

주택저당증권(Mortgage Backed Securities, MBS)과 채권 상품 간 상호연계성 분석

장한익* · 임병권**

요 약

본 연구는 2017년 1월부터 2024년 12월까지를 대상으로 채권시장의 변화를 측정할 수 있는 채권별 지수를 이용하여 MBS(mortgage backed securities)와 여타 채권(국고채, 공사채, 금융채, 회사채)의 상호연계성을 분석하였다. 이를 위해 베이지안 VAR(vector autoregressive) 모형을 이용하여 MBS와 여타 채권 간의 상호관계를 파악한 후, Diebold & Yilmaz의 전이효과 지수(spillover index)를 추정하여 MBS와 채권지수 간의 전이효과를 추정하였다. 본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전이효과 분석결과에 의하면 MBS 변화는 회사채와 동조화될 가능성이 높고 국공채나 공사채는 MBS 변화에 동조성이 큰 것을 확인하였다. 둘째, 충격반응 분석결과에서 전체 기간의 경우 여타 채권의 1% 상승충격 시 MBS는 1% 이상 상승하여 다른 채권의 가격변화에 민감하게 반응하나, 이는 최근 기간에 완화되는 것으로 나타났다. 즉, 채권시장에서 MBS는 다른 채권과 안정적인 관계에 있음을 확인하였다. 전체적으로 국내 채권시장에서 MBS는 공공부문에서 발행하는 채권이지만 동시에 민간부문 채권의 중간자 역할을 수행하여 채권시장에서 제반 영향력이 큰 것으로 추론해 볼 수 있다. 따라서, 국내 채권시장의 질적 성장을 위해서는 MBS 발행 및 운용 시 보다 면밀한 계획 수립이 필요한 것으로 판단된다.

핵심어 : 채권시장, MBS(Mortgage Backed Securities) 지수, 베이지안 VAR(vector autoregressive), 일반화 충격반응, 연계성 측정 접근법

I. 서론

주택저당증권(mortgage backed securities, MBS)은 주택담보대출을 기반으로 발행되는 유동

* 장한익, 주저자, IBK기업은행 연구위원, han0375@gmail.com

** 임병권, 교신저자, 충남대학교 기술실용화융합학과 교수, bklim@cnu.ac.kr

© Copyright 2025 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

화 증권이다. 국내의 MBS는 정부가 공급하는 주택담보대출(이하, 정책모기지) 공급을 위한 주요한 자금조달 수단으로 활용되고 있으며 장기채권 상품이 부족한 국내 채권시장에서 매력적인 투자자산으로 인식되고 있다(임병권 외, 2025).

한편, 한국주택금융공사는 지난 2022년 11월부터 MBS 지수(K-MBSI)를 공표하고 있다. MBS 지수는 기 발행한 MBS의 일별 수익률을 누적적으로 계산하는 시가총액 가중방식의 가격지수이며 2017년 1월 1일을 100으로 산정되고 있다. 따라서 MBS 지수를 통해 MBS의 가치 변화를 규명해 볼 수 있으며 MBS와 여타 채권 상품 간의 가격변화가 어떠한 연계성이 존재하는지를 규명해 볼 수 있다.

MBS는 국공채, 회사채, 금융채 등 다른 채권상품과 비교했을 때 기초자산인 정책모기지의 현금흐름에 영향을 받으며 채권시장 이외에도 주택 경기와 밀접한 관련성이 존재한다. 따라서 MBS는 장기고정금리, 상대적으로 낮은 주식시장과의 관련성 등으로 채권 투자자에게 이점을 제공할 수 있으나 조기상환 위험이나 주택시장 상황 등의 고유한 리스크를 수반한다. 이는 채권투자 포트폴리오의 구성 및 위험 관리 전략에 중요한 사항일 수 있다. 즉, MBS와 다른 채권상품 간의 상호 관계를 고찰하는 것은 채권시장의 안정성 강화나 투자자의 전략적 자산배분 그리고 MBS 발행전략 수립과 같은 측면에서 학술적 그리고 실무적으로 매우 중요한 사항일 수 있다.

해외시장의 경우 자국 내 채권상품 또는 국가 간 채권의 연계성이나 방향성이 어떠한지에 대해 다양한 연구가 이루어지고 있다(Abakah et al., 2022; Benlagha & Hemrit, 2022; Karkowska & Urjasz, 2021; Uddin et al., 2024) 또한, MBS와 채권시장의 상호작용에 대해서도 관련 연구가 진행되고 있다. Adrian & Shin(2010)은 2007년부터 2009년까지의 기간에 대해 미국시장을 대상으로 차입자의 대출조건 변화가 MBS 유동성과 국채 수익률곡선에 미치는 영향을 규명하고 있으며, Gorton & Metrick(2012)은 환매조건부매매시장(repurchase agreement; Repo)에 대한 문헌 연구 검토를 통해 MBS의 담보가치 변동이 신용시장 전반에 미치는 충격 경로에 대해서도 고찰하고 있다. 즉, MBS가 여타 채권상품에 영향을 미치는지 반대로 MBS는 주로 어떤 채권상품에 영향을 받는지를 규명함으로써 채권시장의 위험전이 경로를 파악해 볼 수 있다. 하지만 국내시장을 대상으로 MBS와 여타 채권상품 간 상호 관련성을 분석한 연구는 전무한 실정이다. 따라서 국내 채권시장에서 MBS와 여타 채권상품 간 어떠한 연계성이 존재하는지를 고찰해 볼 필요가 있다.

본 연구는 국내시장을 대상으로 CMO(collateralized mortgage obligation) 방식으로 발행되는 MBS 지수와 여타 채권지수(국공채, 공사채, 금융채, 회사채)를 이용하여 채권상품 간 동태적인 상호관계를 분석하고자 한다. 이를 위해 Diebold & Yilmaz(2012)의 전이효과 지수(spillover index)를 추정하여 MBS와 여타 채권상품 간의 상호연계성을 고찰하고, 여타 채권의 가격충격 시

MBS에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 추가적으로 전체 분석기간뿐만 아니라 MBS 수익률의 구조적인 변화가 발생한 기간을 세분화하여 MBS와 여타 채권상품의 상호연계성 및 영향력을 종합적으로 규명하고 관련 시사점을 제시하고자 한다.

이하 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 2장에서는 본 연구와 관련된 국내외 채권상품이나 금융상품 간 연계성을 분석한 기존연구에 대해 살펴본다. 그리고 3장에서는 본 연구의 연구내용 및 방법을 소개하며 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고자 한다. 마지막으로 5장 결론에서는 전체적인 연구결과를 요약하고 관련 시사점을 제시하고자 한다.

II. 기존연구

본 연구에서 고찰하고자 하는 국내시장을 대상으로 채권시장 상품 간의 변동성 전이 또는 연계성을 측정한 연구는 전무한 실정이다. 하지만 해외연구의 경우 국가별 채권시장 또는 채권시장과 여타 금융시장과의 연계성에 대해 다양한 분석이 이루어지고 있다. 우선 본 연구와 관련된 해외 연구를 소개하면 다음과 같다.

Abakah et al.(2022)은 S&P의 채권 관련 지수(미국 국채 지수, 종합채권지수, 에너지 채권 지수, 녹색 채권지수 등)를 이용하여 녹색채권과의 연계성을 고찰하였다. 분석결과 주식이나 상품 가격 폭락으로 인해 고정수익 증권으로 투자수요가 이동하며 녹색채권과 전통자산 간 연계성이 강화됨을 확인하였다. 즉, 코로나 19와 같은 글로벌 경제 충격하에서의 자산배분 시 녹색채권을 전략적으로 활용할 필요를 시사하고 있다.

Benlagha & Hemrit(2022)는 G7 국채 수익률 간의 연결성을 분석하였다. 분석결과 2년 및 3년 만기 국채 수익률에서 연결성이 확인되며, 동적 연결성은 서브프라임 모기지나 등 다양한 경제적 그리고 정치적 충격과 관련되어 있는 것으로 나타났다. 한편, 경제 정책의 불확실성은 단기물(2년)의 순연결성에 정(+)의 영향을 미치나, 장기물(30년)에는 유의적인 영향을 미치지 않는다는 결과를 제시하고 있다.

Karkowska & Urjasz(2021)는 2008년부터 2020년까지의 기간에 대해 동유럽 국가들과 글로벌 및 유럽 주요 국가의 국채 시장 간 연계성과 방향성을 분석하였다. 분석결과 동유럽 국가의 채권시장은 글로벌 시장보다는 지역 내 국가(동유럽) 간 연결성이 더 높은 것으로 나타났다. 즉, 동유럽 시장의 경우 독자적인 네트워크 구조를 갖추고 있음을 실증적으로 규명하고 있다.

Reboredo & Ugolini(2020)는 녹색채권과 금융시장 간의 가격 연결성을 고찰하였다. 분석결과, 녹색채권 시장은 전통적 채권 및 통화 시장과 밀접하게 연결되어 있으며, 이들 시장으로부터 상당한

규모의 가격 파급효과를 받으나 역효과는 미미하다는 결과를 보여주고 있다. 추가적으로 녹색채권 시장은 주식이나, 에너지 그리고 하이일드 회사채 시장과의 연관성은 약하다는 결과를 보여주고 있다.

Uddin et al.(2024)은 동남아시아 국가연합(ASEAN-4, 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 태국)의 채권시장이 지역 및 글로벌 시장과 어떻게 연계되어 있는지를 분석하였다. 분석결과 7년 및 10년 만기 채권의 경우 미국 시장이 가장 강건한 연계성을 보였으며, 동남아시아 국가 간 채권시장의 연결성은 상대적으로 약하게 나타나 포트폴리오 다각화 기회가 존재할 수 있음을 제시하고 있다.

한편, 국내의 경우 주식 및 채권시장이나 주택시장을 대상으로 분석이 이루어진 상황이며 관련 연구를 소개하면 다음과 같다. 변준·조두연(2023)은 미국과 한국의 경제정책과 재정정책 불확실성 및 주식, 채권 변동성과의 시간가변적 연계성을 분석하였다. 분석결과, 미국과 한국의 경제정책 및 통화정책 불확실성은 다른 변수에 영향을 미치는 순 기여자이며, 재정정책 불확실성은 다른 변수의 영향을 받는 순 수여자로서 나타났다. 즉, 경제정책과 통화정책 불확실성이 금융시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있음을 실증하고 있다.

이우석·이한식(2015)은 CDS(credit default swap) 시장과 주식·채권·외환 등의 자산시장 사이의 전이효과를 분석하였다. 분석결과, 2000년대 후반 글로벌 금융위기로 인해 변동성 전이효과 지수의 변동이 더욱 커졌으며, CDS 시장에서 자산시장으로의 변동성 전이효과가 뚜렷하게 나타난다는 결과를 보여주었다. 그리고 최경옥·조대형(2016)은 KOSPI200 선물시장의 전이효과에 대해 분석하였다. 분석결과, 현물-선물수익률 간에 양방향 선도-지연효과가 나타나며 현물-선물수익률 간 변동성 전이효과는 양방향에서 모두 나타난다는 결과를 제시하고 있다.

다음으로 박진백·홍민구(2019)는 서울의 5대 생활권역 간 주택시장 전이효과에 대해 분석하였다. 분석결과 주택가격이 폭등한 시기인 2003년 11월부터 2007년 2월까지의 서북권과 동북권이 타지역에 영향력이 큰 선도시장으로 나타났다. 한편, 2010년 이후부터는 동남권이 서울 주택시장의 선도시장으로 주요한 영향력을 주는 것으로 확인되고 있다.

정대성·박종해(2022)는 국내의 17개 권역을 대상으로 부동산 시장의 아파트매매가격지수 수익률에 대한 전이효과에 대해 분석하였다. 분석결과 부동산 시장 전체의 전이지수 값은 89.6%로 나타났으며, 유출 및 유입 전이효과는 권역별로 상이한 결과가 나타남을 보여주었다. 또한, 수도권과 부산지역이 전국의 부동산 가격에 미치는 영향이 큰 것을 실증적으로 확인하고 있다.

장병기(2014)는 지역 간 주택가격의 전이효과를 분석하였다. 분석결과, 지역 간의 주택가격 총 전이효과는 53.5%로 나타나 지역 간 상호연관성이 높음을 보여주고 있다. 한편, 전이효과는 주택가격이 상승하면 감소하나 주택가격이 하락하는 경우에는 상승하여 주택가격에 따라 전이효과가 상이한 것으로 나타났다. 추가적으로 송철종(2022)은 가상자산인 비트코인과 이종 자산(한미일의 주가, 한국과 미국의 장기 이자율, 원화와 미달러화의 가치, 국제 금 가격과 원유가격) 간 상호연계성을

분석하여, 국내 비트코인 시장의 수익률 변화는 비트코인 시장 내의 충격에 의한 변화가 크다는 결과를 제시하고 있다.

이와 같이 상호연계성은 다양한 상품을 대상으로 이루어졌으나, MBS와 여타 채권과의 상호연계성 또는 전이효과를 고찰한 연구는 전무한 실정이다. 따라서 MBS와 국공채 등이 어떠한 관련성이 존재 하는지를 분석해 볼 필요가 있다.

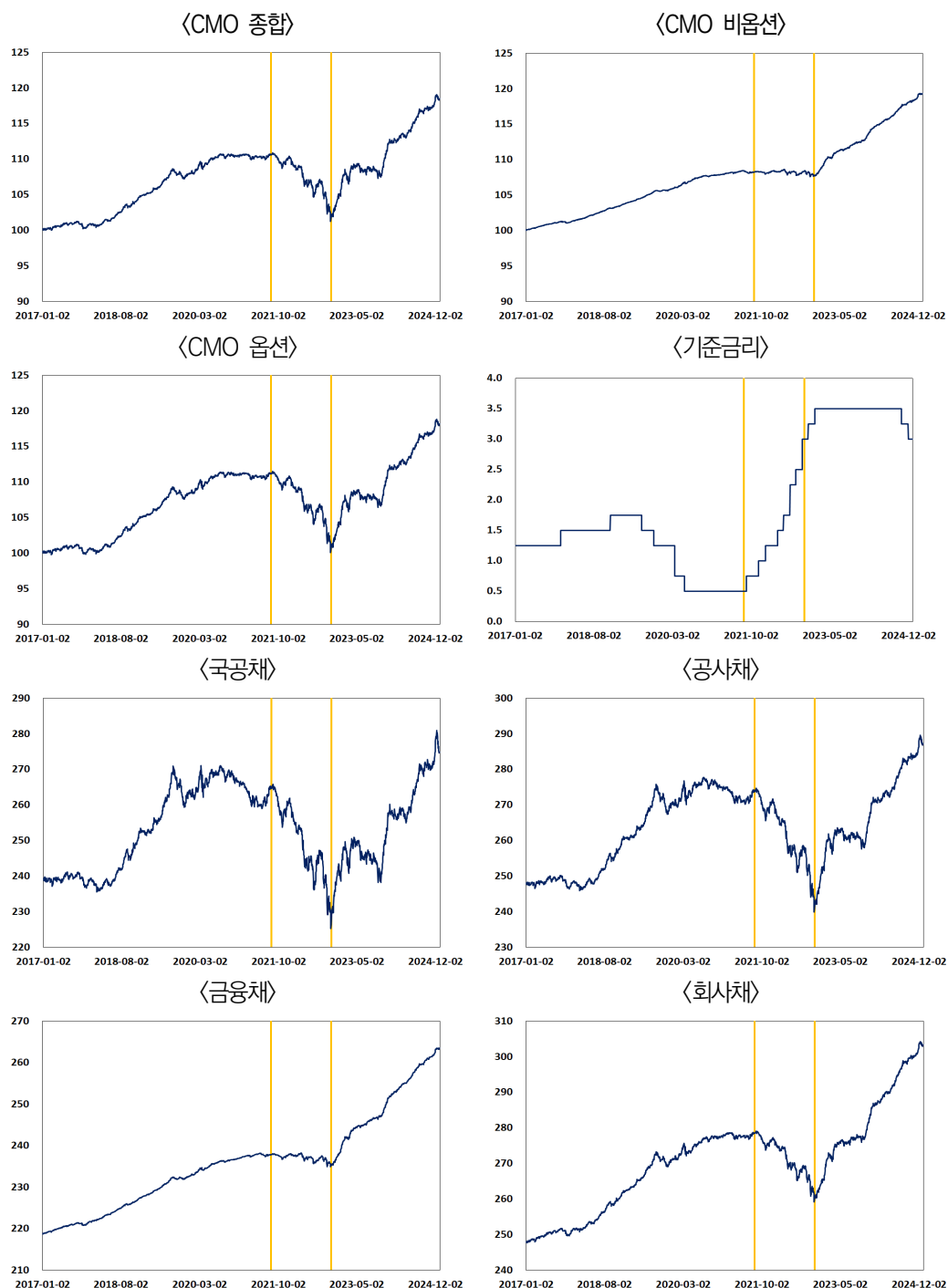
III. 연구내용 및 방법

1. 표본의 구성

MBS와 여타 채권의 상호연계성 분석을 위해 주택금융통계시스템(HOUSTAT) 및 유동화증권포털(K-MBS)을 통해 추출한 일별 채권별 지수(MBS CMO 종합, MBS CMO 비옵션, MBS CMO 옵션, 국공채, 공사채, 금융채, 회사채)를 사용한다. 여기서 여타 채권지수는 NICE 채권지수를 의미한다. 분석기간은 2017년 1월 1일부터 2024년 12월 31일까지이며 표본크기는 1,972개이다. 이때 공휴일이나 거래가 없는 날은 표본에서 제외한다.

현재 CMO, pass-through, straight 방식으로 MBS를 발행하고 있으나, CMO가 절대 다수를 차지하는 점을 감안하여 MBS-CMO 지수를 분석에 이용한다. CMO 종합지수는 발행자인 한국주택금융공사가 MBS 투자자들에게 조기상환을 요구할 수 없는 트랜치(1, 2, 3, 5년 만기)로 구성된 CMO 비옵션지수와 조기상환권(call option)이 부여된 트랜치(7, 10, 20, 30년)로 구성된 CMO 옵션지수로 세분화 된다. CMO 비옵션지수 및 옵션지수 간 콜옵션 부여 측면에서 차이가 존재하며, 세부 트랜치별 만기에 있어서도 비옵션지수가 더 짧아 세부 지수 간 채권시장과의 상호 영향에 차이가 존재할 수 있다. 따라서 CMO 종합지수뿐만 아니라 옵션 및 비옵션지수로 각각 구분한 후 분석을 행하고자 한다.

〈그림 1〉은 MBS 지수와 여타 채권지수 추이를 도식화 한 것이다. 〈그림 1〉을 보면 2017년부터 2021년 상반기까지 전반적으로 모든 채권이 상승세를 보이지만, 2021년 하반기부터 2022년까지 하락세로 전환된 점을 확인할 수 있다. 또한, 모든 채권은 2023년부터 상승 전환하였으며, 최근까지 급격한 상승세가 나타나고 있다. 다음으로 채권지수의 변화에 있어 MBS 비옵션은 금융채와 변동 유사한 변동 추이가 유사하게 관측된다. 그리고 MBS 옵션은 국공채, 공사채, 회사채와 추이 및 변동성이 유사하게 나타나는 것을 확인 가능하다. 즉, 여타 채권과 MBS 옵션 및 비옵션지수 간의 상호 관련성은 상이할 수 있음을 추론해 볼 수 있다.



CMO, collateralized mortgage obligation; MBS, mortgage backed securities.

〈그림 1〉 MBS 및 여타 채권지수 추이

추가적으로 MBS 종합 지수의 변화율(%)에 대해 Bai & Perron(2003)의 다중 구조변화 검정을 실시하여 2021년 8월 6일, 2022년 10월 24일 등 2회의 구조변화가 발생함을 확인하였다.¹⁾ 그리고 <그림 1>에서 확인되는 바와 같이 2회의 구조변화 결과를 수직선으로 표시하였다. 여기서 MBS 지수 변화율에 대한 구조변화는 통화정책 기조변화에 기인한 현상인 것으로 추론해 볼 수 있다. 즉, 실제 기준금리 인하뿐만 아니라 금리인하 기대도 채권지수의 변화에 직접적인 영향을 미친 것으로 보여진다.

전술한 구조변화 검정결과를 토대로 본 연구에서는 전체 분석기간(2017년 1월 1일 ~ 2024년 12월 31일)과 함께 ① 2017년 1월 1일 ~ 2021년 8월 5일(기준금리 인하기), ② 2021년 8월 6일 ~ 2022년 10월 23일(기준금리 인상기), ③ 2022년 10월 24일 ~ 2024년 12월 31일(기준금리 인상 및 인하기)로 기간을 세분하여 MBS와 여타 채권 간의 상호관계가 국내 통화정책 변화에 따른 세부 기간에서 차별적인 결과가 확인되는지를 동시에 고찰하고자 한다.

2. 분석방법

1) 베이지안 VAR(Vector Autoregressive) 모형

본 연구는 MBS 지수를 중심으로 채권지수 간의 상호관계를 파악하기 위해 Giannone et al.(2015)의 연구를 기초로 아래와 같은 축약형 VAR 모형을 이용한다.²⁾

$$y_t = C + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

<식 1>에서 y_t 는 5×1 벡터로 로그 변환된 MBS, 국공채, 공사채, 금융채, 회사채이다. ϵ_t 는 5×1 벡터로 잔차이며, 외생적 충격으로 평균 0, 분산·공분산 행렬 Σ 를 갖는다. C 는 5×1 벡터이며, $B_1, \dots, B_p$ 등은 각각 5×5 행렬로 모형에서 추정하는 상수항 및 내생변수의 시차변수 ($y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$)에 대한 모수들이다. 이때 $C, B_1, B_2, \dots, B_p$ 등을 벡터 형태로 결합하여 $\beta (= \text{vec}([C, B_1, B_2, \dots, B_p]'))$ 로 표현할 수 있으며, 여기에 Giannone et al.(2015)은 베이지안 기법

1) Bai & Perron(2003)의 다중 구조변화 검정은 수준변수와 차분변수에 모두 적용할 수 있지만 본 연구에서는 차분변수인 로그변화율(%)을 이용하여 실시하였다. 또한 수준변수를 이용한 Bai & Perron(2003)의 다중 구조변화 검정에서는 차분변수보다 구조변화 시점이 다소 과대하게 측정되는 경향이 확인되므로 본 연구는 차분변수를 통해 확인된 구조변화 시점을 이용한다.

2) 본 연구에서 VAR 모형의 시차(p)는 SIC 기준 2로 설정한다.

을 적용하여 <식 2>의 사전분포(prior distribution)를 고려한다.

$$\beta|\Sigma \sim N(b, \Sigma \otimes \Omega \xi) \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

위와 같은 사전분포를 Doan et al.(1984), Litterman(1980)과 같이 우도함수(likelihood function)와 결합하는 방법을 통한 사후분포(posterior distribution)를 구해 효과적인 추정결과를 유도하는 도구로 이용할 수 있다. 본 연구는 Giannone et al.(2015)에 따라 계층적 모형 접근법(hierarchical modeling approach)을 이용하여 다양한 사전분포들(minnesota prior, sum-of-coefficients prior, dummy-initial-observation prior 등) 중 자동으로 분석모형에 대한 최적의 초모수(hyperparameters) 및 사전분포를 선정함으로써 추정모수의 추정오차(estimation error)를 효과적으로 줄였다. 한편, <식 2>에서 ξ 는 상수 파라미터로 작은 값을 가질수록 사전분포는 더 많은 정보를 포함하며, 사후분포의 평균(β)은 사전분포의 평균에 가까워지고 사후분포의 분산은 감소하게 된다. 본 연구에서 고려하는 사후분포는 아래의 <식 3>과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} p(\gamma|y) &\propto p(y|\gamma) \cdot p(\gamma) \\ p(y|\gamma) &= \int p(y|\theta, \gamma) p(\theta|\gamma) d\theta \\ p(\theta) &= \int p(\theta|\gamma) p(\gamma) d\gamma \end{aligned} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

이때 γ 는 초모수, θ 는 VAR 모형의 추정모수, $p(y|\gamma)$ 는 우도함수, $p(\theta)$ 는 추정모수의 사전분포를 의미한다. 여기서 우도함수인 $p(y|\gamma)$ 를 최대화하는 초모수를 구함으로써 <식 1>의 베이지안 VAR 모형은 효과적인 추정결과를 얻을 수 있다.

또한 본 연구에서는 위와 같은 방법으로 추정된 베이지안 VAR 모형을 Pesaran & Shin(1998)의 일반화된 VAR 모형을 적용하여 일반화 충격반응(generalized impulse response) 및 분산분해(variance decomposition)를 이용한다. 우선, 일반화 충격반응함수는 <식 4>와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \psi_k^G(i) &= \sigma_{kk}^{-0.5} A_i \Sigma e_k, k = 1, \dots, 5, i = 1, 2, \dots, \\ A_i &= \sum_{l=1}^p B_l A_{i-l} \text{ with } A_0 = I_5 \text{ and } A_i = 0 \text{ for } i < 0. \end{aligned} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

일반화 충격반응함수는 직교화 충격반응함수와 달리 변수의 배열 순서에 영향을 받지 않는 형태이다. 여기서 σ_{kk} 는 Σ 의 kk 번째 요소이며, e_k 는 k 번째 요소가 1의 값을 갖고 나머지 요소는 0으로 정의되는 5×1 벡터이다. <식 4>로 정의되는 일반화 충격반응함수는 k 번째 변수의 상승충격이 발생했을 때 채권지수들의 i 시점 기대치를 나타낸다.³⁾ 다음으로 k 변수의 상승충격으로 인한 채권지수들의 i 기 이후 추정되는 일반화 분산분해를 아래와 같은 형식으로 표현할 수 있다.

$$\theta_{kq}^G(i) = \frac{\sigma_{kk}^{-1} \sum_{m=0}^i (e_k' A_m \Sigma e_q)^2}{\sum_{m=0}^i e_k' A_m \Sigma A_m' e_k}, \quad k, q = 1, 2, 3, 4, 5 \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

이때 <식 5>의 $\theta_{kq}^G(i)$ 에 대한 합계인 $\sum_{q=1}^5 \theta_{kq}^G(i)$ 는 1이 아닐 수 있어, <식 6>과 같은 과정을 통해 일반화 분산분해에 대한 표준화를 진행한다.

$$\tilde{\theta}_{kq}(i) = \frac{\theta_{kq}^G(i)}{\sum_{q=1}^5 \theta_{kq}^G(i)}, \quad k = 1, 2, 3, 4, 5 \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

이와 같이 <식 6>의 과정을 통해 $\sum_{q=1}^5 \tilde{\theta}_{kq}(i)$ 는 1이 되며, $\sum_{k=1}^5 \sum_{q=1}^5 \tilde{\theta}_{kq}(i)$ 의 경우 본 연구에서는 내생변수의 수와 동일한 5로 계산된다.

2) Connectedness Measurement Approach(연계성 측정 접근법)

전술한 Pesaran & Shin(1998)의 일반화된 VAR 모형으로부터 Diebold & Yilmaz(2012)의 전이효과 지수(spillover index)를 다음과 같이 추정하여 채권지수 간의 상호관계를 살펴본다. 우선, <식 6>과 같이 표준화한 일반화 분산분해를 이용하여 다음과 같은 <식 7>의 방향성 전이효과

3) 본 연구에서는 Wiesen & Beaumont(2023)에 따라 Σ 의 대각행렬을 1로 표준화하여 각 채권지수의 1% 상승충격에 대한 다른 채권지수의 변화를 고려하는 일반화 충격반응을 추정한다.

(directional spillover)를 계산한다.

$$CT_{k, k \rightarrow q}(i) = \frac{\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq k}}^5 \tilde{\theta}_{qk}(i)}{5} \times 100, \quad CT_{k, k \leftarrow q}(i) = \frac{\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq k}}^5 \tilde{\theta}_{kq}(i)}{5} \times 100 \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

여기서 $CT_{k, k \rightarrow q}(i)$ 는 변수 k 가 변수 k 를 제외한 다른 변수 q 들에게 미치는 전이효과를 나타낸다. $CT_{k, k \leftarrow q}(i)$ 는 변수 k 를 제외한 변수 q 들이 변수 k 에게 미치는 전이효과를 보여준다. 이때 $CT_{k, k \rightarrow q}(i) - CT_{k, k \leftarrow q}(i)$ 는 순전이효과(net spillover)이며, 양(+)의 값을 갖는 경우 변수 k 가 다른 변수 q 들보다 전이효과의 영향력이 큰 변수라고 판단할 수 있는 근거로 활용할 수 있다. Diebold & Yilmaz(2015)는 <식 6>과 같이 표준화된 일반화 분산분해 행렬을 <표 1>과 같이 표현하고 연계성표(connectedness table)라고 지칭하고 있으며, 각 요소($d_{kq} = \tilde{\theta}_{k, kq}(i)$)는 변수 q 가 변수 k 에 미치는 두 변수 간의 개별 연계성을 보여준다고 설명하고 있다. 또한 $d_{qk} - d_{kq}$ 는 두 변수 간의 순 쌍방향 연계성(net pairwise directional connectedness)을 의미하며, 순전이효과와 동일하게 양(+)의 값을 갖는다면 변수 k 와 변수 q 중 변수 k 가 변수 q 에 더 큰 영향을 미치고 있는 것으로 해석할 수 있다.

<표 1> 연계성표(connectedness table, 5변수 기준)

변수		From(유입)					
		y_1	y_2	y_3	y_4	y_5	유입전이
To (유출)	y_1	d_{11}	d_{12}	d_{13}	d_{14}	d_{15}	$\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq 1}}^5 d_{1q}$
	y_2	d_{21}	d_{22}	d_{23}	d_{24}	d_{25}	$\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq 2}}^5 d_{2q}$
	y_3	d_{31}	d_{32}	d_{33}	d_{34}	d_{35}	$\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq 3}}^5 d_{3q}$
	y_4	d_{41}	d_{42}	d_{43}	d_{44}	d_{45}	$\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq 4}}^5 d_{4q}$
	y_5	d_{51}	d_{52}	d_{53}	d_{54}	d_{55}	$\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq 5}}^5 d_{5q}$
	유출전이	$\sum_{\substack{k=1 \\ k \neq 1}}^5 d_{k1}$	$\sum_{\substack{k=1 \\ k \neq 2}}^5 d_{k1}$	$\sum_{\substack{k=1 \\ k \neq 3}}^5 d_{k1}$	$\sum_{\substack{k=1 \\ k \neq 4}}^5 d_{k1}$	$\sum_{\substack{k=1 \\ k \neq 5}}^5 d_{k1}$	$\frac{1}{n} \sum_{\substack{k, q=1 \\ k \neq q}}^5 d_{kq}$

자료: Diebold & Yilmaz(2015)를 토대로 재정리.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량

〈표 2〉는 전체 분석기간 및 구조변화를 기준으로 구분된 3개 세부 기간에 걸친 일별 채권지수 변화율(%)의 기초통계량이다. 전체 분석기간 MBS 평균변화율(%)의 경우 종합, 비옵션, 옵션이 각각 0.009%, 0.009%, 0.008%로 나타나며 통계적으로 유의미하게 상승한 것으로 확인된다. 금융채(0.009%)와 회사채(0.010%)의 평균변화율(%)도 유의미한 평균적 상승을 확인할 수 있다. 반면, 국공채와 공사채의 평균변화율(%)은 각각 0.007%로 나타나나 유의미한 결과는 아니다. 채권지수 중에서 통계적으로 유의미하면서 평균적으로 가장 높은 상승률을 보인 지수는 회사채이다.

다음으로 전체기간의 평균변화율(%) 결과를 구조변화 시점으로 구분하여 살펴보면, 1차 세부기간(2017년 1월 2일~2021년 8월 5일)에서 대부분 채권지수의 평균변화율은 전체기간과 유사한 수준을 보여준다. 2차 세부기간(2021년 8월 6일~2022년 10월 23일)은 모든 채권지수의 평균변화율이 음(-)의 값으로 전환된 것을 확인할 수 있다. 이때 국공채 평균변화율이 -0.053%로 가장 큰 하락 폭을 보였으며, 금융채의 경우 -0.004%로 가장 낮은 하락 폭을 기록하고 있다. 3차 세부기간(2022년 10월 24일 ~ 2024년 12월 31일)의 경우 다시 모든 채권지수의 평균변화율이 양(+)의 값으로 전환된다. 또한 1차 기간보다 상승률이 큰 폭으로 확대되었으며, 국공채(0.036%) 및 공사채(0.033%) 평균 변화율의 상승 폭이 가장 크다.

동 기간 MBS 종합은 0.028%이며, 비옵션(0.019%)보다 옵션(0.030%)의 경우 평균변화율의 상승 폭이 더욱 큰 것으로 나타났다. 위와 같이 확인되는 기간별 채권지수의 평균변화율 변화는 앞서 언급한 바와 같이 기준금리 기초변화와 크게 관련된 것으로 예상할 수 있다.⁴⁾

4) 분석시작 기간인 2017년 1월 2일 기준금리는 1.25%였으며, 2017년 11월 30일과 2018년 11월 30일에 각각 0.25%p 인상되며 1.75%를 기록한다. 이후 경기둔화와 코로나19 팬데믹 대응 등으로 2019년 7월 18일(1.50%), 2019년 10월 16일(1.25%), 2020년 3월 17일(0.75%), 2020년 5월 28일(0.50%) 각각 기준금리가 인하된다. 국제 원자재가격 상승, 글로벌 공급망 병목현상 등으로 급격한 물가상승이 세계적으로 일어나고 동시에 미국의 가파른 기준금리 인상으로 우리나라도 2021년 8월 26일(0.75%), 2021년 11월 25일(1.00%), 2022년 1월 14일(1.25%), 2022년 4월 14일(1.50%), 2022년 5월 26일(1.75%), 2022년 7월 13일(2.25%), 2022년 8월 25일(2.50%), 2022년 10월 12일(3.00%), 2022년 11월 24일(3.25%), 2023년 1월 13일(3.50%) 기준금리를 인상하게 된다. 최근 국내 경기둔화, 부동산 PF 부실 등의 이슈가 확대되면서 2024년 10월 11일(3.25%) 장기간의 기준금리 인상에서 인하로 기조가 전환되었으며, 경기악화 이슈가 더욱 심화되며 2024년 11월 28일(3.00%), 2025년 2월 25일(2.75%) 추가 금리인하가 단행되었다.

〈표 2〉 기초통계량(변화율, %)

기간	변수	평균	최대	최소	분산	왜도	첨도
전체기간 (‘17.1.2~’24.12.31)	MBS 종합	0.009**	0.821	-1.030	0.136	-0.382	10.063
	MBS 비옵션	0.009**	0.253	-0.237	0.032	-0.311	12.163
	MBS 옵션	0.008**	0.893	-1.145	0.156	-0.402	9.552
	국공채	0.007	1.425	-2.240	0.274	-0.363	8.510
	공사채	0.007	0.869	-1.176	0.186	-0.475	7.834
	금융채	0.009**	0.328	-0.302	0.039	-0.124	12.775
	회사채	0.010**	0.595	-0.757	0.107	-0.517	8.855
1차 세부기간 (‘17.1.2~’21.8.5)	MBS 종합	0.009**	0.329	-0.514	0.076	-0.464	7.151
	MBS 비옵션	0.007**	0.104	-0.143	0.019	-0.622	10.620
	MBS 옵션	0.009**	0.379	-0.595	0.092	-0.432	6.376
	국공채	0.009	0.880	-1.474	0.193	-0.481	9.227
	공사채	0.009**	0.621	-1.054	0.140	-0.533	8.919
	금융채	0.007**	0.110	-0.167	0.023	-0.496	8.576
	회사채	0.010**	0.342	-0.538	0.078	-0.587	8.462
2차 세부기간 (‘21.8.6~’22.10.23)	MBS 종합	-0.029**	0.693	-0.945	0.211	-0.422	5.148
	MBS 비옵션	-0.002	0.137	-0.237	0.049	-0.939	6.964
	MBS 옵션	-0.034**	0.803	-1.079	0.244	-0.399	5.039
	국공채	-0.053**	1.160	-1.501	0.387	-0.157	4.092
	공사채	-0.043**	0.866	-1.174	0.284	-0.327	4.332
	금융채	-0.004	0.172	-0.302	0.059	-0.853	6.920
	회사채	-0.023**	0.477	-0.757	0.166	-0.529	5.130
3차 세부기간 (‘22.10.24~’24.12.31)	MBS 종합	0.028**	0.821	-1.030	0.173	0.010	6.582
	MBS 비옵션	0.019**	0.253	-0.140	0.039	0.517	7.098
	MBS 옵션	0.030**	0.893	-1.145	0.192	0.011	6.570
	국공채	0.036**	1.425	-2.240	0.331	-0.273	7.832
	공사채	0.033**	0.869	-1.176	0.197	-0.028	6.648
	금융채	0.021**	0.328	-0.228	0.049	0.722	8.590
	회사채	0.029**	0.595	-0.623	0.116	0.236	6.672

주: **는 5% 수준에서 유의적임.

MBS, mortgage backed securities.

표준편차를 살펴보면, 전체기간 기준으로 국공채, 공사채, MBS 옵션, MBS 종합, 회사채, 금융채, MBS 비옵션 순으로 나타나며, 이는 구조변화 기준으로 구분된 기간별로도 유사한 결과를 보여준다. 다만, 평균변화율이 하락한 1차 세부기간의 표준편차가 평균변화율이 상승했던 1차 세부 기간과 3차 세부기간의 표준편차보다 크다. 이를 통해 금리 인상기인 2차 세부기간에서는 채권지수의 변동성이 금리 인하기보다 확대되는 것을 확인할 수 있다.

왜도(skewness)의 경우 대부분 음(-)의 값을 가지며, 첨도(kurtosis)는 모든 결과에서 정규분포인 3보다 큰 것으로 나타났다. 이처럼 채권지수들의 기초통계량을 통해 MBS 관련 지수는 공공부문의 채권지수와 민간부문 채권지수의 중간 성격을 띠는 것으로 이해할 수 있다.

2. 단위근 및 공적분 검정

본 절에서는 각각의 채권지수를 로그 변환하여 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정(Dickey & Fuller, 1979)과 PP(Phillips-Perron) 검정(Phillips & Perron, 1988)을 실시하였고, 단위근 검정결과는 <표 3>과 같다. <표 3>의 검정결과는 MBS 종합 지수, MBS 비옵션 지수, MBS 옵션 지수,

〈표 3〉 단위근 검정

구분	변수	ADF 검정		PP 검정	
		상수	상수+추세	상수	상수+추세
수준	MBS 종합	0.209	-0.704	0.041	-0.883
	MBS 비옵션	3.572	1.556	3.029	1.184
	MBS 옵션	-0.086	-0.835	-0.235	-0.993
	국공채	-0.964	-1.171	-1.103	-1.308
	공사채	-0.445	-0.865	-0.644	-1.062
	금융채	3.220	1.279	2.664	0.845
	회사채	0.693	-0.310	0.464	-0.541
차분	MBS 종합	-45.094***	-45.098***	-45.366***	-45.325***
	MBS 비옵션	-26.598***	-26.864***	-43.482***	-43.144***
	MBS 옵션	-45.203***	-45.201***	-45.402***	-45.397***
	국공채	-44.385***	-44.377***	-44.521***	-44.513***
	공사채	-44.107***	-44.102***	-44.473***	-44.465***
	금융채	-27.103***	-27.319***	-43.590***	-43.279***
	회사채	-44.256***	-44.267***	-44.721***	-44.717***

주: ***는 1% 수준에서 유의적임.

ADF, augmented Dickey-Fuller; PP, Phillips-Perron; MBS, mortgage backed securities.

국공채 지수, 공사채 지수, 금융채 지수, 회사채 지수는 수준변수일 때 단위근을 갖지만 차분변수로 전환하면 1% 유의수준에서 안정적임을 보여준다.

또한, 수준변수 상태에서 단위근을 갖는 채권지수 간 공적분 관계를 검정하기 위해 Johansen(1988) 공적분 검정을 실시하였고, 분석결과는 <표 4>와 같다. <표 4>의 공적분 검정결과를 통해 개별 MBS와 국공채, 공사채, 금융채, 회사채 지수 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($H_0 : r = 0$)이 1% 유의수준에서 기각된다. 따라서 단위근 및 공적분 검정결과에 의해 본 연구에 적절한 분석방법은 VECM 또는 수준변수를 이용한 VAR 모형(VAR model in levels)을 이용하는 것이 적합하다. 본 연구에서는 이근영(2021)을 토대로 수준변수를 이용한 VAR 모형을 실증 분석모형으로 설정한다.⁵⁾

3. Granger 인과관계 검정 및 상관관계 분석

본 연구에서 활용하는 VAR 모형은 통상 출레스키 분해(Cholesky decomposition)를 이용해 충격반응 및 분산분해 등의 분석을 수행하기 때문에 내생변수의 순서가 중요하다. 하지만 <표 5>의 Granger(1969) 인과관계 검정결과에서 본 연구의 내생변수인 채권지수들은 순차적 관계보다 양방향 관계를 갖는 것으로 나타났다.⁶⁾ 따라서 본 연구는 출레스키 분해보다 변수 순서와 상관없이 채권지수 간의 상호 인과관계를 살펴볼 수 있는 Pesaran & Shin(1998)의 일반화 충격반응 및 분산분해와 Diebold & Yilmaz(2012)의 전이효과 지수가 더 적합한 분석방법임을 확인하였다.

<표 4> Johansen 공적분 검정

귀무가설(H_0)	변수	Trace	$\lambda_{\max}$
$r = 0$	MBS 종합, 국공채, 공사채, 금융채, 회사채	230.749***	94.400***
	MBS 비옵션, 국공채, 공사채, 금융채, 회사채	205.674***	83.512***
	MBS 옵션, 국공채, 공사채, 금융채, 회사채	233.097***	97.058***

주: *** 1% 수준에서 유의적임을 표시.
MBS, mortgage backed securities.

5) 이근영(2021)은 충격반응을 기준으로 VECM과 수준변수를 이용한 VAR 모형의 결과가 유사하다는 결과를 보여주고 있으며, 장한익 · 김남현(2023)도 단위근과 공적분이 존재하는 내생변수들의 수준변수를 이용해 국소입방투영모형 및 VAR 모형을 추정하고 있다. 또한, 성병희(2024), Sims & Zha(1998), Uhlig(2005)의 연구에서 설명한 바와 같이 본 연구는 베이지안 VAR 모형을 이용하고 있어 단위근이 존재하는 수준변수들을 이용해도 안정적인 분석결과를 기대할 수 있다.

6) Granger 인과관계는 안정 시계열을 이용해야 하므로 채권지수의 로그변화율(%)을 이용하였다.

〈표 5〉 MBS와 여타 채권의 Granger 인과관계(변화율, %, 시차=2)

귀무가설	통계량	귀무가설	통계량
MBS 종합 $\rightarrow$ 국공채	12.908***	국공채 $\rightarrow$ MBS 종합	10.425***
MBS 비옵선 $\rightarrow$ 국공채	12.197***	국공채 $\rightarrow$ MBS 비옵선	14.981***
MBS 옵션 $\rightarrow$ 국공채	12.400***	국공채 $\rightarrow$ MBS 옵션	9.993***
MBS 종합 $\rightarrow$ 공사채	7.765***	공사채 $\rightarrow$ MBS 종합	4.773***
MBS 비옵선 $\rightarrow$ 공사채	12.373***	공사채 $\rightarrow$ MBS 비옵선	11,185***
MBS 옵션 $\rightarrow$ 공사채	7.645***	공사채 $\rightarrow$ MBS 옵션	5.010***
MBS 종합 $\rightarrow$ 금융채	23.360***	금융채 $\rightarrow$ MBS 종합	11.858***
MBS 비옵선 $\rightarrow$ 금융채	1.988	금융채 $\rightarrow$ MBS 비옵선	0.709
MBS 옵션 $\rightarrow$ 금융채	22.819***	금융채 $\rightarrow$ MBS 옵션	10.718***
MBS 종합 $\rightarrow$ 회사채	0.771	회사채 $\rightarrow$ MBS 종합	0.817
MBS 비옵선 $\rightarrow$ 회사채	10.791***	회사채 $\rightarrow$ MBS 비옵선	13.353***
MBS 옵션 $\rightarrow$ 회사채	0.879	회사채 $\rightarrow$ MBS 옵션	0.970

주: ***는 1% 수준에서 유의적임.

MBS, mortgage backed securities.

〈표 6〉은 로그 전환한 채권지수들의 변화율(%)에 대한 상관계수 분석결과이다. 채권지수 변화율 간의 상관계수는 0.8에서 1의 범위로 매우 높은 양(+)의 상관관계가 확인된다. 따라서 주식이나 상품 시장과 달리 안전자산 성격인 채권의 가격 움직임은 상호 높은 상관관계를 보이는 것으로 파악해 볼 수 있다. 즉, 채권 상품 간 가격 움직임은 듀레이션차이나 발행금액 등 개별 채권특성에 일정부분 기인할 수 있으나, 경제 불확실성이나 정치 상황 등 거시경제적 요인에 주로 영향을 받는 것으로 해석해 볼 수 있다(Benlagha & Hemrit, 2022; Paserman, 2017).

〈표 6〉 각 채권지수 변화율(%) 간 상관관계 분석

변수		MBS			국공채	공사채	금융채	회사채
		종합	비옵선	옵선				
MBS	종합	1.00						
	비옵선	0.90	1.00					
	옵선	1.00	0.89	1.00				
국공채		0.95	0.80	0.95	1.00			
공사채		0.96	0.83	0.97	0.98	1.00		
금융채		0.94	0.98	0.93	0.85	0.89	1.00	
회사채		0.98	0.90	0.98	0.95	0.98	0.94	1.00

주: 모든 상관계수는 5% 수준에서 유의적임.

MBS, mortgage backed securities.

한편, <표 6>에서 채권상품 간 높은 상관관계가 확인되나 본 연구의 주요 목적은 Diebold & Yilmaz(2012), Pesaran & Shin(1998) 등의 방법을 통해 채권지수 간의 상호 동조성을 인과관계로 접근하는 것이다. 즉, 채권상품 간 방향성, 선행성, 연계성, 파급력으로 세분화하여 분석하고 이를 통해 관련 시사점을 도출하고자 한다.

V. 추정결과

본 연구에서는 <식 1>의 VAR 모형을 베이지안 기법인 마코프 체인 몬테카를로(Markov chain Monte Carlo) 표본추출 방법을 20,000번 실시하여 처음 10,000개는 버리고 나머지 10,000개의 축적된 표본을 이용하여 연계성 분석 및 충격반응 분석결과를 정리한다.

이때 VAR 모형의 추정모수(β)에 대한 사전분포는 normal-inverse-Wishart 분포를 따른다고 가정하며, 초모수의 사전분포는 이미 앞서 설명한 바와 같이 <식 3>의 우도함수 $p(y|\gamma)$ 가 최대값을 갖는 경우 자동으로 결정된다.⁷⁾

1. 연계성 분석

<표 7>~<표 9>는 MBS(종합, 비옵션, 옵션)와 국공채·공사채·금융채·회사채 지수 간의 전이효과를 추정하고, 이를 통해 각 채권지수 변화 간의 연계성에 대한 분석결과이다.⁸⁾

<표 7>~<표 9>에서 마지막 열(column)의 유입전이는 특정 채권이 다른 채권으로부터 받는 총 영향이며, 반대로 마지막 행(row)의 유출전이는 특정 채권이 다른 채권에 미치는 총 영향을 수치화한 것이다. 또한, 각 채권별로 열에 제시된 수치는 전체 100 대비 각각의 채권으로부터 받는 영향을 수치화 한 것이며, 반대로 채권별로 행에 제시된 수치는 전체를 100으로 볼 때 각각의 채권에 미치는 전이효과 수준을 수치화 한 것을 의미한다. 일례로 열에 제시된 전체기간의 MBS 종합과 국공채의 19.00는 MBS가 국공채로부터 받는 영향인 유입전이가 19.00% 수준이며, 행에 제시된 전체기간의 국공채와 MBS 종합의 19.69는 MBS가 국공채에 미치는 유출전이가 19.69% 수준임을 의미한다.⁹⁾

7) 본 연구의 베이지안 VAR 모형의 상세한 추정과정은 Giannone et al.(2015)을 참조하기 바란다.

8) 본 연구에서는 Diebold & Yilmaz(2012)의 표본이동(rolling sample) 방식이 아닌 장한익 · 원광해(2021), 정준호(2022), Yilmaz(2009)의 연구와 대동소이하게 전체기간 및 Bai & Perron(2003)의 구조변화 검정을 통해 확인된 기간으로 구분된 3개의 하위표본을 이용하여 분석을 진행한다. 한편, 본 연구에서 활용한 채권 상품 간의 전이효과 지수는 표준화를 통해 계산한 결과이므로 0보다 큰 값으로 도출된다. 또한, 전이효과 지수의 경우 각 채권상품 간 상대적 비율로 계산되며, 연결성 측정의 경우 모수 추정보다는 시스템 전체의 상호작용 패턴을 관측하는 것이 주요 목적으로 볼 수 있다. 따라서 Diebold & Yilmaz(2012)와 같이 전이효과 지수에 대한 별도의 통계적인 유의성 검증은 불필요한 것으로 판단해 볼 수 있다.

〈표 7〉의 분석결과를 보면, 우선 각 채권별 대각행렬에 제시된 수치가 약 20% 수준으로 확인되어, 전체적으로 개별 채권지수의 변화는 자신에게 집중되기보다는 모든 채권지수들이 유사한 수준의 영향을 미치고 있는 것으로 파악해 볼 수 있다.

〈표 7〉 채권별 전이효과(12기, MBS 종합)

변수			From(유입)					
			MBS 종합	국공채	공사채	금융채	회사채	유입전이
To (유출)	MBS 종합	전체	21.12	19.00	19.83	19.76	20.29	15.78
		기간1	21.53	19.13	20.00	18.51	20.83	15.69
		기간2	21.24	19.67	20.43	17.98	20.67	15.75
		기간3	21.42	19.28	20.35	18.36	20.58	15.72
	국공채	전체	19.69	22.15	21.56	16.62	19.98	15.57
		기간1	19.95	22.79	22.40	14.43	20.44	15.44
		기간2	20.31	21.95	21.53	15.97	20.24	15.61
		기간3	20.13	22.39	21.30	16.24	19.94	15.52
	공사채	전체	19.71	20.62	21.60	17.58	20.49	15.68
		기간1	20.27	21.83	21.96	15.35	20.59	15.61
		기간2	20.52	20.94	21.35	16.72	20.47	15.73
		기간3	20.38	20.42	21.46	17.43	20.30	15.71
	금융채	전체	20.07	16.33	18.06	24.99	20.55	15.00
		기간1	20.50	15.42	16.89	27.08	20.11	14.58
		기간2	20.06	17.35	18.63	23.40	20.56	15.32
		기간3	19.94	16.91	18.91	23.40	20.85	15.32
	회사채	전체	19.92	18.98	20.29	19.70	21.11	15.78
		기간1	20.73	19.62	20.28	18.00	21.37	15.73
		기간2	20.60	19.54	20.32	18.37	21.17	15.77
		기간3	20.45	18.99	20.15	19.09	21.31	15.74
	유출전이	전체	15.88	14.99	15.95	14.73	16.26	77.81
		기간1	16.29	15.20	15.91	13.26	16.39	77.05
		기간2	16.30	15.50	16.18	13.81	16.39	78.18
		기간3	16.18	15.12	16.14	14.22	16.33	78.00

주: MCMC(Markov chain Monte Carlo)를 통해 10,000번 추출된 표본의 평균결과.
MBS, mortgage backed securities.

9) 본 연구는 MBS와 다른 채권상품 간 상호연계성을 분석하는 것이 주요 목적이므로 이하의 모든 분석결과는 MBS를 중심으로 설명하고자 한다.

한편, MBS 종합을 살펴보면 전이효과의 유출(MBS 종합 → 다른 채권)과 유입(다른 채권 → MBS 종합)의 크기가 기간별로 유사하게 나타나, 전이효과의 유출이 유입보다 다소 큰 것으로 확인된다. 특히 MBS 종합으로 유입되는 전이효과는 회사채에서 가장 큰 값을 보인다(전체기간 기준 20.29). 따라서 다른 채권과 비교할 때 MBS 종합지수 변화에 회사채의 영향이 가장 높은 것으로 파악해 볼 수 있다.

다음으로 <표 8>의 MBS 비읍선 결과를 살펴보면, 유입 전이효과 측면에서 금융채가 가장 큰 영향을 미치고 있음이 확인된다(24.22). 금융채의 MBS 비읍선 변화에 미치는 영향력은 1차 세부기간(25.77)에서 가장 크게 나타나, 2차 및 3차 세부기간은 영향이 약화된다(2차 21.44 → 3차 21.63). 한편, 국공채(1차 12.22 → 2차 16.52 → 3차 15.80), 공사채(1차 13.71 → 2차 17.86 → 3차 17.86), 회사채(1차 17.44 → 2차 20.09 → 3차 19.71)는 1차 세부기간에서 MBS 비읍선에 미치는 영향이 가장 작으나, 2차 및 3차 세부기간의 경우 1차 세부기간보다 확대되는 추이가 나타난다. 추가적으로 MBS 종합과 달리 MBS 비읍선이 다른 채권에 미치는 영향(MBS 비읍선의 전이효과가 다른 채권으로 유출)은 다른 채권이 MBS 비읍선에 미치는 영향(다른 채권의 전이효과가 MBS 비읍선으로 유입)보다 다소 큰 것으로 확인된다.

<표 8> 채권별 전이효과(12기, MBS 비읍선)

변수			From(유입)					
			MBS 비읍선	국공채	공사채	금융채	회사채	유입전이
To (유출)	MBS 비읍선	전체	25.89	14.55	16.40	24.22	18.94	14.82
		기간1	30.85	12.22	13.71	25.77	17.44	13.83
		기간2	24.09	16.52	17.86	21.44	20.09	15.18
		기간3	25.01	15.80	17.86	21.63	19.71	15.00
	국공채	전체	15.22	23.35	22.76	17.63	21.03	15.33
		기간1	11.81	25.06	24.64	16.00	22.50	14.99
		기간2	15.34	23.27	22.81	17.13	21.45	15.35
		기간3	15.25	23.75	22.61	17.31	21.08	15.25
	공사채	전체	16.15	21.50	22.57	18.43	21.34	15.49
		기간1	12.82	23.82	23.98	16.89	22.49	15.20
		기간2	16.10	22.06	22.49	17.80	21.55	15.50
		기간3	16.38	21.35	22.53	18.48	21.25	15.49
	금융채	전체	22.87	15.76	17.46	24.13	19.79	15.17
		기간1	23.59	14.86	16.27	25.80	19.48	14.84
		기간2	20.29	17.44	18.69	23.02	20.55	15.40
		기간3	20.28	16.77	18.83	23.35	20.77	15.33

〈표 8〉 계속

변수			From(유입)					
			MBS 비읍선	국공채	공사채	금융채	회사채	유입전이
To (유출)	회사채	전체	18.15	19.37	20.73	20.22	21.52	15.70
		기간1	15.65	20.80	21.52	19.30	22.73	15.45
		기간2	17.74	20.22	21.00	19.17	21.87	15.63
		기간3	17.69	19.56	20.80	19.93	22.01	15.60
	유출전이	전체	14.48	14.24	15.47	16.10	16.22	76.51
		기간1	12.77	14.34	15.23	15.59	16.38	74.32
		기간2	13.89	15.25	16.07	15.11	16.73	77.05
		기간3	13.92	14.70	16.02	15.47	16.56	76.67

주: MCMC(Markov chain Monte Carlo)를 통해 10,000번 추출된 표본의 평균결과.
MBS, mortgage backed securities.

마지막으로 〈표 9〉에서 확인되는 MBS 옵션의 연계성표 결과를 보면, 회사채로부터 유입 전이효과가 가장 큰 것으로 확인되어(20.37), 〈표 7〉의 MBS 종합과 유사한 결과가 나타난다.

추가적으로 〈표 7〉~〈표 9〉의 전이효과 유입 및 유출에서 확인되는 순 쌍방향 연계성이 통계적으로 유의미한 결과인지를 검정한 결과는 〈표 10〉과 같다. 〈표 10〉을 통해 MBS 종합 및 MBS 옵션의

〈표 9〉 채권별 전이효과(12기, MBS 옵션)

변수			From(유입)					
			MBS 옵션	국공채	공사채	금융채	회사채	유입전이
To (유출)	MBS 옵션	전체	21.06	19.13	20.02	19.41	20.37	15.79
		기간1	22.09	19.41	20.31	17.08	21.10	15.58
		기간2	21.21	19.80	20.52	17.81	20.66	15.76
		기간3	21.47	19.33	20.40	18.23	20.57	15.71
	국공채	전체	19.78	22.14	21.54	16.58	19.96	15.57
		기간1	19.96	22.88	22.58	13.81	20.78	15.42
		기간2	20.40	21.91	21.49	15.98	20.21	15.62
		기간3	20.15	22.38	21.29	16.24	19.95	15.52
	공사채	전체	19.86	20.59	21.57	17.51	20.46	15.69
		기간1	20.32	21.97	22.17	14.61	20.93	15.57
		기간2	20.59	20.92	21.32	16.72	20.45	15.74
		기간3	20.39	20.42	21.46	17.42	20.30	15.71

〈표 9〉 계속

변수			From(유입)					
			MBS 옵션	국공채	공사채	금융채	회사채	유입전이
To (유출)	금융채	전체	19.82	16.40	18.13	25.02	20.63	15.00
		기간1	20.15	15.72	17.12	26.64	20.38	14.67
		기간2	19.95	17.50	18.75	23.20	20.60	15.36
		기간3	19.80	16.95	18.94	23.42	20.89	15.32
	회사채	전체	19.97	18.98	20.28	19.65	21.11	15.78
		기간1	20.77	19.87	20.58	17.05	21.74	15.65
		기간2	20.60	19.57	20.33	18.36	21.14	15.77
		기간3	20.42	19.01	20.16	19.09	21.32	15.74
	유출전이	전체	15.89	15.02	15.99	14.63	16.28	77.82
		기간1	16.24	15.39	16.12	12.51	16.64	76.90
		기간2	16.31	15.56	16.22	13.78	16.38	78.24
		기간3	16.15	15.14	16.16	14.20	16.34	77.99

주: MCMC(Markov chain Monte Carlo)를 통해 10,000번 추출된 표본의 평균결과.
MBS, mortgage backed securities.

〈표 10〉 전이효과 유출입 검정(MBS 기준 전이효과 유출-유입, 12기)

변수			From(유입)			
			국공채	공사채	금융채	회사채
To 유출	MBS 종합	전체	0.69**	-0.12	0.31	-0.38**
		기간1	0.82**	0.27	1.99**	-0.10
		기간2	0.64**	0.09	2.08**	-0.07**
		기간3	0.84**	0.03	1.58**	-0.12**
	MBS 비옵션	전체	0.67	-0.25	-1.35**	-0.80**
		기간1	-0.42	-0.89	-2.18**	-1.80**
		기간2	-1.18**	-1.77**	-1.15**	-2.35**
		기간3	-0.55	-1.47**	-1.36**	-2.02**
	MBS 옵션	전체	0.66**	-0.16	0.41	-0.40**
		기간1	0.55**	0.01	3.07**	-0.33**
		기간2	0.60**	0.07	2.14**	-0.06**
		기간3	0.81**	0.00	1.58**	-0.15**

주: **는 5% 수준에서 유의적임을 표시(MCMC를 통해 추출된 10,000번의 표본으로부터 시산).
MBS, mortgage backed securities; MCMC, Markov chain Monte Carlo.

변화가 국공채 변화로 전이되는 효과가 반대의 전이효과보다 5% 유의수준에서 더 큰 것으로 확인된다. 반면, MBS 비옵션 변화와 국공채 변화와의 전이효과는 대부분 유의적이지 않으며, MBS 간의 전이효과 유출입 격차는 통계적으로 유의미한 결과를 확인할 수 없다. 다만, MBS 비옵션의 경우 2차 및 3차 세부기간에서 공사채의 변화에서 MBS 비옵션의 변화로 유입되는 전이효과가 5% 유의수준에서 유의미하게 커진 것을 확인할 수 있다.

다음으로 금융채 변화와 MBS 변화 간의 순 쌍방향 연계성을 살펴보면 MBS 종합과 MBS 옵션은 금융채로 유출 전이효과가 더 큰 것으로 나타난다. 반면, MBS 비옵션의 경우는 금융채로부터 유입 전이효과가 더 크게 나타나 차이를 보인다. 마지막으로 회사채와 MBS 간의 순 쌍방향 연계성은 모든 경우에서 회사채에서 MBS로의 유입 전이효과가 5% 유의수준에서 통계적으로 더 큰 것으로 나타났다.

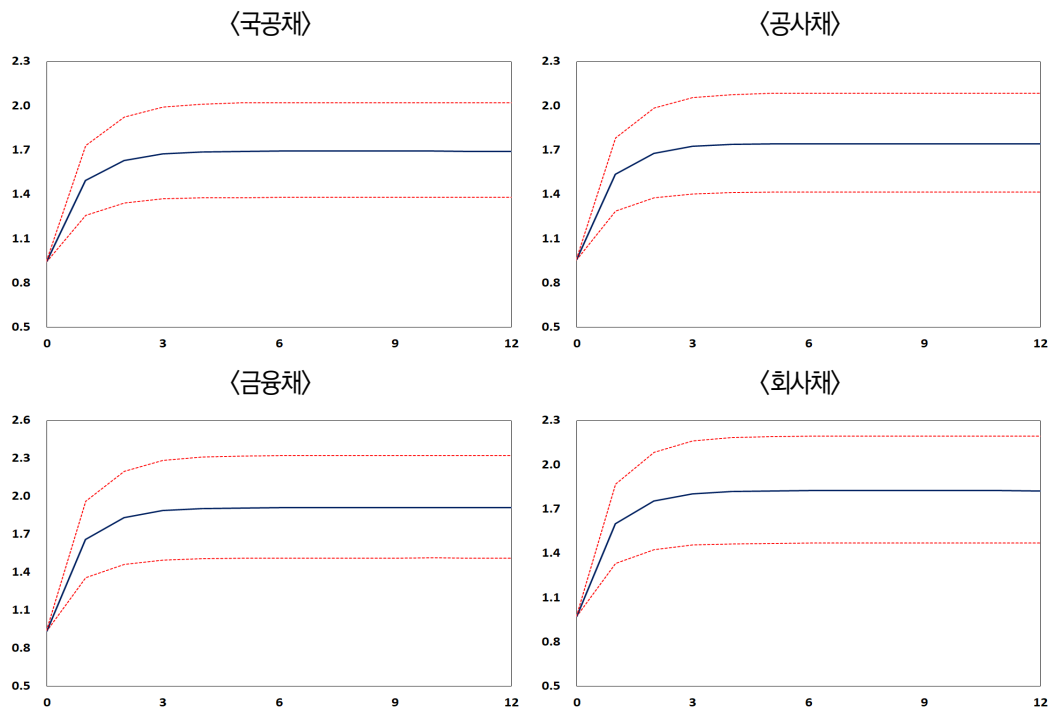
종합하면, MBS와 여타 채권의 관계는 상호 관계성이 명확한 것으로 판단할 수 있다. <표 10>의 순 쌍방향 연계성의 결과에서 모든 MBS 전이효과 유출보다 유입이 큰 경우는 회사채에 한정된다.¹⁰⁾ 이는 채권시장에서 변동성 전이효과가 회사채에서 MBS 그리고 금융채와 국공채로 이어진다고 해석할 수 있다. 다만, MBS 비옵션의 경우는 채권시장에서 금리 인상기에 가장 안정성이 높다고 볼 수 있으며, 최근의 금리 인하기에 있어서도 채권시장에서 국공채와 유사한 안정성을 보인다고 판단할 수 있다.

2. 충격반응

본 절에서는 전체 분석기간에 대한 여타 채권의 1% 상승충격에 따른 MBS 반응을 MBS 종합, MBS 비옵션, MBS 옵션으로 각각 나누어 분석하였으며, 일반화 충격반응의 분석결과는 <그림 2>~<그림 4>와 같다. 본 연구는 MBS 관련 지수 변화에 대한 요인을 중심으로 채권시장 간의 상호관계를 분석한다는 점에서 다른 채권의 변화가 MBS 변화에 미치는 영향만을 제시한다.

우선 <그림 2>를 통해 각각의 채권별 1% 상승충격에 대한 MBS 종합의 반응을 살펴보면, 금융채 1% 상승충격은 MBS 종합을 1.91%(12개월 누적결과) 상승시키며, 국공채, 공사채, 회사채의 1% 상승충격에 따라 MBS 종합은 각각 1.69%, 1.74%, 1.82% 상승한 것으로 나타났다. 채권지수 1% 상승충격으로 인한 MBS 종합지수의 반응은 95% 신뢰수준하에서 통계적으로 유의한 결과임이 확인된다.

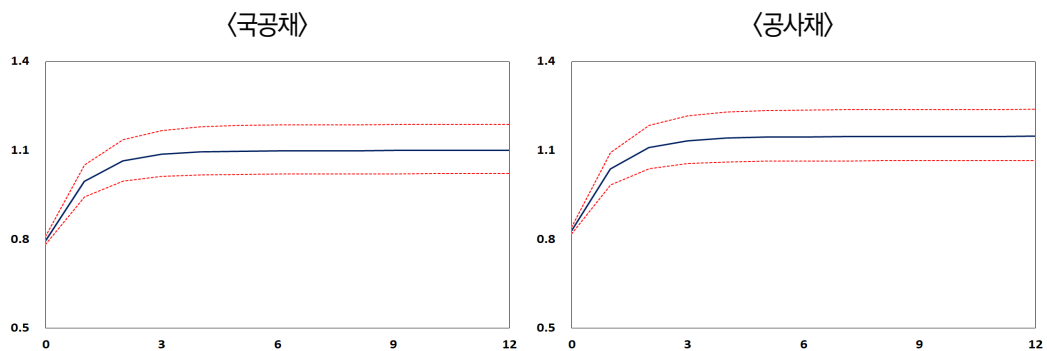
10) <표 10>에서 유의적인 음(-)의 값은 MBS 관련 지수의 유출 전이효과보다 다른 채권지수로부터 유입되는 전이효과가 더 크다는 것을 의미하며, 유의적인 양(+)의 값은 다른 채권지수 변화에 있어 MBS 관련 지수의 변화가 더 큰 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 또한 비유의적인 경우는 MBS 관련 지수의 전이효과 유출이 다른 채권지수의 전이효과 유입과 동일하다고 설명할 수 있다.



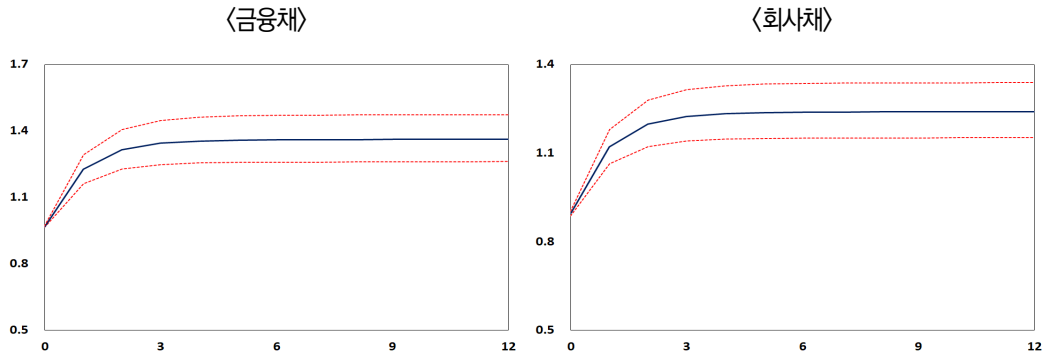
주: 1) 실선은 MCMC(Markov chain Monte Carlo)를 통해 10,000번 추출된 표본의 평균결과.
2) 점선은 95% 신뢰구간을 표시.
MBS, mortgage backed securities.

〈그림 2〉 일반화 충격반응(채권별 1% 상승충격 → MBS 종합)

다음으로 〈그림 3〉를 통해 각각의 채권별 1% 상승충격에 대한 MBS 비읍선의 반응을 살펴보면 〈그림 2〉의 MBS 종합과 유사한 결과가 확인된다. 금융채의 1% 상승충격에 MBS 비읍선도 1.36%(12개월 누적결과) 상승하며 가장 민감하게 변화하는 것을 확인할 수 있다. 국공채, 공사채, 회사채의



〈그림 3〉 일반화 충격반응(채권별 1% 상승충격 → MBS 비읍선)



주: 1) 실선은 MCMC(Markov chain Monte Carlo)를 통해 10,000번 추출된 표본의 평균결과.
2) 점선은 95% 신뢰구간을 표시.
MBS, mortgage backed securities.

〈그림 3〉 계속

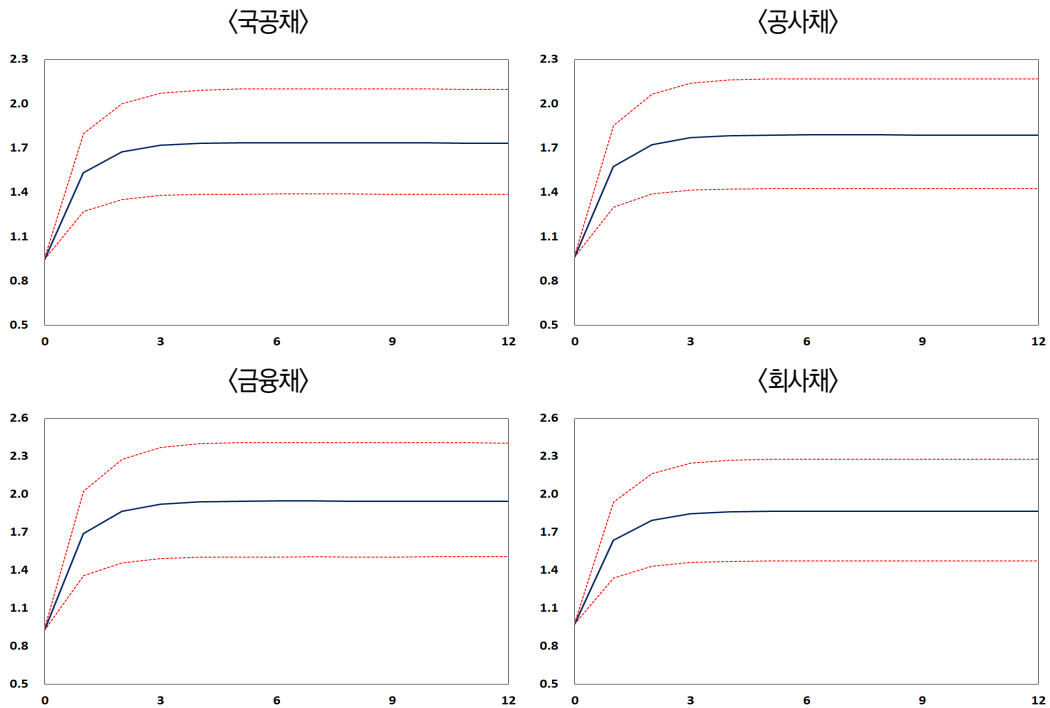
1% 상승충격이 발생하는 경우 MBS 비옵션은 각각 1.10%, 1.15%, 1.24% 상승한다. 또한 국공채, 공사채, 금융채, 회사채의 1% 상승충격에 기인하는 MBS 비옵션의 충격반응은 95% 신뢰수준하에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다.

〈그림 4〉는 국공채, 공사채, 금융채, 회사채의 1% 상승충격에 대한 MBS 옵션의 반응을 보여준다. MBS 옵션의 경우에도 MBS 종합 및 MBS 비옵션과 유사하게 금융채의 1% 상승충격에 1.95%(12개월 누적결과) 상승한다. 그리고 국공채, 공사채, 회사채의 1% 상승충격 시 MBS 옵션은 1.73%, 1.79%, 1.87% 상승하여 가장 크게 반응하는 것을 확인할 수 있다.

〈그림 5〉과 〈그림 6〉은 세부적으로 기간을 구분한 후 국공채, 공사채, 금융채, 회사채의 1% 상승충격이 MBS에 미치는 영향이 기간별로 상이한지를 분석한 것이다.¹¹⁾ 이를 위해 전술한 바와 같이 구조변화가 발생한 시점으로 구분되는 3개의 세부 기간을 대상으로 분석하였다.

〈그림 5〉의 분석결과에 의하면, 우선, 1차 기간에서 MBS 종합은 국고채 1% 상승충격 시 0기 0.94%, 12기 1.05%(누적) 상승하며, 충격의 여파는 6기까지 영향을 미치는 것으로 나타났다. 2차 기간의 경우 국고채 1% 상승충격 시 MBS 종합은 0기 0.96%, 12기 0.97%(누적) 상승하며, 충격의 여파는 1기까지만 영향을 확인할 수 있다. 3차 기간의 경우 국고채 1% 상승충격 시 MBS 종합을 0기 0.95%, 12기 0.93%(누적) 상승시킨다. 이는 〈그림 5〉의 공사채, 금융채, 회사채의 1% 상승충격

11) 반복적으로 동일한 결과의 서술을 피하기 위해 〈그림 5〉~〈그림 7〉에 대한 설명은 국공채 지수의 1% 상승충격 중심으로 설명하며, 여타 채권의 1% 상승충격으로 인한 MBS의 반응에 대한 설명은 별도 주석으로 대신한다.



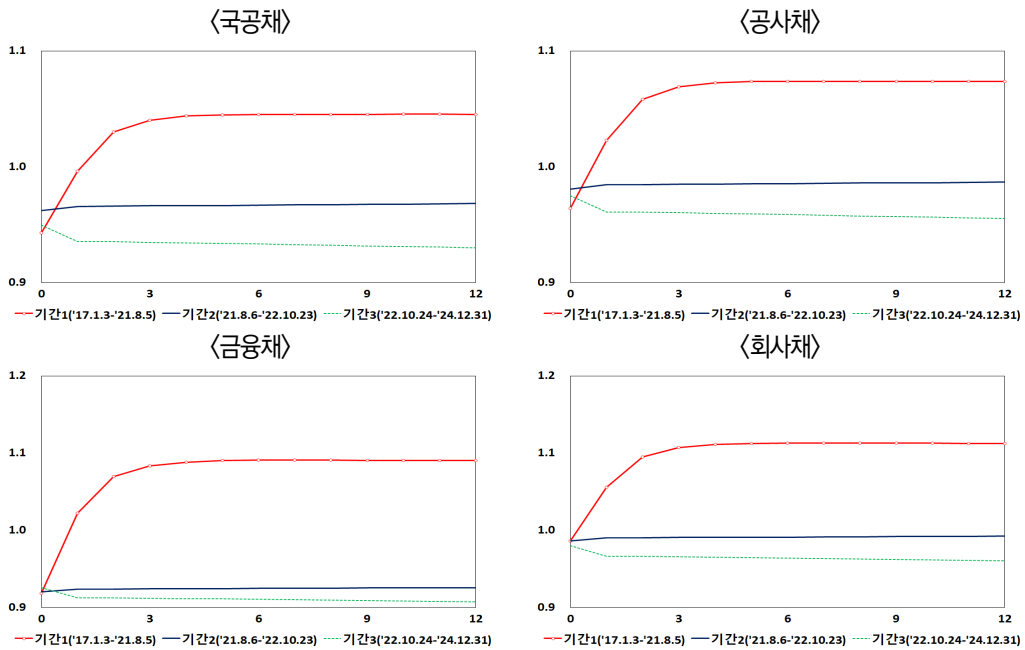
주: 1) 실선은 MCMC(Markov chain Monte Carlo)를 통해 10,000번 추출된 표본의 평균결과.
2) 점선은 95% 신뢰구간을 표시.
MBS, mortgage backed securities.

〈그림 4〉 일반화 충격반응(채권별 1% 상승충격 → MBS 옵션)

에 대한 MBS 종합의 분석결과에서도 유사한 결과를 보인다.¹²⁾

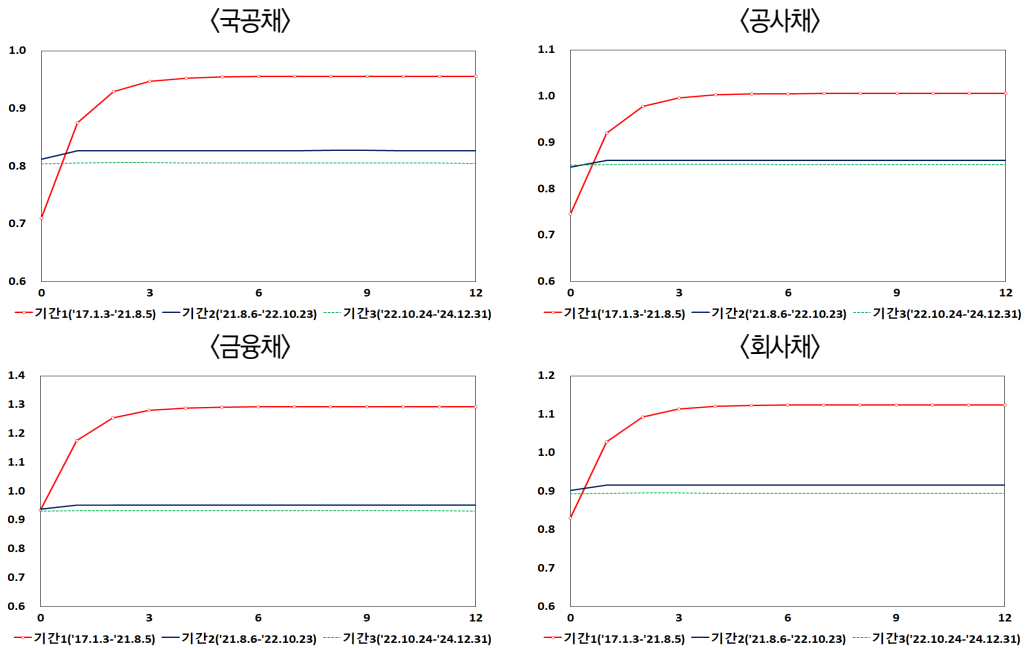
〈그림 6〉의 국공채 1% 상승충격에 따른 MBS 비옵션의 반응은 〈그림 5〉와 유사한 추정결과를 보여주고 있다. 1차 기간 국공채의 1% 상승충격은 MBS 비옵션을 0기 0.71%, 12기 0.96%(누적) 상승시킨다. 또한 국공채의 1% 상승충격의 여파는 약 6기까지 지속된다. 2차 기간 국공채의 1% 상승충격은 MBS 비옵션을 0기 0.81%, 12기 0.83%(누적) 상승시킨다. 이때 국공채 지수의 1% 상승충격은 MBS 비옵션 지수 변화에 1기까지만 추가적인 파급효과를 보이고 있다. 3차 기간 국공채의 1% 상승충격은 MBS 비옵션을 0기 0.80%, 12기 0.81% 상승시킨다. 이와 같은 결과는 공사채, 금융

12) 공사채 지수 1% 상승충격 시 세부 기간별 MBS 종합 지수는 0기 0.92%(1차), 0.98%(2차), 0.98%(3차), 12기 1.07%(누적, 1차), 0.99%(누적, 2차), 0.96%(누적, 3차) 상승한다. 금융채 지수 1% 상승충격 시 MBS 종합 지수는 0기 0.92%(1차), 0.92%(2차), 0.93%(3차), 12기 1.09%(누적, 1차), 0.93%(누적, 2차), 0.91%(누적, 3차) 상승한다. 회사채 지수 1% 상승충격 시 MBS 종합 지수는 0기 0.99%(1차), 0.99%(2차), 0.98%(3차), 12기 1.11%(누적, 1차), 0.99%(누적, 2차), 0.96%(누적, 3차) 상승한다.



MBS, mortgage backed securities.

〈그림 5〉 일반화 충격반응(채권별 1% 상승충격 → MBS 종합, 기간별)

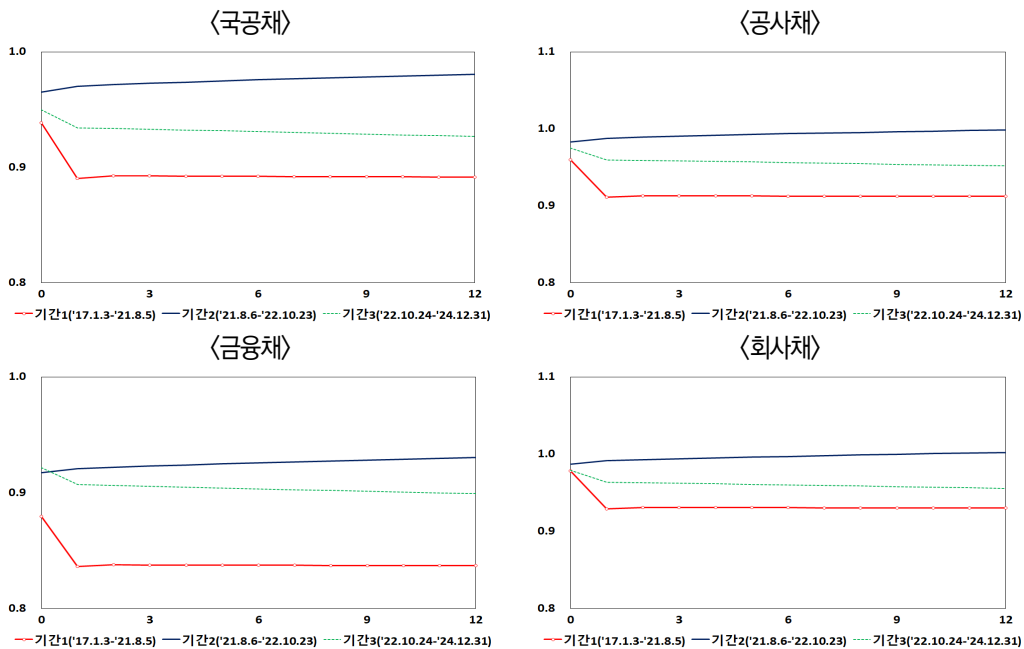


MBS, mortgage backed securities.

〈그림 6〉 일반화 충격반응(채권 1% 상승충격 → MBS 비읍선, 기간별)

채, 회사채의 1% 상승충격으로 인한 MBS 비옵션의 반응에서도 유사하게 나타난다.¹³⁾

〈그림 7〉은 국공채, 공사채, 금융채, 회사채의 1% 상승충격으로 인한 MBS 옵션의 반응을 3개의 세부 기간으로 구분하여 비교한 결과를 보여주고 있다. 1차 기간 국공채의 1% 상승충격으로 인해 MBS 옵션은 0기 0.94%, 12기 0.89%(누적) 상승한다. 2차 기간 국공채 1% 상승충격으로 인해 MBS 옵션은 0기 0.97%, 12기 0.98%(누적) 상승한다. 마지막으로 3차 기간 국공채 1% 상승충격으로 인해 MBS 옵션은 0기 0.95%, 12기 0.93%(누적) 상승하는 것으로 나타났다. 또한, 여타 채권의 1% 상승충격으로 인한 MBS 옵션 지수의 반응도 유사한 패턴의 추정결과를 확인할 수 있다.¹⁴⁾



MBS, mortgage backed securities.

〈그림 7〉 일반화 충격반응(채권 1% 상승충격 → MBS 옵션, 기간별)

- 13) 공사채 지수 1% 상승충격 시 세부 기간별 MBS 비옵션 지수는 0기 0.75%(1차), 0.85%(2차), 0.85%(3차), 12기 1.01%(누적, 1차), 0.86%(누적, 2차), 0.85%(누적, 3차) 상승한다. 금융채 지수 1% 상승충격 시 MBS 비옵션 지수는 0기 0.94%(1차), 0.94%(2차), 0.93%(3차), 12기 1.29%(누적, 1차), 0.95%(누적, 2차), 0.93%(누적, 3차) 상승한다. 회사채 지수 1% 상승충격 시 MBS 비옵션 지수는 0기 0.83%(1차), 0.90%(2차), 0.89%(3차), 12기 1.12%(누적, 1차), 0.92%(누적, 2차), 0.89%(누적, 3차) 상승한다.
- 14) 공사채 지수 1% 상승충격 시 세부 기간별 MBS 옵션 지수는 0기 0.96%(1차), 0.98%(2차), 0.98%(3차), 12기 0.91%(누적, 1차), 1.00%(누적, 2차), 0.95%(누적, 3차) 상승한다. 금융채 지수 1% 상승충격 시 MBS 옵션 지수는 0기 0.88%(1차), 0.92%(2차), 0.92%(3차), 12기 0.84%(누적, 1차), 0.93%(누적, 2차), 0.90%(누적, 3차) 상승한다. 회사채 지수 1% 상승충격 시 MBS 옵션 지수는 0기 0.98%(1차), 0.99%(2차), 0.98%(3차), 12기 0.93%(누적, 1차), 1.00%(누적, 2차), 0.96%(누적, 3차) 상승한다.

충격반응에 대한 추정결과를 종합하면, 전체 분석기간의 경우 국공채 지수 등이 1% 변화할 때 MBS 관련 지수들은 1% 이상 변화하여, MBS 관련 지수들은 여타 채권지수의 변화에 다소 민감하게 변화하는 것으로 나타났다. 하지만 이는 2017년 1월 2일부터 2021년 8월 5일까지의 평균적 결과의 영향이 크게 작용한 것으로 볼 수 있다. 반면, 최근 기간에서는 여타 채권의 1% 변화 시 MBS 관련 지수들은 1% 이하로 변화하면서 다소 안정화된 것을 확인할 수 있다. 그리고 여타 채권지수에서 발생한 변화의 영향이 MBS 관련 지수에 장기간 영향을 미친 현상이 2021년 8월 이후에서는 사라진 것을 확인할 수 있다. 이는 2020년 4월 1일부터 MBS가 한국은행 대출 적격담보증권으로 포함되고 조정기간을 거쳐 2021년 8월 이후 채권시장에서 MBS의 수익률이 안정화된 결과로 판단할 수 있다.

한편, MBS 비옵션 및 옵션 지수는 여타 채권지수의 1% 상승충격 시 금리 인상기는 유사하나 금리인하 기간에 상이한 반응을 보인다. 금리 인하기에 MBS 비옵션 지수는 다른 채권지수의 1% 상승충격으로 0기와 12기(누적)가 유사하거나 12기(누적)에 보다 큰 상승률을 보이거나, MBS 옵션 지수는 다른 채권지수의 1% 상승충격에 대한 0기 반응이 12기(누적)보다 더 큰 것을 확인할 수 있다. 즉, 금리 인하기에는 MBS 옵션이 비옵션보다 선호도가 떨어지는 것으로 추론해 볼 수 있다.

VI. 결론

1. 연구결과 요약

본 연구는 2017년 1월 2일부터 2024년 12월 31일까지를 대상으로 베이지안 VAR 모형, 일반화 충격반응 및 분산분해, Diebold & Yilmaz(2012)의 전이효과 지수를 이용하여 CMO-MBS와 여타 채권(국공채, 공사채, 금융채, 회사채)의 상호관계를 동태적으로 분석하였다. 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전이효과를 이용한 유입·유출 전이지수의 분석결과에 의하면 MBS와 여타 채권(국고채, 공사채, 금융채, 회사채)은 일방적인 방향성을 갖는 관계가 아닌 상호관계성이 높고 상호 의존적인 것으로 나타났다. 또한 MBS와 여타 채권 간의 상호관계는 일정하지 않고 시간에 따라 변화하는 것으로 확인되었다. 한편, MBS는 회사채 변화에 빠르게 동조화될 가능성이 높으며, 국공채와 공사채는 MBS 변화에 동조성이 더 클 가능성이 있는 것을 확인하였다. 즉, 채권시장에서 MBS는 공공부문 채권과 민간부문 채권의 중간적 성격을 보이는 것으로 추론해 볼 수 있다.

다음으로 충격반응에 대한 분석결과에서 여타 채권의 1% 상승충격 시 MBS는 1% 이상 상승하는 것으로 나타났다. 따라서 MBS는 다른 채권의 가격 변화에 민감한 변화를 보였다. 하지만 해당 분석결

과는 최근 기간으로 올수록 다소 완화되는 경향을 보였다. 또한, 2017년 1월 2일부터 2021년 8월 5일까지에 대한 세부 기간의 분석결과에서 국공채, 공사채, 금융채, 회사채 지수의 1% 상승충격 시 MBS 관련 지수의 반응이 장기간 지속되지만 2021년 8월 6일 이후 국공채, 공사채, 금융채, 회사채 지수의 1% 상승충격에 대한 MBS 관련 지수의 반응은 즉각적으로 나타나고 사라지는 형태로 변화한다. 이는 MBS가 채권시장에서 다른 채권과 안정적인 관계를 형성한 것으로 해석할 수 있다.

2. 연구의 시사점

2022년 11월부터 공표를 시작한 MBS 관련 지수들과 다른 채권지수 간의 상호관계를 분석함으로써 채권시장에서 MBS가 갖는 동태적 영향력의 변화, MBS와 다른 채권 간의 연계성 등을 파악할 수 있으며, 이를 통해 본 연구의 분석결과가 향후 MBS 운용에 관한 계획 수립을 위한 기초 자료로 이용될 수 있을 것으로 기대된다. 따라서 본 절에서는 앞서 살펴본 실증분석 결과를 토대로 MBS 관련 지수들이 갖는 특징을 설명하고 향후 MBS 운용에 있어 개선 방향성 등을 제안하고자 한다.

본 연구의 실증분석을 통해 MBS가 통계적으로 국공채, 공사채 등의 공공부문 채권과 금융채, 회사채 등의 민간채권의 중간적인 특성을 보이는 점을 설명할 수 있다. 또한 채권지수 간의 관계는 상호관계가 명확하게 나타나고 있음을 보였다. 단일 채권상품 기준 국채, 통안채 다음으로 큰 시장규모를 갖는 MBS 발행시장 규모를 고려하면 회사채지수 변동 → MBS 관련 지수 및 공사채 지수 변동 → 국공채 지수 및 금융채 지수 변동으로 전이효과가 더 많이 유입될 수 있다는 가능성을 확인하였다. 즉, 채권시장에서 MBS는 공공부문 채권이면서 민간부문 채권의 중간자 역할을 수행하고 있는 점을 감안할 때 안정적인 채권시장 형성을 위해 MBS 발행 및 운용 시 면밀한 계획 수립이 필요한 것으로 판단해 볼 수 있다.

한편, 발행시장 규모가 작은 시장이 상대적으로 발행시장 규모가 큰 채권의 수익률에 영향을 미칠 가능성이 있음을 실증적으로 규명하였다는 측면에서 본 연구는 중요한 시사점을 제공한다고 볼 수 있다. 이에 따라 MBS의 안정적이고 합리적인 발행을 위해서는 회사채의 발행 및 유통시장의 흐름에 대한 모니터링이 강화될 필요가 있다. 또한, MBS 발행은 국공채, 금융채 시장에 영향을 미칠 가능성이 존재하므로 국공채나 공사채의 발행에 부정적 영향을 주지 않도록 MBS 발행 시 주의가 필요할 것으로 보인다. 본 연구를 통해서 채권시장에서 채권별로 연계성이 예상보다 매우 강하다는 사실을 확인하였으며, 이를 통해 MBS 발행뿐만 아니라 모든 채권 발행기관이 신규 채권 발행에 있어 채권시장의 동태적 흐름을 체계적으로 이해하는 것이 선행될 필요가 있는 것으로 판단된다.

마지막으로 MBS는 비옵션의 경우 채권시장에서 경쟁력이 증대되고 있으며, 조기상환 옵션이

부여된 MBS는 특히 금리 인하기에 상대적으로 경쟁력이 더 취약해지는 것을 실증적으로 확인하였다. 따라서 MBS의 경쟁력을 제고하기 위해서는 MBS 비옵션물의 발행비중 확대와 함께 금리 인하기에 발생할 수 있는 옵션이 부여된 MBS의 취약성을 감소시킬 방안 마련이 필요할 것으로 사료된다.

참고문헌

- 박진백, 홍민구. (2019). 서울 주택시장의 기간별 전이효과. *금융공학연구*, 18(1), 141-165.
- 변준, 조두연. (2023). 경제정책 불확실성과 금융시장 변동성 간 전이효과 분석: 미국과 한국을 중심으로. *국제경제연구*, 29(4), 47-72.
- 성병희. (2024). 베이지언VAR 모형의 최적 초모수 추정을 이용한 전망. *금융연구*, 38(3), 71-99.
- 송철중. (2022). 확산효과지수를 이용한 비트코인과 다른 자산 간의 상호연계성 분석. *지급결제학회지*, 14(1), 59-87.
- 이근영. (2021). 권역별 주택가격과 금리. *국제경제연구*, 27(2), 27-61.
- 이우석, 이한식. (2015). 금융시장간 변동성 전이효과 분석: CDS 프리미엄 중심으로. *시장경제연구*, 44(2), 101-142.
- 임병권, 오주한, 김형근. (2025). 주택저당증권(MBS)의 투자성과 분석에 관한 연구. *재무관리연구*, 42(2), 135-153.
- 장병기. (2014). 주택가격의 지역 간 전이효과와 시간가변 특성. *주택연구*, 22(2), 5-30.
- 장한익, 김남현. (2023). 국내은행 중소기업대출의 특성에 관한 연구. *경제학연구*, 71(1), 39-74.
- 장한익, 원광해. (2021). 고령인구 변화가 지역경제에 미치는 영향. *경제연구*, 39(3), 3-35.
- 정대성, 박종해. (2022). 부동산 가격의 정보전이효과에 관한 실증분석. *재무관리연구*, 39(6), 217-237.
- 정준호. (2022). 수도권 아파트 매매가격 변동의 확산효과. *한국경제지리학회지*, 25(1), 147-170.
- 최경욱, 조대형. (2016). KOSPI200 선물시장의 동태적 전이효과에 대한 연구. *재무관리연구*, 33(3), 29-57.
- Abakah, E. J. A., Tiwari, A. K., Sharma, A., & Mwamtambulo, D. J. (2022). Extreme connectedness between green bonds, government bonds, corporate bonds and other asset classes: Insights for portfolio investors. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(10), 477.
- Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). The changing nature of financial intermediation and the financial crisis of 2007-2009. *Annual Review of Economics*, 2(1), 603-618.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- Benlagha, N., & Hemrit, W. (2022). Does economic policy uncertainty matter to explain

- connectedness within the international sovereign bond yields? *Journal of Economics and Finance*, 46(1), 1-21.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2015). *Financial and macroeconomic connectedness: A network approach to measurement and monitoring*. New York, NY: Oxford University Press.
- Doan, T., Litterman, R., & Sims, C. (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 3(1), 1-100.
- Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2015). Prior selection for vector autoregressions. *The Review of Economics and Statistics*, 97(2), 436-451.
- Gorton, G., & Metrick, A. (2012). Getting up to speed on the financial crisis: A one-weekend-reader's guide. *Journal of Economic Literature*, 50(1), 128-150.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Karkowska, R., & Urjasz, S. (2021). Connectedness structures of sovereign bond markets in Central and Eastern Europe. *International Review of Financial Analysis*, 74, 101644.
- Litterman, R. B. (1980). *Bayesian procedure for forecasting with vector autoregression*. Cambridge, MA: Massachusetts Institute of Technology.
- Paserman, M. (2017). Comovement or safe haven? The effect of corruption on the market risk of sovereign bonds of emerging economies during financial crises. *Journal of International Money and Finance*, 76, 106-132.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear

- multivariate models. *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2020). Price connectedness between green bond and financial markets. *Economic Modelling*, 88, 25-38.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, 39(4), 949-968.
- Uddin, G. S., Yahya, M., Park, D., & Hedström, A. (2024). Bond market spillover networks of ASEAN-4 markets: Is the global pandemic different? *International Review of Economics & Finance*, 92, 1028-1044.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Wiesen, T. F. P., & Beaumont, P. M. (2023). A joint impulse response function for vector autoregressive models. *Empirical Economics*, 66(4), 1553-1585.
- Yilmaz, K. (2009). *International business cycle spillovers* (Working Paper No. 0903). İstanbul, Türkiye: Koç University-TUSIAD Economic Research Forum.

(논문 접수일: 2025.04.18. 수정논문 접수일: 2025.05.19. 논문 채택일: 2025.06.12.)

An Analysis of the Interconnectedness Between Mortgage Backed Securities (MBS) and Other Bond Products

Han Ik Jang*, Byungkwon Lim**

Abstract

This study analyzes the interconnectedness between the mortgage-backed securities (MBS) index and other bond indices, such as government, public agency, financial, and corporate bonds, from January 2017 to December 2024. We employ a Bayesian vector autoregressive (VAR) model to identify the relationships between MBS and other bonds and then estimate spillover effects using Diebold & Yilmaz's spillover index. The main findings of this study are twofold. First, we find that changes in MBS are highly synchronized with corporate bonds, while government and public agency bonds show significant co-movement with MBS fluctuations. Second, the impulse response analysis reveals that a 1% positive shock to other bonds causes a greater than 1% increase in MBS over the entire period. However, the sensitivity between MBS and other bonds has recently been alleviated, suggesting a more stable relationship between them bonds in the bond market. Our findings indicate that MBS is an intermediary between public- and private-sector bonds and substantially influences the Korean bond market. Therefore, we recommend meticulous planning of the issuance and management of MBS to promote qualitative growth in the domestic bond market.

Keywords : Bond Market, Mortgage Backed Securities (MBS) Index, Bayesian Vector Autoregressive (VAR), Generalized Impulse Response, Connectedness Measurement Approach

* Han Ik Jang, First author, Research Fellow, Industrial Bank of Korea, han0375@gmail.com

** Byungkwon Lim, Corresponding author, Professor, Department of Technology Practical Convergence, Chungnam National University, bklim@cnu.ac.kr

© Copyright 2025 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.