

# 실질이자율의 구조변화와 장기기억 속성에 관한 연구\*

최 경 욱\*\*

거시경제정책 결정이나 소비 혹은 투자와 같은 개별 경제주체의 경제적 의사 결정 과정에 중요한 역할을 하는 실질이자율은 경제모형 개발이나 예측에 중요한 변수로 사용된다. 이에 따라 실질이자율의 시계열적 특성을 파악하는 것은 중요한 과제라고 할 수 있다. 이에 따라 본 논문에서는 G7 국가(독일 제외)와 한국의 자료를 이용하여 최근에 개발된 Robinson(1995)의 local Whittle estimator와 Shimotsu and Phillips(2005)의 exact local Whittle estimator를 이용하여 실질이자율의 장기기억 과정 모수를 추정하였다. 한편, 시계열 자료에서 나타나는 장기기억 과정이 구조조정을 고려하지 않을 경우에는 가성적(spurious) 장기기억 과정으로 나타날 수 있다는 가설을 검증하기 위하여 Bai and Perron(1998)과 Lavielle(2005)이 개발한 다중(multiple)구조변화모형을 이용하여 분석대상 실질이자율의 구조변화 시점을 파악하고 각 구조변화 시점의 경제적 의미를 분석하였다. 분석 결과를 살펴보면 실질이자율 지속성의 상당 부분이 구조변화에 의해 설명된다. 따라서 경제모형 개발이나 예측시 이에 대한 고려가 필요할 것으로 판단된다.

핵심주제어: 실질이자율, 장기기억 과정, 다중구조변화모형, 분수적분, Exact local Whittle estimator

경제학문헌목록 주제분류: E43, C22

## I. 서 론

거시경제변수의 움직임에 설명하고 그 예측성을 알아보는 것은 거시경제 연구분야 중 가장 중요한 분야의 하나라고 할 수 있다. 최근 들어서는 물가상승률과 경제성장률 간의 관계와 같은 고전적인 주제뿐만 아니라 각 거시경제변수

\* 이 논문은 2009년 정부(교육과학기술부 신진교수지원, 인문사회분야 연구역량강화사업비)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2009-332-B00044). 논문에 훌륭한 논평과 조언을 해 주신 익명의 두 분 심사자에게 깊이 감사드린다.

\*\* 서울시립대학교 경제학과 부교수, 전화: (02) 2210-5742, E-mail: kwchoi@uos.ac.kr  
논문투고일: 2011. 7. 26 수정일: 2011. 9. 8 게재확정일: 2011. 9. 21

의 시계열적인 특성을 파악하는 연구가 진행되고 있다. 이 중 특히 실질이자율은 개인의 소비나 기업의 투자결정에 중요한 역할을 할 뿐만 아니라 통화신용정책 결정에도 중요한 역할을 하는 등 거시경제변수 중 가장 중요한 변수 중 하나이며 이에 따라 동 분야에 대해 많은 연구가 이루어지고 있다.

대표적인 연구결과를 예로 들어 보면 실질이자율의 단위근 검정결과를 바탕으로 실질이자율의 지속성을 판단하는 연구로는 Mishkin(1981), Huizinga and Mishkin(1986), 그리고 Bonser-Neal(1990)을 들 수 있다. 동 연구들은 실질이자율의 정의상 명목이자율과 물가상승률을 구분하여 동 변수들의 정상성(stationarity)을 검정하였으며, 일반적으로 먼델-토빈효과(Mundell-Tobin effect)로 알려진 실질이자율과 물가상승률에 있어서의 음의 상관관계를 발견하였다. 반면 Nelson and Schwert(1977)는 기존에 정설로 받아들여지던 Fama(1975)의 시장효율성 이론에 반대되는 실증적 분석결과를 보였다. 즉, 실질이자율이 단위근의 성격보다는 정상적인 성격을 가지고 있다는 것이다. 최근 Rapach and Weber(2004)의 경우 연구결과를 보면 13개 선진국의 실질이자율을 이용해 검정한 결과 분석대상의 일부에서는 단위근 그리고 나머지에서는 정상적 시계열적 성격을 갖는다고 보고하고 있다. 또한 Rapach and Wohar(2005)의 다른 연구에서는 분석대상 실질이자율이 충격으로부터의 지속성이 매우 크다는 결과를 보이기도 하였다.

다른 한편, 실질이자율의 구조변화에 대한 연구로는 먼저 Garcia and Perron(1996)의 연구로서 저자들은 정교한 마코프(Markov) 국면전환모형(regime switching model)을 이용하여 실질이자율과 물가상승률에 1973년 초반과 1981년 후반에 구조변화가 일어남을 보였다. 특히, Garcia and Perron은 사후적 실질이자율이 일정한 수준을 유지하지만 구조변화에 의해 수준 자체가 변화함을 보였다. 다음으로 Antoncic(1986)은 은닉인자모형(unobserved component model)을 사용하여 실질이자율의 변동성에 초점을 맞추어 분석하였다. 동 연구결과에 따르면 실질이자율의 변동성에 1979년 10월과 1980년 4월을 근처로 하여 구조변화가 나타나며 이는 당시 통화신용정책의 변동과 일치함을 보였다.

한편, 실질이자율을 구성하는 변수들의 공적분 관계를 바탕으로 한 연구로서는 Rose(1988)의 연구결과를 들 수 있다. Rose는 명목이자율은 단위근을 가지고 있지만 물가상승률에는 단위근이 존재하지 않는다는 결론을 제시하였다. 만약 동 연구결과가 맞다면 사후적(*ex-post*) 실질이자율은 정상적인 과정을 가져야 하는 피셔효과(Fisher effect) 관계가 성립하지 않는다는 매우 의미 있는 결론을

가지고 오게 된다. King *et al.*(1991)의 경우에는 구조자기회귀모형(structural vector autoregressive model)을 추정할 때 명목이자율과 인플레이션이 공적분 관계를 갖는 것으로 가정하였으나, Gali(1992)의 경우에는 실질이자율에 단위근이 존재한다는 것 자체가 논리적으로 옳지 않다고 주장하고 실질이자율이 정상적인 I(0) 과정을 따른다고 가정하고 구조자기회귀모형을 추정하였다.<sup>1)</sup>

위의 결과를 종합해 볼 때 실질이자율의 시계열적 특성은 단순히 단위근, I(1), 혹은 정상적 시계열, I(0)의 양분법적인 시각으로 판단하기 힘든 보다 복잡한 구조를 가지고 있다고 추론해 볼 수 있다. 이는 최근에 많은 논의가 되고 있는 장기기억 과정이라는 형태로 모형화할 수 있다. 즉, I(1) 혹은 I(0)라는 두 가지 값이 아닌 I( $d$ ) 형태, 즉 추정 모수  $d$ 가 분수적분(fractional integration)의 형태를 가지는 것이다. 이런 시각에서 접근한 연구로는 Tsay(2000)를 예를 들 수 있다. Tsay는 조건부자승합(conditional sum of squares) 방법을 이용해 실질이자율이 장기기억 과정을 가지고 있다고 주장하고 있다. Karanasos *et al.*(2006) 또한 미국 실질이자율에 장기기억 과정이 존재한다고 주장하였다. Sun and Phillips(2004)는 이변수(bivariate) 측정법을 이용하여 미국 실질이자율(제2차 세계대전 이후 기간)에 대해 장기기억 과정 모수를 추정한 결과 추정치값이 비정상적 장기기억 과정인 0.75에서 1 사이에 존재한다고 주장하였다.<sup>2)</sup> 하지만 Tsay의 방법을 비롯한 기존의 연구와 같은 일반적인 장기기억 과정 추정방법을 이용할 경우 여러 가지 문제점이 있을 수 있음이 최근의 연구결과 밝혀졌다. 예를 들어, Granger and Hyung(2004), Diebold and Inoue(2001), Choi and Zivot(2007) 등의 연구를 보면 구조변화를 고려하지 않을 경우 가성적(spurious)인 장기기억 과정의 문제가 발생할 수 있다. 즉, 고려되지 못한 구조변화가 시계열의 지속성을 높여서 실제로는 정상적인 시계열임에도 불구하고 마치 동변수에 장기기억 과정이 존재하는 것처럼 잘못 판단할 수 있는 문제가 발생한다.

이는 우리가 일반적으로 생각하는 것보다 훨씬 큰 문제를 초래할 수 있다. 즉, 시계열 변수의 속성을 정확하게 판단하지 못하고 잘못된 방법론을 사용할 경우, 거시경제모형 혹은 예측에 큰 오류가 발생하게 되며 이를 통해 준비되거나 실행되는 경제정책 역시 옳지 않은 결과를 초래할 수 있기 때문이다. 따라

1) Evans and Lewis(1995)도 명목이자율과 인플레이션이 모두 단위근을 가진다는 전제하에 라는 공적분 형태로 모형화한 후 논의를 전개하고 있다.

2) 위에서 인용한 연구방법론 이외에도 Threshold nonlinear cointegration, regime switching 등 다양한 추정방법이 이용되고 있다. 이에 대해서는 Neely and Rapach(2008)을 참조하기 바란다.

서 이에 대한 연구의 필요성이 점차 커지고 있다.

앞서 소개한 연구결과의 많은 경우는 미국 실질이자율을 중심으로 분석한 반면 본 연구는 G7 국가(독일은 통독과정 때문에 시계열 연결이 쉽지 않아 제외하였음)와 한국의 실질이자율을 이용하였다. 동 변수들에 대해 최근에 개발된 정교한 구조변화 추정모형을 이용하여 구조변화 시점을 추정하고, 이를 통해 구조변화를 고려한 경우와 고려하지 않은 경우 어떤 형태의 차이점이 나타나는지를 밝혀 실질이자율의 시계열적 특성을 비교 분석하고 향후 경제모형이나 예측시 구조변화의 고려가 필요함을 보이는 데 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II절에서는 장기기억 과정과 구조변화에 대한 분석 모형을 살펴보고, 제III절에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제IV절에서는 분석결과를 요약하고 시사점을 서술한다.

## II. 장기기억 과정과 구조변화에 대한 분석 모형

### 1. 실질이자율의 시계열적 성격에 대한 이론적 배경

Lucas(1978), Hansen and Singleton(1982)에 따르면 한 경제의 대표적 가계(representative household)에게 주어진 예산제약 조건하에서 가장 중요한 일은 동태적인 상황에서 매시점마다 자신의 효용을 극대화하는 실질소비(real consumption)를 결정하는 것이다. 이는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\max_{\{u_t\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (1)$$

여기서  $E_0$ 는 조건부 기대 오퍼레이터(conditional expectation operator),  $\beta$ 는 할인요소(discount factor)이며,  $u(c_t)$ 는 순간효용함수(instantaneous utility function)이다. 다기간에 걸쳐 1계 조건을 구한 것이 다음의 다기간 오일러방정식(intertemporal Euler equation)이다.

$$E_t \{ \beta [u'(c_{t+1})/u'(c_t)](1+r_t) \} = E_t \{ M_{t+1}(1+r_t) \} = 1 \quad (2)$$

여기서  $M_{t+1} = \beta u'(c_{t+1})/u'(c_t)$ 는 확률적 할인요소(stochastic discount factor)이며  $r_t$ 가 실질이자율이다. Hansen and Singleton(1982)에서는 효용함수를 상대적

위험회피 형태(relative risk aversion)로 정의하여 다음과 같은 1계 조건을 유도하였다.<sup>3)</sup>

$$\delta - \gamma E_t[\Delta \log(c_{t+1})] + E_t[\log(1+r_t)] = 0 \quad (3)$$

$\delta = \log(\beta) + 0.5\sigma^2$ ,  $\sigma^2$ 은 효용함수의 분산이며,  $\gamma$ 는 상대적 위험회피계수(relative risk aversion coefficient)이다.<sup>4)</sup> Rose(1988)는 만약 식 (3)이 성립하게 된다면  $\Delta \log(c_{t+1})$ 과 실질이자율  $r_t$ 는 비슷한 정도의 지속성을 가져야 한다고 주장하였다. 이는 곧  $\log(c_{t+1})$ 은 단위근을 가진 비정상적 시계열이지만 일차 차분된  $\Delta \log(c_{t+1})$ 는 안정적인 시계열이며 따라서 실질이자율도 안정적인 시계열이어야 한다. 하지만 Rose(1988)는 많은 선진국의 실질이자율에서 단위근이 발견된다고 주장하였다. 이에 따라 실질이자율의 시계열적 속성에 대해 논의가 촉발되게 되었다.

## 2. 사후적 실질이자율(ex-post real interest rate)의 유도

우리가 일반적으로 관찰하는 명목이자율은 실질이자율과 인플레이션 프리미엄(inflation premium)의 두 가지 요소로 구성되어 있다고 알려져 있다. 실질이자율은 실질적인 요인을 반영하고 있으며 안정적인 특성을 가지고 있다고 가정한다. 또한 피셔효과(Fisher effect)에 따라 인플레이션 프리미엄을 반영하여야 한다. 인플레이션 프리미엄은 대출자가 자금을 대출할 경우 향후 발생할 인플레이션에 대한 위험보수라고 정의될 수 있다. 따라서 안정적인 실질이자율과 인플레이션 프리미엄의 합이 시장에서 관측되는 명목이자율이라 할 수 있다.<sup>5)</sup> 위의 관계를 통해 명목이자율  $i_t$ 를 정의하면 다음과 같다.

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (4)$$

하지만 기대인플레이션은 모형 개발자가 관측할 수 없다는 문제점이 있기 때문에 실제(actual) 인플레이션으로 변환하여 사용할 경우 식 (4)는 다음과 같이

3) 상대적 위험회피 효용함수는  $u(c_t) = c_t^{1-\gamma}/(1-\gamma)$ 로 정의된다.

4)  $\log(1+r_t) \cong r_t$ .

5) 논문심사자가 지적한 것처럼 피셔방정식을 따를 경우 명목이자율은 실질이자율과 기대인플레이션으로 구성되었다고 보고, 만약 인플레이션 리스크 프리미엄까지 고려하는 경우 명목이자율이 실질이자율, 기대인플레이션, 그리고 인플레이션 리스크 프리미엄으로 구성되었다고 볼 수 있다.

표현될 수 있다.

$$i_t = r_t + \pi_t \quad (5)$$

식 (4)와 식 (5)를 통해 우리는 사전적(*ex-ante*) 실질이자율과 사후적(*ex-post*) 실질이자율을 정의할 수 있으며 이는 다음과 같다.

$$r_t^e = \frac{1+i_t}{1+\pi_t^e} - 1 \approx i_t - \pi_t^e \quad (6)$$

$$r_t = \frac{1+i_t}{1+\pi_t} - 1 \approx i_t - \pi_t \quad (7)$$

식 (6)과 식 (7)를  $i_t$ 를 중심으로 다시 정리하면 다음의 식 (8)과 같다.

$$r_t = r_t^e + \pi_t^e - \pi_t = r_t^e + \epsilon_t \quad (8)$$

여기서  $\epsilon_t = \pi_t^e - \pi_t$ 로 정의된다. 여기서  $\epsilon_t$ 는 예측오차라고도 정의할 수 있다. 만약 우리가 합리적 기대를 가정하고  $\epsilon_t$ 가 마팅게일(martingale) 차분과정이라고 정의하면  $\epsilon_t$ 는 안정적인 I(0) 과정으로 표현되어야 한다. 따라서 사전적 실질이자율과 사후적 실질이자율의 시계열적 성격은 같은 형태를 가져야 한다. 따라서 본 연구에서는 현실적으로 관측 불가능한 사전적 실질이자율 대신 관측 가능한 사후적 실질이자율을 이용하여 실질이자율의 시계열적 성격을 파악하고자 한다. 위에서 설명하였듯이 실질이자율은 통화정책을 포함한 거시경제정책 과정에서 가장 중요한 변수 중 하나이다. 따라서 정확한 시계열적 성격을 판별해야 보다 정확한 경제모형 혹은 경제예측을 할 수 있으므로 그 중요성은 매우 크다고 할 수 있다.

### 3. 장기기억 과정의 정의와 추정방법

앞에서 논의하였지만 실질이자율의 시계열적 성격을 단순히 정상적, 즉 I(0) 혹은 비정상적 단위근 I(1)과 같은 양분법적 시각으로 분석하는 것은 상당한 문제점을 내포할 수 있다. 이런 문제점 때문에 보다 정교한 방법이 개발되었는데 그 대표적인 것이 장기기억 과정(long memory process)이며 이는 다음과 같이 정의된다.

정상성을 가지고 있는 시계열  $x_t$ 가 주어졌을 때 시차( $k$ )에 해당하는 자기상

관(autocorrelation)  $\rho(k)$ 가 일반적인 정상성을 가지고 있는 시계열과 달리 매우 느린 속도로 감소하는 속성, 즉 지속성(persistence)을 보이는 현상이다. 이는 식 (9)와 같이 표현될 수 있다.

$$\sum_{k=-n}^n |\rho(k)| \rightarrow \infty, n \rightarrow \infty \tag{9}$$

이를 보다 쉽게 ARFIMA( $p, d, q$ ) 형태를 통해 설명해 보자. 다음과 같은 시계열 과정을 가정해 보면,

$$(1-L)^d \Phi(L)x_t = \Theta(L)\epsilon_t \tag{10}$$

여기서  $\Phi(L), \Theta(L)$ 는 근이 단위근 밖에 존재하는 다항식이다.  $L$ 은 시차연산자를 나타내면  $\epsilon_t$ 는  $WN(0, \sigma_\epsilon^2)$ 로 표현되는 백색잡음 과정을 따른다고 하자. 여기서  $(1-L)^d$ 는 다음과 같은 형태로 표현이 된다.

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j \binom{d(d-1)\cdots(d-j+1)}{j!} L^j \tag{11}$$

이때 장기기억 과정을 표현하는 모수  $d$ 가 1과 같은 정수가 아닌 영역까지 포함하는 경우를 장기기억 과정이라고 한다. 즉,  $-0.5 < d < 0.5$ 일 경우 정상성을 가짐과 동시에 가역적인 속성을 가지는 장기기억 과정이라고 한다. 이를 보다 자세히 살펴보면  $d=0$ 일 경우 정상적 단기기억(short memory) 과정이라 하며,  $0 < d < 0.5$ 를 정상적 장기기억 과정이라고 한다. 즉,  $x_t$ 가 정상적인 성격을 가지고 있지만 동시에 장기기억 속성을 포함하고 있다는 것이다. 정상적 시계열과 정상적 단기기억 과정과의 차이점은 충격이 왔을 경우 자기상관함수의 모습이 기하학적(geometrical) 감소 형태를 보이지 않고 포물형(hyperbolical) 감소 형태를 보인다. 즉, 충격이 오랜 기간 동안 지속되는 것이다.  $-0.5 < d < 0$ 일 경우를 역지속성(anti-persistence)을 갖는 장기기억 과정이라 한다. 이 경우 Baillie (1996)에서 지적하였듯이 자기상관함수가 정상적 단기기억 과정보다는 크게 나타나지만 충격에 대한 반응이 한쪽 방향으로만 나타나는 것이 아니라 반대 방향으로 번갈아 가며 나타난다. 마지막으로  $0.5 < d < 1$ 인 경우를 비정상적 장기기억 과정으로 정의한다. 비정상적 장기기억 과정은 정상적인 단기기억 과정보다 자기상관함수의 감소 형태가 매우 느린 형태를 보이지만 장기적으로는 평균회귀성향을 보인다. 익히 알려진  $d=1$ 인 단위근 과정의 경우는 평균회귀성향이

없다. 보다 자세한 유도과정 및 증명은 Beran(1994), Baillie and Bollerslev(1994), Baillie(1996), Choi and Zivot(2007), Choi and Hammoudeh(2009) 등에 잘 정리되어 있으므로 참조하기 바란다.

한편, 장기기억 과정의 모수 추정 중 가장 잘 알려져 있는 방법은 준모수 추정방법(semiparametric estimator)으로 Geweke and Porter-Hudak(이하 GPH로 표기, 1983)이 사용된다. 하지만 동 방법은 분포에 대한 강한 가정을 취하지는 않지만 Agiakloglou *et al.*(1993)이 지적하였듯이 지속성이 매우 큰 비정상적 장기기억 과정인  $0.5 < d < 1$ 인 경우에는 심각한 표본편의를 초래할 문제점을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 이런 문제점을 개선한 Shimotsu and Phillips(2005)의 exact local Whittle estimator을 이용하고자 한다. 동 방법은 시계열이 비정상적인 영역에서도 적용 가능하며 기존에 개발된 Robinson(1995)의 정상적인 영역을 중심으로 한 local Whittle estimator의 문제점을 보완한 것이다. 추정결과와의 비교를 위해 Robinson의 local Whittle estimator도 같이 보고하였다. 먼저 Robinson(1995)의 local Whittle estimator는 다음과 같다.

$$\hat{d} = \operatorname{argmin} R(d) \quad (12)$$

여기서  $R(d) = \log \hat{G}(d) - 2d \frac{1}{m} \sum_j^m \log \lambda_j$ , 그리고  $\hat{G}(d) = \frac{1}{m} \sum_j^m \lambda_j^{2d} I_x(\lambda_j)$ ,  $m$ 은 표본수이며,  $\lambda_j = \frac{2\pi j}{n}$ ,  $j = 1, \dots, m$ 이다. 다음으로 Shimotsu and Phillips(2005)의 exact local Whittle estimator는 다음과 같다.

$$\hat{d} = \operatorname{argmin} R(d) \quad (13)$$

$R(d) = \log \hat{G}(d) - 2d \frac{1}{m} \sum_j^m \log \lambda_j$  그리고  $\hat{G}(d) = \frac{1}{m} \sum_j^m I_{\Delta_x^d}(\lambda_j)$ 이다. Robinson의 local Whittle estimator가  $I_x(\lambda_j)$ 를 근사법에 의해 얻는 대신 exact local Whittle estimator는 보다 정교한 다음과 같은 방법을 이용하였다. exact local Whittle estimator는 local Whittle estimator에 비해 추정치의 값이 정상적인 영역뿐만 아니라 비정상적인 영역까지 포함한 보다 일반적인 추정방법이다. 이에 따른 추정량은 다음과 같다.

$$I_{\Delta_x^d}(\lambda_j) = \left| \sum_{k=0}^n \frac{(-d)_k}{k!} e^{ik\lambda} \right|^2 |v_x(\lambda_j)|^2 \quad (14)$$

$v_x(\lambda_j)$ 는 시계열  $x_t$ 의 이산형(discrete) Fourier 변환에서 근사치를 이용하기



때문에 발생하던 문제점을 수정하는 교정항이다.<sup>6)</sup>

#### 4. 구조변화 추정방법

장기 기억 과정의 추정시 나타나는 중요한 문제점은 Granger and Hyung (2004), Diebold and Inoue(2001), Choi and Zivot(2007) 등이 제기한 것처럼 구조변화를 고려하지 않을 경우 가성적인(spurious) 장기 기억 과정의 문제가 발생할 수 있다는 것이다. Choi and Zivot(2007)은 forward premium의 지속성 일부가 구조변화에 기인한 것으로 파악하고 구조변화 전후의 장기 기억 과정 모수의 변화를 실증적으로 분석하였다. 이와 같이 적절한 구조변화를 고려하지 못할 경우 구조변화로 인한 충격의 지속성 때문에 실제 시계열 자료의 속성을 파악하지 못할 수 있으며 잘못 파악된 속성을 이용한 예측을 할 경우 여러 가지 문제점이 발생할 수 있다. 이에 따라 동 연구에서는 실질이자율의 시계열적 성격을 명확하게 파악하기 위하여 적절한 구조변화 시점을 추정한 후, 추정된 구조변화 요인을 적절히 조정한 후 장기 기억 과정 모수를 재추정하는 Choi and Zivot (2007)의 2단계 방법을 사용하였다.

경제변수의 구조변화 시점을 찾아내는 방법으로는 대표적인 Chow 검정을 들 수 있다. 그러나 Chow 검정의 경우는 경제변수의 구조변화 시점을 사전적으로 인지하고 있다고 가정한 후 이를 이용해 표본을 구조변화 시점 전후로 나누어 추정된 모수의 변화를 통해 구조변화 여부를 판단하는 것이다. 하지만 실제적으로 경제변수의 구조변화 시점을 사전에 정확하게 인지하고 파악할 수 있다는 것은 현실적으로 불가능하다. 이런 단점을 보완하여 구조변화 시점을 사전적으로 모른다고 가정한 후 구조변화 시점을 찾아내는 방법들이 제안되었으며 그 중 가장 대표적인 것이 Bai and Perron(1998) 방법이다. 동 방법은 2개 이상의 구조변화 시점을 동시에 찾아내는 방법으로 최근 들어 많은 실증분석에 이용되고 있다. Bai and Perron 방법을 소개하면 다음과 같다. 먼저 시계열  $x_t$ 가 주어졌다고 가정하고 시계열의 평균에  $k$ 개의 구조변화가 있다면 다음과 같은 형태로 나타난다.

$$x_t = z_t' \delta_j + \epsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (15)$$

여기서  $j=1, \dots, k+1, t=T_{k-1}+1, \dots, T_j$ 이다.  $z_t$ 는 설명변수이며  $\delta_j$ 는

6) 보다 자세한 유도과정은 Shimotsu and Phillips(2005)의 Lemma 5.1을 참조하기 바란다.

구조변화 시점에 해당되는 계수값이다.<sup>7)</sup> 구조변화 시점은  $T_1, \dots, T_k$ 이며 이는 사전에 인지하지 못한다고 가정하며 다음과 같이 추정된다.

$$Q_T(T_1, \dots, T_m) = \min_{(\delta_1, \dots, \delta_{k+1})} \sum_{i=1}^{k+1} \sum_{j=T_{i-1}}^{T_i} (x_t - z'_j \delta_i)^2 \quad (16)$$

추정된 구조변화의 적정성을 판단하기 위한 통계량으로는 Bai and Perron이 제시한  $SupF_T(l+1|l)$ , sequential 방법, Bayesian Information Criteria(BIC), Liu, Wu, and Zidek(LWZ) 등의 방법을 사용한다.<sup>8)</sup>

한편, 본 논문에서는 국내에 소개된 적이 없는 Lavielle(2005)의 penalized contrasts 방법을 이용하고자 한다. Lavielle penalized contrasts 방법의 기본적인 접근법은 다음과 같다. 먼저 시계열  $x_t$ 가 사전에 인지할 수 없는 구조변화 시점  $\tau_1^* < \tau_2^* < \dots < \tau_{K^*-1}^*$ 에 따라  $K^*-1$ 개의 구조변화가 나타난다. 예를 들어, 만약  $\tau_2^* = 2$ 라면 2개의 구조변화가 존재하고 이에 따라 3개의 다른 국면(regime)의 시계열로 나뉜다. 구조변화 시점을 추정하기 위해서는  $Q(\tau, x) + \gamma pen(\tau)$ 로 주어진 penalized contrasts를 최소화 하여야 한다. 여기서  $Q(\tau, x)$ 는 구조변화 시점  $\tau$ 가 시계열  $x$ 에서 구조변화 시점을 가장 정확하게 찾을 수 있도록 하는 역할을 하며 penalty 요소인  $pen(\tau)$ 는 구조변화 시점이 늘어남에 따라 증가하면서 과도한 구조변화 시점을 찾는 것을 제어한다.

$$Q(\tau, x) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{K^*} \sum_{t=\tau_{k-1}+1}^{\tau_k} (x_t - \bar{x}_k)^2 \quad (17)$$

$$pen(\tau) = K(\tau) \left( 1 + c \log \frac{n}{K(\tau)} \right), \quad \gamma = \frac{2\sigma^2}{n} \quad (18)$$

보다 자세한 증명과정은 Lavielle(2005, p. 1505)를 참조하기 바란다.<sup>9)</sup>

### III. 실증분석 결과

실증분석을 위한 자료는 한국을 제외한 다른 국가들의 경우에는 국제 (treasury bill)와 소비자물가지수를 이용하였으며, 자료는 IMF의 IFS data를 이

7)  $z_t=1$ 로 놓고 추정하는 모형을 순수구조변화모형(pure structural change model)이라고 한다.

8) 검정통계량에 대한 자세한 도출방법은 Bai and Perron(1998)을 참조하기 바란다.

9) Lavielle(2005)에는 Bayesian을 이용한 방법 또한 제시하고 있다.

용하여 표본자료를 수집하였다.<sup>10)</sup> 한국의 경우 국채는 1년 만기물의 경우 2000년 1분기부터 존재하기 때문에 시계열 자료가 너무 짧다. 이에 따라 분기별 자료라는 성격을 잘 반영하는 CD 수익률(91일물)을 이용하였다. 한국 자료는 한국은행 공식 웹사이트에서 제공하는 공식 자료를 이용하였다. 또한 주의할 점은 구할 수 있는 자료의 한계 때문에 각국마다 표본기간이 조금씩 다르다. 먼저 캐나다, 영국, 미국은 1960.2~2010.4분기까지의 자료를 이용하였다. 일본과 프랑스는 1970.1~2010.4분기, 이탈리아의 경우는 1977.1~2010.4분기, 한국은 1991.1~2011.1분기까지의 자료를 이용하여 실질이자율을 계산하였다.<sup>11)</sup>

먼저 자료에 대한 분석을 위해 기초통계량과 단위근 검정 추정결과를 <표 1>에 보고하였다. 평균값을 보면 한국의 평균값이 가장 높은 값을 보이고 있다. 반면 미국과 영국이 상대적으로 낮은 평균값을 보이고 있다. 또한 한국, 영국 그리고 일본의 표준편차가 높은 값을 보이고 있다. 첨도를 살펴보면 정규분포를 따르는 3을 중심으로 움직이는 국가는 캐나다, 한국 등이고 일본과 영국 등은 초과 첨도를 보이고 있다. 또한 단위근 검정결과를 살펴보면 캐나다에서는 상수항을 포함할 때 10% 수준, 그리고 이탈리아의 경우 상수항과 추세를 포함할 경우 1% 수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다. 나머지 모든 경우에는 단위근이 존재하는 결과를 보이고 있다. 즉, 거의 모든 경우 분석대상 국가의 실질이자율에서 매우 강한 지속성을 보이고 있다. 이에 따라 보다 정교한 시계열 분석을 이용해 각국 실질이자율의 시계열적 속성을 정확하게 파악할 필요가 있다.

먼저 구조변화를 고려하지 않은 상태에서 장기기억 과정 모수  $\hat{d}$ 의 추정결과를 <표 2>에 제시되어 있다. 먼저 local Whittle estimator를 이용한 추정치를 살펴보면 G7 국가와 한국을 포함해 모두  $\hat{d} > 0.5$ 인 비정상적 장기기억 과정을 보이고 있다. G7 국가의 경우 프랑스의 경우가 0.746으로 가장 크게 나타나고 있으며 다음으로 이탈리아, 미국 등의 순으로 나타나고 있다. 한국의 경우도  $\hat{d}$ 의 값이 0.709로 상대적으로 높은 값을 나타내고 있다. 다음으로 exact local Whittle estimator가 일반적으로  $\hat{d}$ 의 값이 비정상적인 영역까지 포함해서 보다 일반적인 추정방법임을 고려할 때 exact local Whittle 추정치  $\hat{d}$ 의 값의 의미에 주목할 필요가 있는데, 추정치를 살펴보면 전반적으로 local Whittle estimator를

10) <http://ecos.bok.or.kr>에서 자료를 구할 수 있다.

11) IMF에서 제공하는 IFS 자료의 단기이자율(short term interest rate)은 일반적으로 3개월 만기자료를 사용하고 있다. 따라서 본 논문에서 사용된 국채의 수익률은 3개월 만기자료이다.

〈표 1〉 기초통계량과 단위근 검정결과

	Canada	France	Italy	Japan	Korea	UK	US
평균(bps)	2.311	2.393	2.979	3.950	4.474	1.615	1.302
표준편차(bps)	3.289	3.050	3.765	4.300	4.846	4.834	2.673
왜도	-0.167	0.147	-0.586	-1.481	0.530	-1.444	0.283
첨도	2.900	2.264	4.612	10.726	2.455	8.528	4.453
ADF test 상수항	-2.643 <sup>b</sup> (3)	-1.387 (5)	-2.437 (12)	-1.848 (11)	-0.412 (11)	-1.484 (11)	-2.495 (6)
ADF test 상수항+추세	-2.610 (3)	-1.283 (5)	-4.098 <sup>a</sup> (12)	-2.130 (11)	-2.634 (3)	-1.285 (11)	-2.492 (6)

주: a, b는 1, 10% 유의수준을 각기 나타낸다.

이용한 경우보다 추정치의 값이 크게 나타남을 알 수 있다. 프랑스, 이탈리아, 미국 등의 순으로 크게 나오는 것도 동일하다. 하지만 한국의 경우는 0.852로 가장 큰 값으로 나타나고 있다. 두 추정방법을 통해 구조조정을 고려하지 않을 경우 비정상적 장기기억 과정이 동 국가들의 실질이자율에 나타남을 알 수 있다.

다음으로 구조변화 추정결과를 살펴보자. 구조변화의 숫자와 시점은 Bai and Perron이 제시한  $SupF_T(l+1|l)$ , Sequential, LWZ, BIC 그리고 Lavielle penalized contrasts 방법을 통해 가장 많이 선택되는 구조변화 숫자와 시점을 선택하였다. 먼저 캐나다의 경우  $SupF_T(l+1|l)$  결과 3개의 구조변화 시점을 선택하고 이는 통계적으로 1% 수준에서 유의한 결과를 보이고 있다. BIC를 제외한 나머지 Sequential, LWZ, Lavielle 모두 3개의 구조변화를 선택하고 있으며 구조변화 시점도 동일하다. 프랑스의 경우  $SupF_T(l+1|l)$ 는 3개를 선택하고 있으며 이 역시 통계적으로 1% 수준에서 유의함을 보이고 있다. Sequential, BIC는 3개 LWZ, Lavielle은 2개의 구조변화를 선택하고 있다. 따라서 3개의 구조변화를 선택하였다. 같은 방법으로 이탈리아는 2개, 일본은 3개, 한국은 2개, 영국은 3개, 미국은 4개의 구조변화를 선택하였다. 한국의 경우 표본기간이 다른 국가에 비해 작음에도 불구하고 2개의 분명한 구조변화가 나타나고 있다.

구조변화 시점의 경제적 의미를 〈그림 1〉과 〈표 4〉를 통해 살펴보자. 〈그림 1〉을 통해 쉽게 알 수 있듯이 본 논문에서 이용한 구조변화 추정방법을 통해 구조변화 시점을 상당히 정확하게 파악한 것으로 보인다. 먼저 수직선은 구조변화 시점을 나타내고 평행선은 구조변화 국면 전후의 평균을 나타낸다. 〈표

〈표 2〉 장기기억 과정 모수 추정결과(구조변화 고려 안 할 경우)

Country	$\hat{d}_{LW}$	$\hat{d}_{ELW}$
Canada	0.659	0.696
France	0.746	0.790
Italy	0.728	0.727
Japan	0.589	0.620
Korea	0.709	0.852
U.K.	0.513	0.545
U.S.	0.673	0.699

〈표 3〉 구조변화 추정결과

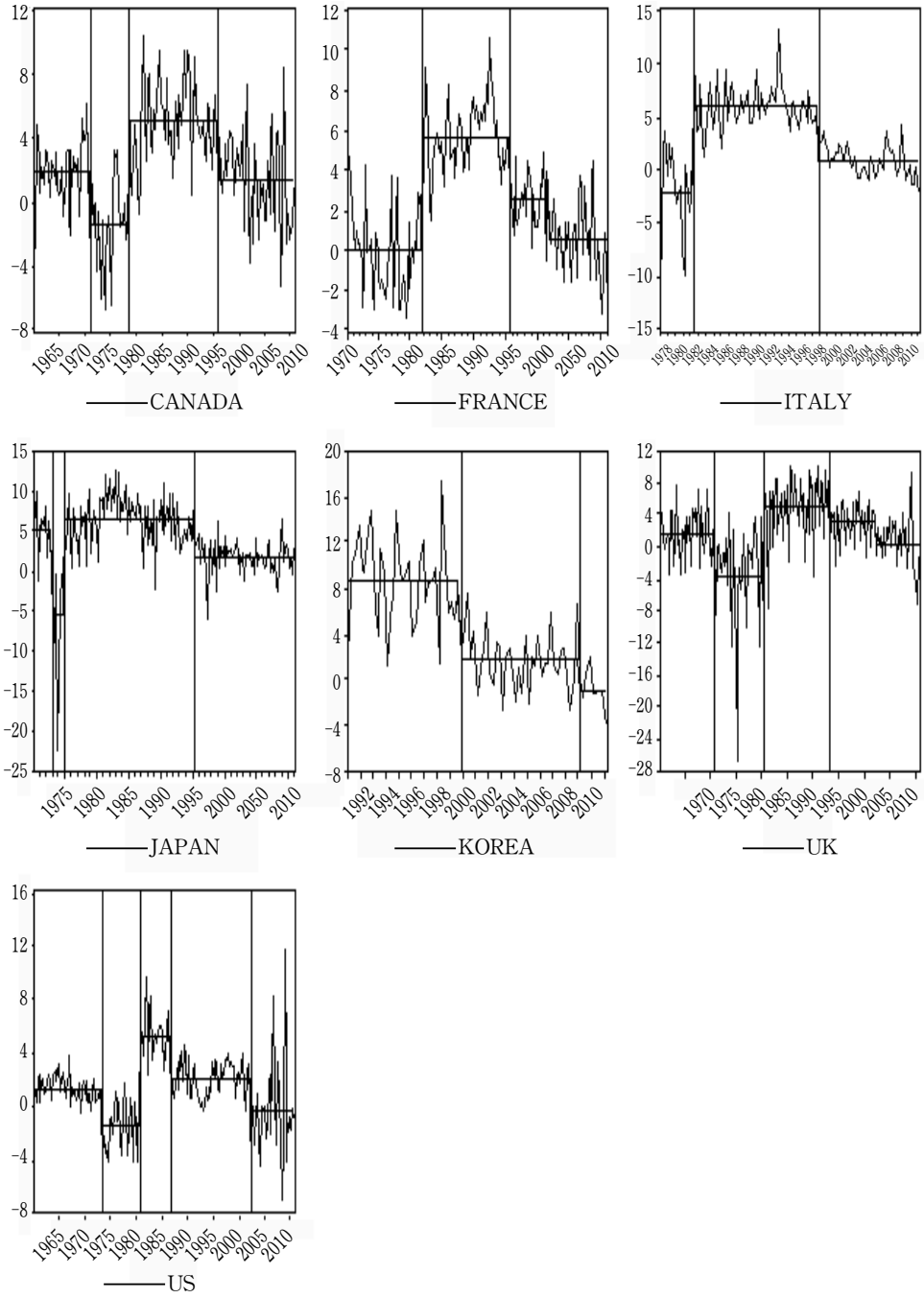
Statistics	Canada	France	Italy	Japan	Korea	U.K.	U.S.
Sequential Tests							
$SupF_T(2 1)$	76.987 <sup>a</sup>	62.796 <sup>a</sup>	40.212 <sup>a</sup>	11.179 <sup>a</sup>	12.028 <sup>a</sup>	36.330 <sup>a</sup>	70.994 <sup>a</sup>
$SupF_T(3 2)$	22.435 <sup>a</sup>	19.225 <sup>a</sup>	18.535 <sup>a</sup>	15.087 <sup>a</sup>	10.712 <sup>a</sup>	36.330 <sup>a</sup>	62.705 <sup>a</sup>
$SupF_T(4 3)$	—	—	—	—	—	—	16.524 <sup>a</sup>
$SupF_T(5 4)$	—	—	—	—	—	—	—
Number of Changes Selected							
Sequential	3	3	3	4	2	3	4
LWZ	3	2	2	3	1	3	4
BIC	4	3	2	5	1	3	4
Lavielle	3	2	2	8	2	7	7

주: a는 1% 유의수준을 나타낸다.

4)를 이용해서 보다 명확한 구조변화 시점의 경제적 의미를 파악해 보도록 하자.

먼저 가장 중요한 영향을 미치는 미국의 경우를 살펴보면, 첫 번째 구조변화는 1차 유가파동, 두 번째는 미국의 불황과 더불어 미연방준비위원회의 통화신용정책 수단변화, 그리고 세 번째 구조변화는 미국에서 나타난 과도한 재정적자와 무역수지 적자 때문으로 보이며, 마지막은 위에서 설명한 것과 같은 9.11 테러 이후의 경제침체 현상 때문이라고 판단된다. 캐나다의 경우 구조변화가 1971 : 1, 1978 : 2, 그리고 1995 : 4에 나타났다. 첫 번째 구조변화 시점은 브레튼우즈체제의 위기와 관련된 것으로 보인다. 두 번째는 유가의 급격한 상승으

120 실질이자율의 구조변화와 장기기억 속성에 관한 연구



<그림 1> 실질이자율과 구조변화 추정 시점

〈표 4〉 구조변화 시점 추정치 결과

Canada		France	
$\hat{T}_1$	1971 : 1	$\hat{T}_1$	1981 : 4
$\hat{T}_2$	1978 : 2	$\hat{T}_2$	1995 : 4
$\hat{T}_3$	1995 : 4	$\hat{T}_3$	2002 : 1
Italy		Japan	
$\hat{T}_1$	1981 : 2	$\hat{T}_1$	1973 : 1
$\hat{T}_2$	1997 : 4	$\hat{T}_2$	1975 : 1
		$\hat{T}_3$	1995 : 2
Korea		U.K.	
$\hat{T}_1$	1999 : 4	$\hat{T}_1$	1970 : 2
$\hat{T}_2$	2009 : 1	$\hat{T}_2$	1980 : 3
		$\hat{T}_3$	1993 : 2
		$\hat{T}_4$	2002 : 2
U.S.			
$\hat{T}_1$	1973 : 3		
$\hat{T}_2$	1980 : 4		
$\hat{T}_3$	1986 : 4		
$\hat{T}_4$	2002 : 2		

주:  $\hat{T}_i$ 는 구조변화 시점의 추정치이다.

로 인한 유가파동에 따른 급격한 인플레이션의 영향으로 실질이자율이 급격히 하락했기 때문으로 보이며, 마지막 구조변화는 1992년부터 1994년까지의 대규모 무역적자와 캐나다 중앙은행의 경기부양정책이 혼재되어 나타난 것으로 보인다. 다음으로 프랑스를 포함한 많은 국가의 경우 1981년 부근에서 구조변화가 나타난다. 이는 앞에서 지적한 바와 같이 미국의 통화신용정책 수단변화에 따른 결과로 판단된다. 다음으로 프랑스를 포함한 많은 국가의 경우 1995~1997년 사이에 구조변화가 나타나는 것으로 관측된다. 이는 인터넷 등의 발달로 인한 전자상거래의 활성화로 인한 경제호황 등에 따라 각국의 중앙은행이 선제적으로 거시경제정책을 변화시키는 과정에서 나타난 것으로 파악할 수 있다. 마지막 구조변화 시점은 9.11테러 이후 전 세계적인 불황의 여파로 보인다. 이탈리아와 영국의 경우는 위에서 설명한 것과 비슷한 이유로 보인다. 다음으

〈표 5〉 장기기억 과정 모수 추정결과(구조변화 고려한 경우)

Country	$\hat{d}_{LW}$	$\hat{d}_{ELW}$
Canada	0.245	0.313
France	0.155	0.225
Italy	0.116	0.099
Japan	0.368	0.375
Korea	-0.449	-0.411
U.K.	-0.180	-0.224
U.S.	0.0450	0.058

로 일본의 경우는 구조변화 시점이 1차 유가파동 시기인 1973년부터 1975년 사이에 나타나고 있다. 마지막 구조변화는 1995년의 경우에는 일본 부동산 거품 붕괴과정에서 나타난 경제정책 변화에 기인한 것으로 보인다. 한국의 경우는 첫 번째 구조변화는 1999년 4분기로 나타났다. 이는 외환위기 기간 동안에 나타난 경제의 급격한 구조변화 때문이라고 보인다. 또한 2009년 1분기의 경우도 최근의 글로벌 금융위기에 기초한 구조변화 때문이다.

기존의 연구결과 위와 같은 구조변화를 제대로 조정하지 않을 경우 가성적(spurious) 장기기억 과정을 초래할 수 있다. 본 논문에서 사용된 구조변화 추정 모형은 순수구조변화모형(pure structural change model)으로서 해당 기간의 평균값의 변화를 찾아낸 것이다. 따라서 각 국면(regime)에 해당되는 평균을 원자료에서 차분한 후 새로운 자료를 생성한 후 각 실질이자율의 장기기억과정 모수를 추정한 결과를 〈표 5〉에 보고하였다.

Local Whittle estimator를 이용한 추정결과를 살펴보면 전반적으로  $\hat{d}$ 값이 크게 줄어든 것을 쉽게 관찰할 수 있다. 캐나다의 경우 비정상적 장기기억 과정인 0.659에서 장기기억 과정인 0.245로 줄어들었다. 프랑스와 이탈리아의 경우는 그 차이가 더 크게 나타나서 0.746에서 0.155, 0.728에서 0.116으로 줄어들었다. 일본의 경우도 0.589에서 0.368로 정상적 장기기억 과정의 영역으로 변화되었다.

한편, 특기할 점은 한국과 영국의 경우는  $-0.5 < d < 0$  구간인 역지속성 구간인  $-0.449$ 와  $-0.180$ 까지 줄어들었다는 점이다. 미국의 경우는 단기기억 과정인  $d=0$  수준까지 하락한 것을 알 수 있다.<sup>12)</sup> 다음으로

12) 한국의 경우는 표본기간이 짧는데 반해 구조변화까지 고려되었기 때문에 다른 국가에 비



exact local Whittle estimator를 이용한 경우를 살펴보면 이탈리아를 제외하고는 전반적으로 local Whittle estimator보다 조금 큰 값으로 나타나지만 추정치들이 정상적 장기기억 과정의 영역에 속한다는 결과는 동일하다.

추정결과를 기존연구와 비교해 보면 Tsay(2000)의 경우 미국 실질이자율의 경우 월별 자료의 경우  $d=0.666$ , 분기자료의 경우  $d=0.334$ 를 보이고 있다. Karanasos *et al.*(2006)는 1876년부터 2000년까지의 연간자료를 사용한 결과 미국 사후적 실질이자율의 경우  $d=0.260$ 의 값을 갖는다고 보고하고 있다. Sun and Phillips(2004)는 이변수(bivariate) 추정법을 이용하여 미국 실질이자율(제2차 세계대전 이후 기간)에 대해 장기기억 과정 모수를 추정한 결과 추정치값이 비정상적 장기기억 과정인 0.75에서 1 사이에 존재한다고 주장하였다. 본 연구에서는 구조변화를 고려하지 않을 경우는 미국 실질이자율의 경우  $d=0.673$ , 구조변화를 고려할 경우는  $d=0.045$ 로 급격하게 충격의 지속성이 줄어드는 것을 찾아내었다.<sup>13)</sup> 미국 실질이자율의 경우에는 충격의 지속성이 상당 부분 구조변화를 고려하지 않은 것에 기인한다고 볼 수 있다. 여기서 유의할 점은 위의 결과를 바탕으로 볼 때 실질이자율에 나타나는 장기기억 과정은 상당 부분 구조변화에 기인한 것으로 보인다. 하지만 구조변화를 고려한 후에도 다른 국가의 경우에는 장기기억 과정이 일정 부분 나타나는 것으로 보아, 실질이자율의 지속성이 구조변화에 의해 모두 설명될 수 있는 것은 아니며 일부분 장기기억 과정이 존재하는 것으로 판단된다. 따라서 경제모형의 추정이나 경제예측시에 자료의 안정성을 가정하고 개발할 경우 이를 통해 얻은 결론이 상당한 문제를 내포할 수 있다는 점을 인식해야 하며, 장기기억 과정을 염두에 둔 보다 정교한 모형의 개발이 필수적이라고 할 것이다.

#### IV. 결 론

본 연구에서는 통화신용정책과 같은 거시경제정책의 결정이나 소비 및 투자와 같은 개별 경제주체의 경제적 의사결정에 중요한 역할을 하는 실질이자율의 시계열적 특성을 독일을 제외한 G7 국가와 한국의 자료를 이용하여 살펴보았

해 추정모수의 값이 더 크게 하락한 것으로 보인다.

13) 상이한 결과는 표본기관과 추정방법의 차이점이 다르다는 점도 일부분 고려해야 할 것이다.

다. 동 시계열 자료들의 장기기억 과정 모수의 추정을 위하여 최근에 개발된 Robinson의 local Whittle estimator와 Shimotsu and Phillips의 exact local Whittle estimator를 이용하였다. 본 연구의 학문적 기여도는 기존의 연구들에서 제기하고 있는 시계열 자료에서 나타나는 장기기억 과정이 구조조정을 고려하지 않을 경우에 나타나는 가성적 장기기억 과정일 수 있다는 가설을 검증하기 위하여 Bai and Perron과 Lavielle이 개발한 다중(multiple)구조변화모형을 이용하여 분석대상 실질이자율의 구조변화 시점을 파악하고 각 구조변화 시점의 경제적 의미를 분석하였다.

모형의 추정결과를 요약하면 먼저 구조조정을 고려하지 않을 경우, 한국을 포함한 G7 국가의 실질이자율에서  $\hat{d} > 0.5$ 보다 큰 비정상적 장기기억 과정이 관측되었다. 구조변화 시점 추정결과를 보면 1차 유가파동과 2차 유가파동 시기에 집중적으로 구조변화가 나타난다. 이는 급격한 물가상승률의 변화에 기인한 것으로 보인다. 또한 1981년 근처에서 나타나는 구조변화 요인은 미국의 통화신용정책 수단 변경에 따른 요인으로 판단된다. 1990년대 중반에 나타나는 구조변화의 경우는 인터넷 등의 신기술의 도입으로 전 세계적인 호황을 바탕으로 하고 있으며, 2002년 무렵의 구조변화는 9.11테러 이후 전 세계적인 경기침체의 영향을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 마지막으로 구조변화요인을 고려한 후 장기기억 과정을 재추정한 결과 모든 국가에서 실질이자율의 충격에 대한 지속성이 크게 감소하였음을 알 수 있다. 특히, 한국과 영국의 경우에는 장기기억 과정의 모수가 역지속성 구간으로까지 줄어든 것을 알 수 있으며, 미국의 경우는 단기기억 과정인  $d=0$  수준까지 하락하였다.

결론적으로 분석대상 실질이자율의 경우 구조변화를 고려하였을 경우 장기기억 과정이 비정상적인 영역에서 정상적인 영역으로 변화됨을 통해 실질이자율의 지속성이 상당 부분 구조변화에 의해 설명되는 것을 알 수 있다. 하지만 구조변화를 고려한 후에도 미국과 같이 정상적인 단기기억 과정인  $d=0$  근처가 아닌 정상적 장기기억 과정인 영역에 남아 있는 것으로 볼 때 구조변화가 장기기억 과정 전체를 설명하는 것은 아닌 것으로 보인다. 따라서 경제모형의 개발 시 구조변화와 장기기억 과정에 대한 고려가 필요할 것으로 판단된다.

본 연구는 실질이자율의 시계열적 특성을 분석하고 이를 통해 향후 경제정책, 경제예측모형, 그리고 경제이론의 발전에 도움을 주는 것을 목적으로 하고 있다. 예를 들어, 장기 Fisher 관계식(Long-run Fisher effect hypothesis)에 있어서 인플레이션과 명목이자율의 관계에 대한 정확한 이해에 본 연구결과에 대한

재해석이 필요할 것이며, 또한 다양한 시뮬레이션 분석을 통해 실질이자율을 이용한 모형을 구성할 때 적절한 경제구조 변화의 도입이 필요할 것이다.

### 참 고 문 헌

- Agiakloglou C., P. Newbold, and M. Wohar, "Bias in an estimator of the Fractional Difference Parameter," *Journal of Time Series Analysis* 14, 1993, 235~246.
- Antonicic, M., "High and Volatile Real Interest Rates: Where Does the Fed Fit In?," *Journal of Money, Credit and Banking* 18, 1986, 18~27.
- Bai, J. and P. Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica* 66, 1998, 47~78.
- Baillie T. R., "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics," *Journal of Econometrics* 73, 1996, 5~59.
- Baillie T. R. and T. Bollerslev, "The Forward Premium Anomaly is not as Bad as You Think," *Journal of International Money and Finance* 19, 2000, 471~488.
- Beran J., *Statistics for Long-memory Processes*, NewYork: Chapman and Hall, 1994.
- Bonser-Neal, C., "Monetary Regime Changes and the Behavior of Ex-ante Real Interest Rates," *Journal of Monetary Economics* 26, 1990, 329~359.
- Choi, K. and E. Zivot, "Long Memory and Structural Breaks in the Forward Discount: An Empirical Investigation," *Journal of International Money and Finance* 26, 2007, 342~363.
- Choi, K. and S. Hammoudeh, "Long Memory in Oil and Refined Products Markets," *The Energy Journal* 30, 2009, 97~116.
- Diebold F. X. and A. Inoue, "Long Memory and Regime Switching," *Journal of Econometrics* 105, 2001, 131~159.
- Evans M. D. and K. Lewis, "Do Expected Shifts in Inflation Affected Estimates of the Long-run Fisher Relation," *Journal of Finance* 50, 1995, 225~253.
- Fama, E. F., "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review* 65, 1975, 269~282.
- Garcia, R. and P. Perron, "An Analysis of the Real Rate under Regime Shifts," *Review of Economics and Statistics* 78, 1996, 111~125.

- Geweke, J. and S. Porter-Hudak, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis* 4, 1983, 221~237.
- Granger, C. W. J. and N. Hyung, "Occasional Structural Breaks and Long Memory," *Journal of Empirical Finance* 3, 2004, 399~421.
- Hansen, L. P. and K. Singleton, "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy* 91, 1983, 249~265.
- Hosking, R. J., Fractional Differencing, *Biometrika* 68, 1981, 165~176.
- Huizinga, J. and F. Mishkin, "Monetary Policy Regime Shifts and the Unusual Behavior of Real Interest Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 24, 1986, 231~274.
- Karanason, M., S. H. Sekioua, and N. Zeng, "On the order of Integration of Monthly US Ex-ante and Ex-post Real Interest Rates: New Evidence from Over a Century of Data," *Economics Letters* 90, 2006, 163~169.
- Lavielle, M., "Using Penalized Contrasts for the Change-point Problem," *Signal Processing* 85, 2005, 1501~1510.
- Lucas, R., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica* 46, 1978, 1429~1445.
- Mishkin, F., "The Real Interest Rate: An Empirical Study," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 15, 1981, 151~200.
- Neely, C. and D. Rapach, "Real Interest Rate Persistence: Evidence and Implication," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 90, 2008, 609~641.
- Nelson, C. and G. Schwert, "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant," *American Economic Review* 67, 1977, 478~486.
- Rapach, D. E. and C. E. Weber, "Are Real Interest Rates Really Nonstationary? New Evidence from Tests with Good Size and Power," *Journal of Macroeconomics* 26, 2004, 409~430.
- Rapach, D. E. and E. Wohar, "The Persistence in International Real Interest Rates," *International Journal of Finance & Economics* 9, 2004, 339~346.
- \_\_\_\_\_, "Regime Changes in International Real Interest Rates: Are They a Monetary Phenomenon?," *Journal of Money, Credit, and Banking* 37, 2005, 887~906.

- Robinson, P. M., "Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence," *The Annals of Statistics* 23, 1995, 1630~1661.
- Rose, A. K., "Is the Real Interest Rate Stable?," *The Journal of Finance* 43, 1988, 1095~1112.
- Shimotsu, K. and P. C. B. Phillips, "Exact Local Whittle Estimation of Fractional Integration," *The Annals of Statistics* 33, 2005, 1890~1933.
- Sun, Y. and P. C. B. Phillips, "Understanding the Fisher Equation," *Journal of Applied Econometrics* 19, 2004, 869~886.
- Tsay, W., "Long Memory Story and the Real Interest Rate," *Economics Letters* 67, 2000, 325~330.

[Abstract]

## Long Memory and Real Interest Rate: Under Structural Changes\*

Kyongwook Choi\*\*

In the literature, many studies have investigated time series properties of the real interest rate for the U.S.(Fama, 1975; Huizinga and Mishkin, 1984; Mishkin 1988; Garcia and Perron, 1996; Wen-Jen Tsay, 2000). Some of the studies show that the real interest rate is non-stationary and other studies show that it is stationary. In this paper, we re-evaluate time series properties of several countries' real interest rates by estimating long memory parameter. First, we estimate the long memory parameter of the real interest rate using semi-parametric methods such as Robinson(1995)'s local Whittle estimator and Shimotsu and Phillips(2005)'s exact local Whittle estimator. Second, we test if the real interest rate shows any structural changes over the sample period under consideration. We use a couple of different multiple mean break models such as Bai and Perron(1998) and Lavielle(2005) to find and test for potential multiple break points. The results show that the real interest rate for all countries follows a non-stationary long memory process when we ignore potential structural breaks in the variable. When we take structural breaks into consideration and adjust the data for the breaks, however, we find that the real interest rate becomes a stationary long memory process. Our results have important implications in understanding the behavior of the real interest rate in practice. The existence of structural breaks in the real interest rate can lead to different conclusions on its stationarity, which might explain why we have mixed results in the literature.

**Keywords:** real interest rate, long memory process, multiple structural changes model, fractional integration, exact local Whittle estimator

**JEL Classification:** E43, C22

\* This work was supported by the National Research Foundation of Korea(NRF) grant funded by the Korea government(KRF-2009-332-B00044).

\*\* University of Seoul, Department of Economics, Associate Professor, Tel: 82-2-2210-5742, E-mail: kwchoi@uos.ac.kr