

소파동(Wavelet)분석을 활용한 정책금리와 수익률곡선 간 관계 분석

Wavelet Analysis of the Linkage between Call Rate and Yield Curve in Korea

박 창 균* · 허 석 균**

Chang-Gyun Park · Seok-Kyun Hur

물가안정목표제를 통화정책지표로 채택하고 있는 경우 정책당국이 직접적인 조작수단인 정책금리와 수익률곡선 사이에 존재하는 상호작용에 대하여 정확히 파악하는 것은 매우 중요한 과제이다. 본 연구는 소파동분석을 활용하여 정책금리의 변동으로 인하여 발생한 충격이 수익률 곡선에 전달되는 정도와 경로를 실증적으로 규명하려는 노력의 일환이다. 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 콜금리의 변동으로 인한 충격은 모든 주기의 소파동에서 만기가 짧은 채권의 수익률에 강하게 전달되며 오랜 기간 동안 지속되는 것으로 나타났다. 둘째, 콜금리 변화와 그에 따른 통화량 지표 변동으로 인하여 발생하는 유동성 효과와 피셔 효과는 각기 다른 파장 대에서 발현하는 것으로 관측되었다. 이는 채권수익률 시계열을 별도의 처리 없이 그대로 사용한 기존 연구에서는 확인할 수 없었던 결과라는 점에서 시계열 분야에서 소파동분석의 유용성을 확인해 주고 있다.

국문 색인어: 소파동분석, 수익률 곡선, 충격반응함수, 통화정책

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030104, B030603

* 중앙대학교 경영학부 교수(cp19@cau.ac.kr)

** 중앙대학교 경영학부 교수(shur@cau.ac.kr), 주저자, 교신저자

논문 투고일: 2012. 04. 02, 논문 최종 수정일: 2012. 05. 02, 논문 게재 확정일: 2012. 05. 31

I. 서 론

정책금리와 수익률곡선(yield curve) 간의 상호관계에 대하여 많은 실증연구가 진행되어 왔음에도 불구하고 분석에 사용한 자료나 기법에 따라 상이한 결론에 도달한 경우가 많아 아직까지 연구자들 사이에서 활발한 논쟁이 진행 되고 있다. 정책적인 측면에서 보더라도 특히 우리나라와 같이 통화정책의 지표로 물가안정 목표제를 채택하고 있는 경우 통화정책당국이 직접적인 조작수단인 정책금리와 수익률곡선 간의 상호관계에 대하여 정확히 파악하는 것은 중요한 과제이다.

본 연구의 목적은 소파동분석(wavelet analysis)이라는 차별화된 분석방법론을 활용하여 정책금리와 수익률곡선 간의 상호관계 이해에 도움이 될 수 있는 실증적 사실을 도출하는 것이다. 소파동분석은 임의의 확률과정(stochastic process)을 시간영역(time domain)에 국한하여 분석하는 전통적인 시계열분석(time series analysis)이나 주기대역영역(frequency domain)에 국한하여 분석하는 푸리에 분석(Fourier analysis)과 달리 시간영역과 주기대역영역을 동시에 고려함으로써 보다 신축적인 분석을 가능하게 한다는 장점에 힘입어 최근 경제학이나 재무 분야에서 활용 범위가 빠르게 확대되고 있다(Gencay, Selcuk, and Whitcher, 2002 ; Ramsey, 2002).

본 논문에서 분석은 크게 두 단계로 이루어진다. 먼저 정책금리인 콜금리¹⁾를 포함하여 다양한 만기의 채권 수익률 시계열에 특정 소파동필터(wavelet filter)에 적용하여 각각의 수익률 시계열을 서로 다른 주기를 가지는 복수의 상세소파동(wavelet details)과 장기 추세선을 나타내는 하나의 추세소파동(wavelet approximation)으로 분해한다. 다음으로 소파동분해를 통하여 도출한 상세소파동과 추세소파동을 같은 주기를 가진 것끼리 결집하여 다변량 시계열시스템(multi-variate time series system)을 구축하고 벡터자기회귀모형(VAR: Vector Autoregression Model)이나 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model) 등의 통계적 기법을 활용하여 변수들

1) 한국은행은 2008년 3월부터 통화정책 목표를 종전의 콜금리에서 한국은행 기준금리로 변경하였다. 그러나 본 연구에서는 2007년 6월 22일 이전의 자료만을 대상으로 분석을 실시하였으므로 분석 대상 기간에 적용된 제도적 장치를 인정하여 정책금리와 콜금리를 사실상 같은 의미로 사용한다.

간의 상호관계에 대하여 분석한다. 특히 충격반응함수(impulse response function) 분석을 통하여 정책금리인 콜금리의 변화에 대하여 수익률 곡선을 구성하는 다양한 만기의 채권 수익률이 반응하는 양태를 추적한다. 또한 정책금리의 변동과 그에 따른 통화량 지표의 변화의 결과 명목 금리에 발생하는 유동성 효과(liquidity effect)와 피셔 효과(fisher effect)가 서로 다른 주기를 가진 다양한 소파동 상에서 어떤 방식으로 발현되는지를 살펴본다.

본 논문의 가장 큰 기여는 그 유용성에도 불구하고 우리나라에서 상대적으로 소홀히 취급되었던 소파동분석 기법을 활용하여 정책금리 변동과 수익률 곡선을 구성하는 각종 만기의 채권 이자율 간 상호관계를 구명함으로써 통화정책의 전달 경로를 이해하는데 유용한 정보를 제공한다는 점에서 찾을 수 있다²⁾. 자료상의 제약으로 말미암아 활발한 연구가 이루어지고 있지는 못하지만 우리나라의 정책금리와 수익률곡선 간의 관계에 대한 연구로 엄영호·이준희·지현준(2007)을 들 수 있다. 이들은 2요인 확장선형모형(two-factor extended affine model)을 통하여 우리나라의 수익률 곡선을 추정하고 이에 내재된 초단기이자율(instantaneous short rate)과 단기금융시장에서 관측된 초단기이자율을 비교함으로써 통화정책의 변화가 이자율의 기간구조에 미치는 영향을 분석한 결과 통화정책의 변경이 이자율 기간구조를 결정하는 초단기 이자율 요인에 영향을 주지만 초단기이자율의 정상상태 평균(steady state mean) 요인에 미치는 영향은 제한적이라는 사실을 발견하였다. 이 연구는 이론적으로 예측된 초단기 이자율과 실제 관측된 초단기 이자율의 비교를 통하여 정책금리변경의 효과를 추론하였다는 측면에서 정책금리와 수익률 곡선 상호 간에 존재하는 동태적 시간 경로를 추적하는 본 연구와는 근본적인 차이를 보인다고 할 수 있다. 한편 국채시장의 발전과 자료 축적에 따라 수익률곡선을 추정하기 위한 실증연구는 상당히 활발하게 이루어져 왔다 (오규택·김명직·장국현, 2000; 장국현·이승겸, 2003; 이준행, 2004; 임형석, 2005 등). 그

2) 소파동 분석에서는 주기 분해의 기본단위가 시간인 반면 spectral analysis에서는 주기 분해의 기본단위가 radian이라는 점에서 본질적인 차이를 갖는다. 따라서 frequency domain analysis와는 달리 소파동 분석의 경우 시계열 정보가 여전히 살아 있어 VAR를 이용한 분석이 가능하다.

러나 이들 연구는 정책금리와 수익률 곡선 간의 상호관계 구명이 아니라 수익률 곡선 자체의 정확한 식별을 목적으로 한다는 측면에서 본 연구와는 일차적인 관심대상을 달리한다. 비록 분석의 목적은 본 연구와 다르지만 분석기법의 측면에서 소파동분석은 우리나라에서도 금융이나 재무의 여러 영역에 적용되어 의미 있는 연구 결과를 생산해 내고 있다³⁾.

이하의 논의 구성은 다음과 같다. II절에서는 먼저 소파동분해 기법을 통하여 특정 시계열을 추세소파동과 상세소파동의 합으로 분리할 수 있다는 점을 간략하게 소개하고 추세소파동과 상세소파동 시계열을 활용하여 VAR이나 VECM 등의 실증분석을 수행하는 방법에 대하여 논의한다. III절에서는 분석에 사용된 자료 소개에 이어 실증분석 결과가 제시된다. 다음으로 IV절에서는 실증분석 결과를 종합적으로 논의하고 이에 경제적 의미를 부여하려는 노력을 기울였다. 마지막으로 V절은 결론이다.

II. 소파동분해와 실증모형 구축

소파동분석은 임의의 시계열을 여러 소파동(wavelets)의 합으로 분해하는 통계 기법인데 전통적인 시계열 분석에서 주로 활용되고 있는 시간영역(time domain) 분석이나 주기대역영역(frequency domain) 분석에 비하여 여러 가지 장점을 가지고 있는 것으로 알려져 있다. 구체적으로 소파동분석은 매우 간단한 구조를 가진 소파동의 선형적 변환을 통하여 시계열 자료에 포함된 시간영역 정보와과 주기대역영역 정보를 동시에 고려함으로써 자료의 전환과정에서 발생하는 정보 손실을 획기적으로 줄일 수 있는 효율적인 분석의 틀이다. 예를 들어 종전의 분석기법으

3) 표준적인 자산가격결정이론(Capital Asset Pricing Model)의 틀에서 자산의 베타를 추정하는데 소파동분석 기법을 활용한 조하연·이승국(2004)의 연구, 가변베타(time varying beta)의 장기지속성 분석에 소파동분석을 적용한 이한식·윤병욱(2004)의 연구, 각종 금리의 시계열에 장기기억(long memory) 요소가 존재하는지 여부를 점검하기 위하여 소파동분석 기법을 활용한 진현정·박준모(2007)의 연구 등 매우 다양한 영역에서 소파동분석이 활용되었다.

로는 정확한 분석이 불가능하거나 매우 어려웠던 비정상(non-stationary) 확률과정을 따르는 시계열이나 불규칙한 주기를 가지는 시계열의 분석에 적용하는 경우 매우 유용한 결과를 도출할 수 있다.

일정한 정규조건(regularity conditions)이 만족되는 경우⁴⁾ 임의의 시계열 $x_t, t = 1, 2, \dots, T$ 는 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$x_t = \sum_{j=1}^J D_t^j + A_t \quad (1)$$

식 (1)에서 $D_t^j, j = 1, 2, \dots, J$ 는 x_t 와 동일한 시계열 길이(time span)를 가지는 J 개의 상세소파동(wavelet details)이며 A_t 는 추세소파동(wavelet approximation)이다. 실제로는 원 시계열 x_t 에 대하여 미리 선택된 일정한 함수족(family of functions)에 속하는 소파동필터(wavelet filter)⁵⁾를 순차적으로 적용시킴으로써 J 개의 상세소파동을 분리해낼 수 있다. D_t^j 는 원 시계열 x_t 에서 $(2^{j-1}\delta, 2^j\delta)$ 를 주기로 변동하는 요소들을 분리하여 구성된 별도의 시계열인데 여기에서 δ 는 x_t 의 최소 관측 간격이다⁶⁾. 상세소파동은 원 시계열로부터 상대적으로 짧은 주기를 가진 고진동 성분(high frequency components)을 분리해내는 반면 추세소파동 A_t 는 장기 추세선과 같은 매우 긴 주기를 가진 저진동 성분(low frequency components)을 분리해 내낸다. 따라서 우리는 소파동분석을 통하여 하나의 시계열을 서로 주기가 다른 복수의 시계열의 합으로 분해할 수 있다⁷⁾.

완전시장(complete market)을 가정하는 경우 채권시장에서는 시점 t 에서 서로

4) 이하의 논의는 이산적 소파동변환(discrete wavelet transformation)을 본 연구에서 필요한 최소한의 범위에서 간략하게 소개한 것이다. 이산적 소파동변환에 대한 자세한 논의는 Gencay, Secuk, and Whitcher(2002)의 4장을 참고하기 바란다.

5) 총합이 0이고 제곱의 총합이 1이어야 하는 등의 일정한 수학적 요건을 만족시키는 경우 어떤 함수족도 소파동필터가 될 수 있으나, 실제분석에서는 Harr 소파동필터, Daubechies 소파동필터 등이 가장 자주 사용된다.

6) 관측 빈도(frequency)에 따라 δ 는 여러 가지 값을 가질 수 있으며 미리 정해진 단위가 아니다. 본 연구에서는 자료의 특성과 추정에 필요한 자료의 양 등을 감안하여 $\delta = 1$ 일(day)을 채택하였다.

7) 상세소파동의 갯수 결정 등과 같이 소파동분석의 통계적 적용에서 발생하는 실질적 문제의 해법에 대해서는 Percival and Walden(2000)의 제4장을 참고하기 바란다.

다른 만기를 가지는 임의의 두 채권 수익률에 대하여 차익거래가 불가능함(no arbitrage)을 의미하는 식 (2)의 균형식이 성립한다.

$$(1 + R_{n,t})^n = (1 + R_{m,t})^m (1 + R_{(m,n),t}^f)^{n-m} \quad n > m > 0 \quad (2)$$

$R_{n,t}$ 는 시점 t 에서 잔존만기 n 인 채권의 수익률을 의미하며, $R_{(m,n),t}^f$ 는 시점 $(t+m)$ 과 $(t+n)$ 사이의 거래에 적용되는 채권 수익률을 시점 t 에서 평가한 선도이자율(forward interest rate)이다. 식 (2)의 양변에 자연대수를 취하고 정리하면 다음과 같은 관계를 얻는다.

$$R_{n,t} = \frac{m}{n} R_{m,t} + \left(1 - \frac{m}{n}\right) R_{(m,n),t}^f \quad (3)$$

식 (3)은 시점 t 로부터 n 기간 경과 후 만기가 도래하는 채권의 수익률을 시점 t 부터 m 기간 경과 후 만기가 도래하는 채권의 수익률과 시점 $(t+m)$ 에 발행되어 $(t+n)$ 에 만기가 도래하는 채권의 수익률에 대하여 시점 t 에서 평가한 선도이자율의 가중평균으로 표현할 수 있음을 의미한다⁸⁾. 시장 참가자의 기대가 합리적이라면 위험 중립적 확률함수(risk neutral measure) 하에서 선도이자율은 실제 실현된 현물 수익률과 평균이 0인 확률변수 ϵ 의 합으로 나타낼 수 있다.

$$R_{(n-m),(t+m)} = R_{(m,n),t}^f + \epsilon_{(n-m),(t+m)} \quad (4)$$

식 (3)과 식 (4)을 결합하고 간략히 정리하면 다음의 식 (5)를 얻는다.

$$R_{n,t} = \alpha R_{m,(t-m)} + \beta R_{n,(t-m)} + v_{n,t} \quad (5)$$

위에서 α 와 β 는 m 과 n 의 함수로 표현되는 상수이며, $v_{n,t}$ 는 ϵ 의 함수인 확률변수이다.

8) 이 관계는 채무불이행위험(default risk)의 존재 여부에 관계없이 성립한다. 그러나 본 연구에서는 분석의 편의를 위하여 정부채권과 같이 채무불이행위험이 없다고 일반적으로 인식되는 채권만을 분석대상으로 삼는다.

한편 식 (1)에 의하면 만기 n 인 채권 수익률의 시계열 관측치는 다음과 같이 추세소파동과 J 개의 상세소파동의 합으로 분해될 수 있다.

$$R_{n,t} = \sum_{j=1}^J D_{n,t}^j + A_{n,t} \quad (6)$$

식 (6)의 분해에는 여러 가지 종류의 소파동필터를 사용할 수 있으나 여기에서는 직교화된(orthogonalized) 함수족(family of functions)에 속하는 Daubechies 소파동을 사용하기로 한다⁹⁾. 이 경우 식 (6)을 구성하는 추세소파동과 J 개의 상세소파동은 상호 독립적이라는 사실이 잘 알려져 있다. 식 (5)과 식 (6)을 이용하면 다음과 같은 관계를 얻을 수 있다¹⁰⁾.

$$D_{n,t}^j = \alpha D_{m,(t-m)}^j + \beta D_{n,(t-m)}^j + \eta_{n,t}^j \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (7)$$

$$A_{n,t} = \alpha A_{m,(t-m)} + \beta A_{n,(t-m)} + \xi_{n,t} \quad (8)$$

식 (7)과 식 (8)은 식 (3)에 나타난 채권 수익률 간의 선형관계가 상세소파동과 추세소파동에도 각각 적용됨을 의미한다. 식 (7)과 식 (8)에서 n 과 m 의 선택이 완전히 자의적(arbitrary)이었음을 고려하고 서로 다른 만기에 대하여 식 (7)과 식 (8)의 우변을 축차적으로 대입하면 $D_{n,t}^j$ 는 자신의 시차변수와 다른 만기의 채권 수익률 시계열에서 추출한 j 번째 상세소파동에 대한 시차변수의 선형함수로 표현할 수 있다. 따라서 매 시점에서 만기가 서로 다른 N 개의 채권이 거래된다고 가정한다면 상세소파동에 대하여 다음과 같은 VAR 모형을 구축할 수 있다.

$$(I - Q^j(L))D_t^j = \eta_t^j \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (9)$$

$Q^j(L) = (1 - Q_1^j L - Q_2^j L^2 - \dots - Q_q^j L^q)$ 로 정의되는데 시차 연산자(lag operator)

9) Daubechies 소파동필터의 수학적 성질에 대한 자세한 논의는 Gencay, Selcuk, and Whitcher (2002)를 참고하기 바란다.

10) $(\eta_{n,t}^1, \eta_{n,t}^2, \dots, \eta_{n,t}^J, \xi_{n,t})$ 는 식 (5)의 확률적 교란항 $\nu_{n,t}$ 을 $(J+1)$ 개의 상호 직교하는 확률변수의 합으로 분해한 것으로 이해할 수 있다. 새로 생성된 확률변수의 평균이 여전히 0임은 물론이다.

L에 대한 q-차 다항식(polynomial)이다¹¹⁾. 또한, $k = 1, 2, \dots, q$ 에 대하여

$$Q_k^j = \begin{bmatrix} Q_{k,11}^j & Q_{k,12}^j & \cdots & Q_{k,(1,N)}^j \\ Q_{k,21}^j & Q_{k,22}^j & \cdots & Q_{k,(2,N)}^j \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ Q_{k,((N-1),1)}^j & Q_{k,((N-1),2)}^j & \cdots & Q_{k,((N-1),N)}^j \\ Q_{k,(N,1)}^j & Q_{k,(N,2)}^j & \cdots & Q_{k,(N,N)}^j \end{bmatrix}$$

이며

$$D_t^j = \begin{bmatrix} D_{1,t}^j \\ D_{2,t}^j \\ \cdots \\ D_{(N-1),t}^j \\ D_{N,t}^j \end{bmatrix} \quad \eta_t^j = \begin{bmatrix} \eta_{1,t}^j \\ \eta_{2,t}^j \\ \cdots \\ \eta_{(N-1),t}^j \\ \eta_{N,t}^j \end{bmatrix}$$

인 관계가 성립한다¹²⁾.

한편 서로 다른 N개의 만기를 가진 채권의 수익률 시계열에서 추출된 추세소파동에 대해서도 식 (9)와 유사한 VAR 모형을 구축할 수 있다.

$$(I - P(L))A_t = \xi_t \quad (10)$$

$P(L) = (1 - P_1L - P_2L^2 - \cdots - P_pL^p)$ 이며 시차연산자 L에 대한 p-차 다항식이다. 추세소파동은 원래 시계열에서 주기가 짧은 J개의 상세소파동을 분리하고 남은 시계열로 구성되므로 원래 시계열에 비하여 매우 부드러운(smooth) 모습을 보인다. 원래 시계열에 추세선과 같이 비정상성(non-stationarity)을 유발하는 요소가 포함되어 있는 경우 그러한 요소는 추세소파동에 이전된다. 특히 단위근(unit root)

11) 물론 선택된 상세소파동의 종류에 따라 시차의 수 q가 다를 수 있으므로 q가 좀 더 정확한 표현일 것이나 여기에서는 설명의 편의를 위하여 모든 상세소파동의 시계열에서 VAR의 시차가 동일하다고 가정한다.

12) 앞서서도 논의한 바와 같이 직교화된 소파동필터(wavelet filter)에 의하여 분해된 상세소파동과 추세소파동 시계열을 사용하므로 다른 주기대의 소파동 간 상호작용 혹은 간섭현상은 없는 것으로 가정할 수 있다. 따라서 모든 소파동으로 구성된 시계열을 동시에 분석하지 않고 개별적으로 분석하여도 분석 결과의 통계적 성질은 동일하며, 이런 이유에서 본 연구는 Daubechies wavelet filter를 채택하였다.

과 같은 확률적 추세선(stochastic trend)이 추세소파동에 포함되어 있다면 식 (10)의 VAR은 Engle and Granger(1987)의 논의에 따라 다음과 같은 VECM 모형으로 전환하여 분석할 수 있다. 본 연구에서는 추세소파동에 대하여 VECM 모형으로 추정하였다.

$$(I - P^*(L))\Delta A_t - \Pi A_{t-1} = \xi_t \quad (11)$$

$$P^*(L) = (1 - P_1^*L - P_2^*L^2 - \dots - P_{p-1}^*L^{p-1}), \Pi = \sum_{i=1}^p P_i - I \text{이며 } P_i^* = - \sum_{j=i+1}^p P_j \text{ 이다.}$$

III. 실증분석

1. 자료

실증분석에서는 2002년 1월 2일부터 2007년 6월 22일 기간에 관측된 통화안정채권 365일물, 국고채 3년물, 국고채 5년물의 개별 거래 자료(trading data)를 사용하였다¹³⁾. 해당 기간은 1997년 외환위기로부터 한국경제가 완전히 회복한 이후부터 서브프라임 위기가 발생하기 직전에 해당된다. 이와 같은 기간의 선택은 통상적인 경제위기 시기의 특수성을 배제하고자 하는 의도에서 취해진 것이다.

『KIS 채권평가』가 제공한 원 자료는 해당기간 동안 채권시장에서 관측된 각종 국공채 및 회사채의 거래기록을 모두 포함하고 있으나 이자율의 기간구조에 초점을 맞추기 위하여 신용위험(credit risk)이 사실 상 동일하다고 판단되는 이들 세 종류의 채권 수익률만을 분석 대상으로 설정하였다. 회사채 수익률을 분석에 포함하는 경우 적어도 개념적으로는 기간 스프레드(term spread) 뿐 아니라 신용 스프레드(credit spread)까지를 감안한 분석이 가능해질 것이다¹⁴⁾. 그러나 회사채 시장

13) 이 기간 중에 국채시장의 구조적 변동(structural break)이나 이를 야기할 다른 거시경제적 충격이 발생하였을 가능성을 배제할 수는 없으나, 분석의 단순화를 위하여 반영하지 않았다.

14) 가령 회사채 수익률을 포함하여 분석하는 경우 정책금리 변동이 신용등급별 채권수익률에 미치는 영향까지 포함한 분석이 가능해진다. 특히 만기가 다른 채권의 수익률

의 유동성이 국채시장에 비하여 현저히 떨어지는 현실을 감안한다면 관측된 회사 채 수익률에 대하여 큰 신뢰를 줄 수 없는 경우가 대부분일 것이므로 본 연구에서는 기간 스프레드만을 감안하는 영역으로 연구의 범위를 한정한다¹⁵⁾.

2. 사전 작업: 수익률곡선의 추정과 소파동변환

가. 일별 수익률 곡선의 추정

채권시장의 유동성이 풍부하고 만기의 채권이 거래되는 경우 관측된 수익률 자료를 직접 소파동변환의 대상으로 삼을 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 신뢰성 있는 수익률곡선이 형성될 정도로 다양한 만기의 국채 및 유사 채권 거래가 활발하지 않다는 현실을 감안하여 본 연구에서는 하루 동안 발생한 모든 거래 자료를 활용하여 그 날의 수익률곡선을 추정하고 추정된 모형으로부터 만기가 다른 여러 종류의 채권에 대한 수익률을 예측한 후 이를 소파동분석에 적용하는 접근법을 취한다¹⁶⁾.

Nelson and Seigel(1987)이나 Soderlind and Svensson(1997) 등의 연구를 참고하여 시점 t 에서 m -기 선행 순간선도이자율(m -period ahead instantaneous forward rate)¹⁷⁾이 다음과 같은 모수적 모형(parametric model)을 따라 분포한다고 가정하자.

간에 선형관계가 보장되는 것과 마찬가지로 신용위험(default risk)이 다른 채권의 수익률 간에도 선형관계가 보장되기 때문에 앞에서와 마찬가지로 직교화 된 소파동필터로 분해된 여러 주기대의 상세소파동 혹은 추세소파동을 동일한 종류의 소파동끼리 결집하여 분석을 실시하는 것이 가능하다. 또는 단순히 정책금리, 기간스프레드 및 신용스프레드를 소파동변환으로 분해한 후 각 주파수대의 파동별 혹은 추세선끼리 모아 VAR분석을 하는 것이 가능할 것이다.

- 15) 물론 다양한 만기와 신용도를 가진 채권을 유사한 만기와 신용도를 기준으로 몇 개의 섹터(sector)로 구분하여 하나의 채권으로 취급함으로써 대응할 수는 있으나 이러한 보완조치를 취하더라도 여전히 해결하기 힘든 문제인 것으로 알려져 있다(Elton, Gruber, Brown, and Goetzmann(2007)).
- 16) 오규택 · 김명직 · 장국현(2000), 임형석(2005)의 선행연구도 거래 자료를 이용하여 수익률곡선을 추정하였다.
- 17) m -기 선행 순간선도이자율은 미래의 시점 ($t+m$)에서 채권을 매입하고 바로 다음 순간(instantaneous) 동일한 채권을 매도하는 경우 적용되는 수익률을 현재 시점 t 에서 평가한 것이다.

$$R_{m,t}^f = \lim_{n \rightarrow m} R_{(m,n),t}^f = \alpha + \beta \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \quad (12)$$

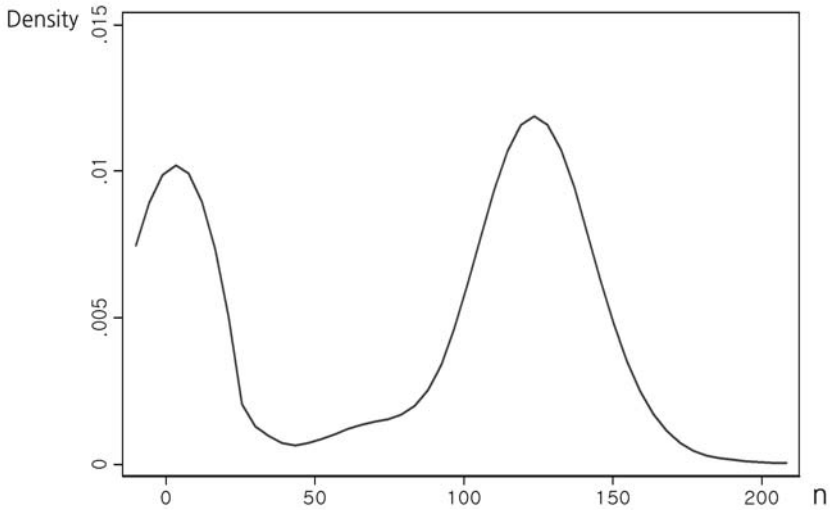
(α, β, τ)는 자료를 이용하여 추정할 모수이다. 식 (12)에 제시된 순간선도이자 율의 형태는 수익률곡선을 묘사하기에 지나치게 단순하다는 평가를 받고 있는 Nelson and Seigel(1987)의 모형에 비해서도 더욱 단순한 형태를 가지고 있는데 이는 거래가 빈번하지 않은 우리나라 채권시장의 현실을 감안한 불가피한 선택이다.¹⁸⁾ <그림 1>은 일간 채권거래 횟수의 확률밀도함수를 그린 것인데 10회와 130회 근처에서 국지적 최빈값(mode)을 가지는 양봉분포(bi-modal distribution)를 나타낸다¹⁹⁾. 이러한 현상은 금융통화위원회 회의를 전후로 채권 거래횟수가 증가한다는 점에 기인하는 것으로 판단된다. 다시 말해 금융통화위원회 회의 개최 주기인 15일을 한 주기로 하여 평균적으로 100회가 넘는 거래가 이루어지고 그 사이에는 일간 거래횟수가 10여회 수준으로 급격히 감소하는 모습을 보이는데 이러한 패턴이 <그림 1>에 반영된 것으로 보인다. 우리나라 국공채 시장에서의 거래 양상과 관련하여 주목할 만한 또 한 가지 사실은 거래의 단기채 집중 현상이다. 우리나라의 국채 유통시장은 발행시장에 비하여 성숙도가 상대적으로 떨어진다는 평가가 있는데 이는 유동성이 일부 종목에 집중되어 있어 수익률 곡선 전반에 걸쳐 시장의 가격발견 기능이 원활하게 이루어지기 힘들다는 점을 지적하는 것이다. 거래 빈도가 낮고 변동성이 클 뿐 아니라 대부분의 거래가 단기 채권에 집중되는 우리나라 국채 유통시장의 현실²⁰⁾을 감안하여 식 (12)보다 더 복잡한 형태의 함수형태의 추정을 시도하는 것은 무리라고 판단하였다.

18) 채권시장 유동성이 풍부한 미국의 경우 좀 더 복잡하고 신축적인 형태의 함수를 활용하여 수익률 곡선을 추정하거나 최근 활발히 논의되고 있는 비모수추정방식을 활용하여 수익률 곡선을 추정할 수도 있을 것이다. 그러나 채권시장의 유동성이 훨씬 낮고 거래횟수가 훨씬 작은 우리나라의 경우 지나치게 복잡한 함수형태를 가진 수익률곡선의 추정을 시도하는 것은 무리이다.

19) 동일 채권이 하루에 두 번 이상 거래되는 경우 각기 다른 거래로 처리한 결과이다. 동일 만기의 채권이 하루에 두 번 이상 거래되는 경우 이를 한 번의 거래로 취급하고 거래횟수 분포를 구하여도 큰 차이를 보이지 않는다.

20) 거래의 단기채권 집중 경향은 분석에 포함될 만기 시계(time horizon)를 좁히는 방향으로 작용한다.

〈그림 1〉 일간 채권거래 횟수(n)의 확률밀도함수



- 주: 1) 동일한 만기의 채권이 하루 동안 여러 번 거래되는 경우 별개의 거래로 처리한 결과인데 단일 거래로 처리한 경우에도 별다른 차이를 보이지 않음.
2) 일간 거래횟수의 평균은 77.67회, 표준편차는 59.09회임.

식 (12)의 순간선도이자율로부터 다음과 같이 만기가 m 기간 남은 채권의 현물 수익률 $R_{m,t}$ 을 구할 수 있다.

$$R_{m,t} \equiv \frac{1}{m} \int_0^m R_{s,t}^f ds = \alpha + \frac{\gamma}{m} \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau}\right) \right) \quad (13)$$

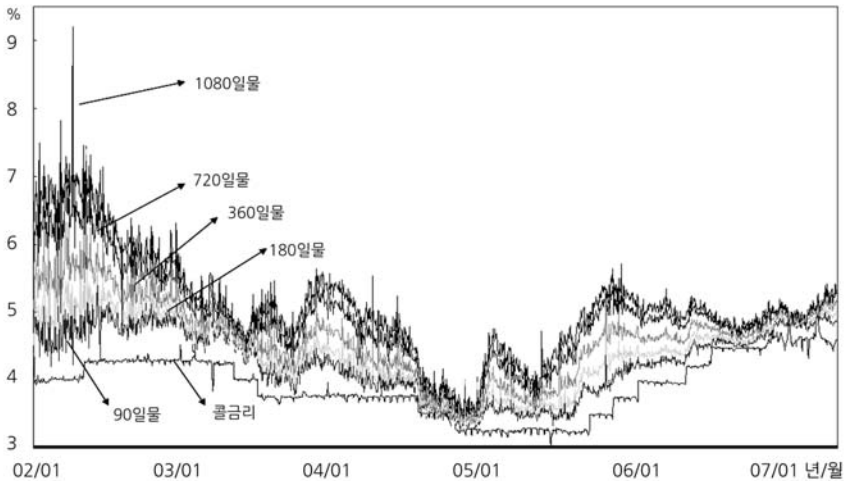
위에서 $\tau \equiv \beta\tau$ 로 정의된 새로운 파라미터이다. 따라서 하루 동안 관측된 채권의 거래 자료를 활용하여 일별로 다음과 같은 비선형회귀모형을 추정할 수 있다.

$$R_{m,t} \equiv \alpha_t + \frac{\gamma_t}{m} \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_t}\right) \right) + \epsilon_t \quad m = 1, 2, \dots, N \quad (14)$$

식 (14)를 일별로 추정한 결과를 바탕으로 90일(3개월)물, 180일(6개월)물, 360일(12개월)물, 720일(24개월)물, 그리고 1080일(36개월)물 채권의 만기수익률을 일별

로 예측치(predicted value)를 계산할 수 있는데 그 결과가 <그림 2>에 나타나 있다²¹⁾.

<그림 2> 일별 만기 수익률 추정 시계열



주: 본문의 식 (13)을 일별로 추정된 결과에서 해당 거래일의 만기별 수익률을 예측치를 계산한 것임.

나. 만기별 수익률의 소파동 전환(wavelet transformation)

<그림 2>에 제시된 6종류의 수익률 시계열에 대하여 Daubechies 소파동필터를 적용하여 각각의 시계열을 5개의 상세소파동 시계열과 1개의 추세소파동 시계열로 분해하였다. 앞서도 언급한 바와 같이 소파동분해 작업의 결과물인 상세소파동과 추세소파동은 각각에 대하여 직교한다. 그리고 다섯 개의 상세소파동은 각각 2일, 4일, 8일, 16일, 32일 주기의 파동을 대표하게 된다. 금융통화위원회는 매달 둘째와 넷째 목요일에 개최되는데 특히 둘째 목요일에는 통화정책 수단인 콜금리의 수준에 대한 결정이 내려진다. 따라서 16일 주기의 상세소파동에는 한

21) 이러한 만기의 선택에 특별한 이론적 이유가 있는 것은 아니며 분석의 편의를 위하여 연구자가 자의적으로 선택한 것이다. 필요한 경우 식 (13)의 추정치로부터 다른 만기를 가진 채권의 수익률을 예측하여 분석에 사용할 수 있음은 물론이다.

달에 두 번 열리는 금통위의 개최 주기에 따른 시장의 반응이 반영되어 있을 가능성이 높고 32일 주기의 상세소파동은 한 달에 한 번 결정되는 금리정책의 변동에 대한 시장의 반응이 반영되어 있을 가능성이 높다.

본 연구에서 실시한 소파동분해는 통상적인 것과는 다소 다른 절차를 거쳐 이루어 졌다. 통상적인 소파동분해의 경우 전체 분석기간에 해당하는 모든 관측치를 동시에 활용하여 상세소파동과 추세소파동 시계열을 분리한다. 그러나 본 연구에서는 한 시점에서 상세소파동과 추세소파동 값을 분해해 내기 위하여 자료의 시작시점에서부터 해당 관측일까지의 자료만을 사용하였다. 가령 통상적인 소파동분해의 경우 2005년 5월 3일 시점에서의 상세소파동과 추세소파동 값을 구하기 위하여 모든 관측치를 사용하지만 본 연구에서는 자료의 시작시점부터 2005년 5월 3일까지의 관측치만을 사용한다. 이와 같은 후방주시형 분해(backward-looking decomposition)는 관측 시점에서는 경제주체의 정보 집합(information set)에 포함되지 않았던 미래의 정보가 개입되는 것을 막기 위한 선택이다²²⁾. 계절조정(seasonal adjustment)이나 Hodrick-Prescott 필터 등 기타 평탄화 연산자(smoothing operator)와 마찬가지로 일반적인 소파동분해 역시 분석대상 기간에 존재하는 전 관측치를 한꺼번에 사용하기 때문에 최후의 관측점을 제외하고는 미래 정보가 현재에 대한 추정치에 개입하는 것을 막을 수 없다. 필터를 거쳐 도출된 현재 값에 비록 일부이지만 미래의 정보가 포함되어 있는 경우 이를 이용하여 벡터자기회귀 등과 같이 현재 어느 부문에서 발생한 충격에 대해 다른 부문이 순차적으로 어떻게 반응하는 지를 살피는 분석에 사용하는 것은 설득력이 떨어진다. 전통적인 소파동분해 방법론을 따르는 경우 현재 발생한 것으로 간주되는 충격이 진정으로 현재 시점에서 발생한 것인지 아니면 미래에 발생할 충격이 일부 반영된 것인지 구분할 수 없을 뿐 아니라 현재 발생한 충격에 대한 다른 부문의 반응도 해당 시점

22) 미래에 대한 정보는 사람들이 흔히 생각하는 미래에 대한 기대와는 구분되어야 한다. 미래에 대한 기대는 과거로부터 지금까지 수집된 관측치에 근거하여 예상하는 미래에 실현될 결과인 반면 미래에 대한 정보는 미래의 실현 결과를 선형적으로 알고 있다는 것을 의미한다. 따라서 본 연구에서와 같이 후방주시형 분해법을 채택하는 경우 미래에 대한 기대는 남겨 놓은 채 미래에 대한 정보만을 배제하는 것이 가능하다.

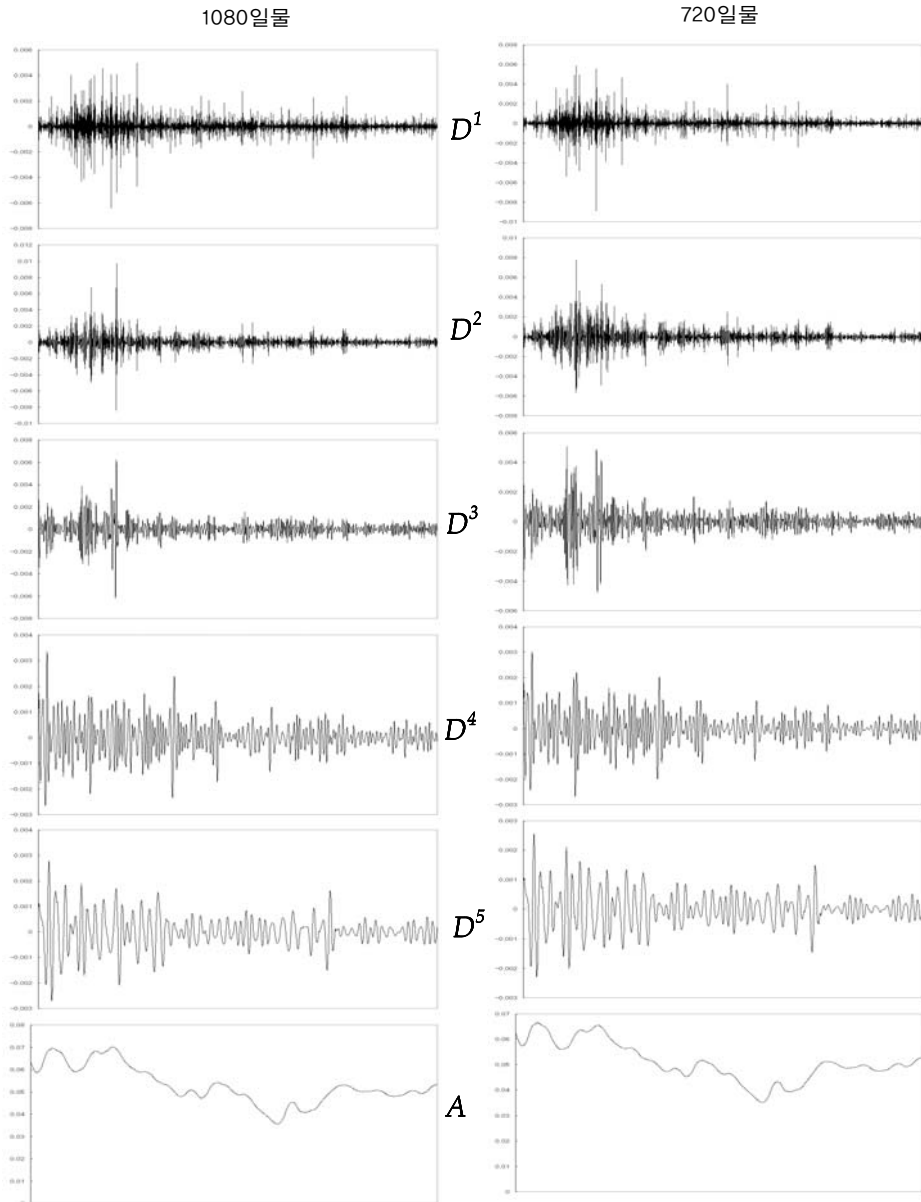
에 직접 관찰할 수 있는 반응인지 해당 시점보다 미래에 발생할 반응인지 명확하지 않기 때문이다. 본 연구에서 채택하고 있는 후방주시형 소파동분해는 이러한 문제로부터 자유롭다는 측면에서 장점을 가지고 있다.

이상의 과정을 거쳐 각 만기별 수익률 시계열을 5개의 상세소파동과 1개의 추세소파동으로 분리한 결과가 아래의 <그림 3> ~ <그림 5>에 제시되어 있다. 그림에서 D1, D2, D3, D4와 D5는 각각 2일, 4일, 8일, 16일, 32일을 주기로 하는 상세소파동이며 A는 원 시계열에서 5개의 상세소파동을 제거하고 남은 추세소파동이다.

기대하였던 바와 같이 추세소파동 A는 매우 부드러운 시간경로를 보여주고 있을 뿐 아니라 확률적 추세선이 포함되어 있는 시계열에서 전형적으로 발견되는 바와 같이 일정한 수준으로 회귀하지 않는 듯한 행보를 보이고 있다. 추세소파동에 단위근이 포함되어 있어 확률적 추세를 보일 가능성을 통계적으로 보다 엄밀히 확인하기 위하여 추세소파동에 확장된 Dickey-Fuller 단위근 검정(augmented Dickey-Fuller test)을 실시하였다. <표 1>에 보고된 검정 결과에 의하면 콜금리를 포함하여 모든 만기의 수익률에 해당하는 추세소파동에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없는 반면 차분한 시계열에 대해서는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있으므로 모든 추세소파동 계열이 $I(1)$ 이라는 잠정적인 결론에 도달할 수 있다. 이에 따라 원래 시계열에 확률적 추세선이 포함된 경우 이로부터 분리된 추세소파동 시계열에 VAR을 직접 적용하기보다는 VECM을 적용하는 것이 적절하다는 점을 다시 확인하였다. 한편 짧은 주기상의 움직임을 추적하는 상세소파동 시계열의 경우 굳이 엄밀한 통계적 과정을 거치지 않고 시간 경로를 추적한 그림만을 살펴보고도 정상적인 시계열임을 비교적 쉽게 확인할 수 있다²³⁾.

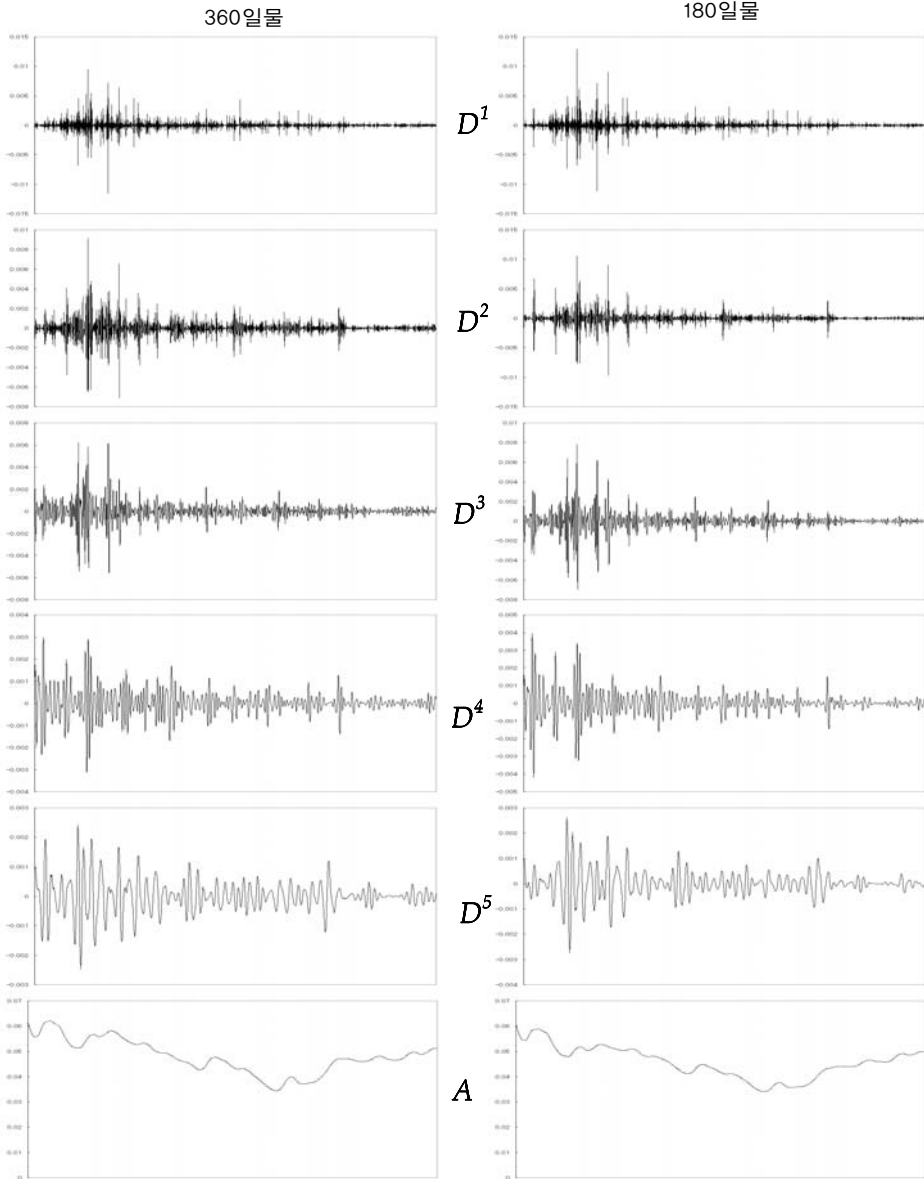
23) 상세소파동에 대해서도 ADF 검정을 실시하였으나 모든 경우에서 귀무가설이 기각되었다.

〈그림 3〉 소파동분해: 1080일물과 720일물



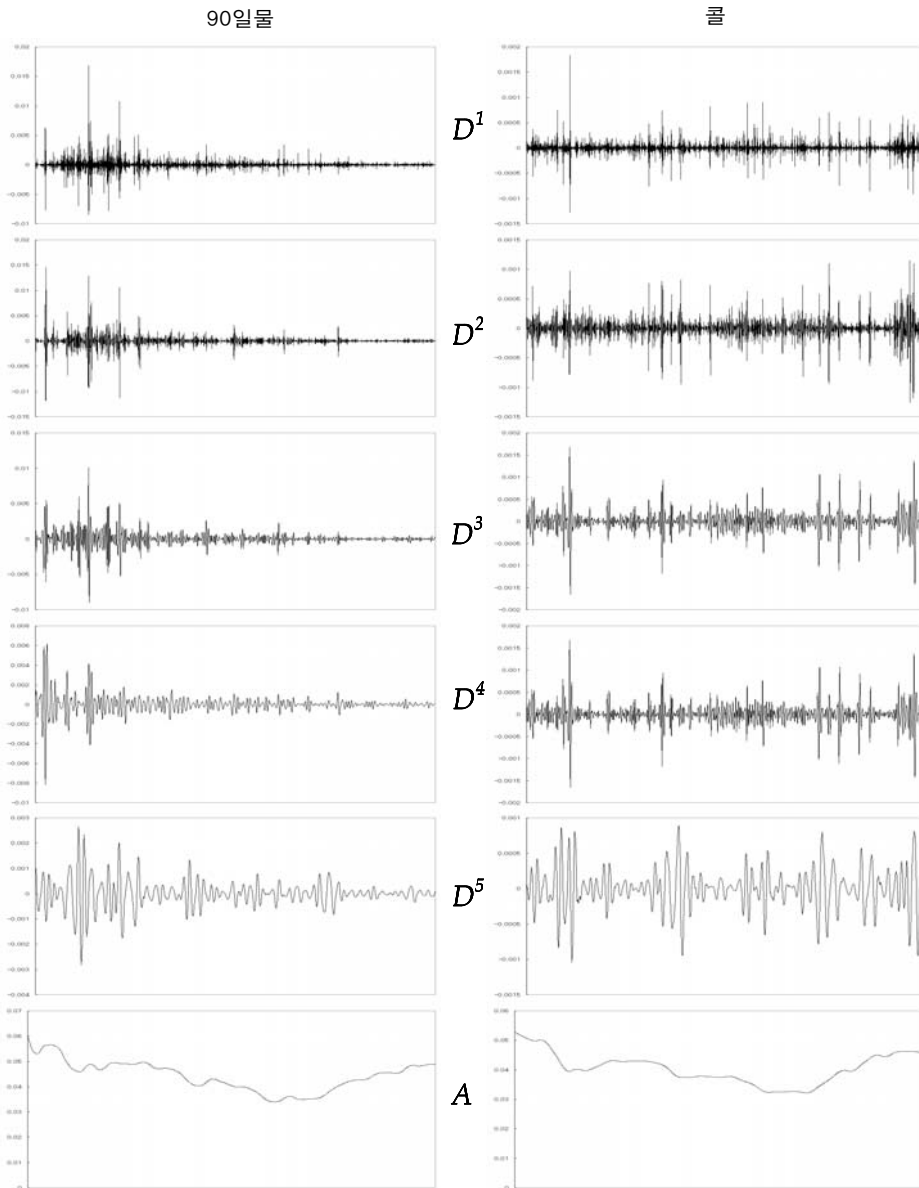
주: D^1 ~ D^5 는 5개의 상세소파동, A 는 추세소파동임.

〈그림 4〉 소파동분해: 360일물과 180일물



주: D^1 ~ D^5 는 5개의 상세소파동, A 는 추세소파동임.

〈그림 5〉 소파동분해: 90일물과 콜



주: D^1 ~ D^5 는 5개의 상세소파동, A 는 추세소파동임.

〈표 1〉 추세소파동에 대한 ADF 검정

변수	ADF 검정통계량	p-값
A 콜금리	-1.380 (-29.838)	0.867 (0.000)
A 90일물	-1.738 (-16.277)	0.734 (0.000)
A 180일물	-1.419 (-15.542)	0.855 (0.000)
A 360일물	-1.178 (-20.374)	0.914 (0.000)
A 720일물	-1.314 (-29.457)	0.884 (0.000)
A 1080일물	-1.161 (-26.007)	0.917 (0.000)

주: 1) 상수항을 허용한 경우의 ADF 검정통계량임.

2) 괄호 안은 1계 차분된 시계열에 대한 ADF 검정통계량과 p-값임.

3) 각 시계열에 대하여 허용된 시차는 32일임.

3. 벡터자귀회귀모형(VAR) 및 벡터오차수정모형(VECM) 분석 결과

본 절에서는 이미 5단계로 분해된 각종 만기 국채 수익률 및 콜금리의 상세 소파동($D^1 \sim D^5$) 및 추세 소파동(A^5)를 이용하여 각 파동 별로 VAR 및 VECM(추세 소파동의 경우) 모형을 추정하고자 한다²⁴⁾. 이와 같은 파동별 분석은 각 상세 소파동이 이자율 기간구조에 가해진 일시적인 충격(예를 들면 일시적인 재정지출 변화), 추세 소파동은 영구 혹은 장기적인 충격(예를 들면 technology shock)의 영향을 내포하고 있다는 가정에 근거한 것이다²⁵⁾.

24) VAR나 VECM을 추정하기에 앞서 실시한 그랜저 인과관계검정에서는 정책금리인 콜금리를 제외하고 수익률 곡선을 구성하는 각종 이자율 사이에는 매우 강력한 상호 피드백(feedback) 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 특히, 금융통화위원회의 회의 주기와 대체로 일치하는 16일의 주기를 가진 상세소파동인 D_4 의 경우 다른 주기의 상세소파동에 비하여 만기가 다른 채권 수익률 간의 변동이 매우 밀접하게 연관되어 있는 것으로 보인다. 이는 2주 주기로 이루어지는 금융통화위원회의 정책금리 설정이나 거시경제에 대한 입장표명이 채권시장에 유의한 영향을 주며, 다양한 만기의 국채 수익률 간의 활발한 상호작용을 견인하는 것으로 해석될 수 있을 것이다. 물론 매순간의 콜금리를 한국은행이 금융통화위원회의 목표치에 완전히 고정시키지는 못하므로 콜금리의 변동이 순전히 금융통화위원회의 의사결정을 반영하는 것은 아니다. 하지만 콜금리는 금융통화위원회가 설정한 목표치에서 일정수준 이상 벗어나지 않도록 한국은행에 의하여 상시적으로 관리되고 있으므로 적어도 콜금리 변동의 상당 부분은 금융통화위원회의 의사결정을 반영하는 것으로 해석하여도 큰 무리는 없을 것이다.

25) 각 상세 소파동이 갖는 경제적인 의미에 대해서는 위에서 제시한 이상의 해석을 부여하기 힘들다는 점에서 이후 소개될 충격반응분석의 결과는 개별 주기보다는 전체적인

먼저 식 (9)과 식 (11)의 추정에 앞서 통계적 교란항인 $(\eta_t^1, \eta_t^2, \dots, \eta_t^J, \xi_t)$ 가 가지는 동 시점 공분산(contemporaneous covariance) 구조에 대하여 논의할 필요가 있다²⁶⁾. 잘 알려진 바와 같이 VAR이나 VECM 분석의 궁극적 목적은 시스템에 속한 특정 내생변수에 외부적 충격이 가해지는 경우 시간의 경과에 따라 시스템에 포함된 내생변수들이 반응하는 경로를 추적하는 것이다. 그러나 외부적 충격은 직접적인 관측이 불가능하므로 관측된 자료를 통하여 추론해 낼 수밖에 없는데 어떤 형태로든 모형에 추가적인 제약을 가하지 않고 외부적 충격의 영향을 완전히 추적하는 것은 불가능하다. 따라서 모형에 가해질 수 있는 충격요인 간의 관계에 대하여 일정한 가정을 부여할 수밖에 없는데 어떤 가정을 모형에 도입하는가에 따라 한 부분의 충격이 다른 부분으로 파급되는 과정과 정도가 완전히 달라질 수 있으므로 충격의 식별은 매우 세심한 주의를 요하는 작업이다.

식 (9)와 식 (11)의 통계적 교란항을 각각 아래의 식 (15)와 식 (16)에서와 같이 완전 독립의 교란항인 $\zeta_{n,t}^j$ 와 $\zeta_{m,t}$ ($n, m = 1, \dots, N$)의 선형결합으로 나타내면, 기존의 교란항 $\eta_{n,t}^j$ 와 $\xi_{n,t}$ 는 구조적 충격(structural shock)으로 간주된다.

$$\begin{bmatrix} \eta_{1,t}^j \\ \eta_{2,t}^j \\ \dots \\ \eta_{N,t}^j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \delta_{12}^j & \dots & \delta_{1N}^j \\ \delta_{21}^j & 0 & \dots & \delta_{2N}^j \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \delta_{M1}^j & \delta_{N2}^j & \dots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t}^j \\ \eta_{2,t}^j \\ \dots \\ \eta_{N,t}^j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & \theta_{12}^j & \dots & \theta_{1N}^j \\ \theta_{21}^j & 1 & \dots & \theta_{2N}^j \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \theta_{M1}^j & \theta_{N2}^j & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_{1,t}^j \\ \zeta_{2,t}^j \\ \dots \\ \zeta_{N,t}^j \end{bmatrix} \quad j=1, 2, \dots, J \quad (15)$$

$$\begin{bmatrix} \xi_{1,t} \\ \xi_{2,t} \\ \dots \\ \xi_{N,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \delta_{12} & \dots & \delta_{1N} \\ \delta_{21} & 0 & \dots & \delta_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \delta_{M1} & \delta_{N2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{1,t} \\ \xi_{2,t} \\ \dots \\ \xi_{N,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & \theta_{12} & \dots & \theta_{1N} \\ \theta_{21} & 1 & \dots & \theta_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \theta_{M1} & \theta_{N2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \zeta_{1,t} \\ \zeta_{2,t} \\ \dots \\ \zeta_{N,t} \end{bmatrix} \quad (16)$$

한편 관측된 자료만을 가지고 식 (15)와 식 (16)에 있는 모든 파라미터를 식별할 수 없으므로 두 식의 파라미터에 다소 임의적인 제약을 부과할 수밖에 없는데 본 연구에서는 가장 간단한 방법으로 Sims(1980)가 제안한 Cholesky 분해 식별법을 채택

맥락에서 이해될 필요가 있을 것이다.

26) 통계적 교란항 벡터 $(\eta_t^1, \eta_t^2, \dots, \eta_t^J, \xi_t)$ 가 시계열 상으로 자기상관을 가지지 않는다는 조건은 성립한다고 가정한다.

하고자 한다. Sims(1980)의 식별법은 식 (15)와 식 (16)의 우변에서 첫 번째 계수행렬을 무시하고 두 번째 계수 행렬이 하방삼각행렬(lower triangular matrix)이 되도록 제약을 가한다. 구체적으로 $\delta_{hl}^j = \delta_{hl} = 0 \quad \forall j, h, l$ 과 $\theta_{hl}^j = \theta_{hl} = 0 \quad \forall j$ and $l > h$ 의 제약이 가해지는데 이러한 식별전략을 따르면 시스템에 포함되는 변수들의 배치 순서에 따라 교란항의 공분산 행렬이 달라지며 결국 분석 결과까지 달라지는 결과가 초래된다. Cholesky 분해에 바탕을 둔 VAR 분석에서 변수들을 배치하는 방법에 대하여 많은 방법론이 제시되어 왔으나 여기에서는 잔존 만기 짧은 채권의 수익률을 먼저 배치하고 이어서 잔존만기가 오래 남은 채권의 수익률 순으로 변수를 배치한 후 분석을 수행하였다²⁷⁾.

이와 같은 변수 배열 선택은 만약 물가상승목표제를 채택하고 있는 한국은행이 현재 또는 미래의 물가상승률을 목표 범위 내로 유지하기 위하여 정책금리인 콜금리를 최근의 물가상승률에 근거하여 조정한다는 가정을 받아들일 경우 적절성을 일정 정도 인정할 수 있을 것으로 판단된다. 또한 이러한 축차적 충격배열은 경제에 미칠 충격을 단기/장기로 나눌 때, 단기 국채는 단기 충격에, 장기국채는 단기 충격 및 장기 충격 모두에 영향을 받는다는 사실과 관계를 갖는다²⁸⁾. 따라서, 콜금리의 경우에는 단기적 경기변동요인이나 통화정책의 변동이 영향을 미치는 반면, 장기채권 수익률의 경우에는 이와 같은 단기채권 수익률 변동요인에 더하여 장기 경기변동 요인이 축차적으로 영향을 미친다고 가정한다. 일례로 180일물 채권수익률에만 영향을 주는 충격은 향후 6개월 이내 경제상황에 대한 기대변화를 의미하며, 180일 보다 긴 만기의 국채 수익률에도 공히 영향을 주는 것으로 해석될 수 있을 것이다.

본격적인 분석에 앞서 얼마나 많은 시차를 분석에 포함하여야 하는지 여부, 즉 식 (9)의 q와 식 (11)의 p를 결정하기 위하여 Akaike 정보기준을 적용하여 실험한 결과 D1과 D2의 경우 60일, D3의 경우 24일, D4의 경우 30일, 마지막으로 D5의 경

27) 추가적으로 잔존 만기가 긴 채권의 수익률 순서로 변수를 배치하여 분석한 결과와 비교함으로써 결과의 견고성을 점검하였다.

28) 이자율 기간구조에 대한 기대가설을 받아들이는 경우 이와 같이 단기에서 장기 순으로 국채 만기에 대하여 충격이 축차적으로 정의되는 구조는 쉽게 이해될 수 있다.

우 18일의 시차를 허용하기로 결정하였다. 한편 시계열의 비정상성으로 말미암아 식 (11)과 같은 VECM 분석을 실시하는 추세소파동 A의 경우 59일의 시차를 허용하기로 결정하였다.

VECM에서 분석에 포함되는 시차의 수를 결정하는 것 못지않게 비정상성을 따르는 시계열 벡터의 구성 요소 사이에 몇 개의 공적분 관계가 성립하는지를 찾아내는 것이 중요하다. 6개의 서로 다른 만기를 가지는 채권수익률 시계열로부터 추출한 추세소파동 A에 대하여 Joahnson 공적분 검정을 실시한 결과 두 개의 공적분 관계가 존재한다²⁹⁾는 결론에 도달하였다. 한편 장단기 관계에 모두 시간추세(time trend)는 존재하지 않는 것으로 가정하였는데³⁰⁾ 이는 단기방정식에 의하여 포착되는 채권 수익률의 변동이나 장기균형식(long-run equilibrium equation)에 의하여 포착되는 균형 장단기 금리차(term spread)에 비확률적 추세선(deterministic trend)이 포함되어 있다는 가정을 받아들이기 어려웠기 때문에 선택된 전략이다.

한편 충격의 선후관계 또는 상호관계에 대한 제약을 가하는 것 못지않게 교란항들의 공분산 행렬이 시간에 따라 변동할 수 있을 가능성을 통제하는 것이 매우 중요하다. 금융통화위원회는 매월 둘째와 넷째 목요일에 개최되는데 둘째 목요일에 열리는 회의는 정책금리인 콜금리를 결정하는 자리이므로 자연스럽게 세간의 이목이 집중된다. 또한 넷째 목요일의 회의에서는 비록 새로운 콜금리 수준에 대한 결정이 이루어지지 않지만 현재 경제상황과 관련한 토의가 진행되고 그 내용이 일반에 공표되므로 통화정책주체가 현 경제상황에 대하여 가진 인식 상태를 파악할 수 있는 기회를 제공한다는 차원에서 꾸준히 관심의 대상이 되어왔다³¹⁾. 사전 분석에 따르면 교란항의 공분산은 지난번 금융통화위원회 회의로부터 경과된 시간 혹은 다음 금융통화위원회 회의까지 남은 시간 등에 따라 변동하는 것으로 나타났다³²⁾. 이러한 현상은 다음과 같은 두 가지 요인에 기인한 것으로 설명할

29) 이 두 개의 공적분 관계에 대한 경제학적 해석이 가능한 것인지 추가적인 논의가 필요할 것으로 보인다. 이 점을 지적해준 익명의 검토자에게 감사드린다.

30) 바꾸어 말해 Johansen(1995)이 제시한 추세(trend)를 처리하는 다섯 개의 방법 중에서 VECM의 장기식과 단기식 각각에 상수항만을 허용하는 경우를 채택한다.

31) 네 번째 목요일 회의에서 공표되는 금통위의 현 경제상황에 대한 인식은 2주 후에 있을 콜금리 결정의 방향성을 예측하는데 있어 귀중한 정보로 여겨진다.

수 있다. 첫째 금융통화위원회 회의 일자에 맞추어 콜금리 부문의 독립적 충격이 증가하였기 때문으로 볼 수 있다. 둘째 금융통화위원회의 회의 주기에 의하여 식 (9)와 식 (11)에 나타난 채권수익률 사이의 상호관계 혹은 식 (15)와 식 (16)에 나타난 충격 요인 간의 관계가 영향을 받기 때문에 교란항의 공분산이 시간에 따라 달라질 수 있다. 전자에 의한 계절성은 별 다른 조치를 요하지 않으나, 후자의 경우는 별도의 조치를 필요로 한다. 본 연구에서는 전자에 의한 계절성을 교란항에 그대로 보존하는 한편 후자에 의한 계절성을 통제하기 위하여 지난달 둘째 목요일로부터 경과된 일자 또는 다음 달 둘째 목요일까지 남은 일자 가운데 작은 값을 택하여 변수³³⁾를 구축하고 이를 식 (9)와 식 (11)의 추정 과정에 대입하였다.

〈그림 6〉는 앞에서 논의한 바에 따라 정책금리인 콜금리를 가장 먼저 두고 만기가 증가하는 순서로³⁴⁾ 변수들을 배열한 후, 각 파장대별로 콜금리에 발생한 개별 충격이 동일 파장대 다른 만기의 국채수익률에 미치는 충격반응함수(impulse response function)를 보고하고 있다³⁵⁾. 참고로 모든 충격반응함수는 1-표준편차 크기의 충격이 주어졌다는 가정 하에 계산된 것임을 밝힌다. 그리고 추세선을 제외한 모든 소파동에 대하여 충격반응함수의 95% 신뢰구간을 점선으로 표시하였다.

Cholesky 분해를 이용한 VAR 분석 결과는 크게 세 가지로 정리할 수 있다³⁶⁾. 첫째, 콜금리의 추세소파동에 가해진 외부 충격은 시차를 두고 모든 만기의 채권 수익률의 추세소파동에 같은 방향의 변화를 발생시킨다. 다만 만기가 길어짐에 따

32) 또한 금통위 개최일자를 전후로 콜금리 관련 시계열 잔차항의 분산이 커지는 현상이 관측되었다. 그러나 이러한 패턴이 다른 채권수익률 관련 시계열에서도 성립한다고 하기는 힘들다.

33) 정의상 이 더미변수가 14 혹은 -14의 값을 가질 때는 네 번째 목요일, 즉 매월 두 번째 금통위 회의일자임을 의미한다.

34) 분석결과의 견고성(robustness)을 점검하기 위하여 변수의 배열 순서를 바꾸어 분석하는 경우에도 별다른 차이를 나타내지는 않았으나 논의가 지나치게 장황해지는 것을 피하기 위하여 자세한 결과는 본문에 보고하지 않았다. 자세한 분석결과에 관심 있는 독자는 저자들로부터 결과를 얻을 수 있다.

35) 지면의 제약에 감안하여 본 연구의 주된 관심사항인 콜금리에 발생하는 외생적 충격에 대하여 만기가 다른 채권의 수익률이 시차를 두고 어떻게 반응하는지만을 나타내었다.

36) 견조성(robustness) 점검 차원에서 직교화된 충격반응분석(orthogonalized IRF) 대신 Pesaran and Shin(1998)이 제시한 일반화된 충격반응분석(generalized IRF) 실시하였으나, 전자와 질적인 차이가 없는 것으로 나타나 별도로 보고하지 않는다.

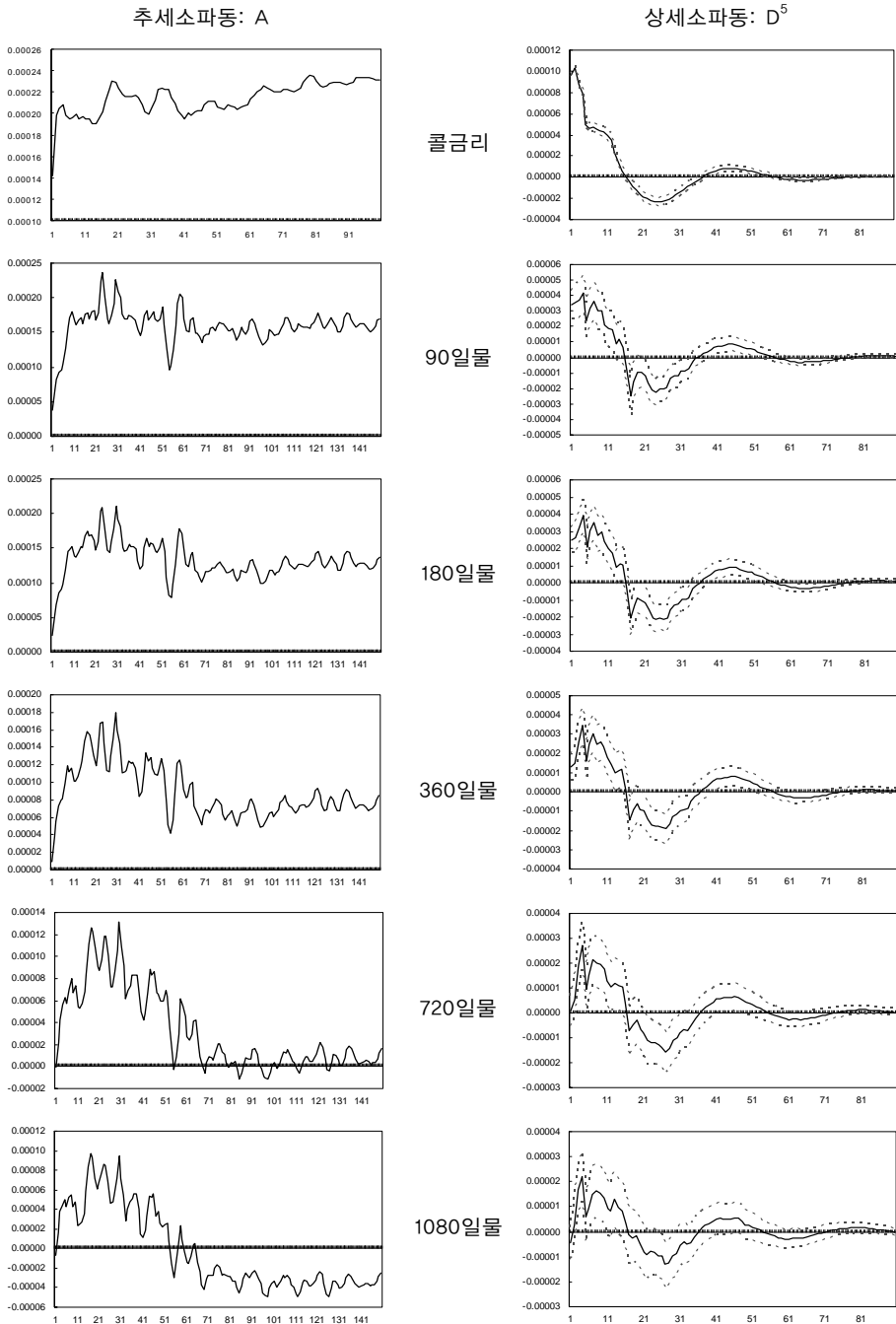
라 콜금리 충격에 대한 반응 정도는 상대적으로 약하게 나타나며 지속 기간은 짧아지는 경향을 보인다. 콜금리 변동의 영향력이 장기채권 수익률에 대해 상대적으로 약하게 작용하는 것은 장기채권수익률이 해당 채권의 만기까지의 콜금리에 대한 기대의 평균과 같다는 채권시장의 무차익거래 균형조건을 감안하면 어렵지 않게 이해할 수 있다. 즉, 채권의 만기가 길면 길수록, 그 수익률의 결정에 현재의 콜금리를 제외한 다른 결정 인자가 더 많이 개입하기 때문에 콜금리 변동의 영향력이 약하게 반영된다.

둘째, 콜금리의 상승소파동에 대한 충격은 초기에는 만기가 긴 채권 수익률의 상승소파동에 더 크게 반영되지만 시간의 경과에 따라 오히려 만기가 짧은 채권의 수익률의 상승소파동이 더 크게 반응하는 모습을 보인다. 또한 만기가 짧은 채권의 수익률의 상승소파동에서 충격이 더 오랫동안 감지되는 것으로 나타났다.

셋째, 상승소파동의 주기가 짧을수록 동일한 주기의 콜금리 상승소파동에 가해지는 외부충격에 따라 다른 만기 국채수익률의 변동성이 증가되는 모습을 보인다. 또한 주기가 짧아질수록 콜금리와 수익률 곡선의 레벨 간의 상호관계는 약화된다는 점을 확인할 수 있는데 특히 주기가 가장 짧은 $D1$ 과 $D2$ 에서 그러한 경향이 두드러진다. 다만 D^1 이나 D^2 와 같이 파장이 짧아질수록 충격반응은 격렬해지는 반면 95% 신뢰구간이 대부분 0을 포함함에 따라 통계적 유의성을 부여할 수 있을 정도로 현저한 것이 아니라는 점은 언급하고자 한다³⁷⁾.

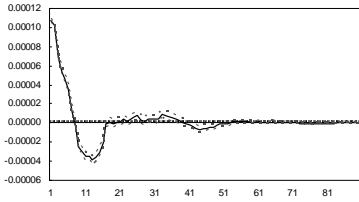
37) 반대로 $D^3 \sim D^5$ 와 같이 비교적 장파장의 상승소파동에서는 정책금리의 외생적 변화가 타 만기 국채 수익률에 단기적이지만 유의한 영향을 주는 것을 알 수 있다. [부록]에는 180일물 국채에 대하여 각 파장별로 콜금리 충격에 따른 반응함수를 각각 10일, 20일, 30일 시계에서 추정하여 보고하고 있다.

〈그림 6〉 충격반응함수: 콜금리 충격에 대한 반응



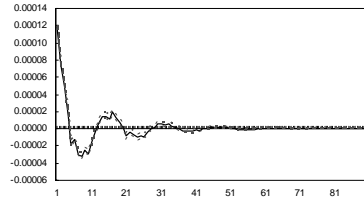
〈그림 6〉 계속

상세소파동: D^4

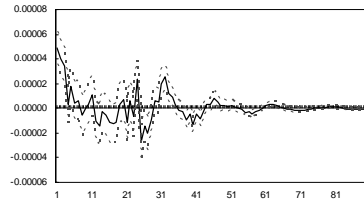
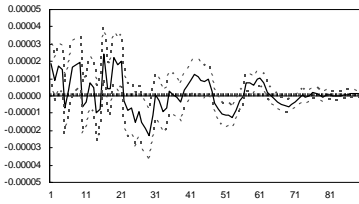


콜금리

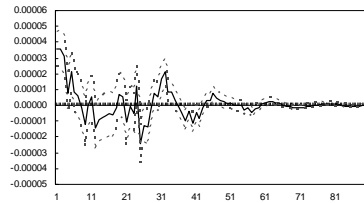
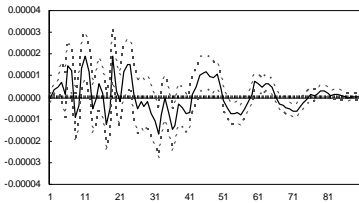
상세소파동: D^3



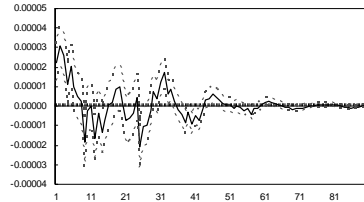
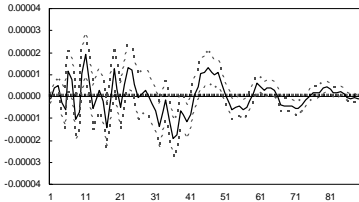
90일물



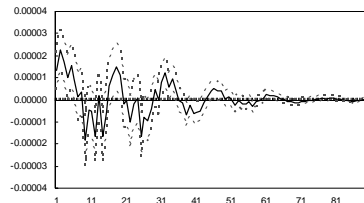
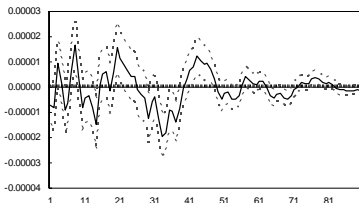
180일물



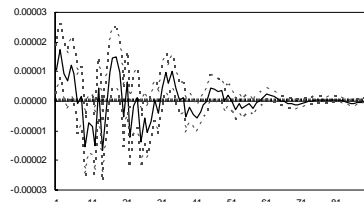
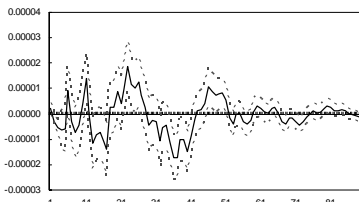
360일물



720일물

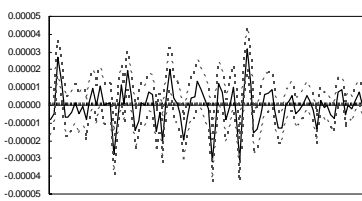
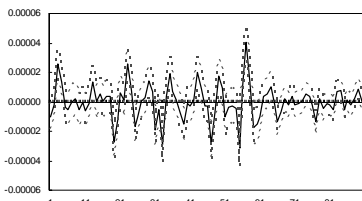
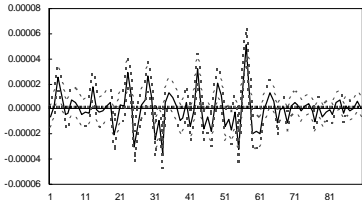
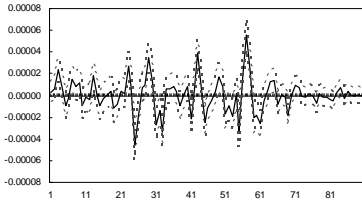
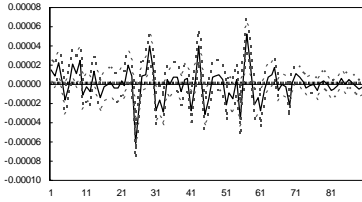
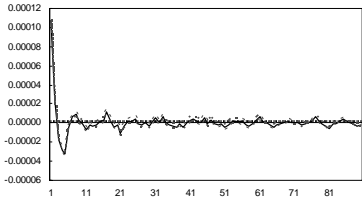


1080일물

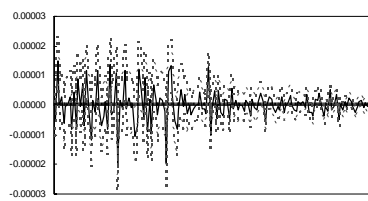
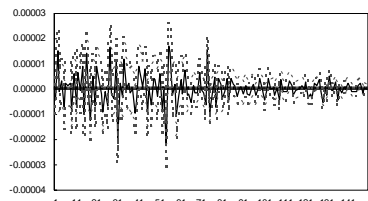
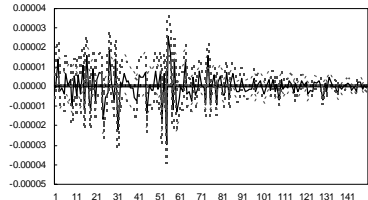
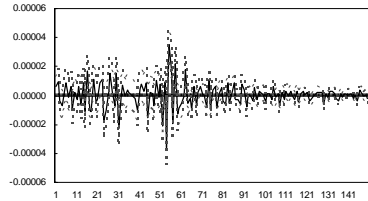
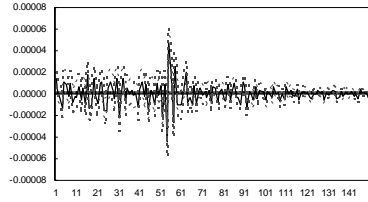
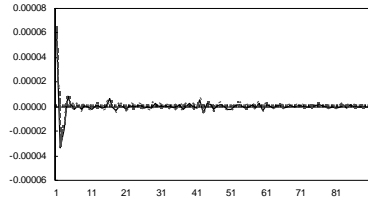


<그림 6> 계속

상세소파동: D^2



상세소파동: D^1



콜금리

90일물

180일물

360일물

720일물

1080일물

IV. 분석결과에 대한 세 가지 논의

1. 유동성 효과와 피셔 효과

유동성 효과(liquidity effect)와 피셔 효과(Fisher effect)는 통화 정책의 유효성 관련 논의에서 자주 출현하는 개념이다. 일반적으로 유동성 효과는 통화량 지표의 증가가 유동성 프리미엄을 감소시켜 명목 이자율의 하락을 가져오는 현상을 이르며 피셔 효과는 통화량의 증가가 인플레이션에 대한 기대를 높여 명목 이자율의 상승을 가져오는 현상을 의미한다. 현재까지 연구에 의하면 유동성 효과는 주로 단기에 그 존재를 확인할 수 있으며, 시간이 경과함에 따라 피셔 효과의 영향력에 압도되어 점차 사라지는 것으로 알려져 있다(Leeper, Sims, and Zha, 1996; Christiano, Eichenbaum, and Evans, 1999).

본 연구에서는 통화량 지표를 직접적인 분석 대상으로 채택하지 않았으나 한국은행이 통화정책의 수단으로 설정한 콜금리의 변동에 따라 다른 금리들이 횡단면 상에서 혹은 시계열 상에서 소파동별로 어떤 반응을 보이는지 살펴봄으로써 유동성 효과와 피셔 효과의 존재 여부를 확인할 수 있을 것이다³⁸⁾.

피셔 방정식(Fisher equation)을 채권시장에서의 무차익거래 조건(no arbitrage condition)과 결합하면 다음과 같은 관계를 도출할 수 있다:

$$\begin{aligned} R_{n,t} &= R_{1,t} + \sum_{j=2}^n R_{((j-1),j),t}^f = \sum_{j=1}^n \pi_{((j-1),j),t}^e + \sum_{j=2}^n r_{((j-1),j),t}^f + r_{1,t} \\ &= \sum_{j=1}^n \pi_{((j-1),j),t}^e + r_{n,t} = R_{1,t} + \sum_{j=2}^n \pi_{((j-1),j),t}^e + r_{(1,n),t}^f \end{aligned} \quad (17)$$

38) 본 연구에서 분석의 대상으로 삼고 있는 2001년 이후의 시기에는 물가안정목표제(inflation targeting)가 실시(1997년부터 도입이 됨)되어 더 이상 통화총량이 아닌 콜금리가 정책지표로 사용되어 오고 있다. 또한 본 연구의 주된 관심사는 정책금리인 콜금리의 조정이 수익률곡선에 미치는 영향을 살피는 데 있다. 이런 맥락에서 본 연구에서는 유동성 효과와 피셔 효과를 각각 통화총량과 단기금리 간의 부(-) 또는 정(+)의 상관관계로 파악하는 대신 콜금리의 인하(상승)으로 대표되는 통화정책의 완화(또는 긴축)기조가 다양한 만기의 채권 수익률에 미치는 부(-) 또는 정(+)의 영향으로 정의하여 분석하였다.

위에서 $\pi_{(i,k),t}^e$ 는 시점 $(t+i)$ 와 시점 $(c+k)$ 사이에 예상되는 인플레이션(expected inflation)이며 r 과 r^f 는 각각 실질 현물수익률과 실질 선물이자율을 나타낸다. 한편 명목수익률은 실질수익률과 기대 인플레이션의 합이라는 피셔방정식은 현물수익률과 선물이자율에 대하여 모두 성립하는 것으로 가정하였다.

1-기간 후 만기가 도래하는 채권의 명목 현물수익률 $R_{1,t}$ 을 정책수단인 콜금리로 상정하자. n-기간 후 만기가 도래하는 채권의 명목 수익률 $R_{n,t}$ 가 $R_{1,t}$ 와 동행하거나 시차를 두고 동일한 방향으로 따라 움직이는 경우 유동성 효과가 발생한 것으로 해석할 수 있다. 반면 시차와 상관없이 $R_{n,t}$ 가 $R_{1,t}$ 와 반대 방향으로 움직이는 경우 피셔 효과가 지배적으로 발생한 것으로 해석할 수 있다. 식 (17)에 도출된 관계를 이용하면 유동성 효과는 미래 모든 기간에 대한 기대 인플레이션과 만기가 가장 긴 실질 선물이자율의 합인 $\sum_{j=2}^n \pi_{(j-1),j,t}^e + r_{(1,n),t}^f$ 이 명목 콜금리인 $R_{1,t}$ 와 동일한 방향으로 움직이거나 다른 방향으로 움직였다고 하더라도 명목 콜금리의 변화보다 크지 않은 정도로 움직이는 경우 나타난다. 반면 피셔효과는 $\sum_{j=2}^n \pi_{(j-1),j,t}^e + r_{(1,n),t}^f$ 이 $R_{1,t}$ 과 반대방향으로 움직이면서 그 정도가 더 큰 경우 발생함을 알 수 있다.

<그림 6>과 <그림 7>의 첫 번째 열에 나타난 추세소파동에 대한 VECM 분석 결과에 의하면 대부분의 만기 수익률에 유동성 효과가 존재함을 확인할 수 있으며 피셔 효과는 몇몇 특정 만기 수익률에 대하여 그 존재를 확인할 수 있다.³⁹⁾ 이러한 결과는 일견 유동성 효과보다는 피셔 효과의 존재를 주로 보고하던 기존 문헌의 연구결과와 상반되는 것처럼 보일 수도 있다. 하지만 유동성 효과를 확인할 수 있는 경우는 이자율의 장기적 추세를 포함하는 추세소파동에 한정된다는 점에 주목할 때 다음과 같은 해석도 가능하다.

먼저, 추세소파동의 움직임이 통화정책당국의 장기적 정책기조에 대한 시장의 믿음을 반영하는 것임을 감안하면, 이와 같은 결과는 통화정책을 수행함에 있어 중앙은행의 현 정책기조가 장기적으로 유지될 것이라는 시장의 신뢰가 전제로 충

39) 피셔 효과는 일부 장기채권 수익률의 경우에 콜금리 변동이 있는 지 2~3개월 지나서 발생하는 것으로 나타났다. 가령 <그림 6>에서 1080일물, <그림 7>에서 720일물, 1080일물 등이 콜금리에 대한 최초 충격발생 후 60일~90일이 경과한 후 최초 발생 충격과 반대 방향으로 움직이는 현상을 보이고 있다.

족되는 상황에서만 확장적 통화정책이 유동성 효과를 달성할 수 있음을 시사한다. 그러나 현재의 통화정책기조가 일시적인 것, 즉 상세소파동의 움직임으로 인식되는 경우에는 그러한 통화정책은 소기의 성과를 달성하기 어려울 것이다.

다음으로 추세소파동에 비하여 짧은 주기를 가지는 상세소파동에 대한 충격반응함수 분석 결과는 전반적으로 콜금리 변동에 따른 충격은 콜금리 자신에는 별다른 변화를 야기하지 않는 반면 다른 만기의 채권, 특히 단기채권 수익률에 대하여 상대적으로 규모가 크고 오랫동안 지속되는 충격을 발생시키는 것으로 나타났다. 특히, 상세소파동 상에서 주기가 짧을 수록 콜금리에 대한 충격이 채권 수익률 변동에 강하게 반영되는 것으로 나타났다. 상세소파동 상에서 콜금리에 대한 충격은 같은 상세소파동 상의 여타 이자율에 확대되어 전달됨으로써 진동 폭이 커지고 지속 기간이 길어지는 현상은 변동의 발원점인 콜금리보다 변동의 귀착점인 여타 금리들이 더 큰 위협에 노출되어 있다는 의미이다. 콜금리의 상승으로 인한 채권 수익률의 변동성 증가는 이를 보상하기 위하여 현재의 채권 수익률 상승으로 연결될 가능성이 있으며 이런 맥락에서 상세소파동 상에서 존재하는 각종 금리 간 상호영향 패턴을 피셔 효과의 작용으로 해석할 수 있을 것으로 판단된다. 이미 언급한 바와 같이 파동분석을 채택하지 않는 기존의 문헌은 유동성 효과는 단기에 나타나지만 증장기에서는 피셔 효과에 압도되는 것으로 보고하고 있다. 그러나 본 연구에서 선택된 소파동분석에 의하면 유동성 효과는 채권 수익률의 주기가 매우 긴 추세를 나타내는 추세소파동 상에서 가장 뚜렷이 관찰되는 반면 피셔 효과는 주기가 짧은 상세소파동 상에서 주로 관찰 되는 것으로 나타나 기존 문헌과는 다른 시각에서 동일한 경험적 현상을 해석하고 있다⁴⁰⁾.

40) 미국의 정책금리인 연방펀드이자율(federal funds rate)의 하향 조정에도 불구하고 장기 금리가 낮아지지 않는 소위 "버냉키의 수수께끼(Bernanke conundrum)" 현상에 대한 한 가지 설명이 될 수 있다.

2. 후방주시형 소파동분해(backward-looking wavelet decomposition)

앞에서도 간략히 언급한 바와 같이 본 연구에서는 통상적인 소파동분해 절차를 따르지 않고 후방주시형 소파동분해 절차를 활용하였다. 통상적인 절차는 표본에 포함된 모든 관측치를 소파동필터(wavelet filter)에 적용시킴으로써 원 시계열을 추세소파동과 복수의 상세소파동으로 분리한다. 그러나 시계열 분석에서 자주 사용되는 다른 평탄화 필터(smoothing filter)와 마찬가지로 전통적인 소파동분해를 거쳐 도출된 평탄화된 현재 관측치에는 미래에 실현된 정보가 필연적으로 포함될 수밖에 없다. 따라서 최종 관측지점을 제외하고는 평탄화 된 현재 관측치에는 미래에 대한 기대치가 아니라 미래에 실현된 값에 대한 정보가 포함된다는 측면에서 논리적인 문제점이 존재한다. 본 연구에서는 전통적인 소파동분해에 내재한 이와 같은 논리적 문제점에 대응하는 한 방안으로 현재와 과거에 관측된 자료에 국한하여 소파동필터를 적용하는 후방주시형 소파동분해 전략을 선택하였다. 정의상 후방주시형 소파동분해법에 의해 분해된 추세소파동 및 상세소파동들은 분해 대상 변수의 미래 실현 값에 대한 정보를 포함하지 않는 대신 각 시점까지 경제 주체가 미래에 대하여 형성하고 있던 기대에 포함된 정보를 반영한다.

이와 같이 후방주시형 소파동분해가 전통적인 소파동분해에 비하여 논리적으로 우월하다는 선형적인 판단을 내릴 수 있을 것이나 여기에 더하여 후방주시형 파동분해법을 채택한 의도를 경험적으로 확인하기 위해 양자 간의 시차상관관계(lagged cross-correlation)를 계산하여 보았다⁴¹⁾. 추세소파동 A의 경우 두 가지 파동분해법으로 만들어진 시계열은 다양한 시차와 만기에 대하여 매우 높은 상관관계를 보인다. 따라서 추세소파동의 경우 원 시계열을 분석하기 위하여 필요한 소파동분해의 시점선택이 그리 중요하지 않다는 점을 암시하는 증거로 해석할 수 있다. 그러나 이러한 현상에 대해서는 원 시계열이 확률적 추세선(stochastic trend)을 포함하고 있을 수 있다는 점을 감안한다면 매우 조심스럽게 해석할 필요가 있다. 원래 시계열이 확률적 추세선을 포함하고 있는 경우 이를 어떤 방식으로 분해하

41) 지면상의 제약에 감안하여 자세한 분석 결과를 보고하지 않고 중요한 사항만을 논의한다. 제시된 분석 결과는 저자들에게 요청시 제공될 것임을 밝힌다.

든 추세소파동에 원래 시계열에 포함되어 있는 확률적 추세선이 이전될 것이다. 이 경우 서로 다른 시점에서 분해된 두 개의 시계열이 설사 확률적으로 독립이라고 하더라도 두 시계열은 높은 상관관계를 보일 수 있을 것이기 때문에⁴²⁾ 추세소파동의 경우 높은 상관관계 자체에 큰 의미를 둘 수는 없을 것이다. 한편 상세소파동 D1~D5의 경우에는 추세소파동과 달리 두 가지 서로 다른 소파동분해에서 생성된 시계열 간 상관관계가 밀접하지 않을 뿐 아니라 상관계수의 크기도 채권의 만기에 따라 매우 불규칙한 모습을 보인다⁴³⁾. 따라서 통상적인 소파동분해법을 사용하는 경우 후방주시형 소파동분해법을 사용한 본 연구와 분석 결과에 큰 차이가 있을 것임을 어렵지 않게 예상할 수 있다⁴⁴⁾.

V. 결론

본 연구에서는 정책금리의 변동이 이자율의 기간 구조, 즉 수익률 곡선에 어떤 정도로 전달되는지 여부는 물론 충격전달의 구체적인 경로를 규명하기 위하여 최근 시계열 분석분야에서 유용한 분석도구로 각광받고 있는 소파동분석을 이용하였다. 통화정책은 정책금리를 적절히 조절함으로써 수익률 곡선에 영향을 주고 궁극적으로는 각종 거시변수를 일정한 방향으로 유도할 수 있을 것이라는 믿음에 그 근거를 두고 있다. 따라서 통화정책 담당자가 정책금리와 수익률 곡선 사이에 어떤 관계가 존재하는지에 대하여 정확하게 파악하는 것은 매우 중요한 과제가

42) 단위근을 포함하는 두 시계열의 상관계수가 높다고 해서 두 시계열 사이에 밀접한 관계가 성립 함을 의미하지는 않는다는 사실은 이미 잘 알려져 있다(Granger and Newbold, 1974).

43) 대부분의 상세소파동과 시차에서 두 시계열 간 상관계수의 절대값이 0.5를 넘지 않았다. 자세한 분석 결과의 소개는 지면의 한계를 감안하여 생략하였으며 저자들에게 요청하는 경우 제공될 것이다.

44) 물론, 후방주시형 분해법의 경우 미래에 대한 경제주체의 기대와 그로 인한 수익률 곡선의 영향을 과도하게 제거할 우려가 있다. 이러한 문제를 고려하여 전체 표본기간을 다 포함한 소파 동분해를 실시한 결과 별 다른 차이를 발견하지 못하였다. 이 점을 지적해준 익명의 검토자에게 감사드린다.

다. 정책금리와 수익률 곡선 간에 일정한 관계가 존재한다는 가설의 유효성을 인정하는 합의가 연구자들 사이에 상당한 정도로 형성되어 있는 것이 사실이나 정책금리의 변동이 수익률 곡선에 전달되어 다양한 만기를 가진 채권의 수익률에 미치는 영향의 구체적 양태에 대해서는 아직까지 만족스러운 정도로 알려진 바가 없다. 본 연구는 이러한 공백을 메우기 위한 시도의 하나이다.

먼저 전통적인 소파동분해법에 비하여 분석 대상 변수들을 다름에 있어 개념적으로 우월한 후방주시형 소파동분해법을 적용하여 수익률 곡선을 구성하는 다양한 만기의 채권 수익률 시계열을 각각 한 개의 추세소파동과 다섯 개의 상세소파동으로 분해하였다. 다음으로 소파동분해의 결과 얻어진 각종 소파동 중 동일한 주기의 소파동을 모아 모두 6개의 다변수시계열체제(multi-variate time series system)를 구성하고 이를 VAR 또는 VECM의 기법을 활용하여 분석하였다. 한편 VAR이나 VECM을 위해서는 적절한 충격 식별 전략이 필요한데 본 연구에서는 이 자율 기간별 구조에 대한 기대가설에 근거하여 통상적으로 사용되는 Cholesky 분해법을 채택하였다.

분석 결과는 크게 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 정책금리 변화와 그에 따른 통화량 지표 변동으로 인하여 발생하는 유동성 효과와 피셔 효과는 주기가 다른 소파동에서 지배적으로 발생하는 현상으로 판단된다. 구체적으로 유동성 효과는 장기 추세를 대표하는 추세소파동 상에서 피셔 효과는 보다 짧은 주기를 가지는 상세소파동 상에서 지배적으로 발생하는 현상이라는 점을 확인하였다. 이는 채권 수익률 시계열 자료를 별도의 처리 없이 그대로 사용한 기존 연구가 유동성 효과는 단기적인 현상이며 피셔 효과는 중장기적인 현상으로 보고하던 것과는 다른 관점을 제공하는 것이다. 둘째, VAR 분석으로부터 만기가 다른 채권 수익률 간에 존재하는 동기간 관계를 식별할 수 있었다. 콜금리의 상승 또는 하락은 같은 시점에 만기가 다른 채권의 수익률 상승 또는 하락을 동반하는 현상이 발견되었는데 이는 유동성 효과를 지지하는 증거로 사용될 수 있다. 콜금리의 조정이 현재의 수익률 곡선 상태를 감안하여 이루어지는 것으로 보이는데 구체적으로 콜금리 조정이 여러 가지 서로 다른 만기를 가진 채권에서 발생한 체계적인 충격(systemic

shocks)을 상쇄하는 방향으로 이루어지는 간접적인 증거를 발견하였다. 셋째, 원 시계열 자료를 이용한 분석 결과와 비교할 때 소파동분해를 거친 시계열 자료를 이용한 분석은 결과의 명확성 측면에서 매우 큰 장점을 가지는 것으로 판단된다. 이는 근본적으로 소파동분해기법이 원래 시계열에 포함(embedded)되어 있으며 부가적인 정보를 전달하지 않는 잡음(noise)을 제거하는 기법과 논리적으로 매우 유사하기 때문이다. 즉 소파동분해를 통하여 복수의 시계열 간에 존재하는 상호관계를 주기에 장단에 따라 여러 가지 단계로 분리하여 분석함으로써 변수 간 상호관계를 식별하기 용이할 뿐 아니라 분석결과의 해석에서도 보다 직관에 부합하는 설명을 제시할 수 있다는 장점을 기대할 수 있다.

참고문헌

- 엄영호 · 이준희 · 지현준, 「한국의 이자율 기간구조와 통화정책」, 『금융학회지』, 제12권 4호, 2007, pp. 120-166.
- 오규택 · 김명직 · 장국현, 「국고채 이자율 기간구조: 유통자료를 이용한 실증분석」, 『한국경제의 분석』, 제6권 3호, 2000, pp. 1-47.
- 이준행, 「Nielsen-Siegel 모형을 이용한 이자율기간구조의 추정 및 예측」, 『선물 연구』, 제12권 2호, 2004, pp. 101-126.
- 이한식 · 윤병욱, 「소파동기법을 이용한 가변베타의 장기 지속성 분석」, 『서강경제논집』, 제33권 2호, 2004, pp. 255-279.
- 임형석, 「우리나라 수익률곡선 추정과 특징」, 『경제분석』, 제11권 제2호, 2005, pp. 35-82
- 장국현 · 이승겸, 「통안채 유통수익률의 기간구조 추정에 관한 연구」, 『선물연구』, 제11권 1호, 2003, pp. 121-143.
- 조하연 · 이승국, 「Wavelet 기법을 이용한 CAPM의 베타 추정에 관한 연구」, 『재무 연구』, 제17권 1호, 2004, pp. 289-318.
- 진현정 · 박준모, 「국내 금리변동의 장기기억에 관한 연구: Wavelet OLS를 이용하여」, 『경제분석』, 제13권 2호, 2007, pp. 156-187.
- Amisano, G. and C. Giannini, *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2ndeds., Springer-Verlag, 1997.
- Blanchard, O. J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review* 79, 1989, pp. 655-673.
- Blanchard, O. J. and R. Perotti, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics* 117, 2002, pp. 1329-1368.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, “Monetary Policy Shocks: What have

- we learned and to What End?” in *Handbook of Macroeconomics* 1(A), Elsevier, 1999.
- Elton, E. J., M. Gruber, S. Brown, and W. Goetmann, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, John Wiley & Sons, 2007.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica* 55, 1987, pp. 251-276.
- Gencay, R., Selcuk, F., and B. Whitcher, *An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics*, Academic Press, New York, 2002.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold, “Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics* 2, 1974, pp. 111-120.
- Johansen, S., *Likelihood-base Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*, Oxford University Press, 1995.
- Leeper, A., C. Sims, and T. Zha, “What Does Monetary Policy Do?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:1996, 1996, pp. 1-78.
- Nelson, C. and A. Seigel, “Parsimonious Modeling of Yield Curves,” *Journal of Business* 60, 1987, pp. 473-489.
- Percival, Donald B. and A. T. Walden, *Wavelet Methods for Time Series Analysis*, Cambridge University Press, 2000.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters*, 58, 1998, pp. 17-29.
- Ramsey, James B., “Wavelets in Economics and Finance: Past and Future”, Economic Research Report 2002-02, C. V. Starr Center for Applied Economics, New York University, 2002.
- Sims, C., “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48, 1, 1980, pp. 1-48.
- Soderlind, P. and L. Svensson, “New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments,” *Journal of Monetary Economics* 40, 1997, pp. 383-429.

Abstract

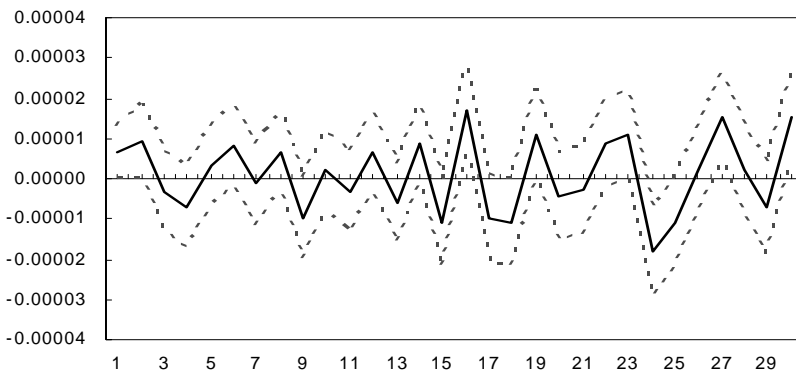
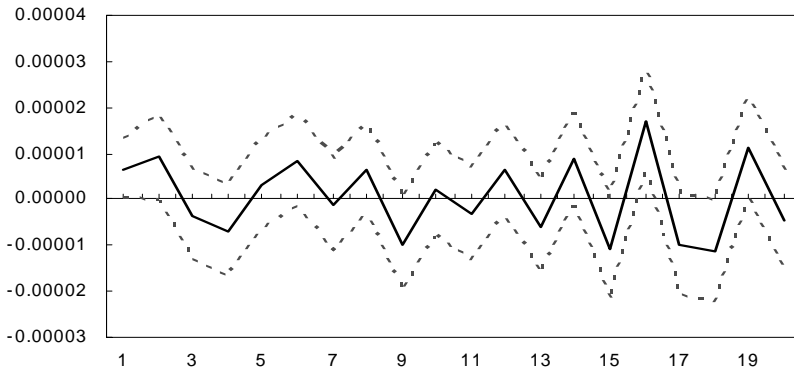
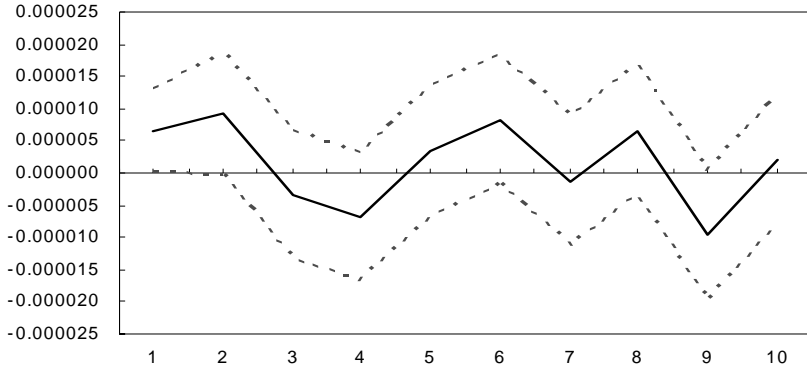
Our paper explores the dynamic relationship between the call rate and the term structure of interest rates. Under inflation targeting regime, the monetary authority intends to change the shape of the yield curve by adjusting short-term interest rate such as the call rate in Korea, the movement of which, in turn, is anticipated to influence the yields of bonds with varying maturities. Employing wavelet transformation known for its flexibility and effectiveness in dealing with time series data, we investigate the relationship between the movement of call rate and that of the yield curve to fill the gap untouched by the current literature. We choose an orthogonalized wavelet filter, Daubechies wavelets, and apply it to the time series of various interest rates with different maturities to obtain five wavelet details and a wavelet approximation, whose sum, by definition, equals to the corresponding original time series. Jointly with these properties of an orthogonal wavelet method, the no-arbitrage conditions in the bond market are extended to hold for each wavelet detail and wavelet approximation. Based on the extended bond market equilibrium conditions, we construct VAR/VECM models with the decomposed time series by frequencies.

A couple of important empirical findings merit our attention. First, the shorter the time scale of a wavelet detail and time to maturity, the stronger the tie between the movement of the call rate and the consequent movement of the yield curve. Second, we could discern the liquidity effect from the Fisher effect as each effect manifests itself on different time scales of wavelets. Third, the call rate adjustment induces the contemporaneous shift of the yield curve, which in turn supports the presence of the liquidity effect. These results could not be obtained by the traditional analysis utilizing unfiltered raw time series. The merit of wavelet decomposition is self-evident because it closely resembles de-noising processes. Noisy signals do not contain useful information and should be filtered out so that we benefit from more efficient analysis with time series sharpened by a de-noising procedure.

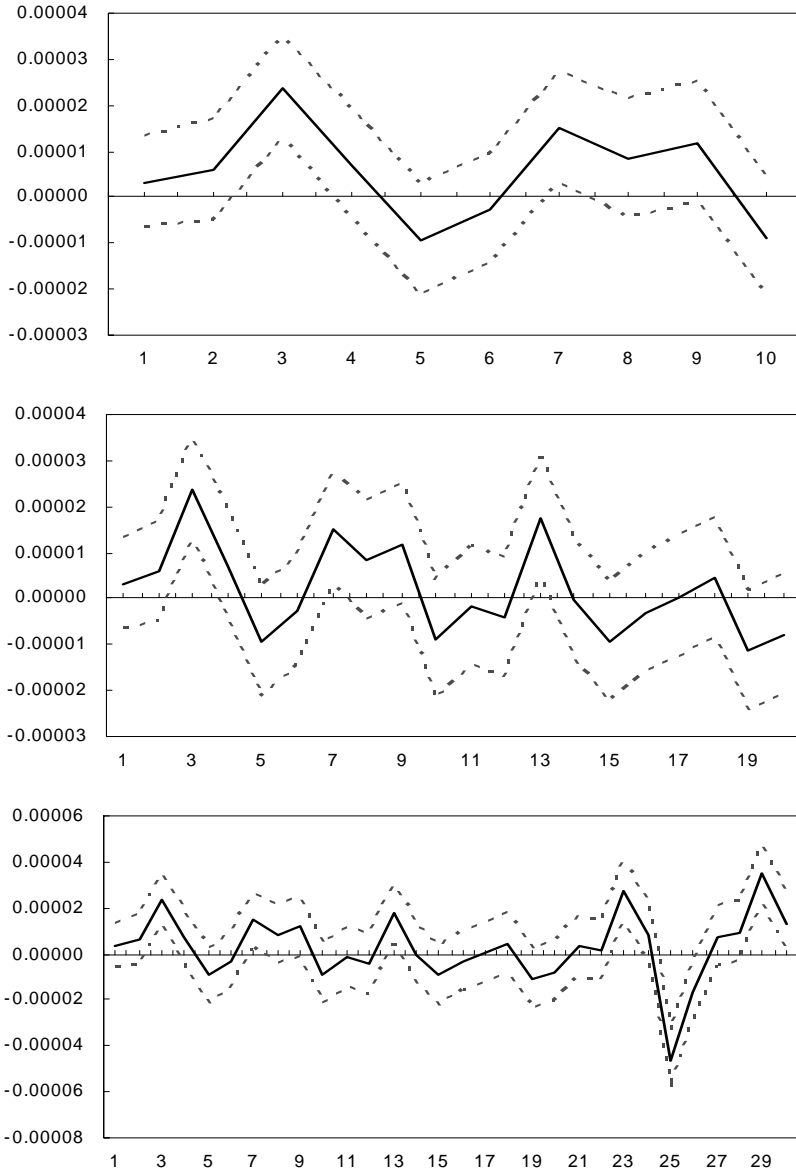
※ **Key words:** monetary policy, short-term interest rate, wavelet analysis, yield curve

【부 록】 단기 충격반응함수

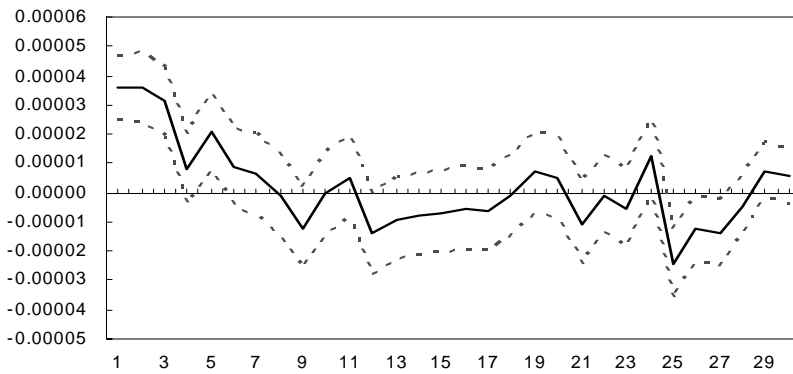
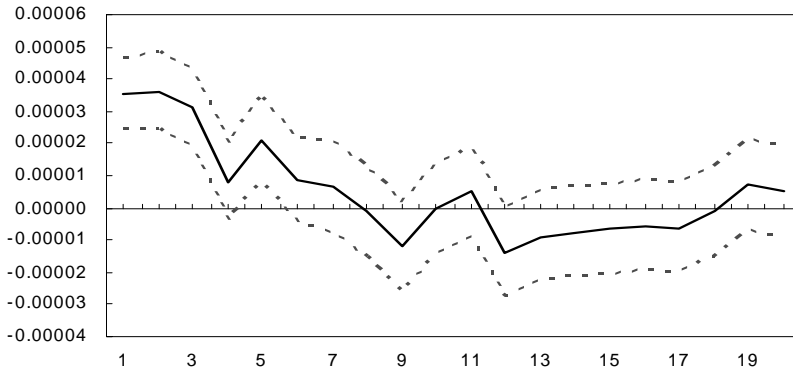
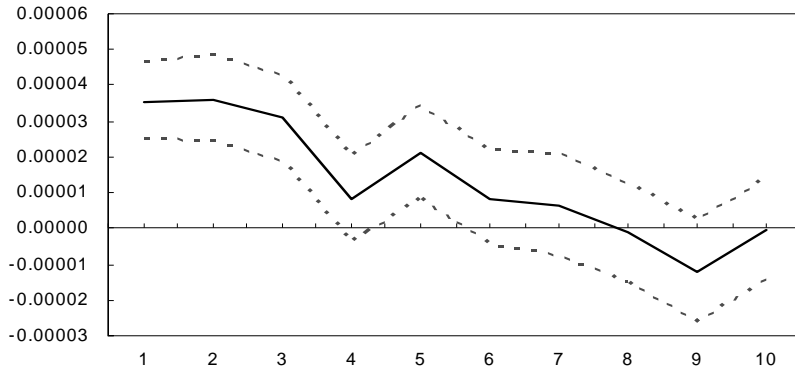
〈부록 그림 1〉 충격반응함수: 콜금리 충격에 대한 반응: 상세소파동: $D^1(180일물)$



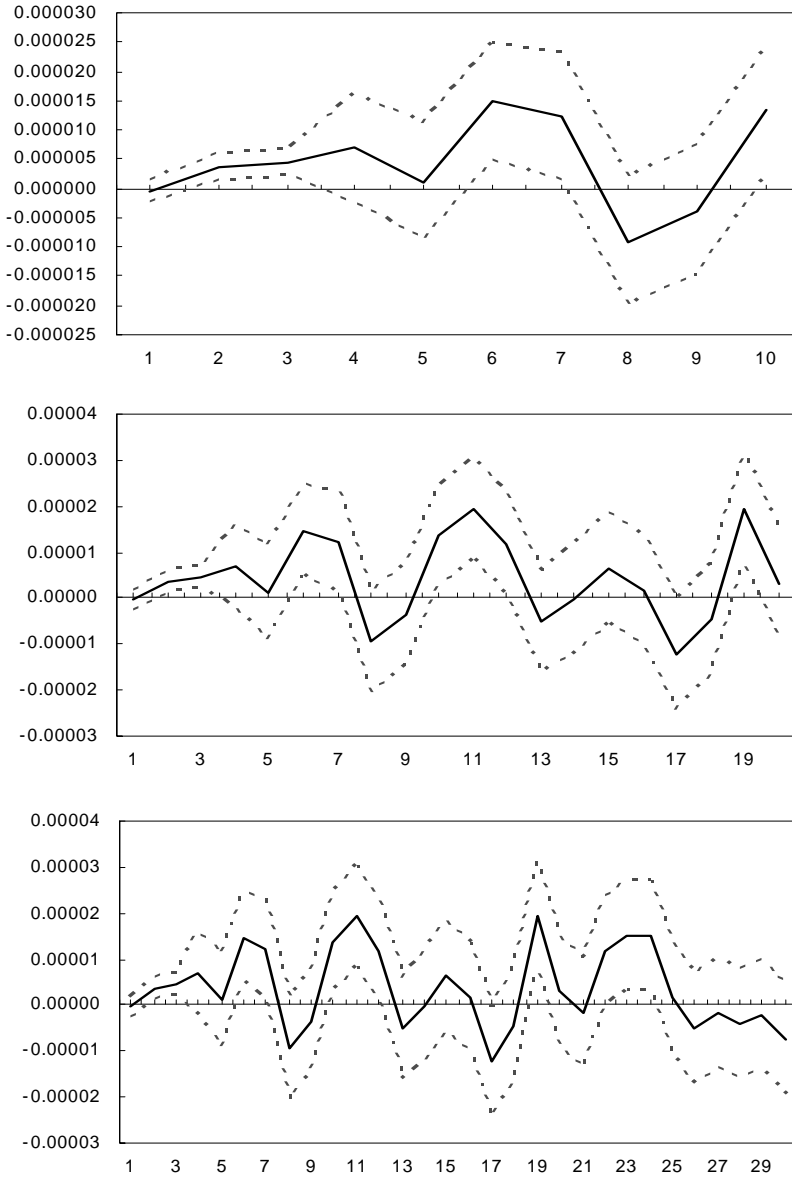
〈부록 그림 2〉 충격반응함수: 콜금리 충격에 대한 반응: 상세소파동: $D^2(180\text{일물})$



〈부록 그림 3〉 충격반응함수: 콜금리 충격에 대한 반응: 상세소파동: $D^3(180\text{일물})$



〈부록 그림 4〉 충격반응함수: 콜금리 충격에 대한 반응: 상세소파동: $D^4(180\text{일물})$



〈부록 그림 5〉 충격반응함수: 콜금리 충격에 대한 반응: 상세소파동: $D^5(180\text{일물})$

