

長 · 短期 債券收益率間的 長期均衡에 관한 研究

李 弼 商* · 林 沅 錫**

논문접수일 : 94. 9

게재확정일 : 94. 12

초 록

개별 경제변수가 불안정한 시계열일지라도 이들의 선형결합이 안정적인 경우 이들 변수는 장기적으로 균형상태를 유지한다. 따라서 장 · 단기채권수익률간에 공적분관계가 존재할 경우 이들 채권수익률은 시장원리에 따라 장기균형 상태를 유지한다고 볼 수 있다. 즉, 만기차에 따른 수익률의 차가 장기적으로 균형을 이룬다고 할 수 있다.

본 연구는 공적분검정을 이용하여 장 · 단기 채권수익률간의 장기적 균형관계를 살펴보았다. 연구결과 장 · 단기채권수익률사이에는 대체로 공적분관계가 존재하지 않았으며, 이는 이들 수익률이 시장기능을 충분히 반영하지 않아 장기적 균형관계가 성립하지 않음을 의미한다. 이러한 현상은 지난날 경제발전과정에서 정부의 정책적인 금리결정과 채권시장기반의 취약성 등을 반영하는 것으로 풀이된다. 다만 1단계 금리자유화이후 금리자유화 대상 금리에 대해서는 다소의 공적분관계를 부정할 수 없었다. 따라서 금리자유화가 시장기능을 제고하여 채권수익률간에 장기균형을 성립시키는 방향으로 작용하고 있음을 알 수 있었다.

* 고려대학교 경영대학 교수

** 한국신용평가(주) 연구원

I. 서론

Shiller(1979)의 연구에 따르면 장기채권수익률은 단기채권수익률의 합리적 기대치의 가중 평균과 유동성 프리미엄의 합으로 나타난다. 따라서 장·단기 채권수익률은 서로 선형관계를 유지하며 안정적으로 움직인다고 할 수 있다. 이와 같은 선형관계를 검정하는데 있어 전통적인 계량경제학의 방법론은 사용변수들의 안정성¹⁾을 전제로 하고 있다. 그러나 Nelson and Plosser(1982)의 연구결과를 중심으로 주가, 배당금, 선물계약, 환율 등 대부분의 금융변수들이 불안정시계열임이 밝혀졌다. 따라서 장·단기채권수익률간의 관계를 살피는데 있어서도 새로운 방법론이 요구된다. Engle and Granger(1987)는 이들 불안정한 경제변수들이 서로 완전히 독립적인 것이 아니라 상호 거리를 유지하는 과생방식에 의해 결합되어 있음을 공적분이라는 개념을 통해 설명하였다. 서로 다른 두 변수가 각각 불안정한 시계열일지라도 그들의 선형 결합이 안정적이라면 이들 시계열간에는 공적분 관계가 존재하며, 이 때 두 시계열은 장기적 균형관계가 성립하여 시장이 효율적이다.

장·단기채권수익률간에 공적분관계가 존재할 경우 오차수정모형을 이용하여 이들 채권수익률간의 단기적·동태적 구조를 살펴볼 수 있다. 즉, 장기균형을 향한 이들의 일시적인 불균형 관계가 수정되는 과정을 살펴볼 수 있다. 본 연구의 목적은 우리나라 채권시장에서 공적분 기법을 이용하여 장·단기 채권수익률간에 장기적인 균형관계가 성립하는가를 공적분기법을 이용하여 검정하고자 한다. 만기차에 따른 채권의 수익률이 시장의 원리를 충분히 수용하여 장기적으로 안정적 균형을 이룰 경우 이들 채권수익률간에는 공적분관계가 존재할 것이다.

본 연구의 분석대상기간은 1987년 1월부터 1994년 3월까지의 기간과 1단계 금리자유화가 실시된 1991년 11월 이후부터 1994년 3월까지의 기간을 구분하여 검정하였다. 이는 1단계 금리자유화 이후 시장이 얼마나 시장기능에 따라 움직이고 있는가를 살펴보기 위함이다.

1) 시계열의 안정성은 어떤 시계열이 단기적인 임의 충격에 의해 그 추세치에서 이탈하더라도 장기적으로는 그 추세치로 돌아가려는 경향을 의미한다. 따라서 시계열이 안정적인 경우 그 시계열에 주어지는 무작위적 충격은 오직 잠정적인 효과만을 초래하는 반면, 시계열이 불안정한 경우에는 무작위적 충격이 누적되고, 미래치에 대해 영속적인 영향을 미친다. 이 때문에 불안정한 시계열을 적분시계열이라고도 부르며 자기회귀모형으로 표시했을 때 그 특성방정식의 근이 1이기 때문에 단위근을 갖는다고 말한다.

II. 모형의 설정

Shiller(1979)가 제시한 이자율 기간구조의 기대이론은 이자율의 기간 구조에 있어 장기이자율은 식(1)과 같이 단기이자율의 합리적 기대치의 평균과 유동성 프리미엄의 합으로 표현된다. 두 확률과정 y_t, x_t 에 대하여 y_t 는 x_t 의 미래 기대값의 할인한 값의 선형함수를 의미하며, y_t 는 채권의 장기수익률, x_t 는 단기수익률을 의미한다. 이때 x_t 계수들의 합은 1이며, 가까운 미래의 단기수익률이 먼 미래의 단기수익률보다 현재의 장기수익률에 더 큰 영향을 미친다.²⁾

$$y_t = \theta(1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t x_{t+i} + c \quad (1)$$

단, y_t : 장기채권수익률

x_t : 단기채권수익률

θ : 조정계수

δ : 할인율 : $0 < \delta < 1$

E_t : 수학적 기대치

c : 상수항

따라서 만약 채권시장에서 기대이론이 성립한다면 장기수익률은 단기수익률의 선형결합으로 나타날 것이다. Campbell and Shiller(1987)에 의하면 식(1)은 $\xi_t \equiv y_t - (1/\delta)[y_{t-1} - \theta(1 - \delta)x_{t-1}]$ 의 검정으로 가능하다. ξ_t 는 t 기에 있어 시장의 모든 정보하에서 단기채권에 대한 장기채권의 초과수익률을 의미한다. 전통적 계량이론을 적용하려면 ξ_t 를 예측하기 위한 독립 변수들이 안정적이어야 한다. 따라서 장기채권수익률과 단기채권수익률이 불안정시계열일 경우 기존의 계량적 방법은 의미가 없다.³⁾

Campbell and Shiller(1987)에 따르면 새로운 변수 S_t 를 식(2)에서처럼 정의하였으며, 이때 S_t 는 장기채권수익률과 단기채권수익률간의 스프레드이다. 식(1)의 양변에 θx_t 를 빼주고 정리하면, 식(3)을 구할 수 있다. 장기채권수익률이 대부분의 거시경제변수처럼 1차차분후

2) Modigliani and Sutch(1967)도 장기이자율은 과거 5년간의 단기이자율의 시차항으로 설명될 수 있고, 각 시차변수계수들의 합은 '1'에 가까우며 가장 최근 전기의 계수가 가장 많은 설명력이 있음을 보였다.

3) y_t, y_{t-1}, x_{t-1} 이 불안정시계열일 경우 이들의 회귀분석은 의미가 없다.

안정이라면⁴⁾, 식(3)에 의해 S_t 도 안정적이고, 이는 식(2)에 의해 장기채권수익률(y_t)과 단기채권수익률(x_t)이 공적분되었음을 의미한다.⁵⁾

$$S_t \equiv y_t - \theta x_t \quad (2)$$

$$S_t = \left(\frac{\delta}{1-\delta} \right) E_t \Delta y_{t+1} + c \quad (3)$$

만기가 다른 채권수익률간의 공적분관계는 이들 사이의 선형결합후 남은 잔차항 (S_t)이 안정적이어서 결국에는 이들 수익률이 장기적으로 균형관계가 있다는 사실을 의미한다. 즉, 식(2)에서 장·단기채권수익률간의 만기차에 따른 수익률의 차(S_t)가 안정적이라는 것은 이들 채권수익률간의 공적분이 성립함을 의미하고, 이는 이들 수익률이 일정한 스프레드를 유지함으로써 장기적으로 균형을 이룬다고 할 수 있다.

따라서 두 시계열 y_t 와 x_t 간의 공적분검정을 위한 회귀식은 식(4)와 상수항을 추가한 식(5)이며, 공적분검정은 잔차항 (S_t)의 안정성검정이 된다.

$$y_t = \theta x_t + S_t \quad (4)$$

$$y_t = \mu + \theta x_t + S_t \quad (5)$$

공적분검정은 두 시계열이 단위근을 갖는 적분시계열이어야 하므로, 수준변수와 차분후 각 시계열의 단위근 검정이 선행되어야 한다. 또한 공적분된 변수들을 식별하고 나면, 이들 변수간의 단기 행태적인 조정과정을 설명할 수 있는 오차수정모형이 존재하므로 장기채권수익률과 단기채권수익률간의 단기동태적 관계를 살펴 볼 수 있다. 즉, 오차수정모형을 통한 인과관계의 검정으로 이들 수익률이 장기적 균형점을 향해가는 단기 조정과정을 살펴 볼 수 있다.

4) 수준변수(y_t)는 단위근을 가지는 불안전시계열이나 1차차분변수 ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$)가 안정적임을 의미한다.

5) 일반적으로 공적분회귀식은 $y_t = \beta x_t + \varepsilon_t$ 에서 ε_t 의 안정성 검정이다. 식(2)를 재배열하면 $y_t = \theta x_t + S_t$ 이므로, S_t 가 안정적이라면 x_t 와 y_t 는 공적분되었다고 할 수 있다.

Ⅲ. 자료와 실증분석

1. 자료의 선정

우리나라의 시장이자율로서 유효한 시계열은 1986년부터 시작되었다고 할 수 있다. 이는 통화당국이 1986년 이후 통화안정증권을 대량발행하게 되었고, 채권시장이 본격적으로 가동되기 시작하였으며, 더욱이 통안증권금리시장연동, 금융채금리자유화, 보증사채금리자유화 등 금리자유화를 진전시켰기 때문이다.

본 연구는 장기채권과 단기채권의 수익률을 분석대상으로 하므로, 장기와 단기의 기준이 필요하다. 우리나라에서의 단기금융시장은 단기자금의 수요자와 공급자간 수급불균형을 조절하기 위하여 통상 1년미만 금융자산이 거래되는 시장이다. 따라서 우리나라의 대표적인 단기시장금리는 잔존기간 1년 미만의 채권유통수익률로 보는 것이 타당하다.

본 연구에서는 <표 1>에서와 같이 우리나라의 대표적인 시장이자율 중 단기수익률로서 통화안정증권수익률, 잔존만기 1년이하의 금융채수익률을 선정하였고, 장기수익률로는 3년기준 회사채 유통수익률과 5년만기 국민주택채권 수익률, 7년만기 서울지하철채권수익률을 선정하였다. 또한 금융채를 비롯한 국채와는 달리 회사채의 경우 지불불이행위험이 포함되는 것을 줄이고 단기 채권의 기간구조에 따른 영향만을 고려하기 위하여 잔존만기 3년물의 보증부 사채 단순평균수익률을 표본의 대상으로 삼았다. 또한 91년 1단계금리자유화 이후에는 자유화된 90일물, 180일물 CD수익률을 단기금리지표로 추가 선정하였다.

<표 1> 실증분석에 사용된 시계열 자료

| 구분 | 시계열 자료 | 대 상 기 간 | 변 수 명 |
|--------|----------------|---------------------|-------|
| 단 기 | 통화안정증권수익률 | 1987. 01 - 1994. 03 | NS |
| | 금융채 수익률 | 1987. 01 - 1994. 03 | FI |
| 기 | CD 유통수익률(91일) | 1991. 11 - 1994. 03 | CD1 |
| | CD 유통수익률(180일) | 1991. 11 - 1994. 03 | CD2 |
| 장 기 | 회사채유통수익률 | 1987. 01 - 1994. 03 | CO |
| | 국민주택채권수익률 | 1987. 01 - 1994. 03 | HO |
| | 지하철채권수익률 | 1987. 01 - 1994. 03 | SU |

2. 실증분석 결과

장 단기채권수익률간의 장기균형관계는 공적분회귀식에서의 S_t 의 안정성 검정이다⁶⁾. 개별 수익률이 불안정한 시계열일지라도 이들의 선형결합의 안정성을 검정하는 것이 공적분검정이므로 먼저 각각의 채권수익률의 안정성검정을 할 필요가 있다. 따라서 단위근검정을 실시한 후 이들의 선형결합인 공적분회귀식의 안정성검정을 실시하였다.

(1) 단위근검정 결과

본 연구에서는 DF검정법과 ADF검정법으로 단위근검정을 실시하였으며, 5가지의 검정식을 이용하였다⁷⁾. 각 시계열 자료의 수준변수들의 단위근 검정 결과 <표 2>에서 알 수 있듯이 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없어 모든 변수들이 단위근을 갖는 것으로 나타났다. 이는 대부분의 거시경제 시계열이 단위근을 갖는 불안정 시계열이라는 기존의 연구결과와 일치한다고 할 수 있다. 한편 개별 시계열의 1차차분후의 단위근검정 결과 <표 3>에서 보는 바와 같이 거의 모든 시계열이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하여, 1차 차분후 안정적이라는 것을 알 수 있다. 따라서 장·단기 채권수익률이 대부분의 거시경제변수처럼 1차 적분시계열이라는 것을 알 수 있다.

6) 편의상 이후에는 공적분회귀식(4), (5)에서의 μ , θ , S_t 를 각각 α , β , ε 로 전환하여 전개하고자 한다.

7) ADF검정에서 시차의 선정은 AIC기준과 SBC기준에 의해 결정되거나, 대략 4, 6, 8개 정도의 시차차분변수를 대입해서 단위근의 존재를 판단하는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 $p=4$ 를 정하였다.

단위근의 검정은 1차 자기상관모형(AR(1)) $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ 로부터 ρ 가 1과 유의적으로 같은가의 검정이며, 이때 위식의 양변에 x_{t-1} 를 빼주었을 경우 아래의 검정식으로 나타낼 수 있다. 이때 $\hat{\rho}(\hat{\varphi})$ 은 전통적분포를 따르지 않으므로 Dickey and Fuller(1981)과 Fuller(1976)의 경험적분포에서 임계치를 참조한다.

$$I : \Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$II : \Delta x_t = \mu + \varphi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$III : \Delta x_t = \mu t + \varphi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$IV : \Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$V : \Delta x_t = \mu + \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$VI : \Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

$$\varphi : \rho - 1$$

$$t : \text{추세치(time trend)}$$

〈표 2〉 수준변수의 단위근검정 결과

| 구 분 | I | II | III | IV | V |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|
| FI | -0.2971 | -1.5367 | -1.4956 | -0.2335 | -1.3773 |
| MS | -0.3001 | -1.6237 | -1.5740 | -0.2392 | -1.3891 |
| CO | -0.2327 | -1.0667 | -0.8307 | -0.2192 | -1.4662 |
| HO | -0.0552 | -1.3180 | -0.9313 | -0.0696 | -1.5065 |
| SU | -0.2649 | -1.0668 | -0.9462 | -0.2208 | -1.3280 |
| CD1 | -1.4450 | -1.4344 | -1.8897 | -1.0896 | -1.2350 |
| CD2 | -1.4308 | -1.3620 | -1.8092 | -1.0967 | -1.2554 |

〈표 3〉 1차차분후의 단위근 검정 결과

| 구 분 | I | II | III | IV | V |
|-----|----------|----------|----------|----------|----------|
| FI | -6.9829* | -6.9417* | -7.0052* | -4.1017* | -4.0746* |
| MS | -7.5077* | -7.4635* | -7.5282* | -4.1652* | -4.1389* |
| CO | -7.0026* | -6.9604* | -7.1167* | -3.8789* | -3.8530* |
| HO | -6.9904* | -6.9501* | -7.1167* | -3.8956* | -3.8717* |
| SU | -6.3584* | -6.3206* | -6.4443* | -4.1062* | -4.0791* |
| CD1 | -3.9826* | -4.0513* | -4.0179* | -2.3060* | -2.5383 |
| CD2 | -4.0133* | -4.0898* | -4.0531* | -2.2023* | -2.4561 |
| 5% | -1.95 | -2.89 | -3.45 | -1.95 | -2.89 |

주 : *는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각.

(2) 공적분 검정 결과

장 단기 채권수익률이 불안정한 시계열일지라도 이들 수익률간의 잔차항이 안정적일 경우 공적분이 성립한다. 이때 이들 수익률의 잔차항은 단기차에 따른 수익률차로서, 잔차항이 안정적일 경우 이들 채권수익률은 장기적으로 일정한 균형관계를 가진다고 할 수 있다.

단기수익률로서 통화안정증권수익률과 금융채수익률, 장기수익률로서 회사채수익률, 국민주택채권수익률, 지하철채권수익률간의 공적분회귀식을 구했다. 각 회귀식의 검정통계량

(ξ)은 Engle and Granger(1987)에 의해 제시된 모형으로부터 통계량을 이용하였다⁸⁾.

장·단기 채권수익률간의 공적분 검정결과는 <표 4>에서 알 수 있듯이 87년부터 94년 3월 까지의 기간에 있어 대부분의 장·단기 채권수익률간에는 공적분 관계가 존재하지 않았다. 이는 우리나라 채권시장에서 장·단기채권수익률이 시장기능에 의한 장기적 균형관계가 성립하지 않는다는 것을 의미한다. 또한 이는 발행금리와 유통금리와의 괴리, 단기채권 중심의 만기 구조, 채권수요기반의 취약, 유통시장의 조직화 및 체계화 미흡 등 우리나라 채권시장의 규모와 질적인 면에서의 취약한 모습을 반영하고 있다고 할 수 있다.

그러나 V식에서는 채권수익률간에는 공적분관계가 존재하지 않는다고 부정할 수 없었다. 즉, 회사채와 통안증권사이에는 10%유의수준에서 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 기각하는 통계량이 CRDW, DF, RVAR, UVAR에서 존재하였다. 따라서 우리나라 채권시장에

8) 본 연구에서 장기채권수익률(y_t), 단기채권수익률(x_t)간의 회귀식은 5개이다. 회사채수익률과 통화안정증권수익률과의 공적분회귀식은 $y_t(=HO_t)=\alpha+\beta x_t(=MS_t)+\varepsilon_t$ 로 표시할 수 있다. 회귀식 $y_t=\alpha+\beta+\varepsilon_t$ 으로부터 잔차항(ε_t)의 안정성 검정은 $\varepsilon_t=\rho\varepsilon_{t-1}+u_t$ 으로부터 ρ 가 유의적으로 1과 같은가의 검정이다. 검정통계량(ξ)은 Engle and Granger(1987)가 제시한 것이며, 이때 t-통계량 및 F-통계량 모두 전통적분포를 따르지 않는다. 한편 $p=4$ 이다.

$$\begin{aligned}
 &CRDW(\xi_1) : y_t = \mu + \alpha x_t + \varepsilon_t \quad \xi_1 = DW \\
 &DF(\xi_2) : \Delta \varepsilon_t = -\varphi \varepsilon_{t-1} + v_t \quad \xi_2 = \tau \\
 &ADF(\xi_3) : \Delta \varepsilon_t = -\varphi \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \varepsilon_{t-i} + v_t \quad \xi_3 = \tau \\
 &RVAR(\xi_4) : \Delta y_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + v_{1t}, \Delta x_t = \beta_2 \varepsilon_{t-1} + r \Delta y_t + v_{2t} \\
 &\quad \xi_4 = \tau^2_{\varepsilon} + \tau^2_{v_1} + \tau^2_{v_2} \\
 &ARVAR(\xi_5) : \Delta y_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + v_{1t} \\
 &\quad \Delta x_t = \beta_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta x_{t-i} + r \Delta y_t + v_{2t} \\
 &\quad \xi_5 = \tau^2_{\varepsilon} + \tau^2_{v_1} + \tau^2_{v_2} \\
 &UVAR(\xi_6) : \Delta y_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta x_{t-i} + r \Delta y_t + v_{2t} \\
 &\quad \xi_6 = \tau^2_{\varepsilon} + \tau^2_{v_2} \\
 &UVAR(\xi_7) : \Delta y_t = \mu_1 \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + v_{1t} \\
 &\quad \Delta x_t = \mu_2 \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + r \Delta y_t + v_{2t} \\
 &\quad \xi_7 = 2[F_1 + F_2] \\
 &AUVAR(\xi_8) : \Delta y_t = \mu_1 \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + v_{1t} \\
 &\quad \Delta x_t = \mu_2 \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta x_t + r \Delta y_t + v_{2t} \\
 &\quad \xi_8 = 2[F_1 + F_2]
 \end{aligned}$$

단, DW : Durbin-Watson 통계량
 $\Delta \varepsilon_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$
 $\varphi = \rho - 1$
 τ : ρ 의 t-통계량
 F_1 : $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 에 대한 F-통계량
 F_2 : $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 에 대한 F-통계량

서 미약하지만, 회사채와 통안증권사이에는 장기적 균형관계를 부정할 수 없었다. 이는 회사채와 통안증권의 시장기능을 다소 수용하는 것으로 풀이될 수 있겠으나, 통계적으로 크게 유의적이라 할 수 없으며, 실제적으로 통안증권의 경우 완전한 시장기능에 의한 수익률 결정은 이루어지고 있다고 하기는 어렵다.

〈표 4〉 공적분 검정결과 I

| 구분 | CRDW | DF | ADF | RVAR | ARVAR | UVAR | AUVAR |
|-----|---------|---------|--------|-----------|--------|----------|--------|
| I | .2791 | 2.5433 | 2.3692 | 9.3836 | 5.4520 | 12.9158 | 7.7162 |
| II | .2488 | 2.3856 | 2.3173 | 8.9126 | 5.2931 | 12.2084 | 7.4416 |
| III | .3545* | 2.8741 | 2.4936 | 8.6198 | 6.2541 | 11.6662 | 8.0050 |
| IV | .3271* | 2.7514 | 2.4287 | 8.0903 | 6.1093 | 10.8696 | 7.7998 |
| V | .4569** | 3.3050* | 2.5295 | 14.3003** | 6.6886 | 18.4264* | 9.0936 |
| VI | .3679* | 2.9245 | 2.5343 | 15.1129** | 5.4803 | 15.9584 | 7.7936 |
| 5% | .386 | 3.37 | 3.17 | 13.6 | 11.8 | 18.6 | 17.9 |
| 10% | .322 | 3.03 | 2.84 | 11.0 | 9.7 | 16.0 | 15.5 |

주 : 1) 임계치(critical value : 5% 유의수준, 10% 유의수준)는 Engle and Granger (1987) 참조.

2) **는 5% 유의수준에서, * 10% 유의수준에서 유의한 수치임.

3) 공적분회귀식

$$I : y_t (=HO_t) = \alpha + \beta x_t (=MS_t) + \varepsilon_t$$

$$II : y_t (=HO_t) = \alpha + \beta x_t (=FI_t) + \varepsilon_t$$

$$III : y_t (=SU_t) = \alpha + \beta x_t (=MS_t) + \varepsilon_t$$

$$IV : y_t (=SU_t) = \alpha + \beta x_t (=FI_t) + \varepsilon_t$$

$$V : y_t (=CO_t) = \alpha + \beta x_t (=MS_t) + \varepsilon_t$$

$$VI : y_t (=CO_t) = \alpha + \beta x_t (=FI_t) + \varepsilon_t$$

한편 금리자유화가 실시되면서, 채권시장이 진정한 시장원리에 따라 움직인다면, 장 단기 채권수익률간에는 균형관계가 성립하는 공적분관계가 존재해야 할 것이다. 따라서 제 1 단계 금리자유화가 실시된 91년 11월 이후의 각 채권수익률간의 공적분검정을 실시하였다. 금리자유화 대상인 90일물, 180일물 CD수익률과 3년만기 회사채수익률간의 공적분 검정결과 〈표 5〉의 VII 식, VIII 식에서 보듯이 10% 유의수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각

하는 통계량이 존재하여 공적분관계를 부정할 수 없었다. 따라서 1단계 금리자유화이후, 금리 자유화 대상 금리에 대해서는 균형관계가 성립하지 않는다고는 할 수 없다. 시장에서 이들 채권수익률이 미약하나마 어느 정도 시장기능을 수행하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러므로 시장기능의 제고를 위하여 금리자유화는 필요하다 할 것이다.

아직 1단계 금리자유화가 실시된지 얼마되지 않았다. 그러므로 시계열 자료의 부족으로 인한 분석의 한계점은 극복할 수 없다. 따라서 보다 충분한 기간이 지난 이후의 공적분검정을 통하여 이들간의 장기적 균형을 살펴보는 것이 필요하다.

〈표 5〉 공적분 검정결과 II

| 구분 | CRDW | DF | ADF | RVAR | ARVAR | UVAR | AUVAR |
|-----|---------|---------|----------|--------|--------|---------|-----------|
| VI | .6172** | 2.8382 | 3.3196** | 7.6468 | 6.3306 | 13.5224 | 18.1130** |
| VII | .6260** | 3.1030* | 2.9783* | 9.3335 | 6.3378 | 15.1750 | 19.4424** |
| 5% | .386 | 3.37 | 3.17 | 13.6 | 11.8 | 18.6 | 17.9 |
| 10% | .322 | 3.03 | 2.84 | 11.0 | 9.7 | 16.0 | 15.5 |

주 : 1) **는 5% 유의수준에서, *는 10% 유의수준에서 유의한 수치임.

2) 공적분회귀식

$$VI : y_t (=CO) = \mu + \beta x_t (=CD1_t) + \varepsilon_t$$

$$VII : y_t (=CO) = \mu + \beta x_t (=CD2_t) + \varepsilon_t$$

(3) 오차수정모형을 이용한 인과관계 분석결과

두 변수간의 공적분관계 즉, 장기균형관계가 존재한다고 여겨지면, 이들 변수간의 단기적인 불균형의 조정과정을 설명할 수 있는 오차수정모형이 존재한다.

〈표 6〉은 87년 이후부터 94년 3월까지의 전기간에 걸쳐 공적분관계가 있다고 여겨지는 회사채와 통안증권간의 오차수정모형을 통한 인과관계 분석이다⁹⁾. 도표에서 알 수 있듯이 대체로 장기적인 균형을 위한 조정과정을 찾을 수가 없었으나, $p=1$ 인 경우에 어느 정도의 불균형 조정과정을 알 수 있었다. 즉, 오차수정항의 계수가 영(0)이 아닌 경우는 10% 유의수준에서

9) 본 연구에서의 오차수정모형은 다음과 같다.

$$a: \Delta y_t = \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta y_{t-i} + \alpha_1 \varepsilon_t + v_t$$

$$b: \Delta x_t = \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_2 \Delta x_{t-i} + \alpha_2 \varepsilon_t + v_t$$

$t-1$ 인 경우 외에 없었다. 이는 통안증권수익률과 회사채수익률간의 공적분이 통계적으로 강한 유의성을 보이지 않는다는 것을 암시한다고 할 수 있다.

그러나 현재(t)의 통안증권수익률의 변동은 아래의 결과에서 보는 바와 같이 전기($t-1$)의 통안증권수익률과 회사채수익률에 영향을 받을 뿐만 아니라, 전기의 통안증권수익률과 회사채수익률간의 균형치의 실제치의 차($et-1$)에 의해 영향을 받는데 이들 차이의 약 19.7%정도가 통안증권수익률에 반영된다는 것을 부정할 수 없다.

〈표 7〉은 91년 11월 이후 공적분관계가 존재한다고 여겨지는 회사채수익률과 180일물 CD 수익률간의 오차수정모형을 이용한 인과관계검정 결과이다. 회사채 수익률과 CD수익률간의 양방향의 인과관계가 존재하고, 전기의 오차항이 현재의 회사채수익률과 CD수익률의 변동을 일부 설명한다고 할 수 있다. 즉, 현재 회사채수익률 변동과 CD수익률의 변동은 각각 전기 회사채 수익률의 변동과 과거 CD수익률의 변동외에 전기 균형치와 실제치와의 차에 의해 영향을 받는데 이들 차이의 약 38.39%, 74.15%에 영향을 받는다고 할 수 있다. 그러나 대체로 ($t-1$)기 이전에는 CD수익률이 회사채수익률보다 과거의 불균형이 현재에 더 지속적으로 조정되어진다고 할 수 있다.

〈표 6〉 오차수정모형을 이용한 인과관계 검정결과 I

| 시차(p) | $\alpha_1=0$ | $\beta_{11}=0^a$ | $\alpha_2=0$ | $\beta_{21}=0^b$ |
|-------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 1 | -0.6531 (0.5271) | 3.4632 (0.0663) | 1.9749* (0.0516) | 0.62133 (0.4361) |
| 2 | -1.0419 (0.3007) | 1.9322 (0.1515) | 1.4168 (0.1478) | 0.5138 (0.6002) |
| 3 | -0.6855 (0.4954) | 1.3953 (0.2506) | 1.5523 (0.1248) | 0.3725 (0.7731) |
| 6 | -0.1919 (0.8484) | 0.7793 (0.5890) | 1.5608 (0.1233) | 0.5234 (0.7886) |
| 9 | -8.8434 (0.4025) | 0.7973 (0.6201) | 0.5344 (0.5951) | 0.8029 (0.6152) |

주 : 1) 공적분 회귀식 : $y_t(=CO_t) = \alpha + \beta x_t(=MS_t) + \varepsilon_t$

2) *는 10% 유의수준에서 유의한 수치임.

3) 괄호안의 p값.

$$\Delta x_t = 0.3857 \Delta x_{t-1} - 0.1965 \Delta y_{t-1} + 0.1970 \varepsilon_{t-1}$$

(2.4425) (-1.0019) (1.9749)

〈표 7〉 오차수정모형을 이용한 인과관계 검정결과 II

| 시차(p) | $\alpha_1=0$ | $\beta_{1t}=0^a$ | $\alpha_2=0$ | $\beta_{2t}=0^b$ |
|-------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
| 1 | 2.1968** (0.0354) | 1.6864 (0.2031) | 3.0522*** (0.0045) | 0.0142 (0.9058) |
| 2 | 1.2964 (0.2051) | 4.4965** (0.0196) | 1.8888* (0.690) | 2.7575* (0.0796) |
| 3 | 2.5389** (0.0206) | 2.9484* (0.0691) | 2.7530** (0.0131) | 1.6535 (0.2106) |
| 6 | 1.8009 (0.1052) | 1.5983 (0.2441) | 2.4153** (0.0389) | 1.2705 (0.3512) |

주 : 1) 공적분 회귀식 : $y_t (=CO_t) = \mu + \beta x_t (=CD_t) + \varepsilon_t$

2) ***는 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준에서 유의함.

3) 괄호안의 p값.

$$\Delta x_t = -0.2300 \Delta y_{t-1} - 0.5002 \Delta x_{t-1} + 0.3839 \varepsilon_{t-1}$$

(-0.7479) (2.1516) (2.1968)

$$\Delta x_t = 0.6342 \Delta x_{t-1} - 0.4500 \Delta y_{t-1} + 0.7415 \varepsilon_{t-1}$$

(1.9623) (-1.0469) (3.0522)

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 장 단기 채권수익률간의 장기균형관계를 공적분과정을 통해 고찰해 보았다. 공적분검정 이전에 단위근 검정이 선행되어야 하는데, 장 단기채권수익률은 대부분의 거시경제변수들처럼 모두 단위근을 가지는 1차적분된 불안정시계열로 판정되었다. 단위근을 가지는

장기채권수익률과 단기 채권수익률간에는 대체로 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 표본으로 사용된 대부분의 장·단기 채권수익률간에는 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이는 우리나라 채권시장에서 채권수익률간의 장기적 균형관계가 성립하지 않음을 의미한다고 할 수 있다. 이러한 현상은 지난날 경제발전과정에서 요구되는 금리차별을 위하여 정부의 정책적인 금리체제를 유지해온 과정에서 파생된 채권시장 기반의 취약성을 반영하는 것이라 할 것이다.

그러나 회사채수익률과 통안증권채권수익률간에는 미약하지만 다소의 공적분관계를 부정할 수 없었다. 따라서 이들 수익률간에는 뚜렷하지는 않지만, 어느 정도 장기적으로 시장기능에 따라 수익률이 형성됨을 부정할 수 없었다. 이는 비록 이들 수익률이 완전한 시장기능에 의한 수익률결정은 이루어지지 않고 있으나, 그 발행과 거래량이 타 채권에 비해 크다는 것에 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 최근 들어 금융자유화 개방화의 조류속에서 정부의 직접적인 통제금리체제에서 점차 자유시장금리체제로 변해가고 있는 중이다. 지난 91년 8월에 발표된 금리자유화 4단계 계획이 이러한 방향의 구체화라고 할 수 있다. 따라서 91년 11월 금리자유화 1단계 실시 이후, 시장이 자율시장금리체제를 추구한다면, 장·단기 채권수익률간에는 공적분이 존재해야 할 것이다. 연구 결과 금리자유화 실시 대상 수익률인 회사채유통수익률과 CD수익률간에는 공적분관계를 부정할 수 없었다.

따라서 경제규모의 확대와 산업구조의 고도화에 따라 정부주도 경제운용방식에 따른 금융규제가 한계를 보이는 시점에서 경제의 효율성 제고를 위하여 금리자유화는 불가피하며, 대외적으로도 금융의 국제화 범세계화추세에 효과적으로 대응하기 위하여 바람직하다고 할 수 있다.

본 연구의 시계열자료는 87년 1월이후 자료를 이용하였다. 우리나라의 시장금리지표로서 유효한 시계열이 86년 11월 이후부터라고 할 때, 결코 충분한 기간이라고 할 수 없다. 더우기 1단계 금리자유화가 실시된 91년 11월 이후 얼마의 기간이 지나지 않았으므로 시기상조적인 연구일 수도 있다. 따라서 시계열 자료의 부족으로 인한 분석의 한계점은 지닌다고 할 수 있다. 그러나 공적분이라는 새로운 분석틀을 이용하여 우리나라 채권시장에서 장·단기채권수익률간의 장기적 균형관계를 살펴본 것으로 의의를 찾고자 했다.

참고 문헌

1. 김 기화, 경기순환이론, 다산출판사, 1990.
2. 최 범수, “단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 검정법에 대한 개요”, 한국개발연구 1989(제 11 권 제 2 호), pp. 119-143.
3. Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No51, 1987, pp. 1062-1088.
4. _____, “A Simple Account of the Behavior of Long-Term Interest Rates”, *American Economic Review*, Vol. 74, No. 2, 1984, pp. 44-48.
5. Choi, B., “The Effect of the Monetary Regime Changes on Stability of the Financial Market -Lessons from the U. S. Experience-,” KDI Working paper, 1989.
6. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 1979(74), pp. 427-431.
7. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
8. Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, 1976.
9. Granger, C. W. J. and W. K. Newbold, “Spurious Regressions in Economics,” *Journal of Econometrics*, Vol 2, 1974, pp. 111-120.
10. Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton Univ. Press, 1994.
11. Modigliani, F. and R. Sutch, “Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience,” *Journal of Political Economy* 75, 1967, pp. 569-589.
12. Nelson, C. R. and C. I. Plosser, “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series,” *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp. 139-162.
13. Shiller, R. J., “The Volatility of Long-term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure,” *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, pp. 1190-1219.

Cointegration Test Between Short-term and Long-term of Interest Rates in Korea

Phil Sang Lee* · Won Seok Lim**

ABSTRACT

Economic variables maintain a long-run equilibrium if linear relationships are stable among them, even though they are unstable individually. That is, the differentials in interest rates caused by the difference in maturity are stable in the long run if short rates and long term rates are cointegrated.

The present study tests empirically the existence of long-term equilibrium relationship between short-term interest rates and long-term interest rates by performing cointegration test among them. The result largely denies the existence of the long-term equilibrium relationship, which means that the market has not fulfilled its pricing function. The result reflects that financial market function in Korea has been restricted by the capital rationing imposed by the government for fast economic growth.

Noteworthy of the result, the cointegration relationship has been improved after implementation of the first stage of interest rate liberalization plan. It is conjectured that Korean financial market moves ahead to enhance the long-term equilibrium relationship in line with the government's liberalization policy.

* Professor of Finance, Korea University

** Analyst, Korea Investors Service Inc.

