

## 期待假說과 利子率 期間構造의 非線型調整過程\*

徐 丙 先\*\*

### 논문 초록

利子率 期間構造에 대한 期待假說에 따르면 장기 이자율과 단기 이자율은 均衡關係를 갖고 長短期 利子率 差異를 이용한 투자자의 仲裁機會는 존재하지 않는다. 그러나 金融市場에는 仲介費用, 制度的 要因, 通貨當局의 利子率政策 등 去來費用이 존재하므로 長短期 利子率 差異는 단기적으로 균형으로 수렴하지 않으며 이자율 차이가 거래비용을 초과할 경우에 균형수렴이 이루어진다. 본 연구는 利子率 期間構造의 安定성과 非線型 調整過程을 측정하고자 1987년 1월~1999년 3월 통화안정증권과 산업금융채권 수익률을 사용하여 이자율 기간구조를 분석하였다. 첫째, 1997년 金融危機를 전후하여 이자율 기간구조는 단기적으로 不安定性을 보이지만 장기적으로 安定적인 均衡關係를 갖는 것을 발견하였다. 둘째, 非線型 長期均衡模型을 사용하여 利子率 差異로 인한 仲裁機會가 去來費用보다 작을 경우 利子率 差異를 이용한 仲裁가 이루어지지 않고 따라서 利子率 差異는 단기적으로 持續적이며 仲裁機會가 去來費用을 초과할 경우에는 균형으로 복귀하는 非對稱的 調整過程을 발견하였다. 따라서 본 연구는 이자율 기간구조의 장기 안정성을 밝힘으로써 통화정책의 효과를 측정하는 데 유용하게 활용될 수 있으며 비선형 조정과정을 설명하는 모형을 제시하므로 期待假說과 실제자료의 불일치를 해결하는 데 기여할 수 있다.

핵심주제어: 期待假說, 持續性, 非對稱 調整過程

경제학문헌목록 주제분류: C1, E4

\* 본 연구는 Hansen and Seo (1999)의 경제응용을 발전시켰다. 북미계량경제학회, 계량경제연구회 하계세미나, 숭실대 BK21 월례세미나 참석자와 Nathan Balke, Mark Watson, 박준용 교수, 그리고 익명의 심사자의 논평에 감사한다. 본 연구는 숭실대학교 교내연구비 지원에 의하여 작성되었다. 교육부 BK21 연구인력지원에 감사한다.

\*\* 숭실대학교 경제국제통상학부 교수

## I. 序 論

期待假說(expectations hypothesis)에 따르면 長期利子率は 現在와 未來의 短期利子率의 加重平均이며 따라서 長期利子率과 短期利子率은 均衡關係를 갖는다. 또한 期待假說에 따라 만기가 서로 다른 채권은 完全 代替財이므로 仲裁機會가 존재한다면 投資者가 이 기회를 놓치지 않으므로 이자율 차이는 持續的일 수 없다. 그러나 현실적으로 금융시장에는 金融仲介費用이나 制度的 要因에 의한 摩擦的 費用이 존재하므로 期待假說은 실제자료와 다를 수 있다. 특히 한국의 금융시장은 制度的 要因에 의한 去來費用을 무시할 수 없으며 비교적 시장금리에 가까운 채권수익률을 관찰하면 서로 다른 만기를 갖는 채권의 수익률의 차이가 단기적으로 均衡으로 收斂하지 않으며 持續的인 특성을 보여준다. 이는 長短期 利子率 差異로 측정되는 仲裁機會가 존재하더라도 去來費用과 비교하여 이보다 작을 경우 仲裁機會가 소멸하지 않는다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이와 같은 非對稱調整過程을 설명할 수 있는 모형을 사용하여 한국 채권시장의 利子率 期間構造에 대한 非線型性을 측정하고자 한다. 利子率 期間構造는 Mankiw and Summers (1984)에서 지적한 바와 같이 실물부문과 통화시장을 연결하는 중요한 기능을 하므로 한국의 利子率 期間構造를 經驗的으로 분석하여 이를 模型化하는 작업이 필요하다는데서 본 연구의 意義를 찾을 수 있다.

期待假說은 금융시장에 참여하는 투자자의 합리적 행위를 설명할 수 있는 단순하고 유용한 모형이다. 그러나 많은 연구는 기대가설이 실제 자료와 비교하여 불일치가 발생함을 주장하고 있다. 특히, Shiller(1979)는 기대가설의 예측과 비교하여 장기 이자율이 과다하게 변동하며 따라서 기대가설이 금융시장에서 성립하지 않음을 보이고 있다. 그리고 Jones and Roley(1983)는 效率的 市場理論의 측면에서 역시 기대가설은 실제자료와 일치하지 않음을 보이고 있다. 그러나 Sargent(1979)가 주장한 바와 같이 이러한 경험적 연구에서 기각되는 가설은 期待假說로부터 유도되는 部分假說이므로 그 결과에 기초하여 반드시 期待假說을 기각하기 어렵다. 본 연구 역시 단순히 자료를 사용한 분석결과에 기초하여 期待假說에 대한 전반적인 내용을 비판하는 데 목적이 있지 않으며 期待假說이 현실에 일치하고 한국의 금융시장을 적절히 설명할 수 있도록 이를 발전시키는 데 목적이 있다.

금융시장의 비대칭 조정과 관련하여 Friedman(1977, 1979)에 의하면 금융중개비

용이나 제도적 요인에 의하여 거래비용이 존재하며 이는 단기적으로 금융자산의 배분을 억제할 수 있다. 個人投資者에 있어 仲介費用이나 機關投資者에 있어 買價/呼價 差異는 금융시장의 摩擦的 費用으로 작용하며 따라서 단기적으로 Culberston (1957)의 '市場分割理論'(segmented markets theory)이나 Modigliani and Sutch (1966, 1967)의 '選好棲息理論'(preferred habitat)이 성립한다. 따라서 이자율 차이는 단기적으로 持續的일 수 있다. 그러나 장기적으로 투자자는 仲裁機會를 활용하여 금융자산을 배분할 수 있으므로 이자율 차이는 장기적으로 균형으로 수렴한다. 이와 같이 Friedman (1977)의 調整模型은 利子率 期間構造의 非對稱 調整過程을 제시하므로 적절한 모형을 사용하여 利子率 差異의 調整過程을 분석하는 것이 필요하다.

본 연구와 관련하여 이자율 기간구조를 이용하여 미래 이자율의 변화를 예측할 수 있는가에 대하여 많은 연구가 있다. 특히, Shiller et al. (1983)에 의하면 기대가설의 예측과 달리 수익률 곡선 혹은 이자율 기간구조는 예측력이 없다. Mankiw and Summers (1984), Mankiw and Miron (1986), Rudebusch (1995) 등은 통화당국이 일정 범위 내에서 이자율을 통제하기 때문에 이자율 기간구조가 이자율 변화에 대한 예측력을 갖지 못한다고 설명한다. 만일 통화당국에 의하여 정책적으로 이자율이 결정된다면 실제 이자율은 균형 이자율과 다르고 그 차이는 지속적일 수 있다. 따라서 금융시장의 거래비용과 함께 통화당국의 이자율 정책에 의하여 이자율 기간구조는 단기적으로 지속적일 수 있다.

본 연구는 비선형 조정과정과 장기균형관계를 동시에 설명할 수 있는 비선형 장기균형모형을 이용하여 한국 채권시장의 이자율 기간구조를 분석하고자 한다. Balke and Fomby (1997)에 의하여 제시된 비선형 장기균형모형은 많은 경제모형에서 사용하고 있다. 期待假說에 따라 장기 이자율과 단기 이자율은 장기균형관계를 갖는다. 그리고 거래비용으로 인하여 이자율 기간구조에 비선형성이 존재할 수 있으므로 비선형 장기균형모형은 본 연구에 적합하다.

첫째, 본 연구는 한국의 1987년 1월에서 1999년 3월까지 3년 만기 산업금융채권 수익률과 1년 만기 통화안정증권 수익률을 사용하여 이들의 균형관계가 안정적임을 Seo (1998)의 장기균형관계 안정성검정을 통하여 발견하였다. 그러나 1997년 금융위기를 전후하여 균형으로 수렴하는 단기조정과정에서 불안정성이 발견되었다. 둘째, Caner and Hansen (1997)과 Hansen and Seo (1999)의 결과를 이용하여 仲裁

機會가 거래비용보다 작을 경우 이자율 차이는 持續的이지만 거래비용을 초과할 경우 산업금융채권 수익률의 조정을 통하여 급격히 균형으로 수렴하는 非對稱的收斂過程을 발견할 수 있었다. 따라서 본 연구에서 발견한 이자율 기간구조의 장기 안정성은 통화정책의 효과를 측정하는 데 유용하게 활용할 수 있다. 그리고 비선형 조정과정을 설명하는 모형을 제시하므로 期待假說과 실제자료의 불일치를 해결하는 데 기여할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II 절에서는 期待假說을 비선형 조정과정을 설명할 수 있도록 발전시킨다. 제 III 절에서는 비선형 조정과정을 설명할 수 있는 비선형 장기균형모형과 이를 적절히 측정할 수 있는 검정방법을 제시한다. 그리고 제 IV절에서는 한국의 채권시장의 비선형 조정과정을 측정한 주요 분석결과를 제시하고자 한다.

## II. 期待假說과 模型의 擴張

利率 期間構造에 대한 이론적 모형으로 期待假說(expectations hypothesis)에 따르면 장기 이자율은 현재와 미래의 단기 이자율의 가중평균이다. 투자자의 행위가 합리적일 경우 장기 채권에 투자하여 얻는 수익률은 단기 채권을 반복하여 투자하여 얻을 수 있는 수익률과 일치한다. 따라서 만기가  $m$ 인 채권의 수익률을  $R_t$ 라 하고 단위 만기를 갖는 채권의 수익률을  $r_t$ 라 하면 기대가설은 다음과 같다.

$$R_t = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m E_t(r_{t+i-1}) + k, \quad (1)$$

여기서  $E_t(\cdot)$ 는  $t$ 기의 정보를 사용한 조건부 기대이며  $k$ 는 流動性 割増 혹은 危險 割増이다.

분석의 편의를 위하여 가중평균의 가중치는 동일하다고 가정하며 流動性 割増은 常數라고 가정하자. 장단기 이자율 차이를  $s_t = R_t - r_t$ 로 정의하면 다음 식이 성립한다.

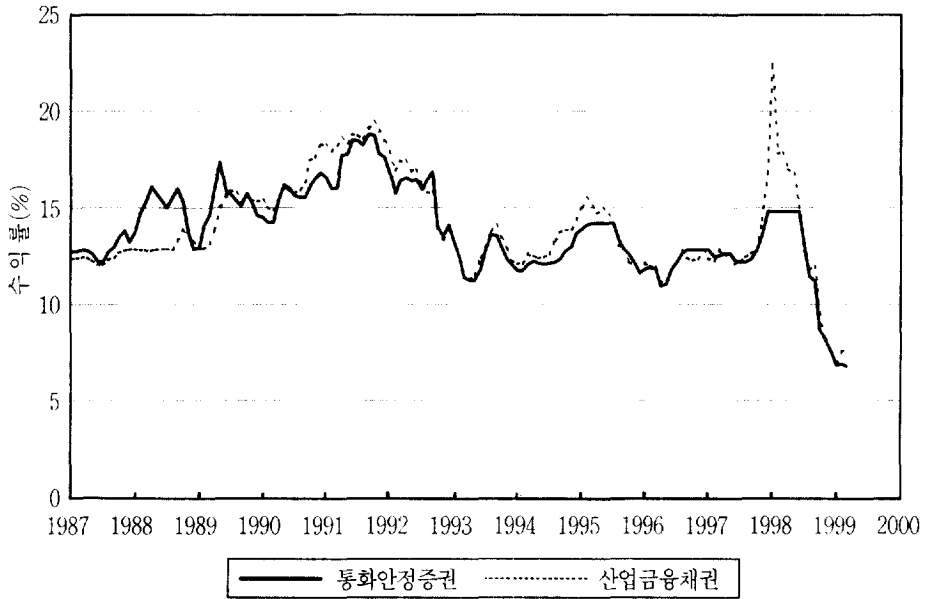
$$\begin{aligned}
 s_t &= R_t - r_t \\
 &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^i E_t(\Delta r_{t+j}) + k.
 \end{aligned} \tag{2}$$

만일 이자율이 任意步行을 따르고 流動性 割増이 常數라면 이자율 차이는 확률적으로 정상성을 만족한다. 따라서 이자율 기간구조에 대한 期待假說은 서로 다른 만기를 갖는 이자율이 균형관계를 갖는다고 예측한다. 만일 현재의 장기 이자율이 단기 이자율과 비교하여 균형수준보다 높을 경우 미래의 단기 이자율이 상승하거나 장기 이자율이 하락하여 균형으로 복귀하는 경향을 갖는다고 期待假說은 예측한다.

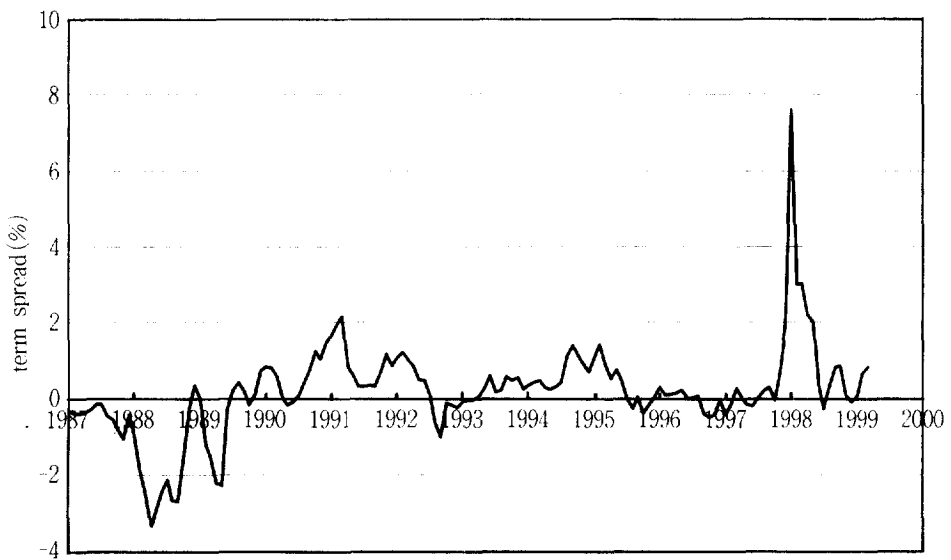
期待假說의 예측과 달리 실제 자료는 이자율 차이가 신속하게 균형으로 수렴하지 않고 상당 기간 지속되는 것을 발견할 수 있다. <그림 1>은 1년 만기 통화안정증권의 수익률과 3년 만기 산업금융채권의 수익률을 1987년 1월에서 1999년 3월까지 보여준다. <그림 2>에서 보는 바와 같이 장단기 이자율 차이는 비교적 지속적이며 신속한 조정을 발견할 수 없다. 특히 1987년 1월에서 1989년 6월까지 단기 이자율이 장기 이자율보다 높고 그 차이는 약 32개월간 지속되었다. 그리고 1993년 4월에서 1995년 6월까지 지속적으로 장기 이자율이 단기 이자율보다 높다. 금융위기와 관련하여 통화안정증권의 수익률은 1998년 1월에서 1998년 6월까지 통화당국에 의하여 실제 금리 이하로 통제되었으며 따라서 장기 이자율이 단기 이자율을 초과하고 그 차이는 지속적이다. 이러한 현상과 함께 이자율 차이가 정점에 도달할 경우 이자율 차이는 비교적 빠른 속도로 사라지는 것을 <그림 2>에서 발견할 수 있다. 따라서 실제 자료는 이자율 차이가 크지 않을 경우 지속적이고 이자율 차이가 정점에 도달하면 신속하게 균형으로 수렴하는 비대칭 조정과정을 보여준다.

실제 자료에서 발견되는 이자율 기간구조의 비대칭적 조정과정을 기초로 균형으로 수렴하는 데 마찰적 비용이 존재한다는 가설을 세워볼 수 있다. 개인 투자자의 경우 이자율 차이가 있더라도 금융중개비용이 존재하므로 仲裁機會를 제대로 이용하지 못할 수 있고 기관투자자의 경우 買價/呼價의 차이로 仲裁機會가 지속될 수 있다. 그리고 장단기 채권에 대한 세율의 차이나 최소 투자한도의 제약 등 제도적 요인에 의한 摩擦的 費用이 존재한다. 이와 함께 통화당국의 이자율 정책에 의하여 이자율 차이는 지속될 수 있다. 예를 들어, 통화당국이 자본유입을 통한 국제수

〈그림 1〉 이자율 추이 (1987:1~1999:3)



〈그림 2〉 장단기 이자율 차이 (1987:1~1999:3)



지를 방어하기 위한 목적으로 단기 이자율을 높이면서 생산활동을 활성화하기 위하여 장기 이자율을 낮추면 이자율 차이는 상당 기간 지속될 수 있다.

금융시장의 비대칭조정과 관련하여 Friedman(1977, 1979)에 의하면 금융중개비용이나 제도적 요인에 의하여 거래비용이 존재하며 이는 단기적으로 금융자산의 배분을 억제할 수 있다고 주장한다. 個人投資者에 있어 중개비용이나 機關投資者에 있어 買價/呼價 차이는 금융시장의 마찰적 비용으로 작용하며 따라서 단기적으로 Culberston(1957)의 ‘市場分割理論’(segmented markets theory)이나 Modigliani and Sutch(1966, 1967)의 ‘選好棲息理論’(preferred habitat)이 성립한다. 따라서 장단기 이자율 차이는 단기적으로 지속적일 수 있다. 그러나 장기적으로 거래비용이 소멸하며 투자자는 仲裁機會를 활용하여 금융자산을 배분할 수 있으므로 이자율 차이는 장기적으로 균형으로 수렴한다. 이와 같이 Friedman(1977)의 조정모형은 이자율 기간구조의 비대칭 조정과정을 제시하므로 적절한 모형을 사용하여 이자율 차이의 조정과정을 분석하는 것이 필요하다.

금융시장의 거래비용이 존재하면 장단기 금융자산의 代替可能性을 감소시키므로 순수한 기대가설에서 가정하는 完全 代替可能性과 일치하지 않는다. 따라서 다음과 같이 거래비용을 허용하는 期待假說模型을 세워볼 수 있다.

$$R_t = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m E_t(r_{t+i-1}) + k_t, \quad (3)$$

여기서  $k_t$ 는 시간에 의존하는 유동성 할증이며 다음 비선형 자기회귀모형을 따른다고 가정하자.

$$\begin{aligned} k_t &= \phi k_{t-1} + \eta_t \quad \text{if } |s_{t-1}| > \gamma \\ &= k_{t-1} + \eta_t \quad \text{if } |s_{t-1}| \leq \gamma, \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 자기회귀모수  $\phi$ 는  $0 \leq \phi < 1$ 을 만족하며  $\eta_t$ 는 백색잡음이라고 가정한다.

장단기 이자율 차이의 절대값으로 측정한 仲裁機會가 去來費用을 측정하는 母數  $\gamma$ 와 비교하여 작다면 仲裁機會는 실현되지 않으므로 流動性 割増은 소멸하지 않고 任意步行을 따르며 仲裁機會가 去來費用을 초과할 경우 투자자는 仲裁機會를 놓치지 않고 활용하므로 유동성 할증은 정상적 자기회귀모형을 따라서 소멸한

다. 만일 거래비용이 존재하지 않는다면 유동성 할증은 정상적 자기회귀모형을 따르고 거래비용이 증가할수록 유동성 할증이 임의보행을 따를 가능성은 증가한다.

식(3)과 (4)를 결합하여 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} s_t &= \phi s_{t-1} + v_t \quad \text{if } |s_{t-1}| > \gamma \\ &= s_{t-1} + v_t \quad \text{if } |s_{t-1}| \leq \gamma, \end{aligned} \quad (5)$$

여기서  $v_t = \eta_t + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=1}^i E_t \Delta r_{t+j} - \frac{\phi}{m} \sum_{i=1}^{m-1} \sum_{j=1}^i E_{t-1} \Delta r_{t+j-1}$  이므로 단기 이자율이 임의 보행을 따른다면  $E_{t-1} v_t = 0$  을 만족한다.

장단기 이자율 차이는 仲裁機會가 去來費用보다 작을 경우 任意步行을 따르며 仲裁機會가 去來費用을 초과할 경우 균형으로 수렴하는 정상적인 과정을 따른다. 따라서 시간 의존적이고 거래비용에 의존하는 유동성 할증을 이용하여 기대가설모형을 확장함으로써 이자율 기간구조에 대한 실제 자료에서 나타나는 비대칭 조정과정을 설명할 수 있다. 그리고 확장된 기대가설모형은 비선형 자기회귀모형과 일치하며 기존의 추정방법으로 추정할 수 있으므로 자료를 사용하여 이자율 기간구조의 비대칭적 조정과정을 측정할 수 있다.

### Ⅲ. 分析 方法

이자율 기간구조의 비선형 조정과정을 측정하기 위해서는 이를 설명할 수 있는 모형을 찾는 것이 필요하다. 기존의 자기회귀모형이나 장기균형모형은 선형 수렴과정을 가정하기 때문에 비선형 조정과정을 제대로 측정할 수 없다. 본 연구에서는 두 가지 모형을 이용하고자 한다. Tong (1978)에 의해 제시된 비선형 자기회귀모형(threshold autoregressive model)은 경기순환과 같이 상황에 따른 비대칭적 특성을 측정할 수 있으므로 이자율 기간구조에 적용할 수 있다. 그리고 Hansen and Seo (1999)의 비선형 장기균형모형은 비선형 자기회귀모형을 다변량에 적용할 수 있으므로 이자율 기간구조의 장기균형과 함께 단기조정과정의 비대칭성을 측정할 수 있다.

장단기 이자율 차이를  $s_t = R_t - r_t$  라고 정의하며 다음과 같이 비선형 자기회귀



모형을 따른다고 가정하자.

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & \nu + \rho_1 s_{t-1} 1(|s_{t-1}| \leq \gamma) + \rho_2 s_{t-1} 1(|s_{t-1}| > \gamma) \\ & + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta s_{t-i} + v_t, \end{aligned} \quad (6)$$

여기서  $v_t$ 는 백색잡음을 따른다고 가정한다.

仲裁機會를 이자율 차이의 절대값으로 측정하면 거래비용과 비교하여 仲裁機會가 작을 경우에는 자기회귀모수는  $\rho_1$ 이고 仲裁機會가 거래비용을 초과할 경우 자기회귀모수는  $\rho_2$ 이다. 거래비용을 측정하는 모수  $\gamma$ 가 0인 경우 선형 자기회귀모형과 같으므로 선형 모형은 비선형 자기회귀모형의 특수한 경우이다.

만일 비대칭 조정과정이 존재하지 않는다면 자기회귀모수  $\rho_1$ 은  $\rho_2$ 와 일치할 것이다. 따라서 비선형 조정과정을 검정하기 위하여 다음과 같은 가설을 세울 수 있다.

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 \quad v.s. \quad H_1 : \rho_1 \neq \rho_2.$$

비대칭성에 대한 가설검정을 위하여 다음과 같이 모형을 바꿀 수 있다.

$$\Delta s_t = \nu + \rho_s s_{t-1} 1(|s_{t-1}| \leq \gamma) + \rho s_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta s_{t-i} + v_t, \quad (7)$$

여기서  $\rho = \rho_2$ 이고  $\rho_s = \rho_1 - \rho_2$ 이다.

비선형 자기회귀모형의 추정은 다음과 같은 최소화 문제를 풀어 얻을 수 있다.

$$\min_{\gamma \in [\gamma_1, \gamma_2]} \min \sum_{t=1}^n v_t^2,$$

여기서  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 는  $P(|s_t| \leq \gamma_1) = p$ 와  $P(|s_t| \leq \gamma_2) = 1 - p$ 를 만족한다. 표본크기와 자유도를 고려하여  $p$ 를 선택할 수 있으며 일반적으로  $p = 0.05, 0.15$ 를 사용할 수 있다. Seo (1998)에서는 자유도가 허락하는 한 불확실 영역을 넓히는 것이 좋은 결과를 갖는다는 것을 보이고 있다. 본 연구에서는  $p = 0.05$ 를 자료분석에서 사용하고자 한다.

비선형 자기회귀모형에서 비대칭성을 검정하기 위한 귀무가설은  $H_0 : \rho_s = 0$ 과

같다. 귀무가설하에서 거래비용 모수  $\gamma$ 는 인식할 수 없으므로 Andrews and Ploberger(1994)에서 제시된 정리에 따라 최적 통계량을 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Sup-LM} &= \text{Sup}_{\gamma \in [\gamma_1, \gamma_2]} LM(\gamma) \\ LM(\gamma) &= \frac{\hat{\rho}_s^2}{\text{Est. Var}(\hat{\rho}_s)}, \end{aligned} \quad (8)$$

여기서  $\hat{\rho}_s$ 는 비선형 자기회귀모형의 추정량이다.

비선형 자기회귀모형에 대한 분포이론은 Caner and Hansen(1998)이 있으나 그들 모형에서는 차분된 변수를 시장 불균형 변수로 사용한다. 따라서 그들의 결과를 적용할 수 없지만 bootstrapping 방식에 의하여 검정 통계량의 분포와 유의도를 계산할 수 있다. 본 연구에서는 모형을 추정하여 얻은 잔차를 resample하고 자료를 편집하여 검정통계량을 반복 계산하고 여기서 p-value를 계산하는 bootstrapping 방식을 사용하였다.

비대칭 조정과정을 다변량 모형에서 측정하기 위하여 Hansen and Seo(1999)에 의한 비선형 장기균형모형을 사용할 수 있다. 비선형 장기균형모형에서는 비선형 조정과정과 장기균형관계를 동시에 측정할 수 있다. 만일  $x_t = (R_t, r_t)'$ 가 다음과 같이 비선형 장기균형모형을 따른다고 가정하자.

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \mu + \alpha_1 w_{t-1} 1(|w_{t-1}| \leq \gamma) + \alpha_2 w_{t-1} 1(|w_{t-1}| > \gamma) \\ &+ \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t, \end{aligned} \quad (9)$$

여기서  $\alpha_1$ 과  $\alpha_2$ 는 단기조정벡터이고  $u_t$ 는 벡터 백색잡음을 따른다고 가정한다. 그리고 두 개의 이자율의 선형결합인 장기균형관계  $w_t$ 는 다음을 만족한다.

$$w_t = R_t + \beta r_t. \quad (10)$$

기대가설에 따르면 장기 이자율과 단기 이자율은 장기균형관계를 갖는데 실제 자료를 이용하여 이를 분석한 연구로 Hall et al. (1992)과 Bekdache and Seo(1998) 등이 있다. 이자율 기간구조의 장기균형관계와 안정성을 측정하기 위해서 Johansen

(1988)의 장기균형검정을 이용할 수 있다. 미국 이자율 기간구조의 안정성에 대하여 많은 연구가 있으며 특히 Hall et al. (1992)은 1979~1982년의 통화관리정책 변경으로 인한 이자율 기간구조의 불안정성이 발생함을 보이고 있다. 그러나 Johansen의 장기균형검정을 통하여 비교적 짧은 기간에 발생한 불안정성을 측정하는 것이 어렵다. Seo (1998)의 검정방법은 장기균형모형을 이용하여 장기균형관계와 단기조정과정에 대한 구조변화를 검정할 수 있으므로 이자율 기간구조의 안정성을 검정하는 데 유용하게 사용될 수 있다. 특히 한국의 금융위기는 환율 불안, 이자율 불안 등 많은 불안정성을 제공하였으므로 본 연구는 장기 이자율과 단기 이자율의 균형관계에 어떤 영향을 미쳤는지를 비대칭성 연구와 함께 분석하고자 한다.

비선형 자기회귀모형과 비교하여 재정기회는 장기균형관계의 절대값으로 정의되며 이는 균형관계로부터 이탈을 측정한다. 재정기회가 거래비용보다 작은 경우 단기조정벡터는  $\alpha_1$ 이고 재정기회가 거래비용을 초과하면 단기조정벡터는  $\alpha_2$ 이다. 만일 거래비용이 존재하여 장단기 이자율 차이가 지속적이라면  $\alpha_1$ 은 0에 가까울 것이다. 재정기회가 거래비용을 초과하여 이자율 차이가 소멸하기 위해서는 단기조정벡터  $\alpha_2$ 는 0이 아니고 정상성을 만족하여야 한다. 따라서 비선형 장기균형모형에서 단기조정과정을 이용하여 이자율 기간구조의 실제자료에서 발견되는 비선형 조정과정을 측정할 수 있다.

비대칭성을 측정하기 위하여 모형을 다음과 같이 변환할 수 있다.

$$\Delta x_t = \mu + \delta w_{t-1} 1(|w_{t-1}| \leq \gamma) + \alpha w_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t, \quad (11)$$

여기서  $\delta = \alpha_2 - \alpha_1$ ,  $\alpha = \alpha_2$ 이다.

만일  $\delta$ 가 0일 경우 비대칭성은 존재하지 않으므로 비대칭성을 검정하기 위한 가설을 다음과 같이 세울 수 있다.

$$H_0: \delta = 0 \quad v.s. \quad H_1: \delta \neq 0.$$

귀무가설하에서 비선형 모형은 선형 장기균형모형과 일치하므로 가설검정을 위한 장기균형관계의 추정은 Johansen (1988)의 최우추정방식을 사용할 수 있다. 장기균형관계를 추정하면  $[\gamma_1, \gamma_2]$ 를 선택하여 이 구간 안에서 비선형모형에 대한

연속적 추정을 통하여 검정통계량을 계산할 수 있다. 여기서  $[\gamma_1, \gamma_2]$ 는  $P(|\tilde{w}_t| \leq \gamma_1) = p$  와  $P(|\tilde{w}_t| \leq \gamma_2) = 1 - p$ 를 각각 만족하며  $\tilde{w}_t$ 는 선형 장기균형모형의 최우추정을 이용하여 계산된다. 본 연구에서는  $p = 0.05$ 를 사용한다. 귀무가설하에서 거래비용 모수  $\gamma$ 가 인식되지 않으며 우도는 수평이므로 우도검정에 기초한 기존의 이론이 적용되지 않는다. Andrews and Ploberger (1994)에서 제시한 최적 검정 통계량 Sup-LM 은 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \text{Sup-LM} &= \text{Sup}_{\gamma \in [\gamma_1, \gamma_2]} LM(\gamma) \\ LM(\gamma) &= \hat{\delta}(\gamma)' [\text{Est. Var}(\hat{\delta}(\gamma))]^{-1} \hat{\delta}(\gamma), \end{aligned} \quad (12)$$

여기서  $\hat{\delta}(\gamma)$ 는 비선형 모형(11)의 연속적 추정을 통하여 계산할 수 있다.

Sup-LM 통계량은 비표준 분포를 갖기 때문에 bootstrapping을 이용하여 그 분포와 유의도를 계산할 수 있다. 만일 유의도가 선택된 유의수준과 비교하여 작다면 귀무가설을 기각할 수 있다.

#### IV. 主要 結果

한국 이자율 기간구조의 비대칭성을 측정하기 위하여 1987년 1월~1999년 3월 1년 만기 통화안정증권 수익률( $=r_t$ )과 3년 만기 산업금융채권 수익률( $=R_t$ )을 사용하였다.<sup>1)</sup> 산업금융채권은 통화안정증권과 상이한 위험체계를 가질 수 있지만 수익률의 변동이 통화안정증권의 수익률과 비교하여 크지 않고 통화안정증권과 다른 만기를 갖는 점을 이용하여 한국의 이자율 기간구조를 측정하고자 한다. 정기예금의 경우 다양한 기간구조를 갖지만 이자율 자유화가 이루어진 기간이 비교적 짧기 때문에 분석에 이용할 수 없었다.

비선형 자기회귀모형과 선형 자기회귀모형을 이용하여 이자율 기간구조의 비대칭성을 측정한 결과는 다음과 같다.

1) 자료는 한국은행에서 발간하는 통화금융과 자료실 [www.bok.or.kr](http://www.bok.or.kr)에서 수집하였다.

## (A) 비선형 자기회귀모형(threshold autoregressive model)

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & [.025_{(.062)} + .144_{(.091)} s_{t-1}] 1(|s_{t-1}| \leq 1.802) + \\ & [-.506_{(.166)} - .346_{(.054)} s_{t-1}] 1(|s_{t-1}| > 1.802) + \hat{v}_t \\ P(|s_t| \leq 1.802) = & .89, \sum \hat{v}_t^2 = 62.142, R^2 = 0.263 \\ DW = & 1.859, \text{ARCH LM} = 1.345 \text{ (p-value} = .246) \end{aligned}$$

## (B) 선형 자기회귀모형

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & .042_{(.061)} - .204_{(.050)} s_{t-1} + \tilde{v}_t \\ \sum \tilde{v}_t^2 = & 75.772, R^2 = 0.102, DW = 2.044, \\ \text{ARCH LM} = & 11.010 \text{ (p-value} = .001) \end{aligned}$$

여기서 괄호 안은 표준오차이다. 자기회귀시차는 AIC와 BIC에 의하여 1로 선택되었으며 선형모형은 최소자승법으로, 비선형 자기회귀모형은 연속 추정방법을 이용하여 추정하였다. 교란항의 조건부 이분산을 검정한 결과 선형자기회귀모형에서 이분산 검정통계량의 유의도는 0.001로 이분산성이 있지만 비선형자기회귀모형에서는 이분산 검정통계량의 유의도는 0.246으로 이분산성이 발견되지 않는다.

선형 자기회귀모형을 이용하여 이자율 차이에 대한 단위근 검정을 하면 단위근 가설을 기각할 수 있다. 비선형 모형에서 거래비용 모수는 1.802로 추정되었으며 仲裁機會가 이보다 작을 확률은 89%로 측정되었다. 이 경우 자기회귀모수는 0과 다르다고 볼 수 없으므로 이자율 차이는 균형으로 수렴하지 않으며 이자율 차이는 지속적이다. 仲裁機會가 거래비용을 초과할 경우에는 자기회귀모수는 -0.346이며 이자율 차이는 정상적이고 균형수렴이 이루어진다. 이자율 기간구조의 비대칭성을 검정하면 Sup-LM 통계량은 149.8이며 유의도는 0.044로 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각할 수 있으므로 이자율 기간구조의 비대칭성을 발견할 수 있다. 이때 유의도는 1,000번의 bootstrapping 반복시행을 통하여 계산하였다. 이와 비교하여 선형 자기회귀모형은 자기회귀모수가 0보다 작고 항상 균형으로 수렴하므로 실제 자료에서 발견하는 持續性을 설명할 수 없다. 그리고 <표 1>과 같이 모형의 예측력을 비교하면 선형모형과 비선형모형의 예측오차에서 계산된 RMSE(root mean

squared error)와 MAE(mean absolute error) 모두 비선형자기회귀모형이 우수함을 얻을 수 있다.

이 결과의 표본기간에는 금융위기가 포함되므로 결과의 안정성을 얻기 위하여 금융위기 이전까지 선형자기회귀모형과 비선형자기회귀모형을 추정하여 얻은 결과 역시 통계적으로 유의한 비대칭성을 발견할 수 있었다.

期待假說에 따라 장기 이자율과 단기 이자율은 장기균형관계를 갖는다. 이를 측정하기 위하여 <표 2>는 Johansen(1988)의 장기균형검정을 자기회귀시차 1~5에 대하여 실시하였다. 이와 함께 AIC와 BIC를 측정하여 AIC는 적정 시차를 2로 선택하고 BIC는 1로 선택하였다. 자기회귀시차 1과 2에서 장기균형 검정통계량은 각각 16.011, 15.792로 유의수준 5%에서 장기균형을 발견할 수 없으며 유의수준 10%에서 장기균형관계가 성립한다. 이 결과는 이자율 기간구조의 안정성에 대하여 충분한 증거를 제공하지 못한다. 자료를 살펴보면 금융위기 이후 1998년 1월~1998년 6월 통화안정증권 수익률은 통화당국에 의하여 실세 금리 이하로 고정되었으며 이와 같은 제도적 요인에 의하여 시장이 단기적으로 분할되고 균형복귀가 지체될 수 있으며 이는 장기균형검정에 영향을 미칠 수 있다.

이자율 기간구조의 안정성을 분석하기 위한 다른 방법으로 <표 3>과 같이 Seo(1998)의 구조변동검정을 실시하였다. 장기균형관계의 안정성을 측정하는 Ave-LM, Exp-LM, Sup-LM 통계량은 각각 자기회귀시차 1에서 1.682, 1.201, 5.114이며 5% 유의수준하의 임계치에 비교하여 크지 않으므로 이자율 기간구조의 장기 안정성을 기각할 수 없다. 여기서 사용된 안정성 검정통계량에 대한 자세한 내용은 Seo(1998)를 참조할 수 있다. <그림 3>은 LM 통계량의 시간별 변화를 보여주며 1990년대 초반에 LM 통계량이 정점에 이르지만 Sup-LM 통계량의 임계치에는 미치지 못하므로 1987년 1월~1999년 3월 통화안정증권 수익률과 산업금융채권 수익률은 장기 안정성을 갖는다. 자기회귀시차 2에 대하여도 같은 결과를 얻을 수 있다.

단기조정과정의 안정성을 측정할 수 있는 Ave-LM, Exp-LM, Sup-LM 통계량은 각각 자기회귀시차 1에서 4.652, 9.904, 29.572이며 5% 유의수준하에서 임계치를 모두 초과하므로 이자율 기간구조는 단기적으로 불안정함을 알 수 있다. <그림 4>는 LM 통계량의 시간별 변화를 보여주며 1997년 금융위기를 전후하여 LM 통계량이 정점에 이르고 Sup-LM 통계량의 임계치를 초과함을 알 수 있다. 따라서 금융위기는 이자율 기간구조에 단기적으로 불안정성을 제공하였다.

〈표 1〉 모형 예측력

모 형	선형 자기회귀모형	비선형 자기회귀모형
RMSE	0.00791	0.00752
MAE	0.61905	0.60638

$$\text{주: RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (s_t - s_t^p)^2}, \quad \text{MAE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |s_t - s_t^p|,$$

$$s_t^p = \hat{E}_{t-1}(s_t), \quad s_t = R_t - r_t.$$

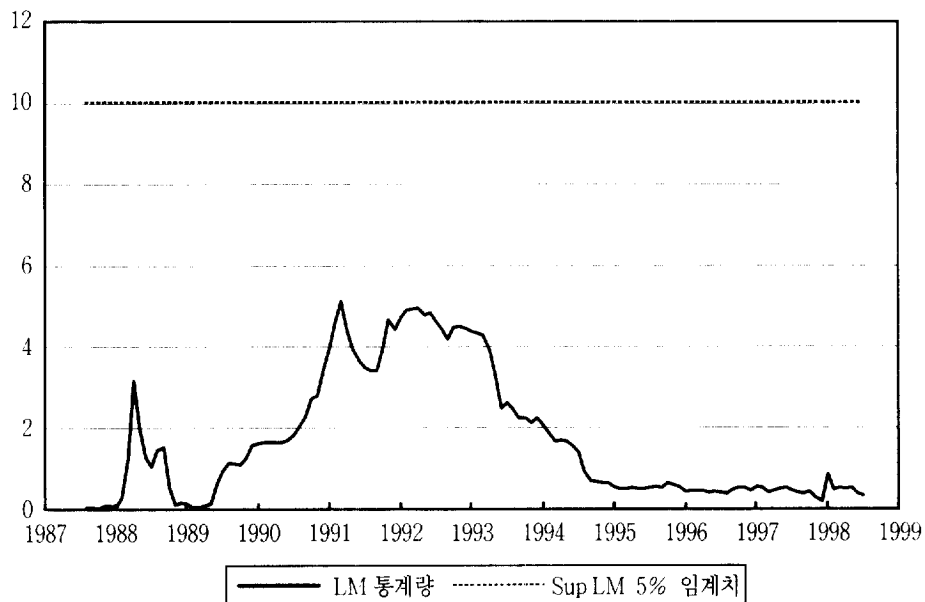
〈표 2〉 장기 균형 검정

VAR Lag	LR (H0 : rank=0)	LR (H0 : rank = 1 )	AIC	BIC
1	16.011	.104	-1.557	-1.496
2	15.792	2.471	-1.631	-1.487
3	16.035	2.042	-1.580	-1.353
4	14.202	3.685	-1.540	-1.230
5	13.471	1.297	-1.570	-1.174

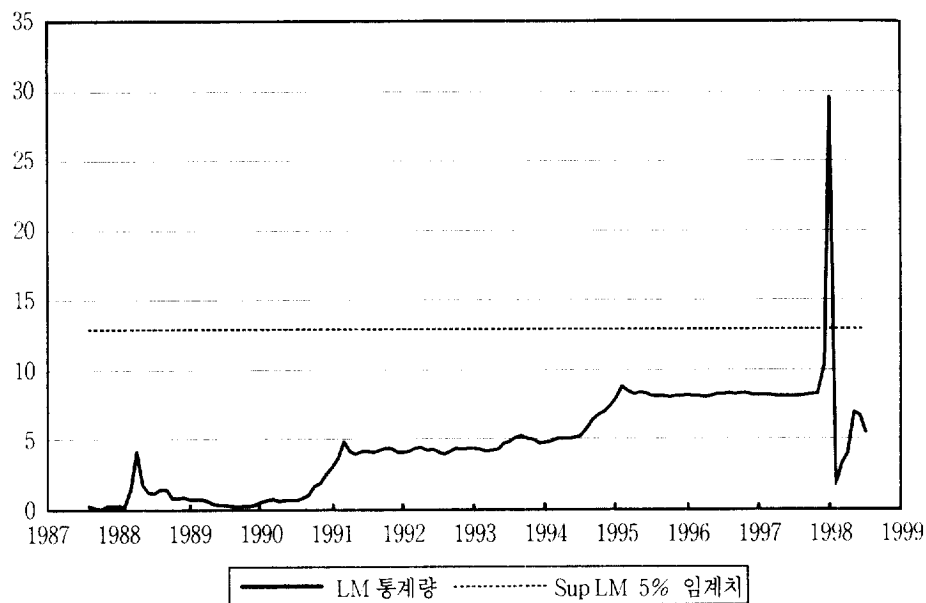
〈표 3〉 안정성 검정

VAR Lag	장기균형관계			단기조정과정		
	Ave-LM	Exp-LM	Sup-LM	Ave-LM	Exp-LM	Sup-LM
1	1.682	1.201	5.114	4.625	9.904	29.572
2	1.752	1.224	5.580	4.277	4.215	16.766
임계치 (5%)	2.450	2.050	10.040	4.290	3.270	12.930

〈그림 3〉 장기균형관계 안정성 검정



〈그림 4〉 단기조정과정 안정성 검정





〈표 4〉 비선형 조정과정 검정

VAR Lag	Sup-LM	p-value	임계치 (5%)	임계치 (10%)
1	15.328	0.064	16.795	13.095
2	18.856	0.036	16.396	12.863

비선형 장기균형모형을 이용하여 조정과정의 비대칭성을 검정한 결과는 〈표 4〉와 같다. 자기회귀시차 1과 2에서 측정한 Sup-LM 통계량의 유의도는 각각 0.064, 0.036으로 비대칭 조정과정을 발견할 수 있다.

비선형 장기균형모형과 선형 장기균형모형을 최우추정방법으로 추정한 결과는 다음과 같다.

(C) 비선형 장기균형모형(threshold cointegration model)

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} \Delta R_t \\ \Delta r_t \end{pmatrix} &= \begin{bmatrix} (-.029_{(.090)}) \\ (-.068_{(.052)}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} .156_{(.112)} \\ .086_{(.065)} \end{bmatrix} \hat{w}_{t-1} \Big] 1(|\hat{w}_{t-1}| \leq 1.793) + \\
 &\quad \begin{bmatrix} (-.402_{(.056)}) \\ .168_{(.170)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -.304_{(.070)} \\ .032_{(.212)} \end{bmatrix} \hat{w}_{t-1} \Big] 1(|\hat{w}_{t-1}| > 1.793) + \hat{u}_t \\
 P(|\hat{w}_t| \leq 1.793) &= .898, \quad \hat{w}_t = R_t - 1.074_{(.733)} r_t
 \end{aligned}$$

(D) 선형 장기균형모형

$$\begin{pmatrix} \Delta R_t \\ \Delta r_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -.123_{(.045)} \\ -.023_{(.058)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -.172_{(.058)} \\ .032_{(.076)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -1.050_{(.131)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{t-1} \\ r_{t-1} \end{pmatrix} + \tilde{u}_t$$

자기회귀시차는 BIC에 의해 선택된 1을 사용하였으며 AIC에 선택된 자기회귀시차 2에 대하여도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 비선형 장기균형모형에서 측정한 거래비용은 1.793이며 추정된 장기균형식을 이용하여 계산된 仲裁機會가 이보다 작을 확률은 89.8%이다. 仲裁機會가 거래비용보다 작을 경우 단기조정벡터는 (0.156, 0.086)으로 0과 다르지 않다. 따라서 균형수렴이 이루어지지 않고 이자율 차이로 측정된 시장 불균형은 지속적이다. 그러나 仲裁機會가 거래비용을 초과할 경우 단기조정벡터는 (-0.304, 0.032)로 이자율 차이는 균형으로 수렴하며 산업금

융채권의 수익률이 조정하여 시장 불균형이 해소된다. 재정기회가 거래비용을 초과 하여도 통화안정증권의 수익률은 시장불균형에 대하여 조정하지 않는 것을 알 수 있다. 추정결과를 종합하면 균형으로 수렴하는 데 거래비용이 존재하고 따라서 이자율 차이는 단기적으로 지속적이다. 이와 동시에 장기적으로 산업금융채권 수익률의 조정에 의하여 균형으로 수렴하는 비대칭 조정과정을 보여준다. 이와 비교하여 선형 장기균형모형을 추정하면 항상 균형으로 수렴하기 때문에 단기적으로 지속적 인 이자율 기간구조를 설명할 수 없다.

## V. 結 論

본 연구는 이자율 기간구조에 대한 期待假說에서 제공하는 장단기 이자율 차이의 균형수렴과정을 실증적으로 분석하였다. 期待假說에 따르면 장기 이자율과 단기 이자율은 균형관계를 갖고 장단기 이자율 차이를 이용한 투자자의 仲裁機會는 존재하지 않는다. 그러나 실제로는 금융중개비용이나 제도적 요인에 의한 摩擦的 費用이 존재하므로 장단기 이자율 차이는 단기적으로 持續的이고 균형회복이 지체되며 이자율 차이가 거래비용을 초과할 경우에 균형수렴이 이루어진다. 본 연구는 1987년 1월~1999년 3월 1년 만기 통화안정증권과 3년 만기 산업금융채권 수익률을 사용하여 이자율 기간구조의 안정성과 비선형 조정과정을 분석하였다.

본 연구에서 얻은 주요 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 1997년 금융위기를 전후하여 이자율 기간구조는 단기적으로 불안정성을 보이지만 장기적으로 안정적인 균형관계를 갖는 것을 Seo(1998)의 안정성 검정을 이용하여 발견하였다. 장단기 이자율이 장기균형관계를 갖고 그 관계가 안정적일 경우 단기 이자율은 장기 이자율과 긴밀한 관계를 갖는다. 만일 통화당국이 통화정책을 사용하여 단기 이자율을 관리할 수 있다면 장기 이자율에 의존하는 실물부문에 효과적인 영향을 미칠 수 있다.

둘째, 비선형 장기균형모형을 사용하여 이자율 차이로 인한 仲裁機會가 거래비용보다 작을 경우 이자율 차이를 이용한 仲裁이 이루어지지 않고 따라서 이자율 차이는 단기적으로 持續的이며 仲裁機會가 거래비용을 초과할 경우에는 균형으로 복귀하는 비대칭적 조정과정을 발견하였다. 따라서 본 연구에서 유동성 할증에 대하여 가정한 비선형 조정과정이 실제자료와 일치하는 것을 확인할 수 있으며 이는 실

제자료와 불일치를 보이는 期待假說을 발전시킨 모형이므로 이론과 현실의 불일치를 해결하는 데 기여할 수 있다.

본 연구에서 사용한 자료에서 얻은 결과를 기초로 다양한 만기를 갖는 금융자산에 대한 기간구조를 설명하기에는 한계가 있다. 은행 예금이자율 자유화가 이루어진 기간이 현재는 길지 않지만 앞으로 풍부한 자료를 얻을 수 있을 때 보다 체계적인 분석이 이루어지기를 기대한다.

#### ■ 參考文獻

1. Andrews, D. and W. Ploberger, "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative," *Econometrica*, 62, 1994, pp. 1383~1414.
2. Backus, D., A. Gregory, and S. Zin, "Risk Premiums in the Term Structure: Evidence from Artificial Economies," *Journal of Monetary Economics*, 24, 1989, pp. 371~399.
3. Balduzzi, P., G. Bertola, and S. Foresi, "A Model of Target Changes and the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, 39, 1997, pp. 223~249.
4. Balke, N. and T. Fomby, "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, 38, 1997, pp. 627~645.
5. Bekdache, B. and B. Seo, "On the Long-run Stability of Yield Spreads," Wayne State University, unpublished manuscript, 1998.
6. Campbell, J., "Some Lessons from the Yield Curve," *Journal of Economic Perspectives*, 9, 1995, pp. 129~152.
7. ——— and R. Shiller, "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, 58, 1991, pp. 495~514.
8. Caner, M. and B. Hansen, "Threshold Autoregressions with a Unit Root," University of Wisconsin, unpublished manuscript, 1998.
9. Chan, K., "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *The Annals of Statistics*, 21, 1993, pp. 520~533.
10. Cox, J., J. Ingersoll, and S. Ross, "A Re-examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 36, 1981, pp. 769~799.
11. ———, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 53, 1985, pp. 385~407.
12. Culbertson, J. M., "The Term-structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 71, 1957, pp. 485~517.
13. Engle, R. and C. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251~276.
14. Fama, E., "The Information in the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 13,

- 1984, pp. 509~528.
15. ———, "Term Premiums in Bond Returns," *Journal of Financial Economics*, 13, 1984, pp. 529~546.
  16. ——— and J. Macbeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 1973, pp. 607~636.
  17. Friedman, B., "Financial Flow Variables and the Short-run Determination of Long-term Interest Rates," *Journal of Political Economy*, 85, 1977, pp. 661~689.
  18. ———, "Substitution and Expectation Effects on Long term Borrowing Behavior and Long term Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11, 1979, pp. 131~150.
  19. Hall, A., H. Anderson, and C. Granger, "A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields," *Review of Economics and Statistics*, 74, 1992, pp. 116~126.
  20. Hansen, B., "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Statistics*, 1992.
  21. ——— and B. Seo, "Testing for Threshold Cointegration," work in progress, 1999.
  22. Jegadeesh, N. and G. Pennacchi, "The Behavior of Interest Rates Implied by the Term Structure of Eurodollar Futures," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 1996, pp. 426~446.
  23. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231~254.
  24. Lewis, K., "Was There a 'Peso Problem' in the U. S. Term Structure of Interest Rates: 1979~1982?" *International Economic Review*, 32, 1991, pp. 159~173.
  25. Mankiw, G. and J. Miron, "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 1986, pp. 211~228.
  26. Mankiw, G. and L. Summers, "Do Long-term Interest Rates Overreact to Short-term Interest Rates?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984, pp. 223~242.
  27. Modigliani, F. and R. Shiller, "Inflation, Rational Expectation and the Term Structure of Interest Rates," *Economica*, 40, 1973, pp. 12~43.
  28. Modigliani, F. and R. Sutch, "Innovations in Interest Rate Policy," *American Economic Review*, 56, 1966, pp. 178~197.
  29. ———, "Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience," *Journal of Political Economy*, 75, 1967, pp. 569~589.
  30. Rudebusch, G., "Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure," *Journal of Monetary Economics*, 35, 1995, pp. 245~274.
  31. Sargent, T., "Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 4, 1972, pp. 74~97.
  32. ———, "A Note on Maximum Likelihood Estimation of the Rational Expectations Model of the Term Structure," *Journal of Monetary Economics*, 5, 1979, pp. 133~143.
  33. Seo, B., "Tests for Structural Change in Cointegrated Systems," *Econometric Theory*, 14, 1998, pp. 222~259.

34. Shiller, R., "The Volatility of Long-term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure," *Journal of Political Economy*, 87, 1979, pp. 1120~1219.
35. ———, J. Campbell, and K. Schoenholtz, "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1983, pp. 173~217.
36. Simon, D., "Expectations and the Treasury Bill-Fed Funds Rate Spread over Recent Monetary Policy Regimes," *Journal of Finance*, 65, 1990, pp. 567~577.
37. Tong, H., *On a Threshold Model, Pattern Recognition and Signal Processing*, edited by C. H. Chen, Amsterdam: Sijhoff & Noordhoff, 1978.