

# 金利와 인플레이션간의 關係 分析：共積分(cointegration) 및 共現象(cofeature)을 이용한 長短期 피셔效果 分析\*

金世振\*\* 李澄洛\*\*\*

## 〈目 次〉

- I. 序 論
- II. 長期피셔效果
- III. 短期피셔效果 分析
- IV. 要約 및 結論

## I. 序 論

### 1. 金利와 인플레이션간의 關係：피셔效果

최근 物價가 예상보다 빠른 속도로 상승하자 정부의 정책담당자는 물론이고 일반인들도 물가상승에 대한 우려를 나타내고 있는데, 특히 물가가 지속적으로 상승하게 되면 期待인플레이션이 형성되어 金利 上昇要因으로 작용하게 될 것을 우려하고 있다. 이와 같이 物價上昇을 바로 金利와 연관시켜 金利上昇을 예상하거나 우려하는 것은 첫째로 인플레이션과 金利간에는 높은 相關關係가 있으며 期待인플레이션의 變化는 金利에 즉시 반영된다고 생각하기 때문이며, 둘째로는 정책당국자및 일반인 모두가 아직 金利安定에 확신이 없으며 경우에 따라 90년부터 92년까지 경험했던 16~19%의 高金

\* 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 匿名의 審査者들께 감사를 드립니다. 논문의 내용은 저자들 개인의 의견으로 韓國金融研究院 및 보람銀行의 공식견해와는 무관하며, 또한 논문의 오류는 전적으로 저자들 개인의 책임임을 밝혀드립니다.

\*\* 韓國金融研究院 연구위원

\*\*\* 보람銀行 經濟研究室 연구위원

金利가 재현될 수도 있다는 불안감이 있기 때문이다.<sup>1)</sup> 94년에 들어와서 金利는 12%대 수준을 유지하며 다소 안정된 움직임을 보이고 있다. 그러나 정책당국자나 일반인들이 금리에 대하여 과민한 것은 현 12%대의 금리수준은 競爭國의 金利水準과 비교하면 아직 높은 수준이며 우리나라 製品이 國際競爭力을 갖기 위해서는 금리가 더 낮아야 한다고 생각하면서도 景氣가 빠른 속도로 회복되고 있어 기업의 資金需要가 본격화 될 때 금리가 上昇할 가능성이 크기 때문이다.

본 논문의 목적은 우리나라에서의 金利와 인플레이션간의 關係를 체계적으로 분석하여 위에서 첫째로 지적하였던 인플레이션이 금리와 높은 相關關係를 갖는다는 일반적인 생각의 타당성을 살펴보고자 하는데 있다.

金利와 인플레이션간의 關係는 오래 전부터 무수한 경제학자들의 연구과제가 되어 왔으며 현재도 貨幣經濟學에서 중요한 과제로 연구가 계속되고 있다. 많은 연구 결과중 일반적으로 가장 잘 알려진 가설은 피셔效果(Fisher Effect)이다<sup>3)</sup> 피셔효과에 의하면 金利(名目金利)는 기대인플레이션과 높은 상관관계를 갖으며, 期待인플레이션의 변화는 금리에 즉시 반영된다는 것이다. 엄격한 의미에서 피셔효과는 금리와 기대인플레이션간의 1:1 對應關係를 의미하는데 이런 경우를 完全피셔效果라고 하고, 금리와 기대인플레이션간에 1:1 대응관계는 없지만 유의한 相關關係가 있는 경우 部分피셔效果가 있다고 한다. 또한 피셔효과에 의하면 시장에서 관찰되고 있는 金利에는 미래 인플레이션에 대한 정보가 내재되기 때문에 金利 움직임을 통해 향후 인플레이션 變化를 예측할 수 있다.

金利와 期待인플레이션간에 높은 양(+)의 相關關係를 갖는 것은 이들 두 변수가 함께 움직이는 것(comovement, 共動)을 의미한다. 이와 같은 변수들간 共動現象은 장기적인 것과 단기적인 것으로 구별할 수 있는데, 지금까지 時系列 分析(time-series analysis)에서 변수들간 共動現象에 대한 研究는 방법론의 제약으로 長期的 共動現象으로 제한되어 왔었다. 즉, 共積分

1) 3년만기 회사채유통수익률 기준.

2) 金利는 1991년에 평균하여 18.5%의 높은 수준을 보였고, 그 후 景氣下降과 함께 하락하여 93년에는 평균하여 12.8%이었으며 94년에 들어와서 계속 12%대의 수준을 보여 주고 있다.

3) Fisher(1930)참조.

(cointegration) 기법을 사용하여 변수들간의 장기적 共動現象에 대한 연구가 매우 활발히 진행되어 왔었다. 그러나 최근 개발된 共現象(cofeature) 分析은 변수들간 단기적 共動現象의 분석을 가능케 한다.<sup>4)</sup>

본 논문은 共積分(cointegration) 및 共現象(cofeature) 分析을 활용하여 우리나라에서의 장단기피셔효과를 분석하고자 한다. 여기에서 短期피셔效果는 금리와 기대인플레이션간의 관계가 단기적으로 나타나는 것으로 期待인플레이션의 변화가 즉시 金利에 반영되는 것을 의미하며, 長期피셔效果는 금리와 기대인플레이션간의 관계가 長期에 걸쳐 나타나는 것으로 단기피셔 효과와는 달리 期待인플레이션의 변화가 즉시 金利에 반영되지 않는 것으로 長期적으로 볼 때 金利와 期待인플레이션이 같이 움직인다는 것을 의미한다.<sup>5)</sup>

지금까지 피셔효과에 관한 연구의 대부분은 長期와 短期를 구분하지 않은 채로 금리와 인플레이션간의 관계를 분석해 왔다. 최근에 와서야 일련의 논문들이 기존 연구에 있어서 장기와 단기를 구분하지 않은 채로 피셔효과를 분석해 온 문제점을 지적하면서 共積分技法을 사용하여 長期피셔效果를 분석하였다.<sup>6)</sup> 한편 Mishkin(1992)은 차분변수를 사용하여, Lee, Clark and Ahn(1993)은 共現象(cofeature) 기법을 사용하여 미국에 있어서 短期피셔效果를 분석하였다. Mishkin(1992)은 미국자료를 사용한 분석에서 단기적 피셔효과는 없으며 장기적 피셔효과만이 있다는 結論을 제시하고 있는 반면, Lee, Clark and Ahn(1993)은 연구대상기간에 따라서 장 단기 피셔효과가 있음을 보여주고 있다.

본고에서 金利는 3년만기 회사채 유통수익률을, 인플레이션율은 소비자물가지수의 증감률의 월별자료를 사용하였으며, 분석기간은 1975년 1월부터 1993년 12월까지로, 분석기간은 전기간(75:1~93:12)과 두개의 부분기간(75:1~82:6, 82:7~93:12)으로 구분하여 기간에 따라 피셔효과가 어떻게

4) Engle and Kozicki(1993)와 Vahid and Engle(1992) 참조. 共現象(cofeature) 기법에 대하여서는 뒤 III절에서 자세히 설명하고 있다.

5) 뒤의 분석결과에 의하면 본고에서의 短期피셔效果는 약 5~6개월 기간동안, 長期 피셔效果는 약 3~4년 기간동안의 金利와 期待인플레이션간의 相關關係를 의미한다.

6) 共積分技法을 사용하여 피셔效果를 분석한 연구는 Atkins(1989), Bonham(1991), Mishkin(1992), Owen(1993), Wallace and Warner(1993), Lee, Clark and Ahn(1993)이 있으며, 국내에서는 함정호 최운규(1991) 등이 있다.

달라지는 가를 살펴보았다.<sup>7)</sup> 長期 피셔效果 分析을 위해서는 共積分技法을 사용하였으며 여러가지의 共積分技法 中에서 Ahn and Reinsel(1990), Reinsel and Ahn(1992)의 技法을 사용하였고 短期피셔效果 分析을 위해서는 Engle and Kozicki(1993)의 공현상(cofeature) 기법을 사용하였다.

## 2. 既存 研究

피셔效果에 관한 기존 연구는 다양한 방식으로 이루어지고 있는데 크게 두가지로 분류될 수 있다. 첫째 방식은 피셔方程式을 이용하여 금리와 인플레이션율간의 관계를 직접 분석하여 보는 것이고, 둘째방식은 通貨量과 金利간의 관계분석을 통해서 피셔효과와 存在與否를 간접적으로 알아보는 것이다. 국내 기존 연구중에서는 서승환(1992)이 피셔효과가 없다는 결과를 제시하고 있으나, 그 밖의 대부분 연구에서는 완전피셔효과는 없지만 부분 피셔효과가 존재함을 보여주고 있으며, 외국의 경우에도 마찬가지로 대부분의 연구에서 完全피셔效果는 없지만 部分피셔效果는 존재하고 있는 결과를 제시하고 있다.

국내에서는 최공필(1992), 하성근(1992), 김웅진(1993)등이 單純回歸模型 또는 VAR모형을 사용하여 피셔효과를 분석하였고, 함정호 최운규(1991)가 共積分技法을 응용하여 피셔효과를 분석하였다. 최공필(1992)은 75년 1월부터 90년 12월까지의 월간자료를 이용하여 期待인플레이션과 實質金利에 관한 통계적 추이를 분석하여 피셔효과가 존재함을 보였으나 피셔효과가 항상 관찰되는 것은 아니라는 결과를 제시하였다. 하성근(1992)은 VAR모형을 사용하여 期待인플레이션을 上昇이 金利에 미치는 영향을 분석하였으며, 기대인플레이션율의 상승이 점진적으로 名目金利 상승요인으로 작용하게 됨을 보여주었으며, 기대인플레이션이 金利變動의 15.5%의 설명력을 갖는다고 하였다. 김웅진(1993)은 期待인플레이션의 상승은 시차가 거의 없이 즉시 市場金利에 반영되나, 82년이후에는 그 효과가 상대적으로 작

7) 기간 구분시점을 82년 7월로 잡은 이유는 82년 6월말 정부의 대폭적인 金利引下 조치의 영향으로 82년 6월말을 기점으로 會社債流通收益率이 構造的 變動性(regime shift)을 보이기 때문이다.

다고 하였다. 함정호·최운규(1991)는 Engle and Granger(1987)의 공적분기법을 사용하여 1970년 1/4~1990년 4/4분기 자료에서 장기피셔효과가 존재함을 보였으며, 피셔방정식 계수를 0.5~0.6으로 추정하였다.

김성민(1989), 남상우·이덕훈(1989), 남주하(1992), 김동원·함정호(1992) 및 서병한(1993)은 通貨量과 金利간의 분석을 통해서 間接적으로 피셔효과가 존재함을 보여주었으며, 김주훈·이명훈(1993)은 通貨, 金利 및 實物變數까지 고려하여 피셔효과를 분석하였다. 김성민(1989)은 通貨總量과 市場金利關係分析을 통해 4분기 이후부터 피셔효과가 나타난다고 주장하였다. 남상우·이덕훈(1989)도 通貨供給이 당해년에는 市場金利의 소폭 인하효과가 있으나 1년 이후부터는 인플레이션 압력을 증대시킴으로써 다시 名目金利를 상승시킨다고 하였다. 남주하(1992)는 VAR모형을 이용해 통화증가가 명목금리에 미치는 영향을 분석하여 피셔효과는 8분기 이후 장기에 나타나며 단기에는 그 효과가 미미하다는 결과를 보였다. 김동원·함정호(1992)는 通貨增加率의 상승에 대한 期待物價上昇率의 조정이 6개월 이내의 단기에도 발생하며, 기대물가상승률의 조정에 따라 名目金利도 신속하게 조정된다는 결론을 제시하고 있다. 서병한(1993)은 通貨變動率과 名目金利간의 單純回歸模型分析을 통해 통화량이 변했을 경우에 당해분기 이후에 피셔효과가 나타난다고 주장하였다. 김주훈·이명훈(1993)은 2변수 베이지안 VAR모형을 이용한 衝擊反應函數 分析을 통해 회사채유통수익률 및 통안증권유통수익률 등은 단기간내에 피셔효과가 발생한다는 결과를 도출하였다. 반면에 서승환(1992)은 통화량 증대가 금리에 미치는 영향분석을 위한 物價方程式 추정을 통해 통화량증가가 인플레이기대심리로 이어지지 않는 것으로 장기적으로 피셔효과가 발생하지 않는다는 결론을 내렸다. 즉, 통화량 증대시 流動性效果가 기대인플레이션 효과(피셔효과)를 압도하게 되어 金利가 낮아지는 결과를 보였다.

외국에서는 Fisher(1930) 이후 이루 헤아릴 수 없을 만큼 많은 연구가 이루어졌다. 單純回歸模型을 사용한 대표적인 논문으로는 Fama(1975), Lucas(1980), Friedman and Schwartz(1982) 및 Summers(1983) 등을 들 수 있으며, 이들 대부분이 피셔효과가 존재하고 있다는 결과를 제시하였다. 최근 들어 Atkins(1989), Bonham(1991), Mishkin(1992), Owen(1993),

Wallace and Warner(1993) 및 Lee, Clark and Ahn (1993)등의 논문은 共積分技法을 응용하여 장기적 관점에서 피셔효과를 재조명하였으며, 長期 피셔效果가 존재함을 보여주고 있다.

이상을 종합하면 기존 연구에 있어서 완전피셔효과 존재하지 않으나 부분적 피셔효과가 대체로 長期分析에서 나타나며, 경우에 따라 短期分析에서도 부분적 피셔효과가 있는 것으로 나타난다. 그러나 피셔효과를 직접적으로 분석한 기존연구의 대부분은 단기 및 장기피셔효과를 구분하지 않은 가운데 금리와 인플레이션간의 관계를 분석하고 있어 피셔효과 존재에 대한 정확한 분석이 결여 될 뿐 아니라 잘못된 정책적 시사점을 제시하고 있다. 또한 單純回歸模型分析에 있어서 대부분의 연구가 金利 및 인플레이션의 수준변수가 時系列的으로 불안정한(non-stationary) 특성을 갖는 다는 사실을 고려하지 않고 분석하여 도출된 결과에 대한 신뢰성이 제한되고 있다.

본고는 II장에서 피셔효과와 分析模型을 제시하고 單純回歸模型 및 共積分方式으로 長期피셔效果를 분석한 결과를 보여주며 III장에서는 共現象方式을 사용하여 短期피셔效果를 살펴보았으며 IV장은 要約 및 結論을 제시하고 있다.

## II. 長期피셔效果

### 1. 長期피셔效果 推定模型

피셔方程式에 의하면 k개월 만기 名目金利는 實質金利에다 k개월 동안의 期待인플레이션율의 합으로 정의된다.

$$R_{kt} = r_{kt} + E_t \pi_{kt} \quad (1)$$

$R_{kt}$  = t기의 k개월 만기 名目金利

$r_{kt}$  = t기의 k개월 만기 사전적(ex-ante) 實質金利

$\pi_{kt}$  = t기와 t+k기간의 인플레이션율

여기에서  $E_t$ 는 합리적 기대연산자(rational expectations operator)로  $t$ 기에 유용한 모든 情報를 사용하여 미래치를 예측한다.  $E_t \pi_{kt}$ 는 期待인플레이션율로 사전적으로는 관측되지 않기 때문에 사후적으로 실현된 인플레이션율으로써 나타내면 다음과 같다.

$$\pi_{kt} = E_t \pi_{kt} + e_{kt} \quad (2)$$

식(2)에서  $\pi_{kt}$ 는 사후적으로 실현된 인플레이션율이며  $e_{kt}$ 는 豫測誤差이다. 식(2)를 식(1) 대입하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$R_{kt} = r_{kt} + \pi_{kt} - e_{kt} \quad (3)$$

여기에서  $\pi_t$ 와  $e_{kt}$ 간에는 직교조건이 성립되지 않기 때문에 식(3)은 그대로 추정식으로 사용될 수 없으며 변수를 정리하면 피셔效果를 추정할 수 있는 單純回歸方程式을 얻게 된다.

$$\pi_{kt} = \alpha + \beta R_{kt} + e_{kt} \quad (4)$$

식(4)에서  $\alpha$ 는 상수항이며 여기에서 사전적 實質金利( $r_{kt}$ )가 불변이라고 가정하고 있으며  $\beta$ 는 피셔효과와 推定係數가 된다.  $\beta$ 값이 1인 경우 완전피셔효과가 존재하는 것이고  $\beta$ 값이 1은 아니지만 0보다 클 경우 피셔효과가 부분적으로 존재하는 것을 의미하게 된다. 또한 식(4)는 인플레이션 예측모형으로도 해석할 수 있다. 앞에서 언급된 바와 같이金利는 미래인플레이션에 관한 정보를 내포하기 때문에 식(4)에서金利의 인플레이션豫測力을 검정할 수 있다.<sup>8)</sup>

앞에서 지정한 바와 같이 單純回歸模型인 식(4)에서는金利와 인플레이션간에 관계가 성립되는 구간(horizon)을 長期 및 短期로 구별하지 않고 있기 때문에 피셔效果를 단기 및 장기로 구별해서 분석할 수가 없다. 따라서 식(4)을 이용한 분석에서는 長期피셔效果는 존재하나 短期피셔效果는 없는 경우에  $\beta = 0$ 의 가설을 기각하지 못하는 경우가 발생할 수 있다.<sup>9)</sup> 또한 식

8) 金利의 인플레이션 예측력에 관한 연구는 Fama(1975), Mishkin(1990), 최용일(1991) 참조.

9) Mishkin(1992) 참조.

(4)에서는 금리 및 인플레이션이 수준변수로 사용되기 때문에 이들 변수의 불안정적인(non-stationary) 특성으로 말미암아 분석에 있어서 虛構的 推定(spurious regression)의 문제가 초래되며 도출된 결과가 信賴性을 갖지 못하게 된다.

長期피셔效果 분석은 금리 및 인플레이션의 수준변수가 불안정한(non-stationary) 특성을 갖는다는 사실에서 출발한다. 개별적으로 不安定的인(non-stationary) 특성을 갖는 두변수가 共積分(cointegration)되어 있다면, 이는 두변수가 長期에 共動現象을 하고 있다는 사실은 이미 잘 알려져 있다. 앞에서 언급한 것처럼 피셔效果란 名目金利와 期待인플레이션간에 共動現象이 존재한다는 것을 假定한 것이다. Fisher(1930) 및 Lucas(1980), Friedman and Schwartz(1982), Summers(1983)등은 금리와 인플레이션간의 均衡關係는 長期에 걸쳐 나타나는 현상이라고 강조하였다. 따라서 完全 피셔效果를 가정하여 식(3)을 재정리하면 다음과 같은 長期피셔效果 추정모형이 얻어진다.

$$R_{kt} - \pi_{kt} = r_{kt} - e_{kt} \quad (5)$$

식(5)에서 豫測誤差  $e_{kt}$ 의 기대치는 0이 되며,  $e_t$ 는 安定的(stationary)이라고 가정한다.<sup>10)</sup> 한편 事前적 實質金利,  $r_{kt}$ 가 安定的 이라면  $R_{kt} - \pi_{kt}$ 도 安定的이 되고, 따라서 벡터  $(1, -1)$ 은 두변수 벡터  $Y_t = (R_{kt}, \pi_{kt})$ 의 共積分벡터가 된다. 이처럼 共積分벡터가  $(1, -1)$ 일 경우, 금리와 인플레이션율간에는 1:1 대응관계가 있으며 完全 피셔效果가 존재하게 된다.

事前 實質金利가 不安定的(non-stationary)한 경우에도, 즉  $I(1)$ 인 경우,  $R_{kt}$ 와  $\pi_{kt}$ 간에 共積分 관계를 갖게 하는 共積分벡터인  $(1, -\beta)$ 를 구할 수 있다.<sup>11)</sup> 이 경우도 금리와 인플레이션간에는 共同趨勢(common trend)가 존재하며 이 共同趨勢가 두변수간의 長期行態를 좌우하게 된다. 다만 이 경우 共積分벡터가  $\beta \neq 1$  이기 때문에 部分피셔效果만 존재하게 된다. 한편 금리와 인플레이션 간에 아무런 共積分 관계도 발견되지 않는다면, 長期피셔

10) 豫測誤差의 기대값은 단기에는 0이 아닐수도 있지만, 장기에는 0으로 수렴한다.

11) Owen(1993) 참조.



效果가 존재하지 않는다는 것을 의미하게 된다.<sup>12)</sup>

## 2. 데이터 分析

분석대상기간은 1975년 1월부터 1993년 12월까지로 228개의 月別 관측치를 포함한다. 금리는 3년만기 회사채유통수익률을 사용하였으며 인플레이션은 消費者物價指數로부터 구하였다. 즉, 사후적 기대인플레이션을( $\pi_{kt}$ )은  $t$ 기에서  $t+k$ 기까지의 消費者物價指數의 증가율이다. 피셔효과 분석에 있어서  $t$ 기의 3년만기 회사채유통수익률( $R_{36t}$ )에 대응하여  $t$ 기에서  $t+36$ 기까지의 인플레이션을( $\pi_{36t}$ )을 사용하였다. 또한 지금까지는 회사채유통수익률이 비교적 높은 수준으로 유지되어 왔기 때문에 회사채의 殘存期限(duration)이 회사채의 滿期보다 훨씬 짧았을 것으로 가정하여 회사채 가격결정시 회사채 滿期까지의 期待인플레이션보다는 회사채 殘存期限까지의 期待인플레이션이 더 큰 영향을 미쳤을 것으로 추론하여  $t$ 기에서  $t+12$ 기 및  $t+24$ 기까지의 인플레이션을( $\pi_{12t}$ ,  $\pi_{24t}$ )을 구하여 회사채유통수익률과의 관계를 분석하였다.

피셔效果 分析은 전기간에 대해서 먼저 시행을 하였으나, 80년이전의 회사채시장은 규모도 영세하였을 뿐 아니라, 정부의 규제에 의해 회사채유통수익률이 市場金利로써의 기능을 제대로 수행할 수 없었던 점을 감안하여 전기간을 두개의 부분기간으로 구분하였다. 첫째 부분기간은 1975년 1월부터 1982년 6월까지로 102개의 관측치를 포함하며, 둘째 부분기간은 1982년 7월부터 1992년 12월까지이며 126개의 관측치를 포함한다. 1982년 6월말에 政府는 회사채 발행의 기준금리를 6%p 인하하는 등 금리의 대폭적 인하조치를 시행하였다.<sup>13)</sup> 이와 같은 정부의 金利引下措置의 영향으로 <그림 1, 2,3>에서 보는 바와 같이 82년 6월을 전후해서 회사채유통수익률이 構造的

12) 長期피셔效果가 존재하지 않는 한 원인으로 사후적 기대인플레이션인  $\pi_{kt}$ 가 사전적 期待인플레이션의 代用變數로서 부적절하다는 것을 들 수 있으나 일반적으로 사후적 기대인플레이션  $\pi_{kt}$ 은 사전적 期待인플레이션의 不偏(unbiased)한 代用變數로 간주된다. Summers(1983) 참조.

13) 1982년 6월 28일 정부는 대폭적인 금리인하조치를 시행하여 은행대출금리 및 1년 만기 정기예금금리의 경우 4%p, 회사채발행 기준금리의 경우 6%p 인하하였음.

變動(regime shift)을 보여주고 있어, 82년 7월을 부분기간의 구분시점으로 하였다.

共積分테스트에 앞서서 우리는 單位根 檢定을 먼저 하였으며, 금리와 각 인플레이션의 水準變數(level variable)의 행태는 〈그림 1,2,3〉에서 볼 수 있다. 單位根 檢정에는 ADF(Augmented Dickey Fuller) 檢정기법과 LR(Likelihood Ratio) 檢정기법이 사용되었다. 먼저 金利 및 인플레이션의 水準變數와 1次 差分변수에 대해서 ADF 檢정이 시행되었으며 결과는 〈표 2〉에 제시되고 있다. ADF 檢정에 있어서는 Schwert(1987)가 지적한 바와 같이 時差길이(lag length)의 결정이 매우 중요하므로, 우리는 여러 모델로부터 가장 적합한 모델을 찾아 나가는 방법(general to specific modeling)을 사용하였으며, 분석기간의 길이를 고려하여 전기간의 경우 時差길이를 7로 정하여 檢定을 실시하였으며 부분기간의 경우에는 시차길이를 3~6로 정하여 檢정하였으며, 모든 統計量은 상수항을 포함하여 추정한 식으로부터 산출되었다. 〈표 2〉에서 각 水準變數에 대한 單位根 檢定の 경우, 單位根이 존재한다는 歸無假說을 기각할 수 없으나 1次差分變數에 대해서는 귀무가설이 3가지 경우를 제외하고는 기각되므로, 우리는 회사채유통수익률과 인플레이션율들이 差分定常(difference stationary)변수임을 알 수 있다<sup>14)</sup> 만약 회사채유통수익률과 인플레이션율들이 自己回歸(AR)模型만으로 나타내 질 수 없으며, MA(moving average)항도 포함하고 있는 변수들인 경우에는 ADF 檢정기법은 신뢰성있는 單位根 檢정방식이 되지 못한다.<sup>15)</sup> 실제로, 본고의 자료를 사용하여 모형판별(model fitting)을 해 본 결과 대부분의 경우 AR모형보다는 ARIMA모형이 더 적합한 것으로 판명되었다. 따라서 Yap and Reinsel(1993)의 LR 檢정방식을 이용하여 변수들에 있어서 單位根을 檢정하였다. Yap and Reinsel(1993)의 LR 통계량은 MA항까지도 고려하여 구할 수 있으며, 單位根 檢정시의 임계치로는 다음장의 共積分分析에서

14) 전기간에서  $\pi_{36t}$ , 부분기간 I에서  $\pi_{36t}$  및  $\pi_{24t}$ 는 1차차분후에 ADF 檢정에 의하면 안정적이지 못하나 LR 檢정에 의하면 안정적인 변수로 나타난다. 기존의 일부 연구는 인플레이션이 1차차분후에 안정적이지 못하다는 결과를 제시하고 있지만, 일반적으로는 인플레이션은 1차 차분후 안정적인 변수라고 인식되고 있다. 본고에서는 인플레이션이 2차 차분후에 안정적이라도 분석 및 결과에 전혀 상관이 없다.

15) Schwert(1987) 참조.

사용하게 될 Reinsel and Ahn (1992)의 임계치를 사용하였다.<sup>16)</sup>

LR 檢定結果 수준변수에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없었으며, 이는 ADF 檢定結果와 똑같은 것이다.

### 3. 單純回歸模型 推定 및 結果

식(4)의 추정에 있어서 豫測區間(forecasting horizon)이 자료의 관측기간보다 길기 때문에 식(4)의 오차항은 時系列相關(serial correlation)을 갖게 되는 것은 이미 잘 알려진 사실이다. 오차항의 시계열상관을 제거하기 위해서 Hansen and Hodrick(1980)과 Newey and West(1987)의 方式을 사용하였다. <표 1-1>은 식(4)의 推定結果를 보여 준다.  $\beta_k$ 의 推定値는 모든 기간에 걸쳐(한 경우를 제외하고) 통계적 有意性을 보이고 있다. 특히 전기간(75:01~93:12)에서 1년기간 인플레이션의 경우  $\beta$ 값은 1.03으로 추정되며  $\beta=1$ 의 歸無假說이 기각되지 않음으로써 完全피셔效果를 보여 주고 있다. 첫째 부분기간(75:1~82:6)에서도 금리는 1년기간 인플레이션과 유의한 相關關係를 보여  $\beta$ 推定値는 0.88이며  $\beta=1$ 의 歸無假說이 기각되지 않는다. 두번째 부분기간(82:7~93:12)에서는 위의 경우와 다른 결과를 나타내고 있는데 1년기간 인플레이션의 경우  $\beta$ 추정치는 0.40으로 앞의 경우 보다 낮은 수준을 보이고 있으며  $\beta=1$ 의 귀무가설도 기각된다. 또한  $\beta$ 推定値가 2년 및 3년 기간 인플레이션의 경우 推定期間에 따라 매우 다르게 나타나는 반면에 1년기간 인플레이션의 경우 비교적 안정된 값을 보여 주고 있다.

### 4. 共積分(cointegration)과 誤差修正(error correction) 模型 推定 및 結果

金利와 인플레이션의 두변수벡터  $Y_t = [R_{kt}, \pi_{kt}]$ 는 다음과 같은 多變數 自己回歸 모형으로 나타낼 수 있다.

16) Yap and Reinsel (1993)은 ARMA 모델을 위한 LR 검정통계량이 AR 모델을 위한 검정통계량과 점근적으로 같음을 보여줌으로써, 單位根 검정을 위해 Reinsel and Ahn (1992)에 나와있는 임계치를 쓸 수 있다고 하였다.

$$\Phi(L)Y_t = (I_n - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i) Y_t = \theta + \varepsilon_t \quad (6)$$

식(6)에서  $n = 2$ ,  $L$ 은 時差운용자 이고  $\varepsilon_t$ 는  $n$ 차원 독립분포를 가진 변수로써,  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{cov}(\varepsilon_t) = \Omega \varepsilon$ 이다. 만약  $Y_t$ 가 1次 共積分되어 있으면서(cointegrated of order one) 共積分랭크(cointegration rank)가  $r$ 이라면(이하 CI(1,1)로 나타냄)  $\text{rank}\{\Phi(1)\} = r$ 이고,  $\det\{\Phi(L)\} = 0$ 을 만족시키는 단위근의 수는  $d=n-r$ 이다.<sup>17)</sup> Engle and Granger(1987)에 의하면  $Y_t$ 가 共積分될 경우에 식(6)은 다음과 같은 誤差修正模型으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta Y_t = \theta + A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Phi_j^* \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

식(7)에서  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ,  $A = \alpha \gamma'$ ,  $A$ 의 랭크는  $r$ 이다. 또한  $\alpha$ 는 0이 아닌  $n \times r$ 의 誤差修正項의 계수 매트릭스이며,  $\gamma'$ 은 정규화된(normalized)  $r \times n$ 의 행벡타로서,  $\gamma' Y_{t-1}$ 은 安定的(stationary)이 되며,  $\alpha \gamma'$ 은 데이터의 長期情報(long-run information)을 표출한다. 추가로,  $\Phi_j^* = - \sum_{i=j+1}^p \Phi_i$ 이고, AR 係數  $\Phi_i$ 는 위 식(6)에 주어진 것과 같다.

長期피셔效果 分析의 핵심은  $A$  매트릭스가 어떤 특성을 가지고 있는지를 분석하는데 있다. 회사채유통수익률과 인플레이션사이에 長期피셔效果가 존재하는 경우, 두변수는 共積分되어 있으며 共積分벡터는  $(1, -\beta)$ 일 것이다. 또한  $A$  매트릭스의 共積分랭크는  $(n-1)$ 임으로 두변수간의 共積分랭크는  $r=1$ 이 된다. 한편 검정결과 피셔效果가 존재한다면 우리는 共積分벡터인  $(1, -\beta)$ 를 理論的 共積分벡터인  $(1, -1)$ 과 비교함으로써 完全피셔效果의 존재 여부를 알아 볼 수 있다.

共積分 分析을 위해서 본고에서는 Ahn and Reinsel(1990)과 Reinsel and Ahn(1992)의 最尤推定法(Maximum Likelihood Estimation Method)을 사용하였다. 이 방법은 共積分 分析에서 지금까지 주로 쓰여 온 Johansen(1988)의 最尤推定法과 비슷하지만, Johansen(1988)法과는 다르게 위의 誤差修正모형 식(7)를 推定함에 있어서 時差係數 매트릭스( $\Phi_j^*$ )에

17) Ahn and Reinsel(1990) 참조.

縮略랭크(reduced rank) 제약을 가하면서 推定할 수 있다. Phillips(1991)는 共積分構造下에서의 최적유추(optimal inference)를 위해서는, FIML(Full Information Maximum Likelihood) 統計量이 점근적 최적 統計量을 낳는다는 것을 보여 주었으며, Ahn and Reinsel(1990)의 最尤推定法은 Phillips(1991)의 조건을 충족하고 있다.

VAR모형을 推定하는 과정에서 매우 중요한 절차는 AR 계수의 時差길이를 결정하는 것인데 AR 계수 매트릭스에 內在돼 있는 縮略랭크를 살펴보는 Reinsel and Ahn(1992)의 方式을 사용하여 결정하였다. 식(6)의 AR 時差길이(p)는  $Y_t$  와  $Y_{t-j}$  ( $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p+1}$ ,  $j=1, 2, \dots, p$  가 주어진 條件下에서)간의 部分正準 相關分析 (partial canonical correlation analysis, PCCA)을 통해서 구할 수 있다. 時差길이를 결정하는데 있어서 일반적으로 많이 사용되고 있는 AIC(Akaike Information Criteria) 방식도 적용하였다. 〈표 3-1, 2, 3〉은  $Y_t$ 의 시차길이를 결정하는 검정결과를 제시 하고 있다. 각표에서 전기간에는  $Y_t$ 의 自己回歸 時差길이를 PCCA의 검정통계량  $C(k, s)$ 는  $p=7$ 이 통계적으로 유의하다는 결과를 보여 주고 있다.<sup>18)</sup> 〈표 3-2, 3〉의 부분기간에서는 PCCA는  $p=2$  내지  $p=6$ 를 AIC는  $p=1$  내지  $p=2$ 가 제시되었으나 표본수를 참작하여 실제분석에서는  $p=3, 5$  및  $6$ 을 각각 사용하였다.

변수의 時差길이(p)가 결정되면, 금리와 인플레이션 벡터  $Y_t = [R_t, \pi_{kt}]'$ 의 共積分空間(cointegration space)의 랭크가  $r=1$ 인가를 檢定할 수 있다. 즉 誤差修正모델인 식(7)에서 A 매트릭스의 랭크가 縮略랭크 1인지를 檢定하는 것이다. 檢定을 위한 最尤(Likelihood Ratio)統計量은  $\Delta Y_t$ 와  $\Delta Y_{t-1}$  ( $\Delta Y_{t-j}$ ,  $j=1, 2, \dots, p-1$  가 주어진 條件下에서)간의 部分正準 相關分析을 통해서 구할 수 있다.

長期피서效果에 대한 검정 통계량은 〈표 4-1, 2, 3〉에 제시되고 있다. 전

18)  $C(k, s)$ 는  $-T \sum_{i=1}^s \log(1 - \hat{\lambda}_i(k))$ 이고,  $\hat{\lambda}_i(k)$ 는  $Y_t$ 와  $Y_{t-k}$  ( $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k+1}$ ,  $k=1, 2, \dots, 5$ 가 주어진 조건하에서)간의  $i$ 번째로 제일 작은 (ith smallest) 部分正準 相關係數(partial canonical correlation)이다.  $C(k, s)$ 는  $rank(\Phi_k) \leq n-s$ 를 檢定하는 統計量으로써, 귀무가설에서 자유도가  $s^2$ 이며  $\chi^2$  분포를 갖는 檢定 統計量이다.

이 統計量은 自己回歸(AR) 時差變數의 길이를 결정하는데 사용될뿐 아니라, VAR모형 係數매트릭스의 랭크를 결정하는데도 사용된다. 예컨대 〈표 3-1〉에서의  $C(k, s)$ 는  $rank(\Phi_5) = rank(\Phi_7) = 1$ ,  $rank(\Phi_4) = rank(\Phi_6) = rank(\Phi_8) = 0$ 을 나타낸다.

기간(75:01~93:12)의 경우인 〈표 4-1〉에서  $p=7$ 에 있는 LR 통계량을 보면, 5% 有意水準下에서 共積分關係가 없다는 歸無假說( $r=0$ )은 棄却되나 歸無假說( $r=1$ )은 기각할 수 없으며 共積分空間의 랭크가 1이 된다. 따라서 회사채유통수익률과 인플레이션간에 長期피셔효과가 존재함을 알 수 있다. 〈표 4-2〉의 첫번째 부분기간(75:01~82:6)에서도 같은 결과가 도출되는데 共積分關係가 없다는 歸無假說( $r=0$ )은 5% 有意水準下에서 棄却되나 歸無假說( $r=1$ )은 기각되지 않기 때문에 장기피셔효과가 있음을 알 수 있다. 반면에 〈표 4-3〉의 두번째 부분기간(92:7~93:12)에서는 장기피셔효과가 존재하지 않는 결과를 보여 주고 있다. 두번째 부분기간(92:7~93:12)에서 歸無假說( $r=0$ ) 및 歸無假說( $r=1$ )이 기각되지 않기 때문에 회사채수익률과 인플레이션간에 장기피셔효과가 없는 것으로 해석된다.<sup>19)</sup>

회사채유통수익률과 인플레이션간에 共積分關係가 존재하는 경우 우리는 誤差修正모델의 最尤 推定值(maximum likelihood estimates)를 구할 수 있다. 이 경우 추정절차는 식(7)을 다음의 식(8)처럼 풀어 쓴 후 식(8)의 계수들을 추정하는 것이다.

$$\begin{bmatrix} \Delta R_{kt} \\ \Delta \pi_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (r_k - \beta \pi_k)_{t-1} + \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{11i}^* \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{12j}^* \\ \sum_{i=1}^{p-1} \phi_{21i}^* \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{22j}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta R_{kt-1} \\ \Delta \pi_{kt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

식(8)에서  $\phi_{kij}^*(h, i = 1, 2; j = 1, 2, \dots, p-1)$ 는 식(7)의  $\Phi_j^*$ 의 요소들이다. 식 (8)의 추정결과는 〈표 5〉에 있으며  $\alpha_1$ 과  $\alpha_2$  그리고 共積分벡터( $1, -\beta$ )의 推定值가 나와 있다. 이들 推定值를 이용하여 우리는 誤差修正모델

19) 익명의 심사자는 會社債流通收益率 데이터의 문제점을 지적하였음. 본고 9쪽에서 언급된 바와 같이 70년대 중반에 회사채유통수익률이 政府規制를 받아 市場金利로 기능이 제한되었음에도 불구하고 이부분을 포함시킨 것은 분석기간을 두기간으로 나누어 금리와 인플레이션 관계의 변화 여부를 살피고 共積分 및 共現象 分析技法을 사용하기에 충분한 데이터 수를 확보하기 위하여서임. 한편 70년 중반 이후를 삭제하고 80년 1월부터 93년 12월까지를 분석기간으로 하여 장기 및 短期피셔효과를 분석하였으나 75년 1월부터 93년 12월까지인 본고의 전기간에서와 유사한 결과가 도출되었다.

의 적정성 및 完全피셔效果의 존재 여부를 檢定할 수 있다.<sup>20)</sup> Engle and Granger(1987)에 의하면 共積分關係 分析을 위하여 誤差修正모델을 사용하는 경우 추정계수,  $\alpha_1$ 과  $\alpha_2$ 중 적어도 하나는 統計적으로 有意하여야 한다. <표 5>에서  $\alpha_1$ 은 5% 유의수준에서 統計적으로 有意하기 때문에 誤差修正모델의 사용이 적절함을 알 수 있다. 따라서 우리는 共積分벡터(1,  $-\beta$ )의 추정치를 이용하여 계산한 LR 檢定 統計量으로 完全피셔效果의 존재 여부를 추가적으로 검정할 수 있다. <표 5>에서 보는 바와 같이 共積分벡터의 추정치는 회사채유통수익률과 1년기간 인플레이션율간에 제일 큰 것으로 나타났다으며, 특히 1년기간 인플레이션율의 경우 공적분벡터가 [1, -1]이라는 귀무가설을 기각할 수 없음으로 회사채수익률과 1년기간 인플레이션율간에는 완전피셔효과가 존재하며, 즉 長期에 두변수간에 1:1관계가 있다고 말할 수 있다.<sup>21)</sup> 한편 회사채유통수익률과 2년 및 3년기간 인플레이션율간에는 部分피셔效果가 있으며 共積分벡터계수가 각각 0.24 및 0.37로 기대인플레이션이金利에 미치는 영향은 크지 않음을 알 수 있다.

위의 實證檢定 결과는 함정호 최운규(1991)의 결과와는 차이를 보여주고 있다.<sup>22)</sup> 함정호·최운규(1991)가 추정한 共積分벡터는 0.5~0.6인 반면 여기에서는 0.24~0.76으로써 상당한 차이가 있음을 보여주고 있다. 두 實證分析間의 차이는 주로 다른 분석자료 및 변수 사용에 기인하는 것으로 볼 수 있으나, 사용된 計量經濟學의 方法論이 다른 데에도 한 원인이 있다고 볼 수 있다. 그들이 채택한 Engle and Granger(1987)의 共積分技法은 우리가 채택한 Ahn and Reinsel (1990)의 技法에 비해서 검정력(test power)이 낮은 것으로 알려져 있다.<sup>23)</sup>

위의 實證檢定 결과를 종합해 보면 3년만기 회사채유통수익률은 이론이

20) 식(7)에서 쓰인 모든 變數(誤差修正項,  $(1, -\beta)Y_{t-1}$  포함)들은 安定的이기 때문에 계수 추정치는 일치성(consistency)을 가지고 있으며 전통적인 t 분포를 사용하여 검정하는데는 아무런 문제가 없다.

21) 여기에서 最尤 檢定 統計量은 자유도 1의  $\chi^2$  분포를 따른다.

22) 함정호 최운규(1991)는 1970.I~1990.IV까지의 分期別 자료를 사용하였고 期待인플레이션율도 인플레이션 예측모형에서의 推定치를 사용하였다.

23) 여러가지 共積分技法의 검정력(test power)에 대한 分析으로는 Dejong, Nankervis, Savin, and Whiteman(1992)과 Kremers, Ericsson, and Dolado(1989)가 있으며, Gonzalo(1992)은 5가지 共積分技法의 유한샘플특성(finite sample properties)을 비교한다.

제시하는 것과는 다르게 1년기간 인플레이션율과 長期적 공동현상을 보이고 있다는 것이다. 즉 長期피셔效果가 1년기간 인플레이션율의 경우 가장 큰 것을 알 수 있다. 이는 회사채의 殘存期限이 滿期보다 훨씬 짧음으로써 회사채 가격결정시 1년기간의 期待인플레이션이 큰 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다. 3년만기 회사채유통수익률이 만기보다 짧은 인플레이션율에 더 큰 반응을 하는 또 다른 이유로는 우리나라에서 중장기 통화공급을 豫測하기가 어려운 점을 들 수 있다. Hutchison and Keeley(1988)에 의하면 인플레이션의 豫測性은 통화증가율에 크게 의존하므로 통화공급의 일관성 및 豫測性이 낮을수록 피셔효과를 작아지게 되는 반면 流動性 효과는 커지게 된다고 하였다. 따라서 통화공급의 豫測性이 낮을수록 장기인플레이션에 대한 예측성 또한 낮을 것이며, 경제적 의사결정에 고려되는 기대인플레이션의 예측구간(forecasting horizon)이 짧아지게 된다.

### III. 短期피셔效果 分析

#### 1. 短期피셔效果

지금까지 金利와 인플레이션간의 長期피셔效果에 대해서 살펴 보았다. 서론에서 언급했던 것처럼 피셔效果는 주로 長期的 現象임을 의미함에도 불구하고, 기존연구에서는 최근의 일련의 共積分技法을 응용한 연구를 제외하고 대부분의 경우 長 短期구분 없이 피셔효과를 분석하고 이를 短期피셔效果로 해석해오고 있다. 한편 共積分技法을 사용한 기존연구에서는 단기피셔효과 분석이 제외되고 있다.

Mishkin(1992)은 共積分技法과 單純回歸分析을 이용하여 장기 및 단기피셔효과를 각각 분석하였다. 지금까지 알려진 대표적인 短期피셔效果 分析으로는 Fama(1975)의 연구이며 金利와 인플레이션간에 피셔效果가 존재 한다고 주장하였다.

Fama(1975)는 식(5)에서 金利와 인플레이션간의 관계를 추정하였는데 水準變數를 사용 함으로써 虛構的 推定(spurious regression)의 문제를 초래하였고, 따라서 Mishkin(1992)은 식(5)를 아래와 같이 차분변수로 나타내어



短期피셔效果를 檢定하였다.

$$\Delta\pi_{kt} = \delta_t + \beta_k \Delta R_{kt} + \nu_{kt} \quad (9)$$

식(9)에서  $\beta_k$ 가 陽數이면서 統計的으로 有意한 경우는 期待인플레이션의 變化가 즉시 金利에 반영되어 金리의 變化를 초래하는 것을 의미한다. 즉 短期에 있어서 두變數가 共動(covement)한다는 것을 의미한다.

〈표 1-2〉에 나와 있는 식(9)의 推定結果를 보면  $\beta_k$ 의 추정치는 모든 기간에 걸쳐 통계적으로 有意性을 갖지 못하고 있다. 추정값도 매우 적으며 가장 큰 값이 0.07로 두번째 부분기간(82:7~92:12)에서 1년기간 인플레이션의 경우이다. 식(9)의 추정결과를 우리나라에서는 期待인플레이션의 變化는 金利에 즉각적으로 반영되지 않고 있으며 短期피셔效果는 없는 것을 의미한다.

## 2. 共現象(cofeature) 分析과 時系相關(serial correlation) 共現象 檢定

식(9)을 이용한 短期피셔效果의 분석의 문제는 첫째로 金利와 인플레이션간에 共積分關係가 있음에도 불구하고 이를 추정에 있어서 고려하지 않음으로써 두변수간의 長期피셔效果를 사전에 제거하는 제약을 가하게 되는 점이며, 이는 단기피셔효과 분석에 있어서 情報의 效率의 사용을 제한하는 것이다. 둘째로 변수간의 共積分關係를 고려하지 않는 경우에는 일부 통계치의 分散(variance)이 증가하여 檢定力(test power)이 낮아지게 되는 점이다. 여기에서는 최근 開發된 共現象(cofeature) 分析技法을 이용하여 變數간의 共積分關係를 고려하면서 短期피셔效果를 分析하였다.

共現象 分析은 共積分 分析과 유사하면서도 共積分 分析에 대하여 보완적으로 사용될 수 있다. 즉 共積分 分析이 변수간의 長期共動現象을 분석하는데 쓰이며 共現象 分析은 변수간의 短期共動現象을 분석하는데 사용된다. 어떤 변수들에 있어서 長期行態는 共同趨勢(common trend)에 의해 결정되며 단기行態는 共同循環(common cycle)에 의해 결정되는데, 共現象 分析은 변수들에서 共同循環을 분리해내어 변수들간에 短期行態를 살펴보는 것이

다. Vahid and Engle(1992)에 의하면 어떤 변수의 장 단기행태는 특별한 이유가 없는 한 상호 어떠한 제약도 가하지 않기 때문에 변수간에 共積分이 되어 있는지 여부에 상관없이 共現象 分析을 할 수 있다.

Engle and Kozicki(1993)은 個別 變數가 時系相關性, 趨勢性(trend), 季節性(seasonality)등을 가지고 있을 때, 이와 같은 特性들은 多變數 데이터 集合에서도(multivariate data set) 공통적으로 나타날 수 있음을 보였다. 安定的인 多變數 集合이  $\Delta Y_t$ 인 경우 그 집합내에 있는 변수들간에 線型結合(linear combination)을 하였을 때 개별변수들이 공통으로 가지고 있던 어떤 特性이 사라진다면, 우리는  $\Delta Y_t$ 의 變數들간에 共現象(혹은 common feature)이 존재한다고 말한다. 시계상관성을 가진  $n$ 개 변수로 구성된 變數 集合( $\Delta Y_t$ )에서 서로 獨立인  $s(<n)$ 개의 線型結合이 존재하는 경우 線型結合  $s$ 를 線型獨立의 共現象 벡터(또는 시계상관 공현상 벡터)라 부른다. 그리고  $\Delta Y_t$ 내에는  $(n-s)$ 개의 共同循環이 존재하며 이들 共同循環이  $\Delta Y_t$ 내 變數들간의 短期 움직임을 결정한다.

회사채유통수익률과 인플레이션의 1차 차분변수가 安定的이면서 시계상관성을 가지고 있다면, 變數集合,  $\Delta Y_t = [\Delta R_{kt}, \Delta \pi_{kt}]$ 내의 變數間에는 時系相關 共現象이 존재 할 수 있으며 이런 경우에 共現象벡터는 1개일 것이고 共同循環도 1개일 것이다. 共同循環은 금리와 인플레이션간의 短期共動現象을 좌우하게 된다. 즉 共現象 分析을 통해서 共同循環을 발견할 수 있다면, 인플레이션 변화는 즉시 金利 변화에 반영된다는 短期피셔 效果가 존재하게 되는 것이다.

Vahid and Engle(1992)은 時系相關 共現象를 檢定하기 위해서  $\Delta Y_t$ 와 적절한 情報集合간의 正準相關(canonical correlation)을 分析하는 방법을 제시하였다. 金利와 인플레이션이 共積分 되어 있는 경우, 적절한 情報集合으로써 금리와 인플레이션의 時差變數 및 誤差修正項( $1, -\beta$ )이 사용된다(식(8)에서 오른쪽에 있는 모든 변수들). 金利와 인플레이션이 不安定的인 變數이면서도 共積分 關係가 없는 경우에는 식(8)의 오른쪽 變數중 誤差修正項,  $(1, -\beta)$ 를 제외한 모든 변수가 情報集合이 된다.  $\Delta Y_t$ 와 情報集合間에 直交(orthogonal)인 어떤 線型結合을 찾을 수 있다면  $\Delta Y_t$ 내의 변수간에는 共現象이 존재하며 短期에 共動함을 알 수 있다. 값이 제로인 제곱正準

相關(squared canonical correlation)의 갯수가  $s$ 가되며 短期피셔效果가 존재하는 경우  $s=1$  이어야 한다.

Engle and Issler(1993)에 따라 供給正準相關의 값이 제로인가를 檢正하기 위해서는 일반적으로 쓰이는 最尤檢定統計量(LR) 대신에 Rao(1973)가 제시한  $F$ -검정을 사용하였다. 회사채유통수익률과 각 인플레이션간의 共現象 분석결과는 〈표 6〉에 제시되어 있다. 전기간(75:01~93:12) 및 첫째 부분기간(75:1~82:6)의 경우, 두변수간에 共積分관계가 있으므로 共積分벡터를 정보집합에 포함하여 분석하였으며, 두번째 부분기간(82:7~93:12)에서는 共積分관계를 발견할 수 없었으므로 정보집합에 共積分벡터를 포함시키지 않았다. 전기간의 경우  $F$  검정통계량의  $p$ -값은 먼저 共現象空間( $s$ )가 1보다 크다는 歸無假說(供給正準相關의 값이 두개 모두 0 이다)을 기각하고 있다. 또한  $s>0$ 의 歸無假說도 기각되는데, 이는 共現象 벡터가 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 이는 금리와 인플레이션간에는 共現象이 존재하지 않으며 短期피셔效果가 없음을 의미한다.

첫째 부분기간에서는 전기간의 경우와 같은 결과를 보여 주고 있지만, 두번째 부분기간에서는 短期피셔效果가 있음을 보여주고 있다. 회사채유통수익률과 1년기간 인플레이션간에는 단기피셔효과가 나타난다. 한편 회사채유통수익률과 3년 및 2년짜리 인플레이션간에는 단기피셔효과가 존재하지 않는다. 1년기간 인플레이션의 경우 制限情報最尤推定法(Limited Information Maximum Likelihood)을 사용하여 共現象 벡터를 계산해 본 결과  $[1, -0.1121]$ 임을 알 수 있다. 共現象 벡터계수가 0.1121로 기대인플레이션이 변화할 때 변화폭의 11% 정도가金利에 반영됨을 알 수 있다.

이상에서 우리나라에서金利 및 인플레이션간에는 短期피셔效果가 거의 나타나지 않고 있음을 알 수 있다. 즉 기존의 생각과는 다르게 期待인플레이션의 변화는金利에 즉각적으로 반영되고 있지 않다. 다만 80년대 자료에서 단기피셔효과가 나타나나 반영정도가 적은 것을 알 수 있으며 기대인플레이션이 10%p 상승하는 경우金利가 1.1%p 동반 상승하게 된다.

#### IV. 要約 및 結論

既存 研究의 대부분은 長 短期 구별없이 피셔효과를 분석함으로써 장기피

서효과가 있으나 단기피셔효과는 없는 경우에도 기대인플레이션의 증가는 금리에 즉각적으로 반영될 것을 시사하고 있다. 특히 대부분의 연구에서 장기피셔효과가 나타나고 있기 때문에 일반적으로 금리와 기대인플레이션간에는 강한 상관관계가 있는 것으로 생각되어 왔다. 본고에서는 우리나라 금리와 인플레이션간의 피셔효과를 장기와 단기로 구분하여 분석하였다. 長期피셔效果 分析을 위해서는 共積分(cointegration) 분석技法을 이용하였고 短期피셔效果 分析을 위해서는 최근에 開發된 共現象(cofeature) 分析技法을 사용하였다.

全期間(75년 1월~92년 12월)의 경우, 3년만기 會社債流通收益率과 3년, 2년 및 1년간 인플레이션율간에 長期피셔效果가 존재하였다. 3년만기 會社債流通收益率은 3년, 2년 및 1년 기간 인플레이션과는 각각 24.0%, 36.8%, 76.7%의 상관관계를 보이고 있다. 특히 3년만기 會社債流通收益率은 이론에서 보여주는 것과는 다르게(3년만기 금리는 3년간 인플레이션과 대응관계를 가짐) 1년만기 인플레이션율과 가장 밀접한 관계가 있음을 보여주고 있다. 이는 그 동안 會社債의 表面金利 수준이 매우 높아서 회사채의 殘存期限(duration)이 滿期보다 훨씬 짧고, 회사채 價格決定시 滿期까지의 期待인플레이션율보다는 會社債殘存期限까지의 期待인플레이션이 고려되기 때문이라고 설명할 수 있다. 또 다른 이유로는 우리나라에서 중장기 통화공급을 豫測하기가 어려운 점을 들 수 있다. 통화공급의 豫測性이 낮을수록 장기인플레이션에 대한 예측이 어렵기 때문에 경제주체들의 의사결정에 고려되는 기대인플레이션의 豫測區間(forecasting horizon)이 짧아지며 이런 경우에 경제주체들은 단기적 충격에도 민감하게 반응하여 기대인플레이션심리가 발생한다. 한편 전기간에서는 기대인플레이션을 변화가 금리에 즉시로 반영된다는 短期피셔效果는 발견되지 않았다.

部分期間 I(75년 1월~82년 6월)의 장단기 피셔효과에 대한 검정결과는 전기간의 결과와 매우 유사하며, 推定係數의 규모는 전기간에서의 추정계수보다 작게 나타난다. 部分期間 II(82년 6월~93년 12월)에서는 장기피셔효과가 나타나지 않는 반면에 會社債流通收益率과 1년간 인플레이션간에는 短期피셔效果가 나타난다. 共現象係數의 크기가 0.1121로 기대인플레이션의 변화폭의 11% 정도가 금리에 반영됨을 알 수 있다.

결론적으로 우리나라에서는 75년부터 93년까지의 기간동안에 피셔效果가

長期에 걸쳐서 나타나고 短期에서는 거의 나타나지 않고 있으며, 최근에 와서 단기피셔효과가 미약하게 나타나는 것을 알 수 있다. 부분기간 I의 경우에는 기간이 상대적으로 짧음에도 불구하고 共積分現象이 나타나는데 이는 동기간중 제2차 오일쇼크 등 경제외적 충격이 동시에 거시변수들에 가해져 高物價와 高金利가 지속되었기 때문에 두변수간에 상관성이 커졌다고 할 수 있다. 한편 部分期間 II의 경우에는 인플레이션을 및 金利가 80년대 중반까지는 안정적인 경제성장에 힘입어 상대적으로 안정적 시기였으나 88년후반부터는 서로 상이한 움직임을 보임으로써 동기간중에 長期피셔效果가 존재하지 않는것으로 나타난다고 볼 수 있겠다. 88년후반부터 금리는 금리자유화 추진과정에서 변동폭이 확대된 반면 부동산가격의 급등이 인플레이션변동의 주요인으로 작용함으로써 두변수간의 움직임이 상이하였다.

한편 전기간 또는 부분기간 I에서는 전혀 나타나지 않고 있는 短期피셔效果가 부분기간 II에서 미약하게나마 나타나는 사실에 주목할 필요가 있다. 이는 부분기간 II에서 회사채유통수익률의 市場價格機能이 제고되어 기대인플레이션 발생이 단기간에 金利에 다소 반영되고 있음을 시사한다. 따라서 향후 공현상 분석기법을 이용하기에 금리데이터가 충분한 시점에서 90년대만을 대상으로 단기피셔효과에 대한 분석이 필요하겠다.

이상의 분석을 종합해 볼 때 첫째, 피셔효과는 기존의 생각과는 달리 長期的 現象이지 短期的 現象은 아닌 것을 알 수 있다. 따라서 단기적으로는 피셔효과가 크지 않기 때문에 금리안정을 위해서 신축적인 통화정책이 바람직하다고 할 수 있다. 둘째, 80년대 들어와서 장기피셔효과는 나타나지 않지만 단기피셔효과가 미약하게나마 나타나는데 이는 지속적인 통화확대를 통한 금리안정화 시도는 오히려 금리상승요인으로 작용할 수도 있음을 시사하고 있다. 셋째, 우리나라의 경우 경제적 의사결정에 고려되고 있는 인플레이션의 豫測區間이 비교적 좁다는 것이다. 이에 대한 요인으로서는 通貨供給의 낮은 豫測性을 들 수 있다. 通貨當局은 中長期 通貨供給計劃을 수립 시행하여 通貨供給의 예측성을 제고함으로써 經濟主體들이 주요 經濟的 意思決定(임금, 가격, 금리 및 투자 결정 등)에서 사용하고 있는 기대인플레이션의 豫測區間을 長期化하도록 유도하여야 하겠다.

〈表 1-1〉金利·인플레이션간 單純回歸模型 推定結果 (수준변수)

방정식	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	SEE	검정통계량( $H_0: \beta=1$ )
〈전기기간 ; 75 : 01 ~ 92 : 12〉					
$\pi_{36t}$	- 4.51* (-1.35)	1.69** (8.05)	0.26	14.94	10.97 (0.00)
$\pi_{24t}$	- 10.59** (-4.41)	1.54** (10.18)	0.40	9.54	12.74 (0.00)
$\pi_{12t}$	- 9.88** (-8.56)	1.03** (14.36)	0.59	4.23	0.15 (0.69)
〈부분기간 I ; 75 : 01 ~ 82 : 06〉					
$\pi_{36t}$	- 54.16** (5.06)	- 0.66* (-1.49)	0.02	17.51	14.25 (0.06)
$\pi_{24t}$	- 13.61** (2.09)	- 0.59** (2.08)	0.02	12.30	2.04 (0.15)
$\pi_{12t}$	- 5.87** (-2.09)	0.88** (6.82)	0.27	5.64	0.81 (0.37)
〈부분기간 II ; 82 : 7 ~ 92 : 12〉					
$\pi_{36t}$	10.72** (2.16)	0.35 (1.02)	0.00	0.25	3.52 (0.06)
$\pi_{24t}$	4.68** (2.37)	0.38** (2.88)	0.02	4.50	23.21 (0.00)
$\pi_{12t}$	-0.95 (-0.65)	0.40** (4.14)	0.08	2.44	39.98 (10.00)

주 : 1)  $\pi_{kt} = \alpha + \beta R_{kt} + \varepsilon_{kt}$   $k = 1, 2, 3$ .  
2)  $R_{36t}$  = 3년 만기 회사채 유통수익률,  $\pi_{36t}$  = 3년기간 사후 인플레이션율  
 $\pi_{24t}$  = 2년기간 사후 인플레이션율,  $\pi_{12t}$  = 1년기간 사후 인플레이션율  
3) ( )는 t-값, 검정통계량의 ( )는 한계유의성  
4) \*는 10%, \*\*는 5%에서 통계적 유의

〈表 1-2〉金利·인플레이션간 單純回歸模型 推定結果 (1차 차분변수)

방정식	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	SEE	검정통계량( $H_0: \beta=1$ )
〈전기기간 ; 75 : 01 ~ 92 : 12〉					
$\pi_{36t}$	- 0.12* (-1.46)	- 0.02 (-0.20)	0.00	1.17	77.99 (0.00)
$\pi_{24t}$	- 0.10 (-1.28)	0.01 (0.13)	0.00	1.11	84.21 (0.00)
$\pi_{12t}$	- 0.07 (-1.01)	0.06 (0.57)	0.00	0.98	77.99 (0.00)
〈부분기간 I ; 75 : 1 ~ 82 : 6〉					
$\pi_{36t}$	- 0.39** (-2.37)	- 0.05 (-0.38)	-0.01	1.56	61.28 (0.00)
$\pi_{24t}$	- 0.28** (-1.74)	- 0.00 (0.00)	-0.01	1.53	63.85 (0.00)
$\pi_{12t}$	- 0.20* (-1.36)	0.05 (0.41)	-0.01	1.34	50.90 (0.00)
〈부분기간 II ; 82 : 7 ~ 92 : 12〉					
$\pi_{36t}$	0.11** (1.88)	0.02 (0.17)	-0.01	0.60	75.23 (0.00)
$\pi_{24t}$	0.04 (0.78)	0.01 (0.11)	-0.01	0.60	70.61 (0.00)
$\pi_{12t}$	0.02 (0.41)	0.07 (0.68)	-0.01	0.60	89.36 (0.00)

주 : 1)  $\Delta \pi_{kt} = \alpha + \beta \Delta R_{kt} + \varepsilon_{kt}$   $k = 1, 2, 3$ .  
2)  $R_{36t}$  = 3년 만기 회사채 유통수익률,  $\pi_{36t}$  = 3년기간 사후 인플레이션율  
 $\pi_{24t}$  = 2년기간 사후 인플레이션율,  $\pi_{12t}$  = 1년기간 사후 인플레이션율  
3) ( )는 t-값, 검정통계량의 ( )는 한계유의성  
4) \*는 10%, \*\*는 5%에서 통계적 유의

〈表 2〉單位根(unit root) 檢定 統計量

변수	기 간	ADF 통계량		LR 통계량
		수준변수	1차 차분변수	

〈전기간〉				
$R_{36t}$	75:01 ~ 90:12	-1.194	-5.925**	1.753
$\pi_{36t}$	"	-1.428	-2.385	1.217
$R_{36t}$	75:01 ~ 91:12	-1.248	-6.103**	2.137
$\pi_{24t}$	"	-1.330	-3.116**	1.863
$R_{36t}$	75:01 ~ 92:12	-1.262	-6.201**	1.845
$\pi_{12t}$	"	-1.364	-4.807**	0.772
〈부분기간 I〉				
$R_{36t}$	75:01 ~ 82:06	-1.207	-2.758*	1.722
$\pi_{36t}$	"	-0.364	-2.066	0.323
$R_{36t}$	"	-1.207	-2.758*	1.723
$\pi_{24t}$	"	-0.357	-2.357	1.102
$R_{36t}$	"	-1.207	-2.758*	1.723
$\pi_{12t}$	"	-0.426	-2.922*	0.803
〈부분기간 II〉				
$R_{36t}$	82:07 ~ 90:12	-0.755	-4.721**	0.8045
$\pi_{36t}$	"	-1.569	-4.540**	3.792
$R_{36t}$	82:07 ~ 91:12	-0.578	-5.110**	1.479
$\pi_{24t}$	"	-1.485	-4.910**	0.438
$R_{36t}$	82:07 ~ 92:12	-1.558	-5.145**	2.119
$\pi_{12t}$	"	-1.603	-4.230**	5.198

주 : 1)  $R_{36t}$  : t기의 3년만기 회사채유통수익률,  $\pi_{12t}$  : t기의 1년기간 사후 인플레이션을  
 $\pi_{24t}$  : t기의 2년기간 사후 인플레이션을,  $\pi_{36t}$  : t기의 3년기간 사후 인플레이션을

2) ADF 검정 통계량은 다음식의 회귀분석을 통해서 구할 수 있다.

$$\Delta X_t = \theta + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

위식을 이용한 歸無假說은  $X_t$ 가 單位根을 가지고 있다는 것이며,  $\alpha$ 에 대한 t-통계량이 Fuller(1976)에 나와있는 임계치와 비교하여 통계적으로 유의하다면 귀무가설을 기각한다.

ADF임계치 : 5% ; -2.88 10% ; -2.57 / LR임계치 : 5% ; 8.16 10% ; 6.59

3) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

〈表 3-1〉 自己回歸(AR) 時差길이 檢定統計量 (전기간)

시차길이 (P)	eigenvalues		LR 통계량 C(k,s)		AIC
			s=2	s=1	
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{36t} \ ; \ 75:01 \ \sim \ 90:12 \rangle$					
4	0.0138	0.0008	2.76	0.14	137.58
5	0.0384	0.0062	8.50*	1.17	139.40
6	0.0223	0.0000	4.20	0.01	144.12
7	0.0957	0.0013	18.85**	0.24	138.08
8	0.0175	0.0038	3.95	0.70	141.32
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{24t} \ ; \ 75:01 \ \sim \ 91:12 \rangle$					
4	0.0277	0.0001	5.64	0.02	71.51
5	0.0978	0.0419	29.01**	8.53*	65.36
6	0.0376	0.0047	8.52*	0.94	71.92
7	0.0450	0.0000	9.08*	0.00	65.91
8	0.0081	0.0039	2.37	0.77	68.49
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{12t} \ ; \ 75:01 \ \sim \ 92:12 \rangle$					
4	0.0166	0.0014	3.86	0.30	42.66
5	0.0298	0.0166	9.93**	3.54*	40.77
6	0.0598	0.0018	13.34**	0.38	44.83
7	0.0411	0.0003	8.82*	0.06	41.85
8	0.0157	0.0000	3.28	0.00	41.85

주 : 1)  $\chi^2$ 분포의 임계치 : s=2 일때, 5% ; 9.49, 10% ; 7.78 / s=1 일때, 5% ; 3.84, 10% ; 2.71  
 2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

〈表 3-2〉 自己回歸(AR) 時差길이 檢定 統計量 (부분기간 I)

시차길이 (P)	eigenvalues		LR 통계량 C(k,s)		AIC
			s=2	s=1	
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{36t} \ ; \ 75:1 \sim 82:6 \rangle$					
1	0.9943	0.9157	679.49**	220.18**	271.80
2	0.1584	0.0071	15.81**	0.63	278.12
3	0.0972	0.0181	10.48**	1.59	281.49
4	0.0242	0.0013	2.22	0.11	288.34
5	0.0706	0.0216	8.08*	1.85	290.78
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{24t} \ ; \ 75:1 \ 82:6 \rangle$					
1	0.9882	0.9138	612.86**	218.10**	233.11
2	0.1864	0.0086	18.91**	0.76	239.34
3	0.1436	0.0143	14.71**	1.25	241.10
4	0.0253	0.0000	2.21	0.00	245.71
5	0.2199	0.0450	25.03**	3.92**	244.43
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{12t} \ ; \ 75:1 \ 82:6 \rangle$					
1	0.1830	0.0351	20.93**	3.15*	191.39
2	0.0576	0.0190	6.83	1.67	196.63
3	0.0256	0.0030	2.49	0.26	203.00
4	0.0745	0.0060	7.10	0.51	203.00
5	0.1048	0.0364	10.87**	3.11*	209.25

주 : 1)  $\chi^2$  임계치 : s=2 일때, 5% ; 9.49, 10% ; 7.78 / s=1 일때, 5% ; 3.84, 10% ; 2.71  
 2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의



〈表 3-3〉自己回歸(AR) 時差길이 檢定 統計量 (부분기간Ⅱ)

시차길이 (P)	eigenvalues	LR 통계량 C(k,s)		AIC
		s=2	s=1	
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{36t} ; 82:07 \sim 90:12 \rangle$				
1	0.9918 0.8973	714.76**	229.90**	-92.98
2	0.0963 0.0004	10.17**	0.04	-88.86
3	0.0224 0.0046	2.70	0.46	-85.04
4	0.0395 0.0000	3.95	0.00	-79.13
5	0.0629 0.0027	6.56	0.26	-75.83
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{24t} ; 82:07 \sim 91:12 \rangle$				
1	0.9845 0.9500	809.05**	338.47**	-169.98
2	0.0770 0.0149	10.66**	1.69	-167.25
3	0.0652 0.0042	7.95*	0.47	-162.70
4	0.0146 0.0030	1.96	0.34	-156.27
5	0.0521 0.0053	6.42	0.58	-154.14
$\langle R_{36t} \ \& \ \pi_{12t} ; 82:07 \sim 92:12 \rangle$				
1	0.9556 0.9247	712.51**	323.21**	-295.90
2	0.0685 0.0187	11.14**	2.34	-298.85
3	0.0068 0.0001	0.85	0.01	-292.15
4	0.0293 0.0194	6.02	2.39	-288.01
5	0.0745 0.0070	10.23**	0.85	-288.91

주 : 1)  $\chi^2$ 분포의 임계치 : s=2 일때, 5% ; 9.49, 10% ; 7.78 / s=1 일때, 5% ; 3.84, 10% ; 2.71  
 2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

〈表 4-1〉 共積分(cointegration) 檢定을 위한 LR 統計量 (전기간)

시차길이 (P)	eigenvalues	LR 통계량		AIC
		r=0	r=1	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{36t} ; 75:01 \sim 90:12 \rangle$				
4	0.1274 0.0178	29.00**	3.38	
5	0.1435 0.0229	33.30**	4.34	
6	0.1345 0.0253	31.65**	4.77	
7	0.1414 0.0182	31.59**	3.39	
8	0.1378 0.0160	30.25**	2.96	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{24t} ; 75:01 \sim 91:12 \rangle$				
4	0.1266 0.0149	30.08**	3.01	
5	0.1633 0.0267	40.86**	5.38	
6	0.1604 0.0262	39.88**	5.25	
7	0.1580 0.0251	38.89**	5.01	
8	0.1600 0.0241	38.96**	4.77	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{12t} ; 75:01 \sim 92:12 \rangle$				
4	0.1123 0.0243	30.49**	5.22	
5	0.1140 0.0267	31.26**	5.71	
6	0.1230 0.0307	34.10**	6.55	
7	0.1075 0.0281	29.74**	5.96	
8	0.1392 0.0280	37.08**	5.91	

주 : 1) LR 임계치 : r=0 일때, 5% ; 17.97, 10% ; 15.80 / r=1 일때, 5% ; 8.16, 10% ; 6.59  
 2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

〈表 4-2〉 共積分(cointegration) 檢定을 위한 LR 統計量 (부분기간 I)

시차길이 (P)	eigenvalues		LR 통계량		AIC
			r=0	r=1	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{36t} ; 75:1 \sim 82:6 \rangle$					
1	0.2805	0.0804	36.76**	7.46*	
2	0.1395	0.0569	18.37**	5.514	
3	0.1678	0.0467	20.14**	4.16	
4	0.1547	0.0528	19.12**	4.66	
5	0.2024	0.0899	27.23**	8.01*	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{24t} ; 75:1 \sim 82:6 \rangle$					
1	0.2288	0.0639	29.01**	5.88	
2	0.1067	0.0475	14.21	4.28	
3	0.1703	0.0483	20.55**	4.31	
4	0.1629	0.0354	18.39**	3.10	
5	0.2410	0.0871	31.19**	7.75*	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{12t} ; 75:1 \sim 82:6 \rangle$					
2	0.1057	0.0178	11.41	1.58	
3	0.1068	0.0247	12.00	2.18	
4	0.1398	0.0335	15.89*	2.93	
5	0.1448	0.0442	17.14*	3.85	
6	0.1561	0.0756	20.86**	6.61*	

주 : 1) LR 임계치 : r=0 일때, 5% ; 17.97, 10% ; 15.80 / r=1 일때, 5% ; 8.16, 10% ; 6.59  
2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

〈表 4-3〉 共積分(cointegration) 檢定을 위한 LR 統計量 (부분기간 II)

시차길이 (P)	eigenvalues		LR 통계량 C(k,s)		AIC
			r=0	r=1	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{36t} ; 82:07 \sim 90:12 \rangle$					
1	0.0886	0.0121	10.60	1.23	
2	0.0859	0.0150	10.50	1.51	
3	0.1007	0.0221	12.71	2.21	
4	0.0908	0.0238	11.69	2.36	
5	0.0873	0.0392	12.74	3.88	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{24t} ; 82:07 \sim 91:12 \rangle$					
1	0.1042	0.0244	15.22	2.79	
2	0.0659	0.0181	9.69	2.06	
3	0.0646	0.0230	10.00	2.59	
4	0.0410	0.0236	7.23	2.62	
5	0.0374	0.0277	7.21	3.06	
$\langle R_{36t} \text{ \& } \pi_{12t} ; 82:07 \sim 92:12 \rangle$					
1	0.0638	0.0443	13.91	5.67	
2	0.0520	0.0352	11.07	4.45	
3	0.0536	0.0399	11.77	5.01	
4	0.0681	0.0303	12.36	3.76	
5	0.0766	0.0331	13.72	4.07	

주 : 1) LR 임계치 : r=0 일때, 5% ; 17.97, 10% 15.80 / r=1 일때, 5% ; 8.16, 10% ; 6.59  
2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

〈表 5〉 誤差修正(error correction)模型 係數推定値 및 LR 統計量

변수	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$[1, -\beta]$	LR 통계량
〈전기기간 ; 75:01 ~ 92:12〉				
$R_{36t} \& \pi_{36t}$	- 0.1009 (-5.085)	- 0.0187 (-0.791)	$[1, -0.2395]$	17.41**
$R_{36t} \& \pi_{24t}$	- 0.1162 (-5.591)	- 0.0256 (-1.011)	$[1, -0.3684]$	18.75**
$R_{36t} \& \pi_{12t}$	- 0.1013 (-4.791)	- 0.0085 (0.337)	$[1, -0.7667]$	1.53
〈부분기간 I ; 75:01 ~ 82:06〉				
$R_{26t} \& \pi_{36t}$	- 0.1195 (-2.356)	- 0.1776 (-3.290)	$[1, -0.0149]$	8.97**
$R_{36t} \& \pi_{24t}$	- 0.1403 (-3.168)	- 0.1354 (-2.948)	$[1, -0.1440]$	11.40**
$R_{36t} \& \pi_{12t}$	- 0.1634 (-3.507)	- 0.0443 (0.889)	$[1, -0.4663]$	1.96

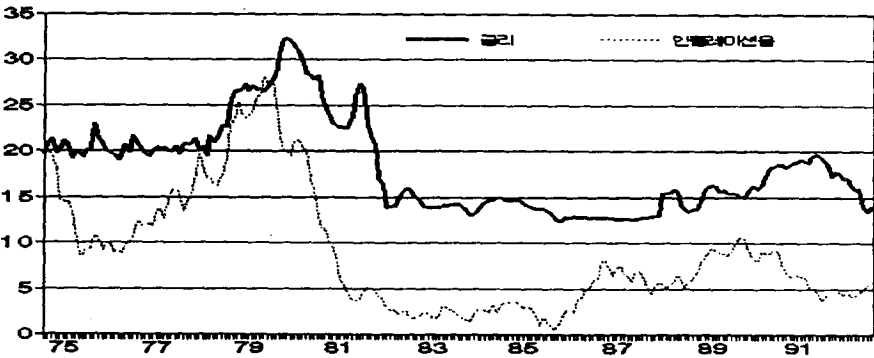
주 : 1) ( )안의 숫자는 t-통계량

2) \*는 10%에서, \*\*는 5%에서 통계적으로 유의

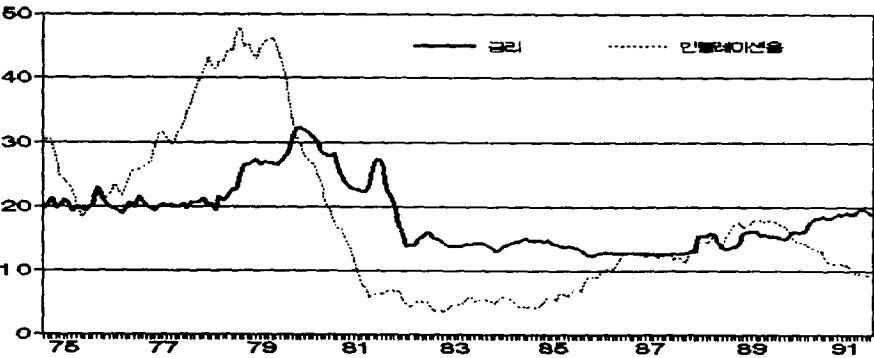
〈表 6〉 時計相關 共現象(cofeature)空間에서의 F-檢定 및 共現象 벡터

변수	canonical correlation		Pr > F		공현상 벡터계수
			s > 1	s > 0	
〈전기기간 ; 75:01 ~ 92:12〉					
R <sub>36t</sub> & π <sub>36t</sub>	0.4213	0.2437	0.0001	0.0001	—
R <sub>36t</sub> & π <sub>24t</sub>	0.4116	0.2417	0.0001	0.0001	—
R <sub>36t</sub> & π <sub>12t</sub>	0.2423	0.1658	0.0001	0.0003	—
〈부분기간 I ; 75:01 ~ 82:06〉					
R <sub>36t</sub> & π <sub>36t</sub>	0.4588	0.1812	0.0001	0.0489	—
R <sub>36t</sub> & π <sub>24t</sub>	0.5303	0.2008	0.0001	0.0256	—
R <sub>36t</sub> & π <sub>12t</sub>	0.3040	0.2251	0.0016	0.0360	—
〈부분기간 II ; 82:07 ~ 92:12〉					
R <sub>36t</sub> & π <sub>36t</sub>	0.1000	0.0117	0.1981	0.7747	—
R <sub>36t</sub> & π <sub>24t</sub>	0.1290	0.0761	0.0032	0.0380	—
R <sub>36t</sub> & π <sub>12t</sub>	0.1632	0.0652	0.0308	0.3584	— 0.1121

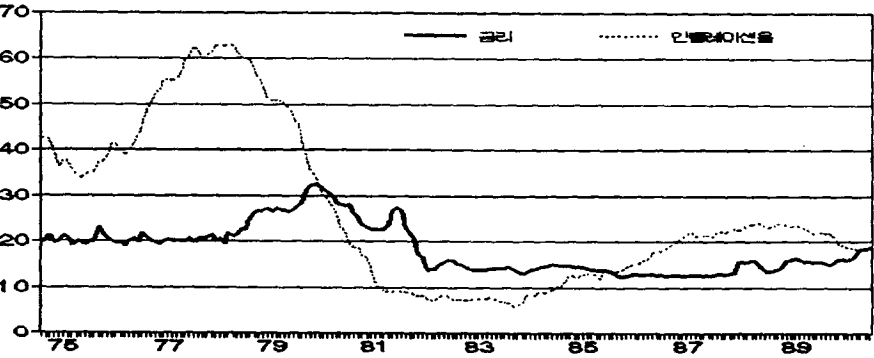
〈그림 1〉 금리와 인플레이션율(1년)



〈그림 2〉 금리와 인플레이션율(2년)



〈그림 3〉 금리와 인플레이션율(3년)



## 參 考 文 獻

1. 김동원 함정호, "금리상승현상의 원인과 금리결정의 과제", 금융연구회 월례토론회 논문 92-1, 1992.3.
2. 김성민, "통화정책 지표로서의 통화총량과 시장금리", 『조사통계월보』, 한국은행, 1989.2.
3. 김웅진, "금리변동의 행태와 요인분석", 『조사통계월보』, 한국은행, 1993.4.
4. 김주훈 이명훈, "우리나라 금리의 변동패턴과 통화 및 실물변수와의 관계분석", 『금융경제연구』 54, 한국은행, 1993.3.
5. 남주하, "통화증가에 따른 유동성 소득 피서효과의 추정", 한국금융학회 정기 학술대회 1992.
6. 남상우 이덕훈, "통화의 파급효과와 통화정책 개선방향", 『KDI 분기별 경제전망』, 한국개발연구원, 1989.7
7. 서병한, "통화정책의 중간목표변수 선택: 통화, 이자율 및 신용을 중심으로", 『금융경제연구』 52, 한국은행 금융경제연구소, 1993.2.
8. 서승환, 거시계량경제모형, 통계청, 1992.
9. 최공필, "기대인플레이션과 실질이자율", 『금융연구』 6(1), 한국금융연구원, 1992.4.
10. 최용일, "한국의 시장금리와 인플레이션 예측에 관한 연구", 『금융연구』 5(3), 한국금융연구원, 1991.12.
11. 하성근, "우리나라의 통화공급구조와 시장금리의 변화", 『투자금융』, 전국투자금융협회, 1992.9.
12. 함정호 최윤규, "우리나라의 금리결정요인 분석", 『조사통계월보』, 한국은행, 1991.3.
13. Ahn, S ung K. and G. C. Reinsel, "Estimation for Partially Nonstationary Multivariate Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, 1990.
14. Atkins, F. J., "Co-integration, Error Correction and the Fisher Effect," *Applied Economics* 21, 1989.
15. Bonham, C. S., "Correct Cointegration Tests of the Long-Run Re-

- lationship Between Nominal Interest and Inflation," *Applied Economics*, 23, 1991.
16. Dejong, D. N., J. C. Nankervis, N. E. Savin, C. H. Whiteman, "Integration versus Stationarity in Time Series," *Econometrica* 60(2), 1992.
17. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, 1987.
18. Engle, R. F. and Victor Issler, "Common Trends and Common Cycles in Latin America," *Working Paper*, University of California, San Diego, 1993.
19. Engle, R. F. and Sharon Kozicki, "Testing for Common Features," (with discussion), *Journal of Business and Economic Statistics* 11, 1993.
20. Fama, E. F., "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review* 65, 1975.
21. Fisher, I., "The Theory of Interest," Macmillanm, New York, N. Y, 1930.
22. Friedman, M. and Schqartz, A. J., "Monetary Trends in the United States and the United Kindom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975," University of Chicago Press, Chicago, 1982.
23. Fuller, W. A., Introduction to Statistical Time Series, New York, Wiley, 1976.
24. Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long Run Equilibrium Relationships," *Working Paper*, University of California, San Diego, 1992.
25. Hutchison, M. M. and M. C. Keeley, "Estimating the Fisher Effect and the Stochastic Money Growth Process," *Economic Inquiry*, 1988.
26. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Jour-*

- nal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988.
27. Lee, Jeung-Lak, Carolyn Clark, and Sung K. Ahn, "Long and Short Run Fisher Effects: New Tests and New Results," *Working Paper*, Washington State University, Pullman, WA, 1993.
  28. Mishkin, F. S., "What does the Term Structure Tell us about Future Inflation ?", *Journal of Monetary Economics* 25, 1990.
  29. Mishkin, F. S., "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates," *Journal of Monetary Economics* 30, 1992.
  30. Owen, P. Dorian, "Cointegration Analysis of the Fisher Hypothesis: the Role of the Real Rate and the Fisher Identity," *Applied Financial Economics* 3, 1993.
  31. Phillips, P. C. B., "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica* 59(2), 1991.
  32. Rao, C. R., "Linear Statistical Inference," New York, Wiley, 1973.
  33. Reinsel, Gregory C. and Sung K. Ahn, "Likelihood Ratio Test for Unit Roots and Forecasting Properties in the Nonstationary Vector AR Model," *Journal of Time Series Analysis* 13, 1992.
  34. Summers, L. H., "The Non-adjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect," in James Tobin ed. A symposium in honor of Arthur Okun (Brookings Institution, Washington, D.C.), 1983.
  35. Vahid, Farshid and R. F. Engle, "Common Trends and Common Cycles," *Working Paper*, University of California, San Diego, 1992.
  36. Wallace, Myles S. and John T. Warner, "The Fisher Effect and The Term Structure of Interest Rates: Tests of Cointegration," *Review of Economics and Statistics* 75, 1993.
  37. Yap, Sook Fwe and Gregory C Reinsel, "Estimation and Testing for Unit Roots in a Partially Nonstationary Vector Autoregressive Moving Average Model," forthcoming in *Journal of the American Statistical Association*, 1993.