

공적분 검정법을 이용한 기대가설 검정*

구재운** · 문호성***

기대가설은 이자율의 기간구조를 설명하는 이론 중 가장 경제이론에 충실한 것으로 평가되지만 한국의 이자율자료를 이용한 기존 연구결과는 기대가설을 지지하지 못한 경우가 많았다. 이는 대부분의 연구가 이론에 부합하는 자료를 사용하고 있지 못하다는 점에도 기인한다. 기대가설은 동일한 특성을 가지며 만기가 다른 채권이자율에 적용되는 이론임에도 불구하고 자료의 제약으로 이중채권자료를 사용하는 경우가 많았기 때문이다. 본 논문은 동종채권의 수익률 사이에 기대가설이 성립하는지를 분석했는데 Engle-Granger의 2단계 공적분방법과 Johansen-Juselius의 벡터공적분방법을 적용하여 검정한 결과 이자율 사이에 대부분 공적분 관계가 성립하고 있음을 밝힐 수 있었다.

핵심주제어: 기간구조, 기대가설, 공적분 검정
경제학문헌목록 주제분류: E3

I. 서 론

기대가설(expectations hypothesis)에 따르면 장기이자율은 현재 및 미래의 단기이자율의 평균과 일치해야 한다. 기대가설은 이자율의 기간구조(term structure)에 관한 여러 가설 중 경제이론에 가장 잘 부합되는 가설로 평가되나 그 실증적 뒷받침이 확고하지는 못한 것으로 알려져 있다. 한국 자료를 이용한 실증분석결과 역시 기대가설의 성립을 강건하게 뒷받침해 주고 있지 못하다.

그 동안 한국 이자율자료에서 기대가설의 실증이 확실하게 나타나지 못한 이유로는 채권시장이 발달되지 않았고 또 경제개발과정에서 금융시장이 규제를 받았다는 점이 지적되었다. 그러나 대부분의 연구가 기대가설의 가정에 부합하

* 논문에 대해 유익한 논평을 해 주신 두 분의 심사자에게 감사를 드리며, 남아 있는 오류는 전적으로 저자들의 책임임을 밝힌다.

** 전남대학교 경제학부 교수, 전화: (062) 530-1551, 팩스: (062) 530-1559, E-mail: jwkoo@chonnam.ac.kr

*** 광주은행 리스크관리부 연구원, 전화: (062) 239-5138, 팩스: (062) 239-5188, E-mail: hsmoon@kjbank.com

2 공적분 검정법을 이용한 기대가설 검정

지 않는 자료를 이용한 것도 한 이유가 될 수 있다. 기대가설은 동일한 특성을 가지며 만기가 다른 채권이자율에 적용되는 이론임에도 불구하고 자료의 제약으로 이중채권자료를 사용하는 경우가 많았던 것이 사실이다.

본 논문의 목적은 한국 이자율의 기간구조에서 기대가설의 성립 여부를 검정하는 데 있다. 본 논문의 선행연구와 구별되는 특징으로는 가능한 한 기대이론의 가정에 부합하는 자료를 이용하였고 다양한 분석기간에 대해 기대이론의 성립 여부를 다양한 방식으로 분석한 점을 들 수 있다.

한국의 경우에 자료의 제약 때문에 이자율의 기간구조에 관한 연구가 많지 않지만 이에 관한 대표적 실증연구로 김세진·이증락(1994), 서병선(2000) 등이 있다. 김세진·이증락(1994)은 1987년 1월부터 1993년 7월까지의 주별 자료를 이용하여 공적분 검정을 하였으나 기대가설의 성립을 입증하는 데 실패하였다. 그러나 그들은 1년만기 금융채 유통수익률과 1년만기 통안증권 유통수익률, 3년만기 회사채 유통수익률 및 5년만기 국민주택채권 유통수익률 등 만기 외에 신용위험 등에 차이가 있는 채권자료를 이용하였으므로 그 결과를 기대가설이 성립하지 않는다는 명확한 증거로 받아들이기 어렵다. 서병선(2000)은 1987년 1월부터 1999년 3월까지의 자료를 사용하였으며 이자율 기간구조의 비선형 조정과정을 고려하여 분석한 결과 장기적 균형관계가 성립함을 보임으로써 한국 이자율의 기간구조에서 기대가설이 성립함을 보이고 있다. 그러나 이 연구 역시 통안증권(1년)과 산업금융채권(3년)의 수익률을 사용함으로써 기대가설의 가정에 부합하는 자료를 이용한 분석으로 보기 어렵다. 최근에 한국은행(2002)에서 발표한 보고서에서도 콜(1일), CD(91일), 통안증권(1년), 산업금융채권(3년), 국민주택채권(5년) 등 다른 종류의 채권수익률이 분석되어 기간구조에 대한 엄격한 연구로 보기 어려운 점이 있다. 이상에서 살펴본 바와 같이 이자율의 기대가설에 대한 대표적인 실증연구들이 모두 기대이론이 전제하고 있는 가정에 일치하는 자료를 사용하지 못함으로써 그 연구결과의 신뢰성에 한계가 있다.

본 논문에서는 국고채 3년, 5년, 10년 자료와 금융채 1년, 2년, 3년, 그리고 CD 91일물과 180일물의 세 가지 그룹의 자료를 각각 사용하여 동종채권의 수익률 사이에 기대가설이 성립하는지를 조사하였다. 자료의 빈도 역시 일별, 주별, 월별로 다양하게 살펴보았다는 점에서 선행연구와 구별된다.

기대이론에 대한 초기의 실증연구는 주로 단순회귀분석에 의존하였다. 그러나 최근에 시계열 분석방법이 빠르게 발달함에 따라 Campbell and Shiller(1987) 이후 Hall, Anderson, and Granger(1992), Shea(1992)와 Engsted and Tanggard

(1994) 등은 이자율 시계열의 임의보행과정(random walk process)을 고려한 공적분 검정법(cointegration test)을 이용하여 기대이론의 성립 여부를 검정하였다. 여러 국가의 자료를 이용한 대부분의 연구는 전체적 또는 부분적으로 기대이론의 성립을 보이는 경우가 많았다. 본 논문에서도 Engle-Granger의 2단계 공적분방법과 Johansen-Juselius의 벡터공적분방법을 적용하여 이자율의 기간구조를 분석한 결과 장·단기이자율 사이에 대체로 공적분관계가 성립하고 있음을 밝힐 수 있었다.

최근 시행되고 있는 물가목표관리제(inflation targeting) 방식의 통화정책체제에서는 이자율자료가 중요한 정보변수로 활용될 수 있다. 특히 기대가설이 시사하는 바와 같이 장·단기이자율 사이에 안정적인 관계가 성립하면 앞으로 이자율변수 또는 이자율 스프레드의 유용성은 더 커질 것으로 예상된다.

다음 절에서는 전형적인 기대가설을 제시하며 그 실증적 의미를 도출한다. 제Ⅲ절은 자료의 설명과 실증분석결과를 담고 있으며, 제Ⅳ절에서는 주요 분석결과를 요약하며 그 시사점에 대해 논한다.

II. 기간구조와 기대가설

1. 모 형

Dominguez and Novales(2000)에서 설정하고 있는 간략한 기대가설모형에 의하면 n 기의 채권투자수익률 r_t^n 은 식 (1)로 표현된다. 즉, n 기의 투자수익률은 매기의 단기 투자수익률의 평균과 기간프리미엄의 합으로 나타난다.

$$r_t^n = n^{-1} \sum_{j=0}^{n-1} E_t r_{t+j}^1 + \pi^{n,1} \quad (1)$$

여기서, r_{t+j}^1 : $t+j$ 기의 만기 1인 채권의 수익률

$\pi^{n,1}$: 기간프리미엄

E_t : t 기까지의 정보에 따른 조건부 기대연산자

이 때 $\pi^{n,1}$ 이 0이면 강형 기대가설이라고 하며, $\pi^{n,1}$ 이 상수이면 약형 기대가설이라고 한다.

이를 서로 다른 만기 n 과 m 에 대하여 일반화시키면 식 (2)로 고쳐 쓸 수 있

4 공적분 김정법을 이용한 기대가설 검증

다. 단 n 은 m 의 배수라고 가정하자.

$$r_t^n = \frac{m}{n} \sum_{j=0}^{(n/m)-1} E_t r_{t+jm}^m + \pi^{n,m} \quad (2)$$

특히 $n=2m$ 이면 만기 n 인 채권수익률 r_t^n 은 식 (3)이 된다.

$$r_t^n = 2^{-1}(r_t^m + E_t r_{t+m}^m) + \pi^{n,m} \quad (3)$$

한편, 투자자가 합리적 기대(rational expectations)를 하면 다음 식 (4)가 성립한다.

$$r_{t+m}^m = E_t r_{t+m}^m + \varepsilon_{t+m}^m \quad (4)$$

단 ε_{t+m}^m 은 r_{t+m}^m 에 대한 예측오류이다. 이제 식 (4)를 식 (3)에 대입하고 양변에서 r_t^m 을 빼면

$$r_t^n - r_t^m = 2^{-1}(r_{t+m}^m - r_t^m) - 2^{-1}\varepsilon_{t+m}^m + \pi^{n,m} \quad (5)$$

이 된다.

2. 모형의 실증적 의미

식 (5)는 현재의 장·단기이자율 스프레드가 미래의 단기이자율 변화의 좋은 예측량임을 말해 준다. 또한 n 기와 m 기 만기의 이자율변수가 각각 1차적분된 I(1)변수라면 장·단기이자율의 차이로서 이자율 스프레드는 시계열적으로 안정된 변수이어야 함을 나타내 준다.¹⁾ 즉, 채권의 재정거래에 따른 이득이 존재하지 않는다면 만기가 다른 이자율의 괴리가 영구적으로 지속될 수 없음을 의미한다. 따라서 이자율 기간구조에서 기대가설의 성립 여부는 만기가 다른 채권수익률이 각각 임의보행을 할 때 채권수익률 사이에 공적분벡터 $(1, -1)$ 을 갖는 공적분관계가 성립되는가에 달려 있다. 기대이론이 이자율의 실제 움직임을 잘 설명하고 있는가를 판별하기 위해서는 이자율 스프레드가 안정적인가를 검증해야 한다.

1) 이 때 단기이자율의 변화와 $\pi^{n,m}$ 이 안정적이라는 가설이 필요하다.

III. 실증분석

1. 자 료

한국 이자율의 기간구조에 대한 기존의 실증연구는 자료의 제약으로 인하여 이론에 부합하는 자료를 사용하지 못하는 경우가 많았다. 이자율에 있어서 기간구조에 관한 이론은 신용위험, 유동성, 세금조건 등 다른 조건은 모두 동일하며 만기만 다른 채권의 수익률 사이에서 성립하는 이론이다. 즉, 기간구조는 채권의 위험스프레드가 0이거나 상수라는 가정이 전제된다.²⁾

그러나 그 동안의 실증분석결과에 따르면 위험구조는 실제로 존재할 뿐만 아니라 Packer(1999)는 위험스프레드가 경기예측력이 있고 그 변화가 불규칙적이라는 결과를 제시함으로써 상수가 될 수 없음을 보이고 있다. 만약 위험스프레드가 0이 아닌 위험구조가 포함되고 더구나 그 위험에 따른 스프레드가 상수가 아니라면 이종채권의 수익률을 이용하는 경우에 이자율 차이는 기간의 차이뿐 아니라 위험의 차이까지 반영하게 되며 이를 구분할 수 없다.³⁾

본 논문에서는 기존 연구와 달리 위험구조는 동일하고 만기구조만 다른 자료를 이용하여 보다 엄밀한 방식으로 기간구조에 대한 연구를 수행한다. 우리가 사용한 자료는 CD(91일물, 180일물), 금융채(1년, 2년, 3년), 국고채(3년, 5년, 10년) 등 세 가지 그룹의 수익률이다. 또한 자료의 시계열적 빈도도 다양화하여 먼저 일별 자료로는 2000년 1월 4일부터 2001년 6월 30일까지의 3년 및 5년만기의 국고채 유통수익률과 2001년 1월 2일부터 2001년 6월 30일까지의 10년만기 국고채 유통수익률을 사용한다. 주별 자료로는 1991년 4월 1일부터 2000년 7월 24일까지의 1년, 2년, 그리고 3년만기의 금융채권 유통수익률을 이용하고 월별 자료로는 1991년 4월부터 2000년 6월까지 CD 91일물과 CD 180일물의 유통수익률과 만기 1, 2, 3년의 금융채권 유통수익률을 이용한다.⁴⁾ 국고채권수익

2) 기대이론은 채권가격에 있어 기대가 포함된 1물 1가의 법칙으로부터 성립한다. 만약 기대이론이 성립하지 않으면 현물이자율과 선물이자율 사이에 재정거래가 발생할 수 있기 때문이다. 따라서 동질의 채권을 대상으로 기대가설이 성립된다.

3) 많은 연구에서 유로화 이자율(Euro currency rates)을 이용하여 기간구조를 분석하는 이유도 여기에 있다. 즉, 유로화시장의 채권은 조세나 제도적 구조, 거래방식, 법적 제약의 면에서 동질적이므로 기대가설을 검정하기에 적합하다. 예컨대, Jondeau and Ricart(1999), Dominguez and Novales(2000), Drakos(2002) 등은 유로화 채권수익률을 이용하여 기대가설을 검정하였다.

6 공적분 김정법을 이용한 기대가설 검증

〈표 1〉 자료 및 분석기간

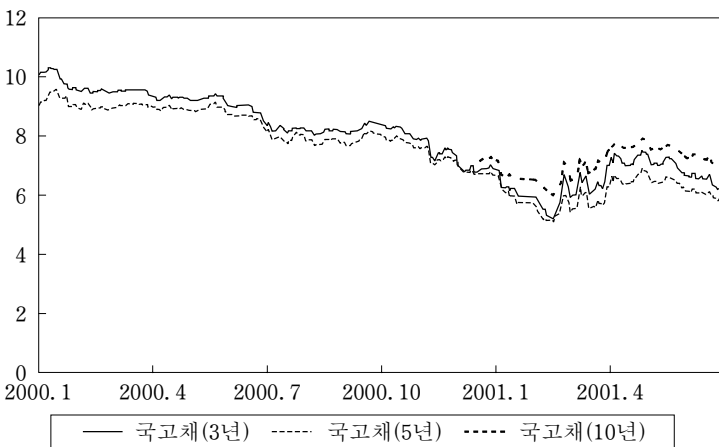
자료명	만 기	주 기	기 간
국고채	3년, 5년 10년	일별 일별	2000년 1월 4일~2001년 6월 30일 2001년 1월 2일~2001년 6월 30일
금융채	1년, 2년, 3년 1년, 2년, 3년	주별 월별	1991년 4월 1일~2000년 7월 24일 1991년 4월~2000년 7월
CD	91일, 180일	월별	1991년 4월~2000년 6월

률은 한국증권협회의 자료이며 CD수익률과 금융채수익률은 한국금융연구원 자료이다. 분석에 사용한 자료의 주기와 표본기간은 〈표 1〉에 요약하였다.

CD 유통수익률 자료의 분석으로 비교적 단기이자율 사이의 기간구조에서 기대이론이 성립하는가를 검토하고 금융채권 유통수익률 자료로는 중기이자율의 기간구조에서 기대이론이 성립하는가를 조사한다. 국고채권 유통수익률의 분석은 장기이자율의 기간구조에서 기대이론이 성립하는가를 검증하는 데에 유용할 것이다.

〈그림 1〉에는 세 가지 그룹의 이자율 시계열을 그래프로 각각 제시하였다. 육안으로 보더라도 이자율 사이의 괴리가 영구적으로 커지지 않는다는 점을 확인할 수 있다.

(가) 분석기간중 일별 국고채권 유통수익률 추이



4) 월별 자료의 경우에 계절성이 크지 않아 계절조정하지 않았다.

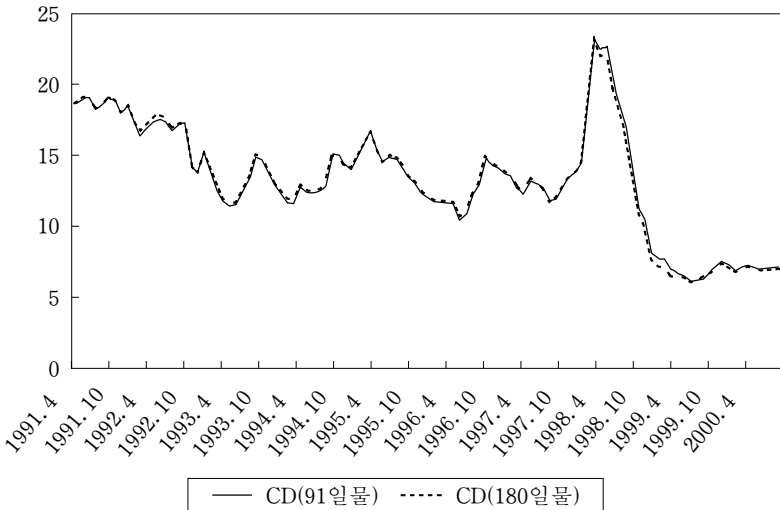
(나) 분석기간중 주별 금융채 유통수익률 추이



(다) 분석기간중 월별 금융채 유통수익률 추이



(라) 분석기간중 월별 CD 유통수익률 추이



〈그림 3〉 제조업에의 재정투융자 중 재정투자 비중

2. 이자율 스프레드의 예측력

식 (5)로부터 기간구조가 성립하게 되면 장·단기이자율의 스프레드는 미래의 단기이자율에 대한 예측력을 지니고 있어야 함을 알 수 있었다. 본 절에서는 장·단기이자율의 스프레드가 단기이자율의 미래값을 예측할 수 있는지에 대해 블록외생성 검정을 통해 살펴보기로 한다.⁵⁾

이자율의 미래값에 대한 예측력 검정은 유동성이 풍부하고 대표적인 시장 지표 이자율로 평가되는 국고채의 유통수익률에 대하여 실시하였다. 분석에 이용한 스프레드는 국고채 3년과 5년, 국고채 10년과 5년, 국고채 10년과 3년의 수익률 차이이며, 이자율은 3년만기 국고채 유통수익률, 5년만기 국고채 유통수익률, 10년만기 국고채 유통수익률이다.

스프레드는 안정적인 변수이지만 이자율의 수준변수는 단위근을 갖는 불안정한 변수이므로 1차차분하여 단위근을 제거한 후 스프레드와 이자율 차분의 2변수 VAR(Vector Autoregression)모형에 의한 외생성 검정을 통하여 이자율의 스프레드가 단기이자율에 대한 예측력을 갖고 있는지 살펴보았다. 우리가 설정한

5) 예측력에 대한 엄밀한 검정을 위해서는 표본 외 예측(out-of-sample forecast)을 실시하여 예측오차를 비교하여야 하나 본 논문은 기대가설의 성립 여부 검정에 초점을 맞추고 있으므로 외생성 검정이라는 간단한 방법을 선택하였다.

2변수 VAR모형은 식 (6)과 같다.

$$X_t = A_0 + \sum_{i=11}^{15} A_1(L)X_{t-i} + U_t \quad (6)$$

여기서, $X_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix}$

x_1 : 장·단기이자율의 스프레드

x_2 : 이자율의 변화분

시계열 간의 시차에 따른 교차상관성의 영향을 줄이고 비교적 먼 미래의 예측력을 비교하기 위해 2영업주 이전 5개 시차변수를 모형에 포함하였다.

<표 2>에 제시한 예측력 검정결과를 보면 만기 3년 국고채수익률의 과거값은 미래값에 대한 설명력이 없으나 만기 5년 국고채권수익률 스프레드의 과거값은 미래수익률에 대한 설명력이 있으며 인과관계도 일방적인 것으로 나타났다. 또한 만기 10년 국고채수익률 역시 과거값이 미래값을 설명할 수 없으나 만기 10년과 만기 3년 국고채수익률 스프레드의 과거값은 만기 3년 국고채의 미래수익률을 설명하는 것으로 나타났다. 단 만기 5년과 10년 국고채수익률 스프레드는 미래수익률의 예측에 도움이 된다는 결과를 얻지 못했다.

<표 2> 스프레드의 이자율예측력에 대한 F검정의 결과

귀무가설	국고채 3년, 5년 스프레드 국고채 3년	국고채 3년, 10년 스프레드 국고채 3년	국고채 5년, 10년 스프레드 국고채 5년
H ₁	3.657*** (0.004)	1.959* (0.088)	0.516 (0.764)
H ₂	0.151 (0.980)	1.369 (0.239)	0.595 (0.704)
H ₃	0.690 (0.362)	1.649 (0.150)	0.346 (0.884)

주: 1) H₁: 이자율차분식의 대한 스프레드 시차변수의 계수가 모두 0이다.

H₂: 스프레드식의 이자율차분 시차변수의 계수가 모두 0이다.

H₃: 이자율차분식의 이자율차분의 시차변수의 계수가 모두 0이다.

2) (**, ***)는 유의수준 10%(5%, 1%)에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

3) 괄호 안의 수치는 귀무가설의 기각을 위한 유의수준임.

3. 단위근 검정

이자율 시계열의 안정성을 검정하기 위하여 식 (6)과 같은 Augmented Dickey-

10 공적분 검정법을 이용한 기대가설 검정

Fuller(ADF)의 단위근 검정식을 추정하였다.

$$\Delta z_t = \mu + \beta t + \gamma^* z_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta z_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

시계열 z 가 단위근을 갖는가는 γ^* 가 0이라는 귀무가설을 검정함으로써 밝힐 수 있다. 많은 연구에서 이미 밝혀진 바와 같이 단위근 검정결과는 식 (7)에 포함되는 Δz_t 의 시차수에 영향을 받을 수 있다. 최적시차수를 정하기 위해 일별 자료의 경우에는 해당 기간 주별 영업일을 고려하여 $p \leq 5$ 의 제약하에서, 주별과 월별 자료의 경우에는 $p \leq 4$ 의 제약하에서 Schwarz(1978)의 기준을 적용하였다.

모든 시계열의 단위근 검정결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 3년, 5년, 10년 만기의 국고채권의 일별 유통수익률은 모두 적분된 불안정한 변수이며, 1차차분 이후 안정성이 확보되는 I(1)변수임을 보여 주고 있다. 주별 금융채수익률에 대한 시계열적 안정성 검정결과를 보면 일별 국고채수익률과 마찬가지로 모든 만기에서 적분된 불안정한 자료이며 1차차분 후 안정성이 확보됨을 알 수 있다. 월별 금융채수익률과 월별 CD수익률 역시 I(1)의 특성을 갖고 있다.

<표 3> 단위근 검정결과

구 분		$\beta=0$		$\mu \neq 0, \beta \neq 0$		$\mu = \beta = 0$	
자료명	만기	Z_t	$Z_t(1-L)$	Z_t	$Z_t(1-L)$	Z_t	$Z_t(1-L)$
국고채 (일별)	3년	-0.860	-12.105***	-2.426	-12.090***	-1.629*	-11.993***
	5년	-1.333	-11.307***	-2.644	-11.299***	-1.685*	-11.192***
	10년	-1.824	-6.254***	-1.721	-6.275***	-0.068	-6.282***
금융채 (주별)	1년	-1.560	-15.645***	-2.492	-15.629***	-1.387	-15.610***
	2년	-1.823	-17.391***	-2.381	-17.373***	-1.330	-17.362***
	3년	-2.032	-18.634***	-2.592	-18.616***	-1.303	-18.611***
금융채 (월별)	1년	-2.073	-5.450***	-2.728	-5.426***	-1.187	-5.408***
	2년	-2.049	-5.953***	-2.637	-5.929***	-1.213	-5.904***
	3년	-2.074	-6.580***	-2.604	-6.557***	-1.233	-6.526***
CD (월별)	91일	-2.336	-5.827***	-2.958	-5.799***	-1.298	-5.799***
	180일	-2.267	-5.847***	-2.955	-5.819***	-1.300	-5.817***

주: 1) (**, ***)는 각각 10%(5%, 1%) 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함. 단 임계치는 McKinnon(1991)을 기준으로 함.

2) 검정식에 포함된 시차수는 국고채의 경우에는 2인 경우가 많았으나 그 외의 경우에는 모두 1임.

3. Engle-Granger의 2단계 공적분 검정

Engle and Granger(1987)에 의하면 $(n \times 1)$ 벡터의 시계열 z_t 의 개별시계열이 단위근을 갖는 불안정한 변수이지만, 이 변수들의 선형결합(linear combination)인 $\beta'z_t$ 가 안정적이라고 하면 0이 아닌 $(n \times 1)$ 공적분벡터 β 가 존재하며 이 시계열들은 공적분되어 있다고 한다.

여기에서는 Engle-Granger의 2단계 공적분 검정방법을 통하여 이자율의 기간 구조에 기대이론이 성립하는지, 즉 이자율 스프레드가 안정적인지에 대한 검정을 실시한다. 1단계에서 구한 잔차항에 대해 식 (7)에 의한 ADF 단위근 검정방법을 적용하였다. 최적시차의 수는 앞 절의 경우와 동일한 방식으로 구하였다.

〈표 4〉에 제시한 바와 같이 국고채수익률에 대하여 Engle-Granger의 2단계 공적분 검정을 적용한 결과를 보면 국고채 3년과 5년 수익률 사이에 공적분관계가 매우 강하게 성립하고 있으며 국고채 3년과 10년, 국고채 5년과 10년의 자료에서도 상수항과 추세항을 동시에 포함한 경우를 제외하면 모두 공적분관계가 성립한다. 이는 기대가설이 시사하는 바와 같이 세 가지 만기의 국고채수익률 사이의 괴리가 시간이 흐름에 따라 영구적으로 커지지 않는다는 것을 의미한다.

또한 주별 금융채수익률을 이용하여 기대가설 성립 여부를 검정한 결과를 보

〈표 4〉 Engle-Granger 공적분 검정결과

자료명	만기조합	$\beta=0$	$\mu \neq 0, \beta \neq 0$	$\mu = \beta = 0$
국고채	3년, 5년	-3.249**	-3.740**	-3.261***
	3년, 10년	-3.168**	-2.413	-3.140***
	5년, 10년	-3.041**	-3.006	-3.011***
금융채 (주별)	1년, 2년	-5.227***	-5.435***	-5.215***
	1년, 3년	-4.532***	-4.771***	-4.523***
	2년, 3년	-4.778***	-5.832***	-4.769***
금융채 (월별)	1년, 2년	-3.663***	-3.882**	-3.662***
	1년, 3년	-3.309**	-3.552**	-3.310***
	2년, 3년	-3.368**	-3.586**	-3.371***
CD	91일, 180일	-2.988**	-3.668**	-2.997***

주: 1) (**, ***)는 각각 10% (5%, 1%) 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함. 단 임계치는 McKinnon(1991)을 기준으로 함.

2) 검정식에 포함된 시차수는 주별 금융채의 경우에는 3이며 그 외의 경우에는 1임.

12 공적분 검정법을 이용한 기대가설 검정

면 모든 만기구조 조합에서 뚜렷한 공적분관계가 성립하여 기대가설이 매우 강건하게 성립된다. 월별 금융채자료를 이용한 경우에는 시차의 수에 따라 일별 자료나 주별 자료보다는 통계적 유의성이 떨어지나 최적시차수를 적용하면 모든 경우에 있어 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다.

CD의 경우에도 91일물과 180일물의 월별 유통수익률 사이에 통계적으로 유의한 공적분관계가 성립하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있었다.

4. Johansen-Juselius의 벡터공적분 검정

앞 절에서 살펴보았듯이 Engle-Granger의 2단계 공적분 검정법을 적용하면 대부분의 이자율 기간구조에서 기대가설이 성립한다. 그러나 국고채수익률과 금융채수익률의 경우에는 만기의 종류가 세 가지이므로 다변량 공적분관계의 검정에 보편적으로 활용되는 Johansen and Juselius(1990)의 벡터공적분 검정방법을 이용하여 기대가설 성립 여부를 재검토할 필요가 있다. 따라서 3년, 5년, 10년 만기의 국고채수익률과 1년, 2년, 3년만기의 금융채수익률에 대하여 Johansen-Juselius의 벡터공적분 검정방법을 적용하기로 한다.

본 논문에서 적용한 Johansen-Juselius의 공적분 검정식은 식 (8)과 같다.

$$\Delta z_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} \tilde{z}_{t-1} + \alpha_{\perp} \mu_2 + \alpha_{\perp} \delta_2 t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim niid(0, \Sigma) \quad (8)$$

여기서, $\tilde{z}_{t-1} : (z'_{t-1}, 1, t)$

$\alpha_{\perp} : \alpha' \alpha_{\perp} = 0$ 이며 $rank\{\alpha \alpha_{\perp}\} = n$ 인 $k \times (k-r)$ 인 행렬

식 (8)을 이용한 공적분 검정에서 확정요인(deterministic component)에 대한 제약은 모든 가능한 경우를 다 적용하기로 하였다. 즉, $[\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ (이하 RS1)], $[\mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$ (이하 RS2)], $[\delta_1 = \delta_2 = 0$ (이하 RS3)], $[\delta_2 = 0$ (이하 RS4)], $[\beta \neq 0, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0, \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0$ (이하 RS5)]의 다섯 가지 경우를 다 살펴보았다. 벡터공적분 검정 역시 시차에 따라 그 결과가 민감하게 나타나므로 단위근 검정과 Engle-Granger 공적분 검정의 시차선택 기준과 동일한 방식으로 최적시차수를 결정하였다.

Trace 검정법을 적용한 검정결과가 <표 5>에 제시되었다. 우리는 기본적으로 수익률 사이에 존재하는 공적분벡터의 수에 관심을 갖고 있다. 먼저 국고채수

익률에 대한 공적분 검정결과를 보면 모든 제약조건하에서 공적분벡터의 수가 0, 즉 $r=0$ 이라는 귀무가설을 통계적으로 유의하게 기각함으로써 국고채수익률 사이에 적어도 하나의 공적분벡터가 존재한다는 사실을 밝힐 수 있었다. 특히 제약조건 RS1과 RS2하에서는 공적분벡터가 2개 존재하여 기대가설을 지지하고 있다.

세 가지 만기의 주별 금융채수익률을 이용한 벡터공적분 검정결과는 국고채 수익률의 경우와는 달리 기대가설에 대한 강한 실증을 보여 주고 있다. 모든 제약조건하에서 공적분벡터가 2개 이상 존재한다. 월별 금융채수익률을 이용한 벡터공적분 검정결과에서는 일별 국고채수익률을 이용한 분석결과와 유사하게 모든 제약조건에서 공적분벡터의 수가 2개라는 확고한 증거를 얻지는 못하였지만 $r=0$ 의 귀무가설은 통계적으로 유의하게 기각하였다. 이는 금융채수익률 사이에 기대가설이 어느 정도 성립하는 것으로 해석된다.

이와 같이 세 가지 조합의 이자율에 대해 벡터공적분기법을 적용한 결과를 보면 조합에 따라 통계적 유의성에 다소 차이가 있지만 대부분의 조합에서 공적분관계를 발견할 수 있었다. 특히 주별 금융채의 경우에는 기대가설이 강하게 성립함을 알 수 있다.

다음으로 공적분계수의 추정치가 기대가설을 입증하는지를 분석하기 위해 공적분벡터의 수가 2개라는 가정하에 공적분계수를 구하여 <표 6>에 제시하였다. 표에 제시한 수치는 정상화(normalize)한 값으로 추정치의 절대값이 기대가설의

<표 5> Johansen-Juselius 공적분 검정결과

자료명	H ₀	RS1	RS2	RS3	RS4	RS5
국고채	$r=0$	23.707*	43.795***	43.240***	47.926**	42.615***
	$r\leq 1$	9.367*	18.236*	17.705**	17.653	12.828
	$r\leq 2$	0.000	3.919	3.919**	3.957	2.323
금융채 (주별)	$r=0$	200.229***	218.384***	217.577***	221.005***	220.951***
	$r\leq 1$	60.453***	78.596***	77.788***	81.060***	81.010***
	$r\leq 2$	1.599	5.518	4.882**	8.046	8.032***
금융채 (월별)	$r=0$	35.727***	42.500***	42.841***	44.729**	44.296***
	$r\leq 1$	9.515	16.065	15.410**	18.000	17.651*
	$r\leq 2$	1.557	4.023	3.432*	6.000	5.988**

주: 1) (**, ***)는 각각 10%(5%, 1%) 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함. 단 임계치는 Johansen and Nielsen(1993)을 기준으로 함.

2) 검정식에 포함된 시차수는 모든 경우에 1임.

〈표 6〉 공적분계수 추정결과

	Vector1	Vector2
국고채 3년(일별)	1	0
국고채 5년(일별)	0	1
국고채 10년(일별)	-0.849*** (0.006)	-0.919*** (0.006)
금융채 1년(주별)	1	0
금융채 2년(주별)	0	1
금융채 3년(주별)	-0.999*** (0.006)	-1.002*** (0.003)
금융채 1년(월별)	1	0
금융채 2년(월별)	0	1
금융채 3년(월별)	-1.000*** (0.013)	-1.002*** (0.006)

주: 1) (**, ***)는 각각 10%(5%, 1%) 수준에서 유의함을 의미함.

2) 괄호 안의 수치는 표준오차임.

예측에 가깝다. 통계적인 엄밀한 검정은 아니나 이 점 역시 기대가설의 성립을 시사하는 증거로 볼 수 있다.⁶⁾

5. 외환위기와 이자율의 기간구조

서병선(2000)은 이자율 기대가설에 대한 실증분석을 하면서 1997년 12월 외환유동성 위기를 겪게 되면서 이자율의 움직임에 왜곡이 발생했을 가능성이 매우 높다고 지적하고 있다. 본 논문의 분석기간도 외환위기기간을 포함하고 있으므로 마찬가지로의 문제를 안고 있다. 따라서 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후에 기대가설의 성립 여부가 다르게 나타나는지에 대해 분석하기로 한다.

외환위기 이후에 이자율의 기간구조에 변화가 발생하였는지를 분석하기 위해 주별 금융채수익률 자료를 외환위기기간을 제외하고 2개의 부분기간으로 분리하였다.⁷⁾ 즉, 1991년 4월 1일부터 1997년 6월 30일까지를 외환위기 이전의 기간으로, 1999년 1월 4일부터 2000년 7월 24일까지를 외환위기 이후 기간으로

6) Drakos(2002) 역시 같은 방법으로 기대가설을 검정하고 있다.

7) 국고채수익률의 경우 공시된 자료가 외환위기 이후인 1998년 11월 28일부터 존재하며 CD 유통수익률과 금융채수익률의 월별 자료는 외환위기 이후의 관측치수가 충분하지 못하기 때문에 외환위기 이후와 이전 모두 충분한 관측치수가 확보되는 주별 금융채 유통수익률을 이용하여 분석한다.

〈표 7〉 부분기간별 Engle-Granger 공적분 검정결과

자료명	만기조합	$\beta=0$	$\mu \neq 0, \beta \neq 0$	$\mu = \beta = 0$
외환위기 이전(1991년 4월 1일~1997년 6월 30일)				
금융채 (주별)	1년, 2년	-9.201***	-9.313***	-9.186***
	1년, 3년	-8.374***	-8.801***	-8.338***
	2년, 3년	-9.176***	-10.164***	-9.144***
외환위기 이후(1999년 1월 4일~2000년 7월 24일)				
금융채 (주별)	1년, 2년	-3.111**	-4.138***	-3.081***
	1년, 3년	-3.841***	-4.260***	-2.630***
	2년, 3년	-3.587***	-3.659**	-3.632***

주: 1) (**, ***)는 각각 10%(5%, 1%) 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함. 단 임계치는 McKinnon(1991)을 기준으로 함.

2) 검정식에 포함된 시차수는 외환위기 이전의 경우에는 모두 1이며, 외환위기 이후에는 2 또는 3임.

정의하였다.

〈표 7〉에서는 외환위기 이전과 이후의 기간에 대해 Engle-Granger의 2단계 공적분 검정분석을 적용한 결과를 볼 수 있다. 양 기간 모두에서 금융채이자율 사이에 공적분관계가 존재하여 기대가설이 성립되고 있다.

또한 〈표 8〉에서는 2개의 부분기간에 대해 Johansen-Juselius의 벡터공적분 검정기법을 각각 적용한 결과를 나타내었다. 먼저 외환위기 이전에 대해 적용

〈표 8〉 부분기간별 Johansen-Juselius 공적분 검정결과

	H ₀	RS1	RS2	RS3	RS4	RS5
외환위기 이전(1991년 4월 1일~1997년 6월30일)						
금융채 (1, 2, 3)	$r=0$	169.801***	191.677***	190.833***	197.559***	197.125***
	$r \leq 1$	69.020***	89.541***	88.697***	90.478***	90.050***
	$r \leq 2$	1.532	5.291	4.475**	5.967	5.543**
외환위기 이후(1999년 1월 4일~2000년 7월 24일)						
금융채 (1, 2, 3)	$r=0$	27.599**	38.358**	37.775***	43.395**	41.897***
	$r \leq 1$	4.168	13.187	12.928*	16.832	16.406*
	$r \leq 2$	0.000	1.909	1.795	2.366	0.666

주: 1) (**, ***)는 각각 10%(5%, 1%) 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함. 단 임계치는 Johansen and Nielsen(1993)을 기준으로 함.

2) 검정식에 포함된 시차수는 외환위기 이후의 금융채($r \leq 1$)의 경우에만 2이고 다른 경우에는 모두 1임.

16 공적분 검정법을 이용한 기대가설 검정

한 결과를 보면 세 가지 만기의 금융채수익률이 완전공적분되어 있는 것으로 나타나 기대가설의 강한 실증을 얻을 수 있었다. 외환위기 이후 기간에 대해서는 외환위기 이전 기간과는 달리 완전공적분되어 있다는 증거를 얻을 수는 없으나 역시 $r=0$ 라는 귀무가설을 기각함으로써 어느 정도의 공적분관계는 성립하는 것으로 볼 수 있다. 특히 RS3와 RS5의 제약조건하에서는 공적분벡터가 2개 존재하여 기대가설을 뒷받침하고 있다.

이와 같이 각 부분기간에 대해 공적분 검정을 각각 실시한 결과 외환위기 이전과 이후의 부분기간에 따라 통계적 유의성에는 다소간 차이가 있으나 양 기간 모두 공적분관계가 성립하는 것으로 나타나 기간에 관계 없이 이자율의 기간구조에서 기대가설이 성립됨을 보여 주고 있다.⁸⁾ 이는 외환위기가 진정된 이후에도 이자율 기간구조의 특성이 크게 변하지 않았음을 의미한다. 또한 외환위기 이전인 1990년대 초·중반에도 이자율의 공적분관계가 성립하여 기존 연구와 다른 분석결과를 보여 주고 있다.⁹⁾

IV. 요약 및 결론

본 논문에서는 공적분 검정방법을 이용하여 한국 이자율의 기간구조에서 기대가설이 성립하는가에 대하여 분석하였다. 대부분의 선행연구들은 기대가설의 가정과 일치하지 않은 자료를 사용한 경우가 많아 그 결과를 신뢰하기 어려웠다. 본 논문에서는 기대가설의 가정에 부합되는 신용위험 및 유동성 등 다른 조건은 동일하고 만기만 다른 세 가지 그룹의 채권수익률을 이용하여 기대가설을 검정하였다.

그 결과 대부분의 수익률조합에서 공적분이 성립한다는 점을 밝혔으며 한국 채권시장에서 장·단기이자율 사이에 안정적인 관계가 존재한다는 실증적 증거를 얻을 수 있었다. 특히 기존의 연구결과와 달리 1990년대 초·중반의 이자율 자료에서도 기대가설이 성립한다는 점을 발견할 수 있었다.

앞으로 이자율중시 통화정책의 시행, 채권시장의 발달 등에 따라 장·단기이

8) 더욱이 국고채수익률의 경우 분석대상기간이 모두 외환위기 이후이므로 국고채수익률에 기대가설이 성립한다면 외환위기 이후에도 여전히 기대가설이 성립한다고 볼 수 있다.

9) 한국은행(2002)에서는 외환위기 이전에는 이자율 기간구조가 기대가설보다는 시장분할이론(market segmentation theory)에 의해 설명된다고 보았다. 즉, 장·단기시장 사이의 관련성이 높지 않았다고 보았다.

자율의 기간구조가 더욱 안정적인 양상을 보일 것으로 예상되며 이자율 기간구조의 경기예측력 또는 인플레이션 예측에 대한 정보변수로써의 활용도 중요한 과제로 대두될 것이다.

본 연구는 한국 채권시장에서도 기간구조를 설명함에 있어 기대가설이 성립되고 있다는 사실을 제시함으로써 이자율 기간구조에 대해 통화정책의 정보변수로써 유용성과 신뢰를 높여 주는 정책적 함의를 제시하고 있다.

참 고 문 헌

- 김세진·이증락, 「우리 나라 금리의 기간구조에 관한 연구: 기대이론의 검증」, 『금융연구』, 한국금융연구원, 1994, 1~35.
- 서병선, 「기대가설과 이자율 기간구조의 비선형 조정과정」, 『경제학연구』 48(1), 2000, 63~83.
- 한국은행, 「우리 나라의 금리기간구조 분석」, 『조사통계월보』, 2002. 3, 26~52.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “Yield Spreads and Interest Rate Movement: A Bird’s Eye View,” *Review of Economic Studies* 58, 1991, 495~514.
- Dominguez, E. and A. Novales, “Testing the Expectation Hypothesis in Eurodeposit,” *Journal of International Money and Finance* 19, 2000, 713~736.
- Drakos, K., “A Daily View of the Term Structure Dynamics: some International Evidence,” *De Economist* 150(1), 2002, 41~52.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica* 55, 1987, 251~276.
- Engsted, T. and C. Tanggaard, “Cointegration and the US Term Structure,” *Journal of Banking and Finance* 18(1), 1994, 167~181.
- Hall, A. D., H. M. Anderson and C. W. J. Granger, “A Cointegration Analysis of Treasure Bill Yields,” *Review of Economics and Statistics* 74, 1992, 116~126.
- Johansen, S. and K. Juselius, “The Full Information Maximum Likelihood Procedure for Inference on Cointegration—with Applications to the Demand

for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990, 169~210.

Johansen, S. and B. Nielsen, “Asymptotics for Cointegration Rank Tests in the Presence of Intervention Dummies,” manuscript, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, 1993.

Jondeau, E. and R. Ricart, “The Expectations Hypothesis of the Term Structure: Tests on US, German, French, and UK Euro-rates,” *Journal of International Money and Finance* 18, 1999, 725~750.

MacKinnon, J. G., “Critical Values for Cointegration Tests,” *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, eds. R.F. Engle and C.W.J. Granger, New York: Oxford University Press, 1991.

Packer, F., “Credit Risk in Japan’s Corporate Bond Market,” *Current Issues*, FRB New York, 1999.

Schwarz, G., “Estimating the Dimension of a Model,” *Annals of Statistics* 6, 1978, 461~464.

Shea, G. S., “Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest-Rate Term Structure: An Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 1992, 347~366.

[Abstract]

A Test for the Expectations Hypothesis of the Term structure of Interest Rates

Jaewoon Koo · Hoseong Moon

The expectations hypothesis of the term structure of interest rates states that long-term interest rates are an average of current and expected future short-term rates. The hypothesis is not well supported by empirical evidence because the existing literature fails in using the data consistent with the assumption of the expectations hypothesis. Applying the cointegration test technique on the data of three groups of interest rates, we find that short-term interest rates have cointegration with long-term interest rates in all cases. In particular, the short- and long-term interest rates are also cointegrated before currency crisis. The empirical findings indicate that the expectations hypothesis explains well the actual movements of the term structure of interest rates in Korea.

Keywords: term structure, expectation hypothesis, cointegration test

JEL Classification: E3