

외국인 국채선물투자의 영향과 시사점*

강 규 호** · 서 영 경***

논문 초록

본 연구는 외국인 투자자의 국채선물시장 참여로 인한 변동이 국채현물 만기수익률에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 선물시장이 현물시장에 영향을 미치는 두 가지 경로인 기대수익률 경로와 변동성 경로를 동시에 추정할 수 있는 기본 시차분포-확률적 변동성 모형(Autoregressive Distributed-lag Model with Stochastic Volatility, ADL-SV)과 시기별 전이효과의 비대칭성을 고려하도록 수정된 모형을 설정하고 김스-샘플링을 이용하여 추정한다. 추정결과, 외국인 선물순매도가 현물금리를 상승시키고 현물시장 변동성을 확대하는 것으로 드러났다. 추가로 거시 및 시장상황별 비대칭적 전이효과를 분석하였는데, 외국인 선물순매도로 인한 3년물 현물금리 인상폭은 외국인 선물순매도기, 기준금리 인상기, 그리고 미국의 기준금리 인상기에 더 커지는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 외국인 투자자, 장기금리, 국채선물, 확률적 변동성 모형, 베이지안 추정
경제학문헌목록 주제분류: G12, E43, C11

투고 일자: 2022. 9. 5. 심사 및 수정 일자: 2022. 10. 4. 게재 확정 일자: 2022. 10. 14.

* 한국경제학회 정책포럼(2022. 7. 15.)에서 유익한 논평을 해주신 토론회 및 참가자분들께 감사드립니다. 본 연구는 한국은행과 고려대학교(K2220391)의 재정지원을 받아 작성되었습니다. 본 연구내용은 집필자들의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다.

** 교신저자, 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: kyuho@korea.ac.kr

*** 공동저자, 한국은행 금융통화위원회 금융통화위원, e-mail: yksuh@bok.or.kr

I. 서론

장기금리는 채권가격산정과 기업의 투자 결정의 기준이 되어 경제 전반에 영향을 미치는 거시경제 변수다. 따라서 이를 안정적으로 운용하는 것은 금융안정 측면에서 매우 중요하다. 하지만 최근 한국 장기금리는 큰 폭과 빠른 속도의 상승을 보여 국내 정책입안자들과 투자자들의 우려를 자아내고 있다. 실제로 2021년 8월부터 2022년 4월까지 국고채금리는 2010년 이후 만기별 최고 수준인 +156bp(3년물), +148bp(10년물) 상승했다. 나아가 3년물이 과거 금리 상승기에 일평균 +1bp 미만의 낮은 상승속도를 보인 반면, 2021년 8~10월 상승기와 2022년 1~4월 상승기에는 일평균 +1bp 이상의 빠른 속도로 상승하였다.¹⁾ 특히 2022년 1~4월 상승기에 3년물과 10년물은 각각 일평균 +1.6bp, +1.4bp 상승하여 분석대상 기간 중 역대 최고치를 달성했다.

이처럼 전례를 찾아보기 힘든 장기금리 급등 양상은 거시경제적 요인과 수급요인이 동시에 작용한 결과로 보인다. 첫 번째 거시경제적 요인은 2021년 하반기부터 한은 및 미 연준 등 주요국 중앙은행이 통화정책 완화 정도를 축소하기 시작했다는 것이다. 이로 인해 IRS 선도금리에 내재된 국내 기준금리 인상기대 및 주요 투자은행의 서베이 기대가 상승세를 보이는 등 완화적 금융여건에 대한 조정 기대가 강화되었다. 둘째, 글로벌 공급 차질 지속 및 지정학적 리스크 고조로 인해 인플레이션에 대한 우려가 집중되었다. 실제로 미국 및 유로 지역의 2022년 6월 중 소비자물가(CPI) 상승률은 전년동월대비 각각 9.1%, 8.6%로 미국은 1981.11월 9.6% 이후 40년 만에, 유로 지역은 통계편제 이래 최고 수준을 기록하였다.

수급요인으로는 우선 추경 규모 및 재원 조달 관련 불확실성 확대가 금리 상승에 영향을 주었다. 2022년 중 국고채 발행 규모는 177.3조 원으로 코로나 이전과 비교할 경우 약 74.3% 높은 수준이다.²⁾ 소상공인 손실보상 관련 2차 추경에 따른 국고채 발행 부담 역시 수급 악화요인으로 작용할 가능성이 있다.³⁾ 마지막으로 외국인에 의한 대규모 국채선물 순매도가 현물금리에 상당히 유의미한 영향을 준 것으로 보인다. 2010년 이후, 외국인 선물거래 규모가 꾸준히 성장하는 가운데 이들의 매매가 현물금

1) 2011년 이후 국고채 3년 또는 10년물의 상승폭이 +50bp 이상인 시기를 대상으로 분석한 결과다.

2) 2015~2019년 평균 국고채 발행 규모는 102.1조 원이다.

3) 2022년 1월 중 시행된 1차 추경 규모 16.9조 원 중 국고채 추가발행 규모는 11.3조 원으로 코로나19 기간 평균 추가발행 대비 +2.3조 원 수준이다.

리에 주요한 영향을 미치는 현상이 수시로 발생했다.⁴⁾ 그 중에도 특히 2021년 9~11월에 발생한 외국인의 국채선물 대규모 순매도는 규모 및 강도 측면에서 최고 수준이었으며, 순매도 기간 중 현물금리도 가장 큰 폭으로 상승하였다. 구체적으로 2021년 9월 외국인 국채선물 순매도 규모는 3년물 15.0만 계약, 10년물 3.8만 계약으로 만기별 월중 사상 최대 수준을 갱신했다. 순매도가 지속된 9~10월 중 국고채금리 상승 압력이 가중되어 3년물, 10년물 모두 8월 말 대비 큰 폭으로 상승하였으며, 10월 중 금리 상승폭은 3년물 +51bp, 10년물 +34bp로 각각 2011년 1월 +58bp, 2016년 11월 +46bp 이후 최대치를 달성했다.

외국인이 전체 선물거래에서 차지하는 비중은 2022년 1~4월 기준 44.2%에 달해, 9.5%인 2022년 4월 기준 현물채권 보유 비중에 비하면 상당히 높은 수치다. 또한, 국채 선물시장에서 거래하는 외국인은 단기매매 성향의 헤지펀드와 은행으로 구성되어 있다. 이들은 국내외 거시경제 여건 변화에 따른 금리전망 등을 토대로 포지션을 수시로 조정하기 때문에 국채 선물시장의 변동성은 현물시장보다 크다.

선물시장이 현물시장에 미치는 영향은 기존 문헌에서도 다루어진 주제다. 대표적으로 Harris(1989), Bessembinder(1992), Lee and Ohk(1992)은 미국 주식 인덱스 선물거래가 시작되며 현물 주식에 나타난 변화를 위주로 진행되었다. 마찬가지로 Bae, Kwon, and Park(2004)는 한국거래소에 주식 인덱스 선물이 상장된 전후를 비교하여 주식 인덱스 선물이 현물에 미치는 영향을 연구했다. Bortz(1984)와 Hegde(1994)의 경우 미국 국채선물이 현물에 미치는 영향에 관해 연구한 바 있다. 국내에서는 홍정효(2006)가 채권선물 및 현물시장 간 가격과 변동성의 상호의존성을 분석했다. 특히 홍정효(2019)는 2013년 1월 2일부터 2018년 3월 30일까지를 대상으로 벡터오차수정모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과, 선물과 현물의 수익률이 양방향으로 통계적으로 유의한 영향을 주고 받았으며, 특히 국채선물시장의 영향력이 상대적으로 더 강하다는 추정결과를 제시하였다. 한편, 한덕희·문규현(2017)은 홍정효(2019)의 유사한 계량모형을 추정한 결과를 바탕으로 국채현·선물간의 장기적인 인과관계는 없지만 단기적 그랜저인과관계는 존재한다는 주장을 하였다.

본 논문과 보다 밀접히 관련하여 외국인 투자자들이 채권시장에 미치는 영향에 관한 기존연구는 매우 제한적이다. 오승현·한상범(2006)의 경우 선물시장에서 외국인 투자자를 포함한 투자자 유형별 수익률과 거래행태를 연구한 바 있다. Park,

4) 외국인의 대규모 선물 순매도 시기에 대한 더욱 자세한 설명은 <부록 A>를 참고하길 바란다.

Mercado, Choi, and Lim (2017)의 경우 외국인의 한국 국채선물 투자가 현물시장에 미치는 영향을 분석했다는 점에서 본고와 가장 유사하지만, 선물시장의 가격발견기능에 집중했다는 차이를 지닌다.

이처럼 관련 연구 중 외국인이 선물시장을 통해 현물금리에 주는 영향에 대해 규명한 바는 아직 미비하여 현재 시장참여자들과 정책입안자들은 이와 관련된 의사결정에 정형화된 사실이나 기술적 분석에 의존할 수밖에 없는 실정이다. 따라서 외국인의 국채선물시장 참여가 현물시장에 미치는 영향을 규명하는 것은 그 자체로 의의가 있다. 나아가 외국인이 선물시장에서 미치는 영향력이 커지는 현재 더욱 시의적절할 작업일 것이다.

국채 선물시장의 국채수익률에 대한 파급경로는 기대수익률 경로와 변동성 경로로 구분된다. 이 두 경로 사이에는 상호관련성이 존재하기 때문에 각각의 경로를 따로 추정할 경우 추정치의 정확도가 저하되거나 추정치에 편의가 발생할 가능성이 있다. 따라서 본고는 두 경로를 동시에 추정할 수 있는 시차분포-확률적 변동성 모형(Autoregressive Distributed-lag model with Stochastic Volatility, ADL-SV)을 사용한다. 이와 더불어 선물시장 변동이 현물시장에 미치는 영향이 시장 수급 상황, 대내외 통화정책 기조 등 시기별로 상이할 가능성을 고려하기 위해 기본 ADL-SV 모형에 더미변수와 설명변수 간 교차항을 추가한 비대칭적 전이모형을 사용한다.

ADL-SV 모형과 비대칭적 전이모형에서 변동성이 은닉변수로 포함되어있기 때문에 우도 함수를 해석적으로 도출하기 어렵다. 나아가 모형에 많은 수의 모수가 포함되어있어 국소-극대문제가 발생할 가능성이 크다. 이러한 특징은 최우추정법을 사용하기에 적절하지 않은 환경을 만들기 때문에 최우추정법 대신 베이지안 접근법에 해당하는 깁스-샘플링(Gibbs-sampling)을 통해 모형을 추정한다.

기본 ADL-SV 모형을 추정한 결과, 외국인의 국채선물 순매수가 3년물 금리 수준에 강한 영향을 미치는 반면 국채선물 순매도는 3년물 현물금리 변동성을 확대하는 것으로 드러났다. 또한, 미 국채 금리변동이 국채금리 수준과 변동성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나 한미 간 국채시장 동조화 현상을 확인했다. 이에 더해 외국인 국채선물 순매수 효과가 거시 및 시장상황에 따라 상이할 가능성을 고려하여 비대칭적 전이모형을 추정하였다. 추정결과, 외국인 국채선물 순매도기, 한국 기준금리 인상기, 그리고 미 연준의 기준금리 인상기일 경우 현물금리가 외국인선물 순매수에 가장 민감한 반응을 보였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 계량 분석에 사용되는 모형과 추정방

법에 관해 설명한다. 제Ⅲ장은 자료에 대한 설명과 추정결과를 분석한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 주요 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

II. 계량분석

이 장은 국채 선물시장 변동이 국채 만기수익률에 미치는 영향에 대한 통계적 증거를 도출하기 위해 사용되는 모형과 추정 방법을 제시한다.

1. 모형 설정

(1) 기본 ADL-SV 모형

선물시장변동이 국내 국채 만기수익률에 미치는 영향의 파급경로는 기대수익률 경로와 변동성 경로로 구분된다. 우선 기대수익률 경로는 국채 선물시장 또는 미국채시장 변동이 국채 미래 만기수익률에 대한 기대치에 영향을 미치는 것을 의미한다. 이와 달리 변동성 경로는 국채 선물시장 또는 미국채시장 변동이 국채 미래 만기수익률의 변동성에 영향을 주는 것을 의미한다.

변동성은 예측오차의 표준편차이고, 예측오차는 실현치와 기대치의 차이를 말하기 때문에 기대수익률 경로와 변동성 경로 간에는 상호관련성이 존재한다. 따라서 각 경로를 분리하여 분석하게 되면 추정치의 정확도가 낮아지거나 추정치에 편의가 생길 가능성이 존재한다. 이러한 점을 고려하여 본고는 기대수익률 경로와 변동성 경로를 동시에 추정할 수 있는 시차분포-확률적 변동성(Autoregressive Distributed-lag model with Stochastic Volatility, ADL-SV) 모형을 사용한다.

y_t 가 t 시점의 국채 만기수익률, $\exp(h_t/2)$ 가 변동성을 나타낸다고 하자. 기본 ADL-SV 추정모형은 국채 만기수익률에 대한 식인 평균식과 로그 변동성에 대한 식인 분산식으로 구성된다. 평균식은 다음과 같이 표현된다.

$$\text{평균식: } y_t = x_{t-1}'\beta + \exp(h_t/2)\varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 x_{t-1} 는 국채 만기수익률의 조건부 기댓값, 즉 기대 만기수익률의 결정요인 벡터로 선물금리변동치, 현선물금리차, 그리고 여타 통제변수로 구성된다.⁵⁾ 여기서

현선물금리차는 현물금리와 선물금리 간 공적분관계를 반영한 오차수정항이다

본 연구는 Kim et al. (1998)의 표준적 확률적 변동성 모형을 확장하여 아래와 같이 현재의 로그 변동성(h_t)이 변동성의 시차(h_{t-1})뿐만 아니라 시차 외생변수(z_{t-1})의 영향을 받을 수 있다고 가정한다.

$$\begin{aligned} \text{분산식: } h_t &= \alpha + \phi h_{t-1} + z_{t-1}'\gamma + \eta_t \\ h_0 &\sim N\left(\frac{\alpha}{1-\phi}, \frac{\sigma^2}{1-\phi^2}\right) \\ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} | h_{t-1}, \theta &\sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}\right) \end{aligned} \quad (2)$$

이때 θ 는 모형 내 모수들로 구성된 벡터이며 z_{t-1} 는 평균식에서와 마찬가지로 만기수익률 변동성에 영향을 줄 수 있는 전기 선물금리변동폭과 기타 통제변수로 구성된 벡터를 나타낸다.⁶⁾ 선물금리변동폭의 계수는 선물금리에서 현물금리으로의 변동성 전이효과를 측정한다. 마지막으로 만기수익률 충격(ε_t)과 변동성 충격(η_t)은 각각 정규분포를 따르며 상호독립이라고 가정한다.

(2) 비대칭적 전이모형

선물시장 변동이 현물시장에 미치는 영향은 시장수급상황, 통화정책 기조 등 시기별로 상이할 가능성이 존재한다. 우선 외국인 선물순매수와 선물순매도 기간별 전이효과에 비대칭성이 존재한다. 외국인 선물순매도는 한·미간 장기금리차 축소, 글로벌 불확실성 확대에 의한 글로벌 안전자산으로의 이동 등 국내 금융경제 상황에 대한 비관적 기대를 일부 반영한다. 이러한 상황에서는 단기적 현물시장 참가자들이 위험관리를 위해 현물을 적극적으로 매도할 가능성이 크다. 따라서 외국인 선물순매수 기간에 비해 선물순매도 기간 중 선물시장의 전이효과가 상대적으로 클 수 있다.

또한 선물시장 변동이 현물시장에 미치는 영향에 통화정책 기조에 따른 비대칭성이

5) 미국채금리변동치, 한미금리차, 평가절하율, 전기 국채만기수익률(y_{t-1}), 전기 국채만기수익률변동(Δy_{t-1})가 여타 통제변수에 해당된다.

6) 분산식의 통제변수로는 미국채금리변동폭, 평가절하율의 절대값, 외국인 현물순매수, 외국인 선물순매수가 사용된다.

존재한다. 기준금리 인상 또는 인하기에는 동결기에 비해 선물시장에 새로운 뉴스가 상대적으로 빈번히 공급되고 시장참가자간 기대가 교차한다. 따라서 거래 규모 및 변동성이 상대적으로 확대되어 전이효과가 커질 수 있다. 마지막으로 한미간 기준금리 역전 여부에 따른 비대칭성이 존재한다. 한미간 기준금리 역전시기(즉, 미국기준금리 > 한국기준금리, 2018년 3월 - 2020년 2월) 자본 유출에 대한 우려가 증가하였다. 이러한 상황에서 현물금리는 외국인 선물 순매도에 더 민감하게 반응하여 상승할 가능성이 존재한다.

이러한 전이효과의 비대칭성을 고려하기 위해 본 연구는 기본 모형의 평균식과 분산식에 더미변수(D_t)와 설명변수 간 교차항을 추정하는 모형을 사용한다.

$$\text{평균식: } y_t = \sum_{i=1}^d [I(D_t = i) \times x_{t-1}'] \beta_i + \exp(h_t/2) \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$\text{분산식: } h_t = \alpha + \phi h_{t-1} + \sum_{i=1}^d [I(D_t = i) \times z_{t-1}'] \gamma_i + \eta_t \quad (4)$$

단, d 는 더미변수의 수를 나타낸다.

2. 추정 방법

본고는 앞서 제시한 모형을 추정하기 위해 베이지안 접근법을 사용한다. 확률적 변동성 모형에서의 변동성은 비관측 은닉인자이고 우도함수를 해석적으로 계산하기 어렵기 때문에 최우추정법을 사용하기 적합하지 않다. 나아가 제시된 모형은 표준적인 확률적 변동성 모형과 비교하면 추정해야 할 모수의 수가 많아 상대적으로 국소극대(local maxima) 문제가 심각하다. 이는 수치적 최적화를 사용하기 어려운 환경을 만들어 최우추정법을 사용하기 더욱 어렵게 만든다. 반면 베이지안 접근법은 적절한 사전분포를 설정하고 MCMC(Markov Chain Monte Carlo)을 사용하면 모수의 사후 분포와 통계적 유의성을 점근적 근사법(asymptotic approximation)에 의존하지 않고도 효율적으로 추론 가능하게 한다는 장점을 갖고 있다. 본 모형의 경우 모든 모수와 변동성의 조건부 분포가 표준적이기 때문에 깁스 샘플링(Gibbs-sampling)을 적용할 수 있어 사후 샘플링에 소요되는 계산시간이 짧다는 이점도 존재한다.

$\theta = (\beta, \alpha, \phi, \gamma, \sigma^2)$ 가 모수의 집합이고 $H = \{h_t\}^{T-1}$ 은 로그 변동성의 시계열을 나타낸다고 하자. 그렇다면 θ 의 사후분포는 각 MCMC 반복(iteration)에서 세 개 블록

(block) 으로 구분하여 순차적으로 샘플링하여 도출할 수 있다. 다음으로 H 은 하나의 독립된 블록으로, multi-move 샘플링 기법을 통해 완전 조건부 분포로부터 샘플링된다. 시뮬레이션 과정에 대한 자세한 설명은 <부록 B>를 참고하길 바란다.

Ⅲ. 추정결과

1. 통계자료

표본은 2011년 1월 3일부터 2022년 6월 25일까지의 일별 자료로 구성되었다. 종속 변수는 3년물과 10년물 국채(현물) 만기수익률이며 5년물은 외국인 거래 실적이 매우 적어 분석대상에서 제외했다. 평균식의 설명변수는 현물금리의 근본적 결정요인과 시장수급요인으로 구분된다. 근본적 결정요인은 재정차익거래기회 및 한미간 금리동 조성을 반영하며 이에 현물금리, 현물금리변동, 선물금리변동, 현선물금리차(현물금리-선물금리), 미국채금리변동, 한미금리차(현물국채금리-미국채금리), 그리고 평가절하율이 해당된다. 시장수급요인에는 외국인현물순매수와 외국인선물순매수가 해당된다. 분산식의 설명변수는 로그 변동성, 선물금리변동폭, 미국채금리변동폭, 평가절하율 절대값, 외국인현물순매수, 외국인선물순매수로 구성된다.

각 변수에 대한 설명은 다음과 같다. 선물금리변동과 현선물금리차는 선물시장의 가격변동이 현물시장의 가격과 변동성에 대한 전이효과를 잡아낸다. 외국인선물순매수는 내국인선물순매도를 의미하기 때문에 내국인에 비해 외국인의 시장영향력이 큰 상황에서 외국인선물순매수가 현물금리를 하락시킬 수 있다. 따라서 외국인선물순매수는 선물시장 수급변동이 현물시장에 미치는 영향을 측정하는 데 사용된다. 참고로 설명변수의 경우 내생성 문제를 회피하고자 외국인선물순매수를 제외하고 모두 1일 시차변수를 사용했다. 또한 종속변수의 만기와 동일한 만기의 현물, 선물, 미국채 만기수익률을 설명변수로 사용한다. 마지막으로 주가수익률(코스피, 코스닥)을 평균식과 분산식에 추가하더라도 통계적 유의성이 거의 없음을 확인하여 설명변수에 포함시키지 않았다.

2. 추정결과

(1) 기본 ADL-SV 모형 추정결과

평균식 추정결과에 의하면 3년물과 10년물 현물금리에 선물시장 수급의 영향이 공통적으로 강하게 존재하는 것으로 나타났다(〈표 1〉 참조). 구체적으로 외국인순매수(선물)의 계수가 3년물과 10년물에 각각 -0.146와 -0.440으로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 나아가 분산식에서 외국인선물순매수의 계수가 3년물은 -0.469, 10년물은 -0.915로 통계적으로 유의하게 추정되어 외국인 선물순매도가 현물금리 변동성을 확대하는 것으로 드러났다. 마지막으로 3년물과 10년물 현물금리 각각의 평균식의 미국채금리변동 계수와 분산식의 미국채금리변동폭 계수가 통계적으로 유의한 양수로 추정되어 미국채시장으로부터의 가격과 변동성 전이효과, 즉 한국과 미국 간 국제시장 동조화현상이 확인되었다.

〈표 1〉 기본모형 추정결과

(a) 3년물

평균식			분산식		
	사후평균	표준편차		사후평균	표준편차
선물금리변동	0.000	0.030	전기 변동성	0.916	0.018
현선물금리차	-0.015	0.009	선물금리변동폭	0.222	0.138
미국금리변동	0.141	0.013	미국채금리변동폭	0.248	0.079
한미금리차	0.000	0.000	평가절하율 절대값	-0.816	0.386
평가절하율	0.084	0.076	외국인순매수(현물)	0.513	0.554
외국인순매수(현물)	-0.026	0.025	외국인순매수(선물)	-0.469	0.203
외국인순매수(선물)	-0.146	0.006			

(b) 10년물

평균식			분산식		
	사후평균	표준편차		사후평균	표준편차
선물금리변동	0.150	0.056	전기 변동성	0.905	0.023
현선물금리차	-0.096	0.028	선물금리변동폭	0.077	0.122
미국금리변동	0.195	0.011	미국채금리변동폭	0.393	0.079
한미금리차	0.001	0.001	평가절하율 절대값	-0.873	0.386
평가절하율	0.164	0.100	외국인순매수(현물)	0.375	0.583
외국인순매수(현물)	0.003	0.045	외국인순매수(선물)	-0.915	0.465
외국인순매수(선물)	-0.440	0.020			

주: 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

(2) 외국인 순매수·순매도 기간별 비대칭적 전이효과 추정결과

3년물의 경우, 외국인 선물순매수기에 비해 외국인 선물순매도기에 외국인 선물순매도에 의한 현물금리 상승폭이 더 커지고 변동성 증가효과가 크게 증폭되는 것으로 나타났다.⁷⁾ 〈표 2〉를 보면 평균식의 외국인순매수(선물)의 계수가 순매도기는 -0.149, 순매수기에는 -0.135로 둘 다 통계적으로 유의하게 추정되었다. 한편 분산식에서 외국인순매수(선물)의 계수는 순매도기에 -1.513으로 추정되어 통계적 유의성이 확인되었지만, 순매수기에는 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. 반면 장기채의 경우 외국인 순매수기와 순매도기 간 외국인선물순매수 효과의 비대칭성이 강하지 않았다.⁸⁾

〈표 2〉 외국인 선물 순매수기와 순매도기 별 전이효과(3년물)

(a) 평균식				
	순매수기		순매도기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
선물금리변동	0.010	0.034	-0.008	0.033
현선물금리차	-0.021	0.011	-0.008	0.012
미국금리변동	0.134	0.017	0.154	0.021
한미금리차	0.000	0.000	0.001	0.001
평가절하율	0.000	0.001	0.002	0.001
외국인순매수(현물)	-0.030	0.035	-0.024	0.032
외국인순매수(선물)	-0.135	0.012	-0.149	0.012

(b) 분산식				
	순매수기		순매도기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
전기 변동성	0.926	0.019	0.926	0.019
선물금리변동폭	0.298	0.165	-0.099	0.151
미국채금리변동폭	0.214	0.139	0.307	0.124
평가절하율 절대값	-0.040	0.039	-0.056	0.040
외국인순매수(현물)	-0.034	0.597	0.570	0.608
외국인순매수(선물)	0.749	0.550	-1.513	0.357

주: 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

7) 월단위 누적거래를 기준으로 외국인 순매수와 순매도 기간을 구분하였다.

8) 10년물 결과는 〈표 3〉 참조.

〈Table 3〉 외국인 선물 순매수기와 순매도기 별 전이효과(10년물)

(a) 평균식				
	순매수기		순매도기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
선물금리변동	0.140	0.059	0.155	0.056
현선물금리차	-0.062	0.040	-0.127	0.039
미국금리변동	0.204	0.016	0.191	0.016
한미금리차	0.000	0.001	0.002	0.001
평가절하율	0.002	0.001	0.002	0.001
외국인순매수(현물)	0.031	0.057	-0.043	0.069
외국인순매수(선물)	-0.426	0.037	-0.439	0.035

(b) 분산식				
	순매수기		순매도기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
전기 변동성	0.918	0.020	0.918	0.020
선물금리변동폭	0.194	0.150	-0.106	0.152
미국채금리변동폭	0.487	0.133	0.318	0.123
평가절하율 절대값	-0.044	0.034	-0.071	0.041
외국인순매수(현물)	0.209	0.594	0.197	0.620
외국인순매수(선물)	-0.144	0.516	-0.900	0.505

주: 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

(3) 우리나라 통화정책 기조별 비대칭적 전이효과 추정결과

3년물 금리는 기준금리 인상기에 외국인선물순매수에 가장 민감하게 반응하는 것으로 나타났으며, 추정결과를 〈표 4〉에 제시하였다. 외국인순매수(선물)의 계수가 인상기에 -0.187, 동결기에 -0.130, 인하기에 -0.162로 추정되었다. 반면 외국인선물순매도로 인한 10년물 금리 인상폭은 상대적으로 기준금리 인하기(-0.543)에 가장 크고, 기준금리 인상기(-0.319)에 가장 약한 것으로 드러났다(〈표 5〉 참조).

〈표 4〉 기준금리 인상기, 동결기, 인하기별 추정결과(3년물)

(a) 평균식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
선물금리변동	0.068	0.039	-0.032	0.034	0.024	0.038
현선물금리차	-0.024	0.014	-0.001	0.012	0.030	0.024
미국금리변동	0.118	0.034	0.207	0.027	0.113	0.017
한미금리차	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001
평가절하율	-0.005	0.002	0.001	0.001	0.003	0.001
외국인순매수(현물)	0.012	0.069	-0.040	0.038	-0.020	0.036
외국인순매수(선물)	-0.187	0.024	-0.130	0.008	-0.162	0.010

(b) 분산식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
전기 변동성	0.898	0.022	0.898	0.022	0.898	0.022
선물금리변동폭	0.055	0.205	0.467	0.186	0.081	0.187
미국채금리변동폭	0.657	0.236	0.322	0.173	0.055	0.120
평가절하율 절대값	-0.041	0.058	-0.045	0.041	-0.049	0.041
외국인순매수(현물)	-0.285	0.904	1.070	0.881	0.640	0.916
외국인순매수(선물)	-0.580	0.443	-0.333	0.345	-0.551	0.376

주: 1) 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

〈표 5〉 기준금리 인상기, 동결기, 인하기별 추정결과(10년물)

(a) 평균식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
선물금리변동	0.113	0.065	0.140	0.059	0.173	0.062
현선물금리차	-0.112	0.051	-0.115	0.042	-0.066	0.055
미국금리변동	0.192	0.026	0.213	0.017	0.172	0.019
한미금리차	0.005	0.002	0.001	0.001	0.000	0.001
평가절하율	-0.005	0.003	0.003	0.002	0.003	0.002
외국인순매수(현물)	0.199	0.108	0.005	0.059	-0.130	0.090
외국인순매수(선물)	-0.319	0.048	-0.424	0.026	-0.543	0.036

(b) 분산식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
전기 변동성	0.903	0.019	0.903	0.019	0.903	0.019
선물금리변동폭	0.110	0.199	0.288	0.138	-0.090	0.186
미국채금리변동폭	0.449	0.184	0.543	0.132	0.353	0.139
평가절하율 절대값	-0.061	0.054	-0.094	0.038	-0.019	0.038
외국인순매수(현물)	0.328	0.908	0.349	0.852	0.363	0.908
외국인순매수(선물)	-0.982	0.761	-0.899	0.729	-0.384	0.756

주: 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

(4) 미 연준 통화정책 기조별 비대칭적 전이효과 추정결과

〈표 6〉의 추정결과에 의하면 연준의 기준금리 인상기에 일반적으로 발생하는 자본 유출에 대한 우려 증가로 인해 3년물의 경우 외국인 선물순매수에 대한 민감도 (-0.246)가 동결기(-0.142)와 인하기(-0.151)에 비해 훨씬 높은 것으로 나타났다. 10년물도 마찬가지로 외국인 선물순매도의 현물금리 인상효과가 미 기준금리 인상기에 가장 큰 것으로 추정되었다(〈표 7〉 참조).

〈표 6〉 미연준 통화정책 기조별 전이효과(3년)

(a) 평균식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
선물금리변동	-0.028	0.080	0.000	0.034	0.008	0.035
현선물금리차	-0.042	0.065	-0.016	0.012	-0.017	0.013
미국금리변동	0.154	0.046	0.140	0.019	0.146	0.023
한미금리차	0.005	0.007	0.000	0.001	0.001	0.001
평가절하율	0.002	0.005	0.002	0.001	0.000	0.001
외국인순매수(현물)	-0.222	0.183	-0.040	0.032	0.007	0.040
외국인순매수(선물)	-0.246	0.046	-0.142	0.008	-0.151	0.011

(b) 분산식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
전기 변동성	0.913	0.018	0.913	0.018	0.913	0.018
선물금리변동폭	0.182	0.382	0.198	0.133	0.378	0.175
미국채금리변동폭	0.248	0.201	0.206	0.099	0.337	0.166
평가절하율 절대값	-0.078	0.126	-0.014	0.030	-0.128	0.055
외국인순매수(현물)	-0.026	0.637	0.588	0.597	-0.005	0.591
외국인순매수(선물)	-0.174	0.546	-0.304	0.263	-0.602	0.342

주: 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

〈표 7〉 미연준 통화정책 기초별 전이효과(10년)

(a) 평균식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
선물금리변동	0.162	0.096	0.173	0.057	0.108	0.061
현선물금리차	-0.268	0.152	-0.062	0.037	-0.145	0.047
미국금리변동	0.169	0.055	0.186	0.014	0.226	0.021
한미금리차	0.019	0.009	0.001	0.001	0.006	0.003
평가절하율	0.004	0.007	0.001	0.001	0.002	0.002
외국인순매수(현물)	-0.023	0.208	0.024	0.057	-0.059	0.081
외국인순매수(선물)	-0.481	0.107	-0.445	0.025	-0.418	0.033

(b) 분산식						
	인상기		동결기		인하기	
	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차	사후평균	표준편차
전기 변동성	0.908	0.018	0.908	0.018	0.908	0.018
선물금리변동폭	-0.042	0.374	0.142	0.127	0.125	0.155
미국채금리변동폭	0.454	0.251	0.397	0.101	0.524	0.179
평가절하율 절대값	-0.158	0.114	-0.025	0.029	-0.119	0.050
외국인순매수(현물)	0.040	0.620	0.399	0.582	-0.018	0.619
외국인순매수(선물)	0.104	0.580	-0.709	0.540	-0.450	0.551

주: 음영은 90% 신용구간(credibility interval)이 영(0)을 포함하지 않음을 의미.

IV. 결 론

1. 요약

본고는 국채 선물시장이 국채 현물시장에 미치는 영향을 분석하기 위해 기본 ADL-SV 모형과 비대칭적 전이모형을 추정한다. 제시된 모형의 우도함수를 해석적으로 계산하는 것은 매우 어려울뿐더러 많은 수의 모수가 존재하기 때문에 최우추정법을 사용하기 적합하지 않다. 따라서 베이지안 접근법 중 하나인 Gibbs-sampling을 사용하여 추정하였다.

기본 ADL-SV 모형을 추정한 결과 외국인선물 순매수가 3년물 현물금리 수준에 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 추가적으로 3년물의 경우 외국인 선물순매도가 3년물 현물금리 변동성을 확대하는 것으로 드러났으며 3년물과 10년물 모두 미국채시

장으로부터의 가격과 변동성 전이효과가 존재한다는 것을 확인했다. 비대칭적 전이 모형을 추정한 결과 외국인 선물 순매수기에 비해 순매도기에 외국인선물 순매도에 의한 현물금리 상승폭이 더 커지고 변동성 증가효과가 크게 증폭되었다. 또한, 현물 금리는 기준금리 인상기와 미 연준 금리 인상기에 외국인 선물 순매수에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

2. 정책적 시사점

기본적으로 외국인 투자자는 국내기관의 헤지거래에 대해 반대포지션을 취함으로써 선물시장의 유동성을 제고시키는 역할을 한다. 국내기관은 대체로 현물매수 포지션에 대한 헤지(hedge)를 위해 선물시장에서 순매도 포지션을 유지한다. 따라서 평상시 국채선물시장에는 매도우위의 수급상황이 형성되어 선물가격이 이론가격보다 낮은 저평가 상태가 유지된다. 이때 외국인 투자자는 이러한 국채선물 시장의 구조적 저평가 상황을 이용한 차익거래를 목적으로 순매수 포지션을 상당 기간 보유한다. 실제로 2010년 이후 외국인의 일평균 순매수 포지션 규모(3년물, 10년물)는 약 7만 계약으로 주로 순매도 포지션을 보유하고 있는 증권사 및 투신사와는 대비된다.

다만 기본 ADL-SV 모형 추정결과에 나타나듯이 이러한 거래형태는 외국인의 대규모 포지션 조정에 의한 가격변동성 확대를 초래 및 국채현물 저평가 상황을 심화시키는 부작용을 초래한다. 실제로 2021년 10월 중 3년물 저평가 수준이 일평균 기준 17 톱⁹⁾으로 2013년 7월(19톱) 이후 최대치를 기록하였으며 2022년 3월 이후 재차 확대되었다. 최근에는 국내은행의 손절성 매도물량 등으로 국채(3년물) 선물가격이 큰 폭 하락하면서 가격 변동성이 크게 상승하기도 하였다.

또한, 대내외 통화정책에 대한 불확실성이 높은 상황에서 외국인 투자자의 대규모 일방향 매매 패턴은 시장의 쏠림현상 유발요인으로 작용한다. 실제로 지난해 외국인 선물투자의 방향성거래 비중은 각각 18.1%로 국내투자자(5.3%~10.9%)에 비해 높은 수준이다. 외국인의 일중 국고채선물 투자는 국내 투자자들에 비해 방향성(trend-chasing) 거래¹⁰⁾ 경향이 뚜렷한 모습을 보인다. 특히 작년 8월 말 이후에는

9) 국채선물 액면가(1억원)는 100.00으로 환산·표시하며 1톱은 0.01을 의미한다.

10) 향후 금리정책전망, 선물가격에 대한 기술적 분석 등을 기초로 일정 기간 중 한 방향의 투자를 지속하는 현상. 판단지표로 5영업일 이상 연속 순매수·순매도한 거래일/전체거래일 x 100을 사용한다.

24일 연속(9.8~10.18일) 대규모 순매도가 이어졌으며 이는 지난 2013년 11월(24일) 이후 최장 수준이다. 외국인 현물투자(29.6%)도 종합금융사(32.9%)를 제외한 여타 국내투자자에 비해 방향성 거래비중이 높은 상황이다. 다만 최근 초단기 투기거래 확대 등으로 과거 대규모 순매도 기간에 비해서는 방향성 거래 경향이 다소 완화되는 추세다.

다음으로 대내외 통화정책 기조가 변화하는 시기에 외국인 투자자의 금리 경로 전망에 따른 선물 포지션 조정은 현물채권 금리변동에 주요한 파급경로로 작용한다. 현물투자의 경우 보유 잔액이 지속적으로 증가함에 따라 금리 조정기에도 거래 규모 및 변동성에 큰 변화가 없는 반면 선물투자의 경우 비대칭적 전이모형 추정결과에 나타나듯이 기준금리 동결기에 비해 조정기 중에 거래 규모 및 변동성이 크게 확대된다. 특히 기준금리 인상기보다는 인하기에 거래 규모 및 변동성이 상대적으로 크게 확대되는 등 금리 기조에 따른 민감도 변화는 비대칭적인 모습을 보인다.¹¹⁾

외국인 투자자의 선물시장 참여로 인한 현물금리 오버슈팅 및 변동성 증폭을 완화하기 위해 다음과 같은 제도개선 방향을 제시하고자 한다. 우선 본 연구에 이어 외국인 선물시장의 투기적 거래가 우려할 만한 상황인지 대한 면밀한 미시적 관점에서의 시장 분석이 선행되어야 한다. 만약 그러한 투기적 거래로 인해 현물시장의 왜곡이 이례적으로 심해지거나 금융시장의 변동성이 과도하게 확대될 경우에는 위탁증거금률의 일시적 조건부 인상 방안¹²⁾을 고려할 수 있다.

증거금은 선물시장에서 거래당사자의 결제이행을 위한 담보로써 위탁증거금과 거래증거금으로 나뉜다. 전자는 선물거래를 개시하기 위해 계좌에 준비해야 하는 금액을, 후자는 포지션을 유지하기 위해 계좌에 유지해야하는 이행 보증금을 말한다. 위탁증거금을 낮게 설정하면 시장 유동성은 확보되지만, 계약 불이행의 위험이 올라가게 된다. 반대로 이를 높게 설정할수록 위험은 감소하지만, 유동성도 감소하게 된다. 따라서 증거금 설정은 유동성과 거래 안정성을 절충하는 선에서 결정하게 된다.

11) 다만 작년 8월 이후 기준금리 인상기의 경우 일평균 거래 규모(5.8만 계약) 및 변동성(2.2)이 인상기 평균수준을 크게 상회하였다.

12) 국제선물 시장의 증거금 제도는 중앙청산소(CCP, Central Counterparty)가 시장 참가자의 신용 익스포저(credit exposure) 관리를 목적으로 운영하고 있으나 금융시장 안정화 측면의 수단으로서의 활용 가능성을 고려하는 차원에서의 방안이다. 다만 증거금률이 국제기준(PFMI, Principles for Financial Market Infrastructures)에 따라 산정되기 때문에 인상률을 결정하는 과정에서 국제기준에 부합하는 적정한 수준에 대한 분석 및 사례조사 등이 필요할 것으로 예상된다.

과거 위탁증거금이 상품별로 정해져 있던 것과 달리 현재 한국거래소는 <증권파생상품시장 증거금 관리기준>에 따라 가격 변동성을 계산하여 이를 기반으로 각 상품의 위탁 및 거래증거금을 계산한다. 이에 따라 정해진 국채선물 위탁증거금은 2022년 6월 기준 3년물과 10년물이 각각 1.53%, 3.675%이다. 이처럼 낮은 증거금률은 투기적 목적의 대규모 선물거래를 가능케 한다. 반대로 위탁증거금 인상 등의 건전화 방안은 국채선물 등 파생상품에 대한 투기적 거래를 어느 정도 낮출 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 국채선물의 경우와는 차이가 있으나 실제로 KOSPI 200선물의 경우 2011년 이후 시행된 개인투자자의 장내파생상품 위탁증거금 현금예탁비율 상향 조정 등의 일련의 시장건전화 조치로 헤지목적의 장기거래와 연관성이 높은 미결제약정 규모가 증가하고 회전율은 큰 폭으로 하락한 사례가 있다. 다만 동시에 개인투자자의 해외 이탈 및 기관거래 감소 등 부작용도 발생해 정책 시행에 유의할 필요가 있다.¹³⁾ 김학겸·박진우(2016)는 증거금 조정을 통해 유동성을 높이는 것은 효과가 작다는 결론을 내린 바 있으나 이외의 부작용을 충분히 고려하기 위한 추가적인 연구가 필요한 상황이다.

한편 선물결제방식을 현금결제(cash settlement)에서 현물결제(physical settlement)로 변경하는 방안을 고려할 필요가 있다. 우리나라는 사전에 약정한 선물가격과 결제일 선물가격을 현금으로 정산하는 현금결제방식을 채택하여 현물을 보유하지 않고 선물포지션만 보유하는 것이 가능하다. 반면 미국, 영국, 독일, 일본 등 금융선진국은 현물결제방식을 채택한다. 그럼에도 불구하고 현물의 유동성이 크지 않은 상황에서 현물결제방식을 채택하면 오히려 현물가격에 왜곡을 가져올 수 있기 때문에 시장유동성의 충분한 확보가 선행되어야 할 것이다. 또한 선물 결제방식에 따른 차이에 관한 연구는 원자재 위주로 진행되어 결제방식 변경이 채권선물에 어떠한 영향이 있는지는 명확히 규명되지 않았다. 따라서 이 역시 추후 충분한 연구를 통해 판단해야 하는 사안으로 보인다. 마지막으로 우리나라 국채선물시장에서 미결제약정수량¹⁴⁾에 제한이 없어 대규모 투자자들의 포지션 조정의 영향이 크다. 미결제약정수량을 일정수준으로 제한하는 미국, 독일, 호주 등의 선물시장제도 도입을 검토할 필요가 있다.

13) 금융위원회, ‘파생상품시장 발전방안 보고서’ (2019년 5월 30일).

14) 선물시장 참가자가 매수·매도 거래 뒤 반대매매를 하거나 결제하지 않고 보유하는 계약.

3. 한계 및 추가 연구방향

본 연구의 실증분석시 선정된 각 설명변수는 현물금리 결정요인(또는 차익거래요인)과 시장수급요인 중 하나의 카테고리로 분류된다. 하지만 유복근(2018) 및 이명중(2019)과 같은 외국인의 국내 채권시장 투자 관련 연구에 의하면 차익거래요인 외에 CDS 프리미엄, VIX 지수, EMBI+ 스프레드, TED 스프레드 등 글로벌 요인이 중요한 투자결정요인으로 작용하며, Bevilacqua and Nechio(2016)의 연구에서는 신흥국 시장의 펀더멘털 요인의 중요성이 보고되었다. 또한 글로벌 채권시장 유동성 지표와 MOVE지수와 같은 변동성 지표를 설명변수에 추가로 포함시킬 필요가 있음을 언급하였습니다. 이를 통해 국채선물 시장에서의 외국인 거래에 의한 수급변화가 현물시장에 미치는 전이효과가 글로벌 및 펀더멘털 요인 채널에 의한 것인지 아니면 투기와 같은 여타 거래 요인에 의한 것인지가 분석 가능할 것으로 보인다. 이에 대한 추가 연구는 향후 연구과제로 남기고자 한다.

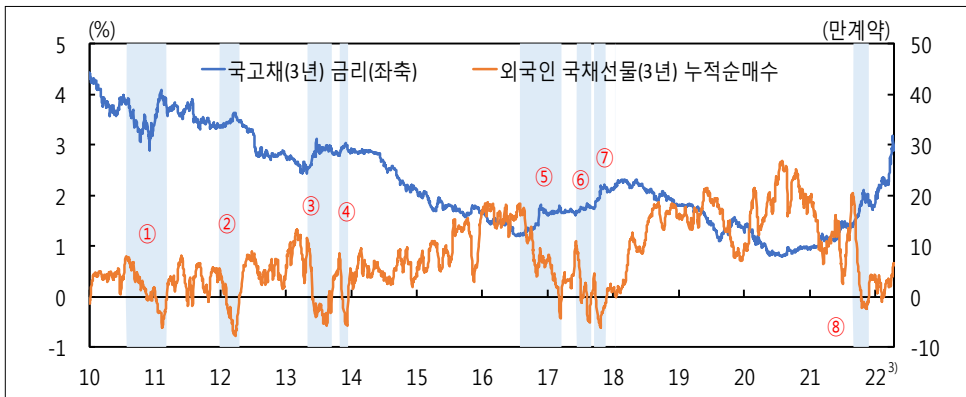
■ 참 고 문 헌

1. 김학겸 · 박진우, “국내 선물시장에서 증거금이 결제불이행 위험과 유동성에 미치는 영향,” 『JDQS』, 제24권 제2호, 2016, pp. 269-299.
2. 오승현 · 한상범, “한국 유가증권시장 투자자 유형별 거래행태 분석,” 『산업경제연구』, 제21호 제1권, 2008, pp. 269-287.
3. 유복근, “글로벌 금융위기 전 · 후 외국인의 채권투자 결정요인 변화 분석: 한국의 사례,” 『BOK 경제연구』, 제2018-18호, 2018.
4. 이명중, “외국인의 국내채권투자 결정요인에 관한 연구,” 『금융공학연구』, 제18권 제3호, 2019, pp. 59-83.
5. 한덕희 · 문규현, “국채현 · 선물시장에서의 장 · 단기 가격발견 효율성 분석,” 『기업경영연구』, 제24권 제2호, 2017, pp. 179-194.
6. 홍정효, “KTB 선물시장과 현물시장간의 상호의존성 (interdependence) 에 관한 연구,” 『대한경영학회지』, 제19권, 2006, pp. 75-92.
7. ———, “3년 국채선물의 일중 시간별 헤지성과 및 가격발견 연구,” 『기업경영연구』, 제26권 제1호, 2019, pp. 47-59.
8. Bae, S. C., T. H. Kwon, and J. W. Park, “Futures Trading, Spot Market Volatility, and Market Efficiency: The Case of the Korean Index Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 24, No. 12, 2008, pp. 1195-1228.
9. Bessembinder, H., and P. J. Seguin, “Futures Trading Activity and Stock Price Volatility,” *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 5, 1992, pp. 2015-2034.
10. Bevilacqua, Julia, and Fernanda Nechio, “Fed Policy Liftoff and Emerging Markets,” *FRBSF*

- Economic Letter*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2016.
11. Bortz, G. A. "Does the Treasury Bond Futures Market Destabilize the Treasury Bond Cash Market?" *Journal of Futures Markets*, Vol. 4 No. 1, 1984, pp. 25-38.
 12. Carter, C. K., and R. Kohn, "On Gibbs Sampling for State Space Models," *Biometrika*, Vol. 81. No. 3, 1994, pp. 541-553.
 13. Harris, L., "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 5, 1989, pp. 1155-1175.
 14. Hegde, S. P., "The Impact of Futures Trading on the Spot Market for Treasury Bonds," *Financial Review*, Vol. 29, No. 4, 1994, pp. 441-471.
 15. Kim, S., N. Shephard, and S. Chib, "Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with Arch Models," *Review of Economic Studies*, Vol. 65, 1998, pp. 361-393.
 16. Lee, S. B., and K. Y. Ohk, "Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-varying volatility," *Journal of Futures Markets*, Vol. 12, No. 5, 1992, pp. 493-509.
 17. Omori, Y., S. Chib, N. Shephard, and J. Nakajima, "Stochastic Volatility with Leverage: Fast and Efficient Likelihood Inference," *Journal of Econometrics*, Vol. 140, No. 2, 2007, pp. 425-449.
 18. Park, C. Y., R. Mercado Jr, J. Choi, and H. Lim, "Price Discovery and Foreign Participation in Korea's Government Bond Futures and Cash Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 37, No. 1, 2017, pp. 23-51.

부록 A. 과거 외국인 국채선물 대규모 순매도 시기

2010년 이후 국채 선물시장에서 외국인 선물거래 규모가 지속적으로 증가하는 가운데 이들의 매매가 현물금리에 주요한 영향을 미치는 현상이 수시로 발생했다. 구체적으로 외국인 누적순매수 잔액이 마이너스로 전환하는 대규모 순매도 기간이 8번 존재하였는데, 공통적으로 3년물 금리가 급등하는 양상을 확인할 수 있었다(〈그림 A.1〉와 〈그림 A.1〉 참조).

〈그림 A.1〉 외국인 국채선물(3년) 누적순매수¹⁾ 및 금리²⁾

주: 1) 2010년부터 일별 순매수를 누적.

2) 음영은 외국인의 누적순매수 잔액이 마이너스로 전환된 시기.

3) 2022년은 4.15일 기준.

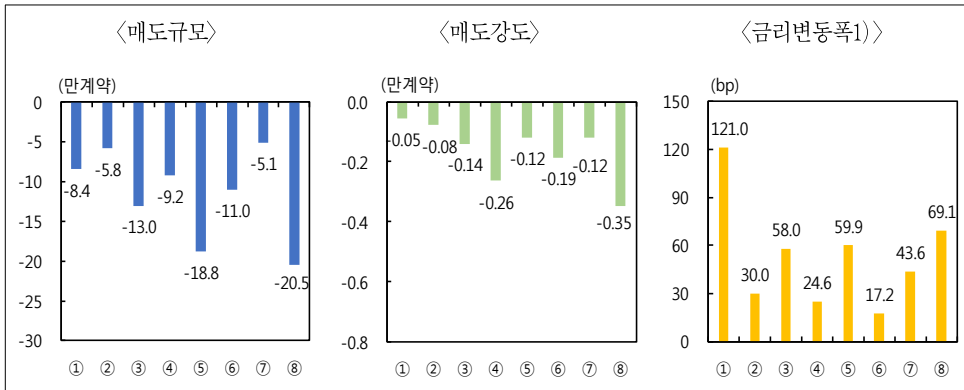
자료: KOSCOM.

특히 〈그림 A.2〉를 보면 외국인 국채선물 대규모 순매도가 발생한 시기 중 2021년 9~11월은 규모 및 강도 측면에서 최고 수준을 보였으며 국고채 현물금리도 큰 폭으로 상승했다. 이 기간 20.5만 계약이 순매도 되었으며, 이는 직전 미 트럼프 행정부 출범 당시 재정지출 확대 및 인플레이션에 대한 우려 및 연속적인 기준금리 인상에 대한 기대로 미국채 및 주요국 금리가 상승하였던 시기를 상회하는 수치다. 일평균 순매도규모는 미 연준의 양적완화 조기 축소가 전망되었던 시기를 상회한다. 당시 미국 고용지표 등 주요 경제지표가 호조되었고 수 개월내 자산매입규모 축소를 시사한 10월 FOMC 의사록이 공개되었다. 국고채 현물금리의 경우 약 69bp 상승하여 2010년 7월부터 2011년 3월까지의 기준금리 연속 인상 시기 이후 가장 큰 폭으로 상승하였다.

〈표 A.1〉 외국인 국채선물 대규모 순매도1) 사례

기 간	영업 일수	순매도 배경	한국 및 미국 금리정책
① 10. 7. 28~11. 3. 11	155	기준금리 연속 인상 물가오름세 확대	한국 금리 인상 미국 초저금리 상당기간 유지
② 12. 1. 2~12. 4. 19	75	유로재정 위기 완화 기준금리 인하 기대 약화	한국 금리 동결 미국 초저금리 상당기간 유지
③ 13. 5. 6~9. 16	93	Taper tantrum	한국 금리 인하 미국 초저금리 상당기간 유지
④ 13. 10. 30~12. 17	35	연준 QE 조기화 전망 국내 경기회복 기대 강화	한·미 금리 동결
⑤ 16. 8. 1~17. 3. 20	157	미 트럼프 행정부 출범 연준 정책금리 연속 인상 기대	한국 금리 동결 미국 금리 인상
⑥ 17. 6. 12~9. 1	59	기준금리 인상기대 확대 북한관련 지정학적 리스크	한국 금리 동결 미국 금리 인상
⑦ 17. 9. 19~11. 24	43	기준금리 인상기대 확대 북한관련 지정학적 리스크	한국 금리 동결(11월 인상) 미국 금리 인상
⑧ 21. 9. 1~11. 29	59	기준금리 연속 인상 기대 연준 자산매입규모 축소 전망	한국 금리 동결(11월 인상) 미국 초저금리 상당기간 유지

〈그림 A.2〉 외국인 국채선물(3년) 누적순매수와 대규모 순매도 시기 비교



주: 분석 대상기간중 최고치 - 최저치.

자료: KOSCOM, 자체 시산.

부록 B. 사전분포 설정과 사후분포 시뮬레이션 과정

MCMC 반복시행 내에서 모수와 확률적 변동성의 사후 샘플링 알고리즘의 구체적인 과정은 다음과 같다.

0단계. 초기값(H, θ) 설정

확률적 변동성 시계열(H)의 초기값은 절대수익률의 3차 이동평균으로 설정하고, θ 의 초기값은 각 모수의 사전 평균으로 설정한다.

1단계. β 샘플링

$y_t^* = y_t / \exp(h_t/2)$, $x_t^* = x_t / \exp(h_t/2)$ 으로 정의한다. x^{*t-1} 와 확률적 변동성의 시계열 그리고 모든 모수가 주어지면 y_t^* 의 조건부 분포는 정규분포이며, 기댓값은 x^{*t-1} 의 선형함수다.

$$y_t^* | H, \theta \sim N(x^{*t-1'} \beta, 1)$$

다음으로 β 의 켈레스사전분포를 $\beta \sim N(b_0, B_0)$ 으로 설정하면, β 의 완전조건부 분포(full conditional distribution)은 아래와 같은 정규분포로 도출

$$\beta | D, H, \theta_{-\beta} \sim N((X^{*'} X^* + B_0^{-1})^{-1} (X^{*'} Y^* + B_0^{-1} b_0), (X^{*'} X^* + B_0^{-1})^{-1})$$

단, D 는 관측된 자료의 집합, $\theta_{-\beta}$ 은 β 을 제외한 나머지 모수집합, Y^* 는 y_t^* 의 시계열, X^* 은 x^{*t-1} 의 시계열을 나타낸다.

2단계. $(\alpha, \phi, \gamma, \sigma^2)$ 샘플링

$H_Y = [h_2, h_3, \dots, h_T]'$ 은 확률적 변동성의 시계열이다. $\hat{h}_t = (1, h_t, z_t')$ 은 분산식의 설명변수 벡터라고 하면 $H_X = [\hat{h}_1, \hat{h}_2, \dots, \hat{h}_{T-1}]$ 은 분산식의 설명변수를 행렬로 표현한 것이다. 분산식 또한 가우시안 선형회귀식에 해당하므로, 분산식의 모수벡터의 사전분포가 켈레인 정규분포 $N(\delta_0, V_\delta)$ 로 가정하면, δ 를 아래 완전조건부 정규분포

로부터 샘플링할 수 있다.

$$\delta \mid D, H, \theta_{-\delta} \sim N \left(\left(\frac{1}{\sigma^2} H_X' H_X + V_{\delta}^{-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{\sigma^2} H_X' H_Y + V_{\delta}^{-1} \delta_0 \right), \left(\frac{1}{\sigma^2} H_X' H_X + V_{\delta}^{-1} \right)^{-1} \right)$$

σ^2 도 표준적인 선형회귀모형 추정방법과 동일한 방식을 적용하여 샘플링한다. 구체적으로 켈레사전분포가 역감분포, $IG(\nu_{\sigma 0}/2, \delta_{\sigma 0}/2)$ 일 때, 아래 역감마 완전조건부 분포으로부터 샘플링된다.

$$\sigma^2 \mid D, H, \theta_{-\sigma} \sim IG \left(\frac{\nu_{\sigma 0} + (T-1)}{2}, \frac{\delta_{\sigma 0} + (H_Y - H_X \gamma)' (H_Y - H_X \gamma)}{2} \right)$$

3단계. H 샘플링

$y_t^{**} = y_t - x_{t-1}\beta = \exp(h_t/2)\varepsilon_t$ 은 만기수익률에서 조건부 평균을 제거한 값을 나타낸다. 양변을 제곱한 다음 로그를 취하면 $\log(y_t^{**})^2 = h_t + \log \varepsilon_t^2$ 이 된다. $\log \varepsilon_t^2$ 를 10개의 정규분포의 혼합으로 근사하면 (Omori et al., 2007), 로그 변동성에 깃스-샘플링을 적용할 수 있다.

〈표〉 $\log \varepsilon_t^2$ 의 혼합정규분포 근사

q	$\Pr(q_t = q) \equiv p_q$	m_{q_t}	V_{q_t}
1	0.00609	1.92677	0.11265
2	0.04775	1.34744	0.17788
3	0.13057	0.73504	0.26768
4	0.20674	0.02266	0.40611
5	0.22715	-0.85173	0.62699
6	0.18842	-1.97278	0.98583
7	0.12047	-3.46788	1.57469
8	0.05591	-5.55246	2.54498
9	0.01575	-8.68384	4.16591
10	0.00115	-14.65000	7.33342

$\log(y_t^{**})^2$ 에 대한 모형을 로그 변동성 추정을 위해 아래와 같은 상태공간모형 형태

로 표현한다.

$$\begin{aligned}\Pr(q_t = q) &= p_q \\ \log y_t^{*2} &= h_t + \log \varepsilon_t^{*2} \\ h_t &= \alpha + \phi h_{t-1} + z_{t-1}' \gamma + \eta_t \\ \begin{pmatrix} \log \varepsilon_t^{*2} \\ \eta_t \end{pmatrix} \mid q_t, \sigma^2 &\sim N \left(\begin{bmatrix} m_{q_t} \\ 0 \end{bmatrix}, \Sigma = \begin{bmatrix} V_{q_t} & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix} \right)\end{aligned}$$

(D, H, θ) 가 주어져 있을 때 $\{q_t\}^{T_{t=1}}$ 의 완전조건부분포는 $\log(y_t^{**})^2$ 의 우도함수와 사전분포의 곱에 비례한다.

$$\begin{aligned}\pi(q_t = q \mid D, H, \theta) &\propto f(\log(y_t^{**})^2 \mid h_t, q_t = q) \times \Pr(q_t = q) \\ &= N(\log(y_t^{**})^2 \mid h_t + m_{q_t=q}, V_{q_t=q}) \times \Pr(q_t = q)\end{aligned}$$

따라서 각각의 $q_t = i (1, 2, \dots, 10)$ 는 다음의 완전조건부확률로부터 추출한다.

$$\pi(q_t = i \mid Y, H, \theta) = \frac{N(\log y_t^{*2} \mid h_t + m_{q_t=i}, V_{q_t=i}) \times \Pr(q_t = i)}{\sum_{q=1}^{10} N(\log y_t^{*2} \mid h_t + m_{q_t=q}, V_{q_t=q}) \times \Pr(q_t = q)}$$

$\{q_t\}^{T_{t=1}}$ 가 주어지면 $\tilde{y}_t = \log(y_t^{**})^2$ 에 대한 상태공간모형은 조건부 가우시안 모형에 해당하므로 Carter and Kohn (1994)의 forward and backward recursions 기법을 이용해 H 를 단일 블록으로 샘플링 가능하다.

Forward recursion 과정은 다음과 같다. 우선 $Y_t = \{\tilde{y}_t\}_{t=1}^T$ 을 정의하고, 아래 칼만 필터(Kalman filter) 알고리즘을 통해 필터드 분포의 조건부 평균 $E(h_t \mid Y_t, \theta)$ 과 조건부 분산 $Var(h_t \mid Y_t, \theta)$ 을 도출한다.

$$\begin{aligned}E(h_t \mid Y_{t-1}, \theta) &= h_{t \mid t-1} = \alpha + \phi h_{t-1 \mid t-1} + z_{t-1}' \gamma, \\ Var(h_t \mid Y_{t-1}, \theta) &= P_{t \mid t-1} = \phi P_{t-1 \mid t-1} \phi + \sigma^2,\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E(\tilde{y}_t \mid Y_{t-1}, \theta) &= \tilde{y}_{t \mid t-1} = h_{t-1 \mid t-1} + m_{q_t}, \\
 Var(\tilde{y}_t \mid Y_{t-1}, \theta) &= f_{t \mid t-1} = P_{t-1 \mid t-1} + V_{q_t}, \\
 E(h_t \mid Y_t, \theta) &= h_{t \mid t} = h_{t \mid t-1} + P_{t \mid t-1} (f_{t \mid t-1})^{-1} (\tilde{y}_t - \tilde{y}_{t \mid t-1}), \\
 Var(h_t \mid Y_t, \theta) &= P_{t \mid t} = P_{t \mid t-1} - P_{t \mid t-1} (f_{t \mid t-1})^{-1} P_{t \mid t-1}
 \end{aligned}$$

Backward recursion에서는 필터드 분포를 이용하여 스무디드(smmoothed) 분포의 조건부 평균과 분산 (즉, $E(h_t \mid Y, \theta)$, $E(h_t \mid h_{t+1}, Y_t, \theta)$, $Var(h_t \mid Y, \theta)$, $Var(h_t \mid h_{t+1}, Y_t, \theta)$) 을 계산한 다음, $t = T, T-1, \dots, 1$ 에 대해 역순으로 샘플링한다.

$$h_t \mid h_{t+1}, Y_t, \theta \sim N(h_{t \mid t, h_{t+1}}, P_{t \mid t, h_{t+1}})$$

단, 위 스무디드 정규분포의 기댓값과 분산은 아래와 같이 유도된다.

$$\begin{aligned}
 h_{t \mid t, h_{t+1}} &= h_{t \mid t} + P_{t \mid t} \phi'(\phi P_{t \mid t} \phi + \sigma^2)^{-1} (h_{t+1} - \alpha - \phi h_{t \mid t} - z_t' \gamma), \\
 P_{t \mid t, h_{t+1}} &= P_{t \mid t} - P_{t \mid t} \phi'(\phi P_{t \mid t} \phi + \sigma^2)^{-1} \phi P_{t \mid t}
 \end{aligned}$$

Impact of Foreign Investment in Korea Treasury Bill Futures and Its Policy Implication*

Kyu Ho Kang** · Young Kyung Suh***

Abstract

This study analyzes the effect of fluctuations caused by foreign investors' participation in the Korea Treasury Bill (KTB) futures market on the yield to maturity of KTBs. To this end, we develop an auto-regressive distributed-lag model with stochastic volatility that can simultaneously estimate the expected return channel and the volatility channel, which are two channels that the futures market affects on the spot market. A modified model is set up to take into account the asymmetry of the transition effect by time period, and it is estimated using Gibbs-sampling. According to estimation results, foreign net selling of futures raises the spot interest rate and increases the volatility of the spot market. In addition, the asymmetric transfer effect by macro and market conditions was analyzed, and it was found that the increase in the 3-year spot rate due to the net selling of foreign futures was larger during the period of net selling of foreign futures, the period of raising the Bank of Korea base rate, and the period of raising the US policy rate.

Key Words: foreign investors, long-term interest rates, government bond futures, stochastic volatility model, Bayesian estimation

JEL Classification: G12, E43, C11

Received: Sept. 5, 2022. Revised: Oct. 4, 2022. Accepted: Oct. 14, 2022.

* We would like to thank the panelists and participants for their useful comments at the Policy Forum of the Korean Economic Association (July 15, 2022). This study was financially supported by the Bank of Korea and Korea University. The contents of this study are the personal opinions of the authors and they are not the official views of the Bank of Korea.

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Korea University, 145, Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul 02841, Korea, Phone: +82-2-3290-5132, e-mail: kyuho@korea.ac.kr

*** Co-Author, MPB Member, Monetary Policy Board (MPB), The Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, Phone: +82-2-759-4745, e-mail: yksuh@bok.or.kr