

소파동 분석을 이용한 금리스프레드의 경기예측력 분석

이창민* · 이한식**

초록

본 연구의 주요 목적은 경제시계열에 대한 다양한 시간주기에서의 분해를 실시할 수 있다는 소파동 분석의 장점을 활용하여, 신용스프레드와 경기변수와의 관계에 대한 분석을 실시하는데 있다.

이를 위해 신용스프레드(ycbatb3, ycbbtb3)와 동행종합지수를 사용하여 선형 회귀분석 및 프로빗 분석을 실시하였고, 불확률에 대한 추정을 실시하였다. 분석결과 단기주기보다는 경기순환주기(business cycle)에서 신용스프레드와 경기변수간에 설명력이 높은 것으로 나타났다. 즉 신용스프레드와 동행종합지수 간에는 단기주기보다는 d3~d5의 경기순환주기에서 두 변수간의 유용한 설명력이 나타난 것을 알 수 있었다. 선형회귀모형 프로빗 모형에 대한 논의를 바탕으로 불확률을 추정해 본 결과, 원자료보다 소파동 자료가 더 높은 불확률을 추정하고, 선행하여 불확률을 추정하는 등 소파동 자료가 불확률 추정에 유용하다는 것을 보였다. 또한 BBB- 신용스프레드가 AA- 신용스프레드보다 경기에 대한 설명력이 높고, 불확률 추정에 유용하다는 것을 알 수 있었다.

* 서울대학교 경제학부 BK21플러스사업단 연구원, E-mail: econochang@snu.ac.kr

** 서강대학교 경제학과 교수, E-mail: hahnlee@sogang.ac.kr

I. 서론

최근 들어 금융시장의 발달로 인해 금융시장 변화가 실물경제에 미치는 영향이 확대되고 있다. 특히 채권은 기업, 정부 등의 자금조달의 원천으로 주식과 함께 금융시장에서 중요한 역할을 하고 있다. 이에 따라 주요국들은 통화정책 운용을 과거 통화량 중시에서 금리중시 정책으로 전환하고 있으며, 우리나라도 1998년 물가안정 목표제 도입을 계기로 금리중시 통화정책을 실시하고 있다. 특히 금리변수 가운데서도 금융시장 참가자들의 다양한 상호작용에 의해 결정되는 금리스프레드는 장래의 실물경제와 밀접하게 관련되어 있다고 볼 수 있다. 금리스프레드는 만기가 장기와 단기 채권 금리차이를 나타내는 장단기 스프레드와 신용도가 상이한 채권 금리차를 나타내는 신용스프레드로 나눌 수 있다. 통화정책의 변화, 경기예측에 대한 기대 등이 채권수익률에 영향을 미쳐 금리스프레드가 변화하게 되며, 이에 따라 장단기 스프레드와 신용스프레드는 실물경제와 밀접한 관련이 있다고 할 수 있다.

Stock and Watson(1989)는 장단기 스프레드가 미래 경제활동에 대한 예측력이 있다는 것에 대해 최초로 분석하였으며, 이후 장단기 스프레드가 경기예측지표로 활용되었다. Stock and Watson(1989)은 55개의 거시경제 변수를 대상으로 하여 경기선행변수로서의 유용성을 검증하였다. 분석결과 장단기 스프레드(10년 T-Note 수익률 - 1년 T-Bill 할인율)가 경기선행변수로서 중요한 의미가 있다는 것을 보여주었다. 이에 따라 미국의 Conference Board는 1996년 이후 장단기 금리스프레드의 월별 변동치를 경기선행지수의 구성 항목에 포함하였으며, 우리나라도 2006년 경기종합지수 7차 개편 이후 장단기 금리스프레드를 경기선행지수 구성항목에 포함시키고 있다. Estrella and Hardouvelis(1991)은 미국의 10년 만기 T-Note 수익률과 3개월 만기 T-Bill 할인율간의 장단기 스프레드가 GNP 성장률, 소비증가율, 내구소비재 수주증가율에 대한 예측력을 가지고 있으며 경기변동에 대한 예측력도 양호한 것으로 나타났다고 분석하였다. Harvey(1997)은 캐나다에서 금리스프레드의 경제성장에 대한 예측력이 시계열 모형이나 경기선행지표에 의한 예측력보다 우수함을 증명하였다.¹⁾

한편 최근에 와서는 장단기 스프레드보다 신용스프레드의 경기예측력에 대한 관심이 고조되고 있다. 신용스프레드는 신용도와 부도위험 등에 따른 금리차이를 나타내는 지표로써 통화정책 변화나 미래 경기에 대한 예상에 따라 확대 또는 축

1) 지호준·박상규(2002), 김진용·이한식(2011) 등 참조.

소되는 경향을 나타낸다. 즉 통화당국이 긴축정책을 시행하거나 미래 경기의 침체가 예상되고 부도위험이 증가하면, 우량채권에 비해 신용등급이 낮은 채권의 수익률이 상대적으로 높아지고 신용스프레드는 커지는 현상을 보일 수 있다. 반대로 통화 정책이 완화 국면을 보이거나 경기호조가 예상되면 신용스프레드가 축소될 수 있다. 이러한 현상은 신용스프레드가 커질수록 미래 경기침체 가능성이 높아지고, 신용스프레드가 축소될수록 미래 경기호조 가능성이 높아진다고 할 수 있다.

Stock and Watson(1989), Bernanke(1990), Friedman and Kuttner(1991, 1992) 등은 신용스프레드를 나타내는 지표로 3개월 만기 기업어음(Commercial Paper)과 3개월 만기 국채(Treasury Bill) 수익률의 차이를 사용하여 신용스프레드와 미래 경제활동 사이에 관련성이 높음을 발견하였다. 한편 Gertler and Lown(1999)은 금융증폭이론(Theory of Financial Accelerator)을 토대로 고수익채권의 신용스프레드가 경기예측에 유용하다는 것을 보여주었다. Mody and Taylor(2003)는 이자율의 기간구조나 장단기 금리스프레드가 미래 경제활동에 대해 예측력을 갖는다는 결과는 1970년대와 1980년대에만 적용될 뿐이며 2000년대 이후에는 성립하지 않는다는 결과를 제시하였다. 이들은 고수익 채권스프레드가 신용스프레드나 장단기 스프레드보다 미래의 경기변화에 더 높은 예측력을 갖고 있음을 보여주었다.²⁾

한편 우리나라의 금리스프레드에 관한 연구로는 주로 장단기 스프레드와 경기와의 관계에 대한 연구가 많이 행해졌으며 최근에 와서 신용스프레드에 관한 연구가 많이 시행되고 있다. 이는 1998년 외환위기 이후 금리자유화가 시행되고 채권시장 거래가 활성화되면서 채권의 가격기능이 제고된 데 따른 것으로 볼 수 있다.

오정근(1997)은 우리나라 금리 스프레드의 미래 실물경제활동과 인플레이션에 대한 예측력 분석을 시도하였다. 이창선(2001)은 3년만기 회사채 수익률과 5년만기 국민주택 채권 수익률의 차이로 도출된 신용변수를 이용한 프로빗(Probit) 모형 분석을 통해 경기 불황확률을 추정하였다. 추정결과 신용스프레드의 경기예측력은 장단기 스프레드에 비해 높지 않은 것으로 나타났다. 지호준·박상규(2002)는 금리스프레드와 경기변동 사이의 시차 관계를 토대로 불황확률을 추정하고 장단기 금리스프레드가 경기변동의 예측에 유용한 반면 신용스프레드의 유용성은 떨어진다는 결과를 제시하였다.

김태호·송대섭(2009)은 장단기 스프레드가 경기변동에 예측력을 갖는지를 프

²⁾ 김진용·이한식(2011) pp. 37-38.

로빗 모형으로 검정하였다. 분석 결과 장단기 스프레드가 증가하면 모든 경우 경기하강 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 김진용·이한식(2011)은 선형회귀모형과 프로빗 모형으로 신용스프레드의 경기예측력을 분석하였다. 선형회귀분석 결과 BBB- 등급의 회사채는 7개월 정도, AA- 등급의 회사채는 4개월 정도 경기에 선행하여 경기변화에 대한 예측력을 갖는 것으로 나타났으며, 신용스프레드의 회귀계수가 (-) 부호로 추정되어 신용스프레드가 확대되면 향후 경기가 하강하는 것으로 나타났다. 프로빗 분석에서도 BBB- 등급 회사채의 경우 회귀계수가 6개월까지 (+) 부호의 유의한 값이 도출되어 신용스프레드가 커지면 불황확률이 상승한다는 결과가 도출되었다. 한편 AA- 등급의 회사채는 3개월까지 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타나, 비우량채권의 신용스프레드가 우량채권의 신용스프레드보다 더 선행하여 미래의 경기변동에 관한 정보를 더 많이 제공하는 것으로 분석되었다.

이처럼 금리스프레드와 경기변수와는 서로 관련성이 높은 것으로 연구되었다. 본 연구에서는 소파동 분석 방법을 통해 신용스프레드와 경기변수간의 선형회귀 분석 및 프로빗 분석을 실시하였으며, 이를 토대로 불황확률을 추정하였다. 이를 통해 신용스프레드가 경기에 미치는 영향에 대해 시간주기별 차이점을 살펴본다.

II. 소파동 분석 이론³⁾

소파동 분석은 1980년대 초부터 본격적인 연구가 시작되어 최근에는 경제시계열 및 재무관련 지표의 분석 등 사회과학에도 그 적용이 확대되고 있다. 소파동은 특정 시간에 한정된 작은 파동 자체를 의미하는 것으로 시계열의 시간영역뿐만 아니라 진동수영역에 대한 정보를 동시에 사용할 수 있다. 소파동은 푸리에(Fourier) 변환과 같은 맥락의 함수변환이라 할 수 있는데, 푸리에 변환과는 달리 시계열 자료의 장기적인 추세와 단기적인 변동을 동시에 효율적으로 식별할 수 있는 방법이다.

주식시장과 채권시장에는 다양한 투자자들이 존재하고, 투자자들은 다양한 시간 주기에 따라 의사결정을 시행한다. 그러므로 두 시장의 관계를 연구할 때는 각각 다른 시간주기에 따른 연구를 수행해야 한다. 소파동 분석은 데이터를 시간 주기

³⁾ 이 부분에 대한 설명은 Lee and Lee(2012) 참조.

에 따라 분해하여, 주식시장과 채권시장간의 분산, 상관관계 등의 연구할 수 있도록 해준다.

소파동 함수는 평탄한 부분(장기주기, 저주파)을 설명하는 父소파동(father wavelet, $\phi(t)$)과 평탄하지 않은 부분(단기주기, 고주파)을 설명하는 母소파동(mother wavelet, $\psi(t)$)으로 구성되어 있다. 父소파동은 다음과 같은 규모조정(scaling)과 구간이동(translation)을 나타내는 기본규모함수(scaling functions)에 의해 생성되는 함수를 기초로 한다.

$$\phi_{j,k}(t) = 2^{-j/2} \phi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (1)$$

여기서 2^j 는 일련의 규모조정을 나타내는 것으로, $2^{-j/2}$ 는 기본함수 $\phi(t)$ 의 규모(norm)를 1로 유지시키는 작용을 한다. 위의 식에서 각 기본 소파동의 위치는 전이모수라고 불리는 $2^j k$ 에 따라 결정되고, 그 크기는 주기분할(frequency partitioning)에 적용되는 규모요인(scale factor) 2^j 에 의해 결정된다. 따라서 j 와 k 가 변화하면 기본함수의 정의역이 달라지게 된다. 즉 j 가 커짐에 따라 규모요인 2^j 가 증가하게 되고, 이와 함께 함수 $\phi_{j,k}(t)$ 가 짧아지면서 더 넓게 퍼지게 됨을 알 수 있다.

母소파동 $\psi(t)$ 은 식(1)과 동일한 형태의 기본규모함수의 형태를 갖는다.

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-j/2} \psi\left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (2)$$

식(2)에서 j 가 작은 경우, 즉 낮은 주기 수준(low resolution level)에서는 신호의 완만한 부분(smooth components)을 추출해 낼 수 있는 반면, 큰 값의 j 에 해당되는 높은 주기(high resolution) 수준에서는 신호의 변화 부분(variable components)을 추출해 낼 수 있다.

父소파동과 母소파동에 대해 규모조정과 구간이동을 적용하면 임의의 시계열자료 $f(t) \in L^2$ 를 다음과 같이 소파동에 의한 확장식으로 전개할 수 있다.

$$f(t) = \sum_k s_{J,k} \phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k} \psi_{J,k}(t) + \dots + \sum_k d_{1,k} \psi_{1,k}(t) \quad (3)$$

여기서 첫째 항은 $f(t)$ 의 낮은 주기 혹은 낮은 수준에서의 근사식을 나타내고, 둘째 항은 j 가 증가함에 따라 점점 더 높은 주기 또는 더 세밀한 부분이 단계적으로 추가됨을 나타낸다⁴⁾. 시계열에 대한 다중주기분해에 의해 함수 $f(t)$ 는 평활 신호(smooth signal)와 상세신호(detail signal)의 합으로 정의된다.

$$S_j(t) = \sum_k s_{j,k} \phi_{j,k}(t) \quad (4)$$

$$D_j(t) = \sum_k d_{j,k} \psi_{j,k}(t) \quad (\text{for } j = 1, 2, \dots, J) \quad (5)$$

함수 (4)와 (5)는 각각 평활신호(smooth signal)와 상세신호(detail signal)라고 하는데, 이는 각각 다른 규모에서 서로 직교하는 구성요인으로 나타난다.

이산형소파동변환(DWT: discrete wavelet transform)은 이산신호 f_1, \dots, f_n 에 대한 소파동 시리즈의 근사값 계수를 계산한다. DWT는 벡터 $f = (f_1, f_2, \dots, f_n)'$ 를 소파동 계수값 벡터 $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)'$ 로 보여주는데, 벡터 w 는 식(3)의 소파동 근사 시리즈 계수 $s(k)$ 와 $d(j, k)$ 를 포함하고 있다.

한편 본 연구에서는 DWT 분석방법 대신에 MODWT(maximum overlap DWT)를 사용하였다. 이산형소파동변환은 2^n 개의 자료에 적합한 변환으로 시계열의 길이가 이와 다를 경우 자료의 양 끝에 대한 연장이 필요하다. 또한 이산형 소파동변환으로 경제시계열을 변환할 경우, 해당 자료를 분석하기 시작하는 시점에 따라 그 결과가 달라지는 문제가 있다. MODWT는 이 문제를 완화할 수 있는 접근 방법으로, MODWT는 DWT와는 달리 2^n 개의 자료가 아닌 경우에도 분석이 가능하다. MODWT MRA 계수는 영위상필터(zero-phase filters)와 관련되어 있어, 소파동 근사시리즈 계수 $s(k)$ 및 $d(j, k)$ 가 원시계열 자료수와 일치한다. 즉 각 분해주기(scale)에 있는 계수의 수가 일정하여 시계열 분해에서 유용하게 적용될 수 있다.

MODWT를 적용하면 다음과 같은 J 개 벡터의 소파동 필터 계수(wavelet filter coefficients) $\tilde{D}_j(t)$ 와 한 개 벡터의 소파동 필터 계수 $\tilde{S}_j(t)$ 를 구할 수 있다.

4) 소파동의 기본 개념에 대해서는 이한식(2005), 이궁희(2005a) 참조.

$$\tilde{S}_{j,t}(t) = \sum_{l=0}^{L_j-1} \tilde{h}_{j,l} f(t-l) \quad (6)$$

$$\tilde{D}_{j,t}(t) = \sum_{l=0}^{L_j-1} \tilde{g}_{j,l} f(t-l) \quad (\text{for } j = 1, 2, \dots, J, t = 1, 2, \dots, N/2^j) \quad (7)$$

여기에서 $\tilde{h}_{j,l}$ 와 $\tilde{g}_{j,l}$ 는 각각 재조정된 소파동 필터 계수이다.⁵⁾

DWT와 MODWT 모두 시계열 자료의 분산에 대한 분석을 할 수 있으나, MODWT로 추정된 소파동 분산이 DWT 분산 추정량에 비해 점근적 효율성을 갖는다. 단 MODWT는 DWT와는 달리 직교성이 없으며, 계산속도가 DWT보다 느리다는 단점이 있다.

III. 자료의 구성 및 특징

1. 자료의 구성 및 기초통계량 분석

본 연구에서 사용한 자료는 아래 <표 1>에 정리되었다. 금리자료는 AA- 등급의 3년만기 회사채, BBB- 등급의 3년만기 회사채, 3년만기 국고채 등을 이용하였으며, <표 1>에서 정의한 것처럼 각 등급의 회사채 수익률과 국고채 수익률 차이를 구하여 신용스프레드를 구성하였다. 즉 3년만기 AA- 회사채 - 3년만기 국고채 신용스프레드를 AA- 신용스프레드(ycbatb3), 3년만기 BBB- 회사채 - 3년만기 국고채 신용스프레드를 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)로 정의하였다. AA- 등급의 회사채 수익률 자료는 1998년 1월부터 월별자료를, BBB- 등급의 회사채 수익률 자료는 2002년 1월부터의 월별 자료를 사용하였다. 이에 따라 분석기간은 AA- 신용스프레드(ycbatb3)는 1998년 1월부터 2012년 6월까지, BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 2002년 1월부터 2012년 6월까지이다.⁶⁾

⁵⁾ Kumar *et al.*(2011) pp. 1347-1349 참조.

⁶⁾ 김진용·이한식(2011)에서는 AA- 회사채는 1987년 1월부터 자료를 구할 수 있지만, 1998년 환위기 이후 통화정책의 초점이 단기정책 금리인 콜금리로 전환된 것을 고려하여 1998년 1월부터의 자료를 사용하였고, BBB- 등급의 회사채 수익률 자료는 2000년 신용경색에 따른 회사채 등급 설정 문제로 2002년 1월부터의 자료를 사용하였다. 본 연구에서도 이러한 논의를 고려하여 분석시작 시점을 AA- 회사채의 경우 1998년 1월, BBB- 회사채의 경우는 2002년 1월로 하였다.

실물경제를 반영하는 지표로는 실제 경기와 같이 움직이는 지표로 구성된 동행 종합지수를 사용하였으며, 동행종합지수는 로그변환을 취하여 이용하였다. 또한 동행종합지수와 함께 실물경제를 설명하는 변수로 콜금리(call)와 소비자물가지수(cpi) 증가율, 통화량(M2) 증가율 등을 사용하였다.

<표 1> 자료의 구성

변수	정의
ycba	3년만기 AA- 등급 회사채 수익률
yccb	3년만기 BBB- 등급 회사채 수익률
tb3	3년만기 국고채 수익률
ycbatb3 ¹⁾	(3년만기 AA- 등급 회사채) - (3년만기 국고채)
ycbbtb3 ¹⁾	(3년만기 BBB- 등급 회사채) - (3년만기 국고채)
cci	동행종합지수
call	콜금리
cpi	소비자물가지수
M2	통화량(광의통화)

주: 1) ycbatb3는 AA- 신용스프레드, ycbbtb3는 BBB- 신용스프레드로 정의함.

2) 단위: 금리는 %, 금리스프레드는 %p, 소비자물가지수(cpi)는 2010=100, 동행종합지수(cci)는 2005=100, 통화량(M2)는 조원임.

3) 모든 변수는 월별 자료를 이용함.

<표 2>에서는 각 자료에 대한 기초통계량을 제시하였는데, BBB- 등급의 회사채 수익률이 AA- 등급의 회사채 수익률보다 더 큰 평균과 표준편차를 보이고 있음을 알 수 있다. 이에 따라 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)가 AA- 신용스프레드(ycbatb3)보다 더 큰 평균과 표준편차를 보였다.

<표 2> 기초 통계량

	평균	최대값	최소값	표준편차	관측치수
ycba ¹⁾	6.66	23.36	3.73	3.04	174
ycbb ²⁾	9.66	12.40	7.72	1.23	126
tb3 ¹⁾	5.64	17.13	3.24	2.59	174
ycbatb3 ¹⁾	1.03	8.36	0.27	0.89	174
ycbbtb3 ²⁾	5.17	8.62	3.10	1.56	126
cci ¹⁾	100.54	144.00	59.60	24.81	174
call ¹⁾	4.66	25.63	1.77	3.49	174
cpi ¹⁾	86.05	106.20	69.93	10.99	174
M2 ¹⁾	1084.60	1796.98	540.96	375.97	174

주: 1) 분석기간: 1998년 1월부터 2012년 6월

2) 분석기간: 2002년 1월부터 2012년 6월

2. 신용스프레드와 경기변동 추이

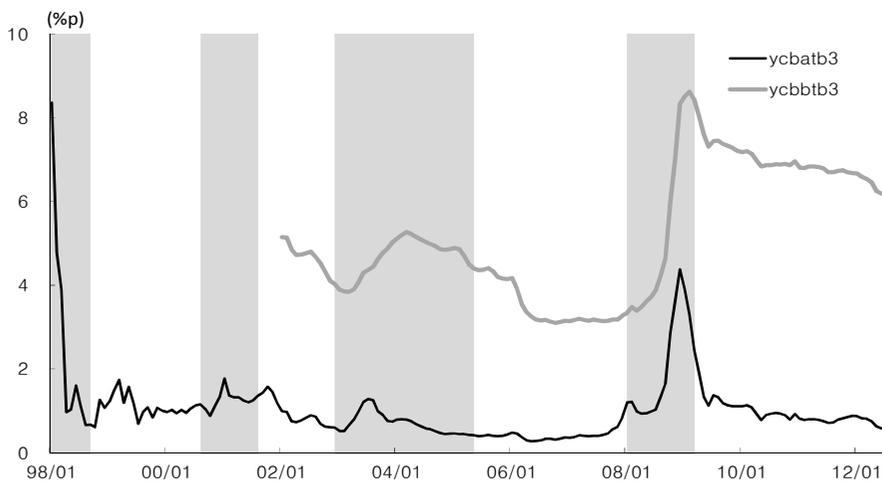
신용스프레드는 신용도와 부도위험 등에 따른 금리차이를 나타내는 지표로서 통화정책 변화, 시중유동성 및 미래 경기에 대한 기대 등에 따라 확대 또는 축소 된다. Friedman and Kutter(1991)는 신용스프레드의 확대 원인을 첫째, 경기침체 예상으로 시장참여자들이 감지하는 부도위험 증가, 둘째, 통화긴축시 은행의 대출 축소로 인해 기업의 CP 발행이 증가하는 경우, 셋째, 경기침체로 인해 기업의 현금 필요성이 증대하여 CP 발행이 증가하는 경우라고 하였다. 이처럼 신용스프레드가 확대된다는 것은 모두 미래 경기 침체와 관련있는 것으로, 신용스프레드 확대는 미래경기 침체를 예고하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 통화당국이 긴축정책을 시행하거나 미래 경기침체가 예상될 경우 부도위험이 증가하면서 우량채권에 비해 신용등급이 낮은 채권의 수익률이 상대적으로 상승하고 이에 따라 신용스프레드가 확대된다고 할 수 있다. 이와 반대의 경우인 통화정책이 완화되거나 미래 경기 호조가 예상되면 신용스프레드는 축소된다고 할 수 있다⁷⁾.

<그림 1>은 1998년 1월부터 우리나라 AA- 등급의 3년만기 회사채와 3년만기 국고채와의 신용스프레드(ycbatb3), 2002년 1월부터 BBB- 등급의 3년만기 회사채와 3년만기 국고채와의 신용스프레드(ycbbtb3)와 경기순환국면을 나타낸

7) 김진용·이한식(2011) p. 40.

것이다. 우리나라의 신용스프레드는 1998년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 등의 시기에는 그 폭이 급격히 확대되었음을 알 수 있으며, 2003년 신용카드버블 붕괴기와 같은 경기후퇴기에도 그 폭이 확대되었음을 보여 주고 있다. 반면 경기가 점차적으로 회복되는 시기인 1998년 8월과 2009년 2월경에는 신용스프레드가 감소하는 모습을 보였다. 이처럼 신용스프레드는 경기후퇴기에 증가하고, 반대로 경기회복기에 감소하는 모습을 보이고 있다.

<그림 1> 신용스프레드와 경기변동 추이



- 주: 1) 음영부분은 통계청에서 발표하는 경기순환주기상의 후퇴기를 표시하는 것임.
- 2) yccb3는 AA- 신용스프레드, yccbt3는 BBB- 신용스프레드임.

IV. 소파동 분석 결과

본 장에서는 소파동 분석기법을 이용하여 금리스프레드와 경기변수와의 관계에 대한 분석을 실시하였으며, 분석기법은 이산형소파동변환(DWT) 대신 MODWT(maximum overlap DWT)를 사용하여 시간주기에 따라 데이터를 분해하였다. 먼저 신용스프레드의 경기에측력 분석 방법인 선형회귀모형(OLS)과 프로빗(Probit) 모형에 대한 소개를 하고, 소파동 분석 결과를 제시하겠다.

1. 분석기법

신용스프레드의 경기예측력을 분석하기 위한 방법으로는 선형회귀모형과 프로빗 모형이 가장 널리 이용된다. 선형회귀분석은 경제성장률 등 경기를 나타내는 지표를 종속변수로 하고 스프레드를 설명변수로 하는 선형모형을 추정하여 스프레드가 경제성장률을 얼마나 예측하는지를 살펴보는 방법이다. 설명변수로 사용되는 신용스프레드는 시차변수를 이용하여 관측주기에 따라 몇 분기 또는 몇 개월 이전의 스프레드가 미래 경기변화에 대한 설명력이 가장 높은지를 분석한다. 또한 예측의 정확성을 제고시키기 위해 단기금리, 물가 및 통화량 등을 설명변수로 추가하여 분석할 수도 있다. 프로빗 분석은 불황기와 호황기를 구분하는 가변수를 종속변수로 하고 신용스프레드를 설명변수로 하는 회귀모형을 이용하여 스프레드가 나타내는 미래의 불황 발생확률을 추정하는 방법이다. 특히 설명변수로 사용되는 스프레드의 시차변수를 이용하여 불황확률을 추정하고, 이를 토대로 불황 발생 가능성에 대한 전망을 시도한다. 선형회귀모형과 프로빗 모형은 경기선행성을 갖는 지표의 경기예측력 분석에 가장 많이 사용되는 실증분석 기법으로 두 모형의 추정결과는 미래 경기변화에 대한 전망에 서로 보완적인 정보를 제공하는 것으로 해석된다.

(1) 선형회귀분석

회귀분석은 경기 관련 지표를 종속변수로 하고 스프레드를 설명변수로 하는 선형모형을 추정하는 방법으로 본 논문에서는 다음과 같은 모형⁸⁾을 사용한다.

$$(1200/k)(\log CCI_{t+k} - \log CCI_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Spread_t + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{jt} + \epsilon_t \quad (8)$$

여기서 종속변수는 연율로 환산된 경기동행지수(CCI_t)의 누적변동을 의미하며, k 는 월단위로 표현된 예측기간(Forecasting Horizon)을 나타낸다. 설명변수

⁸⁾ 금리스프레드 분석을 위한 선형회귀모형은 김진용·이한식(2011), 박강식·김석중(2008), Estrella and Hardouvelis(1991) 등에서 본 연구와 같은 모형을 사용하였다.

$Spread_t$ 는 회사채수익률과 국고채수익률의 차이로 도출되는 신용스프레드를 의미하며, x_{jt} 는 물가, 통화량 등 t 기의 경기상황에 관한 정보를 담고 있는 변수들을 나타낸다. 본 연구에서는 x_t 의 변수로 물가상승률, 통화증가율, 콜금리 등을 포함하여 회귀분석을 하였다. 식(8)은 연율로 환산된 동행종합지수의 $(t+k)$ 기까지의 누적변동을 t 기의 신용스프레드가 얼마나 잘 설명하는지를 나타낸다.

(2) 프로빗 분석

프로빗(Probit) 모형은 Estrella and Hardouvelis(1991) 등에 의해 미국을 대상으로 하는 신용스프레드의 경기예측력 분석에서 많이 사용되었으며, 국내에서는 이창선(2001), 김진용·이한식(2011) 등에서 신용스프레드에 대한 실증분석을 위해 사용하였다.

프로빗 모형은 정규분포 가정하에서 I_i^* 가 I_i 이하일 확률은 표준화 정규분포 누적분포함수(CDF)로부터 다음의 식(9)와 같이 표현될 수 있다.

$$P(Y=1|X) = P(I_i^* \leq I_i) = P(Z_i \leq \alpha_1 + \alpha_2 X_i) = F(\alpha_1 + \alpha_2 X_i) \quad (9)$$

여기서 $P(Y=1|X)$ 는 X 또는 설명변수의 값이 주어졌을 때 어떤 사상이 일어날 확률을 의미하고, Z_i 는 표준화 정규분포변수 즉 $Z \sim N(0, \sigma^2)$ 이다. F 는 표준정규분포 누적분포함수(CDF)이다. 식(9)를 본 연구에 적용하기 위해 표현하면 다음 식(10)과 같다.

$$P(Y_t = 1 | Spread_{t-k}) = F(\alpha_0 + \alpha_1 Spread_{t-k}) \quad (10)$$

여기서 Y_t 는 불황 여부를 의미하는 종속변수로서 통계청의 기준순환일을 토대로 경기하강기에 대해서는 1의 값을, 상승기에 대해서는 0의 값을 설정하였다.⁹⁾

식(10)에서 좌변은 주어진 신용스프레드에서 불황이 도래할 확률을 나타내며,

⁹⁾ 통계청의 기준순환일은 지난 2010년 9월에 설정되었으며, 당시 2009년 2월까지를 경기후퇴기로 설정하였다. 이에 따라 2009년 2월 이후의 경기순환일에 대한 설정은 아직 이루어지지 않아, 본 연구에서는 동행지수순환변동치의 고점인 2010년 7월을 기준으로 그 이후의 기간을 경기후퇴기로 간주하고 분석을 실시하였다.

우변은 누적 정규분포를 나타낸다. 이는 일반적인 프로빗 모형으로, 예측기간 k 에 따른 계수추정치를 이용하여 미래에 불황이 도래할 확률을 계산한다. 이때 모형의 설명력을 나타내는 $Pseudo R^2$ 값을 비교하여 이를 가장 크게 하는 k 값을 선정하고, k 기 이전에 추정된 불황확률을 실제의 불황 여부와 비교하여 신용스프레드의 경기에측력을 분석한다.

2. 실증분석 결과

여기에서는 소과동 분석 기법을 이용한 신용스프레드와 경기변수(동행종합지수)와의 관계에 대한 선형회귀분석과 프로빗 분석 결과를 제시한다.

(1) 원자료 분석

가. 선형회귀모형

<표 3>에서는 AA- 신용스프레드(y_{cbatb3}) 및 BBB- 신용스프레드(y_{cbbtb3})와 동행종합지수와의 원자료에 대한 선형회귀모형 분석결과이다. AA- 신용스프레드(y_{cbatb3})의 원자료 회귀계수는 예측기간 1~3개월까지 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 이는 AA- 신용스프레드가 3개월 정도까지 미래경기에 대한 예측력을 갖는 것으로 해석된다. 또한 신용스프레드의 회귀계수 부호가 (-)로 나타나 신용스프레드와 경기와의 기존 이론과 부합하였다. 이는 신용스프레드가 확대되면 향후 경기 하락이 예상되고, 신용스프레드가 축소되면 향후 경기 상승이 예상된다는 것을 의미한다. 또한 회귀계수는 15개월 이상부터 일부 유의한 것으로 나타났으나 계수부호가 (+)를 보여 이론에 부합하지 않았다.

BBB- 신용스프레드(y_{cbbtb3})와 동행종합지수에 대한 분석은 2002년 1월부터 2012년 6월까지 실시하였다. 원자료에 대해서는 예측기간 16개월까지 스프레드의 회귀계수가 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타나 16개월까지 미래 경기에 대한 예측력이 있는 것으로 분석되었다.¹⁰⁾ 또한 회귀계수 부호는 (-)를 보여 기존 이론과 연구결과와도 부합한 것으로 나타났다. AA- 신용스프레드의 결과와 비교

¹⁰⁾ <표 3>에서는 예측기간 15개월에 대한 분석결과만 제시함.

해 보면 BBB- 신용스프레드의 경우가 예측기간이 더욱 길고 설명력도 우수한 것을 보였다.

선형회귀분석 결과를 보면, BBB- 신용스프레드가 AA- 신용스프레드에 비해 예측기간이 길면서 기존 이론과 분석에 부합하는 계수값의 유의성과 부호를 보였다.

<표 3> 선형회귀모형 추정결과(원자료)

예측기간 (k)	AA- 신용스프레드(ycbatb3)			BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)		
	b	t값	R ²	b	t값	R ²
1	-2.56***	-4.02	0.21	-2.80***	-5.16	0.22
2	-1.85***	-3.15	0.16	-2.71***	-5.82	0.28
3	-1.22***	-2.22	0.12	-2.52***	-6.09	0.33
4	-0.74	-1.44	0.10	-2.28***	-6.18	0.36
5	-0.40	-0.84	0.08	-2.02***	-6.03	0.38
6	-0.13	-0.28	0.06	-1.79***	-5.69	0.38
7	0.10	0.23	0.06	-1.59***	-5.38	0.39
8	0.30	0.74	0.06	-1.40***	-4.97	0.38
9	0.40	1.04	0.05	-1.22***	-4.49	0.37
10	0.43	1.17	0.06	-1.05***	-4.00	0.36
11	0.43	1.22	0.06	-0.92***	-3.63	0.35
12	0.44	1.31	0.07	-0.79***	-3.28	0.34
15	0.52*	1.77	0.11	-0.47**	-2.21	0.32
18	0.54**	2.14	0.15	-0.17	-0.89	0.27
21	0.44**	2.00	0.18	-0.05	-0.31	0.28
24	0.40**	2.07	0.21	-0.01	-0.05	0.33

- 주: 1) ***, **, * 는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄
 2) AA- 신용스프레드(ycbatb3)는 1998년 1월부터 2012년 6월까지, BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 2002년 1월부터 2012년 6월까지 분석함.
 3) 식 (8)의 선형회귀모형의 x_t 에 물가상승률, 통화증가율, 콜금리 등의 변수를 포함하여 회귀분석을 하였으며, 이 변수들에 대한 회귀계수 결과값 제시는 생략함.

나. 프로빗 모형

미래의 불확확률을 분석하기 위해 프로빗 모형을 추정한 결과는 <표 4>에 제시되었다. AA- 신용스프레드(ycbatb3)의 경우를 보면, 신용스프레드의 계수값은 2개월까지 (+)부호의 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. BBB-신용스프레드

(ycbbtb3)의 경우를 보면, 원자료에서는 예측기간 1개월과 18개월 이상 기간에서 스프레드가 설명력이 있는 것으로 나타났다. 계수값의 부호가 (+)로 나타나, 신용스프레드가 증가하면 불확확률이 상승한다는 기존의 연구결과와 일치하였다.

프로빗 분석 결과를 보면 어떤 신용스프레드가 불확확률 설명에 더 유용한지에 대한 판단을 내리기는 어려웠다. AA- 신용스프레드(ycbatb3)는 예측기간 1, 2에서만, BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 예측기간 1과 18이상에서 불확확률을 설명하는 것으로 나타났다. 이에 따라 원자료를 이용한 프로빗 분석에서는 AA- 신용스프레드와 BBB- 신용스프레드의 결과에 있어서 큰 차이점이 없는 것으로 나타났다. 이는 김진용·이한식(2011)의 분석과는 다소 다른 결과¹¹⁾인데, 김진용·이한식(2011)은 BBB- 등급 회사채를 이용한 신용스프레드가 AA- 등급 회사채를 이용한 신용스프레드에 비해 더욱 경기에 선행하여 미래의 경기변동에 관한 정보를 더 많이 제공하는 것으로 분석하였다.

한편 분석기간을 2002년부터 시작하여 신용스프레드 AA- 신용스프레드와 BBB- 신용스프레드의 차이를 비교한 결과에서도 위의 분석결과와 큰 차이는 없었다. 선형회귀분석에서는 AA- 신용스프레드 계수값이 예측기간 6까지 (-)부호를 보이면서 유의한 결과를 보였으며, 프로빗 분석에서는 AA- 신용스프레드 계수값이 예측기간 1에서 (+)부호를 보이면서 유의하였다. 이에 따라 두 신용스프레드의 분석기간을 일치한 경우와 분석기간이 일치하지 않았을 경우의 분석결과에서 큰 차이점은 발견하지 못했다. 따라서 본 장에서의 분석은 AA- 신용스프레드(ycbatb3)는 1999년부터, BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 2002년부터 분석을 실시하였다.

11) 김진용·이한식(2011)과 본 연구와의 차이는 분석종료 시점이 김진용·이한식(2011)은 2010년말, 본 연구는 2012년 6월이다. 2011년~2012년 6월의 기간동안 추가적인 경기후퇴기가 있어, 김진용·이한식(2011)과 본 연구와의 분석결과 차이가 있는 것으로 판단된다.

<표 4> 프로빗모형 추정결과(원자료)

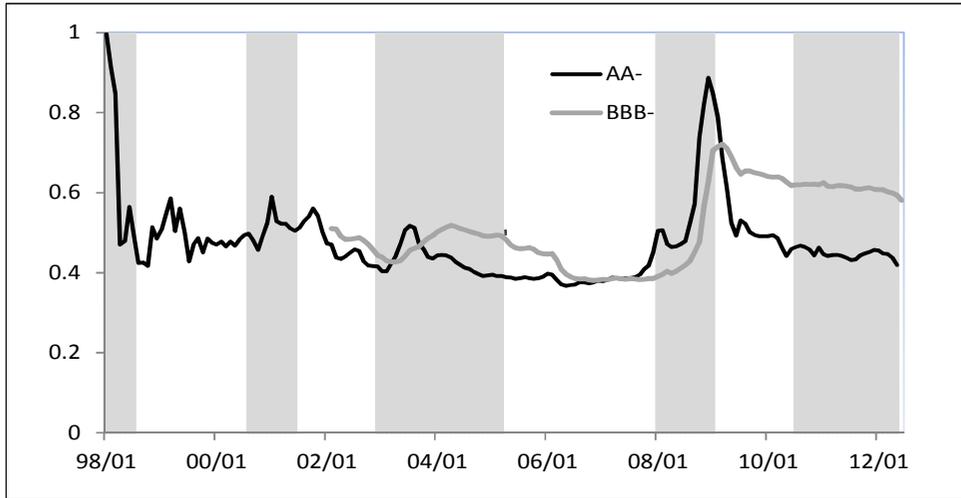
예측기간 (k)	AA- 신용스프레드(ycbatb3)			BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)		
	b	z값	pseudo R ²	b	z값	pseudo R ²
1	0.38**	2.42	0.03	0.16**	2.17	0.03
2	0.26*	1.95	0.02	0.12	1.65	0.02
3	0.15	1.26	0.01	0.08	1.14	0.01
4	0.08	0.73	0.00	0.06	0.81	0.00
5	0.04	0.37	0.00	0.05	0.62	0.00
6	-0.03	-0.29	0.00	0.04	0.60	0.00
7	-0.12	-1.02	0.01	0.05	0.62	0.00
8	-0.45**	-2.51	0.04	0.05	0.68	0.00
9	-0.46**	-2.57	0.04	0.06	0.76	0.00
10	-0.46**	-2.55	0.04	0.07	0.87	0.00
11	-0.46**	-2.56	0.04	0.08	1.03	0.01
12	-0.45**	-2.54	0.04	0.09	1.20	0.01
15	-0.41**	-2.45	0.04	0.13	1.65	0.02
18	-0.14	-1.21	0.01	0.22***	2.62	0.05
21	0.06	0.52	0.00	0.34***	3.73	0.10
24	0.11	1.00	0.01	0.37***	3.86	0.11

주: <표 3> 각주 참조.

<그림 2>는 프로빗 모형을 이용한 불확률 추정결과와 통계청의 기준 순환일과 비교한 결과이다.¹²⁾ <표 4>의 원자료에 대한 프로빗 분석 결과에서 AA- 신용스프레드(ycbatb3), BBB- 신용스프레드(ycbbtb3) 모두 예측기간 1에서 pseudo R² 값이 가장 크게 나타나, 예측기간 1을 기준으로 불확률을 추정하였다. <그림 2>를 보면 전반적으로 경기하강기에 들어서면 불확률이 상승하는 것을 알 수 있다. 1998년 외환위기시 AA- 신용스프레드로 도출된 불확률은 100%에 가깝게 나타났다. 또한 2003년 신용카드 버블붕괴기, 2008년 글로벌 금융위기 시에도 불확률이 크게 상승한 것으로 나타났다. 또한 BBB- 신용스프레드의 경우도 경기침체기에 불확률이 확대되는 것으로 나타났다. 2008년 글로벌 금융위기시에 BBB- 신용스프레드에 의해 추정된 불확률은 70%를 상회하였다. 다만 AA- 신용스프레드에 의해서 추정된 불확률에 비해서는 다소 낮게 나타났다.

¹²⁾ 앞에서 설명한 것처럼 동행지수순환변동치의 고점인 2010년 7월을 기준으로 그 이후의 기간을 경기후퇴기로 간주하여 그림을 작성하였다.

<그림 2> 원자료를 이용한 불확확률 추정



주: 검정선은 AA- 신용스프레드(회사채 AA- - 국고채 3년 스프레드, ycbatb3), 회색선은 BBB- 신용스프레드(회사채 BBB- - 국고채 3년 스프레드, ycbbtb3)에 기반하여 추정된 불확확률임.

(2) 소파동 분석

여기서는 신용스프레드와 경기에 대한 관계를 소파동 분해를 통해 분석하였다. 특히 전술한 GDP에 대한 경기변동요인 분석처럼 경기순환주기(business cycle)를 중심으로 분석하였다. 즉 금리스프레드 변수를 시간주기에 따라 분해한 후 경기순환주기에 해당하는 d3~d5 주기를 합($2^3 \sim 2^6$ 개월, 8~64개월임)하여 경기변수와의 관계에 대한 분석을 실시하였다. 이는 경기순환주기에 따른 금리스프레드와 동행지수와의 관계를 살펴보는데 의의가 있다.

가. 선형회귀모형

소파동 분석에 의한 회귀모형은 모든 설명변수에 대해 MODWT 방법으로 분해한 후 회귀분석을 하였다. <표 5>는 AA- 신용스프레드(ycbatb3)를 소파동 분해한 후 동행지수와의 회귀분석을 실시한 결과이다. d1~d2 단기주기($2^1 \sim 2^2$ 개월, 2~8개월)에서는 신용스프레드와 동행지수와의 유의성이 없는 것으로 나타

났다. 반면 d3~d5 주기($2^3 \sim 2^6$ 개월, 8~64개월)에서는 일부 예측기간($k=4 \sim 8$)에서 유의성이 있는 것으로 나타났지만, 계수부호가 (+)를 보여 기존 연구결과와 일치하지 않았다. 한편 장기인 d7 주기($2^7 \sim 2^8$ 개월, 128~256개월)에서는 대부분 (-)의 유의한 계수값을 가지는 것으로 나타났으나, d6~d7 주기($2^6 \sim 2^8$ 개월, 64~256개월)에서는 일부 예측기간($k=21 \sim 24$)에서만 유의성이 있었다.

<표 6>은 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)와 동행지수와의 회귀분석 결과인데, AA- 신용스프레드(ycbatb3)의 경우와 마찬가지로 d1~d2 단기주기에서는 유의성이 없고, d3~d5 주기에서는 예측기간 11 이상에서 계수값이 (-)의 값을 설명력이 있는 것으로 나타났다¹³⁾. 한편 d6 장기주기($2^6 \sim 2^7$ 개월, 64~128개월)에서는 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 동행지수에 설명력이 없는 것으로 나타났다.

소파동 분석에 의한 회귀분석 결과 AA- 신용스프레드(ycbatb3)는 단기와 중기 주기에서는 동행지수와의 유의성이 떨어지는 것으로 나타났다. 그렇지만 d7 장기주기에서는 유의성이 있는 것으로 나타났지만, d6~d7을 합한 경우에는 일부 예측 기간에서만 유의하였다. 반면 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)의 경우는 d3~d5 주기에서 일부 예측기간에서 계수값이 (-)를 보이면서 설명력이 있는 것으로 나타났다.

원자료를 이용한 회귀분석에 의하면 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)가 AA- 신용스프레드(ycbatb3)에 비해 더욱 긴 예측기간에서 유의성이 있었으며, 소파동 분석에 의하면 d3~d5 주기에서의 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)가 일부 예측기간에서 설명력이 있는 것으로 나타났다. BBB- 신용스프레드가 AA- 신용스프레드에 비해 경기변수 설명에 우월하다고 단정지을 수는 없지만 상대적으로 설명력이 높다고 할 수 있다.¹⁴⁾

13) d4 주기에서는 예측기간 1~11에서 계수값이 (-) 부호를 보이며 유의성이 있는 결과를 보였지만, d3~d5 합한 경우에는 다소 다른 결과를 보였다.

14) 원자료를 통해 분석한 R^2 값과 소파동을 통해 분석한 R^2 을 비교해 보면, 원자료의 경우에 비해 소파동 자료의 경우가 일부 주기에서는 R^2 값이 커지지는 않았다. 원자료 R^2 값은 모든 주기에서의 평균값을 의미한다고 할 수 있고, 소파동 R^2 값은 시간주기에 따라 분해된 값이다. 단기주기에서는 소파동 R^2 값이 원자료에 비해 작게 나타났으나 경기순환 주기나 장기주기에서 소파동 R^2 값은 원자료에 비해 크게 나타나 소파동 분석의 특징인 시간주기별 분석의 장점을 확인할 수 있었다.

<표 5> 소파동 선형회귀모형 추정결과(AA- 신용스프레드)

예측기간 (k)	d1-d2(2~8개월)			d3-d5(8~64개월)		
	b	t값	R ²	b	t값	R ²
1	-0.68	-0.38	0.02	0.62	0.74	0.02
2	-0.69	-0.43	0.02	0.87	1.16	0.04
3	-0.75	-0.51	0.01	1.08	1.57	0.05
4	-0.27	-0.20	0.00	1.25**	1.99	0.06
5	-0.10	-0.08	0.00	1.33**	2.28	0.06
6	0.10	0.09	0.00	1.28**	2.36	0.06
7	0.03	0.02	0.00	1.12**	2.19	0.05
8	-0.12	-0.11	0.00	0.88*	1.83	0.05
9	-0.18	-0.18	0.00	0.63	1.36	0.04
10	-0.20	-0.21	0.00	0.41	0.92	0.04
11	-0.18	-0.20	0.00	0.23	0.54	0.05
12	-0.07	-0.08	0.00	0.11	0.28	0.05
15	-0.02	-0.03	0.00	0.03	0.08	0.07
18	-0.23	-0.33	0.00	0.26	0.78	0.11
21	0.20	0.32	0.00	0.33	1.16	0.20
24	0.03	0.05	0.00	0.22	0.86	0.24

예측기간 (k)	d6-d7(64~256개월)			s7(256개월 이상)		
	b	t값	R ²	b	t값	R ²
1	0.08	0.05	0.01	21.53	0.47	0.05
2	0.30	0.22	0.01	24.87	0.61	0.05
3	0.47	0.38	0.02	31.83	0.84	0.06
4	0.60	0.53	0.04	41.18	1.18	0.07
5	0.68	0.67	0.06	51.62	1.60	0.09
6	0.74	0.78	0.08	59.80**	2.00	0.11
7	0.75	0.86	0.11	66.42**	2.38	0.13
8	0.73	0.89	0.14	71.28***	2.71	0.16
9	0.66	0.87	0.17	76.15***	3.03	0.18
10	0.57	0.78	0.20	79.99***	3.30	0.20
11	0.45	0.66	0.23	83.11***	3.57	0.22
12	0.32	0.50	0.26	84.48***	3.81	0.25
15	-0.05	-0.10	0.37	84.63***	4.48	0.33
18	-0.46	-1.04	0.48	80.47***	5.18	0.42
21	-0.68*	-1.78	0.56	72.99***	5.67	0.49
24	-0.83**	-2.43	0.61	66.50***	6.11	0.56

주: <표 3> 각주 참조.

<표 6> 소파동 선형회귀모형 추정결과(BBB- 신용스프레드)

예측기간 (k)	d1-d2(2~8개월)			d3-d5(8~64개월)		
	b	t값	R ²	b	t값	R ²
1	-2.35	-0.49	0.02	0.54	0.59	0.13
2	-1.29	-0.30	0.03	0.29	0.36	0.15
3	-2.75	-0.70	0.02	0.02	0.03	0.16
4	-1.66	-0.46	0.01	-0.21	-0.31	0.17
5	-0.81	-0.25	0.01	-0.39	-0.63	0.19
6	0.29	0.10	0.00	-0.49	-0.86	0.20
7	0.62	0.22	0.00	-0.55	-1.04	0.22
8	0.74	0.27	0.00	-0.59	-1.19	0.22
9	0.17	0.07	0.00	-0.64	-1.37	0.23
10	-0.55	-0.23	0.00	-0.69	-1.56	0.24
11	-1.30	-0.56	0.00	-0.74*	-1.78	0.26
12	-1.13	-0.52	0.00	-0.79**	-1.99	0.28
15	0.06	0.04	0.00	-0.88***	-2.67	0.34
18	-0.66	-0.42	0.00	-1.06***	-3.77	0.37
21	0.32	0.23	0.00	-1.48***	-6.10	0.43
24	0.07	0.05	0.00	-1.74***	-8.61	0.51

예측기간 (k)	d6(64~128개월)			s6(128개월 이상)		
	b	R ²	R ²	b	t값	R ²
1	-2.32	-0.93	0.03	78.96***	3.41	0.11
2	-2.08	-0.93	0.04	78.21***	3.80	0.14
3	-1.94	-0.94	0.05	75.39***	4.03	0.16
4	-1.93	-1.02	0.07	71.18***	4.24	0.20
5	-2.00	-1.13	0.08	65.72***	4.30	0.23
6	-1.84	-1.09	0.10	60.36***	4.29	0.25
7	-1.63	-1.01	0.11	54.09***	4.14	0.28
8	-1.26	-0.82	0.13	47.70***	3.90	0.30
9	-0.92	-0.62	0.14	40.71***	3.54	0.32
10	-0.56	-0.39	0.15	34.04***	3.14	0.34
11	-0.24	-0.18	0.17	27.41***	2.69	0.36
12	0.08	0.06	0.19	21.02**	2.20	0.38
15	0.64	0.59	0.24	2.63	0.34	0.44
18	0.32	0.34	0.31	-12.64*	-1.98	0.48
21	0.17	0.21	0.38	-23.63***	-4.48	0.53
24	0.03	0.04	0.46	-28.60***	-5.81	0.50

주: <표 3> 각주 참조.

나. 프로빗 모형

미래의 불황확률을 분석하기 위해 소파동 분석을 통한 프로빗 모형을 추정한 결과는 <표 7>, <표 8>에 제시되었다. <표 7>을 보면, AA- 신용스프레드(ycbatb3)의 경우 d1~d2 단기주기에서는 계수값의 유의성이 없는 것으로 나타났다. 반면 d3~d5 주기에서는 예측기간 1~3에서 (-) 부호를 보이며 유의성 있는 결과¹⁵⁾가 나왔으며, 예측기간 7~15에서는 (+) 부호로 유의한 결과가 나왔다. 이는 중기 주기의 예측기간 7~15에서 신용스프레드가 상승하면 경기불황 확률이 상승한다는 것을 의미하였으나, 예측기간 1~3에서는 이러한 이론에 부합하지 않고 신용스프레드와 불황확률이 반대방향으로 움직였다.

<표 8>의 BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)의 프로빗 분석 결과를 보면, d1~d2 단기주기에서는 유의성이 없는 것으로 나타났지만, d3~d5의 중기주기에서는 예측기간 3~18에서 유의성 있고 계수값 부호는 (+)로 나타났다.

불황확률 추정을 위해 *pseudo R²*가 큰 예측기간(AA- 신용스프레드: 12, BBB- 신용스프레드: 8)을 기준으로 불황확률을 추정하였다. 소파동 분석을 이용한 불황확률을 추정한 <그림 3>을 보면, 전반적으로 경기하강기에 불황확률이 상승하는 것으로 나타났다. AA- 신용스프레드의 경우 2000년 9월부터 2001년 7월 경기하강기에 불황확률이 90%를 상회하는 것으로 나타났고, 2003년 1월부터 2005년 4월의 기간에도 80% 이상의 확률이 나타났다. 다만 2008년 글로벌 금융위기 기간에는 불황확률이 60%를 밑도는 다소 낮은 결과를 보였다. 한편 BBB- 신용스프레드의 경우에는 2003년 1월부터 2005년 4월까지의 경기하강 기간에는 불황확률이 97%에 달하는 등 매우 높은 값을 보였으며, 2008년 글로벌 금융위기에도 90%를 상회하는 값을 가졌다.

<그림 4>는 예측기간이 AA- 신용스프레드는 8, BBB- 신용스프레드는 6인 경우로 <그림 3>과 마찬가지로 경기하강기에 불황확률이 상승하는 것으로 나타났다. AA- 신용스프레드의 경우 2000년 9월부터 2001년 7월 경기하강기에 불황확률이 80%를 상회하는 것으로 나타났고, 2003년 1월부터 2005년 4월의 기간에도 60% 전후의 확률이 나타났다. 한편 BBB- 신용스프레드의 경우에는 2003년

15) d3~d5의 계수값이 유의하였으나 부호가 (-)를 보여 불황시 신용스프레드가 상승한다는 이론에 부합하지 못했다.

1월부터 2005년 4월까지의 경기하강 기간에는 불확률이 95%에 달하는 등 매우 높은 값을 보였으며, 2008년 글로벌 금융위기에도 90%에 육박하는 값을 보였다.

소파동 분해를 통한 프로빗 모형의 불확률 추정결과 d3~d5 경기순환 주기에서 상당히 큰 확률을 보이는 것으로 나타났다. AA- 신용스프레드보다는 BBB- 신용스프레드를 통한 불확률 추정값이 더 크게 나타나, BBB- 신용스프레드가 불확률을 추정을 더욱 잘 설명한다고 할 수 있다.

한편 원자료와 소파동 분석을 이용한 불확률 추정 결과를 비교해 보면, 불확률이 소파동 분석의 경우에 더 큰 값을 보였다. 원자료의 경우는 2008년 글로벌 금융위기를 제외¹⁶⁾하고는 불확률이 80%를 넘는 경우가 없었다. 반면 소파동 분석을 통한 확률추정시 2003년 신용카드 버블 붕괴, 2008년 글로벌 금융위기 기간에 BBB- 신용스프레드를 통해 추정한 불확률이 80%를 상회한 것으로 나타났으며, AA- 신용스프레드의 경우도 2000년 9월부터 2001년 7월 기간에 80%를 상회하였다. 그리고 소파동 분해를 통한 분석시 원자료에 비해 경기하강 초기에 불확률이 크게 나타났다. <표 9>의 불확률 추정치를 비교한 결과를 보면, 소파동 분석 결과가 원자료를 이용한 분석결과보다 높은 불확률이 추정되었으며 모든 경우에 소파동 자료가 원자료에 비해 선행하여 불확률을 추정하는 것으로 나타났다. 이는 소파동 분석을 통한 경우 원자료에 비해 선행하여 경기불황을 예측할 수 있다는 것을 의미한다.

한편 본 연구에서는 2010년 8월 이후를 경기하강기로 간주하고 분석을 시도하였는데, 이 기간에 AA- 신용스프레드, BBB- 신용스프레드 모두 소파동 분석을 통한 불확률이 80%에 근접하는 값을 보여 동 기간이 경기하강 국면이라는 것을 시사한다. 반면 원자료를 이용하여 불확률을 추정하였을 경우 동 기간중에 50% 전후의 불확률(AA- 신용스프레드: 40%후반, BBB- 신용스프레드: 60%내외)이 나타나 소파동 분석에 비해서는 낮은 값을 보였다.

16) 1998년 외환위기는 원자료와 소파동 자료의 비교가 불가능하여 제외하였다.

<표 7> 소파동 프로빗모형 추정결과(AA- 신용스프레드)

예측기간 (k)	d1-d2(2~8개월)			d3-d5(8~64개월)		
	b	z값	pseudo R ²	b	z값	pseudo R ²
1	0.09	0.43	0.00	-0.31	-2.01**	0.02
2	0.09	0.44	0.00	-0.30	-2.00**	0.02
3	0.10	0.49	0.00	-0.27	-1.85*	0.01
4	-0.17	-0.93	0.00	-0.20	-1.35	0.01
5	-0.06	-0.30	0.00	-0.07	-0.45	0.00
6	-0.03	-0.15	0.00	0.11	0.77	0.00
7	-0.04	-0.20	0.00	0.32	2.14**	0.02
8	0.00	-0.01	0.00	0.50	3.22***	0.05
9	0.05	0.24	0.00	0.62	3.78***	0.07
10	0.05	0.26	0.00	0.68	4.01***	0.09
11	0.05	0.25	0.00	0.71	3.93***	0.09
12	0.03	0.14	0.00	0.74	3.90***	0.10
15	0.03	0.13	0.00	0.73	3.82***	0.10
18	-0.12	-0.62	0.00	0.25	1.54	0.01
21	0.14	0.66	0.00	0.05	0.34	0.00
24	0.00	0.02	0.00	0.23	1.42	0.01

예측기간 (k)	d6-d7(64~256개월)			s7(256개월 이상)		
	b	z값	pseudo R ²	b	z값	pseudo R ²
1	0.09	0.33	0.00	7.56***	2.92	0.04
2	0.01	0.05	0.00	7.13***	2.74	0.03
3	-0.06	-0.21	0.00	6.66**	2.55	0.03
4	-0.12	-0.46	0.00	6.16**	2.35	0.02
5	-0.18	-0.67	0.00	5.62**	2.14	0.02
6	-0.24	-0.86	0.00	5.04*	1.91	0.02
7	-0.28	-1.02	0.00	4.44*	1.67	0.01
8	-0.32	-1.14	0.01	3.80	1.43	0.01
9	-0.33	-1.21	0.01	3.77	1.41	0.01
10	-0.35	-1.26	0.01	3.73	1.39	0.01
11	-0.36	-1.31	0.01	3.69	1.36	0.01
12	-0.37	-1.36	0.01	3.63	1.33	0.01
15	-0.42	-1.54	0.01	3.45	1.25	0.01
18	-0.50	-1.83	0.01	3.20	1.15	0.01
21	-0.61	-2.23	0.02	2.92	1.04	0.01
24	-0.75	-2.67	0.03	2.63	0.93	0.00

주: <표 3> 각주 참조.

<표 8> 소파동 프로빗모형 추정결과(BBB- 신용스프레드)

예측기간 (k)	d1-d2(2~8개월)			d3-d5(8~64개월)		
	b	z값	pseudo R ²	b	z값	pseudo R ²
1	-0.23	-0.25	0.00	0.06	0.51	0.00
2	0.12	0.14	0.00	0.19	1.53	0.01
3	-0.05	-0.05	0.00	0.33	2.61**	0.04
4	-0.36	-0.39	0.00	0.47	3.66***	0.07
5	-0.66	-0.73	0.00	0.60	4.54***	0.10
6	-0.71	-0.78	0.00	0.71	5.12***	0.14
7	-0.37	-0.40	0.00	0.79	5.40***	0.16
8	-0.14	-0.15	0.00	0.84	5.46***	0.18
9	0.89	0.99	0.01	0.85	5.36***	0.18
10	1.27	1.41	0.01	0.84	5.13***	0.18
11	0.96	1.08	0.01	0.80	4.79***	0.16
12	0.12	0.13	0.00	0.74	4.38***	0.15
15	-0.38	-0.43	0.00	0.60	3.62***	0.11
18	0.22	0.25	0.00	0.33	2.25**	0.04
21	0.17	0.20	0.00	0.12	0.89	0.01
24	-0.40	-0.43	0.00	0.01	0.06	0.00

예측기간 (k)	d6(64~128개월)			s6(128개월 이상)		
	b	z값	pseudo R ²	b	z값	pseudo R ²
1	-0.65	-5.01***	0.16	-0.06	-0.41	0.00
2	-0.63	-4.90***	0.16	-0.09	-0.64	0.00
3	-0.61	-4.78***	0.15	-0.12	-0.87	0.00
4	-0.59	-4.64***	0.14	-0.16	-1.11	0.01
5	-0.56	-4.49***	0.13	-0.19	-1.36	0.01
6	-0.54	-4.33***	0.12	-0.23	-1.62	0.02
7	-0.51	-4.15***	0.12	-0.27	-1.88*	0.02
8	-0.48	-3.97***	0.11	-0.31	-2.16**	0.03
9	-0.46	-3.77***	0.10	-0.36	-2.44**	0.04
10	-0.43	-3.57***	0.09	-0.41	-2.73***	0.05
11	-0.40	-3.37***	0.08	-0.46	-3.03***	0.06
12	-0.37	-3.16***	0.07	-0.51	-3.34***	0.08
15	-0.26	-2.27**	0.04	-0.65	-4.02***	0.11
18	-0.16	-1.37	0.01	-0.79	-4.65***	0.15
21	-0.06	-0.49	0.00	-0.94	-5.18***	0.20
24	0.04	0.32	0.00	-1.07	-5.53***	0.23

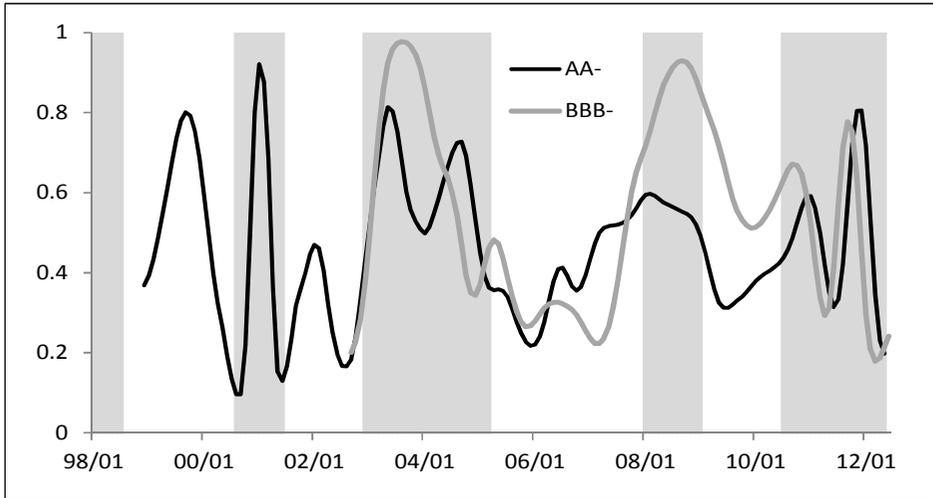
주: <표 3> 각주 참조.

<표 9> 불확확률 추정치 비교

기간	AA- 신용스프레드(ycbatb3)		BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)		
	원자료	소파동	원자료	소파동	
2003년	1월	0.415	0.424	0.439	0.493
	2월	0.404	0.517	0.430	0.627
	3월	0.404	0.609	0.427	0.757
	4월	0.424	0.690	0.427	0.858
	5월	0.443	0.767	0.431	0.924
	6월	0.473	0.814	0.441	0.958
	7월	0.506	0.803	0.456	0.973
	8월	0.517	0.753	0.461	0.977
	9월	0.512	0.678	0.465	0.975
	10월	0.473	0.602	0.477	0.965
	11월	0.460	0.555	0.486	0.946
	12월	0.439	0.529	0.493	0.913
2004년	1월	0.436	0.509	0.502	0.864
	2월	0.443	0.498	0.508	0.803
	3월	0.445	0.514	0.514	0.744
	4월	0.443	0.547	0.518	0.695
	5월	0.437	0.585	0.515	0.662
	6월	0.427	0.625	0.511	0.638
2008년	2월	0.505	0.595	0.395	0.753
	3월	0.506	0.597	0.404	0.794
	4월	0.472	0.593	0.399	0.835
	5월	0.464	0.584	0.404	0.870
	6월	0.466	0.575	0.412	0.895
	7월	0.472	0.569	0.419	0.914
	8월	0.479	0.564	0.429	0.926
	9월	0.526	0.559	0.452	0.930
	10월	0.572	0.553	0.477	0.926
	11월	0.738	0.547	0.564	0.911
	12월	0.820	0.538	0.628	0.885
	2009년	1월	0.887	0.521	0.705
2월		0.849	0.493	0.715	0.818

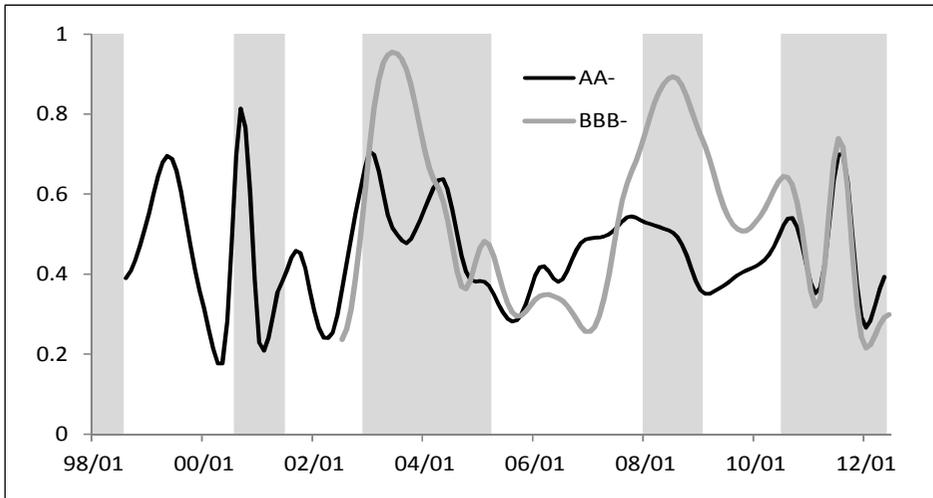
주: 음영부분은 불확확률 추정치가 가장 높은 시점임.

<그림 3> 소파동 자료를 이용한 불확률 추정(예측기간 12 & 8)



- 주: 1) 예측기간은 AA- 신용스프레드(ycbatb3)의 경우는 12, BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 8임.
 2) 기타 각주는 <그림 1>의 주 참조.

<그림 4> 소파동 자료를 이용한 불확률 추정(예측기간 8 & 6)



- 주: 1) 예측기간은 AA- 신용스프레드(ycbatb3)의 경우는 8, BBB- 신용스프레드(ycbbtb3)는 6임.
 2) 기타 각주는 <그림 1>의 주 참조.

V. 결 론

본 연구는 경제시계열에 대한 다양한 시간주기에서의 분해를 실시할 수 있다는 소파동 분석의 장점을 활용하여 신용스프레드와 경기변수와의 관계에 대한 분석을 실시하였다.

신용스프레드와 경기변수와의 관계를 보기 위해 신용스프레드(y_{cbatb3} , y_{cbbtb3})와 동행종합지수를 사용하여 선형회귀분석 및 프로빗 분석을 실시하였고, 불확실성에 대한 추정을 실시하였다. 분석결과 단기주기보다는 경기순환주기(business cycle)에서 신용스프레드와 경기변수간에 설명력이 높은 것으로 나타났다.

선형회귀분석 결과를 보면, 원자료에서 AA- 신용스프레드(y_{cbatb3})는 동행종합지수와 예측기간 1~3개월, BBB- 신용스프레드(y_{cbbtb3})는 예측기간 1~16개월까지 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 즉 BBB- 신용스프레드가 AA- 신용스프레드에 비해 예측기간이 비교적 긴 것으로 나타났다. 소파동 기법을 이용한 분석에서는 AA- 신용스프레드는 d1~d2의 단기주기에서는 동행지수에 대한 설명력이 없으며, d3~d5 주기에서는 일부 예측기간에서 (+) 계수값을 가지며 설명력이 있었으나 이는 기존이론과는 일치하지 않은 결과이다. 반면 d6~d7의 장기 주기에서 동행지수에 대한 설명력이 없는 것으로 나타났다. BBB- 신용스프레드에서도 d1~d2, d6의 단기와 장기주기에서는 유의성이 없었으나, d3~d5의 중기 주기에서는 예측기간이 긴 경우에 설명력이 있는 것으로 나타났다.

미래의 불확실성을 분석하기 위한 프로빗 모형 추정 결과를 보면, 원자료에서 AA- 신용스프레드(y_{cbatb3})는 2개월까지, BBB- 신용스프레드(y_{cbbtb3})는 1개월과 18개월 이상에서 (+)부호의 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 이에 따라 원자료에서는 어떤 신용스프레드가 불확실성 추정에 유용한 지 판단하기가 어려웠다. 소파동 주기에 따른 분석 결과에서는 선형회귀분석과 마찬가지로 d1~d2의 단기주기에서는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 반면 AA- 신용스프레드는 d3~d5 주기에서 예측기간 7개월 이상에서 유의한 결과를 보였으며, BBB- 신용스프레드 역시 d3~d5 주기에서 예측기간 3~18개월까지 설명력이 있었다. 즉 소파동을 통한 분석의 경우 중기 주기에서 불확실성 추정에 유용하다는 것을 보여 주었고, BBB- 신용스프레드가 AA- 신용스프레드에 비해 다소 넓은 예측기간에서의 불확실성 설명에 유용한 것으로 나타났다.

프로빗 모형에 대한 논의를 바탕으로 불확실성을 추정해 본 결과, 원자료보다

소파동 자료가 더 높은 불확률을 추정하고, 선행하여 불확률을 추정하는 등 소파동 자료가 불확률 추정에 유용하다는 것을 보였다. 또한 BBB- 신용스프레드가 AA- 신용스프레드보다 더 높은 불확률을 추정하였다.

이처럼 소파동 분석을 통해 주기에 따른 금리스프레드와 경기변수간의 관계를 살펴보았는데, 신용스프레드와 동행종합지수간에는 단기주기보다는 d3~d5의 경기순환주기에서 두 변수간의 유용한 설명력이 나타난 것을 알 수 있었다. 또한 회사채 AA- 보다는 회사채 BBB-와 국고채 3년과의 신용스프레드가 경기에 대한 설명력이 높고, 불확률을 추정에 유용하다는 것을 알 수 있었다.

참 고 문 헌

- 김진용·이한식(2011), “신용스프레드의 경기예측력 분석”, 「POSRI경영경제연구」 제11권 제3호, pp. 36-63.
- 김태호·송대섭(2009), “금리의 기간구조와 경기후퇴의 예측”, 「응용통계연구」 제22권 제2호, pp. 249-260.
- 박강식·김석중(2008), “금리 스프레드의 경기 예측력에 관한 연구”, 「한국금융학회 학술대회 논문집」, pp. 1-31.
- 오정근(1997), “금리스프레드와 금융정책”, 「경제분석」 제3권 제4호, pp. 149-160.
- 이금희(2005a), “웨이블릿을 이용한 경제시계열의 분해 및 예측”, 「한국통계학회」 Vol. 2005, No 1, pp. 25-30.
- 이금희(2005b), “소파동(wavelet)을 이용한 한국 경제시계열의 계절변동조정 방법”, 「한국방송통신대학교 논문집」 제 3권, pp. 443-465.
- 이창선(2001), “금리스프레드의 경기예측력에 관한 연구”, LG경제연구원.
- 이한식(2005), “소파동 분석을 활용한 계량 모형의 추정”, 「시장경제연구」 제34권 제2호, pp. 163-193.
- 이한식(2012), “소파동(wavelet) 기법을 활용한 경제 시계열의 분석”, 「계량경제 분석: 이론과 응용」, 무역경영사, pp. 167-192.
- 지호준·박상규(2002), “금리 스프레드의 경기예측력 평가”, 「재무관리연구」 제 19권 제2호, pp. 233-251.
- Abry, P. A., D. Veitch, and P. Flandrin. (1998), “Long Range Dependence: Revisiting Aggregation with Wavelets”, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, pp. 253-266.
- Arino, M.A. (1995), “Time Series Forecast via Wavelets: An Application to Car Sales in the Spanish Market”, *Discussion Paper*, 95-30 (Duke University).
- Bernanke, B. S. (1990), “On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads”, *New England Economic Review*, November/December, pp. 51-68.
- Estrella, A., and G. A. Hardouvelis. (1991), “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity”, *Journal of Finance*, Vol.

- 40, pp. 555–576.
- Friedman, B. M., and K. N. Kuttner. (1991), “Why Does the Paper–Bill Spread Predict Real Economic Activity?”, *NBER Working Paper*, No. 3879, pp. 213–253.
- Friedman, B. M., and K. N. Kuttner. (1992), “Money, Income and Interest Rates”, *American Economic Review*, Vol. 82, pp. 472–492.
- Gençay, R, F. Selçuk, and B. Witcher. (2001a), “An Introduction to Wavelets and Other Filtering Methods in Finance and Economics”, Academic Press, San Diego.
- Gençay, R, F. Selçuk, and B. Witcher. (2001b), “Scaling Properties of Foreign Exchange Volatility”, *Physica*, Vol. 289, pp. 249–266.
- Gençay, R, F. Selçuk, and B. Witcher. (2002), “Systematic Risk and Time Scales”, *Quantitative Finance*, Vol. 3, pp. 108–116.
- Gertler, M., and Lown, C. (1999), “The information in the high–yield bond spread for the business cycle: Evidence and some implications”, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 15, no 3, pp. 132 - 150.
- Goffe, W.L. (1994), “Wavelets on Macroeconomics: An Introduction”, in: *Computational Techniques for Econometrics and Economic Analysis*, D. Belsley (Ed.), pp. 137–149, Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.
- Harvey, Campbell R. (1997), “The Relation Between the Term Structure of Interest Rate and Canadian Economic Growth,” *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, pp. 169–193.
- Kumar, A., et al (2011), “MODWT Based Time Scale Decomposition Analysis of BSE and NSE Indexes Financial Time Series”, *Int. Journal of Math. Analysis*, Vol. 5, no. 27, pp. 1343 - 1352.
- Lee, C.M., and Lee, H.S., “Correlation between the stock and Future Markets by Timescale”, *The Korean Journal of Applied Statistics*, Vol. 25 (2012), pp. 897–915.
- Lee, G.H. (1998), “Wavelets and Wavelet Estimation: A Review”, *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 4, pp.

123-158.

- Lee, H.S. (2001a), "Recent Advances in Wavelet Method for Economic Time Series", *Journal of Economic Theory and Econometrics*, Vol. 7, pp. 43-65.
- Lee, H.S. (2001b), "A note on Seasonal Adjustment using Wavelets", *Bulletin of the International Statistical Institute, 53rd Session, Book 2*, pp. 55-56.
- Mody, A., and M.P. Talyor. (2003), "The High-Yield Spread as a Predictor of Real Economic Activity: Evidence of a Financial Accelerator for the United States", *IMF Staff Papers*, Vol. 50, pp. 373-402.
- Percival, D.B., and A.T. Walden. (2000), "Wavelet Methods for Time Series Analysis, Cambridge", Cambridge University Press.
- Ramsey, J.B., and C. Lampart. (1998a), "Decomposition of Economic Relationships by Timescale Using Wavelets: Money and Income", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 2, pp. 49-71.
- Ramsey, J.B., and C. Lampart. (1998b), "The Decomposition of Economic Relationships by Timescale Using Wavelets: Expenditure and Income", *Studies in Nonlinear Dynamics and Economics*, Vol. 3, pp. 23-42.
- Stock, J. H., and M. W. Watson. (1989), "New Indexes of Coincident and Leading Indicators", in *NBER Macroeconomic Annual*, Vol.4, (ed. by O. Blanchard and S. Fisher), pp. 351-394.
- Yogo, M. (2008), "Measuring business cycles: A wavelet analysis of economic time series", *Economics Letters*, Vol 100, pp. 208-212.