

우리나라 단기이자율의 피셔효과*

지 청** · 조 담*** · 양 채 열***

요 약

이 논문에서는 1991년 1월부터 2000년 12월까지의 납세 후 CD 수익률 자료와 소비자물가지수 자료를 사용하여 우리 나라 금융시장에서 단기적 피셔효과가 존재하는지를 검증하고자 시도하였다. Fama(1975)의 방법에 따라 3개월 물가상승률을 CD 수익률에 관해 회귀분석한 결과, CD 수익률이 미래 물가상승률의 예측치로서 충분한 역할을 하지 못한다는 결과를 얻었다.

단기적 피셔효과를 검증하기 위하여 CD 수익률을 기대물가상승률에 관하여 회귀 분석하였다. 기대물가상승률은 상수 및 시간추세와 계절성을 반영하는 부분과 확률적 부분으로 구분하고, 확률적 부분이 랜덤워크 모형에 따르는 경우와 AR(1) 모형에 따르는 경우에 대해 기대물가상승률을 구하였다.

랜덤워크모형에 의해 예측하던 AR(1)에 의해 예측하던 기대물가상승률의 회귀 계수는 유의한 양(+)의 값이긴 1보다는 훨씬 작은 값으로 추정되었다. 이것은 우리나라의 CD 수익률에 단기 피셔효과가 부분적으로만 존재하고 있다는 것을 의미한다. 그리고 AR(1)을 사용하여 예측한 기대물가상승률이 랜덤워크모형을 사용한 경우보다 나은 추정결과를 보여주고 있다.

* 이 논문은 한림대학교와 한국재무관리학회에서 발표된 것을 수정한 것으로서 저자들은 여러 가지 문제점을 지적하여 주신 참석자들에게 깊은 감사를 드린다.

** 고려대학교 교수(공동연구자 중 주연구자임)

*** 전남대학교 교수

I. 서 론

본 연구는 우리나라 단기이자율의 피셔효과를 검증하고자 한 연구이다. 주지 하듯이 피셔효과(Fisher's effect)는 명목이자율이 기대물가상승률과 1대 1의 관계를 갖는다는 가설이다. 즉, 금융시장은 금융자산의 만기까지 발생하리라고 예상되는 미래의 물가상승에 대한 보상을 반영하여 금융자산 가격을 결정하기 때문에, 금융자산의 명목이자율이 기대물가상승률을 충분히 반영하여 결정된다면 이것은 시장이 합리적 기대에 따라 행동한다는 것을 보여 주는 증거로 채택될 수 있다.

이자율의 피셔효과는 Fisher(1930)에 의해 제시된 이래 금융시장 연구에서 가장 기본적인 명제의 하나로 다루어져 왔으며, 따라서 많은 실증적 연구의 대상이 되어 왔다. 그러나 우리나라에서는 피셔효과의 중요성에 비해 이에 대한 실증적 검증은 충분히 이루어지지 못했다. 그 하나의 이유는 적절한 이자율 자료가 장기에 걸쳐 구해지기 어렵기 때문인 것으로 보인다. 이자율 연구에서 가장 자주 이용되는 이자율 자료로서 3년 만기 회사채 유통수익률을 들 수 있다. 회사채수익률 자료는 70년대 중반부터 체계적으로 정리된 자료를 입수할 수 있고 그 동안 다른 어떤 금융자산보다 활발한 시장을 형성하였다. 그러나 회사채수익률 자료를 이용하여 피셔효과를 검증하기 위해서는 향후 3년 동안의 기대물가상승률을 사용하여야 하지만, 현실적으로 향후 3년의 기대물가상승률을 예측할 수 있는 모형은 용이하게 얻어지지 않는다.¹⁾

따라서 이 논문에서는 CD금리를 사용하여 피셔효과를 검증하고자 한다. CD는 우리나라에서 비교적 지속적으로 활발하게 발행되어 왔고 또 단기 금융자산의 대표적인 지표금리 역할을 해 왔다. 즉, 환매채(RP)나 통화안정증권과 같은 단기, 저위험 금융자산이 지속적이고 정상적인 시장을 형성하고 있지 못하기 때문에, CD는 투자자들의 단기 저축수단과 은행의 자금조달수단으로서 활발하게 이용되어 왔다. 그러나 CD는 90년대 초까지 은행의 꺾기의 수단으로 많이 발행

1) 아마 이런 이유 때문에 이자율변동에 관한 많은 연구가 '이자율의 결정요인'이라는 주제를 다룬 것 같다.

되었고, 또 활발한 2차 시장을 형성하고 있지 못하다는 문제점을 안고 있다. 그러나 발행시장에서나마 CD를 대신할 정도로 활발한 시장을 형성하고 있는 다른 마땅한 단기금융자산이 존재하지 않으므로, 이 논문에서는 CD 91일물의 발행수익률을 단기금리의 지표로 사용하고자 한다.²⁾

II. 기존 연구의 검토

피셔효과의 실증적 검증에 있어 가장 중요한 계기를 제공한 연구는 Fama(1975)이다. Fama(1975)는 1953년 1월부터 1971년 7월까지의 월별 자료를 사용하여 피셔효과의 존재를 검증하였다. 그는 물가상승률과 무위험 단기이자율 사이에 1대 1 관계가 존재하고 단기이자율, 특히 1개월 만기 T-bill의 이자율이 미래 물가상승률의 예측치로서의 역할을 한다는 실증결과를 얻어내고, 이것은 효율적 시장의 증거로 받아들여질 수 있다고 주장하였다. 이러한 Fama(1975)의 연구결과는 칼만 필터를 사용한 Fama & Gibbons(1982) 등의 연구에 의해서도 다시 확인되었다.

피셔효과에 대한 또 다른 중요한 연구는 Mishikin(1992)이다. Mishikin은 먼저 1953년 1월부터 1990년 12월까지의 월간 자료를 사용하여 Fama(1975)의 검증 방법을 반복하였으나 Fama의 결과와는 달리 단기이자율을 미래 인플레이션의 예측치로 간주하기 곤란하다는 결론을 얻었다. 그는 이자율과 물가상승률 사이의 공적분(cointegration) 관계를 추정할 결과, 단기적 피셔효과를 기각하지만 장기적 피셔효과를 지지해 주는 증거를 얻었다. 그러나 Mishikin은, 이 장기적 피셔효과의 증거가 장기 이자율과 물가상승률이 공통적으로 갖고 있는 확률적 추세 때문이

2) 피셔효과를 수정하는 가설로서 먼델효과(Mundell effect)와 다비효과(Darby effect)가 있다. 전자는 기대물가상승률 변동이 가져오는 자산포트폴리오의 변화 때문에 명목이자율이 기대물가상승률 변동보다 작게 변동할 것이라는 가설이고, 후자는 이자소득세가 명목이자에 대해 부과되기 때문에 발생하는 實質富의 감소를 보상받기 위해 명목이자율은 기대물가상승률의 변화보다 큰 폭으로 변동하게 될 것이라는 가설이다. 이 논문에서 사용하는 CD 수익률 자료는 납세후 자료이기 때문에 다비효과가 고려된 자료이다. 먼델효과의 검증을 위해서는 물가상승률의 변화가 자산포트폴리오를 어떻게 변화시키는가를 추적할 필요가 있으며, 이에 대해서는 이 논문에서 다루지 않는다.

므로, 공통의 추세가 존재하지 않는 시기에는 피셔효과가 관찰되지 않는다는 증거를 얻었다. 이러한 Mishikin의 주장은 Fama(1975)의 추정결과가 이자율과 물가상승률이 공통적으로 추세를 갖는 특정 시기에만 얻어진다는 것을 시사한다.

피셔효과에 관한 최근의 연구 결과로서 Lee, Clark & Ahn(1998)이 있다. 이 연구는 그들이 개발한 공적분 기법과 그랜저 인과성검증(Granger causality test) 기법을 사용하여 장기 및 단기 피셔효과를 검증하였다. 그 결과 그들은 장기 피셔효과가 1979년 11월 이전의 전기간에 존재하지만 단기 피셔효과는 일부 시기에만 존재한다는 증거를 발견하였다.

우리 나라에서는 명목이자율이 기대물가상승률에 대하여 부분적으로 반응한다는 것을 보고한 몇 가지 연구가 있다(함정호 · 최운규, 1991, 김진호, 1994, 김세진 · 김증락, 1994). 비교적 최근의 연구로서 장홍범(1996)은 장기균형물가 개념에 의하여 기대물가상승률을 추정하고, 공적분분석과 오차수정모형(error correction model)에 의해 회사채 명목수익률의 결정요인을 분석하고자 하였다. 그는 분석 결과의 일부로서 피셔가설은 성립하지 않으나 기대물가상승률이 명목이자율의 중요한 결정요인의 하나라는 증거를 제시하고 있다.

Ⅲ. Fama(1975)의 방법에 의한 검증

1. 기본모형

피셔효과는 명목이자율이 실질이자율의 기대치와 미래의 예상물가상승률의 합계로 이루어진다는 가설이다. 따라서 피셔효과에 의하면, t 시점에 결정된 명목이자율은 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$R_t^{(r)} = E_t(r_t^{(r)}) + E_t(\pi_{t,t+r}) \quad (1)$$

단, $R_t^{(r)}$ 는 $t + \tau$ 시점이 만기인 금융자산에 대해 t 시점에 결정된 이자율

$r_t^{(r)}$ 는 t 시점의 실질이자율

$\pi_{t,t+r}$ 는 t 시점에서 $t + \tau$ 시점 사이의 물가상승률

$E_t(\cdot)$ 는 조건부기대치 연산자

이 식에서 t 시점의 명목이자율 $R_t^{(r)}$ 는 만기일이 $t+1$ 시점인 확정소득 금융자산의 사전적(ex ante) 수익률로서 그 금융자산의 t 시점 가격으로부터 용이하게 관찰될 수 있다. 실질이자율을 나타내는 $r_t^{(r)}$ 는 금융시장의 시간선호 또는 자본의 한계생산력으로 해석되고 있지만, 이를 관찰할 수 있는 적절한 변수는 존재하지 않는다. 따라서 흔히 실질이자율의 기대치는 장기적으로 일정한 것으로 가정하고 상수항으로 간주된다.

식 (1)의 피셔효과를 검증할 때 부딪히는 가장 중요한 문제점은 미래의 기대물가상승률 $E_t(\pi_{t,t+\tau})$ 을 관찰할 수 없다는 점이다. Fama(1975)는 t 시점에 결정된 명목이자율은 $t+\tau$ 시점까지의 기대물가상승률을 반영하여 결정되기 때문에, 투자자들이 합리적 기대에 따라 행동한다면 t 시점의 명목이자율은 다음 식에서와 같이 $t+\tau$ 시점까지의 기대물가상승률에 대한 예측변수로 간주될 수 있다고 보았다.

$$E_t(\pi_{t,t+\tau}) = -E_t(r_t^{(r)}) + R_t^{(r)} \quad (2)$$

이 식에서 기대실질이자율이 상수일 것으로 가정한다면, 피셔효과는 t 시점의 명목이자율에 의해 $t+\tau$ 기의 물가상승률을 설명하는 다음의 회귀모형에 의해 검증될 수 있다.

검증모형 1

$$\pi_{t,t+\tau} = \gamma_0 + \gamma_1 R_t^{(r)} + \varepsilon_{t+\tau} \quad (3)$$

단, $\varepsilon_{t+\tau}$ 는 오차항

만일 시장이 합리적이고 피셔효과가 성립된다면 γ_0 는 실질이자율의 마이너스 값과 같아야 하고 γ_1 은 1과 같아야 한다.

2. 자료와 기술통계량

이 논문에서 사용하는 CD 수익률 자료는 한국은행 홈페이지(www.bok.or.kr)에서 얻어진 91일물 수익률로서, 1990년 1월부터 2000년 12월까지 매월말 최종

거래일에 관찰된 120개월의 자료이다. 이처럼 자료의 관찰치 수가 제한된 것은 그 이전의 CD 수익률이 체계적으로 정리되어 있지 않기 때문이다. 원자료에서 제공된 CD 수익률은 1년 기준 단리(simple rate) 수익률이다. 그러나 이 논문에서 필요로 하는 CD 수익률은 이자소득세 차감 후의 복리수익률이다. 이를 구하기 위해서는 먼저 t시점의 CD 가격을 구할 필요가 있다. 만기에 액면가 1원을 지급하는 CD의 가격은 다음 식과 같이 계산된다.

$$P_t = 1 - CD_t \times \frac{91}{365} \quad (4)$$

단, P_t : t시점 현재의 CD 가격
 CD_t : CD의 t시점의 단리이자율

CD의 3개월 기준 복리수익률은 이자소득세를 차감한 납세 후 만기상환액 - 즉, 액면가에서 이자소득세를 차감한 금액 - 의 로그값에서 CD 가격의 로그값을 차감하여 구해진다. 즉, 이자소득세 등이 tax_t 라면 t시점의 CD의 91일간의 복리수익률은 다음과 같이 계산된다(이하에서는 만기가 3개월인 CD 수익률만을 다루므로 $R_t^{(r)}$ 의 위 쪽 첨자를 생략하기로 한다).³⁾

$$R_t = \ln[1 - (1 - P_0)(tax_t)] - \ln(P_0) \quad (5)$$

물가상승률은 1991년 1월부터 2001년 3월(123개월)까지 매월 말 전도시 소비자물가지수로부터 다음과 같이 두 가지 방법으로 계산한다.

$$3\text{개월 물가상승률} : q\pi_t = \pi_{t-3,t} = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-3}) \quad (6)$$

$$\text{월간수익률} : m\pi_t = \pi_{t-1,t} = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1}) \quad (7)$$

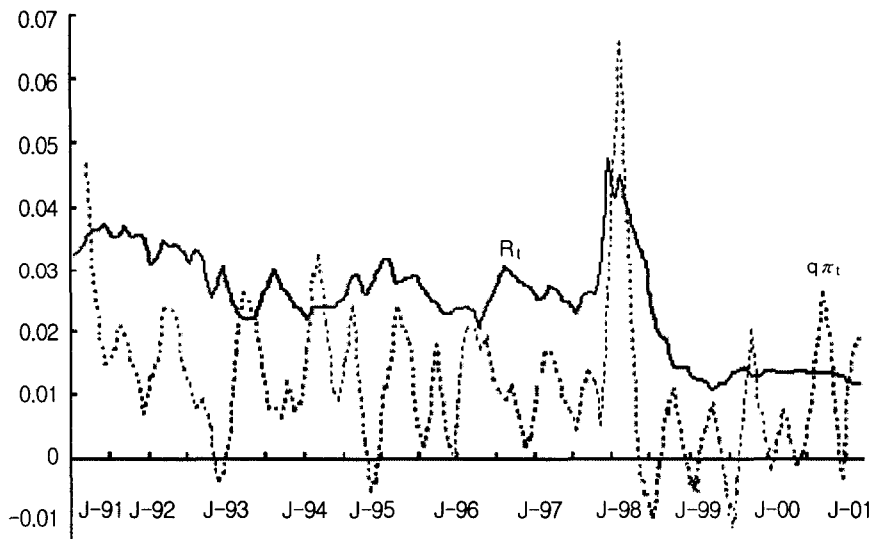
단, CPI_t 는 t월말의 소비자물가지수

위와 같이 얻어진 자료를 그림으로 보인 것이 [그림 1]이고 기술통계량을 정

3) 이자소득세율은 계속하여 변천해 왔다. 여기에서 사용한 이자소득세율은 이자소득세율에 주민세 등의 부가적인 세금을 추가한 것이다. 최근 4,000만원 이상의 이자소득에 대해 종합과세되고 있으나, 이 논문에서는 종합소득세를 무시하고 모든 CD 할인액이 분리과세되는 것으로 가정하고 납세후 만기상환액을 계산하였다.

리한 것이 <표 1>이다. [그림 1]을 보면 CD 수익률은 장기적으로 낮아져 가는 추세를 보이고 있다. 또 <표 1>에 의하면 CD 수익률은 거의 정규분포에 가까운 분포를 보이고 있으며, 절편과 시간추세를 수정한 후의 잔차가 단위근을 갖고 있다. 그러나 3개월 물가상승률은 CD 수익률에 비해 낮은 평균치와 훨씬 큰 변동성을 보이고 있으며, 정규분포에 비해 더 뾰족하고 오른쪽으로 기울어진 분포를 갖고 있고, 단위근을 갖고 있지 않은 것으로 보인다.

[그림 1] CD 수익률과 물가상승률의 추이



<표 1> CD 수익률과 물가상승률의 기술통계량

	R_t	$q\pi_t$	$m\pi_t$
평균	0.026225	0.011636	0.004039
표준편차	0.008613	0.011101	0.005467
왜도	0.037074	1.25700*	1.04488*
첨도	2.606261	7.51117*	5.51238*
JB	0.8026	122.1252*	49.1230*
PP	-2.7841	-4.8906*	-7.1029*

- 주) 1) JB통계량은 Jarque-Bera 정규성검증통계량임.
 2) PP통계량은 Phillips-Perron 단위근검증통계량임(절편 및 추세 항을 포함하였으며 시차 항은 4개임).
 3) 왜도, 첨도, JB 및 PP의 *표시는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

3. 모형 1의 검증결과

모형 1은 t 시점에 관찰된 어떤 자산의 수익률이 그 자산의 만기까지 발생하게 될 물가상승률의 최적 예측치일 것이라는 모형이다. 따라서 91일물 CD 수익률을 사용하는 경우 실제의 추정모형은 다음과 같이 나타내진다.

$$q\pi_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-3} + \varepsilon_t \quad (8)$$

단, R_{t-3} : t-3월 마지막 거래일에 관찰되는 소득세지급 후 CD 수익률

1991년 4월부터 2000년 3월까지의 자료를 사용하여 식 (8)을 OLS에 의해 추정한 결과는 <표 2>와 같다. 전체표본의 추정결과는 매월 말에 측정된 과거 3개월 동안의 물가상승률을 종속변수로 하고 3개월 전 CD 수익률을 설명변수로 하여 회귀분석하여 얻어진 것이다.

매월의 CD 수익률과 물가상승률은 3개월 동안에 걸친 관찰자료이기 때문에 월별자료는 중첩된(overlapped) 자료이다. 이렇게 얻어진 추정결과는 자료의 중첩으로 인한 편의(bias)를 갖고 있을 수 있다. 이런 편의를 제거하기 위해 전체 자료를 중첩되지 않은 세 개의 하위자료로 구분하여 동일한 회귀분석을 행하였다. 즉, 전체표본을 1, 4, 7, 10월의 자료를 하위표본 1로, 2, 5, 8, 11월의 자료를 하위표본 2로, 3, 6, 9, 12월의 자료를 하위표본 3으로 구분하여 회귀분석을 행하였다.

<표 2>의 전체표본의 추정결과에서 γ_1 의 추정치는 0.2726으로서 0과 유의한 차이를 갖긴 하지만, 피셔가설이 의미하는 $\gamma_1=1$ 의 귀무가설을 기각하고 있다. 따라서 CD 수익률은 단기 물가상승률의 예측치로 간주될 수 없다고 할 수 있다. 또 γ_0 는 실질이자율의 마이너스 값을 나타내는 것으로 해석되므로 추정치의 예상 부호는 (-)이지만, <표 2>의 γ_0 의 실제 추정치는 0과 유의한 차이를 보이지 않는 (+)값이다.⁴⁾ 이처럼 절편인 γ_0 의 추정치가 예상하던 값보다 크기

4) 전체표본의 추정결과의 Durbin-Watson 통계량인 DW 값은 0.5853으로서 2보다 현저히 작은 값이다. 이것은 잔차가 상당히 큰 자기상관성을 갖고 있다는 것을 의미하는 것으로서, 중첩된 자료를 사용한 데 기인하는 것으로 판단된다.

때문에, 기울기인 γ_1 의 추정치는 상대적으로 작은 값을 갖고 있다고 할 수 있다.

〈표 2〉 모형 1의 추정결과

	γ_0	γ_1	R^2	DW
전체표본	0.0045 (1.40)	0.2726 (2.35) (-6.27)	0.0447	0.5853
하위표본 1	0.0035 (0.64)	0.3253 (1.59) (-3.30)	0.0626	2.0756
하위표본 2	0.0075 (1.18)	0.1560 (0.68) (-3.67)	0.0120	2.3853
하위표본 3	0.0024 (0.49)	0.3367 (1.89) (-3.73)	0.0862	2.5592

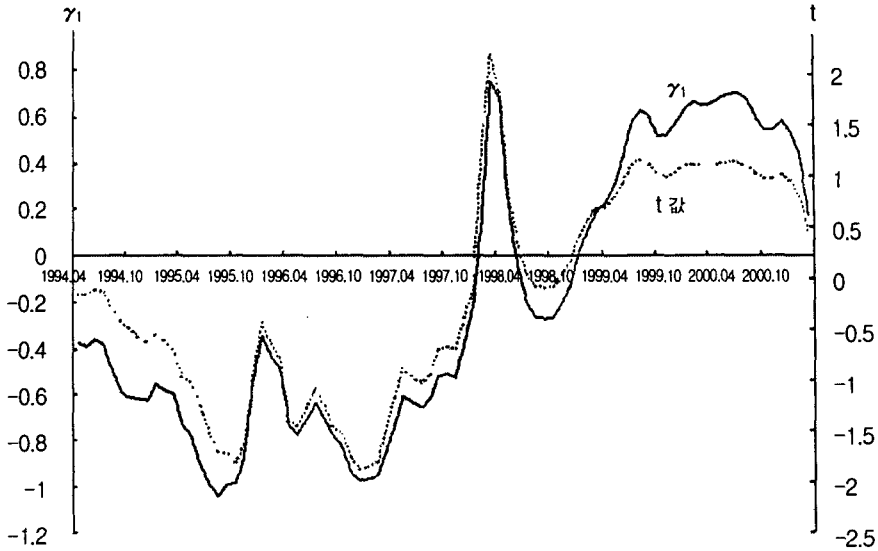
주) 1) γ_0 와 γ_1 의 괄호 안은 t값임.

2) γ_1 추정치의 아래쪽 괄호 안은 $\gamma_1=1$ 의 귀무가설에 대한 t값임.

세 개의 하위표본을 사용한 추정결과는 표본에 따라 상당한 차이를 보이고 있지만 그 평균은 전체표본의 추정치와 대체로 근사한 값이다. 즉, 하위표본의 γ_1 추정치의 평균은 0.2727이고 γ_0 추정치의 평균은 0.0045로서 전체표본의 추정치와 거의 같은 값을 보이고 있다. 이것은 자료의 중첩으로 인한 편의가 그리 심각하지 않다는 것을 의미한다.

시간의 흐름에 따라 γ_1 의 추정치가 달라지는가를 보기 위하여 t-36개월부터 t월까지 36개월의 자료로 모형 1에 대해 순차적 회귀분석(recursive regression) 행한 결과는 [그림 2]와 같다. [그림 2]에서 γ_1 의 추정치는 외환위기가 발생한 1997년말을 전후하여 대조적인 결과를 보여주고 있다. 즉, 외환위기 이전에는 γ_1 가 대체로 (-)값을 보여주고 있지만 그 이후에는 (+)값으로 바뀌고 있으며, 특히 1999년 이후의 γ_1 추정치는 0.5 내외의 비교적 큰 값이며 t값도 크게 개선된 값을 보이고 있다.

[그림 2] 모형 1의 순차적 추정결과



IV. 물가상승률의 예측치를 이용한 방법

이미 지적한대로 피셔효과의 실증적 검증에서 가장 크게 문제되는 점은 기대 물가상승률을 관찰할 수 없다는 점이다. 이 문제점을 해결하는 한 가지 대안은 기대물가상승률을 ‘관찰’하지 않고 물가상승률의 역사적 자료로부터 ‘예측’하는 것, 즉 조건부기대치를 구하는 것이다. 만일 우리가 물가상승률의 예측치를 구할 수 있다면, 피셔효과의 검증모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 E_t(\pi_{t,t+t}) + \eta_t \quad (9)$$

단, η_t 는 오차항

만일 피셔효과가 참이라면 이 검증모형의 α_0 는 실질이자율의 기대치와 같아야 하고 α_1 은 1과 같아야 한다. 이 검증모형 2에서 확률변수인 오차항 η_t 가 추가되는 이유는 금융자산의 가격이 무작위적으로 발생하는 여러 가지 쇼크를 반영하여 결정되기 때문이다.

1. 물가상승률의 시간추세와 계절성

식 (9)를 추정하는 데 가장 중요한 과제는 물가상승률의 조건부기대치인 $E_t(\pi_{t,t+\tau})$ 을 예측하는 것이다. 이를 위해 물가상승률을 시간추세와 계절성과 같은 확정적 부분과⁵⁾ 시계열모형으로 나타낼 수 있는 확률적 부분으로 구분할 필요가 있다. 즉, 월간물가상승률($m\pi_t$)을 사용할 경우 물가상승률은 다음의 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$m\pi_t = m\dot{\pi}_t + \widetilde{m\pi}_t \quad (10)$$

단, $m\dot{\pi}_t$: 상수, 시간추세 및 계절성에 의해 설명되는 월간물가상승률
 $\widetilde{m\pi}_t$: 월간물가상승률의 확률적 부분

위 식에서 $m\dot{\pi}_t$ 는 상수항과 시간추세 및 계절성의 영향에 의해 결정되는 인플레이션 부분으로서, 월간물가상승률 자료를 관련된 변수들 - 즉, 상수항, 1월부터 12월까지 계절성을 나타내는 12개의 더미변수 및 시간추세항 - 에 관해 단계적 회귀분석(stepwise regression)을 행함으로써 그 크기를 추정할 수 있으며, 1990년 12월부터 2000년 12월까지의 자료를 사용하여 추정한 결과는 다음 식과 같다.

$$\begin{aligned}
 m\dot{\pi}_t = & \quad 0.010350 & -0.001351 \log(t) & +0.004434\text{Jan} \\
 & (5.75) & (-3.05) & (2.83) \\
 & +0.002251\text{Feb} & -0.003913\text{May} & -0.003624\text{Jun} \\
 & (1.44) & (-2.50) & (-2.32) \\
 & -0.002345\text{Jul} & -0.004461\text{Oct} & -0.006068\text{Nov} \\
 & (-1.50) & (-2.85) & (-3.88)
 \end{aligned} \quad (11)$$

$$R^2 = 0.3582.$$

단, $m\dot{\pi}_t$ 는 상수, 시간추세 및 계절성에 의해 설명되는 월간물가상승률
 $\log(t)$ 는 1990년 12월을 1로 놓은 시간추세의 자연대수
Jan, ..., Nov는 각 달을 나타내는 더미변수

5) 물가상승률을 결정하는 요인으로서 시간추세와 계절성 이외의 다른 거시경제 변수들이 채용될 수 있다. 그러나 이 논문에서는 기대물가상승률의 예측모형을 가능한 한 가장 단순한 형태로 표현하기 위해서 시간추세와 계절성만을 고려하기로 한다. 만일 여러 가지 거시경제 변수를 이용하여 기대물가상승률을 예측하고자 한다면, 그것은 물가상승의 결정요인에 관한 또 다른 연구작업을 필요로 한다.

2. 랜덤워크 모형

기대물가상승률을 예측하는 가장 단순한 방법은 물가상승률이 랜덤워크 모형에 따라 변동하는 것으로 보는 것이다. 이 논문에서는 식 (11)에 의해 월간물가상승률의 시간추세와 계절성 부분을 추정하였기 때문에, 확률적 부분 ($m\tilde{\pi}_t$)만 다음과 같은 랜덤워크 모형에 따라 변동하는 것으로 간주할 있다.

$$m\tilde{\pi}_t = m\tilde{\pi}_{t-1} + \zeta_{t+1} \quad (12)$$

단, ζ_t 는 백색소음

랜덤워크 모형에서 미래의 예측치는 최근 관찰치와 동일하므로, t 시점으로부터 $t+3$ 시점까지 발생하게 될 물가상승률의 확률적 부분의 예측치는 다음과 같이 얻어진다.

$$E_t(m\tilde{\pi}_{t+r}) = 3 \times m\tilde{\pi}_t \quad (13)$$

따라서 t 시점으로부터 $t+3$ 시점까지의 조건부 기대물가상승률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁶⁾

$$E_t(q\pi_{t+3}) = \sum_{j=1}^3 m\tilde{\pi}_{t+j} + 3 \times m\tilde{\pi}_t \quad (14)$$

식 (14)에 의해 구해진 조건부 기대물가상승률을 식 (9)의 $E_t(\pi_{t,t+r})$ 에 대입하면 다음의 검증모형이 얻어진다.

검증모형 2a

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \{ \sum_{j=1}^3 m\tilde{\pi}_{t+j} + 3 \times m\tilde{\pi}_t \} + \eta_t \quad (15)$$

또 이자율 결정에 대해 기대물가상승률 이외의 다른 요인이 영향을 미칠 수 있다. 먼저 금융시장 전반의 불안정성을 나타내는 변수로서 어음부도율을 고려

6) 이 식 (14)에 의해 구해진 기대물가상승률은 확률변수가 아니기 때문에 단위근의 존재 여부는 문제되지 않는다. 그러나 가성회귀(spurious regression)의 가능성을 검토하기 위해 참고자료로서 단위근검증을 행하여 보았다. 그 결과, Phillips-Perron 단위근검증통계량은 -6.8684로서 단위근의 존재를 기각한다는 결과를 얻었다(절편 포함, 5%임계값은 -2.8867).

할 필요가 있다. CD는 은행이 발행하는 것이기 때문에 그 자체로서는 채무불이행위험이 거의 없다고 할 수 있지만, 금융시장 전반의 자금사정 또는 불안정성이 특정 금융자산의 가격에 영향을 미칠 수 있기 때문에 어음부도율이 CD 수익률을 결정하는 통제변수로 고려될 필요가 있다.

검증모형 2b

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \{ \sum_{j=1}^3 m \pi_{t+j} + 3 \times \widetilde{m\pi}_t \} + \beta_1 dhb + \eta_t \quad (16)$$

단, dhb는 전국어음부도율(%), 금액기준)

또 장단기 금융자산 사이의 대체적 관계나 기간구조 역시 CD 수익률에 영향을 미칠 수 있다. 이를 나타내는 통제변수로서 우량기업 3년 만기 회사채수익률과 CD 수익률 원자료와의 차이를 포함한 회귀모형을 추정할 필요가 있다.⁷⁾

검증모형 2c

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \{ \sum_{j=1}^3 m \pi_{t+j} + 3 \times \widetilde{m\pi}_t \} + \beta_1 dhb + \beta_2 spr + \eta_t \quad (17)$$

단, spr은 (우량기업 3년만기 회사채수익률) - (CD 수익률 원자료)

모형 2a, 2b 및 2c의 추정결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 모형 2a와 2b에서 α_1 는 피셔가설에 의해 1과 같아야 하고 α_0 는 기대실질이자율과 같아야 하므로 예상되는 부호는 (+)이다. <표 3>에서 모형 2a의 추정결과를 보면 α_1 의 추정치는 0.2142로서 유의한 양의 값을 갖지만 1보다는 훨씬 작은 값이다. 즉, CD 수익률은 랜덤워크 모형에 의해 물가상승의 확률적 부분을 예측한 기대물가상승률의 변동을 대략 20% 정도만 반영하는 것으로서 피셔효과가 부분적으로만 존재한다는 것을 보여 주고 있다. 그리고 α_0 의 추정치의 부호는 예상하는 바와 같이 유의한 (+)이다.⁸⁾

어음부도율(dhb)과 금리차(spr)를 통제변수로 도입한 모형 2c의 추정결과에 의하면, 모형 α_1 의 추정치는 모형 2a에서의 결과보다 훨씬 작은 0.1136으로서 이

7) 통화공급의 유동성효과를 나타내기 위하여 M2 증가율도 포함하여 추정하여 보았으나, 이 변수는 유의한 영향을 미치지 않았기 때문에 생략하였다.

8) CD 수익률의 평균이 0.026225라는 점을 고려할 때 α_0 의 추정치인 0.0237은 상대적으로 너무 큰 값인 것으로 생각된다.

경우에도 피셔효과의 존재를 기각하고 있다. <표 3>에서 CD 수익률에 특히 중요한 영향을 미치는 변수는 금리차(spr)로서 유의한 (-)의 계수를 보이고 있다.⁹⁾ 그리고 어음부도율의 계수는 유의한 값을 보이지 않고 있다. 중첩되지 않은 세계의 하위표본을 사용하여 모형 2c를 추정한 결과를 보면, 표본에 따라 상당히 큰 차이를 보이고 있지만, 그 평균은 전체자료에 의한 추정치와 큰 차이를 보이지 않고 있다.

<표 3> 모형 2a와 2b의 추정결과

	α_0	α_1	β_1	β_2	$\overline{R^2}$	DW
모형 2a (전체표본)	0.0237 (24.91)	0.2142 (4.17) (-15.29)			0.12	0.31
모형 2b (전체표본)	0.2420 (21.04)	0.2160 (4.20) (-15.17)	-0.0019 (-0.75)		0.12	0.35
모형 2c (전체표본)	0.0246 (26.78)	0.1136 (2.64) (-20.62)	0.0037 (1.77)	-0.3824 (-8.26)	0.44	0.60
모형 2c (하위표본 1)	0.0279 (18.64)	0.0428 (0.78) (-17.38)	-0.0073 (-1.69)	-0.4488 (-6.80)	0.59	0.45
모형 2c (하위표본2)	0.0266 (18.51)	0.1065 (1.70) (-14.27)	-0.0020 (-0.62)	-0.4045 (-5.82)	0.57	0.65
모형 2c (하위표본 3)	0.0222 (11.78)	0.1995 (1.84) (-7.37)	0.0088 (2.43)	-0.3516 (-3.37)	0.98	0.32

주) 괄호 안은 t 값임. α_1 의 아래쪽 괄호 안은 $\alpha_1=1$ 의 귀무가설에 대한 t 값임.

<표 3>의 추정결과에서 잔차의 시계열상관성을 나타내는 Durbin-Watson 통

9) 이 결과는 금리차가 확대되기 때문에 CD 수익률이 낮아진다는 인과관계로 설명하기 보다는, 저금리시기에 금리차가 확대되고 있다-즉, 저금리시기에 기간구조가 長高短低의 형태를 보이고 있다는 것-은 자료의 특징으로 해석하는 것이 타당할 것이다.

계량(DW)은 0.31 내지 0.65로서, 시계열상관성이 존재하지 않는 경우의 값인 2에 비해 매우 작은 값이다. 이것은 잔차가 시계열 상관성을 갖고 있다는 것을 의미하는 것으로서, 원자료인 CD 수익률이 랜덤워크에 따르기 때문에 설명변수의 영향을 제거하여 얻어진 잔차도 강한 시계열상관성을 갖고 있다는 데에 기인한 것으로 판단된다.¹⁰⁾

3. AR(1) 모형

미래의 물가상승률을 예측하는 다른 방법은 월간물가상승률의 확률적 부분($m \tilde{\pi}_t$)이 안정적 시계열모형 ARMA(p, q)에 따라 변동하는 하는 것으로 보는 것이다. 이 경우 먼저 해결해야 할 과제는 $m \tilde{\pi}_t$ 의 다양한 형태의 시계열모형 ARMA(p, q) 중에서 $m \tilde{\pi}_t$ 의 움직임을 가장 잘 설명하는 p와 q를 선택하는 것이다. 슈와쯔 기준(Schwartz information criterion ; SIC)에 의해 선택된 $m \tilde{\pi}_t$ 의 시계열모형은 다음과 같은 AR(1) 모형이다.¹¹⁾

$$m \tilde{\pi}_t = 0.322521 m \tilde{\pi}_{t-1} + \epsilon_t \quad (18)$$

식 (17)에 의해 t 시점으로부터 τ 개월 후의 $m \tilde{\pi}_{t+\tau}$ 의 예측치는 다음과 같이 구해진다.

$$E_t(m \tilde{\pi}_{t+\tau}) = (0.322521)^\tau m \tilde{\pi}_t \quad (19)$$

10) 전체표본을 사용한 추정결과와 잔차는 1시차뿐만 아니라 3시차 정도까지 유의한 시계열상관성을 갖고 있다. 따라서 1시차 시계열상관성을 수정하는 회귀분석방법인 Cochrane-Orcutt 등의 방법이 적절하지 않다. 그러나 단순한 참고를 위하여 Cochrane-Orcutt 방법을 사용하여 모형 2a, 2b 및 2c를 추정하여 본 결과 a_1 의 추정치가 거의 0에 가까운 값이었다.

11) 각 모형의 SIC는 다음과 같으며 SIC의 최소 값은 AR(1)의 739.7509이다.

AR \ MA	0	1	2	3
0	-735.9210	-739.6222	-734.0912	-724.1493
1	-739.7509	-735.5251	-729.4627	-720.2753
2	-733.4649	-728.9274	-725.2776	-737.7085
3	-725.0049	-721.0548	-716.6833	-711.9931

따라서 t 시점으로부터 $t+3$ 시점까지의 조건부 기대물가상승률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.¹²⁾

$$E_t(q\pi_{t+3}) = \sum_{j=1}^3 m \pi_{t+j} + \sum_{r=1}^3 (0.322521)^r m \tilde{\pi}_t \quad (20)$$

이 식 (20)을 식 (9)의 $E_t(\pi_{t,t+r})$ 에 대입하면 다음 검증모형이 얻어진다.

검증모형 3a

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \{ \sum_{j=1}^3 m \pi_{t+j} + \sum_{r=1}^3 (0.322521)^r m \tilde{\pi}_t \} + \eta_t \quad (21)$$

그리고 어음부도율(dhb)과 회사채와의 수익률 차이(spr)를 통제변수로 포함한 검증모형은 다음과 같이 표현된다.

검증모형 3b

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \{ \sum_{j=1}^3 m \pi_{t+j} + \sum_{r=1}^3 (0.322521)^r m \tilde{\pi}_t \} + \beta_1 \text{dhb} + \eta_t \quad (22)$$

검증모형 3c

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \{ \sum_{j=1}^3 m \pi_{t+j} + \sum_{r=1}^3 (0.322521)^r m \tilde{\pi}_t \} + \beta_1 \text{dhb} + \beta_2 \text{spr} + \eta_t \quad (23)$$

위의 검증모형 3a, 3b와 3c의 추정결과를 정리한 것이 <표 3>이다. 모형 3a의 추정결과를 보면, α_1 의 추정치는 0.4077로서 1과 큰 차이를 보이고 있지만, 앞의 모형 2a의 추정결과와 비교할 때 현저히 개선된 값으로서 CD 수익률이 피셔효과를 부분적으로 반영하여 결정되었다는 증거로 간주될 수 있다.

이러한 결과는 어음부도율(dhb)과 금리차(spr)를 통제한 모형 3c의 추정결과에서도 확인된다. 즉, 모형 3c의 α_1 의 추정치는 0.3976으로서 모형 3b의 추정결과와 거의 같은 크기이다. 그리고 하위표본을 이용한 α_1 의 추정치도 비교적 안정적인 값을 보이고 있다. 따라서 AR(1)을 이용하여 기대물가상승률을 예측하는 것이 랜덤워크 모형보다 더 낫다고 할 수 있다.¹³⁾

12) 이렇게 구해진 기대물가상승률의 Phillips-Perron 단위근검증통계량은 -4.8374로서 단위근의 존재를 기각하고 있다(절편 포함, 5%임계값은 -2.8867).

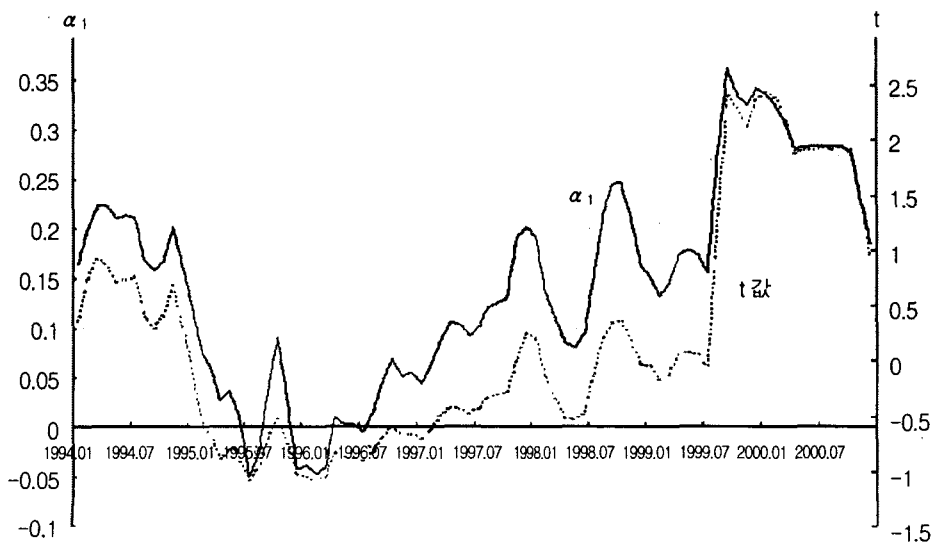
13) 모형 3의 추정결과에서도 잔차가 강한 시계열상관성을 보이고 있다. 이 점에 대해서도 각주 10)의 내용이 거의 그대로 적용된다.

〈표 4〉 모형 3의 추정결과

	α_0	α_1	β_1	β_2	$\overline{R^2}$	DW
모형 3a (전체표본)	0.0214 (14.49)	0.4077 (3.75) (-5.45)			0.10	0.20
모형 3b (전체표본)	0.0216 (12.90)	0.4062 (3.71) (-5.43)	-0.0006 (-0.22)		0.09	0.20
모형 3c (전체표본)	0.0209 (16.95)	0.3976 (4.95) (-7.49)	0.0051 (2.64)	-0.4158 (-10.03)	0.51	0.59
모형 3c (하위표본 1)	0.0235 (11.35)	0.3673 (2.92) (-5.03)	-0.0051 (-1.29)	-0.4315 (-7.47)	0.67	0.80
모형 3c (하위표본 2)	0.0246 (11.82)	0.2423 (1.88) (-5.89)	-0.0008 (-0.25)	-0.4458 (-6.88)	0.58	0.60
모형 3c (하위표본 3)	0.0188 (8.29)	0.4651 (3.08) (-3.54)	0.0106 (3.26)	-0.4127 (-4.68)	0.41	0.97

주) 괄호 안은 t 값임. α_1 의 아래쪽 괄호 안은 $\alpha_1=1$ 의 귀무가설에 대한 t 값임.

[그림 3] 모형 3b의 순차적 추정결과



[그림 3]은 모형 3c의 α_1 추정치가 시간의 흐름에 따라 어떻게 달라지는가를 보기 위해 특정 시점 이전 36개월의 자료를 사용하여 순차적 회귀분석을 행한 결과이다. [그림 3]을 보면 α_1 의 추정치가 시간의 흐름에 따라 매우 불안정하며, 유의한 추정치가 얻어지게 된 것은 최근 3, 4년간의 자료 때문인 것을 알 수 있다. 이것은 <표 4>의 추정결과가 아직 충분히 신뢰할만한 결과라고 보기 어렵다는 것을 의미한다.

IV. 요약과 결론

이 논문에서는 1991년 1월부터 2000년 12월까지의 납세 후 CD 수익률 자료와 소비자물가지수 자료를 사용하여 우리나라 금융시장에서 단기적 피셔효과가 존재하는지를 검증하고자 시도하였다. Fama(1975)의 방법에 따라 3개월 물가상승률을 CD 수익률에 관해 회귀분석한 결과, CD 수익률이 미래 물가상승률의 예측치로서 충분한 역할을 하지 못한다는 결과를 얻었다.

그리고 피셔효과가 의미한 바대로 CD 수익률이 기대물가상승률과 1대 1 관계를 갖고 있는지를 검증하고자 CD 수익률을 기대물가상승률에 관하여 회귀분석하였다. 기대물가상승률을 구하기 위하여 월간물가상승률을 확정적 부분 - 상수 및 시간추세와 계절성을 반영하는 부분-과 확률적 부분으로 구분하고, 확률적 부분이 랜덤워크 모형에 따르는 경우와 AR(1) 모형에 따르는 경우에 대해 기대물가상승률을 구하였다.

랜덤워크모형에 의해 예측하던 AR(1)에 의해 예측하던 기대물가상승률의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값이긴 하지만 1보다는 훨씬 작은 값으로 추정되었다. 이것은 우리 나라의 CD 수익률에 단기 피셔효과가 부분적으로만 존재하고 있다는 것을 의미한다. 그리고 AR(1)을 사용하여 예측한 기대물가상승률이 랜덤워크모형을 사용한 경우보다 나은 추정결과를 보여주고 있다.

이 논문에서는 가장 단순한 통계분석 방법인 회귀분석을 주로 사용하고 있다. 이것은 가능한 한 단순한 분석방법을 사용함으로써 검증결과의 설득력을 강조하고자 하는 의도도 있지만, 기대물가상승률 자료가 단위근을 갖고 있지 않다는

데에도 그 이유가 있다. 그러나 이 논문에서 얻어진 빈약한 추정결과가 더 세련된 분석방법을 사용함으로써 개선될 수 있다는 가능성도 충분히 존재한다. 특히 일부 모형에 존재하는 잔차의 시계열상관성을 수정하거나 회귀계수의 시간가변적(time-varying) 특성을 적절하게 고려하는 통계방법이 추가적으로 행해질 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김세진·김중락, “금리와 인플레이션간의 관계분석 : 공적분과 공현상을 이용한 장단기 피셔효과 분석”, 금융경제연구, No.94-3, 한국금융연구원, 1994.
- 김진호, “국내금리의 장기피셔효과 및 실질금리의 정상성 분석 : 분수차분모형을 중심으로”, 금융경제연구, No.94-2, 한국금융연구원, 1994.
- 장홍범, “금리결정요인 분석”, 경제분석, 제2권 제2호, 한국은행 금융경제연구소, 1996.
- 함정호·최운규, “우리나라의 금리결정요인 분석”, 조사통계월보, 한국은행, 1991, 3-50.
- Crockett, J. A. Crockett, “Rational Expectations, Inflation and the Nominal Interest Rate,” *Journal of Econometrics*, 83, 1998, 349-363.
- Fama, E. F., “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation,” *American Economic Review*, 65, 1975, 269-282.
- Fama, E. F. and M. R. Gibbons, “Inflation, Real Returns and Capital Investment,” *Journal of Monetary Economics*, 9, 1982, 297-323.
- Fisher, I., *The Theory of Interest*, Macmillan, 1930.
- Lee, J., C. Clark and S. K. Ahn, “Long- and Short-run Fisher Effects : New Tests and New Results,” *Applied Economics*, 30, 1998, 113-124.
- Mishikin, F. S., “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 25, 1990, 77-95.
- Mishikin, F. S., “Is the Fisher Effect for Real : A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates,” *Journal of Monetary Economics*, 30, 1992, 195-215.
- Söderlind, P. and L. Svensson, “New Techniques to Extract Expectations from Financial Instruments,” *Journal of Monetary Economics*, 40, 1997, 383-429.
- Summers, L. H., “Estimating the Long-Run Relationship between Interest Rates and Inflation : A Response to McCallum,” NBER Working Paper #1448, 1984.
- Woodward, G. T., “Evidence of the Fisher Effect from U. K. Indexed Bonds,” *Review of Economics and Statistics*, 74, 1992, 315-320.