가와 같다.

상승하고, 이는 수취이자가 39.82% 증가하는 것과 같다. 따라서 이에 따른 소비 증가율은 $39.82\% \times 0.016 = 0.64\%$ 로 계산되므로 저축가구의 평균 소비 증가는 13.7만 원이다. 전체 가구 중 차입가구와 저축가구의 비중이 각각 37.7%와 62.3%이므로 정책금리 1% 포인트 상승으로 인한 전체가구의 평균 소비지출 증감은 $0.377 \times (-32.3\text{만 원}) + 0.623 \times 13.7\text{만 원} = -3.6\text{만 원}$ 으로 계산된다. 이를 전체 가구 평균소비지출 2,373만 원에 대비할 때 -0.15%의 증가율이다. 정책금리 1%포인트 인하의 효과를 같은 방식으로 계산하면 소비가 0.09% 감소하는 것으로 나타난다. 이 결과들은 다음 <Table 7>에 정리하였다.

<Table 7> Quantification of the Cash Flow Channel

One percentage point increase in the policy rate implies 0.97% point increase of the lending rate according to <Table 2>. Given that the average lending rate is 3.93% according to <Table 4-1>, such an increase of the lending rate implies 24.68% increase of interest payment. Combining this figure with the estimate of borrowers' interest-sensitive cash flow elasticity, household consumption expenditure would decrease by 1.18%, which is equivalent to a average consumption expenditure decrease of KRW 323 thousand. In a similar way, saving households' average expenditure increase is calculated as KRW 137 thousand. Aggregate expenditure change per household is calculated as a weighted average of expenditure increases per household by group.

(Unit: KRW Ten Thousand)

	Policy rate increase		Policy rate decrease	
	Borrowers	Savers	Borrowers	Savers
Policy rate change	+1%p	+1%p	-1%p	-1%p
Lending rate change (A)	+0.97%p		-0.84%p	
Deposit rate change (B)		+0.67%p		-0.99%p
Lending rate (C)	3.93%		3.97%	
Deposit rate (D)		1.67%		1.67%
Growth rate of interest payment (E=A/C)	24.68%		-21.37%	
Growth rate of interest receipt (E=B/D)		39.82%		-59.28%
Interest-sensitive cash flow elasticity (F)	-0.048	0.016	-0.048	0.016
Growth rate of expenditure (G=E*F)	-1.18%	0.64%	+1.03%	-0.95%
Expenditure per household by group (H)	2,733.4	2,155.1	2,733.4	2,155.1
Expenditure change per household by group (I=G*H)	-32.3	+13.7	+28.1	-20.4
Share of households(α)	37.7%	62.3%	37.7%	62.3%
Aggregate expenditure change per household ($J = \sum_j I_j \times \alpha_j$)		-3.6		-2.1
Aggregate expenditure per household (K)		2,373.1		2,373.1
Aggregate growth in expenditure per household (= J/K)		-0.15%		-0.09%

정책금리 인상과 인하 양 경우에 소비지출이 모두 감소한 결과는 앞 절에서 인상, 인하 양 경우 모두 이자수지가 감소하는 방향으로 나타났던 결과와도 상응한다. 이 절의 분석에서는 수취이자에 대한 소비 민감도와 지급이자에 대한 소비민감도의 차이가 영향을 미치면서 금리 인하 시 소비지출이 증가하는 결과도 기대할 수 있었지만 결과적으로 저축가구 캐시플로우 경로가 차입가구 경로를 능가하면서 소비지출이 감소한 것으로 나타났다. 정책금리 인상의 경우에는 반대로 차입가구 경로가 저축가구 경로보다 더 강하게 나타나면서 소비지출은 감소하였다. 하지만 정책금리 인하 또는 인상, 양 경우에 모두 종합적인 캐시플로우 경로 효과의 강도는 미미한 수준이다. 상대적으로 조금 더 효과가 큰 정책금리 인상의 경우에도 소비감소율이 0.15%, 또는 가구당 월평균 3,000원 정도 감소에 불과하여 0.06%의 소비감소율을 제시한 박근형(2018)보다는 크지만 호주를 대상으로 하여 1.5% 소비감소율을 시산한 La Cava et al.(2016)보다는 크게 작은 값이다.

이 결과의 강건성을 보기 위해 다른 방법으로 소비변화율을 계산해 보았다. 금리민감 캐시플로우 계수로부터 금리민감 캐시플로우의 한계소비성향을 구하고, 이를 통해 소비변화율을 계산하였다. 우선 한계소비성향은 다음 식을 통해 구할 수 있으며 시산 결과는 <Table 8>에 정리하였다.

$$MPC^{ICF} = \frac{\Delta y}{\Delta ICF} = \left(\frac{\Delta y}{\Delta ICF} \times \frac{\overline{ICF}}{\bar{y}} \right) \times \frac{\bar{y}}{\overline{ICF}}$$

<Table 8> Calculation of the Marginal Propensities to Consume (MPCs)

The marginal propensities to consume out of interest-sensitive cash flows are calculated based on interest-sensitive cash flow elasticity, average consumption expenditure(\bar{y}), and average interest-sensitive cash flows (\overline{ICF}). The MPCs out of other cash flows are calculated in a similar way.

(Unit: KRW Ten Thousand)

	Borrowers	Savers
Interest-sensitive cash flow elasticity	-0.048	0.016
Other cash flow elasticity	0.327	0.339
Expenditure per household by group (\bar{y})	2,733.4	2,155.1
Average Interest-sensitive cash flows (\overline{ICF})	357.4	59.4
Average other cash flows (\overline{OCF})	4,827.9	3,623.6
MPC^{ICF}	-0.37	0.58
MPC^{OCF}	0.19	0.20

이 결과를 보면 차입가구의 금리민감 캐시플로우 탄력성이 저축가구보다 더 높지만 한계소비성향은 저축가구가 더 높다. 이는 주로 저축가구의 금리민감 캐시플로우가 차입가구의 그것보다 크게 작기 때문이다.

다음 단계는 차입가구의 이자지급 부채 규모와 저축가구의 이자수취 자산 규모로부터 금리 변화에 따른 차입가구의 지급이자와 저축가구의 수취이자의 변화를 계산한다. 이 값들과 함께 금리민감 캐시플로우 한계소비성향으로 소비 증감을 계산하여 소비변화율을 계산하는 것이다. 그 결과는 <Table 9>에 정리하였다. 결과는 앞의 방법과 대동소이하다.

<Table 9> Quantification of the Cash Flow Channel: An Alternative Method

This table summarizes an alternative method for quantifying the cash flow channel, using the MPC^{ICF} estimates. The MPC^{ICF} is multiplied to interest-sensitive cash flows change to get expenditure change per household by group. Aggregate expenditure change per household is calculated as a weighted average of expenditure increases per household by group.

(Unit: KRW Ten Thousand)

	Policy rate increase		Policy rate decrease	
	Borrowers	Savers	Borrowers	Savers
Policy rate change	+1%p	+1%p	-1%p	-1%p
Lending rate change (A)	+0.97%p		-0.84%p	
Deposit rate change (B)		+0.67%p		-0.99%p
Interest-bearing debt per household (C)	9,391.6		9,391.6	
Interest-bearing assets per household (D)		3,521.5		3,521.5
Interests payment change per household (E=A*C)	91.1		-78.9	
Interests receipt change per household (E=B*D)		23.6		-34.9
MPC^{ICF} (F)	-0.37	0.58	-0.37	0.58
Expenditure change per household by group (G=E*F)	-33.7	+13.7	+29.2	-20.2
Share of households(α)	37.7%	62.3%	37.7%	62.3%
Aggregate expenditure change per household (H= $\sum_j G_j \times \alpha_j$)		-4.2		-1.6
Aggregate expenditure per household (I)		2,373.1		2,373.1
Aggregate growth in expenditure per household (=H/I)		- 0.18%		- 0.07%

가구를 유동성제약 가구와 일반가구로 구분하여 분석한 결과(<Table 5> 제3열부터 제6열)를 보면 기타 캐시플로우의 경우 유동성제약 가구의 계수값이 저축가구와 차입가구 모두 일반가구보다 더 크게 나타났다. 이는 유동성 제약이 존재하는 경우 소득 변화에 대해 소비가 더 민감하게 반응할 것이라는 이론적 가설에 부합한다. 그러나 금리민감 캐시플로우 계수값에 있어서는 차입가구의 경우 유동성제약 여부가 영향을 미치지 않았으며, 저축가구의 경우 오히려 일반가구의 계수값이 유동성제약 가구보다 더 높게 나타났다. 이러한 결과가 나타난 이유를 정확하게 파악하기는 어렵지만 본 연구에서 유동성제약 가구를 식별할 때 가구별 신용한도를 감안하지 않은 점과 관련이 있을 수 있다(각주 6 참조). 향후 보다 정직한 유동성제약 가구의 구분을 통해 다시 확인할 필요가 있을 것이다.

통제변수들이 소비에 미치는 영향에 있어서 흥미로운 결과들을 다수 얻을 수 있었다. 차입가구에서 부채 규모가 매우 유의한 플러스의 계수값을 보인 것은 소비를 위해 부채를 늘리는 행태를 반영하는 것으로 해석된다. 이는 가계부채를 줄이기 위한 정책이 소비지출 축소라는 비용을 수반할 수 있다는 점을 시사한다. 나이는 양의 값을, 그리고 나이의 제곱은 마이너스 값을 보임으로써 소비지출이 나이에 따라 증가하다가 일정 수준이 지나면 다시 감소하는 것으로 나타나 다른 연구에서 일반적으로 확인되는 패턴을 다시 확인할 수 있었다. 자가와 전세 가구가 월세 및 기타 가구에 비해 평균적으로 더 적게 소비하는 것으로 나타났는데, 이는 월세 및 기타가구의 경우 상대적으로 자가나 전세 가구에 비해 소비성향이 더 높은 속성을 지니고 있는 것을 드러내는 것일 수 있다. 혹은 그들이 안정적인 주거 여건 마련을 위한 노력을 포기한 것에 기인한 것일 수도 있다. 자영업자는 그렇지 않은 경우에 비해 소비지출이 큰 경향이 있는데, 이는 근로소득자에 비해 수입의 투명성이 다소 약한 데 기인한 것으로 보인다. 결혼한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 대체로 소비지출이 더 높은 것으로 나타났으며, 교육 수준은 뚜렷하게 소비지출에 플러스 영향을 미치는 것으로 나타난다.

차입가구의 경우 금리민감 캐시플로우가 소비지출에 미치는 영향이 소득수준에 따라 뚜렷한 경향성을 보이고 있지 않지만 저축가구의 경우 소득수준에 따라 감소한 점(<Table 6-1>, <Table 6-2>)도 주목할 만하다. 한편 두 집단에서 공히 기타 캐시플로우의 소비지출 탄력성이 소득 수준이 증가함에 따라 단조적으로 감소하였다. 차입가구의 경우 소득 수준과 가구의 자산 대비 부채 규모가 일정하지 않아 지급이자 변화에 대한 인식에서 일정한 패턴이 나타나지 않은 것으로 해석해 볼 수 있다. 반면 저축가구의 경우 수취이자

규모가 소득 수준이 높을수록 더 클 가능성은 있으나 소득 대비 수취이자 비율은 오히려 소득 수준에 따라 작아져 소비지출 민감도도 함께 작아진 것으로 생각할 수 있다.

마지막으로 본 절의 미시통계 자료와 전 절의 거시통계 자료를 비교할 때, 이자수취 순자산 규모에서 큰 차이가 나타남을 발견할 수 있다. 거시통계자료에서는 이자수취 자산과 이자지급 부채가 거의 비슷한 수준이었으나(<Table 1> 참조) 미시통계자료에서는 이자지급 부채가 이자수취 자산보다 훨씬 더 크게 나타난다(<Table 4-1> 참조). 그런데 이러한 차이가 양 통계의 분류 방식 차이나 서베이 샘플의 구성에 기인하는 것으로 보기는 어렵다.

우선 자금순환표에서 가계의 범주에는 가계금융·복지조사와 달리 소규모 개인 기업 및 민간 비영리단체를 포함하지만 이들의 비중이 높지 않기 때문에 이로 인하여 양 통계의 차이를 초래했다고 보기는 어렵다. 다음으로 자금순환표에 기초한 분석에서는 이자수취 자산이 결제성 예금, 비결제성 예금, 채권, 파생금융상품 및 기타 금융자산을 포함하고 가계금융·복지조사에서는 이자수취 자산이 적립·예치식 저축의 합으로 정의된다. 양 개념에서 다소 차이는 있지만 그것 또한 양 통계에서 이자지급 부채 대비 자산 규모의 차이를 초래한 것으로 보기도 어렵다. 2018년 12월 말 기준 자금순환표상 가계의 결제성 예금 및 비결제성 예금이 차지하는 비중은 90%를 상회하기 때문이다.¹⁹⁾

이러한 논의를 종합할 때 두 통계자료의 가계 이자수취 자산 개념에서의 차이가 양 통계에서 이자지급 부채 대비 이자수취 자산 규모의 차이를 초래한 부분은 미미할 것으로 보인다. 결국 양 통계자료에서 차이가 발생한 것은 무엇보다도 가구를 대상으로 하는 서베이 자료의 특성에 주로 기인하는 것으로 보인다. 이자수취 순자산 보유 규모가 매우 큰 가구가 가계금융·복지조사의 표본에서 누락되어 있는데다가 표본에 포함되어 있더라도 이자수취 자산에 대한 보고가 상당 부분 누락된 데 기인하는 것으로 보인다. 자금순환표도 금융기관에 대한 설문을 통한 표본추출 방식으로 작성되는 것이기는 하지만 가구에 대한 표본추출을 통해 작성하는 가계금융·복지조사에 비해 신뢰도가 높다고 보는 것이 타당할 것이다.

19) 2018. 4사분기 말 가계 이자수취 자산 중 결제성 예금, 비결제성 예금, 채권, 파생금융상품, 기타 금융자산이 차지하는 비중은 각각 7.2%, 83.4%, 9.0%, 0.1%, 0.4%이다. 거시통계에서 채권의 비중은 비교적 높으나 가계금융·복지조사 통계를 보면 99%의 가구에서 채권보유는 0으로 나타났기 때문에 이로 인한 통계분석의 왜곡을 제거하기 위해 가계금융·복지조사에 기초한 분석에서 채권은 제외하였다.

V. 결론

금리의 변화가 소비지출에 미치는 영향과 관련된 다양한 경로들은 대부분 금리 상승이 소비를 위축시키고 금리 하락은 소비를 촉진하는 방향으로 작용한다. 그러나 이 중 유일하게 캐시플로우 경로의 경우 금리 변동이 소비에 미치는 영향이 불확실하다. 금리 하락은 차입자의 지급이자 감소를 초래하는 동시에 대부자의 수취이자 감소도 의미하기 때문이다. 또한 지급이자에 대한 소비의 반응과 수취이자에 대한 소비의 반응 정도가 다르기 때문이다. 이에 본 연구는 한국에서 정책금리의 변화로 인한 캐시플로우의 변화가 소비지출에 어떻게 작용하는지를 분석하였다. 분석의 주요 결론은 다음과 같다.

첫째, 한국은행 정책금리 변화가 은행 여수신금리에 미치는 영향이 인상과 인하에서 달리 나타나는 비대칭 효과가 나타났다. 정책금리 인상 시에는 여신금리가 수신금리보다 더 많이 올라가는 반면 인하 시에는 수신금리가 여신금리보다 더 많이 내려가는 것으로 나타났다. 둘째, 자금순환표에 기초한 분석 결과 정책금리 인상과 인하 두 경우 모두 이자수지를 감소시키는 방향으로 작용할 가능성이 높게 나타났다. 셋째, 가계금융·복지조사 자료를 활용한 분석을 통해 정책금리 인상과 인하 모두 소비지출을 줄이는 방향으로 작동하는 것을 보였다. 다만 인상과 인하 양 경우 모두 차입가구 캐시플로우 경로와 저축가구 경로가 서로 상쇄되면서 종합적인 효과는 크지 않았다.

마지막으로 본 연구는 부산물로서 소비에 영향을 미치는 다양한 패턴도 발견하였다. 차입가구에서 부채 규모가 클수록 소비가 증가하는 뚜렷한 관계가 발견되었는데, 이는 가계부채를 줄이기 위한 정책이 소비지출 축소라는 비용을 수반할 수 있음을 시사한다. 기타 캐시플로우의 한계소비성향이 소득수준이 증가함에 따라 단조적으로 감소한다는 사실은 저소득층에 대한 소득지원정책이 수요 촉진 정책으로 합리성을 지니고 있음을 보이는 것으로 해석된다. 월세 거주자가 자가나 전세 거주자들에 비해 소비지출이 크다는 점은 그들이 안정적인 주거 여건 마련을 위한 노력을 포기한 것에 기인한 것일 수도 있다.

금리 인하의 경우 캐시플로우 경로가 다른 통화정책 경로의 효과를 상쇄하는 방향으로 작용할 수 있다는 본 연구의 결론은 주목할 만하다. 다만 그러한 결론의 해석과 관련하여 다음과 같은 본 연구의 한계점들을 감안하는 한편 가능한 경우 향후 연구에서 다음과 같은 개선방안을 모색할 필요가 있을 것이다.

첫째, 이자지급이나 이자수취변화에 보다 민감하게 작용할 것으로 보이는 비내구재

지출을 포함한 소비지출을 분석할 필요가 있다. 가계금융·복지조사에서 내구재 소비지출은 보고되지 않기 때문에 소득에서 당기간 부의 증감을 차감하는 방법 등을 활용하여 간접적으로 총소비지출을 파악할 수 있는 방법을 모색할 필요가 있다.

둘째, 본 연구의 주요 결론들은 정책금리 변화에 따른 여신금리와 수신금리의 비대칭적 장기적 파급효과에 영향을 받았다. 그런데 이자수지의 계산이나 소비의 반응 모두 장기적 계수값에 따른 즉각적인 여수신 금리의 변화를 가정하고 분석한 결과이므로 현실적으로 나타나는 수취이자, 지급이자 및 소비의 동태적 경로는 추정 결과와 정확하게 일치하지는 않을 것이다.

셋째, 차입가구의 금리민감 캐시플로우를 지급이자로 정의한 것도 개선되어야 한다. 개념적으로는 원리금 상환액이 더 적합할 것이나 조사자료에는 포함되어 있지 않고, 이미 논의하였듯이 이를 추정하는 것도 왜곡을 피하기 어렵다. 향후 가구 서베이 조사의 내용이 개선되어 보다 정확한 분석이 가능할 것을 기대해본다.

<참 고 문 헌>

1. 고희진 · 민경록 · 위경우 · 박영석, “신용한도와 이자율은 가계의 소비행태와 채무 불이행 패턴에 영향을 미치는가?” 『경영학연구』, 제38권 제6호, 2009, 1445-1466.
(Translated in English) Ko, H. J., K. R. Min, K. W. Wee, and Y. S. Park, “Do Credit Limits and Interest Rates Matter for Household Consumption and Default Patterns?,” *Korean Management Review* 38(6), 2009, 1445-1466.
2. 김성준 · 박현서 · 김미라, “가계부채DB의 이해와 활용,” 한국은행, 『조사통계월보』, 제72권 제9호, 2018, 16-48.
(Translated in English) Kim, S. J., H. S. Park, and M. R. Kim, “Understanding and Use of Household Debt Database,” *Monthly Bulletin* 72(9), 2018, 16-48.
3. 박근형, “통화정책의 Cash-Flow 경로 유효성 분석,” 『경제학연구』, 제66권 제4호, 2018, 167-203.
(Translated in English) Park, K. H., “An Analysis of Cash-Flow Channel Effectiveness in Monetary Policy,” *The Korean Journal of Economic Studies* 66(4), 2018, 167-203.
4. 신유란, “대출금리 상승이 가계 재무건전성 및 소비에 미치는 영향,” 『경제주평』, 17-20호, 2017, 현대경제연구원.
(Translated in English) Shin, Y. R., “Effects of a Lending Rate Increase on Household Financial Soundness and Consumption Expenditure,” *Weekly Economic Review* 17(20), 2017, Hyundai Research Institute.
5. 윤경수 · 차재훈 · 박소희 · 강선영, “인구 고령화가 금융산업에 미치는 영향,” 『BOK 경제연구』, 2017-31, 2017, 한국은행.
(Translated in English) Yoon, K. S., J. H. Cha, S. H. Park, and S. Y. Kang, “Impact of Population Aging on the Financial Sector,” *BOK Working Papers*, No. 2017-31, 2017, Economic Research Institute, Bank of Korea.
6. 임형석, “금융위기 이후 민간부문 이자수지 변화와 향후 전망,” 『금융브리프』, 19-34, 2010, 한국금융연구원.
(Translated in English) Lim, H. S., “Changes and Future Prospects of Private Sector Interest Balances after the Financial Crisis,” *Financial Brief* 19-34, 2010, Korea Institute of Finance.
7. Ampudia, M., D. Georgarakos, J. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen, and G. Violante,

- “Monetary Policy and Household Inequality,” *Working Paper* No 2170, 2018, European Central Bank.
8. Auclert, A., “Monetary Policy and the Redistribution Channel,” *American Economic Review* 109(6), 2019, 2333-2367.
 9. Banerjee, A., J. W. Galbraith, and J. Dolado, “Dynamic Specification and Linear Transformations of the Autoregressive-distributed Lag Model,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(1), 1990, 95-104 .
 10. Berben, R. P., A. Locarno, J. Morgan, and J. Valles, “Cross-Country Differences in Monetary Policy Transmission,” *Working Paper* No 400, 2004, European Central Bank.
 11. Bernanke, B. S. and M. Gertler, “Agency Costs, Bet Worth, and Business Fluctuations,” *American Economic Review* 79(1), 1989, 14-31.
 12. Bernanke, B. S. and M. Gertler, “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy,” *The Journal of Economic Perspectives* 9(4), 1995, 27-48.
 13. Caceres, C., “Analyzing the Effects of Financial and Housing Wealth on Consumption using Micro Data,” *IMF Working Papers* WP/19/115, 2019.
 14. Cloyne, J., C. Ferreira, and P. Surico, “Monetary Policy When Households Have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism,” *Working Paper* No 589, 2016, Bank of England.
 15. Di Maggio, M., A. Kermani, and R. Ramcharan, “Monetary Policy Pass-Through: Household Consumption and Voluntary Deleveraging,” *Columbia Business School Research Paper* No. 14-24, 2014.
 16. Flodén, M., M. Kilström, J. Sigurdsson, and R. Vestman, “Household Debt and Monetary Policy: Revealing the Cash-Flow Channel,” *CEPR Discussion Papers* 12270, 2017.
 17. Garriga, C., F. Kydland, and R. Šustek, “Mortgages and Monetary Policy,” *The Review of Financial Studies* 30(10), 2017, 3337-3375.
 18. Holton, S. and C. Rodriguez d’Acri, “Interest Rate Pass-through since the Euro Area Crisis,” *Journal of Banking and Finance* 96(C), 2018, 277-291.
 19. Kaplan, G., G. Violante, and J. Weidner, “The Wealthy Hand-to-Mouth,” *Brookings Papers on Economic Activity* 48 (Spring), 2014, 77-153.
 20. Kaplan, G., B. Moll, and G. Violante, “Monetary Policy According to HANK,” *American*

Economic Review 108(3), 2018, 697-743.

21. La Cava, G., H. Hughson, and G. Kaplan, "The Household Cash Flow Channel of Monetary Policy," *Research Discussion Paper* 2016-12, 2016, Reserve Bank of Australia.
22. Pesaran, H. M., Y. Shin, and R. J. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 2001, 289-326.
23. Shin, Y., B. Yu, and M. J. Greenwood-Nimmo, "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework," 2014, 281-314, in *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, W. C. Horrace and R. C. Sickles (eds.). Springer Science & Business Media: New York NY.
24. Van den Heuvel, S. J., "Does Bank Capital Matter for Monetary Transmission?," *FRBNY Economic Policy Review*, May, 2002, 259-265, Federal Reserve Bank of New York.

< Abstract >

The Effects of the Policy Interest Rate Change on Consumption Expenditure Through the Cash Flow Channel in Korea

Hee-Yul Chai^{*} · Sang B. Hahn^{**}

Changes in interest rates can affect household consumption expenditures through a variety of channels, including substitution effects, wealth effects, credit channel, cash flow channel, and aggregate demand channel. Most of these channels act to increase consumption expenditures when interest rates fall. But the direction of consumption change via cash flow channel is uncertain. This is because a decrease in interest rates leads to a decrease in interest payments, but also a decrease in interest receipts, and the sensitivities of consumption expenditures to interest payments and interest receipts are not the same.

This study analyzes empirically the cash flow channel of monetary policy in Korea. To this end, we estimate first the change in lending rates and deposit rates and interests balance following the change in the policy rate. The ARDL cointegration model is used to analyse the asymmetric movement of bank lending and deposit rates to the change in the policy rate. The sensitivities of consumption expenditure on interest payments and receipts are estimated based on the panel regression model using the data collected from the Household Finance and Welfare Survey.

The main results are as follows: the lending rates responded more to the policy rate increase than the deposit rates, and inversely to the policy rate cut. Both policy rate hikes and cuts acted to reduce household interest balances. The elasticity of consumption expenditure to interest-sensitive

* First Author, Professor, Department of Economics, Kyonggi University; 154-42 Kwanggyosan-ro, Suwon, Gyeonggi-do, Korea (Tel: +82-31-249-9410, E-mail: hychai@kgu.ac.kr)

** Corresponding Author: Professor, Department of Economics, Kyonggi University; 154-42 Kwanggyosan-ro, Suwon, Gyeonggi-do, Korea(Tel: +82-31-249-9409, E-mail: sbhahn@kgu.ac.kr)

cash flows for borrowing households was higher compared to saving households. Overall, both policy rate hikes and cuts acted to reduce consumption expenditure when looking only at the cash flow channel. However, as the borrower cash flow channel and the saver cash flow channel canceled each other, its overall strength was weak.

Keywords : Policy Interest Rate, Consumption Expenditure, Cash Flow Channel, ARDL Cointegration Model, Household Finance and Welfare Survey

JEL Classification : D31, E21, E52

머신러닝 알고리즘을 이용한 MBS 조기상환율 예측*

안지영** · 임병권***

— 국문초록 —

모기지론을 유동화하여 발행되는 주택저당증권(Mortgage-Backed Securities; MBS) 가치는 기초 자산의 현금흐름 변동에 중요한 영향을 받는다. 따라서 모기지론의 조기상환율을 정확하게 예측하는 것은 MBS의 발행자와 투자자에게 필수적인 요인으로 작용한다. 이에 본 연구는 최근 각광받고 있는 머신러닝 알고리즘을 활용한 조기상환율 예측 모형의 유용성에 대해 고찰하였다. 구체적으로 기존연구에서 통용된 변수(금리차이, 주택시장 요인 등) 및 모형과 함께 추가적인 변수(MBS 특성, MBS 발행 당시 시장특성 등) 그리고 3가지 머신러닝 알고리즘을 종합적으로 이용하여 조기상환율의 예측 적합성을 비교·분석하였다. 이를 토대로 어떤 모형 및 어떤 변수들이 조기상환율 예측에 유용하게 활용될 수 있는지 검증하고 해당 결과를 기초로 예측모형을 설계 하였다. 본 연구의 분석결과에 의하면, 전통적인 선형회귀 방법론과 여타 머신러닝 알고리즘(Ridge, LASSO)과 비교할 때 Elastic net을 적용한 머신러닝 알고리즘의 경우에 더 높은 예측성적을 보였다. 또한, 금리차이 등 전통적으로 활용되는 변수 이외에도 MBS별 특성변수(기초자산 구성 비중, LTV, DTI 등)를 머신러닝 모형에 포함하는 경우에 조기상환율 예측성도가 가장 높게 나타났다. 이는 MBS의 조기상환율 예측에 있어 머신러닝 기반 모형이 유용하게 활용될 수 있으며, 조기상환율의 정교한 예측을 위해서는 보다 다양한 변수를 고려할 필요성이 있음을 시사한다. 본 연구는 데이터에 기반 한(data-driven) 변수와 모형 그리고 파라미터 선택 과정을 알고리즘에 반영했다는 점에서 기존 머신러닝 관련 연구와 차별성을 갖는다. 또한 본 연구는 머신러닝 기법이 MBS 조기상환율 예측에 유용하게 활용 가능한지를 검증하고, 어떤 변수가 조기상환율 예측에 중요하게 활용될 수 있는지를 실증적으로 검증했다는 측면에서 이론적 그리고 실무적인 의의가 있다.

핵심단어 : 머신러닝, 주택저당증권, 조기상환율, 예측 알고리즘

JEL 분류기호 : C52, G17, G21

투고일 2020년 02월 25일; 수정일 2020년 03월 24일; 게재 확정일 2020년 05월 08일

* 본 연구의 내용은 저자들의 개인적인 의견일 뿐 한국주택금융공사의 공식적인 견해와 무관합니다.

** 제1저자, 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구위원(Tel: 051-663-8175, E-mail: ajy4129@gmail.com)

*** 교신저자, 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구위원(Tel: 051-663-8165, E-mail: bk81.lim@gmail.com)

I. 서론

주택저당증권(Mortgage Backed Securities; 이하 MBS)은 주택담보대출 채권을 기초 자산으로 발행되는 유동화 증권으로써 자산담보부증권(Asset Backed Securities; ABS)의 한 종류이다. 주택금융의 역사가 긴 미국의 경우에 MBS는 주택금융상품 공급자에게 주요한 재원조달 수단으로 활용되고 있으며, MBS는 투자자에게 국채보다 높은 수익성을 보장함으로써 장기금융시장에서 중요한 역할을 수행하고 있다(김천규·전준규, 2011). 한편, 국내시장은 2004년에 한국주택금융공사(이하 주택금융공사)가 설립되며 정책 모기지의 공급과 MBS 발행이 본격적으로 시작되었고, 주택금융시장에서 MBS 역할과 그 중요성은 지속적으로 증대되고 있다.¹⁾

현재 국내에서 발행되는 MBS는 보금자리론이나 적격대출과 같은 정책모기지를 기초자산으로 이용하여 유동화하며, MBS 투자자에 대한 원리금 지급은 주택금융공사가 보증하는 구조이다. 따라서 모기지론의 부도 또는 연체가 발생하는 경우에도 MBS 투자자는 예정대로 원리금을 수취할 수 있어 신용위험은 거의 낮다고 볼 수 있다. 다만, MBS는 기초자산의 중도상환 옵션이 차입자에게 부여되어 있으며 조기상환 수준에 따라 현금흐름의 불확실성이 존재한다. 따라서 모기지론의 조기상환 수준은 MBS의 가치에 영향을 미칠 수 있다. 즉, MBS의 합리적인 가치평가를 위해서는 현금흐름의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 모기지론의 조기상환율을 정확하게 예측하는 것이 필수적 요인이라고 볼 수 있다.²⁾

한편, 기존연구에서 모기지론의 조기상환율은 대체적으로 차환유인(금리차이)이나, 성숙화(연령), 소진효과(대출잔액) 또는 계절적 요인에 영향을 받는다는 결과를 보여주고 있다(Asay et al., 1987; Carron and Hogen, 1988; Follain and Tzang, 1988; Richard and Roll, 1989; Schwartz and Torous, 1989; Chinloy, 1991, 1993; 김천규·전준규, 2011; 박연우·방두완, 2011; 최승두·김성태, 2011), 추가적으로 주택가격과 같은 주택시장 상황도 차입자의 조기상환결정에 영향을 미칠 수 있음이 제시되고 있다(Quigley, 1987; Nakagami and Pereira, 1991; Matthey and Wallace, 2001; 박동규·김동환, 2013; 엄영호 외,

1) 2019년 말 기준 국내 주택금융시장에서 공적기관이 공급하는 모기지(이하 정책모기지)의 비중은 약 20%를 차지하여 한국주택금융공사 설립 이후 지속적으로 증가하고 있는 추세이다. 한편, 국내 채권시장에서 MBS가 차지하는 비중은 10% 정도 수준으로써 국채와 통안채 다음으로 높은 수준이다.

2) 모기지론의 조기상환은 주택담보대출 차입자가 당초 예정된 상환일정 이전에 대출금의 일부 또는 전부를 상환하는 것을 의미한다.

2014; 한상현 외, 2015; 김동환 · 박동규, 2017; 이소영 외, 2019). 그러나 MBS 조기상환율 예측을 위한 실증분석에 있어 모형의 선형 또는 비선형성 측면이나 조기상환율에 영향을 미치는 요인 등에 따라 여전히 혼재된 결과가 제시되고 있는 실정이다. 또한, 조기상환율은 시장 환경에 따른 구조적 변화 등 다양한 요인이 복합적으로 작용할 개연성이 있으므로 전통적으로 활용되는 모형을 이용한 조기상환율 예측의 유용성은 미진할 가능성이 있다.

본 연구는 한국주택금융공사에서 발행하는 MBS 자료를 기초로 최근 국내외에서 중요성이 증대되고 있는 머신러닝 기법을 활용하여 모기지론의 조기상환율 예측하는 모형을 설계하고 기존모형과의 예측 정합성을 비교·분석하고자 한다.³⁾ 구체적으로 MBS의 조기상환율 추정을 위해 선행연구에서 주로 통용되는 변수뿐만 아니라 개별 MBS가 갖는 기초자산의 고유한 특성변수(정책모기지 유형별 비중, 주택가격 대비 대출비율, 총부채 상환비율 등) 그리고 MBS 발행 당시의 시장특성 요인까지를 종합적으로 활용한다. 또한, 머신러닝은 LASSO, Ridge Regression 및 Elastic net의 3가지 기법을 활용한다. 이상과 같이 다양하게 선정된 모형(전통적 그리고 3가지 머신러닝 기법)과 변수들을 기초로 어떤 모형 그리고 어떤 변수들이 조기상환율 예측정합성이 높은지를 비교·분석하고자 한다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, MBS 조기상환율 추정을 위한 변수 집단군(금리차이, 주택시장 등의 요인만을 반영, MBS 특성까지도 고려, MBS 발행 당시 시장특성까지도 고려) 모두의 분석결과에서 머신러닝 기법(Elastic Net)의 예측 정합도가 대체적으로 가장 우월하게 나타났다. 또한, 선택된 α 값은 변수집단에 따라 차별적으로 나타났지만 모든 변수 집단에서 Ridge Regression과 LASSO 모형을 이용한 경우 보다는 두 모형을 결합할 때 더 높은 예측성과를 보였다. 즉, 빅데이터의 장점을 살려 모형 선택 단계도 알고리즘에 포함하는 것이 예측성과를 높이는데 중요한 요인이 될 수 있음이 확인되었다. 둘째, Elastic Net을 중심으로 모형 학습에 포함된 변수 집단군 예측성과를 비교한 결과, 기존연구에서 통용된 변수 이외에도 MBS별 기초자산 구성 비중, LTV, DTI 등이 포함된 변수 집단군을 이용할 때 예측성과가 가장 높은 것이 확인되었다. 추가적으로 기존연구에서 주택시장 특성을 반영하기 위한 주택거래량 변수는 조기상환율 예측에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

3) 조기상환율은 차입자 수준의 모기지론 자료를 이용하거나, 개별 모기지론을 유동화한 MBS를 이용하여 분석이 가능하다. 전자의 경우 차입자의 개별적인 특성(성별, 나이 등)을 고려할 수 있어 보다 정교한 분석이 가능하나 관련 자료가 공개되어 있지 않아 차입자 단위의 자료를 이용할 수 없다는 한계가 존재한다. 따라서 본 연구도 기존의 다수연구와 같이 MBS의 조기상환율 자료를 분석에 활용하고자 한다.

전술한 바와 같이 MBS의 조기상환을 예측은 발행자와 투자자 모두에게 중요한 요인으로 작용한다. 국내의 MBS는 주로 다양한 만기를 갖는 형태(CMO, Collateralized Mortgage Obligation)로 발행된다.⁴⁾ 따라서 발행자 입장에서 MBS 조기상환을 수준은 각 만기별 발행금액 결정에 중요한 고려사항이 될 수 있다. 왜냐하면 조기상환을 수준이 낮게(높게) 예측되면 MBS의 현금유입이 적게(많이) 발생할 것이므로 원리금 지급을 위해 장기물(단기물)의 비중을 높게 발행할 필요성이 있기 때문이다. 한편, 만기 5년물 이상부터는 발행자가 투자자로부터 발행금액을 조기상환 할 수 있는 권리인 콜 조항(call clause)이 부여되어 있다. 그러므로 투자자 측면에서 그들이 예상한 조기상환율보다 실제 조기상환율이 높게(낮게) 발생하면 현금유입이 증가(감소)되어 발행자의 콜행사 가능성이 증가(감소)할 가능성이 있어 MBS 투자기간에 영향을 줄 수 있다. 즉, MBS의 조기상환을 예측은 발행 및 투자 의사결정 모든 측면에서 중요하게 작용하는 점을 감안할 때 본 연구의 결과는 실무적으로 중요한 시사점을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

또한, 본 연구는 최근 사회과학 분야에서 중요성이 증대되고 있는 머신러닝 알고리즘을 활용하여 MBS 조기상환을 예측에 유의미한 변수를 찾고 예측성과를 높일 수 있는 분석 알고리즘을 제안한다. 따라서, 본 연구의 결과는 전통적인 모형과의 비교를 통해 머신러닝 기법이 MBS 조기상환을 예측에 보다 유용하게 활용될 수 있는지 여부를 실증적으로 검증한다는 점에서 이론적 측면에서도 중요한 시사점을 전달해 줄 수 있을 것으로 사료된다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 제II장에서는 모기지론 또는 MBS의 조기상환을 추정 및 머신러닝을 이용한 예측모형 등에 관한 기존연구를 살펴보고, 제III장에서는 본 연구에서 이용한 분석자료에 대해 설명한다. 그리고 제IV장에서는 본 연구의 연구 내용 및 분석 방법을 설명하고, 제V장에서 분석 결과를 제시한다. 마지막 제VI장 결론에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 기존연구

MBS의 가치평가에 있어 조기상환을 예측은 필수적인 요인으로 작용한다. 따라서 모기지론의 조기상환율에 영향을 미치는 요인 및 기초자산의 조기상환 특성을 반영한

4) 현재 주택금융공사의 CMO방식 MBS는 8개 만기(1, 2, 3, 5, 7, 10, 15, 20년)로 발행 중이다.

모형을 설계하고자 다양한 연구가 진행된 상황이다.

기존연구에 의하면 조기상환율은 풀 특성이나 거시경제적 측면에 영향을 받는다는 결과가 제시되고 있다. 여기서 조기상환율은 대표적으로 차환유인으로 설명 가능하다. 최초의 대출시점과 비교할 때 현재의 대출금리가 하락하면 이자비용을 절감할 수 있으므로 차입자는 기존대출을 차환할 유인이 발생한다. 따라서 금리가 하락하면 조기상환율이 증가할 수 있다. 둘째, 현재의 대출잔액을 최초 대출금액으로 나눈 비율인 소진효과 측면에서, 해당 비율이 낮을수록 조기상환이 많이 이루어졌음을 의미한다. 따라서 향후 조기상환은 감소할 수 있다. 셋째, 모기지 연령 또는 MBS 성숙화 측면에서 초기에 조기상환율은 증가하나 일정기간이 경과된 이후에 하향 안정화되는 비선형적인 형태를 보인다. 따라서 모기지 연령은 조기상환에 일련의 영향을 미칠 가능성이 있다. 넷째, 이사 등이 활발한 시기에는 기존 대출의 상환을 위한 조기상환 수요가 증가할 수 있다. 마지막으로 주택시장 상황(주택가격, 거래량 등)이나 거시경제적 요인(실업률, 소비자물가지수)도 차입자의 조기상환 행태에 영향을 미칠 수 있다.

국내는 주택금융공사 설립 이후 MBS 시장이 활성화되어 해당 분야에 대한 연구가 비교적 늦게 시작된 상황이다. 해외시장을 대상으로 한 연구와 유사하게 국내의 경우에도 거시경제적 또는 차입자 특성 등 다양한 요인이 조기상환율에 영향을 미친다는 결과가 제시되고 있다. 모기지론의 조기상환율에 관한 국내의 주요 연구는 다음과 같다.

방두완 외(2010)는 생존분석(survival analysis)을 이용하여 차입자의 조기상환 행태에 대해 분석하였는데, 시장금리가 하락하고 현시점의 LTV가 증가할수록 조기상환율이 증가하나 부동산시장의 과열 또는 냉각 요인의 경우 조기상환율에 미치는 영향은 제한적이라는 결과를 보여주고 있다. 그리고 김천규·전준규(2011)는 미국의 PSA(Public Securities Association) 모형과 MBS 풀별 선형 및 비선형모형을 종합적으로 고려하여 조기상환모형을 추정하였다. 그들의 분석에 의하면, MBS 조기상환율은 발행일로부터 매달 1% 정도씩 상승하여 19% 수준에서 안정화 되는 경향이 나타나며, 58개월부터 급속히 증가한다는 결과를 제시하고 있다. 또한, 금리차이에 따른 대출차환 유인, 모기지론의 성숙화, 주택 시장 및 일반적인 경제상황(주택가격변화율, 실업률), 계절성을 고려한 월별 차이 등을 이용하여 조기상환율 예측모형을 구축하였는데, 풀별 선형모형의 예측 정확성이 가장 높으며 해당 변수들이 조기상환율에 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다.

또한, 박연우·방두완(2011)은 패널회귀분석을 이용하여 조기상환율에 영향을 미치는 요인을 분석하였는데, 금리차이와 대출경과기간(풀별 연령) 그리고 주택가격 상승률 및 주택가격 거래량은 조기상환율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

즉, 풀벌 또는 시계열 특성을 통제한 경우에도 차환유인이나 주택시장 요인은 조기상환율에 영향을 미친다는 결과를 시사하고 있다.

추가적으로 박동규·김동환(2013)은 시계열적인 분석기법을 토대로 조기상환율에 대해 분석하였다. 분석결과, 조기상환율에 아파트 경매 매각가율은 양(+), 건설업 BSI 지수는 양(+), 실업률은 양(+)²의 영향을 미치는 것으로 나타나, 조기상환율은 차환유인 뿐만 아니라 주택시장과 관련된 영향이 존재한다는 결과를 제시하고 있다. 이와 유사하게 김동환·박동규(2017)는 MBS 조기상환율 자료를 이용하여 부동산시장의 투자자심리지수가 조기상환율에 미치는 영향을 분석하였는데, 조기상환율에 아파트가격매매지수는 양(+)² 그리고 부동산투자자심리는 음(-)²의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 부동산 투자심리가 양호하면 주택보유자들은 향후 주택가격 상승을 기대하므로 대출을 상환하기 보다는 기존의 대출을 그대로 유지한다는 결과를 제시하고 있다.

한편 최근 빅데이터 활용가능성의 증대로 사회과학 분야에서도 머신러닝 및 딥러닝 알고리즘을 적용하여 예측 모형을 설계하는 연구가 증가하고 있다. Kleinberg et al.(2015)에 의하면, 예측이 중요한 연구 주제의 경우 전통적인 계량경제학적 모형을 이용하는 것보다 머신러닝 알고리즘을 활용하는 것이 더 유용할 수 있다. 특히, 예측을 기반으로 의사결정이 필요한 금융분야에서의 활용도가 높을 수 있다.

국내외에서 금융데이터에 머신러닝과 딥러닝 알고리즘을 적용하여 예측 모형을 추정한 연구가 최근 증가하고 있다. 윤종문(2019)은 이미지, 음성인식에 주로 쓰이던 딥러닝 알고리즘으로 신용카드 부도 예측 모형을 추정하였다. 예측 모형에 많이 활용되는 머신러닝 및 딥러닝 모형의 예측력을 비교한 결과 딥러닝 신경망 분석이 기존 머신러닝 모형보다 높은 예측성과를 보임을 밝히고 있다. 박석진·정재식(2019)은 머신러닝 모형을 이용하여 KOSPI200 선물가격의 상승과 하락 방향을 예측하고, 기존 모형과 예측력을 비교하였다. 분석결과 머신러닝을 이용한 예측 모형의 경우 예측력이 더 높았다. 강규호(2018)는 베이지안 머신러닝 알고리즘을 이용하여 주택담보대출 규모를 예측하고, 향후 증가율을 전망하였다. 분석 결과 주택담보대출 증가율 예측에 아파트 매매가격지수가 주요한 요소임을 파악했다. 또한, 황윤태(2019)는 아파트 실거래가 데이터를 이용하여 다양한 머신러닝 알고리즘으로 예측 모형을 설계해 비교하였다. 그 결과 그라디언트 부스팅 모형의 예측력이 가장 높음을 확인하였다. 본 연구와 유사하게 Saito(2018)는 주택담보대출의 조기상환율 예측에 머신러닝 및 딥러닝 알고리즘을 활용하여 분석하였다. 기초자산인 주택담보대출 단위의 데이터를 활용해 조기상환 여부를 예측하고, 여러 주택담보대출을 묶은 포트폴리오별 조건부 조기상환율 예측력을 극대화하는 모형을

추정하였다. 추정 결과 일반적인 로지스틱 회귀모형보다 머신러닝 모형이 더 높은 예측성과를 보였고 포트폴리오 단위에서의 조기상환율 예측에는 딥러닝 모형이 보다 적합함을 제시하고 있다.

Ⅲ. 분석 자료

1. 표본의 구성

본 연구는 2007년 4월부터 2018년 7월까지의 기간 동안에 한국주택금융공사가 발행한 총 225개의 모기지 풀(MBS)을 대상으로 한다. 해당 기간에 발행한 풀을 대상으로 2007년 6월부터 2019년 6월까지의 MBS별·월별 총 13,395건의 조기상환율 자료를 분석에 이용하였다. 전체 자료를 크게 13,177건의 분석용 표본(analysis sample)과 218건의 예측용 표본(forecasting sample)로 구분하여 분석을 진행하였다. 분석용 표본은 2007년 4월부터 2017년 12월까지 발행된 MBS 풀에 대한 자료가 포함되어 있고, 예측용 표본에는 2018년에 발행된 MBS 풀만 포함되어 있다. 이렇게 전체 표본을 분석용과 예측용으로 나누어 접근한 것은 분석용 표본만을 이용해 머신러닝 알고리즘을 구성하고 검증하는 데에서 나아가 향후 미래 MBS 풀을 발행할 때 월별 조기상환율을 예측할 수 있는지의 가능성을 살펴보기 위함이다. 예측용 표본은 본 분석에서는 활용하지 않고, 논문 후반부에 분석결과를 제시하면서 예측용 표본에서의 예측성과를 함께 제시한다.

분석을 위한 MBS별·월별 조기상환율과 MBS별 특성 변수(발행일자, MBS 연령, 발행금액 및 발행금리 등) 등의 세부적인 자료는 주택금융공사의 MBS 공시포털(K-MBS)을 통해 수집·가공하여 이용하였다. 그리고 주택가격지수는 KB부동산에서 공시되는 월간 KB주택가격동향을 통해 수집했으며, 주택거래량과 아파트거래량은 한국감정원의 부동산 통계정보시스템에서 추출하여 이용하였다. 또한, 국내총생산, 소비자물가지수, 실업률 그리고 주택담보대출 금리 등의 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)과 통계청 국가통계포털(KOSIS)을 통해 수집하였다.⁵⁾

5) 보다 구체적으로 본 연구에서 사용한 자료의 출처 정보는 다음과 같다. MBS 공시포털(<https://kmbs.hf.go.kr>), KB부동산(onland.kbstar.com), 한국감정원 부동산통계정보시스템(r-one.co.kr), 한국은행 경제통계시스템(ecos.bok.or.kr), 통계청 국가통계포털(kosis.kr).

<Table 1>은 본 연구에서 활용한 변수들의 설명이다.⁶⁾ 선행연구에서 주로 사용한 변수들과 본 연구에서 추가적으로 활용하는 변수들을 구분하여 나타내었다. 각 변수는 분석 목적에 부합하도록 형태를 변환하여 모형에 활용하였다. MBS 조기상환율에 영향을 미칠 것으로 예상되는 거시경제학적 변수 및 주택시장 변수들은 로그를 취한 전기 값을 설명변수로 이용했다. 이를 통해 해당 변수의 증가율에 따른 MBS 조기상환율의 변화를 파악할 수 있다. 발행 시점에 결정되는 MBS 풀 내 기초자산에 대한 변수는 변수 값 그대로 모형에 포함하였다.

MBS 풀 내 기초자산의 평균 LTV, DTI 및 이자율 외에도 기초자산의 유형에 대한 정보를 활용하였다. 한국주택금융공사에서 발행하는 MBS는 보금자리론, 적격대출, 디딤돌대출을 기초자산으로 하여 발행된다. 이때, 한 유형의 대출로만 MBS 풀을 구성하여 발행할 수도 있지만, 여러 유형의 대출을 묶어 MBS 풀을 구성할 수도 있다.⁷⁾ 세 유형의 대출상품은 차입자의 소득 조건, 담보가격 상한 수준 등에 차이가 있어 MBS 풀 내 기초자산의 구성에 따라 MBS 조기상환율이 달라질 수 있다. 따라서 해당 가능성을 고려하여 기초자산 구성비 및 혼합발행 여부 변수를 분석에 활용하였다.⁸⁾ 또한, MBS 발행 시점의 거시경제 및 주택시장의 상황이 MBS 조기상환율에 영향을 줄 것으로 예상하여 발행 시점의 거시경제학적 변수 및 주택시장 변수도 모형에 활용하였고, 이 변수들도 로그를 취한 전기 값으로 변환하여 모형에 포함하였다. 분석 표본에서 나타나는 변수들의 기초통계량은 <Table 2>에서 제시한다. 실제 분석 단계에서는 모든 변수를 표준화하여 분석에 활용하였다. 또한, 거시경제변수는 안정계열로 변환한 뒤 분석에 활용하였다. 본 연구의 반응 변수인 MBS 조기상환율에 대한 정의는 다음 절에서 자세히 설명한다.

-
- 6) 김형준 외(2018)에 의하면 2015년 안심전환대출이 시장에 공급됨에 따라 차환수요의 급증으로 MBS의 조기상환율이 증가한다는 결과를 제시하고 있다.
 - 7) 이는 혼합 또는 비혼합 발행 방식을 의미한다. 한국주택금융공사 설립 초기에는 보금자리론을 주로 공급하여 MBS 발행 시 주로 비혼합 방식으로 발행하였다. 하지만, 2012년 적격대출이 도입된 이후 혼합발행 방식 본격적으로 시작되었으며 2017년부터 발행하는 MBS는 모두 혼합으로 발행하고 있는 상황이다.
 - 8) 일례로 보금자리론이나 적격대출의 경우 신규구입용도 이외에도 기존대출 상환용도로 대출이 가능하나 디딤돌대출은 신규구입용도만 가능하다. 또한, 주택가격 제한에 있어 적격대출은 9억 원, 보금자리론은 6억 원 이하, 디딤돌대출은 5억 원 이하만 가능하고, 차입자의 소득에 있어 적격대출은 소득제한이 없으나 보금자리론과 디딤돌대출은 각각 7천만 원, 6천만 원 이하여야 한다. 따라서 정책모기지 간에도 상품에 따라 대상주택이나 소득수준에 차이가 있으므로 차입자의 조기상환행태가 차별적일 가능성이 있다.

<Table 1> Definition of Variables

<Table 1> reports the format and description of the variables in the data. The data includes the information of 225 unique MBS pools that Korea Housing Finance Corporation issued from April 2007 to July 2018. The monthly prepayment rate of individual MBS pool is collected from June 2007 to June 2019. Other macroeconomic variables and housing market indexes are added to the dataset. There can be three types of underlying asset(mortgage loans) in an MBS pool, namely Bogeumjari loan, Confirming loan, and Didimdol loan. Therefore, each MBS pool is consist of either only one type of loans or multiple types of loans.

	Variables	Format	Description
Dependent Variable	CPR	-	Conditional Prepayment Rate: The annualized ratio of prepayment amount in the current month to the residual MBS balance in the previous month
Predictor Variables frequently Used in Previous Studies	INT_spread	lag(t-1)	The difference between average mortgage loan rate in an MBS and current loan rate
	HPI	lag(t-1)	Monthly housing price index provided by Kookmin Bank
	HTV	log of lag(t-1)	Monthly housing trading volume
	ATV	log of lag(t-1)	Monthly apartment trading volume
	GDP	log of previous quarter	Quarterly gross domestic product
	CPI	log of lag(t-1)	Monthly consumer price index
	UNE	log of lag(t-1)	Monthly unemployment rate
	Pool age	-	Months passed from the month of issue
	Pool age_sq	-	Squares of MBS age
	Year dummy	-	Dummy variables indicating each year (excluding base year, 2019)
	Month dummy	-	Dummy variables indicating each month (excluding base month, January)
Predictor Variables related to Underlying Mortgage Loans	BG_ratio	-	The amount of Bogeumjari loan ratio to the total underlying mortgage loans
	JG_ratio	-	The amount of Confirming loan ratio to the total underlying mortgage loans
	Mixed	-	Dummy variable indicating whether the underlying mortgage loans are composed of several types of mortgage loans
	LTV	-	Average loan-to-value of underlying mortgage loans in an MBS pool
	DTI	-	Average debt-to-Income of underlying mortgage loans in an MBS pool
	INT	-	Average Interest rate of underlying mortgage loans in an MBS pool
	SCL	-	Dummy variable indicating the time of launch of the Safe Conversion Loan (March and April in 2015)
Predictor Variables related to the time of Issue	HPI_issue	lag(t-1)	Monthly housing price index provided by Kookmin Bank at the time of MBS issue
	HTV_issue	log of lag(t-1)	Monthly housing trading volume at the time of MBS issue
	ATV_issue	log of lag(t-1)	Monthly apartment trading volume at the time of MBS issue
	GDP_issue	log of previous quarter	Quarterly GDP at the time of MBS issue
	CPI_issue	log of lag(t-1)	Monthly CPI at the time of MBS issue
	UNE_issue	log of lag(t-1)	Monthly UNE at the time of MBS issue

<Table 2> Descriptive Statistics

<Table 2> presents the descriptive statistics of the dependent variable and explanatory variables used to construct the prediction model in this paper. The unit of each variable is presented in parenthesis. Base year of index variable is also presented in parenthesis. The explanation about each variable is described in <Table 1>.

Variables	Mean	Std. Dev.	Min	Max
CPR(%)	2.85	2.51	0.00	23.12
INT_spread(%p)	1.14	1.11	-1.52	4.56
HPI (2019.1=100)	93.45	4.94	76.45	100.00
HTV	77,659.15	19,359.79	2,7070	129,907
ATV	52,200.09	14,243.59	16,968	94,647
GDP (billion won)	420,607.1	30,558.6	319,355.9	459,813.4
CPI (2015=100)	100.70	3.72	82.05	105.65
UNE (%)	3.63	0.52	2.60	5.00
Pool age (month)	40.19	26.52	3.00	134.00
BG_ratio	0.69	0.41	0.00	1.00
JG_ratio	0.21	0.36	0.00	1.00
Mixed	0.24	0.42	0.00	1.00
LTV(%)	58.33	3.15	46.46	65.46
DTI(%)	69.51	207.11	22.09	2,727.72
INT (%)	4.64	1.23	2.29	7.22
SCL	0.02	0.14	0.00	1.00
HPI_issue(2019.1=100)	87.33	5.13	76.32	98.02
HTV_issue	74,317.91	20,144.78	27,070	129,907
ATV_issue	51,127.51	14,601.59	16,968	94,647.01
GDP_issue (billion won)	381,667.1	30,766.85	319,356	452,561.3
CPI_issue (2015=100)	95.62	5.10	81.97	104.34
UNE_issue (%)	3.38	0.47	2.60	5.00

2. MBS 조기상환율 추정

다수의 기존연구에 의하면 MBS의 조기상환율 추정은 1개월 조기상환율(Single Month Mortality Rate; SMM)을 기초로 한 조건부 조기상환율(Conditional Prepayment Rate; CPR)을 활용하고 있다.⁹⁾ 따라서 본 연구에서도 기존연구와 동일하게 조기상환율을 정의한다. i MBS의 t 월 조기상환율은 우선적으로 식 (1)과 같이 SMM 을 계산하고 이를 연율화 한 식 (2)의 CPR 을 이용한다. 식 (1)에서 $Prepayment$ 는 i MBS의 t 월 조기상환

9) SMM 은 모기지 차주로부터 1개월 동안 회수한 금액 중에서 사전에 예정된 원리금 상환분을 초과한 금액을 월초의 MBS 대출 잔액으로 나눈 비율을 의미하며, CPR 은 월 조기상환율(SMM)을 연율화 한 개념이다.

금액이며, $Balance$ 는 i MBS의 $t-1$ 월 기초자산 잔액을 의미한다.

$$SMM_{i,t} = Prepayment_{i,t} / Balance_{i,t-1} \quad (1)$$

$$CPR_{i,t} = 1 - (1 - SMM_{i,t})^{12} \quad (2)$$

IV. 연구 내용 및 분석 방법

머신러닝을 이용한 예측은 크게 학습과 예측, 2가지 단계로 구성된다. 학습 단계는 데이터를 기반으로 예측에 필요한 모형을 추정하는 것이고, 예측 단계에서는 이전 단계에서 학습된 모형을 새로운 데이터에 적용하여 실제 값을 예측한다. 즉, 모형 추정에 이용되지 않은 외표본(out-of-sample) 자료에서 학습된 모형이 얼마나 예측력 좋은 지를 평가하게 된다. 어떤 모형의 예측력을 향상시키기 위해서는 새로운 데이터에서의 해당 모형의 예측성과를 바탕으로 모형을 일부 수정하고, 다시 새로운 데이터에 예측한 결과를 바탕으로 모형을 다시 수정해 점차 예측력이 좋은 모형으로 만들어어나가는 반복 작업이 필요하다. 최근 데이터 수집 및 저장 기술의 발달로 많은 양의 데이터를 예측 모형 개발에 활용할 수 있게 되었다. 이에 분석 표본을 몇 개의 하위 데이터셋(sub-dataset)으로 나누어 학습과 예측을 반복하며 예측력이 좋은 모형을 개발하는 것이 가능하다. 이때 학습과 예측을 반복하는 ‘알고리즘’을 어떻게 구성해야하는지가 핵심적인 요소이다. 머신러닝 기반의 예측모형이 기존의 예측모형과 차별점을 갖는 부분은 ‘알고리즘’기반으로 모형을 개발한다는 점에 있다. 이에 본 장에서는 우선 본 논문에서 예측을 위해 학습한 모형에 대해 이론적으로 설명하고, 학습 모형의 예측력을 높이기 위해 구성한 알고리즘에 대해 상세히 설명한다.

1. 학습 모형(Training Model)

본 연구에서 예측하고자 하는 변수가 연속형 변수인 MBS의 월별 조기상환율이므로 선형모형(linear model)기반의 머신러닝 알고리즘을 이용한다. 다만, 종속변수인 월별 조기상환율이 항상 0과 1사이의 값을 가져야하므로, 로지스틱(logistic) 모형을 연결함수로 하여 선형모형을 이용하였다. 구체적으로, Ridge Regression, LASSO 및 Elastic net과 같은

선형모형을 기반으로 한 예측 모형을 제시하고자 한다. 선형모형을 기반으로 한 머신러닝 알고리즘을 이용하면 일반적인 선형 회귀모형과 예측력을 비교할 수 있고, 어떤 설명변수가 조기상환율을 예측하는데 유의하였는지를 파악하고, 결과를 해석하는데 용이하다는 장점이 있다. 윤종문(2019)에서 언급했듯이 데이터 복잡도가 낮고 표본 수가 충분하지 않은 데이터에 대해서는 딥러닝 알고리즘에 비해 머신러닝 알고리즘이 더 높은 성과를 보인다. 또한, 딥러닝 알고리즘의 경우 학습과정이 블랙박스(black box)로 일컬어지듯 어떤 변수가 예측에 중요한 변수였는지를 파악할 수 없다는 단점이 있다. 이에 본 연구에서는 기존 연구에서 이용되던 변수들과 새롭게 추가된 변수들 간의 예측성과 비교 및 주요 요인 파악 목적에 가장 부합하는 머신러닝 알고리즘을 분석에 이용했다.

본 연구에서는 식 (3)과 같은 손실함수(loss function)를 최소화하는 계수 추정치(β)를 찾는데 목적을 둔 머신러닝 알고리즘을 이용한다. 식 (3)의 첫 번째 항은 계량경제학 모형에서 가장 많이 이용되는 선형회귀모형의 손실함수와 동일한 형태로 내표본(in-sample)에서의 손실을 의미한다. 다만, 종속변수 예측치가 항상 0과 1 사이의 값을 갖도록 $g(x_i)$ 를 로지스틱 함수로 설정하였다. 두 번째 항은 Ridge Regression, LASSO, Elastic net에서의 손실 함수에 나타나는 정규화 함수(regularizer function)를 일반화하여 표기한 것으로 내표본 손실 최소화에 제약으로 작용한다. 손실 함수에 정규화 함수를 추가하여 손실을 최소화 하는데 제약을 가함으로써 내표본에서의 계수추정치들의 편의(bias)가 발생하지만 표본에 따른 손실의 분산(variance)을 줄여주는 역할을 한다(Hastie, Tibshirani, and Friedman, 2009). 이에 따라 내표본에서의 손실을 어느 정도 감수하면서 외표본의 손실을 줄이는 효과가 있다. 즉, 선형모형 기반의 머신러닝 알고리즘은 추정하는 계수값에 제약을 주어 모형의 과적합(over-fitting) 문제를 해소하고 새로운 데이터에서의 예측성고를 높이는 방법론이라고 할 수 있다.¹⁰⁾

정규화 함수를 통한 제약은 계수추정치의 절대값을 낮추는 방향(shrinkage)으로 작용한다. 특정 모형에서는 계수추정치의 절대값을 낮추는 데에서 나아가 예측에 중요하지 않은 변수의 계수추정치를 0으로 만들어 줌으로써 변수 선택(selection)의 기능도 수행한다. 이때, 단위가 다른 설명변수들에게 동일한 수준의 제약이 가해질 수 있도록 변수를 모두 표준화하는 단계가 선행되어야 한다. 식 (3)의 두 번째 항에 나타난 파라미터(λ, α) 값에

10) 계수추정치가 편이 없이 잘 추정된다는 것은 주어진 데이터(in-sample)에 가장 잘 맞도록 추정된다는 것이므로, 새로운 데이터(out-of-sample)를 만났을 때 예측성고가 좋지 않을 수 있다. 이러한 문제를 모형 과적합(over-fitting)이라고 표현한다.

따라 정규화 함수의 형태가 결정되고 이로써 Ridge Regression, LASSO, Elastic net 모형이 구분 된다.

$$\min_{(\beta_0, \beta)} \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N (y_i - g(x_i))^2 + \lambda \left[(1 - \alpha) \frac{\|\beta\|_2^2}{2} + \alpha \|\beta\|_1 \right] \quad (3)$$

$$\text{where } g(x_i) = \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)}, \lambda \geq 0 \text{ and } 0 \leq \alpha \leq 1$$

Ridge Regression 모형과 LASSO(Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) 모형의 차이는 계수 값에 대한 제약의 형태에서 나타난다.¹¹⁾ Ridge Regression의 경우 식 (3)에서 $\alpha = 0, \lambda \neq 0$ 일 때의 손실 함수를 최소화한다. 즉, 추정되는 계수의 제곱의 합이 어느 수준이 되도록 제약(L2 norm)을 주어 예측에 중요한 변수들에게 높은 가중치를 부여한다. 예측에 중요하지 않다고 판단되는 변수의 계수는 축소(shrinkage)하여 새로운 데이터에서 그 변수의 영향을 줄여 예측성고를 높이는 효과가 있다. 그러나 Ridge Regression은 어떤 계수도 0이 될 때까지 축소하지 않는다. 즉, Ridge Regression은 모든 설명변수를 예측모형에 포함한다는 특징을 가진다. 이러한 Ridge Regression 모형의 특징은 설명변수들 간 상관성이 높고 종속변수에 미치는 영향의 정도가 비슷한 수준을 때 높은 예측력을 보일 수 있다. 다만, 고차원 데이터를 분석할 때 모든 변수를 예측모형에 포함시키려고 하는 Ridge Regression은 불필요한 변수를 제외시킬 수 없고, 의미있는 해석이 어려울 수 있다는 단점이 있다.

반면, Ridge Regression 모형의 이러한 단점을 보완하기 위해 개발된 LASSO 모형은 추정되는 계수의 절대값의 합이 어느 수준이 되도록 제약(L1 norm)을 부여한다. 즉, 식 (1)에서 $\alpha = 1, \lambda \neq 0$ 일 때의 손실 함수를 최소화하는 계수추정치를 추정한다. L1 norm으로 제약을 부여하는 경우 계수 추정치 값이 0에 가까워질 확률이 Ridge Regression 보다 높아져 예측에 불필요한 변수들의 계수를 0에 가깝게 혹은 0이 될 때까지 축소시킨다. 이에 예측에 중요한 변수를 선택(selection)할 수 있게 한다는 점에서 Ridge Regression과 차이점이 있다. 설명변수들이 종속변수에 미치는 영향 정도가 일부 변수에 집중되어 있을 경우 LASSO 모형과 같이 변수 선택이 가능한 모형은 높은 예측성고를 보인다.

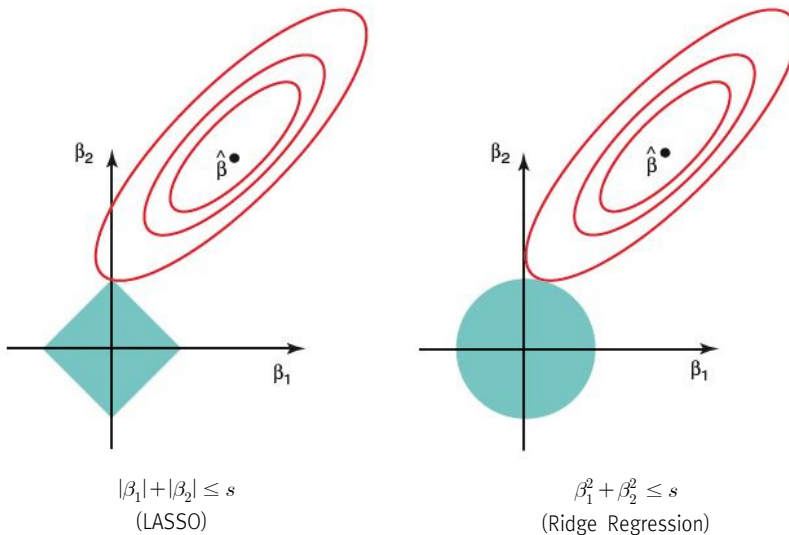
11) Ridge Regression 모형은 Hoerl and Kennard(1970)의 연구에서 그리고 LASSO 모형은 Tibshirani(1996)의 연구에서 처음 소개되었다.

불필요한 설명변수를 예측모형에서 제외시키고 예측에 필요한 변수만을 선택함으로써 외표본에서의 예측성가를 높인다. 그러나 주어진 정보를 모두 활용하지 않고 일부 변수만을 선택한다는 점에서 때때로 정보손실로 인한 예측성과 저하가 나타날 수 있다. 특히 종속변수에 미치는 영향이 유사하며 상호 상관성이 높은 변수들이 설명변수에 포함되었을 때 그 중 일부만을 선별하여 선택함으로써 예측성가를 높이는 데 제약이 발생할 수 있다.

Ridge Regression과 LASSO 모형이 가지는 장·단점은 각 모형의 손실함수에 부여되는 제약의 형태에 기인한다. <Figure 1>에서 두 모형에서 부여하는 제약의 차이를 명확하게 파악할 수 있다. <Figure 1>은 추정해야 할 계수가 2개라고 가정했을 때, 계수 추정치의 분포를 2차원 그래프에 나타낸 것이다. 이때 각 모형별 계수 값에 대한 제약 공간을 음영으로 표시하고 있다. Ridge Regression(우측)의 경우 계수의 제곱의 합이 어떤 상수(s) 보다 작아야 한다는 제약을 부여함으로써 계수 추정치가 색칠된 원 안에 위치하도록 제약을 가한다. 반면, LASSO(좌측)의 경우 계수의 절대값의 합이 어떤 상수(s)보다

<Figure 1> Difference in Constraint Region by Regularizer Function

<Figure 1> graphically shows the difference in constraint region between LASSO and Ridge regression. The shaded region near the coordinate center of both graphs is the constraint region in which coefficients should be placed.



Source: James et al.(2013).

작아야하므로, 계수 추정치의 범위가 마름모 형태로 나타나게 되고 예측에 중요하지 않은 어떤 변수들의 계수 추정치는 마름모의 꼭짓점에 위치하게 될 가능성이 있다. 이러한 원리로 LASSO 모형에서는 예측에 중요하지 않은 변수와 중요한 변수를 구분하는 기능을 수행한다.

Ridge Regression과 LASSO 모형에서 제약을 부여하는 수준은 <Figure 1>에서의 어떤 상수(s)를 조정함으로써 이루어지고, 이는 식 (1)에서 λ 값을 조정하여 제약 수준을 정하는 것과 같은 의미이다. 즉, 어떤 상수(s)가 클수록 계수 값이 존재할 수 있는 공간이 넓어짐으로써 제약의 수준이 낮아지고, 이는 식 (3)에서 정규화 파라미터(tuning parameter) λ 를 작게 할수록 제약의 수준이 낮아지는 것과 일맥상통한다. 머신러닝 알고리즘에서는 주어진 제약 수준(λ)하에서 모형 별로 예측성과를 가장 높이는 계수 값을 추정해 예측 모형을 찾을 수도 있지만, 많은 양의 데이터를 활용해 예측성과를 가장 높이는 최적 계수추정치와 더불어 최적 제약 수준(λ)도 함께 찾을 수 있다. Abadie and Kasy(2019)의 연구에서는 데이터를 기반으로 한 정규화 파라미터 선택 방법을 제시하고 있다. 본 연구에서는 교차검증법(cross-validation)을 이용해서 예측성과를 극대화 시키는 최적 제약 수준(λ)을 선택한다. 자세한 추정 과정은 다음 장에서 설명하고자 한다.

마지막으로 Elastic net 모형은 앞서 설명한 Ridge Regression과 LASSO 모형을 결합하여 각 모형의 단점은 보완하고 장점은 극대화시킨 모형이다. Elastic net은 두 형태의 제약을 가중 평균하여 손실함수를 구성하고 최적화하는 모형으로 식 (3)에서 $0 \leq \alpha \leq 1, \lambda \neq 0$ 일 때의 손실함수를 최소화한다(Zou and Hastie, 2005). α 의 값이 클수록 LASSO 모형의 제약에 더 높은 가중치를 두게 된다. Elastic net 모형은 주어진 설명변수들을 상관성에 따라 몇 가지 그룹으로 구분하고, 종속변수와 강한 상관관계가 있는 설명변수가 속한 그룹의 변수들을 모두 선택하는 방식으로 Ridge Regression과 LASSO가 가진 장점을 결합적으로 이용할 수 있게 한다. 그러나 데이터의 크기가 크지 않고 주어진 설명변수의 개수가 많지 않은 경우에는 때때로 Ridge Regression과 LASSO 보다 예측성과가 낮을 수도 있다. 이렇듯 주어진 데이터에 따라서 높은 예측성과를 보이는 모형이 달라질 수 있다. 이 때문에 하나의 모형으로만 예측 알고리즘을 구성하는 것 보다 다양한 모형을 고려하여 예측 알고리즘을 구성하는 것이 필수적이며 모형 선택 단계도 데이터를 기반으로 고려되어야 할 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 α 를 0에서 1사이에서 0.01 간격으로 그리드 서치(grid search)하여 α 의 수준에 따라 예측성과가 어떻게 달라지는 지를 함께 비교하여 Ridge regression, LASSO, Elastic net 모형을 모두 고려하고자 한다.

2. 추정 알고리즘(Estimation Algorithm)

MBS 조기상환율에 대한 예측성도가 가장 높은 예측 모델을 구성하기 위해서 주어진 데이터를 목적에 맞게 몇 개의 하위 데이터(sub-dataset)로 나누어 이용했다. 전체 데이터를 크게 6:2:2 비율로 무작위 비복원 추출하여(random sampling without replacement) 3개의 데이터 셋(data set)으로 구분하였다. 데이터를 하위 데이터로 나누는 비율은 주어진 데이터의 크기와 추정해야 할 파라미터의 개수를 고려하여 결정된다. 이론적인 구분 법칙은 없으며 연구자의 판단 하에 적절한 비율을 고려하여 데이터를 구분한다. 가장 기본적인 방법이 학습데이터와 검증데이터를 8:2의 비율로 구분하는 것이며, 모형 선택 혹은 하이퍼파라미터(hyper-parameter) 선택 단계가 알고리즘에 추가되는 경우 6:2:2와 같이 데이터를 구분하는 것이 일반적이다. 선택 모형에 포함된 많은 파라미터들을 추정해야 하는 학습데이터는 상대적으로 많은 수의 데이터가 필요하고, 정규화 파라미터와 같은 하이퍼파라미터를 추정하거나 예측성도를 비교할 목적의 데이터 셋에서는 상대적으로 많은 수의 데이터가 필요하지 않다. 이에 본 연구에서는 첫 번째 전체 표본의 60%에 해당하는 데이터를 학습 데이터(training set), 다음 20%에 해당하는 데이터를 모형 선택 데이터(model selection set), 마지막 20%에 해당하는 데이터를 최종 검증 데이터(test set)으로 이용했다. 단계별 추정 과정을 <Figure 2>에 도식화하였다.

(1) 모형 학습 및 하이퍼파라미터 선택

학습 데이터(training set)을 다시 무작위로 5개의 하위 데이터 셋(fold)로 나누어 4개는 모형 추정(training)에 이용하고, 나머지 1개(validation fold)는 하이퍼파라미터인 정규화 파라미터(λ)를 결정하는데 이용하였다. 5개의 하위 데이터 셋(fold)로 나눈 것은 K-fold 교차검증법(cross-validation)을 이용하기 위함이다. 교차검증법을 이용하기 위해 학습 데이터를 몇 개로 구분해야하는지는 데이터의 크기에 따라 달라질 수 있다. James et al.(2013)에서는 5개나 10개로 구분하여 교차검증법을 이용하는 것이 가장 일반적이라고 소개하고 있다. 본 연구에서는 모형 학습 데이터와 하이퍼파라미터 선택 데이터의 비율이 8:2가 되도록 5-fold 교차검증법을 수행하였다. 정규화 함수 형태(α)와 정규화 파라미터(λ)를 고정시킨 상태에서 4개의 하위 데이터 셋에서 대표본 손실을 최소화 하는 모형을 추정한다. 추정된 계수값을 이용해 1개의 검증 데이터의 MBS 조기상환율을 예측하고 실제 조기상환율과 비교하여 예측성도를 계산한다.

<Figure 2> Summary of Estimation Algorithm

<Figure 2> describes each step of estimation algorithm employed in this paper. The total dataset splits into three sub-datasets, namely Training set, Model selection set, and Test set. The major estimation procedures in each sub-dataset are explained in bullet points.

<p>Training set (60%)</p>	<p>Training folds (48%)</p> <hr/> <p>Validation fold (12%)</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Split Training set into 5 folds • Train model using only 4 folds, and leave one fold out for validation • Determine penalty parameter(λ) and corresponding coefficients(β) which minimizes RMSE in the validation fold(leave-out fold), given variable set and regularizer function(α) • Repeat all previous steps while alternately replacing validation fold with one of 4 remaining folds • Determine optimal penalty parameter and corresponding coefficients which shows the best prediction performance on average
<p>Model selection set (20%)</p>	<ul style="list-style-type: none"> • With the best penalty parameter and coefficients of each model(Ridge, Lasso, Elastic net), predict MBS prepayment rate in the Model selection set • Compare RMSE between models and determine the optimal model (α) which minimizes RMSE 	
<p>Test set (20%)</p>	<ul style="list-style-type: none"> • Repeat all previous steps while changing that variable set the data initially includes • With the best penalty parameter(λ) and the best model(α) of each variable set, predict MBS prepayment rate in the Test set • Compare RMSE between variable sets and determine the best variable set which gives the best prediction performance 	

본 연구에서는 평균제곱근편차(Root Mean Squared Errors; 이하 RMSE)를 예측성과의 지표로 삼았다.¹²⁾ 이 과정을 정규화 파라미터(λ)를 조정해가며 반복 시행하고, RMSE가 가장 낮았을 때의 정규화 파라미터 값과 계수 추정치를 선택한다. 본 연구에서는 정규화 파라미터(λ) 값을 0부터 시작하여 모든 계수를 0으로 만드는 가장 높은 수준의 λ 까지 5,000개의 값을 비교하여 가장 높은 예측성과를 보일 때의 값을 최적 값으로 결정한다. 본 연구에서는 하이퍼파라미터인 정규화 파라미터(λ)를 추정하기 위해 교차검증법(cross-validation)을 위해 5개의 하위 데이터 셋에서 검증 데이터(validation fold)를 번갈아 바꿔가며 동일한 작업을 반복 수행하고, 평균적으로 가장 높은 예측성과를 보이는 정규화

12) RMSE(Root Mean Squared Errors): $\sqrt{(1/N) \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}$.

파라미터를 최적 값으로 선택한다.¹³⁾ 정규화 함수 형태(α)를 바꿔가며 Ridge Regression, LASSO, Elastic Net 모형에서의 최적 정규화 파라미터 및 계수 추정치를 모두 구한다.

(2) 모형 별 성과 비교 및 최적 모형 선택

이전 단계에서 정규화 함수 형태(α)별로 결정된 최적 정규화 파라미터와 그때의 계수 추정치를 이용하여 모형 선택 데이터의 MBS 조기상환율을 예측하고, 실제 조기상환율과 비교하여 RMSE를 구한다. 정규화 함수 형태(α)별로 계산된 RMSE를 비교하여, RMSE가 가장 낮은 정규화 함수(α)를 선택한다. 즉, 예측성고가 극대화되는 최적 모형을 선택한다. $\alpha = 0$ 일 때 RMSE가 가장 낮다면, Ridge Regression의 예측성고가 가장 좋은 것이고, $\alpha = 1$ 일 때의 RMSE가 가장 낮다면, LASSO의 예측성고가 가장 좋음을 의미한다.

이 과정을 통해 주어진 데이터에서 MBS 조기상환율 예측에 가장 적합한 정규화 함수 형태를 결정할 수 있다. 이렇게 최적 정규화 함수 형태와 최적 정규화 파라미터가 선택되고, 그때의 계수 추정치가 결정된다면, 어떤 변수가 MBS 조기상환율 예측에 중요했는지, 어떤 변수가 중요하지 않았는지 등을 파악할 수 있다.

(3) 변수 구성(variable set)별 최종 예측성과 비교

위 두 단계를 예측에 활용하는 설명변수 집단(variable set)을 바꿔가며 동일하게 수행한다. 즉, 식 (3)에서 x_i 벡터를 구성하는 변수의 조합을 바꿔가며 최초 데이터 수집 단계 및 모형 학습 단계에서 어떤 변수를 이용하는 것이 조기상환율 예측에 가장 유용한지를 비교한다. 본 연구에서는 기존 선행연구에서 주로 이용되던 설명변수만 포함하였을 때와 추가적으로 기초자산 및 발행시점의 거시경제학적 변수를 포함할 때의 예측력을 비교하고자 3가지 변수 집단으로 각각 예측 모형을 구성해 최종 검증 데이터(Test set)에서의 예측성고를 비교한다.

본 연구에서 활용한 변수 집단에 대한 설명은 <Table 3>에서 제시한다. 주어진 변수 집단마다 최적 모형, 최적 파라미터 및 계수 추정치가 결정되면, 최종 검증 데이터의 MBS 조기상환율을 예측하고 실제 조기상환율과 비교하여 RMSE를 계산한다. 이 과정을 통해 어떤 변수집단이 가장 이상적이었는지를 확인할 수 있고, 결과적으로 MBS 조기상환율 예측에 가장 적합한 변수 집단, 모형, 파라미터의 조합을 찾을 수 있다. 이를 통해 변수

13) 교차검증법(cross-validation)은 일종의 재표본추출 방법(resampling method)으로 표본 추출을 반복 하면서 일정하게 최적화 성과를 보이는 파라미터를 찾는 방식이다.

집단 간의 예측성과를 비교할 수 있을 뿐만 아니라 모형 간의 예측성과도 비교할 수 있다.

한편, 기존연구들은 모기지론의 조기상환율은 차환유인, 소진효과나 모기지론의 연령 측면, 이사철, 주택시장 상황(주택가격, 거래량 등)이나 거시경제적 상황(실업률, 소비자물가지수) 등이 영향을 미칠 수 있음을 제시하고 있다. 최초의 대출금리 대비 향후 대출금리가 하락하면 이자비용을 절감할 수 있으므로 조기상환율이 증가하며, 모기지 연령 또는 MBS 성숙화 측면에서 초기에 조기상환율은 증가할 수 있다(Carron and Hogen, 1988; Follain and Tzang, 1988; Chinloy, 1991, 1993; 김천규 · 전준규, 2011; 박연우 · 방두완, 2011). 또한, 이사 등이 활발한 시기와 주택시장이 호황인 경우 시세차익 등을 위한 대도시 수요가 증가할 수 있어 기존 대출을 상환하기 위해 조기상환이 증가할 수 있다(Matthey and Wallace, 2001; 박동규 · 김동환, 2013; 엄영호 외, 2014; 한상현 외, 2015). 따라서 기존연구를 고려한 변수들은 변수 집단 1로 구성한다. 그리고 본 연구에서 고려하고자 하는 MBS별 정책모기지 구성비중 등 고유 특성을 포함한 경우는 변수 집단 2, MBS 발행 당시의 거시경제적 시장상황까지 고려한 경우는 변수 집단 3으로 구성하여 분석에 이용한다.

<Table 3> Variable List in Each Variable Set

<Table 3> presents the list of variables included in each variable set. The variable set 1 is the smallest set which contains the minimum of variables. The variable set 2 includes all the variables in the variable set 1 and additional variables related to each mortgage loan in the MBS pool. The variable set 3 is the largest set which contains all the variables of the variable set 2 and additional variables related to the time when the MBS issued.

Variable set	Variables in the variable set
1	INT_spread, HPI, HTV, ATV, GDP, CPI, UNE, pool age, pool age_sq, year and month dummies
2	Variable set 1 + BG_ratio, JG_ratio, Mixed, LTV, DTI, INT, SCL
3	Variable set 2 + HPI_issue, HTV_issue, ATV_issue, GDP_issue, CPI_issue, UNE_issue

V. 분석 결과

전체 데이터의 60%를 이용해 추정된 모형과 파라미터로 모형 선택 데이터의 MBS 조기상환율을 예측한 결과를 <Table 4>에서 제시한다. 모형 및 변수 집단 별 예측성과를

RMSE로 나타내었다. Elastic net 모형의 경우, α 값에 따라서 최적 λ 와 계수추정치 값이 달라지고 이에 따라 RMSE가 다르게 계산되기 때문에 0~1구간의 α 값에서 계산된 RMSE의 범위를 제시한다. RMSE가 가장 낮게 나왔을 때의 α 를 최적 α 값으로 간주하고, 최적 α 에서의 최적 λ 를 함께 제시한다. 머신러닝 기반 모형과 전통적인 계량경제학적 모형의 예측성과 비교를 위해 학습 데이터를 정규화(regularization)없이 일반적인 로짓(Logit) 모형으로 추정하여 모형 선택 데이터의 MBS 조기상환율을 예측한 결과를 함께 제시한다.

<Table 4> Prediction Performance in the Model Selection Set

<Table 4> presents the prediction performance of each model in the model selection set by variable set. Since RMSE calculated from the Elastic net model differs depending on the value of α , we present the range of RMSE from each variable set with the optimal α and the optimal λ which provides the least RMSE. We also present the prediction performance of Logit model for the purpose of comparison to conventional econometrics model. With Logit estimation results in the Training set, MBS prepayment rate was predicted in the Model selection set.

Regularizer function		Variable set 1	Variable set 2	Variable set 3
Ridge ($\alpha = 0$)	RMSE	0.0168	0.0148	0.0162
	Optimal λ	0.00131	0.00131	0.00133
Elastic net ($0 \leq \alpha \leq 1$)	RMSE	[0.0151, 0.0176]	[0.0144, 0.0167]	[0.0146, 0.0174]
	Optimal α	0.48	0.99	0.80
	Optimal λ	0.00014	0.00010	0.00011
LASSO ($\alpha = 1$)	RMSE	0.0169	0.0153	0.0162
	Optimal λ	0.00011	0.00007	0.00009
Logit	RMSE	0.0165	0.0150	0.0157
Optimal model		Elastic net $\alpha = 0.48$	Elastic net $\alpha = 0.99$	Elastic net $\alpha = 0.80$

분석결과 변수 집단에 포함된 변수의 수가 많을수록 예측성고가 항상 좋아지는 것은 아님을 확인하였다. 대부분의 모형에서 가장 많은 설명변수가 포함된 변수 집단 3보다 변수 집단 2에서의 예측성고가 더 좋음을 확인하였다. 모형 별 예측성고를 비교해보면, 변수 집단 별로 가장 좋은 예측성고를 보이는 모형이 통일되지 않고 다양하게 나타났다. 이는 모형 설명에서도 언급했듯이 주어진 설명변수 집단의 특성에 따라 각 모형이 가지는 장점과 단점이 다르게 작용하여 나타난 결과로 하나의 모형으로만 예측 알고리즘을 구성하는 것보다 다양한 모형을 고려할 수 있도록 모형 선택 단계를 알고리즘에

포함하는 것이 바람직했음을 다시 한 번 확인하였다. 모든 변수 집단에서 가장 높은 예측성과를 보이는 모형은 Elastic Net이었다. 선택된 α 는 변수 집단에 따라 다르게 나타났지만 Ridge Regression과 LASSO 모형을 각각 이용할 때보다 두 모형을 결합할 때 더 높은 예측성과를 보였다. 모형의 정규화 함수를 가중 평균하여 사용한 모형이 가장 높은 예측성과를 보여주었다. 변수 집단 2의 경우 최적 α 는 0.99로 추정되었으며, 이는 LASSO 모형의 제약식에 아주 높은 가중치를 두는 모형이다. 그러나 α 가 1인 LASSO 모형에 비해 더 좋은 예측력을 보였다. 이를 통해 충분한 표본수가 확보된다면 주어진 데이터를 여러 하위 데이터 셋으로 나누어(split) 가장 예측성과를 높이는 모형을 선택하는데까지 알고리즘을 확장하는 것이 최종 예측모형을 구성하는데 필수적임을 확인하였다.

<Table 5> Comparison of Prediction Performance in the Test Set

<Table 5> presents the prediction performance in the test set by variable set. The optimal model and optimal parameters are presented with corresponding prediction performance (RMSE) and the list of variables which are not selected in the optimal model. “Not- selected variables” in the last column are the variables of which coefficients are estimated zero and considered not important to predict MBS prepayment rate.

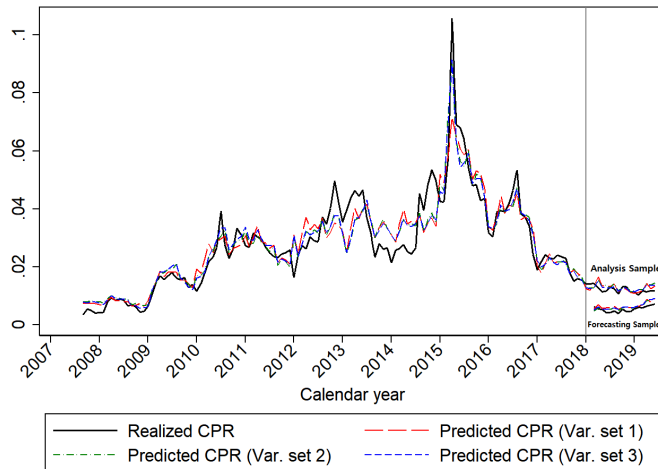
Variable set	Optimal model	Optimal α	Optimal λ	RMSE	Not-selected variables
1	Elastic net	0.48	0.00014	0.0161	HTV, Year 2011
2	Elastic net	0.99	0.00010	0.0153	HTV, GDP, BG_rate, February, December
3	Elastic net	0.80	0.00011	0.0157	HTV, GDP, HTV_issue, GDP_issue, BG_rate, March

<Table 4>에서 결정된 변수 집단 별 최적 모형과 최적 파라미터를 이용해서 최종 검증 데이터의 MBS 조기상환율을 예측한 결과를 <Table 5>에 제시한다. 또한 예측성과가 가장 높았던 모형에서 예측에 중요하지 않다고 판단된 변수를 함께 제시한다. 분석 결과 변수 집단 2를 이용한 알고리즘에서 RMSE가 0.0153으로 가장 낮아 예측성과가 가장 높은 것으로 확인되었다. 이를 통해 본 연구에서 기존 연구에서 활용된 변수 이외에 추가한 기초자산에 대한 정보가 예측력을 높이는데 유의한 효과를 주었음을 파악할 수 있다. 특히, MBS 풀을 구성하는 기초자산의 평균 LTV, 평균 DTI, 평균 발행금리, 기초자산 혼합 발행 여부, 안심전환대출 시기 더미 등의 변수가 예측에 중요한 변수로 선택되었다. 선행연구에서 이용되던 주택거래량 변수는 모든 변수 집단에서 크게 중요도가

없는 것으로 확인되었다. 발행 시점의 거시경제 및 주택 시장의 정보를 모형에 추가하여 추정한 결과 발행 당시의 아파트거래량 및 GDP는 크게 중요도가 없는 것으로 나타났다. 최초 데이터에 포함된 변수의 조합에 따라 선택된 변수 목록 및 예측성고가 다르게 나타나는 이유는 변수 간의 상관성에 기인한다. 모형에 이용된 변수들 간의 상관성 정도에 따라 함께 선택되어 더 좋은 예측력을 보이기도하고, 상호 유사도가 높음으로써 서로 대체되기도 한다.¹⁴⁾

<Figure 3> Fitness of Models for the Analysis Sample and the Forecasting Sample

<Figure 3> shows the trend of monthly average of the realized CPR and predicted CPR. The solid line represents the average of the realized CPR for each month in the analysis sample. And the three dashed lines represent the corresponding predicted CPR from the prediction algorithm. From 2018, there shows another set of line graphs, namely Forecasting Sample. The line graphs show that the realized CPR and the predicted CPR in the forecasting sample.



마지막으로 본 연구에서 추정한 최적 예측 모형 및 최적 파라미터가 실제로 MBS 조기상환율(CPR)을 얼마나 잘 추적하는지를 시각적으로 확인하기 위해 <Figure 3>을 제시한다. <Figure 3>은 변수 집단 별 최적 모형으로 예측한 조기상환율이 실제 조기

14) Mullainathan and Spiess(2017)에 의하면 설명변수 간의 상관성이 있는 경우, 동일한 데이터로 LASSO 모형을 반복적으로 학습시키더라도 매번 다른 변수가 선택될 수 있고 선택된 변수가 달라지더라도 유사하게 예측을 할 수 있다고 설명하고 있다.

상환율을 얼마나 잘 따라가는지를 보여준다. 월별로 추정된 변수 집단 별 조기상환율 예측값의 평균과 실제 조기상환율의 평균값을 그래프로 나타내었다. 그래프의 전체 기간에 걸쳐 그려진 그래프는 분석용 표본에 해당하는 그래프이며, 2018년과 2019년에만 그려진 그래프는 예측용 표본에 해당하는 그래프이다. 각 표본에서 월별 실제 조기상환율의 평균을 실선으로 나타내었고, 각 변수 집단에서의 최적 예측치의 평균값을 점선으로 나타내었다.

전체적으로 볼 때 본 연구에서 제시한 모형으로부터 추정된 MBS 조기상환율 예측치는 실제 조기상환율을 상당히 잘 맞추고 있음을 확인할 수 있다. 다만, 분석용 표본은 실제 예측 모형을 추정할 때 이용된 표본을 포함하고 있으므로 외표본에서의 예측성과보다 높은 예측성적을 보이는 것이 당연하다. 이 때문에 실제 본 연구에서 제시하는 예측 모형이 얼마나 향후 MBS의 조기상환율을 잘 예측할 것인가는 완벽한 외표본인 예측용 표본에서의 예측성적을 통해 확인할 수 있다. 예측용 표본에서의 예측성과는 <Table 6>에 제시하였다. 분석 결과 앞서 분석용 표본에서의 검증 데이터(Test set)에서의 예측성과와 마찬가지로 변수 집단 2에서의 예측성과가 가장 높았다.

<Table 6> Comparison of Prediction Performance in the Forecasting Sample

<Table 6> presents the prediction performance in the forecasting sample by variable set.

Variable set	Optimal model	Optimal α	Optimal λ	Forecasting set RMSE
1	Elastic net	0.48	0.00014	0.0018
2	Elastic net	0.99	0.00010	0.0016
3	Elastic net	0.80	0.00011	0.0017

최종 예측성과 비교 결과 MBS 조기상환율을 예측하는데 머신러닝 알고리즘을 이용해 데이터로부터 최적 모형과 최적 파라미터를 찾는 것도 중요하지만, 최초 데이터에 어떤 설명 변수들을 포함하여 모형을 학습 시킬 것인가도 중요한 요소가 될 수 있음을 확인하였다. Mullainathan and Spiess(2017)에서는 경제학 이론과 연구 주제에 대한 전문적인 지식이 예측 알고리즘을 설계하는데 중요한 역할을 한다고 언급하며, 단순히 주어진 모든 변수를 한꺼번에 모형에 추가하여 예측 모형을 추정하는 것은 바람직하지 않음을 지적하였다. 본 연구의 이러한 분석결과는 예측 알고리즘을 설계하는데 빅데이터와 다양한 모형 구성 이외에도 연구자의 역할이 중요함을 시사한다.

VI. 결론

본 연구는 한국주택금융공사 발행의 MBS 자료를 활용하여 기존 모형과 머신러닝 알고리즘의 조기상환율 예측 정확성을 비교·분석하였다. 다수의 선행연구에서 MBS 조기상환율 예측에 활용하던 금리차이, 주택시장 특성, 거시경제 특성 등의 설명변수에서 나아가 개별 MBS를 구성하는 기초자산의 고유한 특성변수(LTV, DTI, 기초자산 구성 비율 등)를 추가적으로 활용하였다. 이를 통해 방법론적인 차이에서 오는 예측성과 차이와 변수 구성에 따른 예측성과 차이를 모두 비교하였다.

분석에 이용된 머신러닝 기법은 LASSO, Ridge Regression 및 Elastic net으로 Elastic net 모형의 경우 LASSO와 Ridge Regression 간의 가중치를 어떻게 배분할 것인지를 파라미터화하여 알고리즘에 포함하였다. 본 논문에서는 MBS별·월별 데이터의 장점을 살려 데이터를 기반으로 예측력을 극대화하는 최적 변수 집단, 최적 모형, 최적 파라미터 및 계수 추정치를 결정할 수 있도록 예측 알고리즘을 구성하였다.

분석결과 모든 변수 집단에서 가장 높은 예측성과를 보이는 모형은 Elastic Net이었다. 선택된 α 값은 변수 집단에 따라 차별적으로 나타났지만 모든 변수 집단에서 Ridge Regression과 LASSO 모형을 이용했을 때보다 두 모형을 결합할 때 더 높은 예측성과를 보였다. 이를 통해 빅데이터의 장점을 살려 모형 선택 단계도 알고리즘에 포함하는 것이 예측성과를 높이는 데 중요함을 확인하였다. 또한, 모형 학습에 포함되는 변수 집단별로 예측성과를 비교한 결과, 기존 선행연구에서 활용한 변수 외 기초자산의 구성, LTV, DTI 등의 요약 변수가 포함된 변수집단 2를 분석에 이용할 때 예측성과가 가장 높다는 것을 확인하였다. 또한, 기존 선행연구에서 주택시장 특성을 반영하기 위해 이용되던 주택거래량 변수는 예측에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

본 연구는 데이터에 기반을 둔(data-driven) 변수, 모형, 파라미터 선택과정을 알고리즘에 반영했다는 점에서 기존 머신러닝 연구와 차별성이 있다. 또한, 머신러닝 기법을 활용하는 경우 MBS 조기상환율 예측에 보다 유용하게 활용될 수 있는지 여부를 실증적으로 검증하고, 어떤 변수가 예측에 중요한지를 파악했다는 점에서 MBS의 조기상환율을 예측하는데 이론적·실무적으로 중요한 시사점을 제시하였다. 그러나 데이터 수집의 한계로 인해 기초자산 단위의 데이터를 확보하여 예측 알고리즘에 활용할 수 없었다는 점에서 한계점이 있다. 추후 MBS에 포함되는 모기지론 단위의 데이터가 확보되어 기초자산에 대한 보다 광범위한 정보를 예측 모형 설계에 활용할 수 있다면, 데이터의

복합도와 표본 수가 증가하여 보다 높은 예측성과를 보이는 예측 모형을 구성할 수 있을 것이라 기대한다. 또한, 본 연구에서는 머신러닝 기법을 이용한 연구에서 가장 많이 활용되는 선형 모형만을 분석하였다. 향후 다양한 선형 및 비선형 모형과 함께 모형 간 결합 예측이 가능한 앙상블(Ensemble)기법을 적용한다면 보다 정교한 예측 알고리즘을 구성할 수 있을 것으로 판단된다.

<참 고 문 헌>

1. 강규호, “베이지안 머신 러닝을 이용한 은행권 주택담보대출 예측,” 『금융안정연구』, 제19권 제1호, 2018, 99-129.
(Translated in English) Kang, K. H., “Mortgage Loan Prediction: Bayesian Machine Learning Approach,” *Financial Stability Studies* 19(1), 2018, 99-129.
2. 김동환 · 박동규, “투자자심리지수를 활용한 MBS 조기상환위험의 영향변수에 관한 연구,” 『대한부동산학회지』, 제35권 제3호, 2017, 143-160.
(Translated in English) Kim, D. H. and T. K. Park, “Impacts of the Investor Sentiment on the Prepayment Risks,” *Journal of the Korea Real Estate Society* 35(3), 2017, 143-160.
3. 김천규 · 전준규, “우리나라 모기지론의 조기상환모형에 대한 실증연구,” 『재무관리연구』, 제28권 제4호, 2011, 173-199.
(Translated in English) Jeon, J. K. and C. K. Kim, “An Empirical Study on the Mortgage Loan Prepayment Model of Korea,” *The Korean Journal of Financial Management* 28(4), 2011, 173-199.
4. 김형준 · 류두진 · 조훈, “주택담보대출의 조기상환 행태 분석: 안심전환대출 출시 이후의 이상현상을 중심으로,” 『경영학연구』 제47권 제4호, 2018, 865-887.
(Translated in English) Kim, H. J., D. J. Ryu, and H. Cho, “An Empirical Study on the Prepayment of Mortgages in Korea: Focusing on the Effects of Safe Conversion Loans,” *Korean Management Review* 47(4), 2018, 865-887.
5. 박동규 · 김동환, “국내 MBS 조기상환위험의 영향 변수에 관한 연구: VEC 모형을 중심으로,” 『부동산연구』, 제23권 제3호, 2013, 157-179.
(Translated in English) Park, T. K. and D. H. Kim, “A Study on the Prepayment Risk Variables in Korean MBS Market,” *Korea Real Estate Review* 23(3), 2013, 157-179.
6. 박석진 · 정재식, “고빈도 자료를 이용한 머신러닝 모형의 예측력 비교 · 분석: KOSPI200 선물시장을 중심으로,” 『금융연구』, 제33권 제4호, 2019, 31-60.
(Translated in English) Park, S. J. and C. S. Chung, “Forecasting Ability of Machine Learning Algorithms using High-frequency Data: KOSPI200 Futures,” *Journal of Money and Finance* 33(4), 2019, 31-60.
7. 박연우 · 방두완, “고정금리 주택담보대출 조건부 조기상환율의 결정요인 분석:

- 풀(pool) 단위 시계열 회귀분석 중심으로,” 『주택연구』, 제19권 제3호, 2011, 77-99.
(Translated in English) Park, Y. W. and D. W. Bang, “An Analysis of the Determinants of Fixed Rate Mortgage Loans’ Conditional Prepayment Rates: Using Pool level Time-Series Regression,” *Housing Studies* 19(3), 2011, 77-99.
8. 방두완 · 박세운 · 박연우, “한국 모기지시장의 채무불이행 및 조기상환 분석,” 『금융연구』, 제24권 제4호, 2010, 87-118.
(Translated in English) Bang, D. W., S. W. Park, and Y. W. Park, “An Analysis of Default and Prepayment in Korean Mortgage Markets,” *Journal of Money and Finance* 24(4), 2010, 87-118.
9. 엄영호 · 한영하 · 한재훈, “주택가격이 모기지 대출 조기상환율에 미치는 영향에 관한 연구: 2-요인 구조모형 접근법,” 『재무연구』, 제27권 제3호, 2014, 383-422.
(Translated in English) Eom, Y. H., Y. H. Han, and J. H. Hahn, “The Effect of Prices on Mortgage Prepayment in Korea: A Two-Factor Structural Approach,” *Asian Review of Financial Research* 27(3), 2014, 383-422.
10. 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.
11. 이소영 · 박승창 · 이창무, “주택담보대출 조기상환 결정요인에 관한 연구: 개별 주택 담보대출 자료를 중심으로,” 『주택연구』, 제27권 제2호, 2019, 33-62.
(Translated in English) Lee, S. Y., S. C. Park, and C. M. Lee, “Determinants of Housing Mortgage Prepayment in Korea: Using a Loan-level Dataset,” *Housing Studies* 27(2), 2019, 33-62.
12. 최승두 · 김성태, “MBS 조기상환위험 결정요인: 한국주택금융공사 발행 MBS를 중심으로,” 『금융공학연구』, 제10권 제4호, 2011, 81-102.
(Translated in English) Choi, S. D. and Kim, S. T., “A Study on the Determinants of Prepayment Risk of MBS: Focused on MBS Issued by KHFC,” *Korean Journal of Financial Engineering* 10(4), 2011, 81-102.
13. 한상현 · 왕봉 · 이창수 · 강명구, “부동산 경기 변동과 MBS 조기상환의 관계, 그리고 그 정책적 함의,” 『지역연구』, 제31권 제4호, 2015, 91-105.

- (Translated in English) Han, S. H., P. Wang, C. S. Lee, and M. G. Kang, "Relationship between Real Estate Market and MBS Prepayment, and its Policy Implication," *Journal of the Korean Regional Science Association* 31(4), 2015, 91-105.
14. 황운태, "아파트 가격 지수 산출에 관한 연구: 머신러닝 알고리즘을 중심으로," 『금융연구』, 제33권 제3호, 2019, 51-84.
- (Translated in English) Hwang, Y. T., "A Study on the Estimation of Apartment Price Index: Focused on the Machine Learning Algorithm," *Journal of Money and Finance* 33(3), 2019, 51-84.
15. Abadie, A. and M. Kasy, "Choosing among Regularized Estimators in Empirical Economics: The Risk of Machine Learning," *Review of Economics and Statistics* 101(5), 2019, 743-762.
16. Asay, M., F. H. Guillaume, and R. K. Mattu, *Duration and Convexity of Mortgage Backed Securities*, Chicago: Probus Publishing, 1987.
17. Carron, A. S. and M. Hogen, "The Option Valuation Approach to Mortgage Pricing," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 1, 1988, 131-139.
18. Chinloy, P., "Elective Mortgages Prepayment: Termination and Curtailment," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 21(3), 1993, 313-332.
19. Chinloy, P., "The Option Structure of a Mortgage Contract," *Journal of Housing Research* 2(1), 1991, 21-38.
20. Follain, J. R. and D. N. Tzang, "Interest Rate Differential and Refinancing a Home Mortgage," *The Appraisal Journal* 56(2), 1988, 243-251.
21. Hastie, T., R. Tibshirani, and J. Friedman, "The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction," *Springer Science & Business Media*, 2009.
22. Hoerl, A. E. and R. W. Kennard, "Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems," *Technometrics* 12(1), 1970, 55-67.
23. James, G., D. Witten, T. Hastie, and R. Tibshirani, *An Introduction to Statistical Learning*, New York: Springer 112, 2013.
24. Kleinberg, J., J. Ludwig, S. Mullainathan, and Z. Obermeyer, "Prediction Policy Problems," *American Economic Review* 105(5), 2015, 491-95.
25. Matthey, J. and N. Wallace, "Housing-Price Cycles and Prepayment Rates of U.S. Mortgage Pools," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 23(2), 2001, 161-184.

26. Mullainathan, S. and J. Spiess, "Machine Learning: an Applied Econometric Approach," *Journal of Economic Perspectives* 31(2), 2017, 87-106.
27. Nakagami, Y. and A. M. Pereira, "Housing Appreciation, Mortgage Interest Rates, and Homeowner Mobility," *Journal of Urban Economics* 30(3), 1991, 271-292.
28. Quigley, J., "Interest Rate Variations, Mortgage Prepayments and Household Mobility," *Review of Economics and Statistics* 69(4), 1987, 636-643.
29. Richard, S. F. and R. Roll, "Prepayment on Fixed-Rate Mortgage-Backed Securities," *Journal of portfolio Management* 15(3), 1989, 73-82.
30. Saito, T., *Mortgage Prepayment Rate Estimation with Machine Learning*, Masters Thesis, Delft University of Technology, 2018.
31. Schwartz, E. S. and W. N. Torous, "Prepayment and the Valuation of Mortgage-Backed Securities," *Journal of Finance* 44(2), 1989, 375-392.
32. Tibshirani, R., "Regression Shrinkage and Selection via the Lasso," *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 58(1), 1996, 267-288.
33. Zou, H. and T. Hastie, "Regularization and Variable Selection via the Elastic Net," *Journal of the royal statistical society: series B (statistical methodology)* 67(2), 2005, 301-320.

< Abstract >

The Predictive Power of Machine Learning Algorithm: The Case of MBS Prepayment Rates*

Jiyoung An^{**} · Byungkwon Lim^{***}

This paper investigates the predictive power of machine learning algorithm for predicting prepayment rates of Mortgage-Backed Securities (hereafter MBS). Since the value of MBS issued through securitization of mortgage loans is critically affected by changes in cash flows of underlying assets (mortgage loans), it is important for both issuers and investors to predict the prepayment rate of underlying assets in an MBS pool. Therefore, we construct the prediction model for MBS prepayment rates using machine learning algorithm and compares the predictive power between either distinct machine learning models or predictor variable sets.

To be specific, we compared the predictive power of the conventional model with the machine learning algorithm using variables such as mortgage interest rate spread and housing market factors, which were representatively used in the existing studies. In addition, by analyzing the model that adds the additional variables related to the attributes of underlying assets and the market condition variables at the time of issuance of MBS, we investigated how the predictive power varies according to the use of the predictor variables. Ridge Regression, LASSO, and Elastic net model were employed for each predictor variable set. To compare the prediction accuracy between those models and choose the optimal model, we embedded the model selection process in the algorithm so that the optimal model was selected based on the data.

* The contents of this study are personal opinions of the authors and are not related to the official opinion of Korea Housing Finance Corporation.

** First Author, Research Fellow, Housing Finance Research Institute, Korea Housing Finance Corporation, Korea (Tel: +82-51-663-8175, E-mail: ajy4129@gmail.com)

*** Corresponding Author, Research Fellow, Housing Finance Research Institute, Korea Housing Finance Corporation, Korea (Tel: +82-51-663-8165, E-mail: bk81.lim@gmail.com)

The results of the analysis suggested that Elastic net model shows the best prediction performance. Moreover, the prediction performance was maximized with the predictor variable including the variables related to the underlying assets, such as LTV, DTI, interest rates etc.

This study is different from the existing machine learning research in that it builds data-driven process of selection for optimal variables, optimal models, and optimal parameters into the algorithm. In addition, this study empirically proves whether the use of machine learning can be more useful for predicting MBS prepayment rates, and suggests theoretical and practical implications by identifying which variables are important for prediction.

Keywords : Machine Learning, Mortgage-Backed Securities, Prepayment Rate, Prediction Algorithm

JEL Classification : C52, G17, G21

글로벌 금융위기 전후 신흥국 금융불안 결정요인 변화 분석: 외국인 자금흐름을 중심으로*

정영식** · 고덕기***

— 국문초록 —

본 연구는 17개 신흥국의 1999년 1분기~2018년 2분기 패널자료를 이용하여 글로벌 금융위기 전후 신흥국 금융불안 결정요인 변화를 외국인 자기에 초점을 두고 분석하였다. 고정효과 패널분석 결과 외국인 증권투자 및 기타투자 자금 유입 확대는 신흥국 금융불안지수 하락(금융불안 완화)에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 금융위기 이후 외국인 증권투자 유입이 신흥국 금융불안지수에 미치는 영향이 확대되었고, 외국인 증권투자 중에서는 주식투자가 채권투자에 비해 영향이 큰 것으로 나타났다. 반면 외국인 기타투자는 금융위기 이후 신흥국 금융불안지수에 미치는 영향력이 축소된 것으로 분석되었다. 그리고 경상수지, 재정수지, 세계상품가격지수는 모두 금융위기 이후 신흥국 금융불안지수에 미치는 영향력이 금융위기 이전에 비해 확대된 것으로 나타났다. 한국만을 대상으로 한 반복최소자승법 분석에서는 금융위기 이후 외국인 증권투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권투자, 외국인 기타투자 모두 한국금융불안지수에 대한 음(-)의 영향력이 전반적으로 확대된 것으로 나타났다. 또한 중국 금융시장불안이 한국 금융불안지수에 미치는 영향은 금융위기 이전 음(-)에서 금융위기 이후 양(+)으로 바뀌었고 최근까지 양(+)의 관계가 지속되고 있는 것으로 분석되었다.

핵심단어 : 금융불안지수, 외국인 증권투자, 외국인 기타투자, 신흥국, 한국
 JEL 분류기호 : F30, G01, G15

투고일 2019년 11월 25일; 수정일 2020년 02월 11일; 게재확정일 2020년 06월 27일

* 본 논문은 저자가 집필한 대외경제정책연구원 연구보고서, “금융불안지수 개발과 금융불안 요인 변화 분석”의 제3장 “글로벌 금융위기 전후 금융불안요인 변화 분석” 내용을 바탕으로 보완한 것입니다. 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원 두 분께 감사드립니다.

** 제1저자, 대외경제정책연구원 선임연구위원(Tel: 044-414-1141, E-mail: ysjeong@kiep.go.kr)

*** 교신저자, 연세대학교 상경대학 경제학과 박사과정(Tel: 02-2123-2465, E-mail: ejrl79@gmail.com)

I. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 크고 작은 금융불안이 반복되고 있다. 특히 신흥국의 금융불안은 더욱 빈번하게 발생하고 있다. 2008년 글로벌 금융위기도 미국의 서브프라임 모기지 사태에서 비롯되었지만 실제 심각한 금융위기는 미국 등 선진국보다는 신흥국에서 발생했다. 글로벌 금융위기 이후 유럽 재정위기, 미국의 양적완화 축소 발작(Taper tantrum), 중국경제 경착륙 우려 등 여러 글로벌 충격에도 선진국 보다는 신흥국의 금융불안이 크게 고조되었고 일부 신흥국가는 금융위기에 봉착하기도 하였다. 신흥국의 금융불안 및 금융위기가 더욱 빈번하게 발생하는 이유는 신흥국의 경상수지, 재정수지, 외채, 외환보유액, 금융개방도, 무역개방도 등 대내적 요인에 기인한 바도 있지만 그보다도 대규모 외국인 자금 유출입에 기인한 측면이 크다고 할 수 있다. 이는 신흥국 금융위기와 밀접한 Sudden stop이라는 용어로 우리에게 잘 알려져 있다. Sudden stop은 일반적으로 경기 안정기나 글로벌 유동성 확대기에는 외국인 자금이 크게 유입되었다가 경기 불안기나 글로벌 유동성 축소기에는 외국인 자금이 크게 이탈하는 현상을 의미한다. 그 만큼 외국인 자금 흐름은 신흥국에 지대한 영향을 주고 있다. 이는 신흥국 금융불안 여부 및 가능성을 파악하기 위해서는 글로벌 자금 흐름, 외국인 자금 흐름이 중요함을 시사한다.

글로벌 금융위기 이후 세계 자금흐름 측면에서 몇 가지 커다란 변화가 발생하였다. 첫째, 지역 측면에서 금융위기 이후 글로벌 유동성(주식 및 채권펀드 유입 기준)이 신흥국으로 대규모 유입되었다. 이는 금융위기 이전에 글로벌 자금이 선진국으로 대거 유입된 것과는 대조적인 모습이다. 글로벌 금융위기 이후 미국 등 주요국의 양적완화, 초저금리 등 확장적 통화정책으로 글로벌 유동성이 풍부해졌고, 이들 자금 중 상당 부분이 신흥국으로 유입된 것으로 보인다. 미국의 제로금리 실시(2008년 12월) 이후 QE3 종료(2013년 5월)까지 약 4,000억 달러 이상의 유동성이 신흥국으로 유입된 것으로 알려져 있다(강태수·서현덕·김경훈·강은정, 2018).

다음으로 자금 유형 측면에서는 금융위기 이전에는 기타 투자(loan)가 큰 비중을 차지하였으나, 금융위기 이후에는 포트폴리오 투자가 상대적으로 큰 비중을 차지하였다. 특히 포트폴리오 투자 중에서도 채권(debt securities) 투자 비중이 크게 늘었다. Cerutti and Hong(2018)에 따르면 선진국 및 신흥국 모두 자금 유입 구성 측면에서 금융위기 이후는 금융위기 이전에 비해 기타 투자(loan) 비중이 줄고, 포트폴리오 투자, 그 중에서도 채권 투자(debt securities) 비중이 크게 늘었다. 이러한 흐름은 2006년 이후 유형별 신흥시장

자금 유입 추이를 살펴봐도 동일한 변화를 확인할 수 있다. 한국의 경우에도 금융위기 이후에는 외국인 자금이 기타 투자(loan 등)보다 포트폴리오 투자 중심으로 유입되었다. 한국은행에 따르면 국제투자대조표(International Investment Position) 기준으로 2018년 3분기의 경우 기타 투자(loan 등)는 2007년에 비해 6.1% 감소(loan의 경우 19.4% 감소)한 반면, 포트폴리오 투자의 경우에는 동 기간에 62.6% 증가하였다. 포트폴리오 투자 중 부채성증권(debt securities)은 69.9% 증가, 지분증권(equity securities)은 59.6% 증가하였다.

글로벌 금융위기 이후 이러한 자금흐름 변화의 배경에는 위험자산 선호현상이 확대되고, 은행 중심의 금융규제가 강화된 점이 주요 원인으로 작용한 것으로 보인다. 금융위기 이후 신흥국으로의 자금유입 확대는 미국 등 주요국의 확장적 통화정책이 장기간 지속되는 가운데 고위험 및 고수익 투자가 확대되었기 때문인 것으로 보인다. 또한 2008년 금융위기 이후 바젤은행감독위원회(BCBS)가 금융위기 재발 방지를 위해 은행을 중심으로 자본 규제, 유동성 규제 등을 강화하였기 때문에 글로벌 자금이 은행을 경유한 기타 투자보다는 규제가 상대적으로 느슨한 자본시장을 통한 포트폴리오 투자가 확대된 측면이 있다.

이렇게 유입된 외국인 자금은 금융자산의 거래량과 가격에 영향을 주어 금융시장 변동성에 영향을 미치게 된다. 특히, 금융시장 간 상호연계성이 높은 경우 한 시장에서의 불확실성이 다른 시장에도 영향을 미치게 되어 금융시장 전반에 불확실성으로 이어지게 된다. 윤옥자·강규호(2004)에 따르면 외환위기 이후 금융시장 자유화와 개방화로 금융시장 간 연계성이 강화되면서, 국내 주식시장으로 유입된 외국인 자금은 주식시장 변동성뿐만 아니라 채권시장 및 외환시장의 변동성에도 영향을 미친 것으로 분석되었다.

이에 따라 본 연구는 대외경제정책연구원에서 산출(정영식·최혜린·양다영·강은정·고덕기, 2018)한 개별국 금융불안지수를 활용해 한국 등 신흥국의 금융불안 결정요인, 특히 금융위기 전후 금융불안 결정요인 변화를 분석하고자 한다. 이러한 금융불안 결정요인 변화 분석을 통해 향후 한국 등 신흥국의 금융불안에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 파악한다면 정책 당국의 금융안정 노력에 유의미한 시사점을 제공할 수 있을 것이다. 본 연구는 제II장에서 기존 연구를 살펴보고, 제III장에서는 신흥국을 대상으로 금융불안 결정요인을 고찰하는 패널분석과 한국을 대상으로 한국의 금융불안 요인 변화를 동태적으로 살펴보는 시계열 분석을 실시하며 제IV장에서는 요약과 결론을 다룬다.

II. 기존 연구

2008년 9월 미국 서브프라임 모기지발 글로벌 금융위기가 발생하고, 그 이후 크고 작은 글로벌 금융불안이 반복해서 발생함에 따라 금융불안에 관한 연구는 활발히 진행되고 있다. 금융불안 관련 연구는 목적에 따라 크게 두 가지 방향으로 전개되고 있다. 우선 금융불안을 측정하는데 초점을 둔 연구로 Bordo, Dueker, and Wheelock(2000), Kantor and Cagayan(2002), Illing and Liu(2006) 등이 있다. 다음으로는 측정된 금융불안 지표를 활용하여 금융불안의 원인을 규명하는 연구로 Balakrishnan, Danninger, Elekdag, and Tytell (2011), Aizenman and Pasricha(2012), 채경래·안시온(2013), Park and Mercado(2014) 등이 있다. 선행연구에서 신흥국 금융불안 결정요인은 크게 해외요인과 국내요인으로 구분된다. 해외요인은 선진국 금리, 세계경제성장률, 글로벌상품가격, 선진국 금융불안, 신흥국 내 금융불안 등이 있고, 국내요인으로는 경상수지, 재정수지, 외환보유액 등이 있다.

Balakrishnan et al.(2011)는 18개 신흥국을 대상으로 Forbes and Chinn(2004)의 2단계 추정방법(two-stage estimation approach)을 이용하여 선진국에서 발생한 금융불안이 얼마나 빠르게 신흥국의 금융불안으로 전이되는가를 분석하였다. 연구 결과는 선진국 금융충격의 70%가 1~2개월 이내에 신흥국 금융시장으로 전달되는 것으로 분석되었다. 이는 신흥국을 대상으로 한 패널분석에서도 확인되었다. Park and Mercado(2014)는 25개 신흥국을 대상으로 고정효과모형을 이용하여 신흥국의 금융불안 결정요인을 분석한 결과, 신흥국 금융불안은 선진국의 금융불안 및 주변 신흥국의 금융불안으로부터 영향을 받은 것으로 나타났다. Balakrishnan et al.(2011)과 Park and Mercado(2014)는 신흥국 금융불안 요인으로 금융전이채널(financial transmission channel)을 강조하고 있다.

Aizenman and Pasricha(2012)는 금융불안을 자본이탈 압력으로 정의되는 외부적 금융불안과 주식시장 하락 압력으로 정의되는 내부적 금융불안으로 구분하였다. 순차적 회귀(sequential regression) 방법을 이용하여 경기 후퇴와 회복 기간에 내부 및 외부적 금융불안을 유발하는 원인을 살펴보았다. 선진국 및 신흥국을 포함한 107개국을 대상으로 분석한 결과, 경기 후퇴 및 회복 기간 모두에서 외부취약성(external vulnerabilities)이 내부 및 외부적 금융불안을 유발하는 핵심 요인이며, 높은 외환보유액 수준은 금융불안을 경감시키지 못하는 것으로 나타났다. 채경래·안시온(2013)은 신흥국의 은행부문 외채와 금융취약성의 관계를 살펴보았다. 18개 신흥국을 대상으로 패널분석을 실시하였고, 은행을 통한 과도한 외자차입이 신흥국 금융취약성을 악화시키는 것으로 분석되었다.

한편으로 외국인 자금과 국내 금융시장 변동성의 관계를 살펴본 연구는 우준명(2017)과 윤덕룡·오승환·이호진(2009) 등이 있다. 우준명(2017)은 외국인 채권거래 형태가 국내 채권 시장 변동성에 미치는 영향을 살펴보았다. 외국인 채권 순매수와 채권시장 변동성 간에 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 윤덕룡 외(2009)는 외국인 포트폴리오 투자 포지션과 주식시장 변동성 간의 관계와 함께 코스피 수익률 변동성과 환율변화의 변동성 간의 관계를 분석하였다. 외국인 주식 순매수 혹은 순매도 포지션에 급격한 변화는 주식시장 변동성을 유발하고 주가수익률과 환율변화율 사이에는 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 기존 연구가 외국인 자금 흐름이 개별 주식 및 채권시장에 미치는 영향에 초점을 두고 있어 금융시장 전반에 미치는 영향에 관한 연구는 찾아보기 쉽지 않다.

따라서 본 연구는 금융불안 결정요인을 실증적으로 분석하면서도 글로벌 금융위기 이후 위험자산선호현상 심화, 바젤 III와 같은 금융기관 규제 강화 등 국제금융시장의 환경변화를 고려하여 기존연구와 달리 세 가지 측면에서 차별화를 두었다. 먼저는 금융불안 결정요인 중에서 외국인 자금을 포트폴리오 투자, 주식 투자, 채권 투자, 기타 투자 등으로 세분화해 분석하고자 한다는 점이다. 다음으로는 분석기간을 글로벌 금융위기 전후로 구분해 금융불안 결정요인 변화를 살펴보려고 한다는 점이다. 마지막으로 금융시장 간 상호연계성을 고려하여 금융시장의 분석 범위를 개별 금융시장에 국한하지 않고 외환시장, 주식시장, 채권시장, 자금중개시장을 모두 포함한 금융시장 전반으로 설정한 점이다.

Ⅲ. 실증분석

본 장에서는 신흥국을 대상으로 한 패널분석, 한국만을 대상으로 한 시계열 분석(recursive least squares)을 실시하고자 한다. 먼저, 대외경제정책연구원에서 산출한 개별 신흥국 금융불안지수를 활용해 글로벌 금융위기 이후 신흥국의 금융불안 결정요인 변화를 패널분석을 통해 살펴보려고 한다. 다음으로 한국만을 대상으로 주요 금융불안 결정요인의 동태적 변화를 시계열 분석(recursive least squares)을 통해 고찰해보려고 한다.

1. 신흥국의 금융불안 요인 변화 분석

(1) 분석자료

분석 대상은 MSCI 신흥국 중 자료 확보가 가능한 17개 신흥국이다. 17개 신흥국은 브라질, 칠레, 중국, 체코, 그리스, 헝가리, 인도, 인도네시아, 한국, 말레이시아, 멕시코, 필리핀, 폴란드, 러시아, 남아프리카공화국, 태국, 터키이다. 아래 <Table 1>은 17개국 주요변수의 기초통계량이다.

<Table 1> Summary Statistics

Variable	Mean	SD	Min	Max	Obs
Emerging country Financial Stress Index	-0.29	2.47	-10.62	11.48	1,123
Foreign portfolio investment, liabilities (% of GDP)	0.47	1.72	-11.38	16.97	1,271
Foreign equity securities, liabilities (% of GDP)	1.02	4.12	-51.25	27.75	1,219
Foreign debt securities, liabilities (% of GDP)	1.46	4.69	-51.34	28.68	1,320
Foreign other investment, liabilities (% of GDP)	1.10	6.51	-42.52	83.57	1,279
Current account balance (% of GDP)	0.10	5.33	-16.92	19.97	1,326
Fiscal balance (% of GDP)	-2.51	4.21	-27.39	13.68	1,326
World commodity price change (yoy, %)	4.64	14.26	-30.03	34.11	1,258
Trade policy uncertainty change (yoy, %)	33.15	107.33	-90.15	471.37	1,258
Global GDP growth (real, yoy, %)	3.73	1.43	-1.63	5.55	1,258

Note: Refer to <Appendix 2> for further details.

Source: Authors' calculations.

기초 통계량 중 주요 변수를 살펴보면, 금융위기 이후 신흥국의 GDP 대비 외국인 기타투자 비율은 금융위기 직전 수준에 비해 크게 낮아지고, 하향 추세를 보이고 있다.¹⁾ 금융위기 이후 외국인증권투자비율도 금융위기 직전 수준에 비해 낮아졌으나 그 폭은 외국인기타투자비율에 비해 작은 편이다. 이는 외국인증권투자비율 중 채권투자비율 보다는 주식투자비율 하락에 기인하고 있다. 외국인 증권투자 흐름 관련 변수들이 증가세를 보이지 않는 것은 절대규모가 아닌 GDP 대비 비율이기 때문이다. 한편 글로벌 통상 리스크지수는 1999년 이후 전반적으로 낮은 변동성을 보이다가 2015년 이후 높은 수치를 기록하고 있다. 글로벌 상품가격지수 증가율은 금융위기 이전 높은 상승률을 기록하다가 금융위기 이후 낮은 상승률을 기록하고 있다. 세계GDP 성장률은 금융위기 이후 하락세를 보이다가 2015년 이후 점차 회복세를 보이고 있으나 위기 이전 수준보다는 낮은 성장률을 기록하고 있다.

1) 자세한 내용은 <부록 2> 주요 변수의 시계열 추이를 참조.

실증분석에 앞서 유형별 외국인자금 흐름과 금융불안지수 사이에 상관관계를 통해 전반적인 관계를 살펴보고자 한다. <Table 2>에서 외국인 증권투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권투자, 외국인 기타투자과 금융불안지수 간의 상관계수는 각각 -0.2750, -0.1498, -0.2510, -0.0223으로 외국인 자금 유입(유출)과 금융불안 하락(상승) 간에 관련성이 있어 보인다. 글로벌 금융위기 전후 기간을 구분하여 유형별 외국인자금 흐름과 금융불안지수 간의 상관관계를 비교해보면, 외국인 증권투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권 투자와 금융불안지수 간 상관계수는 위기 전후 기간 모두 음(-)의 관계를 유지하고 있고, 위기 전보다 위기 후에 음(-)의 관계가 확대된 것으로 나타났다. 반면, 외국인 기타투자과 금융불안지수 간의 상관계수는 위기 이전에는 음(-)이었다가 위기 이후에는 양(+)으로 반전되었다. 이러한 변화는 글로벌 금융위기 이후 외국인 자금 흐름이 금융불안 지수에 미치는 영향에 변화가 있을 수 있음을 시사하는 부분이다. 그래서 다음 절에서 패널분석과 시계열 분석을 통해 외국인 자금흐름과 금융불안지수 간의 관계를 엄밀하게 분석해보고자 한다.

<Table 2> Unconditional Correlation between FSI and Foreign Capital Flows

<Table 2> represents unconditional correlation between emerging country FSI and each type of foreign capital flows by period.

	Foreign portfolio investment	Foreign equity securities	Foreign debt securities	Foreign other investment
FSI (Entire period)	-0.2750	-0.1498	-0.2510	-0.0223
FSI (Pre-crisis)	-0.1043	-0.0080	-0.1209	-0.2809
FSI (Post-crisis)	-0.2755	-0.1484	-0.2513	0.0974

Note: The entire period is from 1Q 1999~2Q 2018. The pre-crisis period is from 1Q 1999 ~2Q 2008. The post-crisis period is 3Q 2009~2Q 2018.

Source: Authors' calculations.

(2) 실증분석 모형

본 절에서는 고정효과(fixed effect) 패널분석 방법을 사용한다. 패널분석 모형에 사용된 설명변수는 기존연구의 국내 요인과 글로벌 요인을 참고하되, 본 연구의 관심 변수인 외국인 증권투자, 외국인 기타투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권투자를 추가하였다. 분석 모형은 아래 식 (1)과 같다.

$$EKFS_{i,t} = \alpha + \beta \times FOC_{i,t} + r \times DOM_{i,t-1} + q \times GLO_t + V_i + e_{i,t} \quad (1)$$

EKFS는 종속변수로 대외경제정책연구원의 신흥국별 금융불안지수이다. <Table 3>에서 금융불안지수는 자금중개시장, 외환시장, 주식시장 등 3개 부문으로 구성되어 있고 동일분산 가중(equal-variance weight) 합산방법²⁾을 사용하여 단일지표로 산출되었다.³⁾ 정영식 외(2018)에 따르면 KIEP 금융불안지수는 신흥국 금융시장의 특수성을 잘 반영할

<Table 3> Sub-sectors of Financial Stress Index

The KIEP Financial Stress Index (FSI) consists of the three sub-sectors of money market, FX market and stock market. The FSI is calculated as a single index by using a variance-equal weights scheme.

Variables of sub-sectors / Variable		Definition
Money Market (Funding Market)	Volatility in Financial Sector (Banks)	$\frac{\sigma_i^r / \sigma_i^m}{}$ <ul style="list-style-type: none"> - r: daily return of financial sector - m: daily return of stock market - t: month - i: country - use stock price of representative bank if the stock index of financial sector does not exist
	TED spread	Short-term interest rate (money market rate) - US government bond (1 year) yield
	Sovereign bond spread	Country' s government bond (5 year) yield - US Treasury bond (5 year) yield
FX Market	FX volatility	Monthly standard deviation of daily FX change
	Exchange rate depreciations	The depreciation rate of the domestic currency against the dollar (year on year)
	Decline in FX Reserve	The rate of decrease in FX reserve (same period of previous year % change)
Stock Market	Stock market volatility	Monthly standard deviation of daily stock market return
	Decline in equity prices	The rate of decrease in stock price index (same period of previous year % change)

Notes: 1) Countries using the representative bank's stock price follow as: Chile (Banco De Chile), China (China Merchants Banks), Czech Republic (Commerzbank), Hungary (OTP Bank), India (Kotak Mahindra Bank), Mexico (Grupo Financiero Banorte), Poland (ING Bank Slaski), Turkey (Turkiye Garanti Bankasi)

2) In the case of Korea, one-year Monetary Stabilization Bond is used instead of one-year government bond to obtain long-term time series data.

3) Discount rate or Interbank rate (3M) is used if there is not money market rate.

2) 동일분산가중(equal-variance weight) 합산방법은 각 시점 별 변수에서 평균을 뺀 후 표준편차로 나누어 단위를 통일 시킨 후 자금중개시장, 외환시장, 주식시장 각각에 동일한 가중치(1/3)를 사용하여 단순합산 하는 방법이다. 통계작성의 연속성 및 편리성 측면에서 유리한 방식으로 알려져 있다(정영식, 2018).

3) 자세한 내용은 정영식 외(2018). 제2장 금융불안지수 개발을 참고.

수 있도록 구성변수를 선정하였고, 한국의 금융불안이 고조되었던 외환위기와 글로벌 금융위기 시기뿐만 아니라 중국, 멕시코, 터키, 러시아 등 주요 신흥국의 금융불안 시기도 잘 포착하는 것으로 나타났다. KIEP 금융불안지수는 월자료로 산출되나 실증분석에서는 분기자료(3개월 평균)로 전환하여 사용하였다.⁴⁾

<Table 4>에서 설명변수 중 FOC는 관심변수로 외국인 증권투자(foreign portfolio investment, liabilities), 외국인 기타투자(foreign other investment, liabilities), 외국인 주식투자(foreign equity securities, liabilities), 외국인 채권투자(foreign debt securities, liabilities) 등 유형별 외국인자금을 GDP로 나눈 비율이다.⁵⁾ 이는 글로벌 금융위기 이후 바젤Ⅲ 등 금융규제에 따른 자금흐름 변화가 금융불안에 어떤 영향을 미치는지, 금융위기 전후 어떤 변화가 나타나는지를 보기 위해 설정하였다. 여타 통제변수는 기존 연구에서 사용된 국내외 설명변수 중 분기별 데이터가 가용한 변수를 중심으로 선정하였다. DOM은

<Table 4> Variables used in Analysis

Classification	Variable	Source
Dependent variable	Emerging country Financial Stress Index	KIEP
Foreign capital flows factors (Variables of interest)	Foreign portfolio investment, liabilities (% of GDP)	IMF BOP
	Foreign equity securities, liabilities (% of GDP)	IMF BOP
	Foreign debt securities, liabilities (% of GDP)	IMF BOP
	Foreign other investment, liabilities (% of GDP)	IMF BOP
Independent variables		
Domestic factors	Current account balance (% of GDP)	Oxford Economics
	Fiscal balance (% of GDP)	Oxford Economics
Global factors	World commodity price change (yoy, %)	Oxford Economics
	Trade policy uncertainty change (yoy, %)	Bloomberg
	Global GDP growth (real, yoy, %)	Oxford Economics

4) 헝가리, 폴란드, 인도, 말레이시아, 태국 등의 일부 국가들은 국제수지를 분기마다 발표하고 있고, 통제변수로 GDP가 사용되는 점을 고려하여 분석 자료의 시계열 단위를 분기로 설정(체코는 월자료를 제공하고 있으나 2013년 1월부터 제공, 그리스 중앙은행은 연자료를 제공, 헝가리 중앙은행 분기자료, 인도중앙은행 분기자료, 말레이시아 중앙은행 2015년부터 분기자료 제공, 폴란드는 월별자료 제공하나 추정치, 태국중앙은행 분기자료 제공).

5) 유형별 외국인자금 자료는 국제수지의 금융계정의 증권투자와 기타투자항목으로 IMF BOP DB에서 17개국의 자료를 일괄적으로 다운로드 하였다.

국내요인 변수로 GDP 대비 경상수지 비율, GDP 대비 재정수지 비율 등이고, GLO는 해외요인 변수로 글로벌 상품가격지수 증가율, 글로벌 통상리스크 증가율, 실질 세계GDP 증가율 등이다. V_i 는 국가별 고정효과를 의미한다. 분석에 이용된 자료는 KIEP, IMF BOP, Oxford Economics, Bloomberg에서 확보하였다.

해외요인 변수의 경우 외생적이어서 시차를 두지 않고 동 분기를 사용하고, 국내요인 변수의 경우에는 1분기(1기) 시차를 두어 내생성(endogeneity) 문제를 최소화하고자 한다. 다만 관심변수인 외국인증권(주식, 채권)투자와 외국인 기타투자의 경우에는 실물 변수와 달리 금융시장 상황에 시차 없이 곧 바로 반영되므로 시차를 두지 않고 사용한다. t 기의 금융불안지수는 $t-1$ 기 보다는 t 기의 외국인 증권(주식, 채권)투자와 외국인 기타투자에 민감하게 반응할 가능성이 높아 이를 모형에 반영하고자 하였다.⁶⁾ 또한 외국인 자금흐름은 금융시장에 영향을 미치는 주요 요인 중 하나라는 점도 또 다른 이유 중의 하나이다. 예를 들면, 외국인 증권투자와 외국인 기타투자 자금 유입은 주가 및 통화가치 상승, 외환보유액 증가, 채권 금리 하락 및 신용 스프레드 축소 등을 통해 금융시장에 직간접으로 영향을 미친다. 그럼에도 불구하고 외국인 자금흐름과 금융불안지수 간에 내생성 문제를 배제할 수 없으므로 강건성 검증에서 외국인증권(주식, 채권)투자와 외국인 기타투자 변수에 1분기(1기) 시차를 둔 분석도 병행하고자 한다.

그리고 글로벌 금융위기 이후 신흥국의 금융불안 결정요인 변화를 살펴보기 위해 분석기간을 글로벌 금융위기 전후로 세분화해서도 분석한다. 글로벌 금융위기 기간은 기존 연구(Ahmed and Zlate, 2014)를 참고해 2008년 3분기부터 2009년 2분기까지로 설정하였다. 따라서 분석기간은 전체기간(1999년 1분기~2018년 2분기), 금융위기 이전 기간(1999년 1분기~2008년 2분기), 금융위기 이후 기간(2009년 3분기~2018년 2분기) 등 크게 세 기간으로 구분하였다. 금융위기 전후 기간은 상호 유사하도록 금융위기 전후 10년으로 설정하였다.

(3) 분석결과

본 절은 크게 두 가지 실증분석 결과로 구성되어 있다. 첫째는 전체 기간에 대한 실증 분석 결과이고, 다른 하나는 글로벌 금융위기 전후 기간으로 구분한 실증 분석 결과이다. 먼저, <Table 5>는 전체 기간에 대한 고정효과 패널분석 결과이다. 분석 모형

6) 자금 흐름 변수를 설명 변수로 사용하고 있는 Cerutti and Hong(2018) 연구도 종속 변수와 시차 없이 사용하고 있다.

(1)은 외국인 자금흐름을 외국인 증권투자와 외국인 기타투자자로 구분한 것이고, 분석 모형 (2)는 분석 모형 (1)의 외국인 증권투자를 외국인 주식투자와 외국인 채권투자자로 구분한 것이다.

<Table 5> Fixed Effect Panel Estimates during Entire Period (1Q1999-2Q2018)

<Table 5> reports regression the results to show the effect of each type of foreign capital flows on emerging country FSI during the entire period which is from 1Q1999 to 2Q2018. All variables used in the analysis are defined in <Table 4>. Eq (1) uses the variables of foreign portfolio investment and foreign other investment as foreign capital flows variable. Eq (2) uses the variables of foreign equity security, foreign debt security and foreign other investment as foreign capital flows variable.

Dependent variable	Emerging country FSI	Eq (1)	Eq (2)
Foreign capital flows factors	Foreign portfolio investment	-0.144*** (0.1267)	
	Foreign equity securities		-0.179*** (0.0353)
	Foreign debt securities		-0.136*** (0.0147)
	Foreign other investment	-0.031*** (0.009)	-0.030*** (0.0091)
Domestic factors	Current account balance (t-1)	-0.170*** (0.0182)	-0.165*** (0.0189)
	Fiscal balance (t-1)	-0.018 (0.0162)	-0.017 (0.0169)
Global factors	Trade policy uncertainty change	0.001** (0.0005)	0.001** (0.0005)
	World commodity price change	-0.040*** (0.0055)	-0.042*** (0.0056)
	Global GDP growth	-0.494*** (0.0556)	-0.467*** (0.0570)
Obs		1,060	1,012
Country		17	17
R-squared		0.38	0.37

Notes : 1) *, ** and *** denote the significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

2) Numbers in parentheses are robust standard errors.

3) Eq (1) and Eq (2) use first lagged variables of domestic factors.

Source: Authors' estimate.

관심변수인 외국인 증권투자 및 외국인 기타투자 비율 증가는 각각 개별 신흥국의 금융불안지수 하락에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 외국인 증권투자, 외국인 기타투자 증가는 주가 및 통화가치 상승, 외환보유액 증가, 채권 금리 하락 및 신용 스프레드

축소와 밀접한 관련이 있기 때문인 것으로 보인다. 또한 일반적으로 외국인 자금 유입 시 주가 및 환율 변동성도 낮아지는 경향을 보이기 때문이다. 외국인 증권투자와 외국인 기타투자 중에서는 외국인 증권투자가 외국인 기타투자에 비해 금융불안지수에 크게 영향을 미치고, 외국인 증권투자 중에서는 주식투자가 채권투자에 비해 금융불안지수에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 외국인 증권투자가 외국인 기타투자에 비해 고수익 및 고위험 추구 성향이 강하며, 외국인 증권투자 중에서는 주식투자가 채권투자에 비해 고수익 및 고위험 추구 성향이 강하기 때문인 것으로 추측된다. 또한 외국인 기타투자의 경우 금융위기 이후 자금 유입세가 크게 둔화되거나 일부 이탈한 점도 또 다른 이유로 보인다.

통제변수의 추정결과는 Park and Mercado(2014), Balakrishnan et al.(2011), 채경래·안시온(2013) 등 기존 연구에서의 결과와 동일하다. 국내요인의 경우 경상수지 비율 상승은 신흥국 금융불안지수 하락에 통계적으로 유의하게 영향을 미치나, 재정수지 비율의 경우 추정치의 부호는 마이너스로 예상과 일치하였지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 해외요인의 경우 글로벌 통상리스크가 확대될 경우 신흥국 금융불안지수도 동반 상승하는 관계를 보이나, 글로벌 상품가격 상승과 세계 GDP 증가는 신흥국 금융불안지수 하락에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

두 번째로 글로벌 금융위기 전후 기간으로 구분해 실증 분석을 수행한 결과, 외국인 증권투자 및 기타투자 비율이 신흥국 금융불안지수에 미치는 영향이 금융위기 전후로 다르게 나타났다. <Table 6> 분석모형 (1)에서 외국인증권투자비율의 경우 신흥국 금융불안지수에 미치는 민감도가 확대되었으나, 외국인기타투자비율의 경우에는 축소된 것으로 분석되었다. 이는 글로벌 금융위기 이후 풍부한 글로벌 유동성이 바젤Ⅲ 등 은행에 대한 금융규제 강화로 은행을 경유한 자금흐름은 축소된 반면, 상대적으로 금융규제가 은행권에 비해 느슨하고 수익성이 높은 주식 및 채권을 통한 자금흐름이 활발하였기 때문인 것으로 보인다.

외국인 증권투자를 주식투자와 채권투자로 구분해 살펴본 분석모형 (2)에서도 외국인 주식 및 채권투자비율 모두 금융불안지수에 미치는 민감도가 금융위기 이후에 크게 확대된 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이후 신흥국의 자본시장 개방 확대는 신흥국 자본시장에서 외국인 자금의 대규모 유입 요인으로 작용하고, 이로 인해 외국인증권투자비율이 신흥국 금융불안에 미치는 민감도가 확대된 것으로 보인다. 특히, 글로벌 금융위기 이후 외국인 증권투자 중에서는 주식투자가 채권투자에 비해 민감도가

큰 것으로 나타났는데, 이는 글로벌 금융위기 이후 시기에는 금융위기 이전에 비해 선진국의 초저금리 및 신흥국의 저금리가 장기화되면서 신흥국 주식시장으로의 자금유입이 채권시장에 비해 활발해졌기 때문으로 보인다.

<Table 6> Fixed Effect Panel Estimates during Two Periods (Pre-Crisis and Post Crisis)

<Table 6> reports regression the results to show the effect of each type of foreign capital flows on emerging country FSI during two different periods which are pre-crisis and post-crisis. All variables used in the analysis are defined in <Table 4>. Eq (1) uses the variables of foreign portfolio investment and foreign other investment as foreign capital flows variable. Eq (2) uses the variables of foreign equity security, foreign debt security and foreign other investment as foreign capital flows variable.

Dependent variable	Emerging country FSI	Eq (1)		Eq (2)	
		pre-crisis	post-crisis	pre-crisis	post-crisis
Foreign capital flows factors	Foreign portfolio investment	-0.073*** (0.019)	-0.126*** (0.0174)		
	Foreign equity securities			-0.027 (0.0378)	-0.201*** (0.0519)
	Foreign debt securities			-0.087*** (0.0241)	-0.113*** (0.0195)
	Foreign other investment	-0.085*** (0.0171)	-0.002 (0.0099)	-0.085*** (0.018)	-0.002 (0.0099)
Domestic factors	Current account balance (t-1)	-0.054*** (0.0274)	-0.195*** (0.0257)	-0.048* (0.0292)	-0.192*** (0.0259)
	Fiscal balance (t-1)	0.010 (0.0221)	-0.046** (0.0195)	0.021 (0.0246)	-0.048** (0.0199)
Global factors	Trade policy uncertainty change	0.003*** (0.0011)	0.001** (0.0005)	0.003** (0.0012)	0.001** (0.0005)
	World commodity price change	-0.004 (0.0106)	-0.054*** (0.0055)	-0.004 (0.0115)	-0.054*** (0.0055)
	Global GDP growth	-0.557*** (0.0933)	0.160* (0.0834)	-0.541*** (0.1009)	0.155* (0.0836)
Obs		415	577	374	575
Country		17	17	17	17
R-squared		0.28	0.27	0.25	0.27

Notes: 1) *, ** and *** denote the significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

2) Numbers in parentheses are robust standard errors.

3) Eq (1) and Eq (2) use first lagged variables of domestic factors.

4) The pre-crisis period is from 1Q 1999~2Q 2008 and the post-crisis period is 3Q 2009 ~2Q 2018.

Source: Authors' estimate.

통제변수의 경우에도 금융위기 전후 금융불안지수에 미치는 영향의 강도가 달라지는 양상을 보였다. GDP 대비 경상수지 비율의 경우 금융위기 이후 기간 금융불안지수에

미치는 민감도가 금융위기 이전 기간에 비해 큰 폭으로 상승하였고, 재정수지 비율의 경우 금융위기 이후 기간에서만 금융불안지수와 음(-)의 관계가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 금융위기 이후 경상수지 및 재정수지가 신흥국의 중요 대외신인도 지표로 인식되고 있음을 시사한다. 그리고 글로벌 상품가격지수도 금융위기 이후 기간에 금융불안지수에 미치는 영향력이 확대됨에 따라 신흥국의 주요 금융불안 결정요인으로 작용하고 있다. 다만, 글로벌 통상리스크의 경우 금융위기 이후 기간에 금융불안지수에 미치는 민감도가 소폭 낮아졌는데, 이는 글로벌 통상리스크가 지수⁷⁾상으로 2016년 미국 대통령 선거 기간, 트럼프 대통령 당선 이후 높아지기 시작했지만 실제 금융시장에 주는 충격은 2018년 이후에 크게 나타났기 때문인 것으로 보인다. 2017년까지는 미국과 중국은 무역을 둘러싼 양국 간 설전을 주고받는 정도였지만 2018년부터는 상대국에 대해 관세를 실제로 부과하는 등 금융시장 충격이 본격화되었다. 한편, 세계경제 성장률의 경우 금융위기 이후 금융불안지수에 미치는 민감도가 금융위기 이전과 달리 플러스로 반전되었다. 이는 세계경제 회복의 양상이 금융위기 전후 다르기 때문인 것으로 보인다. 금융위기 이전에는 선진국뿐만 아니라 BRICs를 비롯한 신흥국이 고성장세를 기록한 반면, 금융위기 이후에는 신흥국 경제는 부진한 가운데 미국 주도로 세계경제가 완만히 회복되고 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 미국경제가 호조를 보이는 과정에서 미 연준의 테이퍼링, 금리인상 이슈가 제기되거나 실제 테이퍼링과 금리인상이 단행되는 과정에서 신흥국에서의 자금이탈이 발생했기 때문인 것으로 보인다.

(4) 강건성 검증

본 절에서는 앞 절의 실증분석 결과에 대해 세 가지 방향으로 강건성 검증(robustness check)을 수행한다. 첫째, 앞에서 사용된 분석 모형을 기본 모형으로 하되 내생성을 완화하기 위해 관심변수(외국인 자금흐름 변수)의 1기 시차를 적용하여 분석한다. 둘째, 금융위기 전후 기간 분석에 대한 강건성 검증으로 기본 모형의 관심변수(외국인 자금흐름 변수)에 금융위기 이후 기간 더미변수(교차항 더미)를 추가하여 분석한다. 끝으로 오차항에 이분산성이나 자기상관을 고려한 GLS (Generalized Least Square) 방법을 적용하여 추정한다. 결론적으로 세 가지 방향으로 강건성 검증을 수행한 결과에서도 앞 절의 분석 결과와 유사한 결과가 나타났다.

7) 본 연구에서 사용한 글로벌 통상리스크 지수는 신문 기사에서 '통상', '무역', '불확실성' 관련 단어들이 모두 출현한 기사의 빈도수에 기초해 산출.

① 내생성(endogeneity) 고려

앞 절의 기본 분석모형 식 (1)에서 외국인증권투자비율, 외국인기타투자비율 등의 관심변수에 1기 시차(t-1)를 두고 내생성 문제를 최소화하고자 한다. 관심변수에 1분기 시차(t-1)를 적용한 모형의 추정결과(<Table 7>)는 동 시차(t)를 적용한 모형의 결과와 유사하다.

외국인증권투자비율, 이를 세분화한 주식투자 및 채권투자 비율의 경우 추정계수의 부호(마이너스)와 통계적 유의성이 기본 모형을 이용한 분석결과와 동일하나 추정계수의

<Table 7> Fixed Effect Panel Estimates with First Lagged Variables of Foreign Capital Flows

<Table 7> reports the regression results to show the effect of each type of foreign capital flows on emerging country FSI during the entire period (1Q1999 to 2Q2018). First lagged variables of foreign capital flows are adopted to tackle endogeneity issues. All variables used in the analysis are defined in <Table 4>. Eq (1) uses the variables of foreign portfolio investment and foreign other investment as foreign capital flows variable. Eq (2) uses the variables of foreign equity security, foreign debt security and foreign other investment as foreign capital flows variable.

Dependent variable	Emerging country FSI	Eq (1)	Eq (2)
Foreign capital flows factors	Foreign portfolio investment (t-1)	-0.096 ^{***} (0.0134)	
	Foreign equity securities (t-1)		-0.176 ^{***} (0.0365)
	Foreign debt securities (t-1)		-0.083 ^{***} (0.0153)
	Foreign other investment (t-1)	0.002 (0.0094)	0.003 (0.0094)
Domestic factors	Current account balance (t-1)	-0.158 ^{***} (0.019)	-0.148 ^{***} (0.0197)
	Fiscal balance (t-1)	-0.010 (0.0166)	-0.016 (0.0172)
Global factors	Trade policy uncertainty change	0.001 ^{**} (0.0005)	0.001 ^{**} (0.0006)
	World commodity price change	-0.042 ^{***} (0.0057)	-0.044 ^{***} (0.0057)
	Global GDP growth	-0.481 ^{***} (0.0576)	-0.442 ^{***} (0.059)
Obs		1,061	1,012
Country		17	17
R-squared		0.34	0.33

Notes : 1) *, ** and *** denote the significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively..

2) Numbers in parentheses are robust standard errors.

3) Eq (1) and Eq (2) use first lagged variables of foreign capital flows and domestic factors.

Source: Authors' estimate.

절대값이 기본 모형의 결과에 비해 다소 작게 나타났다. 또한 통제변수의 경우에도 방향성 및 통계적 유의성 측면에서 기본 모형의 결과와 동일한 것으로 나타났다. 다만 외국인기타투자비율 추정치 부호가 기본 모형의 결과와 달리 마이너스에서 플러스로 바뀌었으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이번 모형의 분석 결과를 통해 외국인 자금 흐름과 금융불안지수는 1분기 시차보다는 동 시차 간의 관계가 더욱 밀접하다는 것을 확인할 수 있다.

② 금융위기 이후 기간에 교차항 더미 변수 사용

글로벌 금융위기 전후 기간 분석 결과에 대한 강건성 검증을 위해 금융위기 이후 기간에 대해 교차항 더미 변수를 사용하고자 한다. 기본 모형 식 (1)의 관심변수(외국인 자금흐름 변수)에 금융위기 이후 기간 더미 변수(교차항 더미)를 곱하여 교차항 더미 변수를 생성하였다. 더미 변수의 경우 금융위기 이후 기간(2009년 3분기~2018년 2분기)에 1, 그렇지 않은 기간(1999년 1분기~2009년 2분기)에는 0의 값을 부여하였다.

분석 결과(<Table 8>), 외국인증권투자비율, 외국인 주식 및 채권투자 비율, 외국인기타투자비율 등 외국인자금은 기본 모형의 분석결과와 동일한 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이후 기간의 경우 외국인증권투자비율은 신흥국 금융불안지수에 음(-)의 민감도가 유지되거나 확대된 반면, 외국인기타투자비율은 음(-)의 민감도는 크게 축소된 것으로 나타났다. 외국인 증권투자 중에서 주식투자의 경우 글로벌 금융위기 이후 금융불안지수에 음(-)의 민감도가 확대된 것으로 분석되었다. 즉, 본 분석 결과에서도 금융위기 이후 기간에 외국인 증권투자가 신흥국 금융불안에 민감하게 영향을 미치고 있는 반면, 외국인 기타투자자는 상대적으로 민감도가 크게 약화되는 결과가 나타났다. 다만, 기본 모형과 다소 다른 부분은 전 기간 외국인채권투자비율과 신흥국 금융불안지수는 음(-)의 관계를 나타내고 있으나 글로벌 금융위기 이후 더미 변수에서 추가적인 음(-)의 관계가 나타나지 않는다는 것이다. 관심변수 이외의 국내요인 및 해외요인 변수와 신흥국 금융불안지수와 관계는 기본 모형의 결과와 동일하게 나타났다.

③ 추정방법의 다양화

본 절에서는 오차항에 이분산이나 자기상관을 고려한 GLS (Generalized Least Square) 방법을 적용하여 분석한다. 오차항에 대한 제약을 순차적 완화해가면서 추정하고자 한다. 첫 번째는 오차항(e_{it})에 국가 간 동분산과 시간 간 비자기상관을 가정하고, 두 번째는

오차항에 국가 간 이분산과 시간 간 비자기상관을 가정하고, 세 번째는 오차항에 국가 간 동분산과 시간 간 자기상관을 가정하고, 마지막은 오차항에 국가 간 이분산 및 시간 간 자기상관을 동시에 가정한다.

<Table 8> Fixed Effect Panel Estimates with Interaction Terms

<Table 8> reports the regression results to reconfirm results in <Table 6> without splitting the sample by adding interaction terms. We simply multiply each type of foreign capital flows and time period dummy assigned “1” if post-crisis period or “0” if pre-crisis period. All variables used in the analysis are defined in <Table 4>. Eq (1) uses the variables of foreign portfolio investment and foreign other investment as foreign capital flows variable. Eq (2) uses the variables of foreign equity security, foreign debt security and foreign other investment as foreign capital flows variable.

Dependent variable	Emerging country FSI	Eq (1)	Eq (2)
Foreign capital flows factors	Foreign portfolio investment	-0.131 ^{***} (0.019)	
	Foreign portfolio investment×Dummy	-0.009 (0.0264)	
	Foreign equity securities		-0.112 ^{***} (0.0433)
	Foreign equity securities×Dummy		-0.184 ^{***} (0.0691)
	Foreign debt securities		-0.146 ^{***} (0.0238)
	Foreign debt securities×Dummy		0.035 (0.0327)
	Foreign other investment	-0.083 ^{***} (0.0161)	-0.083 ^{***} (0.0164)
	Foreign other investment×Dummy	0.073 ^{***} (0.0192)	0.076 ^{***} (0.0195)
Domestic factors	Current account balance (t-1)	-0.175 ^{***} (0.0182)	-0.171 ^{***} (0.0189)
	Fiscal balance (t-1)	-0.011 (0.0162)	-0.010 (0.0168)
Global factors	Trade policy uncertainty change	0.001 ^{***} (0.0005)	0.001 ^{***} (0.0005)
	World commodity price change	-0.040 ^{***} (0.0055)	-0.043 ^{***} (0.0056)
	Global GDP growth	-0.483 ^{***} (0.0562)	-0.460 ^{***} (0.0573)
Obs		1,060	1,012
Country		17	17
R-squared		0.38	0.38

Notes: 1) *, ** and *** denote the significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

2) Numbers in parentheses are robust standard errors.

3) Eq (1) and Eq (2) use first lagged variables of domestic factors.

Source: Authors' estimate.

분석결과(<Table 9>)는 고정효과(fixed effect) 패널 분석을 이용한 기본 모형의 분석결과와 전반적으로 동일한 것으로 나타났다. 오차항에 이분산성을 고려한 분석 결과(<Table 9>), 오차항의 분산 형태의 제약조건에 상관없이 외국인증권투자비용, 외국인주식투자비용, 외국인채권투자비용, 외국인기타투자비용 등의 관심변수들은 신흥국 금융불안지수와 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다.

<Table 9> Generalized Least Square Estimates with Restrictions on an Error Term (1)

<Table 9> reports the regression results to show the effect of each type of foreign capital flows on emerging country FSI during the entire period (1Q1999 to 2Q2018) by relaxing restrictions on an error term. Column A shows the estimates under the two assumptions of homoskedasticity and no autocorrelation. Column B shows the estimates under two assumptions of heteroskedasticity and no autocorrelation. All variables used in the analysis are defined in <Table 4>. Eq (1) uses the variables of foreign portfolio investment and foreign other investment as foreign capital flows variable. Eq (2) uses the variables of foreign equity security, foreign debt security and foreign other investment as foreign capital flows variable.

Restriction on error term		(A)		(B)	
		homoskedasticity no autocorrelation		heteroskedasticity, no autocorrelation	
Dependent variable	Emerging country FSI	Eq (1)	Eq (2)	Eq (1)	Eq (2)
Foreign capital flows factors	Foreign portfolio investment	-0.145*** (0.1447)		-0.145*** (0.0144)	
	Foreign equity securities		-0.173*** (0.035)		-0.116*** (0.0331)
	Foreign debt securities		-0.137*** (0.0151)		-0.152*** (0.0174)
	Foreign other investment	-0.032*** (0.0092)	-0.030*** (0.0093)	-0.053*** (0.0112)	-0.050*** (0.0113)
Domestic factors	Current account balance (t-1)	-0.117*** (0.0123)	-0.112*** (0.0127)	-0.121*** (0.0112)	-0.118*** (0.0116)
	Fiscal balance (t-1)	-0.009 (0.0149)	-0.010 (0.0156)	-0.012 (0.0141)	-0.011 (0.0148)
Global factors	Trade policy uncertainty change	0.001** (0.0005)	0.001** (0.0005)	0.001** (0.0005)	0.001** (0.0005)
	World commodity price change	-0.040*** (0.0057)	-0.041*** (0.0058)	-0.037*** (0.0052)	-0.038*** (0.0052)
	Global GDP growth	-0.504*** (0.0573)	-0.475*** (0.0587)	-0.483*** (0.0516)	-0.458*** (0.0528)
Obs		1,060	1,012	1,060	1,012
Country		17	17	17	17
Wald Chi2		677.14	615.39	764.60	691.65

Notes: 1) *, ** and *** denote the significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

2) Numbers in parentheses are robust standard errors.

3) Eq (1) and Eq (2) use first lagged variables of domestic factors.

Source: Authors' estimate.

오차항에 자기상관과 이분산성을 고려한 분석 결과(<Table 10>)에서도 고정효과 분석 결과와 유사한 것으로 나타났다. 외국인증권투자비율, 외국인주식투자비율, 외국인채권투자비율, 외국인기타투자비율 등의 관심변수들은 신흥국 금융불안지수와 음(-)의 관계를 보이는 것으로 분석되었다. 글로벌 통상리스크지수의 통계적 유의성이 없어진 점은 기존 분석 결과와의 차이이다(<Table 5> 참조).

<Table 10> Generalized Least Square Estimates with Restrictions on an Error Term (2)

<Table 10> reports the regression results to show the effect of each type of foreign capital flows on emerging country FSI during the entire period (1Q1999 to 2Q2018) with restrictions on an error term. Column A shows the estimates under two assumptions of homoskedasticity and first-order autocorrelation. Column B shows the estimates under the two assumptions of heteroskedasticity and first-order autocorrelation. All variables used in the analysis are defined in <Table 4>. Eq (1) uses the variables of foreign portfolio investment and foreign other investment as foreign capital flows variable. Eq (2) uses the variables of foreign equity security, foreign debt security and foreign other investment as foreign capital flows variable.

Restriction on error term		(A)		(B)	
		homoskedasticity, AR (1)		heteroskedasticity, AR (1)	
Dependent variable	Emerging country FSI	Eq (1)	Eq (2)	Eq (1)	Eq (2)
Foreign capital flows factors	Foreign portfolio investment	-0.095*** (0.0104)		-0.111*** (0.0109)	
	Foreign equity securities		-0.118*** (0.0283)		-0.097*** (0.0274)
	Foreign debt securities		-0.089*** (0.0126)		-0.115*** (0.0137)
	Foreign other investment	-0.022*** (0.0069)	-0.021*** (0.007)	-0.038*** (0.0084)	-0.037*** (0.0085)
Domestic factors	Current account balance (t-1)	-0.079*** (0.0156)	-0.081*** (0.016)	-0.070*** (0.0143)	-0.073*** (0.0148)
	Fiscal balance (t-1)	0.006 (0.0118)	0.010 (0.0126)	0.002 (0.0107)	0.006 (0.0117)
Global factors	Trade policy uncertainty change	0.001 (0.0005)	0.001 (0.0005)	0.0003 (0.0004)	0.001 (0.0004)
	World commodity price change	-0.057*** (0.0064)	-0.059*** (0.0066)	-0.052*** (0.006)	-0.054*** (0.0061)
	Global GDP growth	-0.249*** (0.07)	-0.232*** (0.0714)	-0.253*** (0.0647)	-0.238*** (0.0663)
Obs		1,060	1,012	1,060	1,012
Country		17	17	17	17
Wald Chi2		326.80	314.53	370.97	356.55

Notes: 1) *, ** and *** denote the significance levels of 1%, 5% and 10%, respectively.

2) Numbers in parentheses are robust standard errors.

3) Eq (1) and Eq (2) use first lagged variables of domestic factors.

Source: Authors' estimate.

2. 한국의 금융불안 요인 변화 분석

(1) 방법론 및 자료

본 절에서는 한국만을 대상으로 글로벌 금융위기 전후 한국금융불안지수 결정요인들의 동태적 변화를 반복최소자승법(Recursive Least Squares Method)을 통해 살펴보고자 한다. 반복최소자승법은 분석기간을 설정한 후 반복적으로 추정해 관심변수의 추정치를 관찰함으로써 시간 변화에 따른 추정치 변화를 살펴보는 데 용이한 방법론이다. 본 연구에서는 초기 분석 기간을 설정하고, 그 이후에는 초기 분석 기간에 기간을 1년씩 늘려가며 추정치의 동태적 변화를 살펴보고자 한다.⁸⁾ 최초 분석기간을 2000년 1분기~2007년 4분기로 정하고, 2번째 분석기간은 1년을 늘려 2000년 1분기~2008년 4분기로 정하였다. 같은 방식으로 분석기간을 1년씩 추가해, 2018년 2분기까지 12번의 회귀분석 추정치를 구한다.

분석 자료는 패널자료에서 한국 시계열자료를 선별하여 사용하였다. 변수의 안정성(stationarity)과 계절성(seasonality)을 고려하여 모든 변수는 전년 동 분기 대비 차분한 데이터를 사용하였다. 단위근 검정(unit root test) 결과 美 국채 1년물, 1개월 리보금리 등 일부 지표에서 단위근이 존재하여 이들 지표는 설명변수에서 제외하였다. 나머지 변수들은 단위근이 없는 안정적인 자료인 것으로 나타났다(<부록 3> 참조).

(2) 분석모형

분석모형은 패널분석 모형과 유사하게 한국 금융불안지수를 종속변수로 두고 설명변수를 크게 관심변수, 해외요인(Global factor)과 국내요인(Domestic factor)으로 구분하여 분석모형을 설정하였다. 추정식은 아래 식 (2)와 같다.

$$KKFS_t = \alpha + \beta_t \times FOC_t + r_t \times DOM_{t-1} + q_t \times GLO_t + u_t \quad (2)$$

종속변수는 한국금융불안지수(KKFS)이고 관심 변수(FOC)는 외국인증권투자비율(GDP 대비 %), 외국인기타투자비율(GDP 대비 %), 외국인주식투자비율(GDP 대비 %), 외국인채권투자비율(GDP 대비 %), 중국 금융불안지수 등이다. 최근 중국 경제리스크가

8) 추정치 변화를 살펴볼 수 있는 또 다른 방법론으로는 이동회귀분석(Rolling Regression)이 있다. 분석 결과는 <부록 4> 참조.

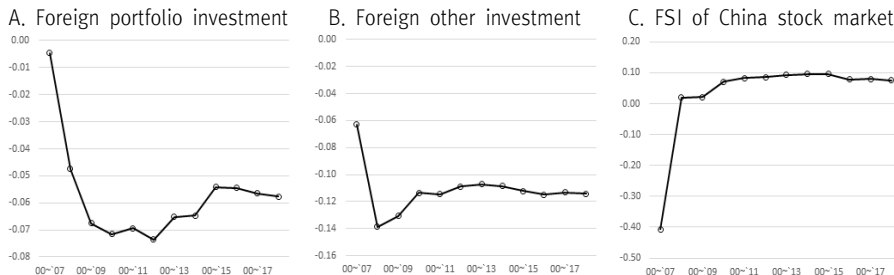
커지고 있어 중국 금융불안지수를 관심변수로 추가하였다. 다만 시계열이 짧아 중국 금융불안지수의 하위 구성 항목 중 시계열이 상대적으로 긴 주식시장 불안지수를 중국 금융불안지수를 대신하여 사용하였다. 국내요인 변수(DOM)에는 경상수지 비율(GDP 대비 %)과 외환보유액 비율(GDP 대비 %)을 포함하였고, 해외요인 변수(GLO)로는 글로벌 상품가격지수를 포함하였다.

(3) 분석결과

반복최소자승법 분석결과, 외국인증권투자비율, 외국인기타투자비율 등 주요 관심변수의 12회 추정치가 모두 음수로 나타났다. 이는 외국인증권투자비율, 외국인기타 투자비율 상승이 한국 금융불안지수를 낮추는 방향으로 영향을 미치고 있음을 나타낸다. <Figure 1>에서 두 변수 모두 추정치가 금융위기 직후 큰 폭으로 하락한 이후 소폭 상승하거나 횡보하는 모습을 보였다. 앞 절에서의 패널분석결과와 같이 금융위기 이후 기간에 외국인증권투자 비율은 평균적으로 금융위기 이전 기간에 비해 음(-)의 추정치가 대폭 하락하나, 외국인기타투자비율의 경우에는 평균적으로 음(-)의 추정치가 상대적으로 덜 하락하는 것으로 나타났다. 하지만 금융위기 이후 동태적 변화는 외국인증권투자비율의 경우 금융불안지수와 음(-)의 관계가 다소 약화되는 모습을 보이는 반면, 외국인기타 투자비율의 경우 기존 음(-)의 관계가 지속되는 모습을 보이고 있다.

<Figure 1> Trend of Estimates of Three Key Variables

<Figure 1> shows the results of recursive least square regression with the three key variables of foreign portfolio investment, foreign other investment and FSI of the Chinese stock market. The regressions are performed repeatedly by adding one year at a time to the analysis period. Panel A, B and C indicate the change in coefficients representing the effect of foreign portfolio investment, foreign other investment, FSI of China's stock market on Korea FSI over time, respectively.



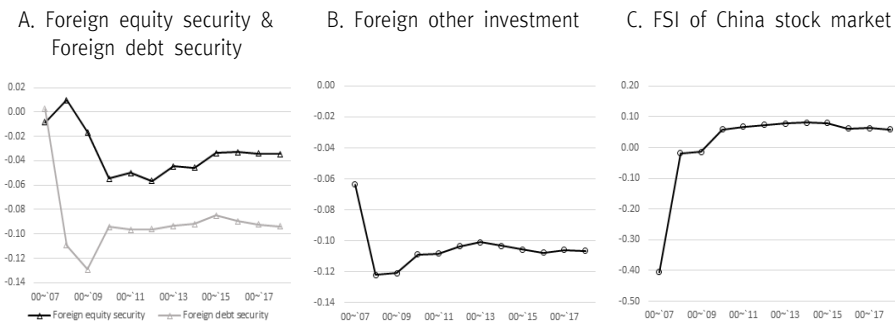
Source: Authors' estimate.

<Figure 1>에서 중국 주식시장불안지수가 한국 금융불안지수에 미치는 영향은 금융위기 직후 음(-)에서 양(+)으로 관계가 바뀌었으며 최근까지 양(+)의 관계가 지속되고 있다. 글로벌 금융위기 이후 중국경제 리스크가 고조된 시기에 중국경제 의존도가 높은 한국도 금융불안이 고조된 것을 볼 때 중국 주식시장불안지수와 한국 금융불안지수 간에 양(+)의 관계는 쉽게 이해할 수 있다. 이러한 관계는 글로벌 금융위기 이후 중국경제 또는 중국 금융불안이 한국의 주요 금융불안 결정요인으로 부상하고 있음을 보여주는 결과이다.

외국인 증권투자를 외국인 주식투자자와 외국인 채권투자자로 나누어 동일한 반복최소자승법을 통해 실증 분석한 결과(<Figure 2>)에서도 글로벌 금융위기 이후 외국인주식투자비율과 외국인채권투자비율은 한국 금융불안지수와 음(-)의 관계가 지속되고 있다. 두 변수의 추정치는 금융위기 직후 하락하였다가 일정 구간에서 안정적인 흐름을 보이고 있다. 다만 추정치 하락폭 측면에서 외국인채권투자비율이 외국인주식투자비율 보다 크고, 추정치 수준(level) 측면에서도 지속적으로 낮은 수준을 유지하고 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 외국인 채권투자자금이 외국인 주식투자자금에 비해 보다 지속적이고 큰 규모로 유입되었기 때문으로 보인다. 이외 외국인기타투자비율과 중국 주식시장 불안지수 등의 추정치 변화는 이전과 유사한 흐름을 나타냈다.

<Figure 2> Trend of Estimates of Four Key Variables

<Figure 2> shows the results of recursive least square regression with the four key variables of foreign equity security, foreign debt security, foreign other investment and FSI of the Chinese stock market. The regressions are performed repeatedly by adding one year at a time to the analysis period. Panel A, B and C indicate the change in coefficients representing the effect of foreign equity and debt security, foreign other investment, FSI of China's stock market on Korea FSI, respectively.



Source: Authors' estimate.

IV. 요약 및 결론

본 연구는 신흥국을 대상으로 글로벌 금융위기 전후 금융불안 결정요인 변화를 분석하였다. 그리고 한국만을 대상으로 금융불안 결정요인의 동태적 변화도 함께 살펴보았다. 본 연구의 금융불안 결정요인은 기존 연구에서 사용된 변수뿐만 아니라 글로벌 금융위기 이후 글로벌 자금흐름 측면에서 발생한 커다란 구조 변화도 포함되었다.

실증분석 결과, 전체 기간의 경우 외국인 증권투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권투자, 외국인 기타투자, 경상수지, 글로벌 통상리스크, 세계상품가격지수, 세계GDP가 통계적으로 유의한 신흥국 금융불안 결정요인으로 분석되었다. 특히 관심 변수인 외국인 자금흐름 변수 중에서는 외국인 증권투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권투자가 외국인 기타투자에 비해 금융불안지수에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 글로벌 금융위기 전후 기간으로 구분해 실증분석한 결과, 외국인 증권투자 비율의 경우 신흥국 금융불안지수에 미치는 민감도가 확대되었으나, 외국인 기타투자 비율의 경우에는 축소된 것으로 분석되었다. 외국인 증권투자 중에서는 주식투자가 채권투자에 비해 민감도가 큰 것으로 나타났다. 이는 향후 미국 등 선진국의 통화정책 정상화 재개에 따른 외국인 자금이탈 가능성이 있고, 이에 대비해 외국인 주식 및 채권투자의 자금흐름에 대한 모니터링을 보다 강화해야 할 것임을 시사한다. 한편 통제변수의 경우에는 금융위기 이후 기간 경상수지, 재정수지, 세계상품가격지수가 금융위기 이전 기간에 비해 영향 강도가 확대되었다. 이는 신흥국 금융안정을 위해서는 경상수지 및 재정수지의 안정적 관리가 중요함을 시사하고 있고, 또한 세계상품가격지수에 대한 모니터링 강화도 필요함을 시사한다.

그리고 한국만을 대상으로 주요 금융불안 결정요인의 동태적 변화를 살펴본 결과에서는 외국인 증권투자, 외국인 주식투자, 외국인 채권투자, 외국인 기타투자는 모두 금융위기 이후 한국금융불안지수에 대한 영향력이 전반적으로 확대되었다. 외국인 자금흐름 중에서는 외국인 채권투자가 금융불안지수에 대해 영향력이 가장 크게 확대되었다는 점에서 외국인 채권투자에 대한 모니터링 강화가 더욱 필요하다고 본다. 예를 들어 국내 정책당국은 글로벌 민간 기관투자자의 투자패턴을 파악하고, 장기 투자자인 중앙은행 및 국부펀드와의 정기적 교류 강화 및 핫라인 구축 등의 대응을 할 필요가 있다. 다음으로 글로벌 금융위기 이후 외국인 자금흐름이 외국인 기타투자에서 외국인 증권투자 중심으로 구조 변화가 발생하고, 외국인 증권투자자금이 금융불안에 미치는

영향이 금융위기 이전에 비해 크게 확대되었다는 점에서 한국의 금융안정 강화체제를 보다 근본적으로 보완하는 노력이 필요하다. 그동안 한국 정책 당국의 거시건전성 조치들은 선물환포지션 한도 규제, 은행 외환건전성부담금 제도, 외화유동성 커버리지 비율 등으로 외국인 기타투자 자금흐름, 즉 은행 등 자금중개기관에 초점이 맞추어져 있기 때문이다. 또한 중국 주식시장불안지수가 한국 금융불안지수에 미치는 영향은 금융위기 직후 음(-)에서 양(+)으로 관계가 바뀌었으며 최근까지 양(+)의 관계가 지속되고 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 중국 금융시장이 한국의 주요 금융불안 결정요인으로 부상하고 있음을 시사한다.

본 연구가 신흥국만을 대상으로 하고 있어 추가 연구로는 선진국 금융시장의 특성을 반영한 선진국 금융불안지수를 개발하고, 선진국 금융불안지수를 결정하는 요인을 살펴볼 필요가 있다. 이러한 연구는 선진국의 금융불안이 선진국 그 자체로 끝나지 않고 신흥국 금융불안과 밀접한 관련이 있어 신흥국 금융불안을 이해하는 데에도 큰 도움이 되기 때문이기도 하다.

<참 고 문 헌>

1. 강태수 · 서현덕 · 김경훈 · 강은정, “미국 금리 인상이 자본유출입에 미칠 영향,” 『오늘의 세계경제』, 2018, 18-38.
(Translated in English) Kang, T., H. Seo, K. Kim, and E. Kang, “The Impact of U.S. Interest Rate on Capital Flow,” *Korea Institute for International Economic Policy, World Economy Today*, 2018, 18-38.
2. 우준명, “외국인 채권매매가 국내 채권시장 변동성에 미치는 영향,” 『금융연구』, 제31권 제4호, 2017, 51-73.
(Translated in English) Woo, J. M., “Foreign Investor and Volatility in the Local Currency Bond Market: Korea’s Cases,” *Economic Analysis* 31(4), 2017, 51-73.
3. 윤덕룡 · 오승환 · 이호진, “해외자본이 외환과 주식시장에 미치는 영향: 금융시장 및 경상수지 안정화를 위한 정책적 시사점,” 『연구보고서』, 09-17, 2009.
(Translated in English) Joon, D., S. Oh, and H. Lee, “Portfolio Investment of Foreign Capital and its Impact on Stock and FX Market,” *Korea Institute for International Economic Policy, Policy Analysis*, 2009, 09-17.
4. 윤옥자 · 강규호, “외환위기 전후 금리 · 환율 · 주가 변동성에 관한 분석: 금융시장간 변동성 전이를 중심으로,” 『경제분석』, 제10권 제1호, 2004, 54-81.
(Translated in English) Yoon, O. J. and K. H. Kang, “Volatility Spill-overs in the Korean Financial Markets,” *Economic Analysis* 10(1), 2004, 54-81.
5. 정영식 · 최혜린 · 양다영 · 강은정 · 고덕기, “금융불안지수 개발과 금융불안요인 변화 분석,” 『연구보고서』, 2018, 18-22.
(Translated in English) Jeong, Y., H. Choi, D. Yang., E. Kang, and D. Ko, “Constructing Financial Stress Index and Changes of Financial Stress Determinants after the Global Financial Crisis,” *Korea Institute for International Economic Policy, Policy Analysis*, 2018, 18-22.
6. 채경래 · 안시온, “신흥시장국의 금융안정과 은행부문 외채와의 관계,” 『한국은행 조사통계 월보』, 2013, 14-42.
(Translated in English) Che, K. and S. An, “The Relation between Financial Stability and Foreign Debt in Banking Sector of Emerging market economies,” *BOK Monthly Bulletin*,

- 2013, 14-42.
7. Ahmed, S. and A. Zlate, "Capital flows to emerging market economies: A brave new world?," *Journal of International Money and Finance* 48, November 2014, 221-248.
 8. Aizenman, J. and G. K. Pasricha, "Determinants of Financial Stress and Recovery during the Great Recession," *International Journal of Finance & Economics* 17, March 2012, 347-372.
 9. Balakrishnan, R., S. Danninger, S. Elekdag, and I. Tytell, "The Transmission of Financial Stress from Advanced to Emerging Economies," *Emerging Markets Finance and Trade* 47, May-June 2011, 40-68.
 10. Bordo, M., M. J. Dueker, and D. C. Wheelock, "Aggregate Price Shocks and Financial Instability: An Historical Analysis," *NBER Working Paper* No. 7653, 2000.
 11. Cerutti, E. and G. Hong, "Portfolio Inflows Eclipsing Banking Inflows: Alternative Facts?," *IMF Working Paper* 18/29, February 2018.
 12. Forbes, K. and M. D. Chinn, "A Decomposition of Global Linkages in Financial Markets Over Time," *The Review of Economics and Statistics* 86, August 2004, 705-722.
 13. Illing, M. and Y. Liu, "Measuring Financial Stress in Developed Country: An Application to Canada," *Journal of Financial Stability* 2, 2006, 243-265.
 14. Kantor, L. and M. Caglayan, "Using Equities to Trade FX: Introducing the LCVI," *JP Morgan Global Foreign Exchange Research, Investment Strategies*: No. 7, 2002.
 15. Park, C. and R. V. Mercado, "Determinants of Financial Stress in Emerging Market Economies," *Journal of Banking & Finance* 45, August 2014, 199-224.

<부록 1> 신흥국 금융불안지수 산출

KIEP 금융불안지수(Financial Stress Index)는 금융불안 수준을 체계적이고 연속적인 단일 수치로 측정하는데 주안점을 두고 개발되었다. 금융시장을 자금중개시장, 주식시장, 외환시장 등 3개 부문으로 구분하여 각 부문별로 금융불안지수를 산출하고 동일분산가중(equal-variance weight) 방법으로 합산하여 종합 금융불안지수를 산출하였다.

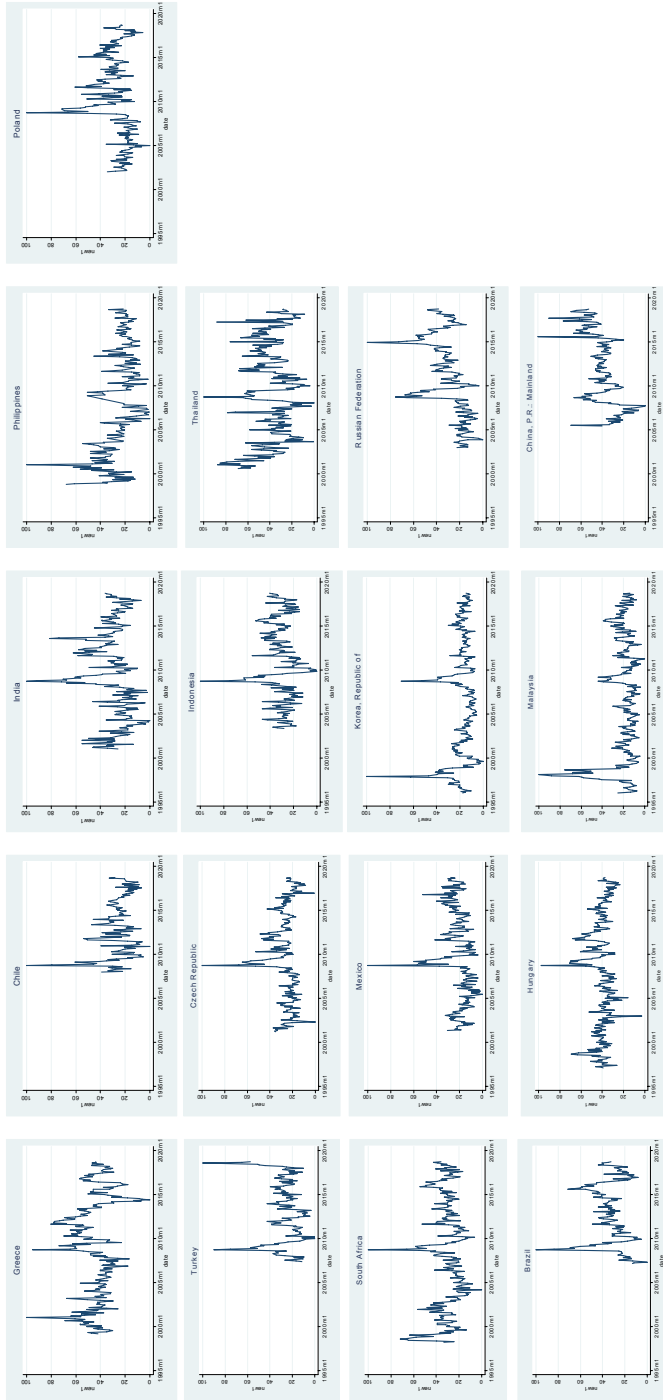
구성변수를 선정하는데 있어 금융불안은 단순히 금융시장의 변동성이 확대되는 시기가 아니라 하방 리스크가 증폭될 때 나타나는 점을 감안하여 구성지표를 선정하였다. 구체적으로 자금중개시장에서의 금융불안을 측정하기 위해 금융(은행)업 변동성, TED 스프레드, 국가 간 스프레드 등 3개 지표를 선택하였다. 금융(은행)업의 위험성을 측정하는 대리 지표로는 은행 부문의 상대주가 변동성이 사용되었다. TED 스프레드는 은행의 자금조달 여건을 나타내는 것으로 일반적으로 은행 간 시장금리와 단기 국채 금리 간 차이로 측정되나, 신흥국 은행 간 시장금리 데이터 확보의 어려움으로 IMF의 단기시장 금리를 사용하였다. 국가 간 스프레드는 국제금융시장에서 안전자산 선호 또는 위험 프리미엄을 의미하며 일반적으로 미국 장기 국채 금리와 해당국 국채 금리와의 차이로 나타낸다. 한국 등 신흥국의 대외개방도와 대내외 금융통합 확대 추이를 감안하여 포함하였다. 금융(은행)업 변동성이 높을수록, TED 스프레드와 국가 간 스프레드가 확대될수록 자금중개시장 금융불안이 고조됨을 의미한다.

외환시장에서의 불안 고조 시 일반적으로 환율 변동성이 커지고, 환율 수준이 급상승하며 외환보유액이 급감하는 현상이 나타난다. 환율 변동성을 측정하기 위해 환율 일일변화율의 월별 표준편차를 사용하였고, 하방 리스크를 고려하여 환율절하율과 외환보유액 감소율을 사용하였다.

주식시장의 경우에는 금융불안 고조 시 일반적으로 주가 변동성이 커지고 주가가 크게 하락하는 특징을 보인다. 주가변동성을 측정하기 위해서 주가지수 일별 수익률의 월별 표준편차를 사용하였고, 하방 리스크를 감안하여 주가하락률을 사용하였다.

<부록 2> 종속변수와 설명변수 추이

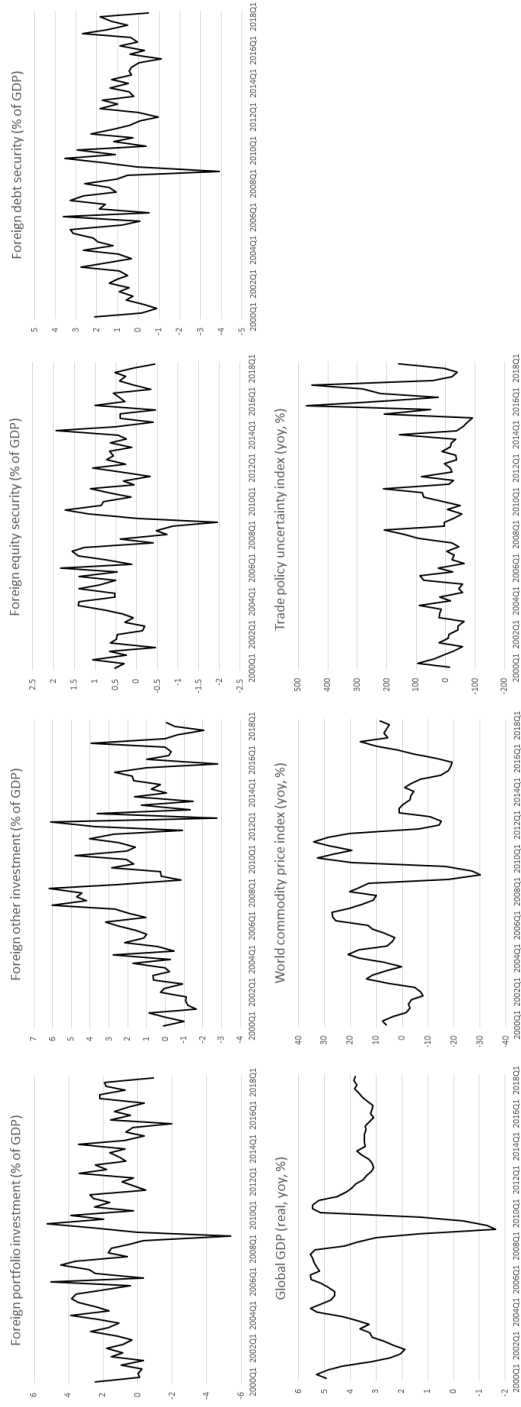
<Figure A2-1> Trend of Financial Stress Index (17 Emerging Economies)



Note: new1 indicates financial stress index

Source: KIEP

<Figure A2-2> Trend of Independent Variables



Note: Foreign portfolio investment, foreign other investment, foreign equity security and foreign debt security are the average value of 17 countries.
Source: IMF BOP, Oxford Economics, Bloomberg.

<부록 3> 단위근 검정

<Table A3-1> Panel Unit Root Test

Case 1) Unbalanced panel fisher-type Test		Case 2) Balanced panel levin_lin_chu Test	
Variables	Inverse normal Z	Variables	Adjusted t
Emerging country FSI	-11.38***	Current account balance	-4.76***
Portfolio investment	-16.42***	Fiscal balance	-12.51***
Equity securities	-16.04***	Trade policy uncertainty change	-11.55***
Debt securities	-13.85***	World commodity price change	-16.83***
Other investment	-15.08***	Global GDP growth	-13.90***

Note: “***” means that the variable is stationary at 1% significant level.

<Table A3-2> Unit Root Test in Time Series

Variables	result	Test Statistics	Critical Level		
			1%	5%	10%
Emerging country FSI	O	-3.751	-3.548	-2.912	-2.591
Portfolio investment	O	-6.180	-3.548	-2.912	-2.591
Equity securities	O	-5.875	-3.548	-2.912	-2.591
Debt securities	O	-4.999	-3.548	-2.912	-2.591
Other investment	O	-7.386	-3.548	-2.912	-2.591
Current account balance	O	-7.386	-3.548	-2.912	-2.591
FX reserve	O	-3.240	-3.548	-2.912	-2.591
World commodity price change	O	-2.669	-3.548	-2.912	-2.591
FSI of China stock market	O	-3.402	-3.548	-2.912	-2.591
US government bond (1year)	X	-1.859	-3.548	-2.912	-2.591
Libor (1 month)	X	-1.662	-3.548	-2.912	-2.591

Notes: 1) Augmented Dickey-Fuller test

2) All variables are used in the form of first difference.

3) “O” means the variable is stationary without unit root at 5% significant level and
“X” means the variable is non stationary

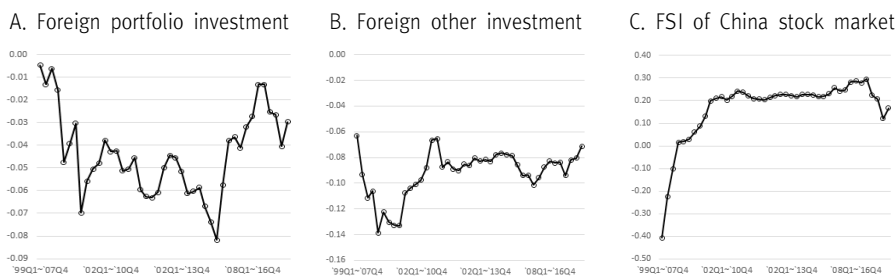
<부록 4> 이동회귀분석(Rolling Regression)

추정치의 동태적 변화를 분석하는 방법으로 이동회귀분석방법(Rolling Regression Method)을 사용하였다. 이동회귀분석방법은 분석기간을 이동하면서 추정하는 방법이다. 최초 분석기간을 1999년 1분기~2007년 4분기(Window Length = 36분기)로 정하고, 2번째 분석기간은 1999년 2분기~2008년 1분기로 정하였다. 같은 방식으로 분석기간을 1분기씩 추가해, 2018년 2분기까지 반복하여 추정하면 총 43개의 추정치를 구할 수 있다.

이동회귀분석(Rolling Regression) 결과 외국인증권투자비율과 외국인기타투자비율 등 주요 관심변수의 43회 추정치가 모두 음수로 나왔다. 동태적 변화를 살펴보면 외국인증권투자비율과 금융불안지수 간의 음(-)의 관계는 글로벌 금융위기 이후 지속적으로 강화되었다가 최근 들어 약화되는 모습을 보이는 반면, 외국인기타투자비율의 경우 음(-)의 관계가 일시적으로 강화되었다가 약화된 이후 지속되는 모습을 보이고 있다. 중국 주식시장불안지수와 한국 금융불안지수 간의 관계는 금융위기 이후 음(-)에서 양(+)으로 바뀐 이후 지속되고 있다.

<Figure A4-1> Trend of Estimates of Three Key Variables

<Figure A4-1> shows the results of rolling regression with the three key variables of foreign portfolio investment, foreign other investment and FSI of the China stock market. The regressions are performed repeatedly by moving the analysis period (hold the window length with 36 quarters). Panel A, B and C indicate the change in coefficients representing the effect of foreign portfolio investment, foreign other investment, FSI of China's stock market on Korea FSI over time, respectively.



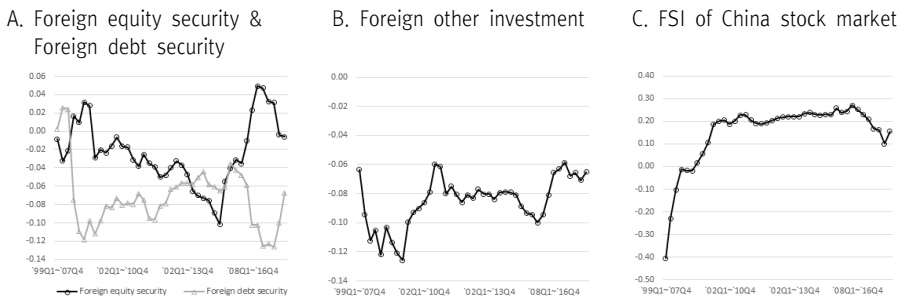
Source: Authors' estimate.

외국인 증권투자자를 외국인 주식투자자와 외국인 채권투자자로 구분해 동일한 이동회귀 분석을 시행한 결과는 글로벌 금융위기 이후 외국인주식투자비율과 한국 금융불안

지수와의 음(-)의 관계가 강화되었다가 약화되는 것으로 나타났다. 반면 외국인채권투자 비율이 한국 금융불안에 미치는 음(-)의 영향력은 글로벌 금융위기 직후 크게 강화된 이후 지속되는 것으로 분석되었다. 추정치 수준(level) 측면에서는 전반적으로 외국인채권 투자비율이 외국인증권투자비율 보다 낮은 수준을 유지하고 있다. 외국인기타투자비율과 중국 주식시장불안지수가 한국 금융불안에 미치는 추정치 변화는 이전과 흐름이 유사한 것으로 나타났다.

<Figure A4-2> Trend of Estimates of Four Key Variables

<Figure A-4> shows the results of rolling regression with the four key variables of foreign equity security, foreign debt security, foreign other investment and FSI of the Chinese stock market. The regressions are performed by moving the analysis period (hold the window length with 36 quarters). Panel A, B and C indicate the change in coefficients representing the effect of foreign equity and debt security, foreign other investment, FSI of China's stock market on Korea's FSI, respectively.



Source: Authors' estimate.

< Abstract >

Analysis on Changes in Determinants of Financial Stress in Emerging Economies before and after Global Financial Crisis: Focusing on Foreign Capital Flows^{*}

Young Sik Jeong^{**} · Deokki Ko^{***}

This paper analyzes changes in determinants of financial stress in emerging economies before and after the global financial crisis (GFC) by using panel data ranging from 1Q1999 to 2Q2018 covering 17 emerging countries. In particular, we focus on foreign capital flows in emerging countries due to structural changes in the global capital flows since the GFC. The Financial Stress Index (FSI) is used to measure financial instability systematically and comprehensively. FSI is calculated as a single index and consists of three sub-sectors such as money market, FX market and stock market.

The results of the fixed effect panel regression show that the negative effect of foreign portfolio investment on the FSI after the GFC increases compared to the pre-crisis period, while the negative effect of foreign other investment (e.g. loans) decreases. In the case of foreign equity and debt securities, the negative effect of foreign equity securities on financial stress is greater than that of foreign debt securities. In the case of other variables, the negative effect of the current account balance, the fiscal balance, and the global commodity price index on the FSI in post-crisis period expands compared to the pre-crisis period.

* This paper is partially based on Chapter 3 of the KIEP Research Paper “Constructing a Financial Stress Index and Changes of Financial Stress Determinants after the Global Financial Crisis.” We would like to thank two anonymous reviewers for their insightful comments and suggestions.

** First author, Senior Research Fellow, Korea Institute for International Economic Policy (Tel: +82-44-414-1141, E-mail: ysjeong@kiep.go.kr)

*** Corresponding author, Ph.D. Candidate, School of Economics, Yonsei University (Tel: +82-2-2123-2465, E-mail: ejrl79@gmail.com)

Next, we analyze dynamic changes in determinants of financial stress in Korea using the recursive least squares method. The results indicate that the negative effect of foreign portfolio investment and foreign other investment on financial instability generally lifts after the GFC. Dynamically, the magnitude of these impacts greatly elevated right after the GFC and has continued. To be more specific, the negative impact of foreign portfolio investment on the Korean FSI after the GFC dramatically rises compared to the pre-crisis period, while the negative impact of foreign other investment (e.g. loans) slightly increases. In addition, the influence of unrest in the China stock market on the Korea FSI changed from negative (-) to positive (+) immediately right after the GFC, and this positive relationship has continued up to recently.

The results indicate that foreign portfolio investment and foreign other investment as well as current account and fiscal balance, and world commodity price index, warrant close monitoring to identify and prepare for financial risk in Korea and emerging economies. Our study also suggests that Korean policy authorities should strengthen their monitoring of the Chinese financial market and review the current macro-prudential measures focusing on the banking sector. In particular, this is because the influence of foreign portfolio investment on financial stress has become larger than that of foreign other investment.

Keywords : Financial Stress Index, Foreign Portfolio Investment, Foreign Other Investment, Emerging Economy, Korea

JEL Classification : F30, G01, G15

논문심사위원명단

金融研究 제34권 2호의 발간을 위해 투고논문을 심사해주신 심사위원들의 명단입니다. 학술지 발전을 위한 심사위원들의 노고와 기여에 깊이 감사드립니다.

강규호(고려대학교)	이석호(한국금융연구원)
김재현(상명대학교)	이윤석(한국금융연구원)
남재현(국민대학교)	이항용(한양대학교)
배영수(서울시립대학교)	임형석(한국금융연구원)
송승주(한국은행)	장 민(한국금융연구원)
신용상(한국금융연구원)	전재범(강원대학교)
이명활(한국금융연구원)	정호성(한국은행)

(※ 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에 게재한다.
7. 논문게재 예정증명서는 게재확정된 논문을 대상으로 저자의 요청에 따라 발급한다.
8. 편집위원회는 매년 6월초 전년도 6월호부터 금년도 3월호 『금융연구』에 게재된 거시·통화, 국제금융·외환, 금융기관, 재무·자본시장, 금융정책 분야별로 최우수논문 각 1편을 선정하여 포상을 추천할 수 있다.
9. 『금융연구』는 연 4회(3월말일, 6월말일, 9월말일, 12월말일) 발간함을 원칙으로 하되 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 공동편집위원장과 협의 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 제외하고 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 서울특별시에 둔다. 필요에 따라 지방이나 해외에 지회를 설치할 수 있다.

5. (회원)

- (1) 개인회원은 다음 각 항에 해당하는 자로서 소정의 회비를 납부한 자로 한다.
 - 가. 화폐금융, 국제금융, 금융기관, 보험, 증권 및 기업재무를 전공하는 자로서, 전임강사 이상의 대학 교원 및 동등한 경력을 가진 연구기관의 연구원
 - 나. 가항과 동등한 자격을 이사회가 인정하는 자
- (2) 기관회원은 금융분야에 관련되는 기관으로서 일반기관회원과 영구기관회원으로 구분한다. 영구기관회원은 소정의 영구기관회비를 납부한 기관으로 한다.

6. (기구 및 임원) 학회에는 다음의 기구 및 임원을 둔다.

- (1) 회원총회
- (2) 감 사
- (3) 이 사 회
- (4) 회 장
- (5) 차기회장
- (6) 부 회 장
- (7) 간 사
- (8) 편집위원회
- (9) 기금관리위원회

7. (회원총회)

- (1) 회원총회는 학회의 활동에 관한 기본적인 주요사항을 결정한다.
- (2) 정기 회원총회는 매년 1회 개최하며, 임시 회원총회는 재적회원 4분의 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 이사와 25명 내외의 일반이사로 구성한다.
- (3) 이사회는 재적이사 3분의 2 이상의 출석에 의하여 성립하고, 출석이사 과반수의 찬성에 의하여 의결한다.
- (4) 일반이사는 회장이 선임하며, 그 결과에 대하여 회원총회의 승인을 받는다. 당연직 이사의 선임은 이 정관에서 별도로 정하는 바에 따른다.
- (5) 이사의 임기는 2년으로 한다. 다만 초대이사 중 2분의 1은 임기를 3년으로 한다. 임기 3년인 이사는 위의 (4)항에 따라 회원총회에서 정한다.

10. (회장)

- (1) 회장은 학회를 대표하고 회원총회 및 이사회의 의장을 맡는다.
- (2) 회장은 1명으로 한다.
- (3) 회장은 차기회장이 회장의 임기만료 시에 회원총회에서 자동적으로 승계한다. 다만 초대회장은 11조 (3)항의 차기회장 선출방법에 따른다.
- (4) 회장의 임기는 1년으로 한다. 다만 초대회장 및 2대회장은 임기를 각각 2년 및 1년 6개월로 한다.

11. (차기회장 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 이사회 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 이사회 3분의 2 이상의 찬성에 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)	오승근(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 34 卷 第 2 號

2020年 6月 28日 印刷

2020年 6月 30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

정책금리 변화가 캐시플로우 경로를 통해
소비지출에 미치는 영향

The Effects of the Policy Interest Rate Change on
Consumption Expenditure Through the Cash Flow Channel in Korea

채희율 Hee-Yul Chai, 한상범 Sang B. Hahn

머신러닝 알고리즘을 이용한 MBS 조기상환율 예측
The Predictive Power of Machine Learning Algorithm:
The Case of MBS Prepayment Rates

안지영 Jiyoung An, 임병권 Byungkwon Lim

글로벌 금융위기 전후 신흥국 금융불안 결정요인 변화 분석:
외국인 자금흐름을 중심으로
Analysis on Changes in Determinants of Financial Stress
in Emerging Economies before and after Global Financial Crisis:
Focusing on Foreign Capital Flows

정영식 Young Sik Jeong, 고덕기 Deokki Ko

