

통화정책의 운용체제 변경과 이자율 기간구조의 정보력*

유 진** · 오완근***

본 연구에서는 이자율 기간구조가 가지는 미래 이자율에 대한 예측력을 검정하고 특히 이 예측력이 통화정책의 운용체제에 따라 유의한 차이를 보이는가를 Campbell(1995)이 제시한 방법론을 채택하여 실증적으로 살펴보았다. 먼저 순수기대이론은 통화 목표제 기간과 인플레이션 목표제 기간 모두에 걸쳐 기각되었다. 통화정책 운용체제별 이자율 기간구조의 이자율 변동 방향에 대한 예측력 검정 결과는 인플레이션 목표제의 경우에는 예측력을 가지지만 통화 목표제 기간에는 예측력을 가지고 있지 않은 것으로 나타났다. 결론적으로, 우리나라의 경우 통화정책의 운용체제에 따라 이자율 기간구조의 정보력이 질적인 변화를 보이는 것으로 나타났는데, 이는 채권 투자의 위험이 통화정책의 운용체제 별로 차이가 날 수 있음을 시사하는 것이다.

핵심용어 : 이자율, 기간구조, 기대이론, 금리 스프레드, 통화정책

JEL Classifications: E4 Money and Interest Rates

I. 序 論

이론적으로 볼 때 효율적인 시장에서 결정되는 가격은 현재 및 미래에 관한 모

* 본 논문은 2004 경제학 공동학술대회에서 발표한 논문을 수정·보완한 것이다. 저자들은 논문작성 과정에 도움을 주시고 유익한 논평을 해주신 오정근 박사과 익명의 두분 심사위원께 깊이 감사 드리며, 논문에 남아있을지 모르는 오류는 전적으로 저자들의 책임임을 밝힌다. 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음. (KRF-2003-042-B00025).

** 충남대학교 경상대학 경영학부 조교수, Tel: 042-821-5533, E-mail: jyoo@cnu.ac.kr

*** 한국외국어대학교 경제학과 부교수, Tel: 031-330-4247, E-mail: wanoh@hufs.ac.kr,

든 가능한 정보 및 전망이 반영되어 있어야 하며, 실제적으로도 주식, 채권 및 외환 시장은 경제면에서의 정보뿐만 아니라 정치·사회 등의 분야에서의 정보나 뉴스도 가장 신속히 반영되는 곳 중의 하나라고 할 수 있다. 이 중 채권 시장의 경우 이러한 모든 정보는, 채권 만기에 따른 수익률(the yield to maturity) 수치를 보여주는 “이자율 기간구조(the term structure of interest rates)”에 집약되어 있다고 할 수 있다. 왜냐하면 채권 가격은 채권의 만기수익률과 1:1로 대응되기 때문이다. 그러므로 만일 미래 채권 가격에 대한 정보가 현재 채권 가격에 반영되어 있다면 현재의 이자율 기간구조가 미래의 채권 이자율(가격)에 대한 정보를 반영하고 있어야 한다.

채권시장의 이자율 기간구조가 미래의 이자율 변화에 대한 가치 있는 정보를 제공하는가의 여부는 학자들과 투자자들에게는 언제나 흥미로운 연구 대상이다. 학자들로서는 이 문제에 대하여 서로 다른 주장을 펴는 이론에 대한 검증이 되며, 투자자들에게는 초과이익의 실현 가능성에 대한 답변이 되기 때문이다. 이와 관련하여 이자율 기간구조가 미래 이자율 움직임에 대한 정보를 반영하는가의 여부를 고찰하는 실증 분석은 국내외에서 조금씩 이루어져 왔다. 그런데 이자율 기간구조에 내재된 정보력이 통화정책의 운용체제가 변경될 때 질적인 차이를 보이는가에 대한 연구는 아직 미미하다.

본 연구에서는 채권 시장의 효율성을 측정하는 하나의 지표로, 채권가격에서 추출되는 이자율 기간구조가 미래 이자율의 움직임에 관한 정보를 얼마나 어떻게 반영하고 있는가를 살펴본다. 특히 이를 통화정책의 운용체제와 관련하여 파악함으로써 거시경제적 목적을 위하여 동원되는 통화정책의 운용체제에 따라 채권시장의 정보력, 즉 미래 채권 가격의 안정적 예측력에 유의한 차이가 발생하는지를 검증한다.

통화정책의 운용체제 변경과 이자율의 정보력에 대한 학문적 관심은 80년대 중반부터 존재하였다. Mankiw and Miron(1986)은 1959년 1분기부터 1979년 2분기까지의 Treasury Bill의 3개월 및 6개월 만기수익률과 1890년에서 1958년까지의 은행 대출 이자율을 이용하여, 미국 연방준비이사회가 설립되어 이자율을 통제하기 시작한 이후 이자율 기간구조(의 기울기)가 보유한 단기 이자율의 미래경로에 대한 정보력이 하락했음을 발견하였다. 저자들은 그 원인으로, 이자율이 시장에서 자유롭게 결정되면 이자율의 계절적 패턴이나 평균회귀성향 등의 속성이 충분히 반영되기 때문에 미래 이자율의 움직임에 대한 정보가 현재 이자율에 충분히 포함된다고 하였다. 그런데 연방준비이사회가 통화정책의 일환으로

이자율의 움직임을 관리하게 되면 시장의 이자율은 더 이상 자유롭게 결정되지 못하기 때문에 이자율의 계절적 패턴이나 평균회귀성향이 제대로 반영될 수 없다는 것이다.

Mankiw and Miron(1986)은 이러한 발견에 기초하여 하나의 추론을 도출하였는데, 연방준비이사회가 이자율을 강하게(tightly) 통제할수록 시장의 이자율은 미래 이자율에 대한 정보력을 상실할 것이라는 내용이었다. 예를 들어 통화정책의 운용체제를 연방기금금리(the fed funds rate)의 조절을 통한 단기 이자율 통제에 두는 이자율 목표제의 경우 통화 목표제 경우에 비해서 시장 이자율의 정보력이 낮을 것이라고 추측(conjecture)하였다.

한편 우리나라의 경우 그간 통화 목표제(monetary targeting)가 시행되어오다 1998년 4월부터 인플레이션 목표제(inflation targeting)가 시행되어 왔는데 각 목표제의 경우에 채권 시장의 정보적 효율성이 유의한 차이를 보였는가에 대한 체계적인 실증분석은 국내에서는 아직 이루어진 바 없으며 이런 점에서 본 연구는 통화정책과 이자율 기간구조의 정보력의 관계를 규명하고자 하는 새로운 시도라고 할 수 있다.

기존의 국내 연구들은 단순히 이자율 기간구조의 정보력에 대한 검정만을 주제로 하였고, 이 정보력의 차이가 발생할 수 있는 원인에 대해서는 체계적인 분석이 이루어지지 못하였다. 게다가 대부분의 이자율 기간구조의 정보력 검정은 “이자율 기대이론(the expectations hypothesis)”에 대한 검정이었다. 그런데 이러한 기존 연구는 보다 정확히 말하면 “순수기대이론(the pure expectations hypothesis)” 검정한 것으로, 이 이론은 현재 이자율에서 추정되는 미래 단기 이자율 예측치가 향후 정확하게 실현될 것이라는 매우 강한 내용의 이론이다.

또한 순수기대이론은 위험프리미엄이 동일한 이자율을 대상으로 성립하는 것임에도 불구하고 대부분의 국내 기존 기대이론 검정은 위험프리미엄이 상이한 이자율들을 대상으로 이루어졌다는 점에서 연구 결과의 해석이 명료하지 않고, 대부분 90년대 중반 이전의 자료를 대상으로 이루어져 통화정책의 운용체제 변경을 잘 반영하지 못하고 있다는 한계를 지니고 있다. 본 연구에서는 (i) 순수기대이론 및 기대이론을 검정하고 (ii) 선도이자율과 이자율 스프레드를 활용하여 다양하게 검정하며 (iii) 통화정책의 운용체제와 이자율 기간구조의 정보력과의 관계를 밝히고 (iv) 최근까지의 데이터로 검정하며 (v) (위험프리미엄이) 동일한 이자율을 대상으로 검정한다는 점에서 기존 국내 연구의 한계를 보완하고자 한다.

한편 본 연구는 1998년 이후의 채권수익률 변화를 통화정책의 운용체제에만 초점을 맞추어 분석하였다는 한계를 지니고 있다. 1998년 4월 이후에도 일정기간 동안 통화 목표제와 인플레이션 목표제가 혼용된 면도 있었고, 1998년 전후의 변화가 금융시장에 대한 통화당국의 규제완화와 채권시장의 시장활성화에 따른 유동성의 증대 등과 관련된 것일 수도 있다. 그렇지만 통화정책의 운용체제 변화, 금융당국의 규제완화, 시장활성화에 따른 유동성의 증대 등이 채권시장에 미친 요인을 동시에 실증적으로 분해하기는 쉽지 않은 작업이어서, 본 논문에서는 통화정책의 운용체제의 변화에 초점을 맞추어 연구를 진행하였다. 그러므로 본 연구는 통화정책 운용체제의 변화와 이자율 기간구조의 정보력의 관계에 대한 하나의 가설 검정이라는 의미를 가진다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 국내외 선행 연구를 소개하고 III장에서는 추정하고자 하는 모형을 제시하며, IV장에서는 실증분석으로서 데이터에 대해 설명하고, 단위근 검정을 포함하여 분석결과를 제시한다. V장에는 요약 및 결론이 제시되어 있다.

II. 선행 연구

본 연구에서 다루는 이자율 기간구조의 정보력과 관련된 주요 선행 연구들은 크게 두 가지 주제로 분류할 수 있는데, 먼저 순수기대가설을 검정하는 연구들을 들 수 있다. Hsu and Kugler(1997)는 1987년부터 1995년까지 1개월 및 3개월 유로달러 이자율의 일별·주별 및 월별 자료를 대상으로 기대가설을 검정하였다. 네 개의 하위기간 중 1987년 이후 1995년까지의 하위기간에서만 3개월-1개월 이자율 스프레드가 미래 1개월 이자율에 대한 예측력이 있음을 발견하였는데, 1980년대 이후 연방준비위원회가 장·단기 금리 스프레드를 통화정책의 지표로 채택하여 단기 이자율을 조정해 온 것을 그 이유로 들 수 있다고 주장하였다.

또한 Dominguez and Novales(2000)는 1978년부터 1998년까지의 미달러화, 일본엔화, 독일마르크화, 영국파운드화, 스페인페세타화, 프랑스프랑, 이태리리라 및 스위스프랑화에 대한 유로예금(Euro-deposits) 이자율을 이용하여, 선도이자율의 불편성(unbiasedness) 가설에 대하여 검정한 후 이를 기각할 수 없다고 결론을 내림으로써, 순수기대이론이 적어도 이 기간 동안 유로예금금리에 대해서는 유효하게 성립한다고 주장하였다.

한편 순수기대이론의 검정에 관한 국내연구로는 크게 세가지를 들 수 있다. 가장 최근의 것으로 서병선(2000)은 1987년 1월부터 1999년 3월까지 1년 만기 통화안정증권과 3년 만기 산업금융채권의 수익률을 사용하여 이자율 기간구조를 분석한 후, 두 수익률의 관계가 장기적으로 안정적이거나 1997년 이후 단기적으로 불안정함을 발견하였다. 저자는 그 이유로 장·단기 수익률의 차이를 이용하는 차익거래의 비용이 거래비용보다 작을 때에 한해서만 장·단기 이자율이 균형으로 수렴한다고 주장하였다.

김진호(1995)는 Hardouvelis(1994)의 연구를 우리나라 자료에 적용하여 1990년 4분기부터 1995년 2분기까지 3년 만기 회사채 유통수익률(장기)과 3개월만기 CD 유통수익률(단기)을 사용하여 분석한 바 기대이론이 성립하지 않음을 발견하였다. 저자는 그 이유로 장기금리 변화가 장·단기 스프레드에 지나치게 민감한 양의 반응을 보이기 때문으로 해석하였다.

한편 김세진·이증락(1994)은 공적분과 오차수정모형을 이용하여 1987년 1월8일부터 1994년 4월21일까지 1년 만기 통안채, 3년 만기 회사채, 5년 만기 국민채, 1년 만기 금융채의 (주별) 유통수익률간에 기대이론이 성립되지 않음을 보였는데, 그 이유로 금리규제의 존재, 금융시장간의 분할현상 및 짧은 분석기간을 제시하였다.

선행연구의 두 번째 주제로, 이자율 기간구조의 정보력과 통화정책에 관련된 이론 및 실증 연구를 들 수 있다. 이론적 연구인 Mankiw and Miron(1986)은 연방준비위원회의 통화정책 운용체제가 이자율 목표제(interest rate targeting)일 때 이자율 기간구조의 예측력이 보다 약화될 것이라고 추정하였다. 저자들은 연방준비위원회가 설립되기 이전에는(즉 연방준비위원회가 이자율 통제를 전혀 하지 않았을 때에는) 이자율 기간구조의 예측력이 매우 높았지만 연방준비위원회 설립 이후 기간구조의 예측력이 현저하게 떨어졌음을 발견하고, 이로 미루어 연방준비위원회의 통화정책이 이자율을 강하게 통제할수록 시장의 이자율의 정보력은 감소할 것이라고 주장하였다.

또한 Goodfriend(1991)는 연방준비위원회의 통화정책으로 인하여 결과적으로 단기 이자율이 마팅게일(martingale)이 된다고 주장하였다. 연방준비위원회는 연방금리를 통하여 단기 이자율 수준을 통제하려고 하고, 채권 시장의 참여자들도 이 사실을 잘 알고 있기 때문에 단기 이자율을 향후 연방금리의 평균으로 결정하려는 경향이 있다고 하였다. 한편 연방준비위원회가 가장 선호하는 이자율 움직임은, 적어도 3개월 등의 단기간 동안은 이자율의 (예정된) 등락이 없도록 하는 것이다. 그러므로 연방준비위원회의 이러한 의지가 시장의 단기 이자율 결정에도

반영되어, 항상 미래 이자율에 대한 기대값이 현재 이자율이 되는 상황이 초래된다. 이 경우 단기 이자율은 마팅계일이 된다는 것이다.

한편 실증연구로 Karfakis and Moschos(1995)는 오스트레일리아에서 이자율 기간구조의 정보력을 검정하였는데, 정부가 외환시장 개입을 중단하고 은행간금리(the official cash rate)를 통화정책의 중간목표로 한 이후의 기간(1984년~1991년)을 대상으로 분석한 결과 장기(2년, 5년, 10년의)와 단기(3개월) 금리의 차이는 단기 이자율의 변화에 대하여, 또 단기 이자율과 은행간금리의 차이는 은행간금리의 변화에 대한 정보를 지니고 있음을 발견하였다.

Engsted(1996)는 네덜란드의 주별 자료를 사용하여 이자율이 상대적으로 안정적인 시기에서보다 상대적으로 변동이 많았던 시기에 금리 스프레드의 미래 이자율에 대한 예측력이 더 높았음을 보여 주었다. 또한 Engsted and Tanggaard(1995)는 덴마크 채권 이자율의 경우 통화 목표제 시기(1976.1~1985.7)에는 금리 스프레드가 현저한 예측력을 갖지만 이자율 목표제 시기(1985.8~1991.12)에는 금리 스프레드의 예측력이 사라졌다고 주장하였다.

이자율 기간구조에 내재된 정보력이 통화정책의 운용체제가 변경될 때 질적인 차이를 보이는가에 대한 국내 연구는 연구자들이 아는 한 아직까지 이루어진바 없다. 다만 Oh(1998)는 금리 스프레드가 미래 경제활동 및 인플레이션에 대해 유용한 정보를 지니고 있으므로 스프레드가 통화정책에 대한 정보변수로 사용될 수 있음을 보였으며, 특히 금리자유화 이후에 실질 생산과 인플레이션에 대한 금리 스프레드의 예측력이 제고되었다고 주장하였다.

III. 분석모형

Fama(1984)는 기대이론에 의거하여 현재 시점의 이자율 기간구조에서 추출되는 선도이자율((implied forward rates)과 미래 선물이자율의 관계를 나타내는 두 개의 회귀방정식을 제시하였다.

$$r_{t+k} - r_t = a_1 + b_1 \times (f_{t+k,t} - r_t) + e_{1,t+k}^k \quad (1)$$

$$r_{t+k} - r_{t+k-1} = a_2 + b_2 \times (f_{t+k,t} - f_{t+k-1,t}) + e_{2,t+k}^k \quad (2)$$

여기서 r_{t+k} = (t+k) 시점의 단기 이자율

$f_{t+k,t}$ = (t+k) 시점의 단기 이자율에 대한, t 시점의 선도이자율

현재 시점 t의 이자율 기간구조에서 추출되는 선도이자율 $f_{t+k,t}$ 와 현재의 단기

이자율 r_t 의 스프레드가 미래 단기 이자율 r_{t+k} 이 움직이는 방향을 예측한다면, 회귀방정식 (1)의 b_1 의 값은 (+)가 되어야 한다. 마찬가지로 현재 시점 t 의 이자율 기간구조에서 추출되는, 연속된 미래 시점의 선도이자율의 차이 ($f_{t+k,t} - f_{t+k-1,t}$)가 미래 해당 시점의 단기 이자율이 움직이는 방향($r_{t+k} - r_{t+k-1}$)을 정확히 예측한다면, 회귀방정식 (2)의 b_2 의 값도 (+)가 되어야 한다. 순수기대이론의 경우에는 b_1, b_2 의 값이 모두 1이 되어야 하고 a_1, a_2 의 값이 모두 0이 되어야 한다.

또한 순수기대이론이 성립한다면, 장·단기 금리 스프레드는 이자율의 미래 경로를 완벽히 알려주는데, Campbell(1995)은 장·단기 금리 스프레드에 관한 순수기대이론을 검정할 수 있는 다음의 회귀방정식을 제시하였다.

$$y_{m-1,t+1} - y_{m,t} = a_3 + b_3 \times \frac{(y_{m,t} - y_{1,t})}{m-1} + e_{3,t+k}^m \quad (3)$$

$$\frac{\sum_{i=1}^{m-1} y_{1,t+i}}{m-1} - y_{1,t} = a_4 + b_4 \times \left(\frac{m}{m-1} \right) \times (y_{m,t} - y_{1,t}) + e_{4,t}^m \quad (4)$$

여기서 Y_{mt} = 시점 t , 만기 m (개월)의 채권 수익률(yield to maturity)

$y_{mt} = \ln(1 + Y_{mt}) = Y_{mt}$ 의 연속복리 수익률

식 (3), 식 (4)는 즉각적인 해석이 용이하지 않을 수 있으므로 그 의미를 파악할 필요가 있는데 본 연구에서는 식 (4)를 자주 활용하므로 이의 직관적 의미를 먼저 파악하여 보자. 독립변수 ($y_{m,t} - y_{1,t}$)는 만기 m 년(혹은 m 개월)의 장기 이자율과 만기 1년(1개월)의 단기 이자율의 스프레드를 의미한다. 예로서 $m = 4$ 개월이라고 가정하자. 순수기대이론에 의하면 장기 이자율($y_{4,t}$)은 향후 4개월간의 단기이자율의 산술평균값과 같아야 한다. 즉, 다음 식이 성립하여야 한다.

$$y_{4,t} = \frac{y_{1,t} + y_{1,t+1} + y_{1,t+2} + y_{1,t+3}}{4} = \frac{y_{1,t} + \sum_{i=1}^3 y_{1,t+i}}{4} \quad (4-1)$$

$$= \frac{y_{1,t} + \sum_{i=1}^{m-1} y_{1,t+i}}{m}$$

만일 식 (4)의 독립변수 ($y_{m,t} - y_{1,t}$) > 0이면 즉 장기 이자율이 현재의 단기 이자율보다 크면, 식 (4-1)에 의해 미래의 단기 이자율의 크기가 현재의 그것보다 더 커져야 한다. 장기 이자율(채권)에 투자하거나 단기 이자율(채권)에 연이어 투자하거나 동일한 수익률을 달성할 수 있어야 하기 때문이다. 그러므로 미래 단기

이자율의 평균 $\frac{\sum_{i=1}^{m-1} y_{1,t+i}}{m-1}$ 은 현재 단기 이자율 $y_{1,t}$ 보다 커야 하고, 보다

정확히 이를 계산하면 식 (4)의 b_4 가 1이 되어야 한다.

한편 식 (3)의 경우는 장기이자율의 변화경로를 독립변수인 장·단기 이자율의 스프레드를 통하여 설명하는 식인데 보다 직관적 해석을 위해 $m = 2$ 개월인 경우를 가정해 보자. 2개월 금리 $y_{2,t}$ 는 1개월 금리 $y_{1,t}$, $y_{1,t+1}$ 의 산술평균과 같아야 하므로, 만일 $(y_{m,t} - y_{1,t}) = (y_{2,t} - y_{1,t}) > 0$ 이면 $y_{1,t+1}$ 는 $y_{2,t}$ 보다 커야 한다. 보다 정확히 이를 계산하면 식 (3)의 b_3 가 1이 되어야 한다.

결론적으로 순수기대이론에 의하면, 현 시점의 장·단기 금리 스프레드($y_{m,t} - y_{1,t}$)는 기본적으로 장기 이자율의 변화(식 (3)의 좌변)와 단기 이자율의 평균 스프레드(식 (4)의 좌변)와 같아져야 한다(정확한 크기는 m 의 함수로 조정된다). 즉 b_3 , b_4 의 값이 1이 되고 a_3 , a_4 의 값이 0이어야 한다. 만일 현재 시점 t 의 장·단기 이자율 스프레드가 미래 장기 혹은 단기 이자율이 움직이는 방향만을 예측한다면 b_3 , b_4 의 값은 (+)이기만 하면 된다. 본 연구에서는 이자율 기간구조의 선도이자율과 장·단기 스프레드의 미래 이자율에 대한 예측력을 검증하는 바 데이터의 성격상 Campbell(1995)이 제안한 회귀방정식 (4)를 주로 사용한다.¹⁾

본 연구에서는 산금채의 1년 및 3년 이자율 자료를 사용한다.²⁾ 따라서 산금채의 1년 및 3년 수익률 통계를 이용하므로 식 (3)의 $y_{m-1,t+1}$ 즉 산금채의 2년 이자율 데이터 혹은 식 (1), 식 (2)의 $f_{t+k,t}$ 즉 1년 선도이자율을 구할 수 없다.³⁾ 그러므로 본 연구에서는 산금채의 경우 Campbell(1995)의 식 (4)만을 이용하여 통화정책의 운용체제 변경과 이자율 기간구조의 정보력에 대한 검정을 수행한다. 한편 식 (4)의 회귀방정식의 구조상 오차항이 시계열적인 독립성을 상실하기 때문에 Newey and West (1987)의 공분산행렬 추정치를 사용하여 모수에 대한 귀무가설을 검정한다.⁴⁾

여기서 본 연구의 한계로 지적될 수 있는 사항으로, Campbell(1995)의 방정식을 국내 데이터에 직접 적용할 수 있는가의 문제를 들 수 있다. Campbell(1995)의 방정식의 모태인 기대가설 자체는 보편적인 성격을 가지고 있으므로 이 가설이 어느 특정 국가와 관련하여서만 성립한다는 제한은 존재하지 않는다. 한편 국

1) 식 (4)의 도출 과정은 지면 관계상 생략하였으며, 요청에 의해 저자로부터 제공 가능하다.

2) 이 이자율들의 데이터는 매월 업데이트된 월별(monthly) 자료이다. 즉 이자율의 만기는 1년이 단위이지만 이자율 자료 자체는 월별자료로 예로서 1월의 1년 현물이자율(혹은 선도이자율), 2월의 1년 현물이자율 등의 시계열이 된다.

3) 우리나라의 채권수익률 종류에는 국민주택채권1종(5년), 국고채(1, 3, 5, 10년), 산금채(1년, 3년), 회사채(3년)가 존재하는 바 만기구조 혹은 시계열이 짧은 문제로 인해 선도이자율을 계산하기가 매우 어렵다. 만기구조 및 시계열에 관한 보다 자세한 사항은 한국은행의 경제통계DB 참조.

4) 이에 관해서는 Mishkin(1988)의 pp. 307-309 참조.

내 채권시장의 정보적 효율성이 미국의 그것보다 떨어지므로 Campbell(1995)의 기대가설 검정방정식을 국내 데이터에 직접 사용하는 것이 문제가 있을 수 있다고 생각할 수 있다. 그런데 사실 기대가설의 내용 자체는 지극히 간단한(trivial) 것으로 시장의 정보 효율성과 이를 관련시키는 것은 무리라고 여겨진다. 이를 비유로 설명하면 다음과 같다. 예로서 미국의 경우 현금배당액이 알려지면 배당액과 유사한 금액만큼 주가가 하락하는 경우가 많은 반면 한국의 경우에는 그렇지 않은 경우가 많다고 하자. 그러면 한국의 투자자들은 現주가에서 배당액을 차감하는 계산을 하지 못해서 이러한 차이가 발생한다고 볼 수 있는가? 미국과 한국의 배당에 관한 주가 반응의 차이를 이러한 계산력의 차이로 보는 학자나 실무자는 거의 없을 것이다. 기대가설에 의한 미래 단기 이자율의 추정도 이와 마찬가지로 계산적인 측면에서나 논리적인 측면에서 매우 단순하여 시장의 정보효율성의 수준까지 관련시킬 필요는 없다고 여겨진다. 즉 Campbell(1995)의 방정식을 한국 데이터로 검증해 보는 데에 있어서 정보효율성 등을 이유로 “사전적으로” 제약을 주장하는 논거는 미약하다고 할 수 있다. 단 미국의 결과와 차별적인 한국의 결과가 도출되면 “사후적으로” 그 원인을 파악하거나 이를 현실에 맞게 해석하는 작업은 의미 있다고 할 것이다. 본격적인 이자율 기대가설의 검증이 아직 수행되지 않은 현재의 시점에서 본 연구는 Campbell(1995)의 방정식을 효시적으로 한국 데이터로 검증해 보는 것에 큰 의미를 부여하며 부가적으로 그 결과를 분석 및 해석하고자 한다.

한편 기대가설의 검정과 통화정책 운용체제의 변경 영향을 동시에 고려하였을 때 통화안정증권(이하 통안증권)을 사용하는 것이 보다 적합할 수 있으나 통안증권의 2년물 자료가 1999년 3월부터 가능한 관계로 통화정책의 운용체제의 변화를 반영하지 못하는 한계가 있다. 하지만 보완적인 분석으로서 이를 이용하여 인플레이션 목표제 기간만이라도 산금채의 경우와 동일한 결과가 도출되는지 살펴보고자 한다. 통안증권의 경우 앞서 논한 네 개의 식들 중에서 식 (1), 식 (3), 식 (4)가 이용 가능하므로 모두에 적용하여 서로 동일한 결과를 제공하는지도 알아보려고 한다.⁵⁾

5) 여기서 식 (1), (3), (4)의 차별성을 생각하여 보자. 먼저 식 (1)의 좌변과 우변을 보면 궁극적으로 현재와 미래의 “단기” 이자율의 차이 ($r_{t+k} - r_t$)를 현재 시점 t 에서 가능한 정보인 선도이자율 $f_{t+k,t}$ 을 사용하여 추정하는 방식이다. 한편 식 (3)은 현재의 “장기” 이자율인 $y_{m,t}$ 의 변화 ($y_{m-1,t+1} - y_{m,t}$)를 ($m > 1$) 현재 시점의 이자율 기간구조상 장·단기 스프레드로 추정하는 식이다. 두 식의 좌변의 근본적 차이점은 식 (1)의 경우는 만기가 1기인 단기 이자율들로서 만일 식 (3)의 notation을 사용하여 식 (1)의 좌변을 표시하면

IV. 실증분석

1. 데이터

국내 연구 중 기대이론 검정에 관한 기존의 논문들은 대부분 위험프리미엄이 서로 다른 이자율들을 대상으로 이루어져서 연구 결과의 해석이 명료하지 않은 문제점이 있다. 동 이론을 검정하기 위해서는 벤치마크 무위험 채권 수익률인 국채 수익률을 사용하는 것이 가장 합당하다. 그러나 우리나라는 국채시장의 활성화가 늦어 3년물과 5년물이 1995년 5월부터, 1년물이 2000년 2월부터, 10년물이 2000년 10월부터 데이터가 시작하는 관계로 본 연구목적에 맞게 쓸 수 있는 대상 및 기간은 1년물과 3년물로서 2000년 2월부터 시작되나 데이터 전환을 하고 나면 약 2년치의 데이터밖에 남지않아 시계열이 매우 짧고 이로 인한 편의(small sample bias) 문제를 지니게 된다. 따라서 이를 이용하여 통화정책의 변경에 따른 장·단기 스프레드의 미래 이자율에 대한 예측력을 검증하기는 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 국고채 수익률의 대안으로서 산업금융채권(이하 산금채) 수익률을 이용하고자 한다.

산금채 수익률은 국책은행인 한국산업은행이 발행하기는 하지만 실질적인 무위험 채권 이자율로서⁶⁾ 만기 1년 수익률에 관한 자료가 1991년 3월부터 존재하

$(r_{t+k} - r_t) \rightarrow (y_{1,t+k} - y_{1,t})$ 가 된다. 한편 식 (3)의 좌변은 $m = 2$ 인 경우 식 (1)과 가장 가까워지는데 이는 곧 $(y_{1,t+1} - y_{2,t})$ 가 된다. 그러므로 식 (1)과 식 (3)의 좌변은 각각 “시점을 달리한 단기 이자율의 차이(두 단기 이자율의 만기는 항상 1期)”와 “특정 장기 이자율의 변화($m-1 = 1$ 이 되는 경우에는 $m = 2$ 期인 장기 이자율)”를 의미하며 두 수식이 일치하는 경우는 발생하지 않는다. 한편 식 (4)의 좌변은 현재 단기 이자율과 미래 단기 이자율들의 평균과의 차이를 나타내는 것으로 식(3)의 장기 이자율의 변화와는 다른 내용을 테스트한다. 결국 각 방정식은 (유사하지만) 상이한 내용을 테스트 하는데 식 (1)은 현재의 선도 이자율과 미래 단기이자율의 관계를, 식 (3)은현재 특정 장기 이자율을 사용한 장·단기 스프레드와 이 특정 장기 이자율의 변화 과정을 비교하며, 식 (4)는 장·단기 스프레드와 미래 단기 이자율의 평균적인 변화를 비교한 것이다. 채권 시장 참여자의 입장에 따라 각 방정식은 차별적인 중요성을 지닐 수 있는데, 예로서 장기 채권 투자자가 채권 투자 수익률을 예측하려는 경우 식 (3)의 실증분석 결과에 보다 큰 관심을 가지게 될 것이다.

- 6) 산금채는 한국산업은행법에 의거, 산업은행이 1954년부터 기간산업에 대한 자금지원을 목적으로 발행한 특수채권의 일종으로서 1995년까지는 산금채를 발행하고자 할 때 매년 발행총액에 관해 국회의 의결을 얻어야 하고 정부가 원리금의 상환에 대하여 보증하도록 되어 있었으나 1996년 이후부터는 아래와 같이 변경되었다.

제37조 회계연도 예산 및 결산

- ② 한국산업은행은 회계연도마다 수입과 지출의 예산을 편성하여 회계연도가 개시되기 전까지 재정경제부 장관에게 제출하여 승인을 얻어야 한다.

제44조 손실금의 보전

여기 보다 장기적인 기간을 대상으로 실증분석을 할 수 있게 해준다. 이에 대한 자료는 한국은행 DB에서 구하였다.

한편 분석대상 기간은 1991년 3월부터 2003년 6월까지의 월별자료를 사용한다. 이는 월별자료가 연도별 데이터나 분기별 데이터에 비해 훨씬 많은 수의 자료를 제공하기 때문이다. 그리고 통화정책의 변경에 따른 장·단기 스프레드의 미래 이자율에 대한 예측력을 검증하기 위해 전체 기간을 1991년 3월부터 1998년 3월까지의 통화 목표제⁸⁾의 시기와 1998년 4월부터 2003년 6월까지의 인플레이션 목표제⁹⁾ 시기로 구분하여 분석하였다. 즉, 본 연구에서는 전기간, 통화 목표제 시행 기간, 인플레이션 목표제 시행 기간 각각에 대해 장·단기 스프레드의 미래 이자율에 대한 예측력과 선도이자율의 미래 이자율 예측력 검증 두 가지를 수행하였다.

통화량을 조절하는 대표적인 금융정책인 공개시장조작 정책 수단으로서 가장 많이 쓰이는 통안증권¹⁰⁾의 경우 인플레이션 목표제 시행 기간에 대해서만 적용 가능한 바 분석대상 기간은 1999년 3월부터 2003년 8월까지의 월별자료를 사용하

① 한국산업은행은 은행의 결산 순 손실금을 회계연도마다 적립금으로서 보전하고 적립금이 부족할 때에는 정부가 보상한다.

7) 산금채 만기 3년 수익률에 관한 자료는 1987년 1월부터 시작함.

8) 통화지표(M1, M2, M3 등)의 증가율을 중간목표로 정하여 이를 달성하는 방식으로 대부분의 선진국은 1980년대 중반에 이를 포기하였지만 한국은 1990년대 중반까지 유지하였음. 연도별 M2 증가율 목표치와 실제치에 관해서는 Bank of Korea(2002, p. 11) 참조.

9) 한국은행법 제6조(통화신용정책 운영계획의 수립)

① 한국은행은 정부와 협의하여 매년 물가안정목표를 정하고, 이를 포함하는 통화신용정책 운영계획을 수립하여 공표하여야 한다.

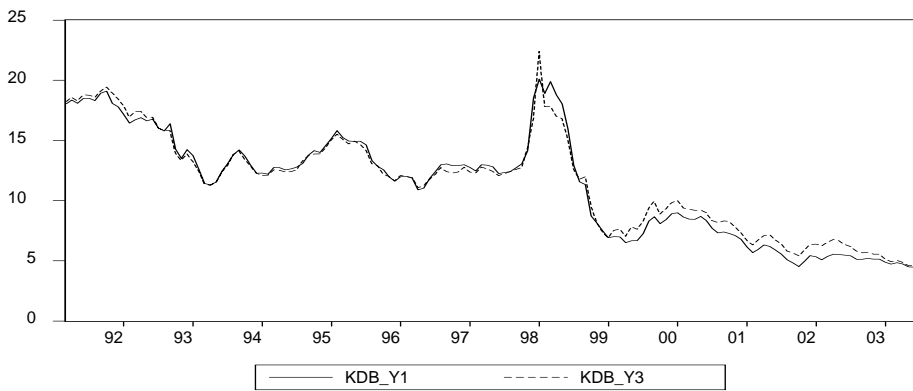
② 한국은행은 제1항의 규정에 의한 물가안정목표의 달성에 최선을 다하여야 한다.

우리나라의 인플레이션 목표제에 대한 보다 자세한 설명은 한국은행(2001, pp. 74-91) 참조.

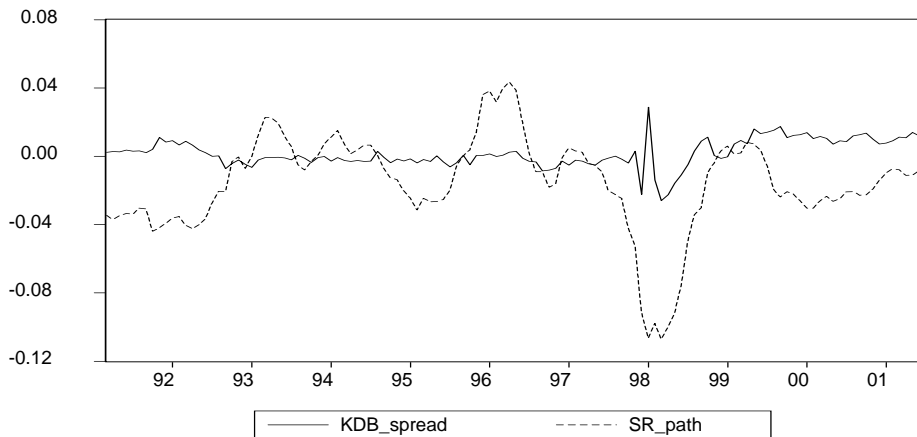
10) 원래 시장에 각 만기에 따라 할인채들(만)이 존재하고 이들로부터 만기수익률(=동시에 현물이자율)을 추정하여 식 (3), 식 (4)를 사용하는 것이 가장 바람직하지만 현재 입수 가능한(available) 데이터의 한계로 인하여 통안증권 2년물과 산금채 3년물은 이표채의 만기수익률을 사용하였으며 이는 본 연구의 한계라고 할 수 있다. 이 경우 이자율 기간구조가 우상향인가(upward-sloping), 우하향인가 혹은 수평한가(flat)에 따라 할인채의 만기수익률과 이표채의 만기수익률은 약간의 차이가 있을 수 있다. 그러므로 본 연구 기간 중의 매 시점(매월별)의 이자율 기간구조의 형태가 어떠하였는가에 따라 두 만기수익률에는 약간의 괴리가 있을 수 있다. 단, 이자율 기간구조가 매 시점에서 항상 특정한 형태만이 나타나지 않았다면 이러한 괴리들은 상쇄되어(averaged out) 전체 연구결과를 거의 차이가 없다고 할 수 있다. 또 대부분의 현금흐름이 만기에 집중되는 이표채의 구조적 특성으로 이표채의 만기수익률은 동일한 만기의 할인채의 만기수익률과 큰 괴리를 보이기는 현실적으로 어렵다.

며 데이터 전환 후에 실제 추정식에 이용된 기간은 1999년 3월부터 2002년 8월까지이다.

<그림 1>과 <그림 2>에는 산금채의 1년물 수익률 및 3년물 수익률, 장단기 스프레드, 그리고 식 (4)의 종속변수인 “미래 단기 이자율의 평균 - 현재 단기 이자율”이 각각 제시되어 있는데 동 종속변수를 편의상 “단기 이자율 경로”로 이름하였다.

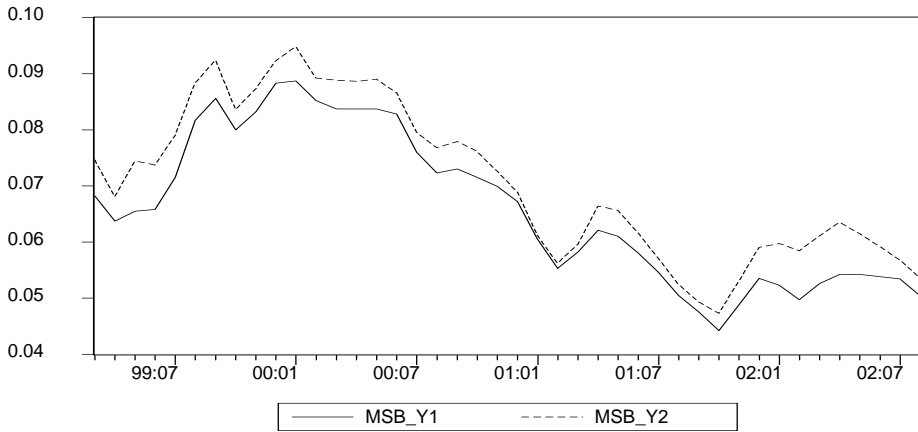


<그림 1> 산금채의 1년물 수익률과 3년물 수익률

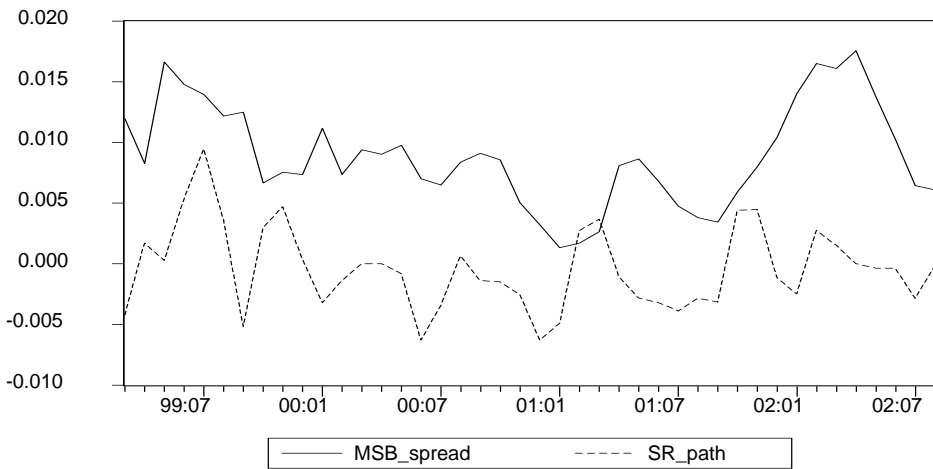


<그림 2> 산금채의 장단기 스프레드와 단기이자율 경로

또한 <그림 3>에는 통안증권의 1년물 수익률과 2년물 수익률이, <그림 4>에는 장단기 스프레드 및 단기이자율 경로가 각각 제시되어 있다.



<그림 3> 통안증권의 1년물 수익률과 2년물 수익률



<그림 4> 통안증권의 장단기 스프레드와 단기이자율 경로

2. 단위근 검정

먼저 시계열 변수들의 안정성 여부를 알아보기 위해 Phillips-Perron(1988) 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정 결과는 <표 1>에 나타나 있다. 최적시차수를 정하는 데에는 Newey and West(1987) 방법을 따랐다. 검정 결과 산금채의 경우 전기간과 통화 목표제 시행 기간에는 두개의 수익률 모두 수준(level)에서는 불안정적이지만 1차차분에서는 안정적으로 나타났다. 반면 인플레이션 목표제가 시행되었던 기간에는 수준에서 안정적으로 나타났다.

한편 본 연구의 회귀식에서 사용되는 장·단기 스프레드는 세 개의 기간 모두에 걸쳐 수준에서 안정적인 I(0)으로 나타났다. 통안증권의 경우에도 산금채와 마찬가지로 회귀식에서 사용되는 장·단기 스프레드가 수준에서 안정적으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 가성회귀(spurious regression)의 문제¹¹⁾는 대두되지 않는다.

<표 1> Phillips-Perron 단위근 검정

변수		전기간			통화 목표제 기간			인플레이션 목표제 기간		
		시차	통계량	임계치	시차	통계량	임계치	시차	통계량	임계치
산 금 채	y ₁	4	-1.43	-2.88	3	-1.46	-2.89	3	-5.52	-2.90
	y ₃	4	-1.43	-2.88	3	-1.92	-2.89	3	-3.95	-2.90
	y ₃ - y ₁	4	-5.61	-2.88	3	-8.22	-2.89	3	-4.81	-2.90
	△y ₁	4	-7.76	-2.88	3	-6.29	-2.89	3	-5.06	-2.90
	△y ₃	4	-11.07	-2.88	3	-9.18	-2.89	3	-5.30	-2.90
	△(y ₃ -y ₁)	4	-23.70	-2.88	3	-21.12	-2.89	3	-7.64	-2.90
통 안 증 권	y ₁							3	-0.70	-2.93
	y ₂	-	-	-	-	-	-	3	-0.80	-2.93
	y ₂ - y ₁							3	-4.24	-2.93
	△y ₁							3	-4.13	-2.93
	△y ₂	-	-	-	-	-	-	3	-4.75	-2.93
△(y ₂ -y ₁)							3	-7.85	-2.93	

주) y₁ = 만기 1년 수익률, y₂ = 만기 2년 수익률, y₃ = 만기 3년 수익률,
 y₃ - y₁와 y₂ - y₁ = 장·단기 스프레드.
 △는 1차 차분이며, 임계치는 5% 기준으로 출처는 McKinnon(1991)임.

3. 분석결과

<표 2>는 식 (4)를 이용한 순수기대이론 검정 결과를 보여주고 있다. 실증분석을 수행함에 있어 본 연구에서는 1997년 11월에 경험하였던 외환위기가 금융시장, 특히 채권시장에 커다란 영향을 미쳤음을 고려, IMF 더미변수¹²⁾를 넣었는데 상당히 유의한 것으로 나타나 포함하였다. 현재 이자율에서 추정되는 미래 단기 이자율 예측치가 향후 정확하게 실현될 것이라는 순수기대이론의 귀무가설(H₀: a₄ = 0, b₄ = 1)을 검정한 결과 5% 유의수준에서 통화 목표제를 시행하였던 1991.01

11) Granger and Newbold(1974), Phillips(1986).

12) 통상 위기 2-3개월 전부터 더미변수를 넣는 것을 감안하여 1997년 9월부터 IMF의 고금리 처방으로 금리가 급등한 시기인 1998년 3월까지 더미변수를 부여하였다.

~1998.03까지의 시기에 걸쳐 귀무가설을 기각하여 장단기 금리 스프레드가 미래 이자율에 완전히 반영될 수 없는 것으로 나타났다. 즉 우리나라에서는 순수기대 이론이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 김진호(1995), 김세진·이증락(1994) 등 대부분의 기존 연구들이 인플레이션 목표제 기간 이전의 데이터를 사용하였다는 점에서 동일한 연구 결과라 할 수 있다.

<표 2> 통화정책별 순수기대이론 검정 결과 ($H_0: a_4 = 0, b_4 = 1$)

	전기간	통화 목표제 기간	인플레이션 목표제 기간
상수항	-0.01(0.000)	-0.00(0.023)	-0.03(0.000)
b_4	0.12(0.812)	-0.52(0.285)	1.96(0.001)
IMF 더미	-0.06(0.000)	-0.06(0.000)	-
p-값($H_0: a_4 = 0, b_4 = 1$)	0.000	0.000	0.000

주) 괄호 안의 값은 계수의 유의성 검정($H_0: b = 0, H_1: b \neq 0$)에 대한 p-값임.

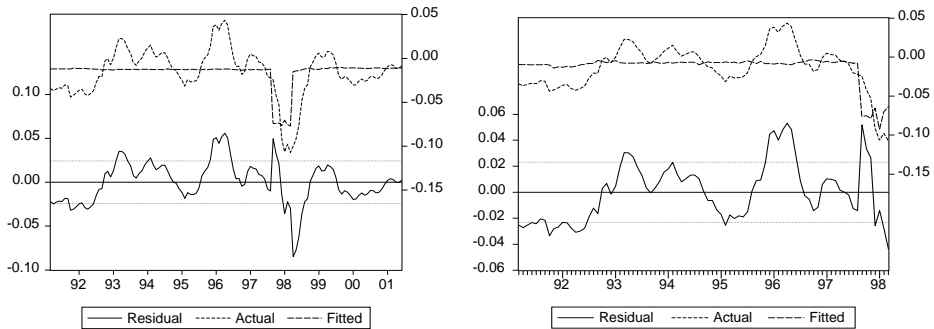
또한 전기간과 인플레이션 목표제를 시행하였던 1998.04~2003.06까지의 시기¹³⁾에 대해서도 순수기대이론을 검정해 본 결과 통화 목표제 시행 시기와 동일하게 귀무가설을 기각하였다. 이로부터 우리나라의 경우 통화정책의 운용체제와 무관하게 순수기대이론은 항상 성립하지 않음을 알 수 있다. 단, 통화 목표제 시행 시기에는 장단기 스프레드가 식 (4)의 종속변수인 단기 이자율 경로에 전혀 영향을 미치지 못하다가 인플레이션 목표제 시행 시기에는 유의한 것으로 나타나 인플레이션 목표제가 시행되면서 점차 현재의 금리 스프레드가 미래의 이자율 경로를 어느 정도 반영하는 방향으로 움직이는 것으로 추론할 수 있다.

<그림 5>는 <표 2>의 추정결과를 이용하여 계산한 통화정책 운용체제별 실적치, 추정치 및 잔차항의 그래프이다. 전기간 및 통화 목표제 기간에는 추정치가 실적치를 잘 추적하고 있지는 못한 반면에 인플레이션 목표제 기간에는 추정치가 실적치를 비교적 잘 추적하고 있다고 볼 수 있다. 추정치와 실적치의 차이는 여러 가지 요인에 의하여 유발된 추정오차이다.

그런데 앞서 성립 여부를 검정한 순수기대이론은 현재 장·단기 이자율 차이로부터 추정되는 미래 단기 이자율 예측치가 향후 정확하게 실현될 것이라는, 매

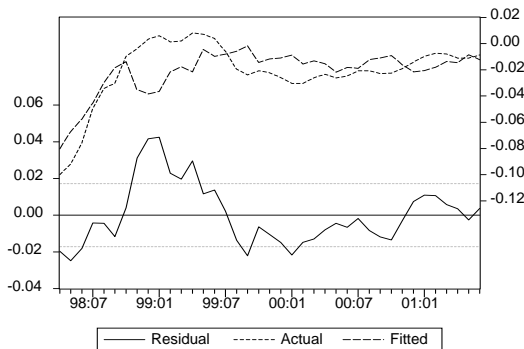
13) 보다 엄밀히 말하면 실제로는 1998년 4월 이후에도 일정기간 동안 IMF 자금도입에 따른 조건의 일환으로 물가목표와 함께 M3 목표가 발표되는 등 통화 목표제와 인플레이션 목표제가 혼용된 면도 있긴 하지만 본 논문에서는 한국은행의 공식 자료인 한국은행(2001)과 Bank of Korea(2002, p. 16)에서 제시된 대로 기간을 구분하였다.

우 강한 내용의 이론이다. 보다 현실적으로 이자율 기간구조의 정보력을 테스트하는 연구로, 이자율 기간구조가 미래 이자율의 변동 방향에 대한 예측력이 있는가, 또 이러한 예측력이 통화정책의 운용체제 변경에 의하여 유의한 차이를 보이는가를 살펴볼 수 있다. <표 3>은 통화정책별 장·단기 스프레드의 미래 이자율의 변동 방향에 대한 예측력 검정 결과를 보여주고 있다. 전기간과 통화 목표제 시기에 대한 추정결과는 이자율 기간구조가 미래 이자율의 변동 방향에 대한 정보력이 전혀 없음을 보여주고 있다. 반면 인플레이션 목표제를 시행한 1998년 4월 이후에는 기간구조가 미래 이자율의 변동 방향에 대한 예측력이 상당히 있음을 알 수 있다. 계수의 크기는 1.96으로서 현재의 금리차가 미래단기 금리 변동에 약 두 배 정도 확대되어 나타난다는 것으로 인플레이션 목표제 하에서는 금리차의 역할이 향후의 금리변동의 방향과 크기에 시사하는 바가 상당히 큼을 말해주고 있다.



(a) 전기간

(b) 통화 목표제 기간



(c) 인플레이션 목표제 기간

<그림 5> 통화정책 운용체제별 실적치, 추정치 및 잔차 계열

<표 3> 통화정책별 기대이론 검정 결과 ($H_0: b_4 = 0, H_1: b_4 > 0$)

b_4	전기간	통화 목표제 시기	인플레이션 목표제 시기
추정계수	0.12	-0.52	1.96
p-값	0.406	0.857	0.000

지금까지 장·단기 이자율 스프레드의 순수기대이론 및 기대이론¹⁴⁾의 검정을 위해서 이자율 프리미엄이 동일한 채권수익률을 사용해야만 하는 관계로 산금채를 사용하였다. 이제 추가적인 분석으로, 통안증권을 대상으로 선도이자율 및 이자율 스프레드의 순수기대이론 검정과 기대이론 검정을 시도한다. 비록 시계열이 짧아 통화정책 운용체제별 차이까지는 보지 못하지만, 이자율 기간구조의 미래 이자율 예측력에 대한 또 하나의 검정으로서의 가치가 있기 때문이다.

<표 4>에는 선도이자율 및 이자율 스프레드의 미래 이자율 예측력 검정 결과가 나타나 있다. 앞서 산금채 통계를 이용하여 검정에 사용했던 식 (4)의 경우를 먼저 보면, 유의수준 5%에서 순수기대이론을 기각하며 또 이 유의수준에서 기대이론 귀무가설($H_0: b_4 = 0, H_1: b_4 > 0$)도 기각한다. 따라서 기대이론을 지지한다. 그러므로 식 (4)의 결과에 대한 해석은, 이자율의 장·단기 스프레드는 미래 단기 이자율 변화의 “크기”를 예측할 만큼의 강력한 정보력을 지니고 있지는 않지만 미래 단기이자율의 변화의 “방향”을 예측할 정도의 정보는 제공하고 있다는 것이다. 이러한 결과는 산금채의 경우와 일맥상통하는 것이다.

다음 식 (3)의 결과를 해석하여 보자. 식 (4)와 마찬가지로 순수기대이론은 강하게 기각한다. 한편 b_4 추정계수 = -0.54로 나왔기 때문에, 장·단기 이자율 스프레드의 부호와 “장기” 이자율의 변화방향이 일치할 것이라는 기대이론 또한 기각한다. 그러므로 식 (3)의 결과의 해석은, 이자율의 장(단기 스프레드는 미래 “장기” 이자율 변화의 “크기”나 “방향”을 예측할 정보를 제공하지 못한다는 것이다.

마지막으로 식 (1)의 경우 식 (3)의 경우와 유사한데 순수기대이론을 기각하며 기대이론을 지지하지도 않는다.

14) 한편 $b_4 < 0$ 이 유의하게 나타난다면 이 경우에도 현 장·단기 금리 스프레드는 미래 단기 이자율 경로에 대하여 일정한 정보력을 가지고 있다고 할 수 있다. 이 경우는 특정 시점의 장기금리가 단기금리보다 높다면 향후 단기금리는 평균적으로 현재 단기금리보다 “낮아질 것이다”라는 정보를 제공한다는 의미가 된다. 즉 정보력은 있으나 기대가설과는 부합하지 않을 뿐이다. 본 연구는 기본적으로 기대가설에 근거하여 현재의 이자율 기간구조가 미래 이자율에 대한 정보력이 있는가의 여부를 테스트하므로, 보다 엄밀히 말하면 “기대가설에 근거한 현재 이자율의 정보력의 실증분석연구”라고 할 수 있다.

<표 4> 통안증권의 순수기대이론 및 기대이론 검정

	식 (1)	식 (3)	식 (4)
상수항	-0.01(0.005)	-0.00(0.053)	-0.00(0.053)
b	0.54(0.234)	-0.54(0.036)	0.23(0.074)
p-값($H_0: a=0, b=1$)	0.000	0.000	0.000
p-값($H_0: b = 0, H_1: b > 0$)	0.115	0.982	0.037

주) 괄호 안의 값은 계수의 유의성 검정($H_0: b = 0, H_1: b \neq 0$)에 대한 p-값임.

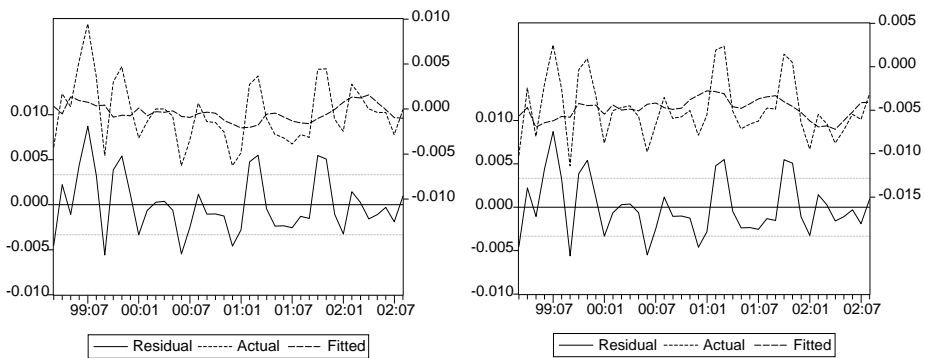
이처럼 통안증권을 이용한 검정결과는 혼합되어(mixed results) 나타나서 직관적인 해석은 쉽지 않다. 여기서 전체적인 이해를 위하여 굳이 해석을 한다면, 이자율 스프레드의 미래 단기 이자율에 대한 정보력(식 (4))은 유의수준 5%에서 순수기대이론을 기각하고 기대이론을 지지하는 수준으로 단기 이자율의 변화 “방향”을 예측하는 정도이며, 이자율 스프레드의 미래 장기 이자율에 대한 정보력(식 (3))은 유의수준 5%에서 순수기대이론 및 기대이론을 모두 기각하는 수준으로 장기 이자율의 변화 방향도 예측하기 어려운 수준이며, 선도이자율의 미래 단기 이자율에 대한 정보력(식 (1))은 계수자체가 비유의적이어서 해석이 불가능하다. 그러므로 통안증권을 이용한 검정 결과를 요약한다면, 산금채의 경우와 마찬가지로 인플레이션 목표제 기간 동안에 대체적으로 미래 단기 이자율 예측력이 높음을 알 수 있다.

<그림 6>은 <표 4>의 추정결과를 이용하여 계산한 식 (1), 식 (3) 그리고 식 (4)의 실적치, 추정치 및 잔차항의 그래프이다. 추정치와 실적치의 차이는 여러 가지 교란에 의하여 유발된 추정오차이다.

지금까지 살펴본 연구의 대체적인 결과는 Mankiw and Miron(1986)의 추측에 반하는 것이다. Mankiw and Miron(1986)은 통화정책이 이자율을 강하게 통제하는 기조를 떨수록 이자율 기간구조의 예측력이 보다 약화될 것이라고 추측하였다. 이자율이 통제되지 않고 자유로이(spontaneously) 움직일 때 미래 이자율의 변화에 대한 정보가 현재 이자율에 더 효율적으로 포함된다고 생각하였기 때문이었다.

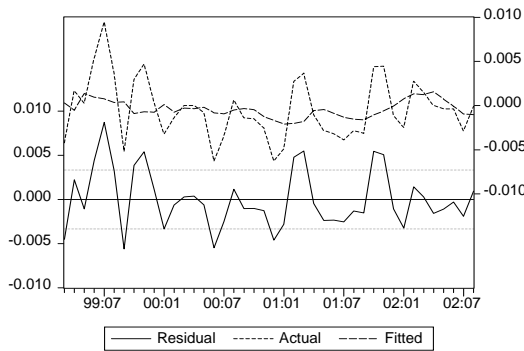
그런데 다른 시각에서 보면, 통화당국의 이자율 통제에 관한 의지가 확고할 때에 미래 이자율에 대한 예측이 더 손쉬울 수 있을 것이다. 정책당국이 정책수단을 통해 성공적으로 현재 이자율을 통제해 나가고 미래 이자율을 일정 범위 내에서 통제할 강력한 의지를 천명한다면, 시장에서 거래되는 채권들의 가격(만기수

익률)도 이를 반영하여 결정될 수 있기 때문이다. 이자율을 통제하는 통화정책의 운용체제가 유지되면, 이자율이 시장에서 자유로이 결정될 때에 얻을 수 있는 정보는 약화되겠지만 반면에 미래 이자율에 대해 정책당국이 제시하는 정보와 그에 대한 신뢰성은 강화될 수 있다. 전자보다 후자가 시장을 움직이는 힘이 강하면 결과적으로 이자율(인플레이션) 통제 기조하의 이자율 기간구조가 미래 이자율에 대한 더 효율적인 정보를 가질 수 있을 것이다.¹⁵⁾



(a) 식 (1)

(b) 식 (3)



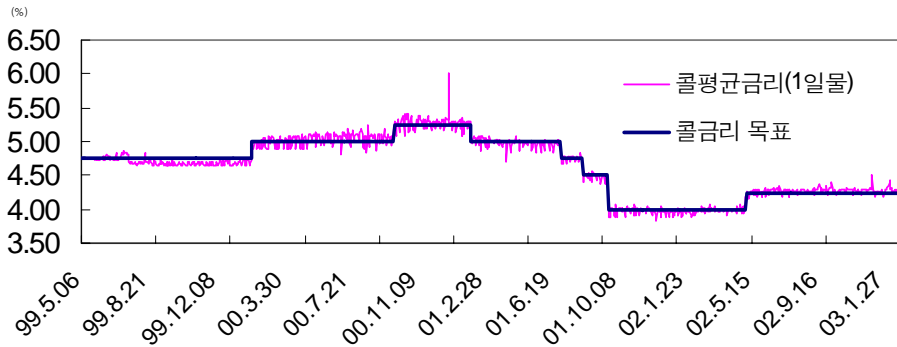
(c) 식 (4)

<그림 6> 통안증권을 이용한 수식별 실적치, 추정치 및 잔차 계열

차현진(2003, p. 92)에 따르면 1999년 5월부터 공식적인 운용목표로 채택된 1일 물 콜금리는 한국은행이 빈번한 공개시장조작을 통해 시장금리가 목표수준에 근접하도록 노력한 결과 <그림 7>에서 보는 바와 같이 콜금리는 항상 운용목표 수

15) 만일 전자가 후자보다 강할 때에는, Engsted and Tanggaard(1995)의 연구에서와 같이 반대의 결과가 나올 수도 있다.

준에 매우 가깝게 유지되면서 한국은행의 통화관리는 성공적인 것으로 평가되고 있다. 또한 단기금리를 운용목표로 활용하고 있는 주요 선진국들 중 캐나다를 제외하면 1일물 금리의 변동성이 우리나라의 2.7~3.0배 수준이며 영국의 경우 18배 까지 이르고 있다.¹⁶⁾



자료: 차현진(2003)의 <그림 4>에서 재인용.

<그림 7> 1일물 콜금리 추이

<표 5> 순수기대이론 및 기대이론 검정

산금채 이자율 스프레드의 정보력				
		유의수준	순수기대이론	기대이론
통화 목표제	단기이자율 예측력 식 (4)	5%	기각	기각
인플레이션 목표제	단기이자율 예측력 식 (4)	5%	기각	기각못함
통안증권 이자율 스프레드의 정보력				
이자율 스프레드	단기이자율 예측력 식 (4)	5%	기각	기각못함
	장기이자율 예측력 식 (3)	5%	기각	기각
선도이자율*	단기이자율 예측력 식 (1)	5%	기각	기각

주) 통안증권 선도이자율의 경우 계수가 비유의적 이었음.

이러한 차현진(2003)의 결과는 우리나라의 경우 미래 이자율에 대해 정책당국이 제시하는 정보와 그에 대한 강한 신뢰성이 이자율이 시장에서 자유로이 결정될 때에 얻을 수 있는 정보 약화를 상쇄한다는 것을 제시하는 것으로서 본 연구

16) 캐나다는 금리변동폭이 최소변동단위인 1bp(0.01%p)도 되지 않아 사실상 금리변동성이 없는 것으로 알려져 있으며, 보다 구체적인 주요 선진국의 초단기금리 변동성은 차현진(2003, p. 93) 참조.

결과와 일맥 상통하는 것으로 판단된다. 한편 이자율 스프레드의 정보력 차이를 보이는 원인에 대한 하나의 가설로서 통화정책의 운용체제 변경을 살펴본 본 연구의 결과를 요약하면 <표 5>와 같다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 위험프리미엄이 동일한 이자율의 선도이자율 및 이자율 스프레드를 이용, 순수기대이론 및 기대이론 검정을 통하여 통화정책의 운용체제와 이자율 기간구조의 정보력과의 관계를 검증하였다. 산금채 데이터를 사용한 결과 통화 목표제를 시행하였던 시기에는 장·단기 이자율 스프레드가 미래 단기 이자율 변화의 크기를 완전히 예측할 수 있다는 순수기대이론을 기각하며(이는 김진호(1995), 김세진·이증락(1994) 등의 연구 결과와 일치), 단기 이자율 변화의 방향을 예측할 수 있다는 기대이론도 기각하는 것으로 나타났다. 반면 인플레이션 목표제 기간의 경우 이자율 스프레드의 예측력에 관한 순수기대이론은 기각하지만 기대이론은 기각할 수 없는 것으로, 즉 이자율 스프레드의 예측력을 지지하는 것으로 나타났다. 결과적으로 통화정책의 운용기조별로 이자율 기간구조의 미래 이자율 예측력의 차별성이 확인되었다.

인플레이션 목표제 기간에 한하여 통안증권 데이터를 사용한 결과는 혼합적으로 나타났다. 먼저 이자율 스프레드의 단기 이자율 예측력의 경우 산금채와 같이 순수기대이론은 기각되나 기대이론은 기각되지 않았다. 즉, 단기 이자율 변화의 크기는 예측하지 못해도 그 방향은 예측 가능한 것으로 나타났다. 한편 이자율 스프레드의 장기 이자율 예측력의 경우 순수기대이론 및 기대이론 모두가 기각되어 장기 이자율 변화의 크기나 방향을 예측하지 못하는 것으로 추론된다. 마지막으로 통안증권 이자율 기간구조에서 추출된 선도이자율의 단기 이자율 예측력은 계수가 비유의적으로 나타났다. 대체적으로 인플레이션 목표제일 경우 순수기대이론은 기각되지만 기대이론은 기각되지 않을 개연성이 보다 높은 것으로 나타나, 통화정책의 운용체제에 따라 이자율 기간구조의 정보력이 질적인 변화를 보이는 것으로 나타났다.

한편 통화정책의 운용체제와 이자율의 정보력의 관계에서 보면 본 연구 결과는 Mankiw and Miron(1986)의 추론에 반하는 것이다. 이에 대한 하나의 해석(interpretation)으로, 통화당국의 이자율 통제가 강력하게 또 성공적으로 진행될

때에는, (Mankiw와 Miron이 주장한) 자유로운 이자율로부터 얻을 수 있는 미래 이자율 정보는 약화되지만 (Mankiw와 Miron이 생각하지 못한) 정책당국이 제시하는 이자율 범위라는 새로운 정보가 유입된다. 만일 후자가 전자보다 예측력이 강하다면, 이자율 기간구조의 전체적인 예측력은 강화될 수 있을 것이다. 한국은행의 이자율 통제가 성공적으로 이루어졌다는 것은 차현진(2003)에서 밝혀진 바 있다.

본 연구 결과의 현실적인 함의 중 하나는, 통화정책의 운용체제에 따라 채권 투자의 안정성 특히 이자율 위험(interest rate risk) 혹은 가격 위험(price risk)이 현저히 달라질 수 있다는 것이다. 채권 투자의 위험이 통화정책의 운용체제에 따라 달라지면, 위험을 고려한 최적의 채권 투자전략 또한 수정될 수 있다는 점에서, 본 연구 결과는 현실적인 채권 투자에 일정한 함의를 제공한다.

본 연구는 자료의 한계 때문에 국고채 이자율을 사용하지 못하였다. 그러나 수익률 자료가 체계적으로 축적되어 일정한 규모의 시계열이 확보되는 2000년대 중·후반 이후에는 국고채 수익률을 이용한 연구가 진행될 수 있을 것이다. 본 논문의 또 다른 한계로 1998년 이후의 채권수익률 변화를 통화정책의 운용체제에 초점을 맞추어 분석하였다는 점을 들 수 있다. 1998년 4월 이후에도 일정기간 동안 IMF 자금도입에 따른 조건의 일환으로 물가목표와 함께 M3 목표가 발표되는 등 통화 목표제와 인플레이션 목표제가 혼용된 면도 있었고, 특히 1998년 전후의 변화가 금융시장에 대한 통화당국의 규제완화와 채권시장의 시장활성화에 따른 유동성의 증대 등과 관련되었을 개연성도 높다. 예를 들어 채권시장의 경우 1997년 12월 회사채 발행한도를 자기자본의 4배로 확대하였고, 1998년 8월에는 증권회사의 『회사채총액인수제도』를 의무화하였으며, 동년 9월과 1999년 1월에 관련 법률을 제정하여 자산유동화증권(ABS)을 통한 자본조달을 용이하게 하였다. 2000년에는 채권시장 선진화의 일환으로 2월 달러간 채권중개회사 도입, 6월 『채권시가평가제도』 시행 등 채권시장의 유동성을 높이기 위한 제도들을 도입한 바 있다. 그렇지만 통화정책의 운용체제 변화, 금융당국의 규제완화, 채권시장의 시장활성화에 따른 유동성의 증대 등이 채권시장에 미친 요인을 실증적으로 분해하기는 쉽지 않은 작업이라 이를 향후 연구과제로 남긴다.

본 연구에서 다루지는 못했지만, 미래 이자율의 변화를 예측하는 또 하나의 요인으로 국채선물 등의 이자율 선물을 생각할 수 있다. 이자율 선물의 미래 이자율에 대한 전반적인 예측력에 대한 검정, 또 이 예측력이 통화정책의 운용체제에 따라 유의한 차이를 보이는가에 대한 검정, 이자율 선물과 선도 이자율 중 어느

것의 미래 이자율 예측력이 더 높은가에 대한 검정도 본 연구와 관련된 후속연구가 될 것이라 사료된다. 또한 본 연구에서는 월별 자료를 이용하였지만 일별 혹은 주별 자료를 사용하여 분석하는 것도 향후의 연구과제로 남는다.

[참고문헌]

- 김세진, 이증락(1994), “우리나라 금리의 기간구조에 관한 연구: 기대이론 검증,” 『금융연구』, 제8권 제2호, 37-71.
- 김진호(1995), “국내 금리의 기간구조와 기대이론의 검증,” 『계량경제학보』, 제6권, 151-178.
- 서병선(2000), “기대가설과 이자율 기간구조의 비선형조정과정,” 『경제학연구』, 48, 63-83.
- 차현진(2003), “우리나라 통화정책 집행구조의 문제점과 개선방안,” 『한국경제의 분석』, 제9권 제3호, 71 - 152.
- 한국은행(2001), 『우리나라의 통화정책』.
- Bank of Korea(2002), *Monetary Policy in Korea*.
- Campbell, J.(1995), “Some lessons from the yield curve,” *Journal of Economics Perspective*, 93, 129-152.
- Dominguez, E. and Novales, A.(2000), “Testing the expectations hypothesis in Eurodeposits,” *Journal of International Money and Finance*, 19, 493-504.
- Engsted, Tom(1996), “The Predictive Power of the Money Market Term Structure,” *International Journal of Forecasting*, 12, 289-295.
- _____ and Tanggaard, Carsten(1995), “The Predictive Power of Yield Spreads for Future Interest Rates: Evidence from the Danish Term Structure,” *Scandinavian Journal of Economics*, 97, 145-159.
- Fama, E. F.(1984), “The information in the term structure,” *Journal of Financial Economics*, 13, 509-528.
- Goodfriend, M.(1991), Interest rates and the conduct of monetary policy, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 34, 7-30.
- Granger, C. W. J. and Paul Newbold(1974), “Spurious Regressions in Eco-

- nometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Hardouvelis, G. A.(1994), "The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries: is there a puzzle?" *Journal of Monetary Economics*, 33, 255-283.
- Hsu, C. and Kugler, P.(1997), "The revival of the expectations hypothesis of the US Term Structure of Interest Rates," *Economic Letters*, 55, 115-120.
- Karfakis, C. and Moschos, D.(1995), "The information Content of the Yield Curve in Australia," *Journal of Macroeconomics*, 17, 93-109.
- Mankiw, N. G. and Miron, J. A.(1986), "The changing behavior of the term structure of interest rates," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 211-228.
- McKinnon, J.(1991), "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (New York: Oxford University Press), 267-276.
- Mishkin, F. S.(1988), "The information in the term structure: Some further results," *Journal of Applied Econometrics*, 3, 307-314.
- Newey, W. K. and West K. D.(1987), "A simple, positive semi-definite heteroskedastic and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Oh, Junggun(1998), "Interest rate spread and monetary policy in Korea," *Bank of Korea Economic Papers*, 1, 91-128.
- Phillips, P. C. B.(1986), "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, 311-340.
- _____ and P. Perron(1988), "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, 335-346.

[Abstract]

Information of the Yield Curve of Korea and Monetary Regimes

Jin Yoo · Wankeun Oh

We examined the forecast power of the term structure of interest rates on future interest rates and tested whether changes in monetary policy regimes affect the power using Campbell (1995). The pure expectations hypothesis was rejected for both monetary targeting and inflation targeting periods. We also found that the term structure of interest rates had forecast power on the direction of future interest rates for inflation targeting monetary regime whereas it does not for monetary targeting regime. This result is opposite to Mankiw and Miron's (1986) conjecture and Engsted and Tanggaard (1995) for Danish but consistent with Cha (2003) for Korea.

Keywords: Interest Rate Spreads, Yield Curve, The Expectations Hypothesis, Monetary Policy Regime, Targeting