

개방경제의 금리기간구조 분석

박 하 일*

이 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 한국은행 금융경제연구원 국제경제연구실 과장
(전화 : 02-759-5375, email : bluechip@bok.or.kr)

본 연구와 관련하여 귀중한 조언을 해 주신 정규일 국제경제연구실장, 서영경 국제연구팀장, 연구심의위원회 위원(금융경제연구원 홍승제 금융연구실장, 김웅 박사, 김병기 박사) 및 오완근 교수(한국외대) 그리고 유익한 도움말을 주신 원내 세미나 참석자 여러분과 자료수집 등에 도움을 준 박재환 연구원에게 감사드립니다.

차 례

I. 서론	1
II. 기존 연구	2
III. 금리기간구조와 거시경제변수	5
1. 수익률 곡선과 국내 거시경제변수	5
2. 스왑레이트와 한·미간 거시경제변수 차이	7
IV. 금리기간구조 모형의 추정 및 예측	11
1. 모형의 설정 및 추정	11
2. 모형의 적합도 및 예측력 검정	16
3. 미관측 요인과 거시경제변수의 관계	18
V. 요약 및 결론	23
<참고 문헌>	25

개방경제의 금리기간구조 분석

본 연구는 우리나라의 금리기간구조(수익률 곡선)가 국내 거시경제변수 이외에 해외요인에 의해서도 영향을 받고 있는지를 검증하였다. 이론적 방법인 선형 금리기간구조 모형(Affine Term Structure Model)에 국내 거시경제변수인 생산갭과 한·미간 인플레이션 차이 등을 반영하는 스왑레이트를 추가하여 기존의 미관측 3요인 모형의 성과와 비교하였다. 추정 결과 표본내 기간의 모형 적합도는 생산갭이나 스왑레이트를 각각 추가하는 4요인 모형 및 두 변수를 모두 추가하는 5요인 모형의 성과가 우수하였으며, 표본외 기간의 예측력에서도 만기가 2년 이내인 단기·중기금리의 미래 금리 예측력은 5요인 모형의 성과가 가장 좋은 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 금리기간구조는 실물경기를 나타내는 생산갭 이외에 개방경제의 특성으로 인해 스왑레이트에 의해서도 영향을 받고 있으므로 외환스왑시장과 채권시장간의 연계성에도 관심을 가져야 할 것으로 보인다.

핵심주제어: 금리기간구조, 개방경제, 스왑레이트, 한·미간 거시경제변수 차이
경제학 문헌목록 주제 분류: E43, E44, G12, F41

I. 서론

금리기간구조는 통화정책의 영향을 받는 단기금리와 시장기대 및 기간프리미엄이 반영된 중·장기금리 등 각 만기별 금리의 수준을 나타내는 것으로 수익률 곡선이라고도 한다. 금리기간구조 모형은 현재의 금리기간구조를 추정하거나 미래의 금리를 예측하는 데 주목적이 있으며 금리관련 파생금융상품 가격결정 뿐만 아니라 정책금리 변화가 금리기간구조에 미치는 영향 등 통화정책의 유효성을 분석하는 데도 유용하게 사용될 수 있다.

금리기간구조는 일반적으로 수익률 곡선의 수준(level), 기울기(slope), 곡도(curvature)를 나타내는 미관측 요인으로 설명된다고 알려져 있으나 (Litterman and Scheinkman, 1991), 최근의 연구는 이러한 미관측 요인과 더불어 인플레이션, 생산갭 등과 같은 거시경제변수가 금리기간구조에 미치는 영향을 규명하는 데 주안점을 두고 있다. 다양한 만기의 금리를 공통으로 설명하는 미관측 요인을 계량기법을 통해 추출하여 금리기간구조를 추정하는 모형은 금융공학 분야에서는 채권가격 결정 등에 용이하게 사용될 수 있으나 인플레이션, 경기변동 등이 금리기간구조 결정에 어떠한 역할을 하는가에 초점을 맞추는 거시경제학 측면에서는 한계가 있기 때문이다. 즉 거시경제변수를 포함한 금리기간구조 모형은 금리기간구조와 관측 가능한 거시경제변수와의 관계를 설명하려는 시도에서 출발하였으며 거시경제변수의 충격이 가해질 때 수익률 곡선의 수준, 기울기, 곡도의 변화를 분석할 수 있다는 장점이 있다. 피셔가설로부터 명목금리는 대체로 실질금리와 기대인플레이션의 합으로 구성되어 있으므로 실질금리가 일정하고 기대인플레이션이 상승하는 경우 명목금리도 상승하게 된다. 따라서 인플레이션은 수익률 곡선의 수준 요인을 주로 설명하며 생산갭은 수익률 곡선의 기울기 요인과 관련되어 있다고 알려져 있다(Diebold, Rudebusch, Aruoba 2006).

그러나 우리나라의 경우에는 소규모 개방경제의 특성으로 인해 해외요인

의 영향이 크므로 국내 거시경제변수 이외에도 한·미간 거시경제변수 차이가 금리기간구조에 미치는 영향을 고려할 필요가 있다. 따라서 본고에서는 국내 거시경제변수 뿐만 아니라 스왑레이트¹⁾를 한·미간의 인플레이션 차이, 실물경기 차이 등을 반영하는 한·미간 거시경제변수 차이로 정의하고, 수익률 곡선을 이론적 방법인 선형 금리기간구조 모형으로 추정하였다.

실증분석 결과 생산갭과 스왑레이트를 포함하고 있는 선형 금리기간구조 모형이 기존의 3요인 모형과 비교하여 적합도 및 예측력 측면에서 우수한 것으로 나타났다. 따라서 금리기간구조 고려시 생산갭 뿐만 아니라 스왑레이트도 감안할 필요가 있으며, 이는 외환스왑시장과 채권시장간의 연계성에도 관심을 가져야 함을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 기존의 연구를 정리한다. III장에서는 우리나라 수익률 곡선상의 만기별 금리와 거시경제변수들간의 관계를 살펴본다. IV장에서는 선형 금리기간구조 모형을 이용하여 우리나라 국채시장의 수익률 곡선을 추정하고 모형별로 적합도와 예측력을 비교한다. V장에서는 본 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 기존 연구

최근 금리기간구조에 관한 주요 연구는 전통적인 금리기간구조의 결정요인인 수준, 기울기, 곡도 등 미관측 요인에 인플레이션과 생산갭 등 관측 가능한 거시경제변수를 추가하여 실증분석하는데 초점을 맞추고 있다. 이러한 접근은 인플레이션이나 생산갭 등 거시경제변수의 변화에 금리기간구조가 어떻게 반응하는가를 분석하는 데 유용한 측면이 있다. 또한 중앙은행이 거시경제변수를 고려하면서 정책금리를 조정하여 단기 시장금리에 영향을 미치고 있다는 점에서 금리기간구조 모형에 통화정책의 변화를 추가하려는

1) 외환스왑(FX swap) 거래시 이용되며 다음과 같이 계산됨.
[(선물환율 - 현물환율)/현물환율] × 100(연%)

시도라고 할 수 있다.

중앙은행이 정책금리를 조정하면 단기 시장금리가 영향을 받게 되고 금리 경로 및 기대경로 등에 따라 중장기 시장금리에도 효과가 점진적으로 파급되게 된다. 또한 단기 시장금리가 향후 정책금리의 변화에 대한 기대를 미리 반영하는 경우도 있으므로 정책금리와 금리기간구조는 서로 밀접한 관계를 가진다고 할 수 있다.

국내 거시경제변수와 정책금리와의 관계를 나타내는 테일러 준칙은 다음과 같다(Taylor, 1993).

$$i_t = r^* + \pi_t + \theta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \theta_g g_t \quad (1)$$

단, r^* 는 균형실질금리, π_t 는 인플레이션, π^* 는 인플레이션 목표, g_t 는 생산갭을 나타낸다. 따라서 테일러 준칙은 정책금리(i_t)가 균형실질금리와 인플레이션의 합($r^* + \pi_t$), 인플레이션갭 및 생산갭을 감안하여 결정되고 있음을 나타낸다. Rudebusch(2002)를 비롯한 최근의 연구는 식 (2)와 같은 수정 테일러 준칙을 주로 활용하여 정책금리 수준을 평가하고 있으며, 기대인플레이션을 고려한 미래지향 금리준칙(forward-looking policy rule) 등도 이용되고 있다.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[r^* + \pi_t + \theta_\pi(\pi_t - \pi^*) + \theta_g g_t] \quad (2)$$

Ang, Dong, Piazzesi(2007)은 테일러 준칙을 고려하여 거시경제변수를 포함한 금리기간구조를 VAR모형을 이용하여 추정하였으며, 기준 테일러 준칙(Bench Mark Taylor Rule)을 식 (3)과 같이 정의하였다.

$$i_t = \gamma_0 + \gamma_{1,\pi} \pi_t + \gamma_{1,g} g_t + \epsilon_t^{MP,T} \quad (3)$$

단, i_t 는 단기 시장금리, $\epsilon_t^{MP,T}$ 은 통화정책 충격을 나타낸다. 따라서 인플레이션과 생산갭 등 관측 가능한 거시경제변수와 통화정책 충격을 고려하여 금리기간구조 모형을 추정할 수 있다. Ang and Piazzesi(2003)는 VAR모형을 이용하여 미관측 요인에 인플레이션, 산업생산지수 증감률 등 거시경제변수를 추가하여 금리기간구조를 추정하였다. 그 결과 거시경제변수가 수익률 곡선의 단기와 중기부분의 변화를 상당부분 설명하고 있으며 거시경제변수를 포함하는 금리기간구조 모형이 미래의 금리 예측에서도 우수한 성과를 보인다고 주장하였다. Diebold, Rudebusch, Aruoba(2006)는 미관측 요인에 거시경제변수(인플레이션, 제조업가동률, 정책금리)를 포함한 금리기간구조 모형을 추정하여 수익률 곡선과 거시경제변수가 서로 유의한 영향을 주고 받는다는 사실을 밝혔다.

임형석(2005)은 수익률 곡선으로부터 도출된 선도이자율이 향후 3개월 이내의 미래 금리변동에 높은 예측력을 가지고 있어 통화정책의 정보변수로 유용성이 높다고 분석하였다. 이명수(2008)는 장단기 금리차가 향후 1년 이내의 미래 생산변동을 예측하는데 유용한 정보를 제공한다고 밝혔다. 조성훈(2009)은 거시-금융모형을 추정하여 우리나라 금리기간구조의 평균적인 움직임은 인플레이션에 의존하며 장단기 금리차는 주로 물가안정목표의 변화와 통화정책 충격에 영향을 받는다고 분석하였다.

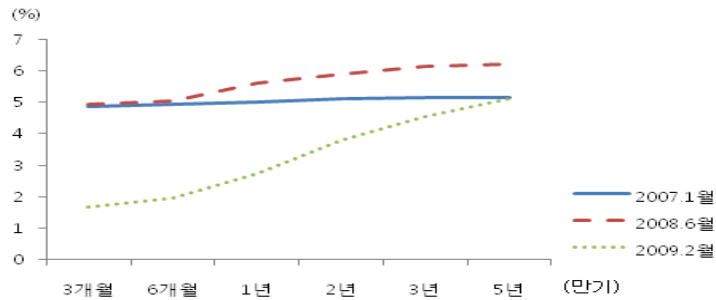
본 연구는 연속시간(continuous time)하에서 국내 거시경제변수 이외에 해외요인을 고려하여 스왑레이트를 포함한 금리기간구조 모형을 추정했다는 점에서 Ang and Piazzesi(2003), Diebold, Rudebusch, Aruoba(2006) 등의 연구와 차별화 된다고 할 수 있다.

III. 금리기간구조와 거시경제변수

1. 수익률 곡선과 국내 거시경제변수

수익률 곡선은 유동성 프리미엄, 위험 프리미엄 등 기간 프리미엄(term premium)으로 인하여 단기금리보다 장기금리가 높은 우상향 형태가 일반적이나 향후 경기둔화가 예상되는 경우에는 기울기가 완만해지게 된다. <그림 1>을 통해 최근 우리나라 국채²⁾의 수익률 곡선을 살펴보면 2007.1월에는 장단기 금리차³⁾가 축소되어 평평한 모습이며, 2009년 2월에는 장단기 금리차가 크게 확대되어 기울기가 가파르게 되는 것을 알 수 있다. 경기확장기에 인플레이션 압력이 높아지는 경우 중앙은행은 정책금리를 인상하므로 인플레이션 기대심리가 완화되면서 장기금리 상승폭이 낮아짐에 따라 장단기 금리차는 축소된다. 한편 경기수축기에는 중앙은행의 정책금리 인하로 단기금리는 하락하며 향후 경기회복에 대한 기대감으로 장기금리는 단기금리에 비해 하락폭이 축소됨에 따라 장단기 금리차는 확대된다. 이와 같이 수익률 곡선은 인플레이션 및 경기변동에 대한 시장의 기대를 반영하고 있으므로 중앙은행은 통화정책 수행시 금리기간구조를 유용한 정보변수로 활용할 수 있다.

<그림 1> 우리나라 국채의 수익률 곡선



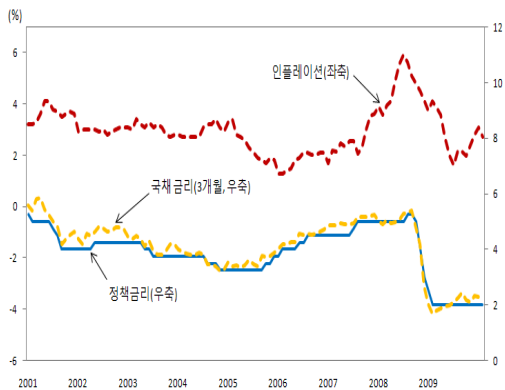
2) 금융투자협회가 고시하는 잔존만기별 국채(국민주택 1종)는 할인체로 간주됨에 따라 현물 수익률 곡선(spot yield curve)을 추정하는데 주로 사용됨

3) 5년물 금리 - 3개월물 금리

다음으로 수익률 곡선의 수준 및 기울기와 거시경제변수와의 관계를 살펴 보자. <그림 2>를 통해 2001.1~2010.2월중 우리나라의 단기금리(정책금리, 국채 3개월 금리) 수준의 변화를 인플레이션 추이와 함께 살펴볼 수 있다. 글로벌 금융위기의 충격을 받기 시작한 2008년 하반기 이후를 제외하면 인플레이션이 추세적으로 하락하는 2001년 하반기~2005년에 단기금리도 하향 안정화되고 있으며 2006~2007년에는 인플레이션 압력이 높아짐에 따라 단기금리 수준이 높아지고 있음을 알 수 있다. 이는 수익률 곡선의 수준이 인플레이션과 관련되어 있다는 국내외 연구결과와 일치한다.

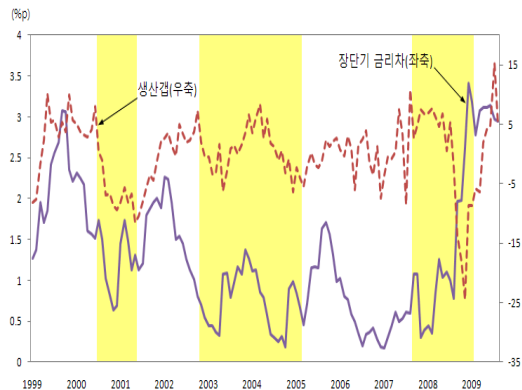
수익률 곡선의 기울기인 장단기 금리차는 2006년 1월 이후 경기선행지수의 구성항목에 포함되어 경기변동에 대한 예측변수로 주로 활용되고 있다. <그림 3>을 통하여 장단기 금리차가 정점을 지나 축소되기 시작하면 일정 기간 후에 경기침체에 진입하며 경기수축기말에 장단기 금리차가 확대되고 있음을 알 수 있다.

<그림 2> 단기금리 및 인플레이션 추이



주 : 2001~2006년은 근원인플레이션율, 2007년 이후는 소비자물가상승률
 자료 : 한국은행 ECOS, 금융투자협회

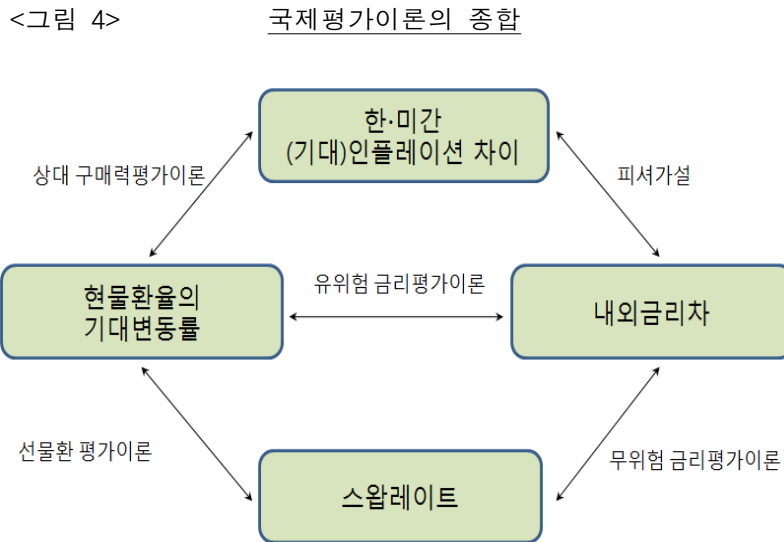
<그림 3> 장단기 금리차와 생산갭 추이



주 : 음영부분은 통계청이 발표하는 경기수축기 (2006년 이후는 산업생산을 감안하여 저자가 판단)
 자료 : 한국은행 ECOS, 통계청

2. 스왑레이트와 한·미간 거시경제변수 차이

우리나라와 같은 소규모 개방경제는 해외요인에도 영향을 받고 있음에 따라 국내외 거시경제변수를 함께 고려할 필요가 있다. 먼저 국제평가이론⁴⁾을 적용하여 한·미간 인플레이션 차이 등 거시경제변수 차이가 스왑레이트 등과 어떤 관계가 있는지를 살펴보자. 상대 구매력평가이론과 선물환 평가이론이 성립하면 스왑레이트는 한·미간 (기대)인플레이션의 차이와 일치하게 된다(<그림 4> 참조).



자료 : 「국제금융론」, 이강남

- 4) 상대 구매력평가이론 : 국가간 기대인플레이션율 차이와 환율의 기대변동률은 동일
 피셔가설 : 명목금리는 실질금리와 기대인플레이션의 합과 동일
 유위험금리평가이론(UIP) : 내외금리차가 환율의 기대변동률과 동일
 무위험금리평가이론(CIP) : 내외금리차가 스왑레이트와 동일
 선물환평가이론 : 스왑레이트는 환율의 기대변동률과 동일

한편 피셔가설에 의하면 국가간 실질금리가 같다는 가정하에 내외금리차가 기대인플레이션의 차와 동일하다고 할 수 있으나, 경제발전의 정도가 다른 선진국과 신흥시장국간에는 실질금리 차이도 고려해야 한다. 또한 피셔방정식에 국가위험 프리미엄 등 위험프리미엄을 고려하는 것이 일반적이므로 한국과 미국의 피셔방정식(식 (4), 식 (5))으로부터 내외금리차는 식 (6)과 같이 실질금리차, 기대인플레이션차, 위험프리미엄차로 분해될 수 있다.

$$\cdot \text{한국} : i_t = r_t + \pi_t + rp_t \quad (4)$$

$$\cdot \text{미국} : i_t^* = r_t^* + \pi_t^* + rp_t^* \quad (5)$$

r_t : 실질금리

π_t : 기대인플레이션

rp_t : 위험프리미엄

$$i_t - i_t^* = (r_t - r_t^*) + (\pi_t - \pi_t^*) + (rp_t - rp_t^*) \quad (\text{피셔방정식}) \quad (6)$$

┌───┐ ┌───┐ ┌───┐

실질금리차 기대인플레이션차 위험프리미엄차

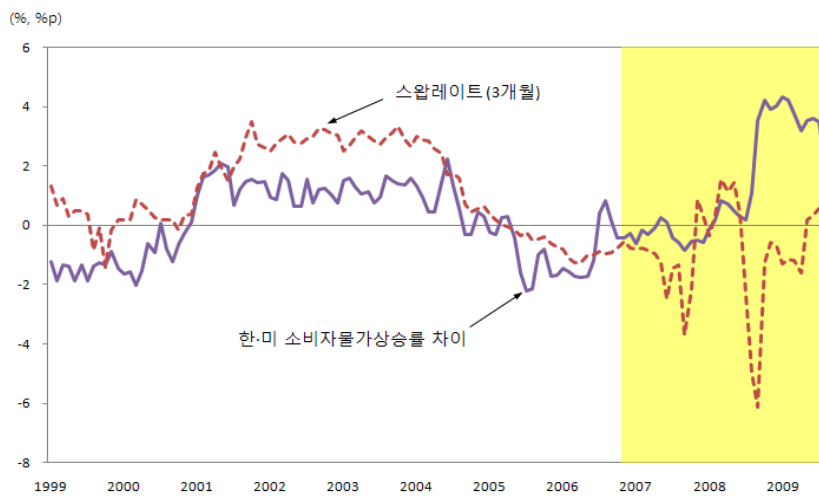
무위험 금리평가이론(CIP)에 따르면 내외금리차는 스왑레이트와 동일하여야 하나 조세, 거래비용, 위험프리미엄 등에 따라 재정거래차익이 존재하게 된다.

$$i - i^* = \text{스왑레이트} + \text{재정거래차익} \quad (\text{무위험 금리평가이론}) \quad (7)$$

위의 피셔방정식(식 (6))과 무위험 금리평가이론(식 (7))으로부터 스왑레이트 ≙ 실질금리차 + 기대인플레이션차, 재정거래차익 ≙ 위험프리미엄차의 관계를 구할 수 있다. 따라서 스왑레이트는 한·미간 (기대)인플레이션 차이와 실질금리차로 나타나는 실질성장률 차이 등 거시경제변수의 차이를 반영하는 대용지표로 사용될 수 있다.

<그림 5>는 스왑레이트와 한·미간 인플레이션 차이가 대체로 유사하게 움직이고 있음을 보여주고 있다. 1999.3~2006.12월중 스왑레이트와 한·미간 소비자물가상승률 차이와의 상관계수는 0.79로 높은 상관관계를 보였으나, 2006년 하반기 이후 조선·중공업체의 선물환매도가 큰 폭으로 증가⁵⁾하는 등 선물환 시장의 수급불균형⁶⁾이 심화되면서 괴리되는 모습을 보이고 있다.

<그림 5> 스왑레이트 및 한·미간 소비자물가상승률 차이 추이



스왑레이트와 한·미간 거시경제변수 차이와의 관계를 수급충격이 크지 않았던 1999.3~2006.12월을 대상으로 FM-OLS⁷⁾방식으로 회귀분석하였다.

- 5) 2005년 : 223억달러 → 2006년 : 431억달러 → 2007년 : 623억달러
- 6) 스왑레이트의 변동요인은 크게 한·미간 거시경제변수 차이와 수급요인으로 구분할 수 있다. 수급요인은 환차익 및 환헤지 목적을 위한 역외거래자나 수출업체의 선물환매매와 이에 따른 국내은행의 외화자금사정 변동 등 선물환시장 수급요인과 금융불안기의 신용위험프리미엄(국가위험), 유동성위험프리미엄 확대에 의한 자본유출입증가 등 현물환시장 수급요인으로 구분할 수 있다.
- 7) 스왑레이트와 한·미간 소비자물가상승률 차이는 불안정 시계열인 I(1)이나 두 변수간에 공적분 관계가 성립함에 따라 Fully-Modified OLS방식으로 공적분 회귀식을 추정

$$swap\ rate_t = \alpha + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2(ip_t - ip_t^*) + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

(단, $\pi_t - \pi_t^*$: 소비자물가 상승률 차이
 $ip_t - ip_t^*$: 산업생산증감률 차이
 ϵ_t : 수급충격)

소비자물가상승률 차이와 산업생산증감률 차이 두 변수를 설명변수로 하는 회귀방정식의 회귀계수는 각각 1.27, 0.07이고 $\overline{R^2}$ 는 0.66으로 나타났다. 소비자물가상승률 차이만을 설명변수로 하는 경우에는 회귀계수의 값이 1.08이며, $\overline{R^2}$ 는 0.63으로 다소 하락하였다. 즉, 스왑레이트는 소비자물가상승률 차이로 대부분 설명되나 산업생산증감률 차이도 일부 설명에 기여함을 알 수 있다.

$$swap\ rate_t = 0.01 + 1.08(\pi_t - \pi_t^*) \quad \overline{R^2} = 0.63$$

(0.002) (0.19)

$$swap\ rate_t = 0.01 + 1.27(\pi_t - \pi_t^*) + 0.07(ip_t - ip_t^*) \quad \overline{R^2} = 0.66$$

(0.003) (0.14) (0.03)

주 : ()내는 표준오차

IV. 금리기간구조 모형의 추정 및 예측

1. 모형의 설정 및 추정

본 연구에서는 Duffee(2002) 등의 연구에서 사용된 균형모형⁸⁾인 선형 금리기간구조 모형을 이용하여 연속시간하에서 우리나라 국채시장의 수익률 곡선을 추정하였다. 상태변수벡터 $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt}, x_{k+1t}, \dots, x_{nt})'$ 중에서 k 개의 요인은 미관측 상태변수이며 나머지 $n-k$ 는 관측 가능한 거시경제변수이다. 거시경제변수로는 생산갭⁹⁾과 스왑레이트를 모형에 추가¹⁰⁾하였다.

상태변수벡터 X_t 는 일반확률하에서 식 (8)과 같은 확률미분방정식 혹은 확산모형(diffusion process)으로 설명된다.

$$dX_t = K[\Theta - X_t]dt + \sqrt{S_t}dW_t \quad (8)$$

단, K 는 $n \times n$ 행렬, Θ 는 $n \times 1$ 벡터, S_t 는 i 번째 대각원소가 $\alpha_i + \beta_i' X_t$ 인 $n \times n$ 대각행렬, W_t 는 $n \times 1$ 벡터로 표준브라운운동을 각각 나타낸다.

Duffie and Kan(1996)의 연구에 의하면 t 시점에서 만기가 τ 인 채권의 이론 가격은 식 (9)와 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$P_t(\tau) = E_t^Q \left[\exp\left(-\int_t^\tau r_u du\right) \right] \quad (9)$$

단, E_t^Q 는 t 시점에서의 위험중립확률 연산자이며, r_t 는 초단기 이자율을 나타낸다.

8) <별첨> 금리기간구조 모형 참조

9) HP 필터에 의해 장기추세치를 제거한 산업생산증감률

10) 인플레이션은 명목금리의 수준 요인에 상당부분 반영되어 있고 스왑레이트가 한·미간 인플레이션 차이를 주로 설명한다는 점에서 추가로 고려하지 않았다.

따라서 식 (8)의 확률미분방정식은 일반확률에서의 상태변수 벡터 X_t 를 거쳐 너프 변환(Girsanov transformation)과 노비코프 조건(Novikov condition)을 이용하여 식 (10)과 같이 위험중립확률하의 확산모형으로 변환될 수 있다.

$$dX_t = \tilde{K}[\tilde{\Theta} - X_t]dt + \sqrt{S_t} d\tilde{W}_t \quad (10)$$

\tilde{K} , $\tilde{\Theta}$ 는 위험중립확률하에서 요인의 평균회귀속도 및 장기평균을 나타내며, $\sqrt{S_t}$ 는 요인의 변동성을 나타낸다. 위험의 시장가격은 $dW_t = d\tilde{W}_t - \Lambda_t dt$ 의 관계를 가지며, Duffee(2002)가 제안한 식 (11)의 형태를 본고에서도 따르기로 한다. 식 (11)과 같은 형태를 따르는 위험의 시장가격은 $\lambda_2 = 0$ 을 가정하고 있는 전통적인 형태의 위험의 시장가격에 비해 시간에 따라 변하는 기간 프리미엄을 포착하는 데 보다 용이한 것으로 알려져 있다.

$$\Lambda_t = \sqrt{S_t} \lambda_1 + Z_t \lambda_2 X_t \quad (11)$$

$$Z_{t(ii)} = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{\alpha_i + \beta_i' X_t}} & \text{if } \inf(\alpha_i + \beta_i' X_t) > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (12)$$

잔여만기 τ 인 채권가격($P_t(\tau)$)은 지수-선형형태로 표현되며 초단기 이자율 r_t 는 n 개의 상태변수의 합으로 설명된다(식 (13), 식 (14) 참조). $A(\tau)$ 와 $B(\tau)$ 는 식 (15), 식 (16)과 같은 두 개의 편미분방정식을 만족하며 초기조건 ($A(0) = 0, B(0) = 0_{n \times 1}$)을 이용하여 수치법으로 계산할 수 있다.

$$P_t(\tau) = e^{A(\tau) - B(\tau)' X_t} \quad (13)$$

$$r_t = \sum_{i=1}^n x_{i,t} \quad (14)$$

$$\frac{\partial B(\tau)}{\partial \tau} = 1_{n \times 1} - \tilde{K}' B(\tau) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n [B(\tau)]_i^2 \beta_i \quad (15)$$

$$\frac{\partial A(\tau)}{\partial \tau} = -\tilde{\Theta}' \tilde{K}' B(\tau) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n [B(\tau)]_i^2 \alpha_i \quad (16)$$

기존의 미관측 3요인 모형에 관측 가능한 거시경제변수 하나를 추가하는 경우 식 (17)~식 (19)와 같이 모형을 구성할 수 있다. 4개의 상태변수는 확산모형을 따르는 상호 독립된 요인으로 가정하고, 모형추정의 용이성을 위해 모수를 제약¹¹⁾하였으며 첫 번째 요인은 미관측 수준 요인이다.

$$(\alpha_1 = 0, \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0, \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0, \lambda_{12} = \lambda_{13} = \lambda_{14} = \lambda_{2(11)} = 0)$$

$$r_t = \sum_{i=1}^4 x_{i,t} \quad (17)$$

$$d \begin{pmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \kappa_1(\theta_1 - x_{1,t}) \\ \kappa_2(\theta_2 - x_{2,t}) \\ \kappa_3(\theta_3 - x_{3,t}) \\ \kappa_4(\theta_4 - x_{4,t}) \end{pmatrix} dt + \sqrt{S_t} dW_t \quad (18)$$

$$[S_t]_i = \alpha_i + \beta_i x_{i,t}$$

$$A_t = \sqrt{S_t} \begin{pmatrix} \lambda_{11} \\ \lambda_{12} \\ \lambda_{13} \\ \lambda_{14} \end{pmatrix} + Z_t \begin{pmatrix} \lambda_{2(11)} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{2(22)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{2(33)} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_{2(44)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ x_{3,t} \\ x_{4,t} \end{pmatrix} \quad (19)$$

11) Duffee(2002), Duarte(2004) 등의 연구에 따르면 요인간의 독립성을 가정하고 하나의 요인만이 확률적 변동성(stochastic volatility)을 가지는 모형이 금리 예측력 측면에서 우수한 것으로 나타났다.

추정방법은 칼만필터기법을 사용하여 조건부 예측오차와 이의 분산을 계산하고 이들을 사용하여 우도함수를 설정한 후, 미지의 모수들을 준최우추정법으로 추정하였다. 우선 식 (20)과 같이 관측방정식과 이행방정식으로 구성된 상태공간모형을 설정하였다. 상태변수는 연속시간에서의 확산모형을 따르고 있으므로 실제로 이산시간에서의 이행방정식으로 변환하는 과정이 필요하다.

따라서 상태변수의 조건부 평균과 조건부 분산을 이용하여 이행방정식을 식 (21)과 같이 이산화할 수 있으며, 상태변수의 조건부 평균과 조건부 분산의 닫힌 해는 Fisher and Gilles (1996), Duan and Simonato (1999)의 방법을 이용하여 식 (22)와 같이 구하며 식 (23), 식 (24)에 적용시킬 수 있다.

$$\begin{pmatrix} y_t^{\tau_1} \\ y_t^{\tau_2} \\ y_t^{\tau_3} \\ y_t^{\tau_4} \\ \vdots \\ y_t^{\tau_N} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -(1/\tau_1)A(\tau_1) \\ -(1/\tau_2)A(\tau_2) \\ -(1/\tau_3)A(\tau_3) \\ -(1/\tau_4)A(\tau_4) \\ \vdots \\ -(1/\tau_N)A(\tau_N) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} (1/\tau_1)B(\tau_1) \\ (1/\tau_2)B(\tau_2) \\ (1/\tau_3)B(\tau_3) \\ (1/\tau_4)B(\tau_4) \\ \vdots \\ (1/\tau_N)B(\tau_N) \end{pmatrix} X_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{t,1} \\ \varepsilon_{t,2} \\ \varepsilon_{t,3} \\ \varepsilon_{t,4} \\ \vdots \\ \varepsilon_{t,N} \end{pmatrix} \quad (20)$$

$$dx_{i,t} = \kappa_i(\theta_i - x_{i,t})dt + \sqrt{\alpha_i + \beta_i x_{i,t}} dW, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$$x_{i,t} = a_i(\psi, \Delta) + b_i(\psi, \Delta)x_{i,t-\Delta} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, \Phi_i(x_{i,t-\Delta}; \psi, \Delta)) \quad (21)$$

$$E(x_{i,t}|x_{i,t-\Delta}) = (1 - e^{-\kappa_i \Delta})\theta_i + e^{-\kappa_i \Delta}x_{i,t-\Delta} \quad (22)$$

$$Var(x_{i,t}|x_{i,t-\Delta}) = \frac{\alpha_i}{2\kappa_i}(1 - e^{-2\kappa_i \Delta}) + \theta_i \frac{\beta_i}{2\kappa_i}(1 - e^{-2\kappa_i \Delta}) + (x_{i,t-\Delta} - \theta_i) \frac{\beta_i}{\kappa_i}(e^{-\kappa_i \Delta} - e^{-2\kappa_i \Delta})$$

$$E(x_{i,t}|x_{i,t-\Delta}) = a_i(\psi, \Delta) + b_i(\psi, \Delta)x_{i,t-\Delta} \quad (23)$$

$$Var(x_{i,t}|x_{i,t-\Delta}) = \Phi_i(x_{i,t-\Delta}; \psi, \Delta) \quad (24)$$

다음으로 칼만필터기법을 적용하여 벡터형태로 나타낸 상태공간모형 식 (25)를 초기값을 사용하여 예측(식 (26))하고 이로부터 우도함수를 식 (28)과 같이 구하여 준최우추정법으로 모수를 추정하며, 추정된 모수를 사용하여 갱신(식 (27))을 하고 그 갱신된 값으로 다시 예측을 하였다. \hat{X}_t, \hat{Y}_t 는 각각 상태변수벡터와 국제금리 예측치를, P_t, V_t 는 \hat{X}_t, \hat{Y}_t 의 공분산 행렬을 나타낸다.

$$\begin{aligned} Y_t &= A + BX_t + \varepsilon_t \\ X_t &= a + BX_{t-1} + \eta_t \end{aligned} \quad (25)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0, E(\eta_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = R, E(\eta_t \eta_t') = Q_t$$

• 예측단계

$$\begin{aligned} \hat{X}_{t/t-1} &= a + b\hat{X}_{t-1/t-1} & \hat{Y}_{t/t-1} &= A + B\hat{X}_{t/t-1} \\ P_{t/t-1} &= bP_{t-1/t-1}b' + Q_t & V_{t/t-1} &= BP_{t/t-1}B' + R \end{aligned} \quad (26)$$

• 갱신단계

$$\begin{aligned} \hat{X}_{t/t} &= \hat{X}_{t/t-1} + P_{t/t-1}B'V_{t/t-1}^{-1}(Y_t - \hat{Y}_{t/t-1}) \\ P_{t/t} &= P_{t/t-1} - P_{t/t-1}B'V_{t/t-1}^{-1}BP_{t/t-1} \end{aligned} \quad (27)$$

• 우도함수

$$\log L(Y; \psi) = \sum_{t=1}^T -\frac{1}{2} [N \log(2\pi) + \log(\det V_{t/t-1}) + e_t' V_{t/t-1}^{-1} e_t] \quad (28)$$

2. 모형의 적합도 및 예측력 검정

금리기간구조 모형의 추정에 사용된 자료는 6개의 서로 다른 만기(3개월, 6개월, 1년, 2년, 3년, 5년)를 가진 국채금리의 월별 수준변수 자료를 활용하였으며 4요인 및 5요인 모형에 추가되는 생산갭, 스왑레이트는 평균과 표준편차를 사용하여 정규화한 수준변수를 사용하였다. <표 1>은 국채금리 월별 자료에 대한 1999.3~2009.10월까지의 기초통계량이다. 표본기간중의 수익률 곡선은 평균적으로 만기가 길어질수록 수익률이 높아지는 우상향 형태를 띠고 있다.

추정 및 적합도 검정을 위한 표본내 기간은 1999.3~2006.12월, 예측력 비교를 위한 표본외 기간은 2007.1~2009.10월까지이며 예측시계는 3개월, 6개월이다. 우선 <표 2>에서 나타내고 있는 표본내 기간의 국채금리 실제치와 추정치의 자승평방근오차(RMSE)¹²⁾를 이용하여 금리기간구조 모형의 적합도를 비교해 보면 3년 만기 금리를 제외하고는 생산갭이나 스왑레이트를 포함하고 있는 4요인 모형 및 5요인 모형의 적합도가 좋은 것으로 나타났다.

<표 1> 국채금리의 기초통계량

만기	평균	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera 통계량
3개월	4.6471	1.2735	-0.0572	2.9016	0.1214
6개월	4.8377	1.3309	0.1734	2.9329	0.6652
1년	5.1609	1.3908	0.6277	3.0483	8.4186
2년	5.4948	1.4357	0.9554	3.2489	19.8052
3년	5.7134	1.4843	1.0593	3.4865	25.1994
5년	5.9338	1.5015	1.0256	3.3868	23.2359

12) RMSE는 모형에서 산출된 추정값과 실제값의 차이를 나타내는 지표로 동 차이가 작을수록 모형의 적합도가 높음을 의미한다.

<표 2>

표본내 기간 적합도 비교(RMSE, %)

모형 \ 만기	3개월	6개월	1년	2년	3년	5년
3요인 모형	0.0390	0.0325	0.0768	0.0254	0.0642	0.0065
4요인 모형 (3요인, 생산갭)	0.0325 (0.83)	0.0328 (1.01)	0.0603 (0.79)	0.0213 (0.84)	0.0745 (1.16)	0.0039 (0.61)
4요인 모형 (3요인, 스왑레이트)	0.0310 (0.79)	0.0325 (1.00)	0.0592 (0.77)	0.0223 (0.88)	0.0748 (1.17)	0.0041 (0.63)
5요인 모형 (3요인, 생산갭, 스왑레이트)	0.0326 (0.84)	0.0321 (0.99)	0.0603 (0.79)	0.0215 (0.85)	0.0732 (1.14)	0.0037 (0.57)

주 : () 내는 3요인 모형 RMSE 대비 비율로 동 비율이 낮을수록 모형의 적합도가 우수

다음으로 표본외 기간을 대상으로 자승평방근오차(RMSE)를 이용하여 추정모형의 금리 예측력을 평가하였다. 관측 가능한 거시경제변수들은 AR(1)모형을 이용하여 OLS방식으로 모수를 추정 한 후 예측값을 결정하였다.

<표 3>에 나타난 바와 같이 예측시계가 3개월인 경우 만기가 3년 이내인 금리는 생산갭과 스왑레이트를 포함하고 있는 5요인 모형의 성과가 가장 우수하였다. 이는 거시경제변수가 수익률 곡선의 단기나 중기에 유의한 영향을 주고 있다는 해외문헌의 연구결과와 일치한다(Ang and Piazzesi, 2003). 예측시계가 6개월인 경우에도 장기금리(3년, 5년)를 제외하고는 5요인 모형이 가장 우수한 성과를 보였다. 거시경제변수를 포함하고 있는 모형의 금리 예측력이 예측시계가 단기이고 만기가 짧을수록 좋은 것으로 나타난 것은 최근 경기변동 주기가 짧아진데다 스왑레이트의 만기가 3개월임에 따라 거시경제변수의 금리 예측력이 주로 단기시계에서 유효하다는 것을 의미한다. 따라서 국채금리의 만기가 장기인 경우(3년, 5년) 또는 예측시계가 길어질수록 미관측 요인(수준, 기울기, 곡도)만으로 설명되는 3요인 모형의 미래 금리 예측성능이 상대적으로 좋은 것으로 나타났다.

<표 3>

표본외 구간 예측력 비교(RMSE, %)

(예측시계 : 3개월)

모형 \ 만기	3개월	6개월	1년	2년	3년	5년
3요인 모형	1.0189	0.9836	0.8611	0.7124	0.6125	0.5712
4요인 모형 (3요인, 생산갭)	0.9557 (0.94)	0.9214 (0.94)	0.8079 (0.94)	0.6852 (0.96)	0.6115 (1.00)	0.5804 (1.02)
4요인 모형 (3요인, 스왑레이트)	0.8993 (0.88)	0.8675 (0.88)	0.7664 (0.89)	0.6584 (0.92)	0.5957 (0.97)	0.5705 (1.00)
5요인 모형 (3요인, 생산갭, 스왑레이트)	0.8528 (0.84)	0.8203 (0.83)	0.7320 (0.85)	0.6484 (0.91)	0.5966 (0.97)	0.5739 (1.00)

(예측시계 : 6개월)

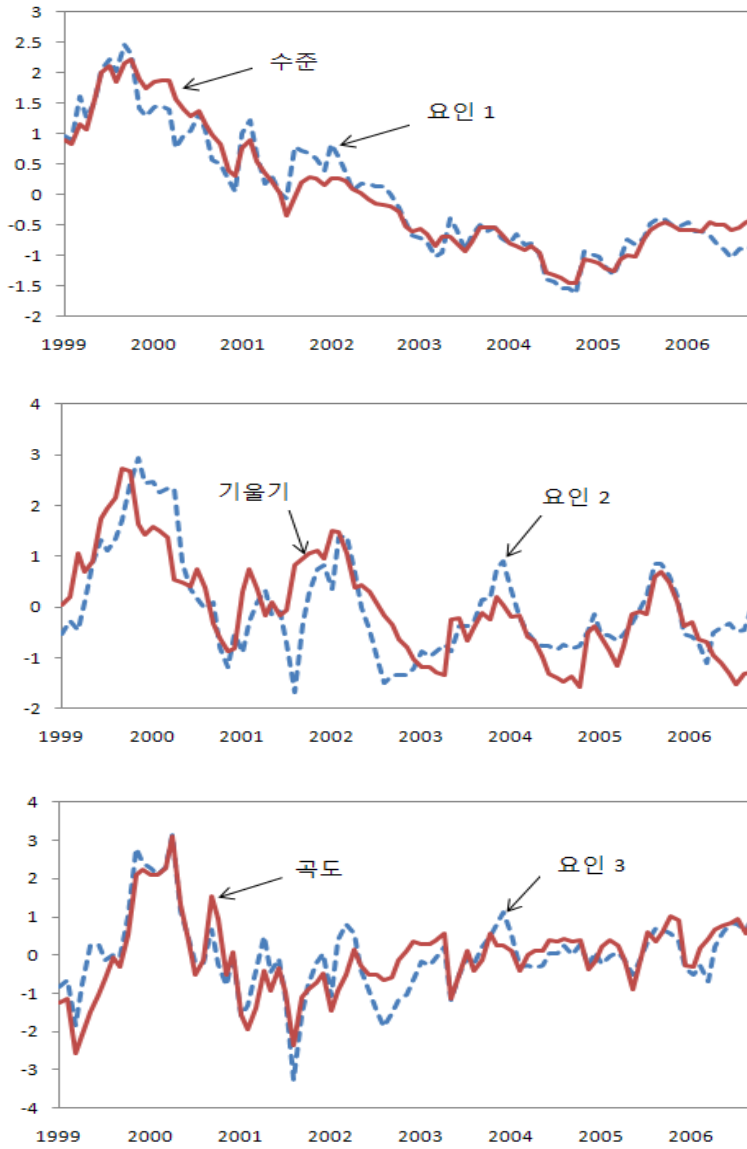
모형 \ 만기	3개월	6개월	1년	2년	3년	5년
3요인 모형	1.6403	1.5854	1.3664	1.0552	0.8557	0.7604
4요인 모형 (3요인, 생산갭)	1.5066 (0.92)	1.4510 (0.92)	1.2559 (0.92)	1.0089 (0.96)	0.8646 (1.01)	0.8033 (1.06)
4요인 모형 (3요인, 스왑레이트)	1.4622 (0.89)	1.4119 (0.89)	1.2328 (0.90)	1.0022 (0.95)	0.8705 (1.02)	0.8098 (1.06)
5요인 모형 (3요인, 생산갭, 스왑레이트)	1.4056 (0.86)	1.3570 (0.86)	1.1985 (0.88)	1.0044 (0.95)	0.8845 (1.03)	0.8282 (1.09)

3. 미관측 요인과 거시경제변수의 관계

본 연구에서는 기존의 미관측 3요인 이외에 생산갭과 스왑레이트를 추가 하였으므로 거시경제변수가 3요인에 어떠한 영향을 미치는지 살펴 볼 필요가 있다. 먼저 본 연구에서 사용한 3요인 모형으로부터 추출된 미관측 3요인이 실제 수익률 곡선의 수준, 기울기, 곡도와 얼마나 유사한가를 <그림 6>을 통해 살펴 볼 수 있다. 실제 수익률 곡선의 수준(6개의 서로 다른 만기의 평균금리)과 요인 1과의 상관계수는 0.96, 기울기(5년물 금리 - 3개월물 금리)와 요인 2와의 상관계수는 0.75, 곡도(1년물 금리×2 - 3개월물 금리 - 5

년물 금리)¹³⁾와 요인 3과의 상관계수는 0.83으로 나타났다. 따라서 미관측 3 요인은 기존의 국내외 연구결과와 동일하게 실제 수익률 곡선의 수준 요인, 기울기 요인, 곡도 요인으로 해석될 수 있다.

<그림 6> 3요인 모형과 실제 수익률 곡선의 수준, 기울기, 곡도 비교



13) 장기금리와 중기금리간 스프레드에서 중기금리와 단기금리간 스프레드를 차감한 것임

다음으로 수준 요인, 기울기 요인 및 곡도 요인에 생산갭과 스왑레이트가 미치는 영향을 추정하기 위해 다음과 같은 회귀모형을 설정하고 OLS를 이용하여 회귀분석을 실시하였다.

$$\begin{aligned} \text{추정식 1: } & \text{latent factor}_t = \alpha + \beta_1 \text{ipgap}_t + \epsilon_t \\ \text{추정식 2: } & \text{latent factor}_t = \alpha + \beta_1 \Delta \text{swap}_t + \epsilon_t \\ \text{추정식 3: } & \text{latent factor}_t = \alpha + \beta_1 \text{ipgap}_t + \beta_2 \Delta \text{swap}_t + \epsilon_t \end{aligned}$$

(단, latent factor : 수준 요인, 기울기 요인, 곡도 요인
ipgap : 생산갭, swap : 스왑레이트(3개월))

분석 결과 <표 4>에 나타난 바와 같이 생산갭은 수준 요인, 기울기 요인, 곡도 요인에 모두 유의한 정(+)의 영향을 주고 있으며, 특히 기울기 요인에 대한 설명력이 상대적으로 높았다. 스왑레이트는 수준 요인에만 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 생산갭과 스왑레이트를 모두 설명변수로 추가한 추정식에서도 생산갭은 모든 미관측 요인에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보인 반면 스왑레이트는 수준 요인에만 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 4> 회귀분석 결과

피설명변수		설명변수			$\overline{R^2}$
		상수항	생산갭	스왑레이트	
수준 요인	추정식 1	-0.0158	0.0428**		0.0606
	추정식 2	-0.0128		0.1456**	0.0473
	추정식 3	-0.0135	0.0447**	0.1535*	0.1156
기울기 요인	추정식 1	5.95e-11	0.4040**		0.1541
	추정식 2	0.0087		0.2051	-0.0081
	추정식 3	0.0023	0.4105**	0.2780	0.1477
곡도 요인	추정식 1	-1.43e-11	0.3450**		0.1095
	추정식 2	0.0091		0.0284	-0.0109
	추정식 3	0.0038	0.3418**	0.0891	0.0941

주 : 1) *, ** 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함을 의미
2) 모든 요인들은 정규화 하였으며, 수준 요인과 스왑레이트는 차분하여 사용
3) 표준오차는 Newey-West방법으로 조정

또한 개별 요인의 변화에 대한 각 요인의 상대적 중요성을 측정하기 위하여 3요인 모형에서 도출한 수익률 곡선의 수준, 기울기, 곡도 등의 미관측 요인과 4요인 및 5요인 모형에 이용된 생산갭, 스왑레이트 등으로 VAR 모형을 구성하고 예측오차 분산분해를 실시하였다. 각 요인간의 인과관계를 고려하여 구성변수의 순서를 스왑레이트, 수준 요인, 기울기 요인, 생산갭, 곡도 요인 순으로 설정한 후 VAR(1) 모형을 분석하였다. 기울기 요인, 곡도 요인, 생산갭은 단위근 검정결과 안정적인 시계열로 나타남에 따라 수준변수를 사용하였으며 수준 요인, 스왑레이트는 차분하여 분석에 이용하였다.

<표 5>는 직교형 예측오차 분산분해 결과를 나타내고 있다. 우선 미관측 요인 중 12개월 후의 수준 요인의 변화를 보면 수준 요인 자체 변화가 92.1%를 설명하고 있으며 스왑레이트가 6.5%의 설명력을 가지는 것으로 분석되었다. 기울기 요인은 기울기 요인 자체(54.7%), 수준 요인(37.6%), 생산갭(3.3%) 순으로 설명력이 높았으며, 곡도 요인은 주로 기울기 요인(61.3%), 수준 요인(31.8%)에 의해 설명되고 있는 것으로 나타났다. 스왑레이트는 대부분 스왑레이트 자체(95.8%)에 의해 설명되고 있는 반면 생산갭은 자체 변화(71.5%) 이외에도 수준 요인(20.3%), 기울기 요인(3.3%), 스왑레이트(3.3%) 등이 설명력에 기여하고 있음을 알 수 있다.

이상의 분석결과는 생산갭은 주로 수익률 곡선의 기울기 요인과 관련되어 있으며 스왑레이트는 수준 요인의 변화에 설명력을 지니고 있음을 나타내고 있다. 이는 관측가능한 거시경제변수를 포함하는 금리기간구조 모형이 미관측 요인만으로 구성된 모형에 비해 수익률 곡선의 동태적 변화를 보다 정교하게 설명할 수 있음을 시사한다.

<표 5>

분산분해 결과

(수준 요인의 분산분해)

기간(월)	수준 요인	기울기 요인	곡도 요인	생산갭	스왑레이트
1	93.605	0.000	0.000	0.000	6.400
3	92.490	0.240	0.094	0.662	6.514
6	92.183	0.311	0.134	0.852	6.521
12	92.147	0.319	0.147	0.867	6.520

(기울기 요인의 분산분해)

기간(월)	수준 요인	기울기 요인	곡도 요인	생산갭	스왑레이트
1	3.330	95.944	0.000	0.000	0.726
3	17.962	79.907	0.650	0.051	1.430
6	30.119	65.724	1.543	0.878	1.737
12	37.635	54.702	2.285	3.273	2.105

(곡도 요인의 분산분해)

기간(월)	수준 요인	기울기 요인	곡도 요인	생산갭	스왑레이트
1	47.827	46.671	4.841	0.383	0.278
3	33.934	59.064	4.387	2.223	0.393
6	28.961	63.979	3.650	2.987	0.423
12	31.849	61.302	3.489	2.741	0.619

(생산갭의 분산분해)

기간(월)	수준 요인	기울기 요인	곡도 요인	생산갭	스왑레이트
1	1.116	0.143	0.000	98.732	0.009
3	4.754	0.633	0.293	90.368	3.953
6	12.759	1.717	0.953	80.948	3.623
12	20.297	3.291	1.608	71.523	3.281

(스왑레이트의 분산분해)

기간(월)	수준 요인	기울기 요인	곡도 요인	생산갭	스왑레이트
1	0.000	0.000	0.000	0.000	100.000
3	0.764	0.002	0.101	2.223	96.908
6	0.910	0.003	0.125	2.992	95.970
12	0.917	0.005	0.126	3.169	95.782

주 : 단위는 %임

V. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라의 금리기간구조(수익률 곡선)가 국내 거시경제변수 이외에 해외요인에 의해서도 영향을 받고 있는지를 검증하였다. 이론적 방법인 선형 금리기간구조 모형에 국내 거시경제변수인 생산갭과 한·미간 거시경제변수 차이를 반영하는 스왑레이트를 추가하여 기존의 미관측 3요인 모형의 성과와 비교하였다. 추정 결과 표본내 기간의 모형 적합도는 생산갭 및 스왑레이트를 포함하는 4요인 및 5요인 모형의 성과가 우수하였으며, 표본외 기간의 예측력에서도 생산갭과 스왑레이트를 모두 포함하고 있는 5요인 모형의 미래 금리 예측력이 가장 좋은 것으로 나타났다.

결론적으로 우리나라의 금리기간구조는 실물경기를 나타내는 생산갭 이외에 개방경제의 특성으로 인해 한·미간 인플레이션 차이 등을 반영하는 스왑레이트에 의해서도 영향을 받고 있다.

따라서 우리나라의 금리기간구조를 분석하는 데 있어 선물 및 현물환율의 급등락이 채권시장의 변동성을 확대할 수 있음에 유의하여야 하며 외환스왑시장과 채권시장간의 연계성에도 관심을 가져야 할 것으로 보인다.

<별첨>

금리기간구조 모형

수익률 곡선을 추정하는 금리기간구조 모형은 크게 통계적 접근방법과 이론적 접근방법으로 구분할 수 있다. 통계적인 접근방법은 실제 관측되는 금리와 오차를 줄이는 방식으로 금리기간구조를 근사화하는 것으로 적합도 측면에서 강점이 있는 것으로 알려져 있다. Nelson and Siegel(1987)이 대표적이며 Vasicek and Fong(1982)이 사용한 스플라인(spline)모형도 여기에 해당된다. 이론적 접근방법은 크게 균형모형(Equilibrium model)과 무차익거래 모형(No-arbitrage model)으로 분류할 수 있다. 균형모형에서는 확률과정에 의해 변화하는 상태변수가 순간이자율(instantaneous interest rate)의 움직임을 설명한다. 균형모형은 금리기간구조의 동태적 변화에 대해 일관성 있는 정보를 제공한다는 장점이 있으나, 모수추정이 상대적으로 어려우며 채권의 이론가격과 시장가격이 일치하지 않을 수 있다는 단점을 가지고 있다. 대표적인 균형모형으로는 Vasicek(1977), Cox-Ingersoll-Ross(1985) 등이 있다. 무차익거래 모형은 균형모형에서의 문제점인 실제 금리의 기간구조와 이론적인 금리기간구조간의 불일치를 해결하기 위해 시간에 따라 변하는 모수를 모형에 도입하였다. 그러나 시간에 따라 모수가 계속 변하므로 금리기간구조의 동태적 변화에 대한 일관성 있는 설명을 할 수 없다는 단점을 지니고 있다. 대표적인 모형으로는 Ho-Lee(1986), Hull-White(1990), Heath, Jarrow, and Morton(1992) 등이 있다.

금리기간구조 모형의 구분

	구분	주요 연구
통계적 접근법	비선형-모수	Nelson-Siegel(1987), Diebold and Li(2006)
	비선형-비모수	Vasicek and Fong(1982)
이론적 접근법	균형	Vasicek(1977), Cox-Ingersoll-Ross(1985), Dai and Singleton(2000), Duffee(2002)
	무차익거래	Ho and Lee(1986), Hull and White(1990), Heath-Jarrow-Morton(1992)

<참고 문헌>

- 류상철·박성진, “우리나라 외환·통화스왑시장의 효율성 및 안정성 분석”, 「조사통계월보」, 한국은행, 2008.10
- 박찬호, 김아름, “내외금리차와 환율간 관계분석”, 「조사통계월보」, 한국은행, 2008.2
- 양양현·이혜림, “차익거래유인과 외은지점 및 외국인의 국내 채권투자에 관한 분석” 「조사통계월보」, 한국은행, 2008.8
- 이명수, “장·단기 금리격차의 생산갭 예측력 분석”, 「금융경제연구」 제343호, 한국은행 금융경제연구원, 2008.9
- 임형석, “우리나라 수익률곡선 추정과 특징”, 「경제분석」 제11권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, pp. 35-82, 2005
- 조성훈, “한국의 월별 거시-금융 모형 추정”, 「경제분석」 제15권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2009
- Ang, A., and M. Piazzesi, 2003, “No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 745-787.
- Ang, A., S. Dong, and M. Piazzesi, 2007, “No-Arbitrage Taylor Rules”, Working Paper.
- Campbell, J., and R. Shiller, 1991, “Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird’s Eye View”, *Review of Financial Studies*, 58, 495-514.

- Chen, R., and L. Scott, 1993, "Maximum Likelihood Estimation for a Multi-factor Equilibrium Model of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Fixed Income*, 3, 14-31.
- Cox, J., J. Ingersoll, and S. Ross, 1985, "A Theory of the Nominal Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, 53, 363-384.
- Dai, Q., and K. Singleton, 2000, "Specification Analysis of Affine Term Structure Models", *Journal of Finance*, 55, 1943-1978.
- Dai, Q., and K. Singleton, 2002, "Expectation Puzzles, Time-varying Risk Premia, and Affine Models of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 63, 415-441.
- Diebold, F., G. Rudebusch, and S. Aruoba, 2006, "The Macroeconomy and the Yield Curve: a Dynamic Latent Factor Approach", *Journal of Financial Economics*, 131, 309-338.
- Duan, J.-C., and J.-G. Simonato, 1999, "Estimating and Testing Exponential-Affine Term Structure Models by Kalman Filter", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 13, 111-135.
- Duarte, J., 2004, "Evaluating an Alternative Risk Preference in Affine Term Structure Models", *Review of Financial Studies*, 17, 379-404.
- Duffee, Gregory, 2002, "Term Premia and Interest Rates Forecasts in Affine Models", *Journal of Finance*, 57, 405-443.

- Duffee, G. and R. Stanton, 2004, “Estimation of Dynamic Term Structure Models”, Working Paper, U.C. Berkeley.
- Duffie, D., and R. Kan, 1996, “A Yield-Factor Model of Interest Rates”, *Mathematical Finance*, Vol.6, No.4, 379-406.
- Fama, E., and R. Bliss, 1987, “The Information in Long-Maturity Forward Rates”, *American Economic Review*, 77, 680-692.
- Fisher, M., and Gilles, C., 1996, “Estimating Exponential-Affine Models of the Term Structure”, Working paper, Federal Reserve Board.
- Hördahl, P., O. Tristani, and D. Vestin, 2006, “A Joint Econometric Model of Macroeconomic and Term Structure Dynamics”, *Journal of Econometrics*, 131, 405-444.
- Litterman, R., and J. Scheinkman, 1991, “Common Factors Affecting Bond Returns”, *Journal of Fixed Income*, 1, 51-61.
- Rudebusch, G., 2002a, “Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia”, *Journal of Monetary Economics* 49, 1161-1187.
- Rudebusch G., 2002b, “Assessing Nominal Income Rules for Monetary with Model and Data Uncertainty”, *Economics Journal* 112, 402-432.