

## 실질금리 결정모형에서의 구조변화분석

전덕빈\* · 박대근\*

### Structural Change Analysis in a Real Interest Rate Model

Duk Bin Jun\* · Dae Keun Park\*

#### ■ Abstract ■

It is important to find the equilibrium level of real interest rate for it affects real and financial sector of economy. However, it is difficult to find the equilibrium level because like the most macroeconomic model the real interest model has parameter instability problem caused by structural change and it is supported by various theories and definitions. Hence, in order to cover these problems structural change detection model of real interest rate is developed to combine the real interest rate equilibrium model and the procedure to detect structural change points. 3 equations are established to find various effects of other interest-related macroeconomic variables and from each equation, structural changes are found.

Those structural change points are consistent with common expectation. Oil Crisis (December,1978), the starting point of Economic Stabilization Policy (January,1982), the starting point of capital liberalization (January, 1988), the starting and finishing points of Interest deregulation (January,1992 and December, 1994), Foreign Exchange Crisis (December,1997) are detected as important points. From the equation of fisher and real effect, real interest rate level is estimated as 4.09% (October,1998) and dependent on the underlying model, it is estimated as 0%~13.56% (October,1998), so it varies so much.

It is expected that this result is connected to the large scale simultaneous equations to detect the parameter instability in real time, so induces the flexible economic policies.

#### 1. 머리말

실질금리는 실물과 금융부문에서 중요한 역할을

하는 거시경제변수로서 그 균형수준을 파악하는 것이 중요하다. 그렇지만, 실질금리는 그 정의와 이론이 다양하기 때문에 그 수준을 파악하기가 어

\* 한국과학기술원 테크노경영대학원

럽다. 더불어, 대부분의 거시경제 모형들과 같이 실질금리 결정모형들도 경제 외적인 충격에 의해 모수의 불안정성 문제를 가지게 된다. 따라서, 경제 외적인 충격에 유연한 실질금리모형의 개발이 필요하다.

우선 명목금리와 거시경제변수간의 관계를 모형화한 함정호와 최윤규[5], 김세진과 이증락[1], 그리고 장홍범[3] 등의 모형에 근거하여 피셔효과, 피셔와 실물효과, 소득효과와 유동성효과를 개별적으로 고려한 3개의 방정식을 이용하여 실질금리 모형을 수립한다.

구조변화와 관련하여 수행된 지금까지의 연구들은 모수의 불안정성 문제를 회피하기 위해 구간을 나누어서 모형을 수립하였고, 이를 계량적으로 검정하기 위해 Chow[11]와 Quandt[17], 그리고 Brown, Durbin과 Evans[10]의 방법을 이용하여 왔다.

그런데, 이러한 통계량들은 안정적인 시계열과 한번의 구조변화를 가지는 모형을 가정하고 있기 때문에 불안정적인 시계열과 여러 번의 구조변화를 가지는 모형에 대해서는 논리적인 적용이 어렵다. 이를 해결하기 위해 Bai and Perron[8]은 여러 번의 구조변화문제를 다루었고, Hansen[13]은 불안정적인 시계열문제를 다루었다.

따라서, 불안정적인 시계열에 여러 번의 구조변화가 존재하는 문제를 해결하려면 Bai and Perron[8]과 Hansen[13]의 방법을 함께 고려하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 Hansen[13]의 방법에 여러 번의 변화를 감지할 수 있는 방법론을 개발하고 이를 실질금리결정모형과 결합하여 구조변화 감지모형을 수립한다.

## 2. 기존이론 및 연구동향

### 2.1 실질금리의 정의

실질금리는 원금과 이자의 비율을 구매력 기준으로 표시한 것이라고 정의할 수가 있다. 이러한 실질금리는 관찰이 불가능한 거시경제변수이기 때문에 대용변수들을 통해 간접적으로 파악된다. 대

부분의 연구에서는 경제 성장론에 근거한 실질경제성장률, 기업의 자금수요이론에 근거한 자본의 한계생산성, 피셔 효과에 근거한 명목금리와 기대물가상승률의 차이를 실질금리의 대용변수로서 사용하고 있다.

피셔 효과에 근거하여 실질금리를 파악하려면 기대물가상승률과 기대물가상승률이 명목금리에 미치는 정도를 결정해야 한다. 그렇지만, 기대물가상승률의 추계방식이 기대에 대한 가정(적응적예측과 합리적예측 그리고 완전예측)에 따라 다르고, 기대물가상승률이 명목금리에 미치는 효과가 불명확하기 때문에 실질금리의 수준을 파악하기가 어렵다.

김세진과 이증락[1]은 완전예측가정하에 실현된 물가상승률을 기대물가상승률로 이용하고 제약없는 피셔효과를 가정하여 실질금리를 모형화하였고, 함정호와 최윤규[5], 장홍범[3]은 적응적기대를 완화한 경제적인 합리적 기대 가정하에 물가상승률모형에서 구한 1단계 전방 예측치를 기대물가상승률로 이용하고 제약없는 피셔효과를 가정하여 실질금리를 모형화하였다.

본 연구에서는 가장 간단한 형태의 적응적 기대를 가정하여 금기의 물가상승률을 기대물가상승률로 이용하고 선행연구들과 마찬가지로 제약없는 피셔효과를 가정하여 실질금리를 모형화한다.

### 2.2 금리결정모형

명목금리에 미치는 효과는 관점에 따라 다양하게 파악할 수가 있다. 실물부문의 균형으로 파악하는 피셔효과(기대물가상승률 효과)와 실물효과(실물부문에서 실질생산, 실질정부지출, 실질환율 효과), 금융부문의 균형으로 파악하는 소득효과(금융부문에서 실질생산 효과)와 유동성효과(실질통화량 효과)이다.

함정호와 최윤규[5]는 75년 1사분기부터 90년 4사분기까지 오차수정모형을 이용하여 제반 효과를 분석하였다. 추정계수와 추정에 사용된 회귀변수는 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 함정호와 최운규(1991)의 추정계수와 회귀변수

효과	회귀변수
피셔효과 0.39(8.41)*	X11조정 소비자물가로서 구한 전년동기대비증가율의 ARIMA모형 1단계 전방예측치
실질생산효과 17.33(3.95)*	X11조정 실질 GNP와 잠재GNP(실질 GNP의 구간 초기점과 말기점의 선형 추세)와의 비율
유동성효과 -4.52(-1.56)*	X11조정 총통화(M2)와 잠재GNP와 소비자물가의 곱에 대한 비율

\* 주: ()는 t값

김세진과 이증락[1]은 75년 1월부터 92년 12월까지 오차수정모형을 이용하여 피셔효과를 중점적으로 분석하였다. 추정계수와 추정에 사용된 회귀변수는 <표 2>와 같다. 이들은 구간을 나누어서 장기와 단기피셔효과를 각각 분석하였다. 전체구간에서는 장기피셔효과가 0.76(t값: 37.08), 75년 1월부터 82년 6월까지의 세부 구간에서는 0.42(t값: 20.86), 그리고 83년 1월부터 92년 6월까지의 장기적인 관계는 없고 단기적인 관계만 존재하고 있다고 밝혔다.

〈표 2〉 김세진과 이증락(1991)의 추정계수와 회귀변수

효과	회귀변수
피셔효과 0.76(37.08)*	소비자물가 전년동기대비증가율 이용한 사후적물가상승률

\* 주: ()는 t값

〈표 3〉 장흥범(1996)의 추정계수와 회귀변수

효과	회귀변수
피셔효과 0.89(2.70)*	X11조정 소비자물가로서 구한 전기대비증가율의 ARIMA 모형 1단계 전방예측치
정부지출효과 1.83(7.08)*	X11조정 정부지출
유동성효과 -2.01(-7.12)*	X11조정 총통화(M2)와 X11조정 GDP의 비율

\* 주: ()는 t값

장흥범[3]은 83년 2사분기부터 95년 4/4분기까지

오차수정모형을 이용하여 명목금리 결정요인을 분석하였다. 다른 연구들과는 다르게 단기적인 피셔효과를 고려하여 공적분관계식에서는 파악하고 있지 않다. 추정계수와 추정에 사용된 회귀변수는 <표 3>과 같다.

### 2.3 구조변화시기

서승환과 한성신[4]은 Pettitt의 비모수 기법을 이용하여 명목금리에 대해 77년 1/4분기부터 91년 4/4분기까지 세번의 구조변화가 있다고 파악하고 있다. 특히 경제이론에 근거하여 관계있는 변수들(기대물가상승률과 명목금리에서 기대물가상승률을 차감한 실질금리)도 같은 방법으로 구조변화시점을 찾아내어 변수들간의 장기적인 관계가 있음을 밝혔으며 그 결과는 <표 4>과 같다.

〈표 4〉 서승환과 한성신(1992)의 구조변화시점

구 간	명목금리수준평균	설 명
1 77 1/4-79 4/4	고금리 (22.6%)	금리규제시기
2 80 1/4-81 3/4	(24.3%)	석유파동이후 물가 상승
3 81 4/4-87 4/4	저금리 (14.7%)	대출금리 조치이후
4 88 1/4-91 4/4	(15.3%)	(16.2%) CP금리 자유화와 자본시장 개방이후

김응진[2]은 명목금리의 추세와 다른 거시경제 변수와의 관계를 통해 1975년 1월부터 1992년 12

〈표 5〉 김응진(1992)의 구조변화시점

구 간	명목금리수준평균	설 명
1 75-78년대	(20.5%)	금리규제시기
2 79-81년대	고금리 (23.3%)	(27.0%) 석유파동이후 물가 상승, 부동산가 급등, 투자과열
3 82-87년대	저금리 (13.8%)	(15.1%) 안정화정책(재정긴축)의 추진
4 88-92년대	(16.3%)	고성장물가지수, 수지 흑자, 부동산투기, 주식시장활황

월까지 다음 <표 5>와 같은 세번의 구조변화를 설명하고 있다.

두 분석에 의하면 공통적으로 78년과 79년 사이와 81년 그리고 87년에 유의한 구조변화가 있었음을 시사하고 있다. 92년 이후로는 금리자유화완료와 IMF구제신청이라는 두가지 중요한 경제사건이 있었으므로 95년과 97년의 두 번의 구조변화를 가정한다면 5번의 구조변화에 따라 성격이 다른 6개의 구간이 존재할 수 있음을 시사한다.

## 2.4 구조변화분석방법

선형회귀모형에서 모수의 변화를 검정하는 방법중에서 가장 빈번하게 쓰이는 방법은 Chow [11]의 방법이다. Chow[11]는 안정적인 시계열에서 한번의 구조변화를 안다고 가정하고 전체 모수들의 안정성을 검정하는 통계량과 분포를 유도하였다.

Quandt[17]는 Chow[11]의 가정을 한단계 완화하여 구조변화시점을 모른다고 가정하고서 가장 유의한 구조변화시점과 전체 모수들의 안정성을 동시에 검정하는 통계량을 제시하였다. Andrews [6]는 Quandt[11]의 통계량에 대한 분포를 유도하였는데, Supremum Wald 통계량, Supremum Lagrangian Multiplier 통계량, Supremum Likelihood Ratio 통계량에 공통적인 분포를 유도하였다. 자유도와 구조변화시점의 양극단에 대한 제한, 그리고 유의수준에 따른 임계치를 구하였다.

Hansen[13]은 회귀변수에 대한 가정을 완화하여 불안정적인 회귀변수에도 적용할 수 있는 통계량을 제시하고 그 분포를 유도하였다. Kuo[15]는 Hansen[13]의 분석에서 전체모수를 동시에 검정하는 방법을 완화하여 부분적인 모수의 변화를 검정할 수 있는 방법을 제시하였다. Bai and Prron[8]은 구조변화시점의 개수에 대한 가정을 완화하여 여러개의 구조변화를 검정할 수 있는 통계량과 분포를 유도하였다. Bai[7]는 회귀변수에 대한 가정을 완화하여 자기회귀변수와 시간추세변수에도 적용할 수 있는 통계량과 분포를 제시하였다.

## 2.5 추세순환분리

자료에 계절성이나 순환이 복잡하면 모형수립에 장애가 되고 실제로 장기적인 관계를 파악하기가 어려우므로 계절성과 순환을 제거하고 추세만 가지고 분석하는 것이 바람직한 경우가 있다. 통상, 전년동기대비증가율이나 계절을 나타내는 각각에 대한 가변수를 도입하여 시계열을 조정하거나 X11 계절변동 조정방법을 이용하여 조정하고 있다. 그런데, 전년동기대비증가율이나 가변수를 도입하는 방식은 확정적인 계절추세가 있을 경우에만 가능한 방법이기 때문에 제한적인 사용이 불가피하고, X11 계절변동 조정방법은 원계열과의 관계에 대한 복잡성 때문에 해석에 대한 어려움이 존재한다.

추세와 순환을 모형을 통해 분리하는 방법으로는 Beverage and Nelson[9]의 방법과 Harvey[14]와 Watson[19]의 상태공간모형을 이용한 방법이 있다. 차이점은 Beverage and Nelson[7]의 방법이 하나의 오차항을 가정하는 반면에 Harvey(1985)와 Watson[19]의 방법은 추세와 순환에 대해 오차항을 다르게 가정한다는 것이다.

## 3. 모형수립과 자료처리

### 3.1 모형수립

본 연구에서는 가장 간단한 형태의 적응적 기대를 가정하여 금기의 물가상승률을 기대물가상승률로 이용하고 선행연구들과 마찬가지로 제약없는 피셔효과를 가정하여 실질금리를 모형화한다. 실질금리와 명목금리관련 모형을 3개의 방정식으로 수립하고 예상시점으로 고려된 시점을 사전정보로 활용하여 5개의 구조변화시점을 가정하고 Hansen [13]에 기초한 접근방법을 이용하여 구조변화시점을 감지한다.

우선 실질금리는 피셔효과를 반영하여 아래의 식 (1)에 의해 결정된다고 가정하고 실질금리는 식 (2)처럼 상수항과 오차항으로 모형화한다. 모수들

은 경제외적인 충격에 의해 추세가 변화하는 것이 일반적이기 때문에 임의의 구간에 대해 각각 다른 모수가 존재한다고 가정한다. 식 (1)과 식 (2)를 실질금리를 통해 정리하면 식 (3)과 같고 식 (4)와 함께 피셔효과 추정식이 된다.

Hansen[13]은 식 (3)과 식 (4)에 대해 상관관계와 계열상관이 있는 경우에 대해 일반적인 접근방법을 제시하였는데, 본 연구에서는 오차항들이 서로 독립이고 계열상관이 존재하지 않는 것으로 모형화한다.

$$i_t = r_t + a_{2k}\pi_t^e, \quad (1)$$

$$r_t = a_{1k} + \varepsilon_{1t}, \quad (2)$$

$$i_t = a_{1k} + a_{2k}\pi_t^e + \varepsilon_{1t}, \quad (3)$$

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \varepsilon_{2t}, \quad (4)$$

여기서,  $r_t$ 는 실질금리,  $i_t$ 는 명목금리,  $\pi_t^e$ 는 기대물가상승률,  $t=1,2,\dots,n$ ,  $k=1,2,\dots,6$ , 오차항들은 i.i.d 백색잡음과정이고 서로 독립.

실질금리는 식 (2)처럼 모형화할 수도 있지만, 식 (5)처럼 실질변수들과의 균형식으로 모형화할 수 있다. 식 (1)과 식 (5)를 실질금리를 통해 정리하면 식 (6)과 같다. 그리고 식 (3)과 식 (4)에서 사용한 동일한 가정을 이용한다.

$$r_t = a_{1k} + a_{3k}y_t + a_{4k}g_t + a_{5k}e_t + \varepsilon_{3t}, \quad (5)$$

$$i_t = a_{1k} + a_{2k}\pi_t^e + a_{3k}y_t + a_{4k}g_t + a_{5k}e_t + \varepsilon_{3t}, \quad (6)$$

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \varepsilon_{2t}, \quad (4)$$

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{4t}, \quad (7)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{5t}, \quad (8)$$

$$e_t = e_{t-1} + \varepsilon_{6t}, \quad (9)$$

여기서,  $y_t$ 는 실질생산,  $g_t$ 는 실질정부지출,  $e_t$ 는 실질환율.

식 (3)과 식 (6)는 다음 식들과 함께 실질금리의 수준을 결정하게 된다. 식 (10)은 소득효과와 유동성효과를 관찰하기 위한 식들이다. 이 식들은 간접적으로 명목금리와 관련되어 실질금리에 영향을 준다.

$$i_t = b_{1k} + b_{2k}y_t + b_{3k}m_t + \varepsilon_{7t}, \quad (10)$$

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{4t}, \quad (7)$$

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_{8t}, \quad (11)$$

여기서,  $m_t$ 는 실질통화량.

제안된 식들에서 구조변화를 검정하기 위한 Hansen[13]의 일반적인 공적분모형에서의 구조변화인식은 다음과 같다. 식 (12)와 식 (13)은 제안된 모형을 일반적으로 나타낸 식들이다.

$$y_t = A_t[1 : x_t]^T + u_{1t} \quad t = 1, 2, \dots, n, \quad (12)$$

$$x_t = x_{t-1} + u_{2t}, \quad (13)$$

여기서,

$$A_t = \begin{cases} A_1, & w \leq t \\ A_2, & w > t \end{cases}$$

$x_t$ 는 회귀변수행렬 ( $h \times 1$ ),  $A_t$ 는 공적분벡터 ( $(h+1) \times 1$ ),  $w$ 는 알려져 있지 않은 구조변화시점.

$$SupF = \sup_{t/n \in \Gamma} F_{nt}, \quad \Gamma = [0 + \eta, 1 - \eta], \quad (14)$$

$$F_{nt} = \left( \sum_{i=1}^t x_i \widehat{u}_i \right)^T (s^2 V_{nt})^{-1} \left( \sum_{i=1}^t x_i \widehat{u}_i \right),$$

$$V_{nt} = \sum_{i=1}^t x_i x_i^T - \sum_{i=1}^t x_i x_i^T ( \sum_{i=1}^n x_i x_i^T )^{-1} \sum_{i=1}^t x_i x_i^T$$

여기서,

$s^2$  :  $x_t$ 에 대한 장기조건부 분산의 추정량

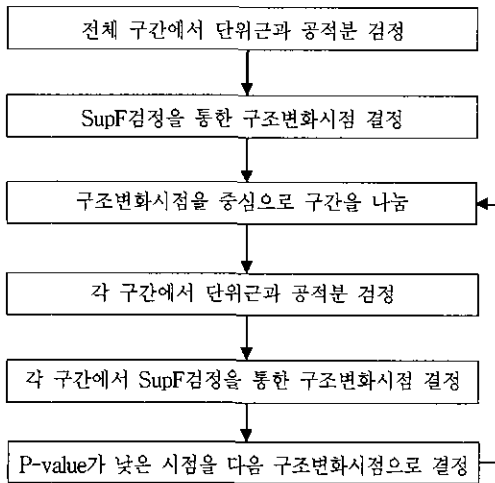
$\widehat{u}_i$  : Phillips and Hansen(1990)의 FM추정법에 의해 구해진 잔차.

A의 변화를 검정하기 위한 통계량 식 (14)는 Quandt[17]과 Andrew[6]에 의해 개발된 Supremum F 통계량으로서 고전적인 Wald통계량과 유사한 통계량이다. 식 (14)의  $\Gamma$ 는 구조변화시점까지의 전체표본기간에 대한 비율이고,  $\eta$ 는 분포의 수렴을 위하여 양쪽의 끝구간을 제외시키는 비율을 표시하는 변수이다. Hansen[13]은 식 (12)와 식 (13)과 같은 불안정적인 시계열에서 Andrew[6]에 따라  $\eta$ 를 0.15로 가정하고서 Supremum F의 분포를 구하였다.

그런데, 이와 같은 방법은 전구간에서 한번의

구조변화를 가정하고 있기 때문에 빈번한 구조변화에 대해서 적용하기 위해 다음과 같은 알고리즘을 제시한다. 우선, 전구간에서 한번의 구조변화를 감지한다. 감지된 구조변화시점을 중심으로 두 구간으로 나누고, 각 구간에 대해 독립적으로 구조변화를 감지한다. 양 구간에서 유의성이 높은 구조변화시점을 다음의 구조변화시점으로 간주한다. 다음 구조변화시점도 같은 절차로 반복하여 적용함으로써 여러 개의 구조변화시점을 찾는다.

구조변화인식방법을 적용하기 전에 공적분 관계에 대한 가정의 타당성을 검증하기 위해 Augmented Dickey Fuller검정을 이용하여 각 시계열의 단위근 검정과 공적분 검정을 수행한다.<sup>1)</sup> 공적분이 성립하지 않는 경우는 두 가지 경우가 존재한다.



<그림 1> 구조변화분석방법 절차

첫째로, 종속변수에는 단위근이 존재하지만, 독립변수에는 단위근이 존재하지 않는 경우와 독립변수에도 단위근이 존재하지만 공적분이 성립하지 않는 경우, 둘째로, 종속변수에 단위근이 존재하지 않는 경우이다.

첫 번째 경우에는 차분을 취하여 검정하며, 두 번째 경우에는 그대로 검정하되 두 경우에 있어서 모두 분포표는 안정적인 회귀변수를 가정한 Andrews[6]가 제시한 분포표를 사용한다.<sup>2)</sup> 이와 같은 과정을 도식화하면 다음과 같다.

### 3.2 자료처리

제안된 식들을 추정하기 위한 대용변수들은 다음과 같다. 식 (3)에서 명목금리는 3년만기 월평균 회사채수익률, 기대물가상승률은 전년동기대비 소비자 물가상승률을 사용한다. 식 (6)에서 실질소득은 산업생산지수(1995 = 100)를, 실질정부지출은 한국은행에서 집계되는 월정부지출을 소비자물가로 나눈 것을, 실질환율은 대미환율에 미국대 한국 소비자물가의 상대비율을 곱한 것을 사용한다. 식 (10)에서 실질통화량은 총통화(M2)를 소비자물가로 나눈 것을 사용한다. 분산이 크기에 따라 증가하는 시계열(산업생산지수, 실질정부지출, 실질환율, 실질통화량)은 자연대수를 취한다.

모든 변수는 전구간에서 단위근을 가지는 불안정한 시계열이므로, 가정한 식들은 공적분 관계식이 된다. 추세간의 장기적인 관계를 분석하기

1) 본 논문에서의 단위근 검정은 오차항의 시계열 상관을 고려하지 않고 다음과 같은 식에서  $\rho = 1$ 인 가설을 검정한다.

$$\Delta y_t = a + (\rho - 1)y_{t-1} + \epsilon_t$$

공적분 검정은 추정된 오차항을 이용하여 다음과 같은 식에서  $\rho = 1$ 인 가설을 검정한다.

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \epsilon_t$$

2) Andrews[6]의 분포표는 10%, 5%, 1%의 유의 수준에 따른 기각역에 대해서만 제시하고 있어서 각 구간의 SufF에 대한 p-value를 구하지 못함으로써 Hansen[13]이 제시한 분포표와 비교가 어렵다. 따라서, 본문에서는 분포표로부터 세 점을 로지스틱 회귀모형으로 추정하여 모든 supF에 대한 p-value를 계산한다. Hansen[13]도 10%, 5%, 1%의 유의 수준에 따른 기각역에 대해서만 제시하고 다른 supF에 대해서는 추정된 3차 다항식으로 계산하게 하였다. 그런데, 이 다항식은 큰 값에 대해 음의 값을 주므로 Andrews[6]의 분포표에서와 같이 세 점을 로지스틱 회귀모형으로 추정하여 모든 supF에 대한 p-value를 계산한다. 추정결과는 <부록A>를 참조한다.

위해 Beverage and Nelson[9]의 분해방법을 이용하여 확정적인 시간추세, 계절요인 그리고 순환요인을 제거한다. 추정된 ARIMA 모형은 <부록B>에 수록하였다. ARIMA 모형추정시 Dickey, Hasza and Fuller[12]의 계절단위근 검정방법과 Said and Dickey[18]의 단위근 검정방법을 이용하였다. 특별히, 산업생산지수, 실질정부지출, 실질환율, 실질통화량등은 계절단위근이 통계적으로는 검정이 되지 않으나 12기 계절차분하여 모형화하는 것이 모형의 분산을 줄이기 때문에 계절차분을 수행하였다. 자연대수를 취한 시계열이므로 전년동기대비 증가율을 사용한 것과 같게 된다.

구간은 회사채수익률에 집계시점에 따라 1975년 1월부터로 하되 계절요인이 존재하여 추세를 구하기 위해 초기값들이 필요할 경우는 앞선 구간에 있는 자료를 활용한다(기대물가상승률, 실질소득, 실질정부지출, 실질환율, 실질통화량에 대해서는 1970년 1월, 해외금리에 대해서는 1971년 1월부터 자료사용). 특별히, 실질정부지출은 99년 2월까지 자료가 존재하기 때문에 99년 6월까지의 모형에서 구한 예측치를 이용한다.

## 4. 모형추정결과

### 4.1 피셔효과

식 (3)은 피셔효과만을 이용하여 실질금리를 파악하는 식이다. 다섯 번의 구조변화가 발생했다는 전제하에 본문에서 제시된 구조변화 인식방법을 적용한다. 우선, 전체구간에서 명목금리에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.67이고 p-value는 0.44로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 마찬가지로, 기대물가상승률에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.10이고 p-value는 0.72로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 따라서 모두 단위근을 가지는 불안정한 시계열이다. 두 시계열에 대한 공적분 검정통계량(DF)값은 -3.77이고 p-value는 0.00으로서 공적분이 성

립한다. 전구간의 SupF값을 통해 78년 9월(49.35, pvalue : 0.00)을 첫 번째 구조변화시점으로 추정한다.

다음은 78년 9월을 중심으로 하여 두 개의 구간으로 나누고 각 구간에서 개별시계열에 대한 단위근과 공적분 검정을 수행한다. 우선 첫 번째 구간에서 명목금리에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -6.37이고 p-value는 0.00로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각한다. 반면에, 기대물가상승률에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.39이고 p-value는 0.57로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 따라서 이 구간에서 공적분이 성립하지 않는다. 이 구간의 SupF는 값이 4.09이고 pvalue는 0.85로서 유의하지 않다.

다른 두 번째 구간에서 명목금리에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.55이고 p-value는 0.50로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 마찬가지로, 기대물가상승률에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.13이고 p-value는 0.70으로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 따라서 모두 단위근을 가지는 불안정한 시계열이다. 두 시계열에 대한 공적분 검정통계량(DF)값은 -3.36이고 p-value는 0.00으로서 공적분이 성립한다. 이 구간의 SupF값을 통해 81년 12월(49.19, pvalue : 0.00)을 두 번째 구조변화시점으로 추정한다.

다음에는 78년 9월과 81년 12월을 중심으로 하여 세 개의 구간으로 나누고 각 구간에서 구조변화인식방법을 적용한다. 첫 번째 구간의 SupF는 이미 2단계에서 구하였다. 78년 10월부터 81년 12월까지 두 번째 구간에서 명목금리에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.93이고 p-value는 0.31로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 마찬가지로, 기대물가상승률에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -1.57이고 p-value는 0.48로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각하지 못한다. 따라서 모두 단위근을 가지는 불안정한 시계열이다. 두 시계열에 대한 공적분 검정통계량(DF)값은 -1.77

이고 p-value는 0.07로서 공적분이 성립한다. 이 구간의 SupF값을 통해 80년 12월(22.81, pvalue : 0.00)을 두 번째 구조변화시점 후보로 둔다.

82년 1월부터 99년 6월까지 세 번째 구간에서 명목금리에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -3.37이고 p-value는 0.01로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각한다. 마찬가지로, 기대물가상승률에 대한 단위근 검정통계량(DF)값은 -4.42이고 p-value는 0.00로서 단위근이 존재한다는 가설을 기각한다. 따라서 모두 안정적인 시계열이다. 이 구간의 SupF값을 통해 89년 12월(94.61, pvalue : 0.00)을 두 번째 구조변화시점 후보로 둔다. 각 구간에서 구한 SupF 중에 가장 작은 p-value를 가지는 시점은 89년 12월로서 이 시점을 세 번째 구조변화시점으로 추정한다.

다음에는 78년 9월, 81년 12월, 89년 12월을 중심으로 하여 4개의 구간으로 나누고, 각 구간에서 3단계와 같은 방식으로 구조변화인식방법을 적용한다. 이와 같은 방식으로 5개의 구조변화시점을 찾는다. 인식된 구조변화시점과 통계량이 <그림 2>에 제시되어 있다.

명목금리와 기대물가상승률에 대해 각 구간에서

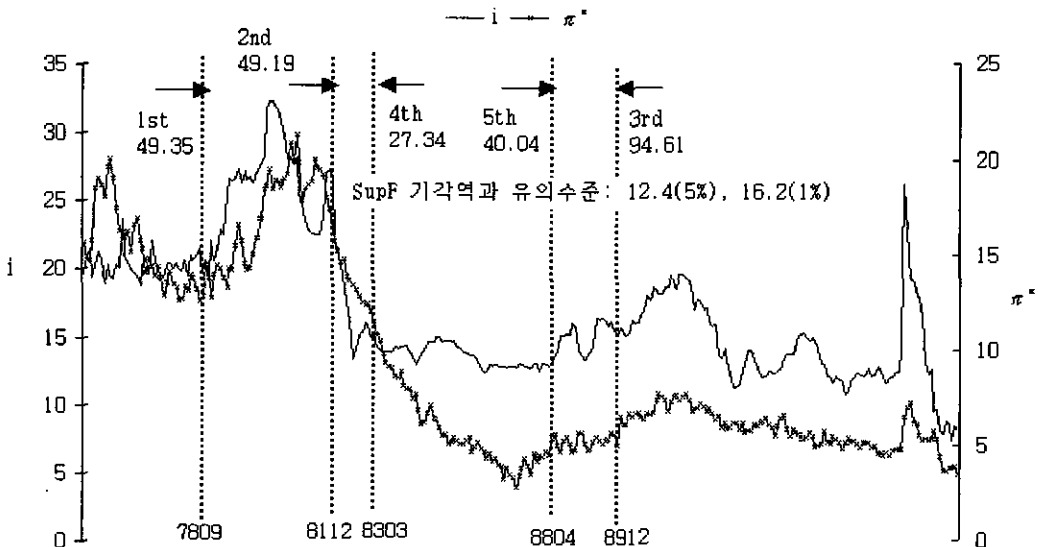
추정된 여섯 식의 결과는 <표 6>과 같다. 구간에 따라서는 시계열이 안정적인 구간과 불안정하지만 공적분이 성립하지 않는 구간이 존재한다. 안정적

<표 6> 각 구간 추정모형

구 간	추 정 식	MSE	DF
1 75.1~78.9	$i_t = 20.31_{**}$ (149.04)	0.84	
2 78.10~81.12	$i_t = 21.36 + 0.31\pi_t^e$ (5.79) (1.46)	8.74	-1.77 (0.07)**
3 82.1~83.3	$i_t = 1.26\pi_t^e$ (39.99)	2.65	-1.72 (0.08)
4 83.4~88.4	$i_t = 12.27 + 0.22\pi_t^e$ (47.34) (5.20)	0.40	-1.93 (0.05)
5 88.5~89.12	$\Delta i_t = 0$	0.57	
6 90.1~99.6	$i_t = 2.43\pi_t^e$ (76.35)	4.09	-3.99 (0.00)
전구간	$i_t = 9.24 + 0.84\pi_t^e$ (27.77) (26.22)	7.73	-3.76 (0.00)

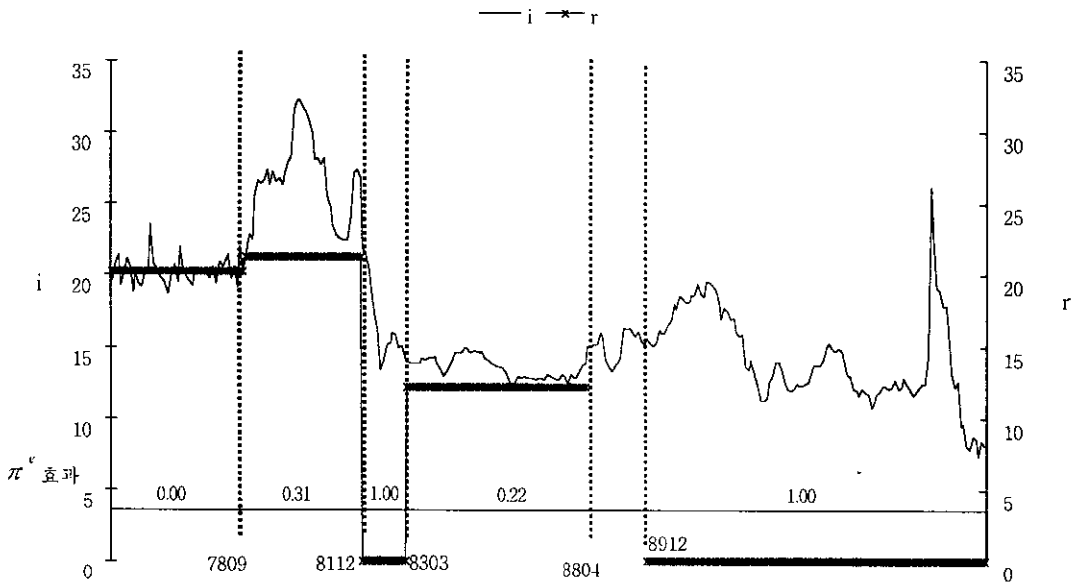
\* ()는 t value, \*\* ()는 pvalue

인 구간서는 그대로 모형을 설정하고, 불안정적이면서 공적분이 존재하지 않는 경우는 차분하여 모형을 설정한다. 전체구간에서는 실질금리수준이



<그림 2> 구조변화시점감지 순서와 SupF통계량





〈그림 3〉 실질금리수준과 피셔효과

9.24이고 피셔 효과계수는 0.83으로 유의하지만 세부구간에서는 변동이 심하다.

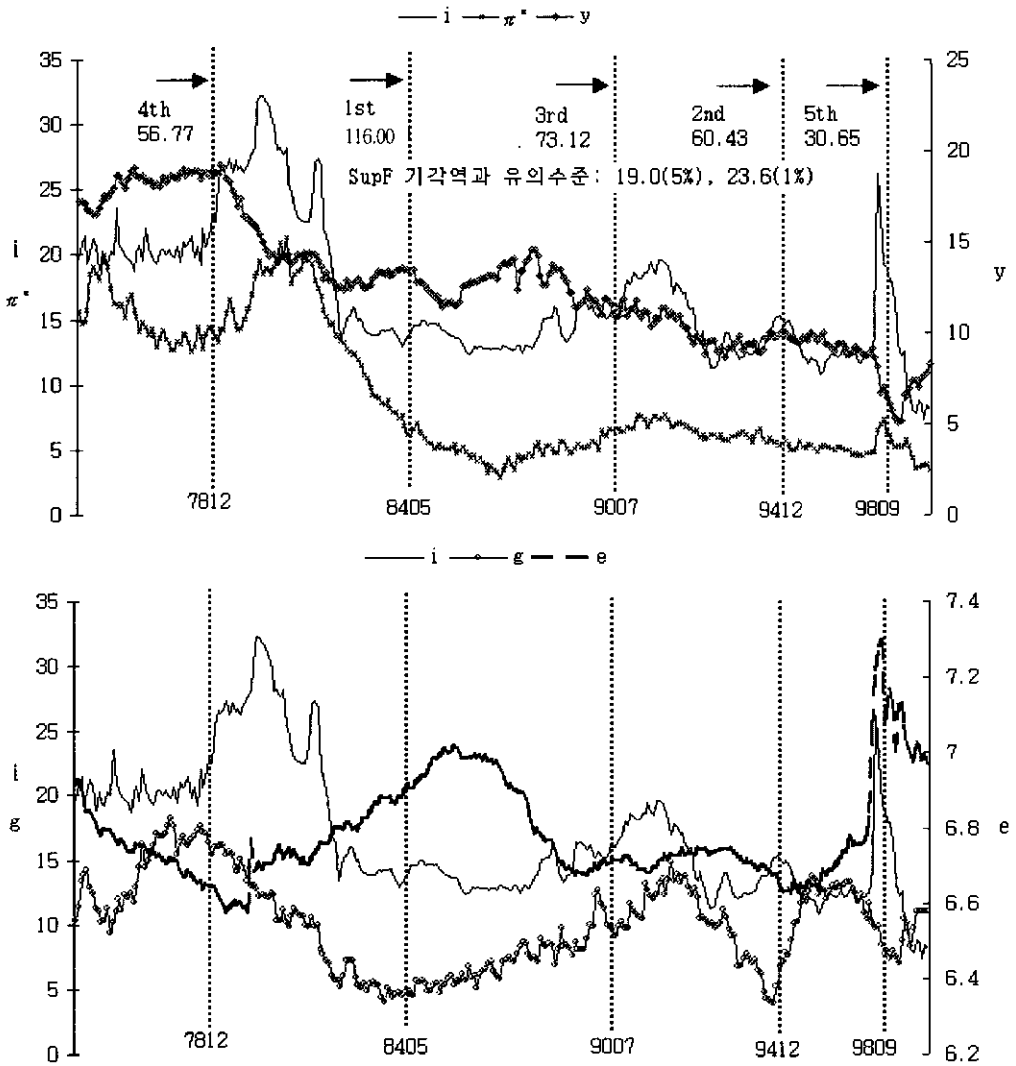
함정호와 최운규[5]는 75년 1/4분기부터 90년 4/4분기까지의 피셔효과를 0.39로 추정하고 있는데 2구간과 4구간의 결과와 일치하고 있다. 김세진과 이증락[1]은 75년 1월부터 92년 12월

까지의 피셔효과를 0.76으로 추정하고 있지만, 유사한 구간을 찾을 수가 없다. 장홍범[3]은 83년 2/4분기부터 95년 4/4분기까지 단기피셔효과를 0.84로 추정하고 있는데, 본 결과에서는 동일한 구간에서 5구간처럼 불안정적인 구간과 4구간과 6구간처럼 공적분이 성립하고 있는 구간이 존재하고 있다.

〈표 7〉 각 구간 추정모형

구 간	추 정 식	MSE	DF
1	$i_t = 20.43$ (138.38)*	1.04	
2	$i_t = -136.19 + 0.73\pi_t^e + 1.40g_t + 19.88e_t$ (-2.16) (8.34) (6.42) (2.19)	4.60	-2.95 (0.04)**
3	$i_t = 65.48 + 0.35\pi_t^e - 0.45y_t - 0.16g_t - 6.75e_t$ (7.39) (3.30) (-4.69) (-2.27) (-5.84)	0.43	-3.80 (0.00)
4	$i_t = 361.72 + 1.44y_t + 0.53g_t - 54.54e_t$ (5.52) (6.42) (7.11) (-5.67)	1.06	-5.12 (0.00)
5	$i_t = -91.77 + 2.03\pi_t^e + 1.15y_t - 0.29g_t + 12.92e_t$ (-4.55) (3.63) (3.20) (-2.72) (4.62)	2.38	5.38 (0.00)
6	$\nabla i_t = 26.41 \nabla e_t$ (3.48)	0.75	
전 구 간	$i_t = 7.62 + 0.77\pi_t^e + 0.22g_t$ (15.72) (22.60) (4.47)	7.26	-3.79 (0.00)

\* ()는 t value, \*\* ()는 pvalue



〈그림 4〉 구조변화시점감지 순서와 SupF 통계량

식 (3)을 통해 파악한 실질금리 수준과 피셔효과계수는 <그림 3>에 정리되어 있다.

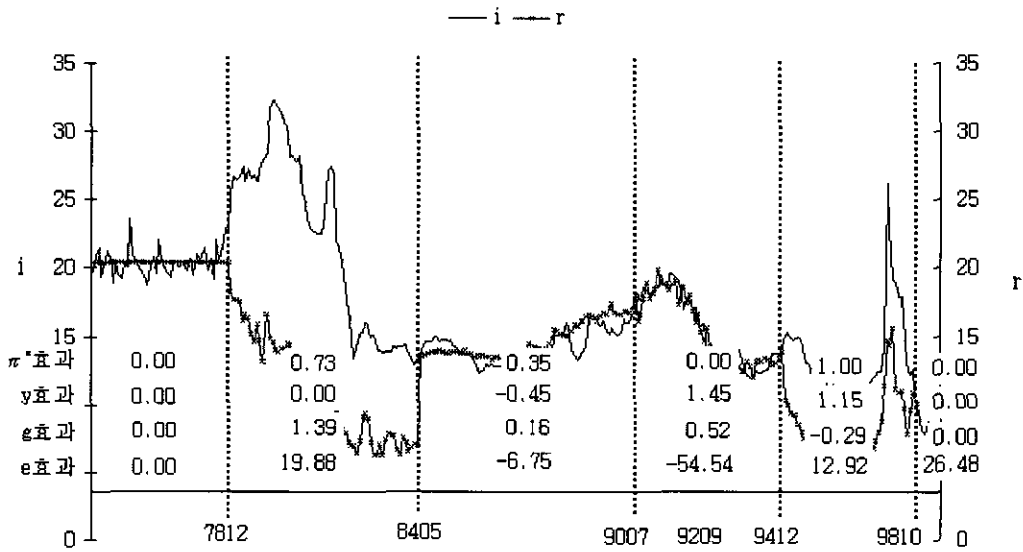
99년 6월 현재 실질금리수준은 0%로 추정되었고, 사람들이 물가상승률에 민감하게 반응하고 있으며 변동이 심한 상태에 있는 것으로 파악되었다.

#### 4.2 피셔와 실물효과

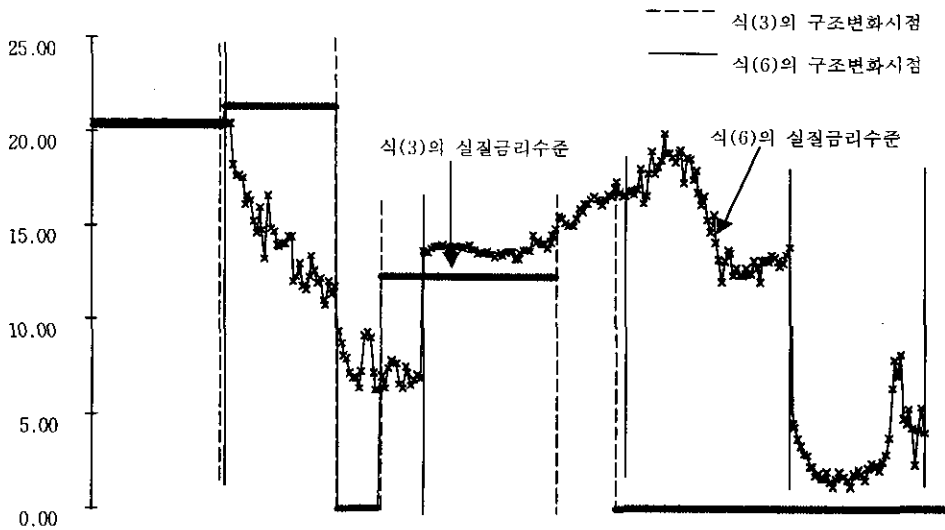
식 (3)에서는 실질금리를 상수항으로 가정하여

파악하였다. 식 (6)에서는 실질금리를 다른 실질 거시경제변수의 함수로 설정하여 파악한다. 식 (6)은 실물시장의 균형을 나타내는 식으로서 IS-LM 이론에 근거하면, 명목금리는 총수요 증감효과로 인해 실질생산과는 음의 관계를, 구축효과로 인해 실질정부지출과는 양의 관계를, 실질생산과 마찬가지로 실질환율과는 음의 관계를 가진다.

다섯 번의 구조변화가 발생했다는 가정 하에 본문에서 제기한 구조변화인식모형으로 감지한 결과



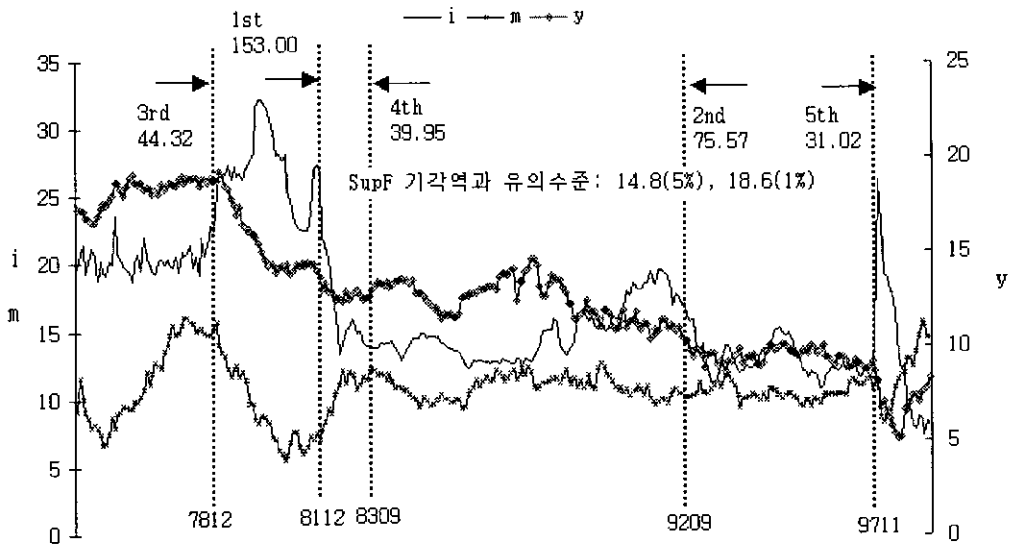
〈그림 5〉 실질금리수준과 피셔와 실물효과



〈그림 6〉 모형에 따른 실질금리수준 비교

는 다음과 같다. 전 구간에서 첫 번째 구조변화시점은 84년 5월(SupF: 116.00)이고 두 번째와 세 번째 구조변화시점은 각각 94년 12월(SupF: 60.43), 90년 7월(SupF: 73.12)이었다. 구조변화시점을 중심으로 다른 실질변수들과의 관계는 다음 〈그림 4〉과 같고 각 구간에서 추정된 6개 식의 결과는 〈표 7〉에 정리되어 있다.

1구간과 6구간을 제외하고 공적분 관계가 성립하고 있고, 모수들의 변화가 급격하게 변동하고 있음을 알 수가 있다. 실질생산과의 관계는 3, 4, 5구간에서 유의하게 나타나고 있는데, 3구간은 음의 효과를 나타내지만, 4, 5구간은 양의 관계를 가지고 있다. 이는 금융부문보다 실물부문이 불안정함에 따라 금융부문에서의 실질생산과 명목금리와와의



〈그림 7〉 구조변화시점감지 순서와 SupF 통계량

관계가 나타난 것이라고 해석할 수 있다.

실질정부지출과의 관계는 2, 3, 4, 5구간에서 유의하게 나타나고 있는데, 5구간을 제외하고는 정의관계를 나타내고 있다. 실질환율과의 관계는 1구간을 제외하고 유의하게 나타나고 있는데, 2, 5구간은 양의관계, 3, 4구간은 음의 관계를 나타내고 있다. 6구간은 공적분 관계가 성립하지 않지만, 단기적으로 실질환율과 양의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

2부터 5구간은 공적분 관계식에 따라 실질금리 수준이 결정되지만, 6구간과 같은 경우에는 실질금리 수준 파악이 어렵다. 식 (6)을 통해 파악한 실질금리 수준과 각 계수가 <그림 5>에 정리되어 있다. 98년 10월 현재 실질금리수준은 4.09%(식 (3)에서는 0%)로 파악되었고 그 이후로는 실질금리 수준을 파악하기 어렵다. 피셔 효과만을 고려한 실질금리수준과 실물 효과까지 고려한 실질금리 수준을 비교하면 <그림 6>와 같고, 모형을 어떻게 설정하느냐에 따라 구조변화시점이 다르고 실질금리수준이 다르게 결정된다는 사실 때문에 실질금리수준을 결정할 수 있는 절차가 필요하다.

### 4.3 소득효과와 유동성효과

식 (10)은 금융시장의 균형을 나타내는 식으로서 IS-LM이론대로라면 소득효과는 양의효과, 유동성효과는 음의 효과가 나타난다. 다섯 번의 구조변화가 발생했다는 가정하에 본문에서 제기한 구조변화인식모형으로 감지한 결과는 다음과 같다. 전구간에서 첫 번째 구조변화시점은 81년 12월(SupF

〈표 8〉 각 구간 추정모형

구간	추정식	MSE	DF
1 75.1~78.12	$i_t = 20.43 + (138.38) *$	1.04	
2 79.1~81.12	$\nabla i_t = 0$	1.52	
3 82.1~83.9	$i_t = 35.82 - 1.80m_t + (17.20) (-9.63)$	1.21	
4 83.10~92.9	$i_t = 30.79 - 1.29y_t + (21.51) (-11.06)$	1.91	-2.01 (0.04)**
5 92.10~97.11	$i_t = 0.80y_t + 1.29m_t + (4.90) (3.38)$	1.07	-2.17 (0.02)
6 97.12~99.6	$i_t = 37.56 - 2.00m_t + (9.26) (-6.08)$	10.98	
전 구간	$i_t = 14.52 + 0.98y_t - 0.93m_t + (10.73) (15.68) (-8.54)$	13.02	-3.29 (0.02)

\* ()는 t value, \*\* ()는 pvalue

: 153.00)이고 두 번째와 세 번째 구조변화시점은 각각 92년 9월(SupF : 75.57), 78년 12월(SupF : 44.32)이었다. 구조변화시점을 중심으로 명목금리와 다른 변수들과의 관계는 다음 <그림 7>과 같고 각 구간에서 추정된 6개 식의 결과는 <표 8>에 정리되어 있다.

1, 2, 3, 6구간을 제외한 구간에서 공적분 관계가 성립하고 있지만, 앞의 모형들과 같이 모수들의 변화가 급격하게 변동하고 있다. 실질생산과의 관계는 앞의 식 (6)에서와는 다르게 4, 5구간에서 유의하게 나타나고 있는데, 5구간은 양의 효과를 나타내지만, 4구간은 음의 관계를 가지고 있다.

이는 IS-LM 경제이론대로라면 실물부문보다 금융부문이 불안정함에 따라 실물부문에서의 실질생산과 명목금리와의 관계가 나타난 것이라고 해석할 수 있다. 즉, 실질통화량이 식별변수로서의 역할을 하지 못한다고 볼 수 있다. 실질통화량과의 관계는 2, 4, 5구간에서 유의하게 나타나고 있는데, 5구간을 제외하고는 예상대로 음의 관계를 나타내고 있다.

## 5. 결 론

본 논문은 금리와 관련 거시경제변수를 이용하여 금리에 미치는 효과를 분석하였다. 6개 방정식 각각에서 유의한 구조변화가 감지되었고 서승환과 한성신[4]과 김응진[2]의 구조변화구간과 대체로 일치하였다. 제2차 석유동시작시기 1978년 12월(피셔효과를 고려한 모형인 식 (6)과 실질효과까지 고려한 모형인 식 (10)은 1978년 12월, 소득효과와 유동성 효과를 고려한 모형인 식 (3)은 1978년 9월로 추정, 안정화정책의 추진시작시기 1982년 1월(식 (3)과 식 (10)은 1981년 12월로 추정, 다른 식은 인식하지 못함), 자본시장개방시기 1988년 1월(식 (1)만이 1988년 4월로 추정, 다른 식은 인식 못함), 금리자유화시작 시기 1992년 9월(식 (10)만이 92년 9월로 추정, 다른 식은 인식하지 못함), 금리자유화 완료시기 1994년 12월(식 (6)만이 1994년 12월로 추정, 다른 식은 인식 못함) IMF 구제신청

시기 1997년 12월(식 (3)은 1997년 11월로 추정, 다른 식은 인식 못함) 근방이 중요한 변화시점으로 인식되었고, 이 시점을 전후로 모수들의 변화가 급격하게 변하고 있었다.

이는 모수의 변화가 실질금리의 구조를 변화시켜 왔다는 것을 의미한다. 식 (6)을 통해서는 98년 10월 현재 실질금리수준이 4.09%로 파악되었고 그 이후로는 실질금리 수준을 파악하기 어려운 것으로 분석되었다. 실질금리와 다른 거시경제변수와의 관계는 최근구간에서 기대물가상승률과는 (+)로, 명목금리를 통해 간접적으로 실질통화량과는 (-), 해외금리와는 (+), 부동산가격과는 (-), 단기금리와는 (+)로 파악되었다.

향후 연구로서 모형의 연립방정식 편의, 계열상관, 이분산성문제를 해결하는 것과 구조변화에 대해 신속한 대응이 이루어 질 수 있는 의사결정체계를 마련하는 것이 필요하다. 이러한 연구는 대규모 연립방정식에서 모수의 추세변화에 대한 검정이 실시간으로 이루어질 수 있도록 하는 구조변화 감지모형으로 연결되어 유연한 정책결정을 유도할 것으로 기대한다.

## 참 고 문 헌

- [1] 김세진, 이종락, “금리와 인플레이션간의 관계 분석 : 공적분과 공현상을 이용한 장단기 피셔 효과 분석”, 『금융경제연구』, 94-3, (1994), pp.67-97.
- [2] 김응진, “금리변동의 행태와 요인분석”, 『조사통계월보』, 4월호, (1993), pp.3-29.
- [3] 장홍범, “금리결정요인분석”, 『경제분석』, 제2권 제2호, (1996), pp.33-70.
- [4] 서승환, 한성신, “구조적 변화하의 명목금리, 기대인플레이션 그리고 통화정책”, 『계량경제학보』, 제3권, (1992), pp.1-29.
- [5] 함정호, 최운규, “우리나라 금리결정요인 분석”, 『조사통계월보』, 3월호, (1991), pp.3-50.
- [6] Andrews, W. K. Donald, “Tests for Param-

- eter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica* Vol.61, No.4 (1993), pp.821-856.
- [7] Bai, J., "Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Change," *Journal of Econometrics* 91 (1999), pp.299-323.
- [8] Bai, J., and P. Perron, "Estimating and Testing for Multiple Structural Changes in Linear Models," *Econometrica* 66 (1998). pp.47-78.
- [9] Beveridge, S. and C.R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics*, 7 (1981), pp.151-174.
- [10] Brown, R.L., J. Durbin and J.M. Evans, "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37 (1975), pp.149-172.
- [11] Chow, G., "Tests of Equality Between Sets of coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, 28 (1960), pp.591-605.
- [12] Dickey, D.A., D.P. Hasza and W.A. Fuller (1984), S. E. Said, and D. A. Dickey, "Journal of the American Statistical Association, Vol. 79, No.386 (1984), pp.355-367.
- [13] Hansen, B.E, "Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics* Vol.10, No.3 (1992), pp.321-335.
- [14] Harvey, A.C., "Trends and Cycles in Macroeconomic Time series," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3 (1985), pp.216-227.
- [15] Kuo Biing-Shen, "Tests for Partial Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes," *Journal of Econometrics* 86 (1998), pp.337-368.
- [16] Phillips, P.C.B and B.E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes," *Review of Economic Studies* 57 (1990), pp.99-125.
- [17] Quandt, R., "Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association*, 55 (1960), pp.324-330.
- [18] Said, S.E. and D.A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika* (1984), pp.599-607.
- [19] Watson, M.W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, 18 (1986), pp.49-75

[부 록 A]

$$pv(x) = 100 - \frac{100}{1 + \exp(a + bx)}$$

$x$  : SupF 값,  $pv(x)$  : p-value of  $x$ ,  $p$  : 외생변수의 개수

1) 안정적인 회귀변수에서의 p-value를 구하기 위한 모수-Andrews(1993)

2) 불안정적인 회귀변수에서의 p-value를 구하기 위한 모수-Hansen(1992)

p	1	2	3	4
a	2.0645	2.8887	2.9342	3.6349
b	-0.4256	-0.4141	-0.3584	-0.3598

p	1	2	3	4
a	2.2539	3.2614	3.9741	4.3814
b	-0.4198	-0.4198	-0.4032	-0.3849

[부 록 B]

대 용 변 수	ARIMA 모형
회사채수익률	$(1 - B)i_t = (1 + 0.19B)\varepsilon_t$ (-3.32)
전년동기대비 물가상승률	$(1 - 0.68B)(1 - B)\pi_t^e = (1 - 0.34B)(1 - 0.62B^{12})\varepsilon_t$ (7.42) (2.94) (14.45)
전년동기대비 산업생산증가율	$(1 - B)y_t = (1 - 0.38B)(1 - 0.85B^{12})\varepsilon_t$ (7.49) (27.63)
전년동기대비 정부지출증가율	$(1 - B)g_t = (1 - 0.89B)(1 - 0.60B^{12})\varepsilon_t$ (36.21) (13.29)
로그실질환율	$(1 - B)e_t = (1 + 0.26B)\varepsilon_t$ (-5.02)
전년동기대비 실질통화증가율	$(1 - B)m_t = (1 + 0.14B + 0.20B^2)(1 - 0.67B^{12})\varepsilon_t$ (-2.69) (-3.67) (16.50)