

칼만필터를 利用한 期待인플레이의 導出*

崔 公 弼*

< 目 次 >

- I. 序 言
- II. 模 型
- III. 推 定
- IV. 推定結果 및 解釋
- V. 結 論

I. 序 言

本稿에서는 칼만필터를 이용하여 韓國의 金融市場, 구체적으로 채권시장 참여자들의 事前的 期待인플레이를 導出한다. 이를 위해 기대인플레이의 역할이 명시된 벡터자기회귀표현(VAR, vector autoregression)을 설정한 후 칼만필터의 적용이 용이하게 狀態空間模型(state space model)으로 변환한다. 또한 도출된 기대인플레이를 바탕으로 우리나라의 사전실질이자율을 검토하며 피셔효과(Fisher effect)의 성립여부와 국면전환 등의 관계도 살펴본다.

期待인플레이와 實質利子率에 관한 既存의 研究들은 피셔효과와 效率的 市場의 假定에 토대를 두고 期待인플레이와 事前的 實質利子率의 動的構造에 관한 경직적 제약을 이용한 관계로 연구의 시사점에 많은 의문을 제기해 하였다. 그러나 이들 연구에서 무시되었던, 事前的으로 형성하는 기대인플레이(π_t^e)의 변화가 실질이자율에 영향을 미치는 경로를 회복시키고, 실질이자율과 기대인플레이의 보다 일반화된 動的構造를 이용함으로써 실제 관찰가능한 인플레이와 명

*『경제학연구』의 논평자, 이한구 박사, Hamilton, Quandt교수의 지적과, 지현석 박선
오연구원의 도움, 그리고 所內 Macro Workshop참석자 및 91년도 한국금융학회 참
석자들의 질문에 감사드립니다.

** 大宇經濟研究所

목이자율로부터 시장참여자들의 사전적 기대인플레이를 유추해 낼 수 있다. 이는 실질이자율, 기대인플레이, 실제인플레이의 動的展開를 비교적 간단한 自己回歸表現으로 설명할 수 있는 가능성을 시사하는 것이며, 주어진 정보를 최대한 활용하는 시장참여자로 구성된 시장의 효율성을 前提로 할 때 이들 표현으로부터 기대인플레이를 도출할 수 있음을 뜻한다.

本 研究의 특징으로는 많은 경우 무시되는, 실제인플레이와 시장참여자들이 事前的으로 형성하는 미래의 기대인플레이와의 구분이 유지되는 점이다. 이는 여러 경제적 결정에서 事後的으로 관찰되는 인플레이보다는 事前的인 기대인플레이가 중요한 역할을 하기 때문이다. 또한 이러한 구분은 자본시장이 포함된 균형경기모형에서 相對價格의 役割을 하는 事前實質利率(Barro, 1980)과 事前的 期待인플레이가 밀접한 관련을 가지기 때문에 더욱 중요하다. 특히 資產價格評價가 주축이 되는 금융시장의 포트폴리오 구성에는 기대인플레이가 事前的 實質收益率의 계산에 필수적이다. 종래의 연구들은 위와 같은 중요성을 가지는 기대인플레이를 주로 데이터의 지지를 받지 못하는 강한 제약을 이용하여 도출하였는데, 本稿에서는 이러한 事前的 制約을 최대한 완화하고 가능한 한 데이터의 역할을 강조한 시계열모형을 이용하여 기대인플레이를 도출한 점이 이들 연구와 다르다. 즉, Burmeister and Wall(1982)에 의해 최초로 시도되고 최근에 들어 여러 분야에서 활용되고 있는 상태공간모형과 칼만필터를 이용하여 기대인플레이를 계산한다.

既存의 이자율에 관한 연구결과 중 제약적 특징의 例로 Frankel(1982)은 이자율조정과정에 특정한 제약을 가하여 실질이자율이 長期에는 固定項에 수렴토록 하였으며, Mishkin(1981)은 고정위험프리미엄(constant risk premium)을, Dwyer(1981)는 실질이자율(r_t)을 백색오차과정(white noise)이 추가된 固定項으로 정형화하였다. 또한 Fama and Gibbons(1982)는 실질이자율은 確率步行(random walk)을 따르며, 금융자산의 기대수익률 변화가 자본지출과 보다 밀접한 관련이 있다고 假定하였다. 그밖에 기대인플레이와 관련된 제약적 특징의 예로, 事前的 實質利率의 固定性에 관한 Fama(1975)의 假說을 기각한 Nelson and Schwert(1977)는 인플레이 예측에 있어 外插的(extrapolative) 방법을 사용하였으며, 보다 신축적인 時間變動回歸方法을 사용한 Garbade and Wachtel(1978) 등도 時差構造에 강한 제약을 유지하고 있다. 본 연구에서는 이들 연구들의 공통적인 특징인 기대인플레이의 사전실질

이자율에 대한 피드백(feedback)效果 不在의 制約을 벡터자기회귀모형을 이용하여 完化함으로써, 관찰불가능한 事前的 實質利子率을 직접 계산할 수 없는 데서 야기되었던 既存 研究들의 공통된 문제점에 대한 하나의 답을 얻어낸다.

本 研究의 結果는 다음과 같은 既存의 研究들에 대해 직접적인 示唆點을 가질 수 있다. 예를 들어 Geske and Roll(1983)의 연구대상인 기대인플레이, 실제인플레이, 주식수익률간의 逆의 관계는 본 연구의 결과로 얻어지는 기대인플레이와 실질이자율의 분리를 통해 보다 명확히 규명될 수 있다. 이는 本稿에서 시도된 필터링을 통해 명목이자율의 변동 중 실질이자율이 차지하는 비중을 파악할 수 있기 때문이다. 또한 실질이자율의 변동이 매우 작다고 보고한 Fama(1975), Nelson and Schwert(1977), Mishkin(1981), Fama and Gibbons(1982), Huizinga and Mishkin(1986) 등의 연구결과도 再照明할 수 있으며, 나아가서는 既存 IS-LM모형에 대한 반박의 근거로 제시한 실질이자율변화의 景氣變動에 대한 낮은 공헌도(low variability)(Stiglitz 1991)를 재검토할 수 있는 기본자료로도 활용할 수 있다. 이는 本 研究를 통해 事前的 期待인플레이에 기초한 事前的 實質利子率을 도출할 수 있기 때문이다. 그밖에 實際 適用에 있어 固定的 實質利子率의 假定에서 출발한 기대인플레이에 대한 代用變數로서의 국공채수익률이나 채권수익률의 타당성도 검토할 수 있다. 따라서 本稿의 事前的 期待인플레이와 實質利子率 계산은 투자나 금융정책의 방향 제시를 위해서 뿐만 아니라 이자율과 인플레이 그리고 期待의 상호작용을 검토하는 데 유용할 것으로 판단된다.

本稿의 目的을 요약하면 첫째, 事前的인 期待인플레이를 계산하여 금융시장 참여자들의 인플레이예측에 관한 정확도를 검토하고, 둘째, 명목이자율로부터 자산가격평거나 금융정책, 투자계획의 효율성을 評價, 提高하는 데 필수적인 事前的 實質利子率을 도출하며, 셋째, 이자율의 결정방식에서 期待인플레이의 역할을 조명하여 이자율과 인플레이, 기대인플레이의 상호관계에 관한 既存의 여러 연구결과를 검토하는 것이다. 특별히 국면전환이 이들 變數들간의 상호관계에 미치는 영향도 살펴본다.

이후의 전개는 다음과 같다. II절에서는 추정에 사용된 모형을 간단히 소개하고, III절에서는 그 推定方法에 대해 설명하며, 推定結果와 推定上的 문제점, 그리고 해석은 IV절에 따로 수록된다. 특별히 피셔효과가 인플레이 가속기

간 중에 성립하지 않는 현상을 변형된 피서효과와 국면전환을 사용하여 설명한다. IV절에서는 또한 간단히 도출할 수 있는 시사점에 대해서도 언급한다. 마지막으로 V절에서는 간단한 요약 및 결론과 함께 향후의 연구방향을 제시한다.

II. 模 型

월별 데이터를 이용할 경우 분기별 데이터를 이용할 때보다 기대인플레이와 실질이자율, 명목이자율간의 보다 흥미있는 동적 조정과정을 포착할 수 있고, 우리나라의 경우 특별히 심각한 標本數 부족의 문제를 동시에 해결할 수 있으며, 또한 예측 등의 실제적인 적용면에서도 그 유용성이 더욱 부각된다. 이를 위해 아래의 定義에 기초한 실질이자율과 기대인플레이 그리고 예측오차로 구성된 自己回歸表現(Hamilton, 1985)을 생각해보자. 즉,

π_t = t 시점과 $t+1$ 시점 사이의 실제인플레이

π_{t-1}^e = t 시점에서 얻을 수 있는 정보에 기초한 시장참여자들이 형성하는
 t 시점과 $t+1$ 시점 사이의 기대인플레이

e_t = 예측오차 ($\pi_t - \pi_{t-1}^e$)

i_t = t 시점에서 구입하고 $t+1$ 시점에서 매각하는 단일기간용 채권
(1- period bond)의 명목수익률

r_t = 사전적 실질이자율 ($i_t - \pi_{t-1}^e$)

$$r_t = k_1 + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \dots + \phi_p r_{t-p} + \psi_0 \pi_{t-1}^e + \psi_1 \pi_{t-1}^e + \dots + \psi_p \pi_{t-p}^e + \xi_1 \pi_{t-1} + \dots + \xi_p \pi_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\pi_{t-1}^e = k_2 + \alpha_1 r_{t-1} + \dots + \alpha_p r_{t-p} + \beta_1 \pi_{t-1}^e + \dots + \beta_p \pi_{t-p}^e + r_1 \pi_{t-1} + \dots + r_p \pi_{t-p} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

母集團回歸式으로 해석가능한 위 모형의 直交條件은 定義에 따라

$$E(\varepsilon_{it}) = E(\varepsilon_{it} \pi_{t-j}) = E(\varepsilon_{it} r_{t-j}) = E(\varepsilon_{it} \pi_{t-j+1}^e) = 0, \\ i=1, 2 \quad j=1, \dots, p \quad (3)$$

模型的 誤差項벡터는 다음과 같고,

$$\varepsilon_{1 \ t-j} = r_{t-j} - k_1 - \phi_1 r_{t-j-1} - \dots - \xi_p \pi_{t-j-p}$$

$$\varepsilon_{2 \ t-j} = \pi_{t-j}^e - k_2 - \alpha_1 r_{t-j-1} - \dots - r_p \pi_{t-j-p}$$

推定の 關鍵인 인플레이 豫測誤差項은 $e_{t-j} = \pi_{t-j} - \pi_{t-1-j}^e$ 이므로, 金融市場의

效率性이 반영된 直交條件에 의해

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{i\ t-j})=E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{k\ t-j+1})=E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{t-j})=0, \quad i, \quad k=1, 2 \quad j \geq 1 \quad (4)$$

여기서 p 가 충분히 크다고 假定하고 사전실질이자율과 인플레이기대에 관한 위의 모형이 안정적이라면 오차항과 상태벡터와의 直交條件 (3)은 $j=p+1$, $p+2$ 에 대해서도 성립한다. 식 (4)에서 ε_{1t} , ε_{2t} 는 시장참여자가 예측시 사용하나 계량경제학자가 관찰하지 못하는 他變數의 과거치와도 연관이 없음에 유의해야 한다. 즉 식 (2)는 경제주체가 인플레이예측시 사용하는 식이 아니라 기대인플레이의 예측에 사용되는 실제결정변수의 部分集合에 대한 統計的 投影을 나타내고 있다. 따라서 관찰할 수 없는 期待인플레이의 도출은 표준신호-노이즈의 추출문제로 해석할 수 있다. 이 점은 특별히 강조되어야 하는데 이는 本稿의 制約들이 실제의 기대인플레이나 실질이자율의 결정과정을 설명하기 위한 것이 아니기 때문이다. 따라서 本 研究에서 유지되는 유일한 구조적 조건은 직교조건으로 표현되는 효율적인 금융시장의 假定인데, 시장참여자들의 時點 t 에서의 정보집합이 명목이자율 i_{t-j} 와 과거의 기대인플레이 π_{t-1-j}^e , $j=0, 1, 2$, 실제인플레이 π_{t-j} , $j=1, 2, \dots (r_t, r_{t-1}$ 를 포함)임을 감안할 때 식 (3), (4)와 더불어 다음의 直交條件이 성립함을 알 수 있다.

$$E(e_t \pi_{t-j-1}) = E(e_t r_{t-j}) = E(e_t \pi_{t-j}^e) = E(e_t \varepsilon_{i\ t-j}) = 0, \quad j=0, 1, \dots, p. \quad (3)'$$

따라서 식 (4)의 誤差項 動的構造는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, e_t)'(\varepsilon_{1s}, \varepsilon_{2s}, e_s) = \begin{cases} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_e^2 \end{cases} \quad t=s$$

$$=0 \quad t \neq s$$

다음에는 직접 관찰불가능한 기대인플레이와 실질이자율이 내포된 위의 모형을 아래와 같은 간단한 置換을 통해 실제로 관찰할 수 있는 명목이자율과 인플레이로 표시된 모형으로 轉換한다. 즉 $r_t = i_t - \pi_{t-1}^e$, $\pi_{t-1}^e = \pi_{t-1}^e - e_t$ 을 이용, 아래식을 얻을 수 있다.

$$i_t = k_1 + \phi(L) i_t + (1 + \psi_0) \pi_t + (\psi + \xi - \phi)(L) \pi_t + u_{1t} \quad (5)$$

$$\pi_t = k_2 + \alpha(L) i_t + (\beta + \gamma - \alpha)(L) \pi_t + u_{2t} \quad (6)$$

여기서 표본에 기초한 殘差項은 다음과 같다.

$$u_{1t} = -(1 + \psi_0) e_t + (\phi - \psi)(L) e_t + \varepsilon_{1t}$$

$$u_{2t} = e_t + (\alpha - \beta)(L) e_t + \varepsilon_{2t}.$$

단 L 은 시차연산자(Lag Operator)이고 L 이 내포된 식은 時差多項式이다. 식 (6)을 식 (5)에 대입하면 識別을 위한 제약이 內包된 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$i_t = k_1 + (1 + \psi_0) k_2 + \{(\phi + \{1 + \psi_0\} \alpha)\} (L) i_t + \{(\psi + \xi - \phi + (1 + \psi_0) (\beta + r - \alpha))\} (L) \pi_t + u_{1t} + (1 + \psi_0) u_{2t} \quad (7)$$

또한 위와 동일하게

$$\pi_t = k_2 + \alpha (L) i_t + (\beta + r - \alpha) (L) \pi_t + u_{2t} \quad (8)$$

여기서 보다 간단한 다음의 표현 $u^* = (u_1^*, u_2^*)$ 을 사용하고, 共分散生成函數 $G(z)$ 를 다음과 같이 쓰면,

$$G(z) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} G_j z_j$$

$$G_j = E(u^* u^{*'}) = \begin{bmatrix} g_{11}(j) & g_{12}(j) \\ g_{21}(j) & g_{22}(j) \end{bmatrix}$$

식 (4)의 조건으로부터

$$G(z) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 + (1 + \psi_0)^2 \sigma_2^2 & (1 + \psi_0) \sigma_2^2 \\ (1 + \psi_0) \sigma_2^2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^p \sigma_e^2 H_j z^j + \sum_{j=1}^p \sigma_e^2 H_j z^{-j} \quad (9)$$

$$H_j = \sum_{k=0}^p \begin{bmatrix} a_{j+k} a_k & a_{j+k} b_k \\ b_{j+k} a_k & b_{j+k} b_k \end{bmatrix}$$

$$a_k = (\phi_k - \psi_k) + (1 + \psi_0) (\alpha_k - \beta_k) \quad k=1, 2, \dots, P$$

$$= 0 \quad \text{그 밖의 경우}$$

$$b_k = 1 \quad k=0$$

$$= \alpha_k - \beta_k \quad k=1, 2, \dots, P$$

$$= 0 \quad \text{그 밖의 경우}$$

성공적인 推定의 관건은 위의 $G(z)$ 에 의해 생성되는 標本共積分으로부터 構造母數(structural parameter)를 되찾는 일이다. 또한 本稿의 통계적 검증은 $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, e_t)$ 가 삼변량정규분포(trivariate normal distribution)한다는 假定下에서 이루어진다. 위의 표현에서 알 수 있듯이 실질이자율과 기대인플레이에 충분한 動的調整이 가능하도록 허용했으며 이는 Fama and Gibbons

〈表 1〉 推定에 使用된 變數

(75년 1월~90년 12월)

變數名	作成機關	單 位	其 他
會社債受益率 消費者物價上昇率	證券去來所 ¹⁾ 統計廳	% 1985=100	單純平均

(1982)에서 設定된 AR(1)과정을 따르는 事前實質利率에 대응하는 ARMA(1, 1)과정의 事後實質利率을 일반화한 것임도 알 수 있다. 위의 모형에서 유지되는 基本假定을 요약하면 첫째, 사전적 실질이자율, 기대인플레이, 사후인플레이를 설명할 수 있는 自己回歸表現(AR Representation)이 있다는 것과 둘째, 시장참여자들은 기대인플레이를 형성하는데, 명목이자율과 사후적 인플레이만을 이용하여 사전적 기대인플레이를 도출하려는 계량경제학자보다 많은, 가용한 모든 정보를 활용한다는 합리적 기대의 假定이다.

III. 推 定

推定節次는 Hamilton(1985)과 같이 효율적인 금융시장을 前提로 하며 계량경제학자가 시장참여자들이 인플레이 기대를 형성하는 데 필요한 모든 정보를 관찰할 필요가 없고, 위험프리미엄의 성질에 대한 事前知識도 필요없으며, 직접 관찰불가능한 실질이자율의 동적구조나 거시경제에 대한 構造的 知識도 크게 요구하지 않는다. 그러나 본 모형의 간략함을 위한 위와 같은 假定 上の 절약은 비선형성을 내포하는 追後的 研究에서 반드시 再考되어야 할 요소이다.

本稿에서 사용된 인플레이 데이터는 시장참여자들이 가장 보편적으로 사용하는 年率(전년동월비)로 표시된 소비자물가상승률을 사용하였으며 명목이자율로는 회사채수익률을 사용하였다. 회사채수익률의 경우 86년 이후에는 채권종류와 殘存期間(time to maturity)의 구분이 가능하나 그 以前の 데이터는 구분이 불가능하므로 자료의 연속성을 위해 잔존기간별 구분이 불가능한 단순평

1) 72년 1월~79년 12월 : 회사채수익률(일별수익률의 월평균으로 거래된 모든 회사채의 단순평균수익률). 80년 1월~85년 12월 : 보증사채수익률, 보통거래수익률, 단, 84년부터 잔존기간 6개월 미만 제외. 86년 1월~88년12월 : 거래된 모든회사채의 단순평균수익률. 89년 1월~현재 : 3년 은행보증 회사채수익률.

균수익률을 사용하였다. 피서효과에 의하면 채권의 명목수익률은 실질이자율과 채권의 만기까지 기대되는 인플레이의 합인데 우리나라에서는 1년만기채권이 표본기간 동안 일관성있게 구할 수 없으므로 거래의 대부분을 이루며 기대인플레이의 반영도가 다소 높은 3년만기회사채수익률을 대용변수로 사용한다. 이렇듯 실제 可用한 데이터는 期間構造(termstructure)가 구분되지 않는 회사채 수익률의 단순평균이므로 기간구조가 확립된 경우와는 달리 이자율과 인플레이와의 관계를 근사화하는 데 그친다.

構造母數에 관한 識別(identification)의 문제는 비슷한 맥락에서 이미 검토되었으며(Choi, 1988), 본 모형에서는 $p \geq 2$ 이고 모수들간의 특별한 관계가 있는 경우를 제외하고, 모수벡터 $b = (\alpha, \beta, r, \phi, \psi, \xi, k, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_e)$ 는 명목이자율과 인플레이의 시계열이 제공하는 標本積率로부터 식별가능하다. 모수벡터 b 를 추정하는 데는 여러 방법이 있는데 本稿에서 사용한 방법은 식 (7)과(8)을 이용하여 표본잔차행벡터를 구하고 (9)식을 사용하여 아래의 표본잔차항에 대한 이론적 공분산행렬을 계산하는 것이다.

$$u^*(b_j) = [\{u_{t_0}^*(b_j)\}', \dots, \{u_T(b_j)\}']'$$

그리고 $(\varepsilon_{1t}, \alpha_{2t}, e_t)$ 에 대한 三變量正規分布에 기초하여, b_j 에 대한 最尤度函數는 반복적으로 계산한다. 이 과정에서 잔차항의 공분산행렬 $E(u^* u^{*'})$ $\{2(T-t_0+1) \times 2(T-t_0+1)\}$ 이 Toeplitz행렬이므로 그 특성을 이용, 계산상의 절약을 꾀할 수 있다. 이 방법의 이점은 공분산행렬의 양정치성(positive definiteness)을 자동적으로 검토할 수 있으며 정확한 우도함수의 형성이 가능한 점이다. 이밖에 Burmeister, Wall and Hamilton(1986)이 사용한 다른 방법은 식 (9) $G(z; b_j)$ 의 可逆的 移動平均因子分解(invertible moving average factorization)를 數值的으로 계산하여 예측오차의 분해를 통해 최우도함수를 계산하는 것이다.

本稿에서는 Hamilton(1985)에 의해 최초로 시도된 방법을 약간의 수정을 거쳐 적용한다. 本稿에서 시도된 방법의 핵심은 Fama and Gibbons(1982), 그리고 Burmeister and Wall(1982) 등이 지적한 바 있는 경제모형과 공학분야에서 널리 쓰이는 상태공간모형 간에 존재하는 유사점에 근거를 두고 있다. 이제 本稿의 모형이 상태공간모형의 특별한 경우임을 주목하자. Y_t 는 관찰 가능한 산출과정(outputs), Z_t 는 q -벡터의 투입과정(inputs)이며 관찰불가능한 X_t 에 다음과 같이 연관되었다. 즉

$$X_t = (\pi_t^e, \pi_{t-1}^e, \dots, \pi_{t-p}^e)'$$

$$Z_t = (i_t, i_{t-1}, \dots, i_{t-p+1}, \pi_t, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-p+1}, 1)'$$

$$Y_t = (i_t, \pi_t)$$

$$W_{t+1} = (\varepsilon_{2t+1}, 0, \dots, 0)'$$

$V_{t+1} = (\varepsilon_{1t}, e_t)'$ 라고 정의하면, 우리는 다음의 상태공간모형을 도출한다.

$$X_{t+1} = FX_t + GZ_t + W_{t+1}$$

$$Y_t = HX_t + DZ_t + V_{t+1}$$

$$E(W_t X'_{t-j}) = 0 \quad E(W_t Z'_{t-j}) = 0 \quad E(W_t Y'_{t-j}) = 0$$

$$E(V_t X'_{t+1-j}) = 0 \quad E(V_t Z'_{t-j}) = 0 \quad E(V_t Y'_{t-j-1}) = 0$$

또한 (W_t, V_t) 는 상호관련이 없는 백색오차(white noise)의 벡터과정이다. 단, 이들의 分散은 다음과 같다.

$$E(W_t W'_t) = Q, \quad E(V_t V'_t) = R.$$

여기서 F, G, H, D, Q , 와 R 는 각각 다음의 次數를 가진 행렬이다 :

$$\{(p+1)(p+1)\}, \{(p+1) \times (2p+1)\}, \{2 \times (p+1)\}, \{2 \times (2p+1)\}, \\ \{(p+1) \times (p+1)\}, (2 \times 2).$$

$$F = \begin{bmatrix} (\beta_1 - \alpha_1) & (\beta_2 - \alpha_2) & \cdots & (\beta_p - \alpha_p) & \cdots & 0 \\ 1 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

$$G = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \cdots & \alpha_p & r_1 & r_2 & \cdots & r_p & k_2 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$H = \begin{bmatrix} (1 + \psi_0) & (\psi_{1-01}) & \cdots & (\psi_{2-02}) & \cdots & \psi_{p-0p} \\ 1 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} 0_1 & 0_2 & \cdots & 0_p & \xi_1 & \xi_2 & \cdots & \xi_p \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & \cdots & k_1 \end{bmatrix}$$

$$Q = \begin{bmatrix} \sigma_2^2 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix}$$

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

여기서 推定의 핵심인 칼만필터는 F, G, H, D, Q, R 과 $(Y_s, Z_s), s=1, 2, \dots, t$ 에 대한 표본을 사용하여 X_t^* 에 대한 추정치를 생성하는 다음의 알고리즘이다. 따라서 시장참여자들은 $t+1$ 기의 事前인플레이를 $t+1$ 기의 명목이자율과 인플레이를 이용하여 다음의 공식으로 계산한다 :

$$\begin{aligned} B_{t+1} &= H(FP_t F' + Q)H' + R \\ V_{t+1}^* &= Y_{t+1} - H(FX_t + GZ_t) - DZ_t \\ K_{t+1} &= (FP_t F' + Q)H'(B_{t+1})^{-1} \\ X_t^* &= FX_t^* + GZ_t + K_{t+1}V_{t+1}^* \\ P_{t+1} &= (I - K_{t+1}H)(FP_t F' + Q) \end{aligned} \quad (10)$$

위를 간단히 표현하면,

$$\begin{aligned} K_{t+1} &= (FP_t F' + Q)H'\{H(FP_t F' + Q)H' + R\}^{-1} \\ X_{t+1} &= FX_t + GZ_t + K_{t+1}\{Y_{t+1} - H(FX_t + GZ_t) - DZ_t\} \\ P_{t+1} &= (I - K_{t+1}H)(FP_t F' + Q) \end{aligned} \quad (11)$$

이다.

X_0 (초기상태벡터)와 P_0 (초기상태벡터의 공분산행렬)에 대한 초기값들은 위의 순환과정을 시작하기 위해 주어져야 하는데, 이러한 循環過程에서 생성된 $\{X_t\}$ 는 조건부 일반화최소자승에 기초한 선형투영(conditional generalized-least-squares linear projection)의 기준으로 볼 때 계량경제학자가 계산해낼 수 있는 最適의 推定値이다(Catlin 1989). 여기에 정규분포의 假定이 追加될 경우 칼만필터는 數學的 期待와 일치한다(Anderson과 Moore 1979). 즉,

$$X_{t+1}^* = E(X_{t+1} \mid Y_1, \dots, Y_{t+1}, Z_1, \dots, Z_{t+1}, X_0, P_0)$$

위와 같이 推定의 問題를 칼만필터의 적용이 용이한 狀態空間模型으로 변형시키고(Choi, 1991) 예측오차를 분해하는 필터의 간단한 순환절차를 통해 최우도함수의 계산이 가능하다. 위의 상태공간모형은 관찰가능한 벡터인 名目利

子率과 실제인플레의 변화를 관찰가능한 변수인 명목이자율, 인플레의 현재와 과거치, 그리고 관찰불가능한 기대인플레로 설명하며, 칼만필터는 과거의 標本에 기초하여 상태벡터 X_t 에 대한 최적추정치를 산출한다.

구체적인 推定節次는,

- ① 우선 구조적 모수벡터에 대한 초기치를 선정한다.

$$b_0 = (\alpha_0, \beta_0, \gamma_0, \phi_0, \psi_0, \xi_0, k_0, \sigma_1^0, \sigma_2^0, \sigma_e^0)$$

- ② 다음에 F, G, H, D, Q 와 R 의 값을 계산하고 構造母數의 함수인 모형 오차를 생성한다.

- ③ 칼만필터에서 이들의 값을 사용하여 다음의 손실함수를 구성한다. 즉

$$J(b_j) = \sum_{t=t_0}^{T-1} [u_{t+1}'(\Sigma_{t+1}^*)^{-1}u_{t+1} + \log |\Sigma_{t+1}^*|]$$

또는 집중화된 우도함수식을 아래와 같이 표기한다.

$$L(y; b) = c - 0.5(2T \log \sigma_e^2 + \log \det \Sigma) - u' \Sigma^{-1} u / 2 \sigma_e^2$$

여기서 $u(2T \times 1) = (u_{1,1+p}^*, u_{2,1+p}^*, u_{1,2+p}^*, u_{2,2+p}^*, \dots, u_{1,t+p}^*, u_{2,t+p}^*)$ 는 잔차행벡터이고 $\Sigma(2T \times 2T)$ 는 uu' 의 공분산행렬이다. 계산상 가장 큰 문제인 Σ^{-1} 은 Σ 를 LL' 로 분해하고 $Lx=u$ 로 부터 $u' \Sigma^{-1} u = x'x$ 를 이용하여 계산상의 절약을 꾀한다.

- ④ b_j 근처에서 다소 다른 값을 사용하여 ②와 ③의 절차를 되풀이 하여 b_j 에서 평가된 gradient $\partial L / \partial b$ 를 구한다.

- ⑤ 구해진 gradient를 이용한 加重行列로 아래의 개선된 추정치를 구한다.

$$b_{j+1} = b_j - k_j H_{j-1}^{-1} (\partial L / \partial b)$$

②~⑤를 b_j 가 특정값에 수렴할 때(이 경우 $\partial L / \partial b = 0$)까지 계속 반복한다. 여기서 $L(b)$ 는 로그최우도함수에 -2 를 곱한것이다. 또한 b 의 분산추정치는 Davidon-Fletcher-Powell(DFP) 加重行列에서 구해진다.

DFP의 문제점으로는 많은 경우에 있어 母數의 탐색이 일찍 중단된다는 점과 그럴 경우 H행렬의 신뢰성이 심각히 약화된다는 점이다. 따라서 DFP의 변형인 Luenberger의 SSVM(Self-Scaling Varying Metric)방법을 이용하여 우도함수극대화의 효율성을 提高하였다. 일단 SSVM으로 여러 局地的 최소점을 찾은 후 그 점들을 초기값으로 하여 DFP를 再次 利用, 최소점의 정확도를 더욱 높였다. DFP, SSVM 이외에도 Quadratic Hill-Climbing, Simplex, Random Search등 여러 방법을 相異한 시초값과 더불어 수차례

시도하였으나 SSVM과 DFP가 전체적으로 가장 신뢰할 만한 결과를 가져왔다. 여러 수치최적화의 方法上 差異는 결국 헤시안행렬 H 를 구하는 방법의 차이로 귀결되는데 수치최적화는 경우에 따라 시초값, 수치적 해의 방법, 탐색방향과 길이, 수렴기준 등에 매우 민감하게 반응하므로, 계산상의 절약을 피하기 위해서는 가능한 모형에 근거한 시초값을 기초로 하여 정확도와 로버스트성을 높이는 것이 중요하다.

IV. 推定結果 및 解析

本章에서는 우선 추정상 필요한 예비적 요소를 설명하고, 본 모형의 推定에 수반된 여러 특징과 문제점을 지적한 후에 推定結果에 대한 통계적, 경제적 해석을 행한다.

1. 推 定

本 研究에 사용된 데이터가 보여주는 최적시차는 Akaike보다 時差選定이 보수적인 Schwarz의 기준으로 평가하였을 때 $p=4$ 로, 이러한 시차구조를 이용하여 관찰불가능한 실질이자율의 동적 구조를 포착할 수 있게 하였다. 시차길이는 識別을 위해 최소한 $p=2$ 가 필요하나 p 가 길어짐에 따라 母數의 數가 지나치게 많아지므로 실제로 동적구조를 일반화하는 데는 한계가 있다. 시차를 고려하여 칼만필터는 75년 5월부터 시작되며, 필터링의 효과는 75년 6월부터 나타난다. 기대인플레이를 구하기 위한 필터링의 초기치는 실제의 인플레이를 사용하였고, 기대인플레이의 共分散은 필터링 시작시점 이후의 필터에 대한 영향이 감소되도록 擴散事前分布(diffuse prior)를 假定하였다. 즉,

$$\begin{aligned} X_{t_0}^* &= (\pi_{t_0}^{e*}, \pi_{t_0-1}^{e*}, \dots, \pi_{t_0-4}^{e*}) \\ &= (\pi_{t_0}, \pi_{t_0-1}, \dots, \pi_{t_0-4})' \end{aligned}$$

$$P_{t_0} = E \begin{bmatrix} \pi_{t_0}^{e*} - \pi_{t_0}^e \\ \pi_{t_0-1}^{e*} - \pi_{t_0}^e \\ \vdots \\ \pi_{t_0-4}^{e*} - \pi_{t_0-4}^e \end{bmatrix} [(\pi_{t_0}^{e*} - \pi_{t_0}^{e*}), \dots, (\pi_{t_0-4}^{e*} - \pi_{t_0-4}^{e*})]$$

$$= 25.0 \times I, (I : \text{Identity Matrix.})$$

數值最適化 알고리즘을 시작하기 위한 초기치는 事前實質利子率과 期待인플레이로 구성된 위에서의 二變量自己回歸表現(bivariate vector autoregression)을 명목이자율과 사후적 인플레이로 표현된 代替의 自己回歸模型으로부터 유추하였으나 최적모수벡터를 찾는 데 제한적인 도움밖에 주지 못해 相異한 시초값과 수렴기준으로 추정을 반복하였다²⁾. 위에서 정해진 방법에 따라 추정된 결과는 아래와 같다(()안은 t -값임). 個別母數의 推定値에 대한 신뢰도의 저하는 t -값에 나타나 있는데, 비슷한 경우의 Burmeister and Wall(1982), Hamilton(1985), Burmeister, Wall and Hamilton (1986)에도 지적된 문제이다. 이는 간단히 말해 우도함수가 극대값 근처에서 평평함을 시사하는데 결국 추정하고자 하는 母數의 數가 많음에 비해 制約은 최소한으로 유지하려는 本研究의 VAR表記에 기인한다. 그러나 최적의 局地的 극대값으로 판명된 4개의 상이한 모수벡터가 동일한 기대인플레이를 산출하였으므로 개별 모수에 대한 추정상의 신뢰도 저하가 반드시 전체적인 추정의 효율성을 뜻하지 않는다(구체적인 추정상의 문제는 이후에 다시 논의됨.) 지적한 대로 이들 모수값과 연관된 기대인플레이 π_t^e 의 계산은 칼만추정방법의 자동적인 부산물이다.

$$\begin{aligned}
 r_t = & 1.8751 + 0.9008r_{t-1} + 0.3391r_{t-2} - 0.5950r_{t-3} \\
 & (4.35) \quad (2.09) \quad (0.78) \quad (1.38) \\
 & + 0.1965r_{t-1} + 1.4368\pi_t^e - 0.8389\pi_{t-1}^e + 0.5239\pi_{t-2}^e \\
 & (0.46) \quad (3.33) \quad (1.94) \quad (1.21) \\
 & + 0.0025\pi_{t-3}^e + 0.0008\pi_{t-1}^e - 1.8594\pi_{t-1} \\
 & (0.25) \quad (0.05) \quad (4.31) \\
 & + 1.6843\pi_{t-2} - 0.8675\pi_{t-3} + 0.0004\pi_{t-4} + \varepsilon_{1t} \\
 & (3.90) \quad (2.01) \quad (0.0009) \\
 & \sigma_1 = 0.7650 \\
 & (1.77) \\
 \pi_t^e = & -1.0450 + 0.1166r_{t-1} - 0.097r_{t-2} + 0.1759r_{t-3} \\
 & (2.42) \quad (0.27) \quad (0.22) \quad (0.40) \\
 & - 0.098r_{t-4} - 0.037\pi_{t-1}^e - 0.1303\pi_{t-2}^e + 0.0079\pi_{t-3}^e \\
 & (0.22) \quad (0.08) \quad (0.30) \quad (0.019)
 \end{aligned}$$

2) 초기값은 큰 변화없이 추정치가 될 수 있으나, 실제추정에 사용된 초기값을 식별조건을 만족하는 여러가지의 상이한 초기모수벡터로부터 gradient의 향상정도를 기준으로 선정하였기 때문에 추정결과는 단순히 시초값의 선정에 의존하는 결과가 아님. 성공적인 수렴기준은 1.000D-7, 스텝길이는 1.0 이었으며, gradient는 수치적 미분을 사용하였다(GQOPT version 6.0).

$$\begin{aligned}
& +0.0009\pi_{t-1}^e + 1.3185\pi_{t-1} - 0.3087\pi_{t-2} + 0.0795\pi_{t-3} \\
& \quad (0.0022) \quad (3.05) \quad (0.71) \quad (0.184) \\
& +0.0006\pi_{t-4} + \varepsilon_{2t} \\
& \quad (0.0015)
\end{aligned}$$

$$\sigma_2 = 0.5478 \quad (1.27)$$

$$\pi_t = \pi_t^e + e_t, \quad \sigma_e = 1.0622 \quad (2.46)$$

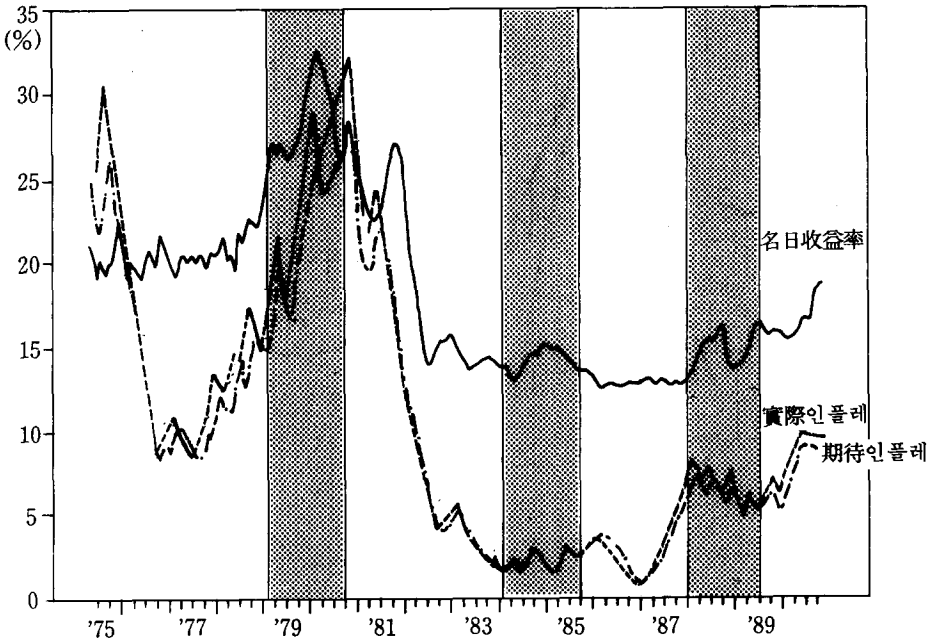
2. 解 釋

1) 期待인플레

以上の 모형추정결과를 이용한 기대인플레와 事前的 실질이자율에 관한 統計的 類推는 <그림 1>에 요약되었다. <그림 1>은 위의 칼만필터를 사용하여 얻은 期待인플레를 실제인플레, 명목이자율과 함께 그려본 것이다. <그림 1>에서 볼 수 있듯이 기대인플레에 대한 계량경제적 유추는 75년 6월부터 시작되며 약간의 時差를 두고 인플레와 명목이자율이 비슷한 움직임을 보인다. 또한 期待인플레는 실제인플레에 대해 인플레가 加速되기 시작한 77년~80년을 제외하고는 비교적 정확한 추적을 하고 있다. 위의 모형에 기초하여 우리는 명목이자율의 결정과정에서 期待인플레의 역할이 既存 研究들과 마찬가지로 매우 중요함을 알 수 있으나 예측이 어려운, 인플레가 가속되는 기간 중에는 특히 기대형성의 정확성이 요구됨을 알 수 있다. 한편 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 기대인플레의 鎮靜에도 불구하고 76~77년, 83~84년, 86~87년의 경우, 명목이자율은 높은 수준에 머물러 있어, 기대인플레와 名目利子率 간의 일대일 대응관계인 피셔효과가 항상 관찰되지 않음을 알 수 있다. 따라서 기대인플레와 사전실질이자율의 합인 명목이자율이나 도출된 사전실질이자율은 금융환경이 급격히 변화하는 시점에서는 금융시장의 적절한 尺度로 사용되는 데 큰 제약이 따른다.

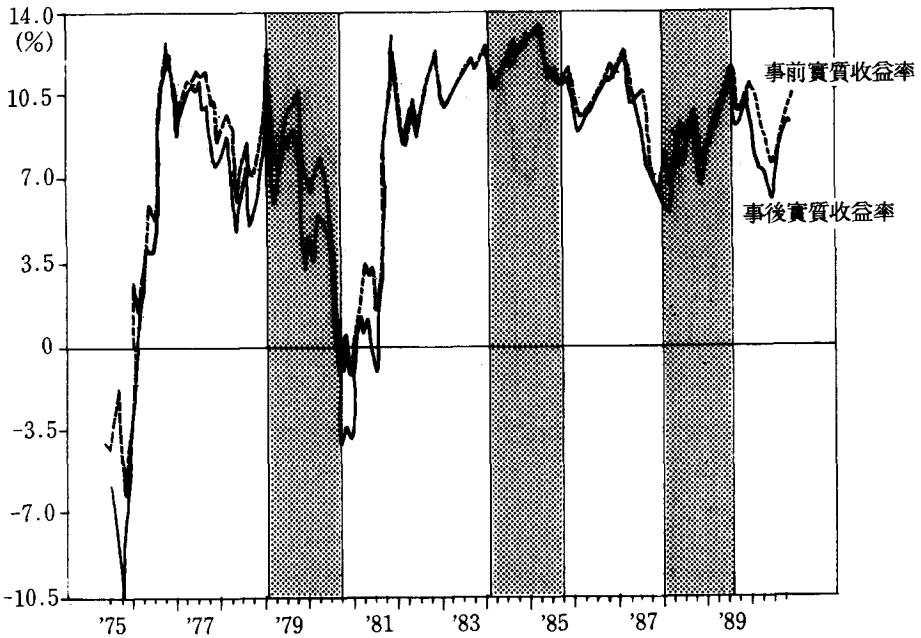
2) 實質利子率

事前的 實質利子率과 명목이자율과 실제인플레의 차이인 事後的 實質利子率은 <그림 2>에 따로 표시되었다. 75년 6월부터 90년 12월까지 평균 8.6%의 수준을 보인 事前的 實質利子率의 동적구조를 파악해보면, 그 變化幅이 確率步行이나 固定項의 假說과 일치하지 않으며, 인플레가 심한 기간에 더욱 커짐



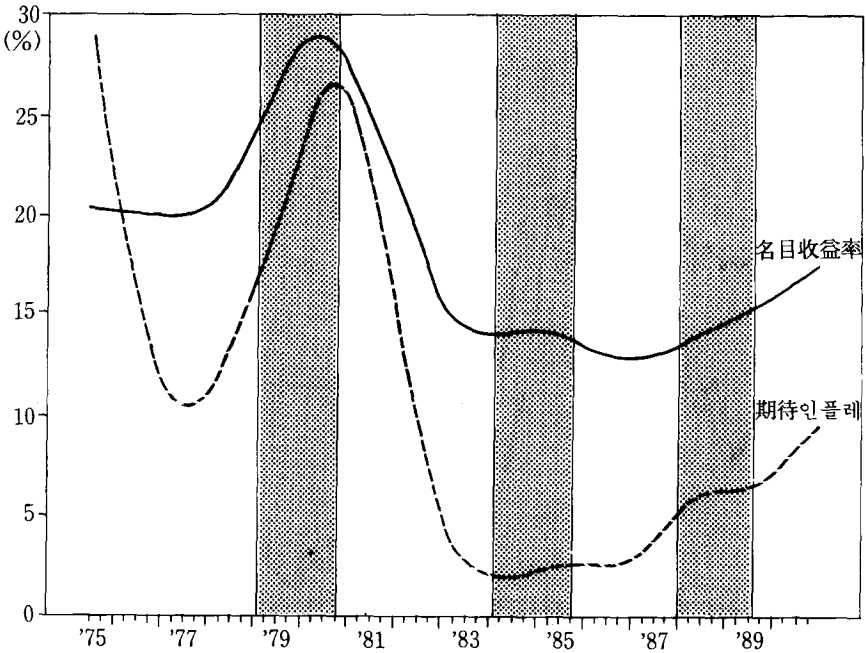
註: 어두운 부분은 경기침체기간임.

〈그림 1〉 名目收益率과 物價上昇率('75년 5월~'90년 12월)



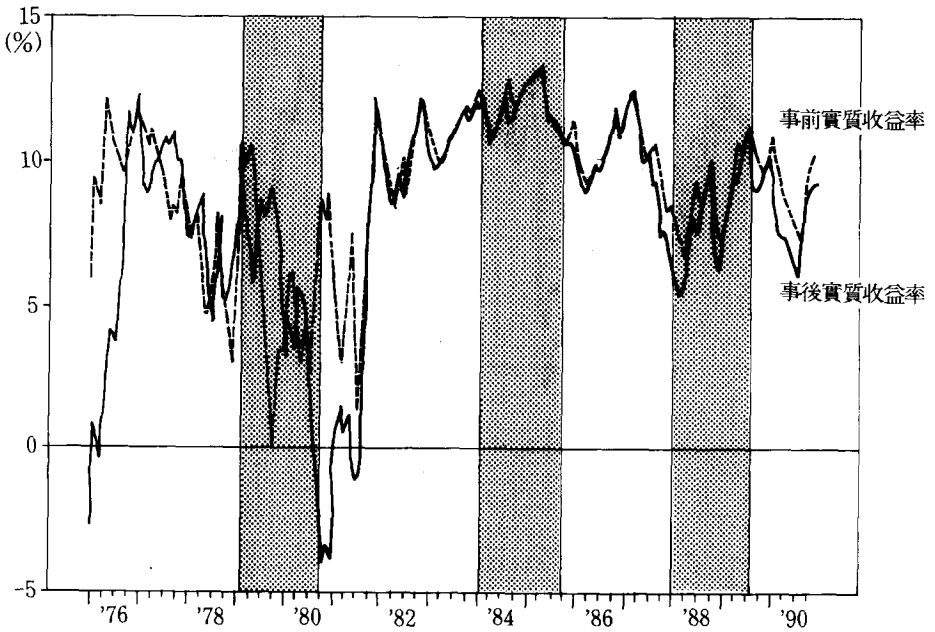
註: 어두운 부분은 경기침체기간임.

〈그림 2〉 事前實質收益率과 事後實質收益率('75년 6월~'90년 12월)



註：어두운 부분은 경기침체기간임.

〈그림 3〉 Hodcick-Prescott필터에 의한 確率趨勢(Stochastic Trend)('75年 5月~'90年 12月)



註：어두운 부분은 경기침체기간임.

〈그림 4〉 修正된 事前實質收益率과 事後實質收益率('76年 1月~'90年 12月)

을 관찰할 수 있다. 따라서 以上の 두 가지 관찰에 의하면 명목이자율이 하락하는 경우에도 실질이자율은 상승할 수 있고, 명목이자율이 비교적 고정적일 경우에도 실질이자율이 크게 변화할 수 있으며, 또한 기대인플레이가 진정되는 경우에도 명목이자율은 높은 수준에서 유지될 수 있다.

또한 실질이자율은 인플레이가 빠르게 진행되고 있던 76년과 81~82년도에 (-)부호를 보여, 높은 수준의 명목수익률이 상승되는 기대인플레이를 지나치게 반영하고 있음을 보여준다. 전체적으로 事前的인 실질이자율은 事後的인 실질이자율과 매우 근사하게 움직이는 것을 알 수 있으며 그 변동폭이 케인즈모형이나 景氣均衡模型에서 공통적으로 인정하는, 화폐가 현재의 실물활동에 미치는 경로로서의, 실질이자율의 기대되는 움직임과 어느 정도 일치함을 알 수 있다. 또한 실질이자율의 변동폭은 인플레이 加速速度와도 밀접한 관련을 가지는데, 실제로 인플레이 가속기간 중에 실질이자율의 변동폭이 더욱 커짐을 확인할 수 있다(<그림 2>).

그러나 <그림 2>에서 일부 관찰되는 (-)의 事前實質利率은 경제적으로 납득하기 어려운 현상으로 (-)의 事前收益率을 예상한 시장참여자의 거래가 어떻게 성립할 수 있는가에 대해 의문을 제기케 한다. 우리가 모형의 基本假定과 推定方法의 妥當性を 考慮하고 기대인플레이가 실제의 인플레이에서 크게 벗어나는 것이 일반적인 관찰이 아님을 인정하는 한, (-)부호의 출현은 관찰된 기간 중의 데이터가 특정한 제약에 의해 인플레이를 동시적으로 반영하지 못했거나, 소위 피셔효과가 일반적인 정의($r_t = i_t - \pi_t^e$)대로 성립하지 않음을 뜻한다. 따라서 현실적으로 해결이 불가능한 데이터 문제를 논외로 하고, 변형된 피셔효과와 가능성을 무시하고 계산한 事前的 實質利率은 실제와 거리를 보일 수 있으며, 실질이자율의 움직임에 관한 본 연구결과의 타당성을 약화시킨다. 다만 (-)의 사전실질수익률이 나타난 기간은 74년과 79년의 1, 2차 오일쇼크 以後로서 공급충격이 자본수익률(return on capital)을 현저히 저하시키는 것으로 볼 수 있다. 특기할만한 사실은 위와같이 (-)의 事前的 實質利率 출현으로 피셔효과가 약화되는 기간의 특징이 인플레이가 높은 수준에 있으며 가속된다는 점이다. 따라서 피셔효과와 인플레이의 진행속도간의 관계는 무엇인가에 대해 규명할 필요가 있다. 본 연구에서는 우선적으로 변형된 피셔효과와 성립가능성을 살펴보고 추가적으로 국면전환이 피셔효과에 미치는 영향을 검토한다.

3) 變形된 피셔효과

피셔효과가 근본적으로 長期的인 관계이며 短期的으로는 성립하지 않을 수 있음을 분석한 최근 Mishkin(1991)의 연구에 따르면, 피셔효과와 성립에 重要的 要件은 명목이자율과 기대인플레이간에 공통적으로 존재하는 確率的 趨勢(stochastic trend)의 성립여부이다. 즉 공통적인 확률적 추세가 성립되는 長期的의 경우 피셔효과는 항상 성립하지만, 短期에서는 兩時系列間의 趨勢의 相異한 變化로 피셔효과와 성립이 보장되지 않는다. 따라서 (一)의 事前實質利子率이 관찰되는 인플레이 가속기간 중의 기대인플레이와 명목이자율의 추세를 비교함으로써, 일반적인 피셔관계의 성립가능성 여부를 판단할 수 있다. 즉 확률적 추세를 도출하기 위해 스플라인(spline)함수에 기초한 Hodrick-Prescott 필터를 적용한 결과 <그림 3>에 나타나 있듯이 75년에서 81년초까지 相異한 추세를 보이고 있음을 확인할 수 있다.

따라서 일반적인 定義의 피셔효과가 성립하지 않을 수 있는 이 기간 중의 명목이자율과 기대인플레이의 관계는 교차상관(cross-correlation)이 고려된 다음의 변형된 피셔효과에서 찾아볼 수 있다. 즉 $r_t = i_t - \pi_{t-p}^e$ ($p \neq 0$)는 시차길을 표시함.) 여기서 p 는 명목이자율과 기대인플레이 간의 시차상관계수를 검토함으로써 찾아낼 수 있다. <表 2>에서 볼 수 있듯이 인플레이 가속기간이었던 81년 6월까지 관찰되는 명목이자율과 기대인플레이사이의 상관관계는 시차 -6~-7에서 가장 큰 반면 인플레이가 비교적 진정된 81년 이후에는 교차상관계수가 시차 0에서 가장 크게 나타나, 81년 6월까지의 기간에서 성립되는 변형된 피셔관계는 $r_t = i_t - \pi_{t+6}^e$ 임을 알 수 있다. 시차를 考慮한 피셔효과를 감안한 事前的 實質利子率은 <그림 4>에 나타난대로이며, 변동폭에 관한 본 연구의 결론은 로버스트한 것을 알 수 있다.

要約하면 경제적으로 설명하기 어려운 (一)부호의 事前的 實質利子率에 대한 설명은 모형의 제약을 최대한으로 완화시켜 데이터가 나타내는 것을 이용하는 것인데, 위에서와 같이 변형된 피셔효과와 가능성을 고려하거나 혹은 국면전환의 가능성으로 설명하는 것이다(崔公弼, 1992(a)). 즉 첫번째의 경우 피셔효과가 성립되지 않는 시기를 Mishkin(1991)등이 제시한 相異한 확률추세에 기초한 변형된 피셔효과로 설명한 반면, 두번째의 경우는 線形性에서 탈피하는 방법으로, 국면전환의 가능성을 명시한 마르코프 전환모형에 의한 별도의 연구에 기초하여 인플레이 가속기간을 금융정책의 변화로 야기되는 국면전환의

〈表 2〉 名目利率과 期待인플레이間의 交叉相關

時差	交叉相關係數(75年 6月~81年 6月)					
-18	.396362	.442000	.488753	.531594	.573715	.608089
-12	.640566	.675352	.703021	.727645	.742562	.754246
-6	.752127	.736135	.715138	.695225	.669142	.635069
0	.588997	.543328	.491094	.435416	.367984	.300532
6	.249610	.205462	.168483	.118572	.067734	.019061
12	-.031546	-.075856	-.116636	-.151706	-.187586	-.220091
18	-.250156					
時差	交叉相關係數(81年 7月~90年 12月)					
-18	-.040542	-.018368	.000516	.017224	.032416	.045719
-12	.057571	.077472	.105126	.141005	.191388	.247029
-6	.309199	.391322	.476065	.576363	.676115	.776492
0	.883351	.877696	.859166	.807920	.707922	.595659
6	.474580	.384522	.301773	.231552	.186273	.163860
12	.147777	.156373	.163411	.159366	.148288	.128442
18	.104552					

시기로 식별하는 것이다. 이 경우 導出된 期待인플레이는 선형모형의 한계를 극복한 것으로서, 선형모형에 기초한 기대인플레이가 인플레이 加速期間中에 부정확해지는 특징을 보이는데 비해 국면전환정보를 追加적으로 활용할 경우 기대인플레이의 정확도가 提高될 수 있음을 시사한다.

4) 局面轉換과 피셔效果

피셔효과가 弱化되는 인플레이 加速期間의 特徵을 소위 국면전환으로 포착할 경우 기대인플레이, 실질이자율, 명목이자율간의 상호관계를 보다 효과적으로 설명할 수 있다. 우선 사전실질이자율의 움직임에 기초하여 피셔효과와 강도가 약화되었다고 판단되는 79~81년의 인플레이 가속기간 중의 명목이자율을 분석해보면 평균이자율 22.5%, 분산 15.3의 고금리국면으로 〈그림 2〉에서와 같이 실질이자율의 변동폭이 크게 나타났다. 반면 특정 국면에 속할 확률이 급격하게 변한 82년 중반 이후의 저금리국면(평균이자율 14.2%, 분산 1.3)에서는 사전실질이자율의 변동폭이 크게 축소되었으며(崔公弼, 1992(a)) 피셔효과와 강도가 높아졌다. 82년의 국면전환시기는 이미 崔公弼(1992(b))에서 지적되었듯이 6.28金利引下措置 직후로서 통화의 유통속도가 급격히 떨어진 시점

과도 일치한다. 따라서 금융정책의 변화와 연관된 국면전환이 명목이자율, 실질이자율, 기대인플레이스 간의 관계에 중요한 영향을 행사하고 있음을 알 수 있으며 인플레이스 가속기간 중 이러한 변화를 반영하지 못하는 본고의 선형필터에 의한 기대인플레이스로는 피셔효과의 약화가 불가피함을 알 수 있다.

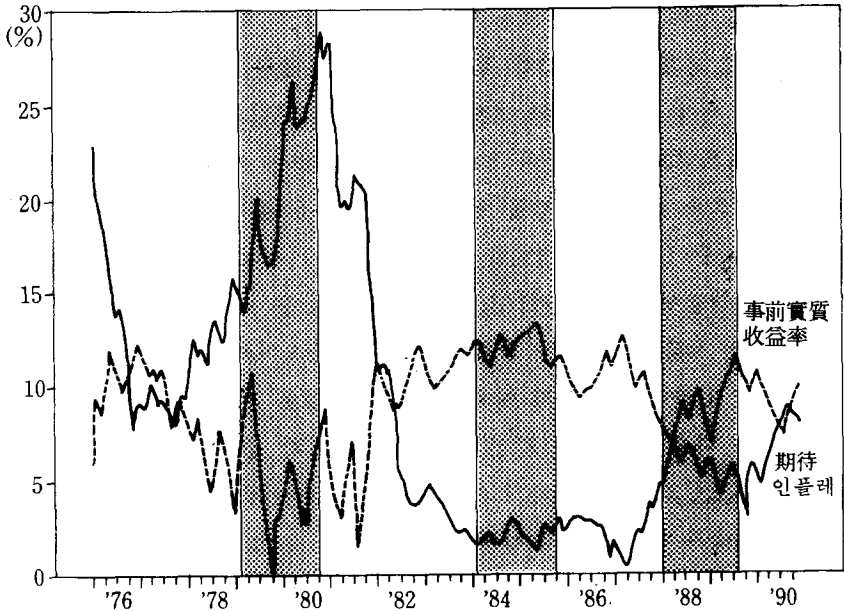
한편 우리나라 명목이자율의 경우 평균금리수준에 의한 국면의 구분보다는 평균금리 15%정도를 유지하는 金利의 變動幅(volatility)에 기초한 구분이 데 이타를 보다 잘 설명하는 것으로 나타났으며(崔公弼 1992(a)), 이러한 局面의 定義에 따르면 저기복(low volatility)국면으로 분류된 82년 중반~87년까지 피셔효과가 잘 성립하고 있음을 이미 위에서의 교차상관분석에서 살펴보았다. 또한 피셔효과의 강도가 높게 나타난 同期間은 경제호황국면이므로 금리변동폭과 경제활동간에 밀접한 연관이 있으며, 명목금리수준이 높아짐에 따라 금리의 변동폭이 커지는 현상도 관찰된다. 또한 안정적인 성장을 위한 금융정책 수립에 있어 금리수준 뿐만 아니라 金利의 起伏에 관해서도 주의를 기울일 필요가 있다.

5) 期待인플레이스와 實質利子率

참고로 기대인플레이스와 事前實質利子率의 관계는 <그림 5>에 나타나는데 Fama와 Gibbons(1982)에서와 마찬가지로 고금리와 높은 기대인플레이스는 화폐의 기회비용을 상승시켜 상대적으로 높은 수익률을 보장하는 금융자산에 대한 수요를 증가시키며 이에 따라 투자 등의 실물활동을 촉진시키는 期待實質收益率(expected real return)의 低下와 연결되는 Tobin-Mundell효과가 성립함을 알 수 있다.

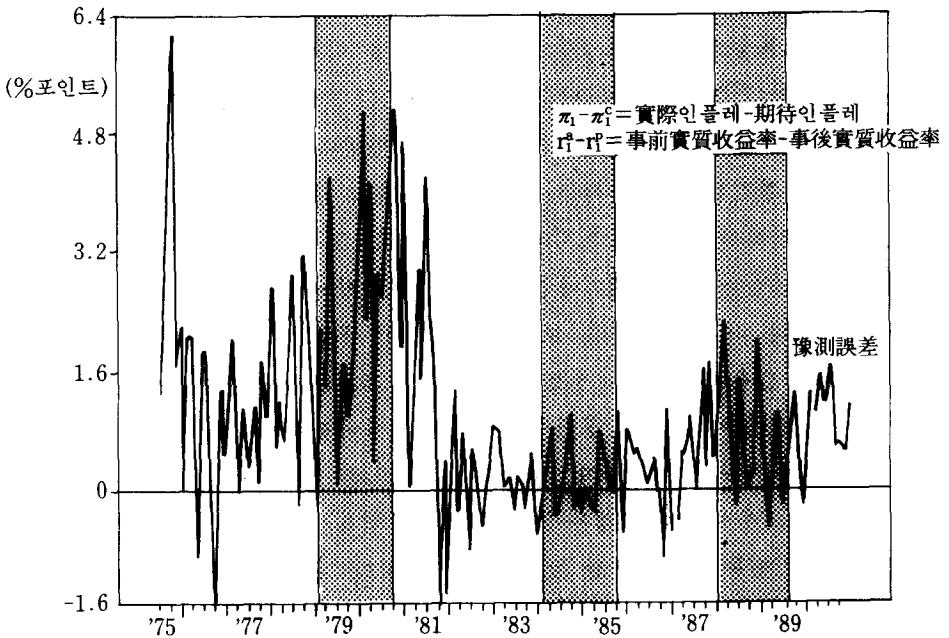
6) 인플레이스 豫測誤差

<그림 2>에서 우리는 事前的 實質利子率과 事後的 實質利子率을 비교할 수 있는데 이들 사이의 괴리가 바로 인플레이스예측오차($\pi_t - \pi_t^e$)이다. <그림 6>은 <그림 2>에서의 인플레이스예측오차를 따로 보여주고 있는데, 事前的 실질이자율이 事後的 이자율보다 높은 경우가 비교적 빈번한 것이 인플레이스예측의 下向偏倚(downward bias)에 基因함을 알 수 있다. 또한 기대인플레이스가 실제인플레이스보다 낮은 경우가 인플레이스가 심했던 기간 중에 많았음에 비추어 인플레이스가 加速하는 경우에는 일반적인 정확성이 인정되는 예측의 경우에도 (+)의 예측오차가 불가피함을 시사하고 있다. (+)의 예측오차는 결국 채무자의 이익과 채권자의 손실을 의미하며, 주로 외부차입에 의존하는 기업의 자금조달방식과 인



註: 어두운 부분은 경기침체기간임.

〈그림 5〉 期待인플레이와 修正된 事前實質收益率('76年 1月~'90年 12月)



註: 어두운 부분은 경기침체기간임.

〈그림 6〉 인플레이 豫測誤差($\pi_t - \pi_t^f = r_t^f - r_t^f$)('75年 6月~'90年 12月)

플레가속속도간의 밀접한 관계를 유추할 수 있다.

구체적으로 本稿에서 생성한 事前的 期待인플레의 성질을 예측오차를 통해 검토해보자. 우선 예측오차의 전체표본기간동안(75년 6월~90년 12월)의 평균은 0.9646%포인트, 표준편차 1.3314%포인트로서 기대인플레가 실제인플레보다 체계적으로 낮게 형성됨을 알 수 있다. 부호($\pi_t - \pi_t^e$)로 보아도 187개월의 표본기간 중 (+)가 79.1%를 차지했다. 즉, 우리나라의 금융시장에서 형성되는 기대인플레는 下向偏倚(downward bias)를 보이고 있다. 그러나 84년 2월에서 85년 9월까지의 경기침체기에서는 예측오차의 부호가 정확한 균형을 이루고 있어 인플레의 가속과 예측오차간의 밀접한 관계를 보여주고 있다. 또한 인플레가 다소 진정되는 82년 이후의 표본기간 중에는 기대인플레의 평균이 0.4311%포인트, 표준편차가 0.656%포인트로 인플레진정과 함께 기대인플레의 下向偏倚와 變動幅이 동시에 축소됨을 알 수 있다. 그러나 전체적인 下向偏倚는 예측오차의 時差相關係數(1차)를 0.49로 높게 하는데 기여했으며, 예측의 합리성을 측정하는 기준인 他變數의 예측오차에 대한 설명력을 비교해볼 때 과거예측오차는 물론 과거인플레, 회사채, 국공채수익률 등에 의해서도 예측력이 높아질 수 있는 가능성을 보였다(Choi, 1991). 반면 본 모형을 이용한 예측의 효율성 면에서는 간단한 회귀방정식을 이용한 경우(1.13)보다 다소 작은 표준오차(1.06)를 보여 단순회귀방정식보다 우월한 정보의 사용을 보여주었다. 한편 균형경기순환이론이 제시하는 인플레예측오차($\pi_t - \pi_t^e$)의 역할과 관련하여 경기침체기에 나타나는 예측오차가 (-)인 경우의 비율을 조사해보면 79년 2월에서 80년 9월까지의 침체기에서는 모두 (+)를 보였고, 84년 2월에서 85년 9월까지의 침체기에는 50%, 88년 1월 이후의 최근 침체기에서는 다시 78.9%의 비율로 (+)를 보였다. 따라서 시장참여자들이 경기침체기간 중에 특별히 많은 (-)의 예측오차를 기록한 것으로 판단하기 어렵고 <그림 2>에 나타나 있듯이 빗금친 경기수축기에는 실질이자율이 他局面에 비해 높아 인플레 예측오차보다 전통적인 경기후퇴요인으로 간주되는 실질이자율($i_t - \pi_t^e$)의 상승이 우리나라의 경우에도 관찰되고 있음을 뒷받침해준다. 위의 결과는 균형경기변동이론에 대한 反證이고 케인지안이론을 지지할 수 있는 결과이나³⁾, 최종적인 판단은 인플레예측오차가 실물활동에 영향을 미치기까지의

3) 이러한 현상이 本稿의 합리적 기대 가정과 상치된다고 볼 수 있으나 합리적 기대의 타당성은 본문에서도 지적되었듯이 인플레 가속기간중 거래자가 계량경제학자가 관

시차구조에 대한 연구가 보장되어야 그 타당성이 인정될 수 있다. 결론적으로 以上の 推定結果로부터 우리나라의 경우 期待인플레이는 實제인플레이에 다소 後行하였으며, 期待인플레이의 예측오차는 인플레이의 加速速度와 매우 밀접한 관계를 가지고, 실질이자율은 많은 학자들이 지적한 당초의 예상보다 많은 변동을 보이고 있는 것으로 나타났다.

3. 均齊狀態의 期待인플레이

최적추정치에 근거한 期待인플레이는 명목수익률, 實제인플레이의 현재와 과거치 그리고 期待인플레이의 과거치의 時間變動加重平均이나 期待인플레이에 대한 칼만스무딩은 24개월이후 안정성을 堅持하였으므로 스무더(smoother)를 再調整(recalibration)할 필요가 없었다. 이는 우리나라의 경우 전통적인 칼만과정으로도 효과적인 추출이 가능함을 시사하는 것으로 금융시장의 전반적인 효율성을 기본가정으로 하는, 제약이 비교적 완화된 本模型의 설명력을 간접적으로 나타내고 있다. 즉 모형의 추정치에 대해서 신호-노이즈를 구분해주는 이득행렬(gain matrix)과 예측오차의 분산행렬은 시간이 흐름에 따라 아래의 均齊狀態(steady state)에 수렴하였다.

$$K_t = \begin{bmatrix} .2561 & .0767 \\ -.0731 & .0276 \\ -.0196 & .0024 \\ .0083 & -.0012 \\ .0155 & -.0051 \end{bmatrix}$$

$$P_t = \begin{bmatrix} .086 & .031 & .002 & -.013 & -.005 \\ .031 & .073 & .027 & .004 & -.010 \\ .002 & .027 & .072 & .027 & .004 \\ -.013 & .004 & .027 & .072 & .027 \\ -.005 & -.010 & .004 & .027 & .072 \end{bmatrix}$$

한편, 母數의 추정치에 대해서 칼만필터의 P_t 와 K_t 가 均제상태값에 수렴할 경우에는 예측의 목적으로 칼만필터를 표본기간 이후에 적용하는 것도 비교적

찰하지 못하는 모형에 포함된 이외의 추가정보를 활용하는지의 여부를 우선적으로 검토함으로써 평가가능하다.

단순한데, 주어진 표본으로부터 얻어지는 均齊狀態(steady state)下的 기대인플레 산출공식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\pi_{t+1}^e = & -0.7929 + 0.2562i_{t+1} - 0.1959i_t - 0.1160i_{t-1} + 0.2051i_{t-2} \\ & - 0.0797i_{t-3} + 0.3997\pi_t^e - 0.0572\pi_{t-1}^e - 0.2092\pi_{t-2}^e + 0.0778\pi_{t-3}^e \\ & + 0.0767\pi_{t+1} + 0.8706\pi_t - 0.5238\pi_{t-1} + 0.2460\pi_{t-2} + 0.0001\pi_{t-3} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}$$

위에서의 필터된 기대인플레와 事前的 實質利子率은 벡터자기회귀모형의 母數값에 기초한 것으로 수렴된 추정치가 다를 경우 그 결과가 예민하게 변할 가능성이 있다. 특히 본 모형에서와 같이 우도함수의 표면이 비교적 평평하여 個別母數間의 식별이 용이치 않을 경우 이러한 가능성을 검토해볼 필요가 있다. 따라서 相異한 局地的 最適推定値를 4개 選別하여 이들 모수벡터값에 기초한 기대인플레와 실질이자율을 산출하였으나 그 결과는 실제로 동일하였다(Choi, 1991). 따라서 이미 그 가능성을 지적하였지만 개별 모수에 대한 추정의 정확도 低下가 반드시 필터링의 효율성 저하를 의미하는 것은 아니며, 이러한 현상은 복잡한 母數間의 制約으로 인해 制約된 母數結合이 비교적 정확히 추정되기 때문이다.

4. 推定上の 問題點

75년 5월부터 90년 12월까지의 월별데이터를 이용한 推定上の 문제점을 요약하면 첫째, 데이터에 관련된 문제로 인플레이지표로서 消費者物價指數의 전년 동월비와 명목이자율로서 會社債受益率을 사용하는 대신 소비자물가의 前月比年率과 국공채수익률(부분적 표본기간)을 사용할 경우 母數推定の 正確성이 더욱 저하되었고, 30개의 모수를 발굴하는 일이 데이터에게 많은 요구를 하는 것으로 판명되었다(Choi, 1991). 期間構造와 相異한 滿期등이 반영된 채권수익률의 정확한 계산과 시장참여자들의 인플레이데이터에 대한 처리방법의 內包 등은 推定の 正確도를 향상시킬 것으로 기대된다.

둘째, 識別이 강하지 않은 모형에서 공통적으로 나타나는 현상인 함수의 초기값에 대한 敏感性도 탐지되었는데, 결과적으로 이는 주어진 모형의 數値最適化에서 母數의 초기값 선정이 매우 중요한 요인이며 이러한 점은 尤度函數가 매우 평평한 구조를 갖고 있음을 반영한 것이다. 즉 상이한 모수벡터가 모두 비슷한 최우도값을 가지는 현상을 보여 이론적인 識別可能性이 실제 데이

타에 의해 지지되는 데 많은 주의가 요구됨을 말한다. 비교적 제약되지 않은 동적 구조를 유지한 時系列模型에 근거한 우도함수로는 실증적으로 局地的識別(local identification)이 매우 어려워 추정결과의 로버스트성이 저하된다. 本稿에서는 이러한 우도함수 추정상의 어려움을 여러 초기값과 探索方向과 길이, 收斂基準 등을 수차례에 걸쳐 반복함으로써 해결하였으나 함수의 형태나 실증적 식별상의 어려움으로 인해 全域的 最適值(global optimum)로 주장하는 데 무리가 따른다.

최우도함수의 표면을 그려보지 않아도 母數推定置之 分散共分散行列과 초기치의 변화를 통해 표본최우도함수의 주요 특징을 파악할 수 있는데, 데이터에 나타난 주요 특징은 최우도함수가 극대값 근처에서 매우 평평하다는 사실이며, 이러한 특징은 개별모수에 대한 신뢰구간이 넓은 것으로 반영되었다. 단지 σ_e 를 포함한 몇몇개의 母數에 대해서만 실제값이 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 참고로 Burmeister and Wall(1982)에 의하면 係數間의 추정된 相關이 0.996을 넘으면 局地的 識別이 불가능하다. 결론적으로 모수들에 대한 이론적인 식별가능성은 이미 검토되었으나 실제 추정상의 식별이 용이하지 않음을 나타낸다. 한 가지 식별문제와 관련하여 특기할 만한 사실은 구조모수 사이에 존재하는 관계로 個別母數의 推定이 本稿에서와 같이 로버스트하지 않은 경우라도 특정모수의 선형결합이 다른 결합보다 정확히 추정될 수 있는 가능성을 나타낸다. 또한 상이한 모수결합에도 불구하고 동일한 기대인플레이가 도출됨을 감안하면 추정의 효율성을 개별모수추정에 대한 신뢰도만으로 평가하는 데 무리가 있다.

셋째, 추정결과의 신뢰성과 관련된 또 하나의 중요한 점은 계량경제학자가 기대인플레이를 도출하기 위해 형성한 本稿의 모형에서 모수벡터 b 의 값을 확실히 아는 경우에도 시장참여자들이 실제로 형성하는 기대인플레이의 정확한 수치를 알지 못하는 사실이다. 즉, 우리가 모형의 모수를 완전히 알고 있을 경우라도 인플레이예측오차는 불가피하다. 왜냐하면 F , G , H 등의 모수를 알고 있어도 칼만필터는 관찰할 수 없는 X 의 추정치를 생성하는데 신호추출문제 고유의 불확실성을 내포하기 때문이다. 정규분포를 가정할 경우 칼만필터의 P 행렬은 이러한 推定值의 分散을 나타내며 의태시행분석(Monte Carlo Simulation)을 이용하여 주어진 시점에서 이자율변화 또는 인플레이변화가 얼마나 인플레이기대에 의한 것인지는 가려낼 수 있다. 이 경우 추정된 상태벡터

의 첫번째 항은 최적의 예측치이며, 식(10)의 加重行列 $P_t(1, 1; q)$ 의 첫번째 항은 예측자의 관점에서 본 예측치의 분산이다.

위의 지적을 요약하면 계량경제학자가 칼만필터를 이용하여 형성한 기대인플레이션은 실제 시장참여자들이 형성하는 기대인플레이션과 다음의 이유로 인해 다를 수 있다. 첫번째로는 推定과 필터링의 基礎가 되는 母數 b 에 대해 확실히 알 수 없고 두번째로는 이러한 모수에 대한 불확실성을 차지하더라도 칼만필터에 내재하고 있는 신호-노이즈추출 문제가 있기 때문이다. 예를 들어 Hamilton (1985, 1986)이 제시한 방법은 이러한 불확실성을 분리하려는 시도이다. Hamilton(1986)에 따라 기대인플레이션의 추정치에 대한 분산은 아래와 같이 구분되는데, 前者가 $N(q^*, \Sigma)$ 의 분포로부터 생성된 수많은 벡터 q 에 상응하는 칼만필터를 매시점에서 적용, 각각의 시점에서 $P_t(1, 1, q)$ 의 평균값인, 바로 계량경제학자의 필터에 대한 불확실성을 나타내는 $E[\text{Var}(\pi^e | b)]$ 즉, 필터불확실성이고, 後者가 q 의 상이한 값이 상이한 최적예측치를 산출함에 기인하는 불확실성인 모수불확실성 $\text{Var}[E(\pi^e | b)]$ 이다.

이러한 불확실성에 대한 量的 尺度를 추정치와 함께 제시할 경우 우리는 계량경제학자가 계산한 期待인플레이션에 대한 統計的 信賴度를 높일 수 있다. 그러나 本稿에서는 추정치의 효율성저하가 반영된 분산공분산행렬로 인해, 시장참여자들이 형성하는 기대인플레이션 자체의 불확실성($\pi_t^e - \pi_t$)과는 별도로 계량경제학자가 시장참여자들이 형성하였던 기대인플레이션을 도출하는 데 수반되는 불확실성($\pi_t^e - \pi_t^e$)을 모수 자체에 대한 불확실성과 필터불확실성으로 구분할 수 없었다.

V. 要約과 結論

本稿에서는 칼만필터를 이용하여 名目利子率과 실제인플레이션으로부터 시장참여자들의 事前的 期待인플레이션을 抽出할 수 있는 가능성에 대해 연구하였다. 推定을 위해 기대인플레이션의 역할이 명시된 벡터자기회귀모형을 설정하였으며 이를 칼만필터의 적용이 용이하도록 상태공간모형으로 변형시켰다. 推定結果는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 칼만필터에 의한 우리나라 금융시장의 期待인플레이션은 전체적으로 實際인플레이션을 비교적 잘 추적함에도 불구하고, 인플레이션

加速되는 기간에는 실제인플레이보다 다소 후행하는 것으로 나타났으며, 실제인플레이보다 체계적으로 낮게 형성되는 경향을 보여, 인플레이가속속도와 인플레이 추오차간의 밀접한 관계를 보여주고 있다.

둘째, 模型의 基本假定으로 사용된 피셔효과는 (一)의 事前的 實質利子率과 연관되어 인플레이가속기간 중에 그대로 적용될 수 없다. (一)의 事前的 실질이자율 설명하기 위해 문제가 되는 기간 중의 기대인플레이와 명목이자율간의 交叉相關을 고려하여 변형된 피셔효과의 적용가능성을 추가적으로 검토하였다. 이는 본 연구가 인플레이가속기간 중 시장참여자의 기대형성이 인플레이 鎮靜期間 중의 형성방법과 근본적으로 다르지 않다는 가정에서 출발하였기 때문이다. 그러나 인플레이가속기간 중 市場參與者는 向後的 인플레이 鎮靜을 기대하여 기대인플레이를 실제의 인플레이나 本稿에서 형성하는 방법과 달리 형성할 가능성이 있으며 이는 追後的 연구에서 규명되어야 할 과제이다. 한편 高인플레이 기간 중의 期待形成이 실제의 인플레이와 근본적으로 다르게 형성된다는 가능성보다 실질이자율의 도출에 있어 향후 수개월 이후의 기대인플레이를 적용하는 것이 합당하다고 판단되어, 高인플레이기간 중의 실질이자율을 다시 도출하였다. 다시 도출된 事前的 實質利子率의 변동폭에 관한 본 연구의 결론은 로버스트하였다.

셋째, 局面轉換模型에 의한 別途의 分析(崔公弼, 1992(a))에 의하면 인플레이가속기간 중에 관찰되는 (一)의 事前實質利子率은 金融政策의 변화에 의해 야기된 국면전환시기와 일치한다. 이는 모형에서 도출된 (一)의 실질이자율이 局面轉換情報를 활용하지 못하는 계량경제학자의 標記誤差에 기인한다고 볼 수 있다. 이는 또한 선형모형의 한계를 드러내는 것으로 선형모형의 최대 약점인 전환점 부근에서의 설명력 약화가 그대로 드러난 예로 볼 수 있다. 따라서 인플레이의 가속속도가 事前的 期待인플레이의 정확성에 영향을 주는 사실은 인플레이 가속기간 중의 追加的인 정보를 本稿의 모형이나 칼만필터가 제대로 수용하지 못하였거나 또는 인플레이가속기간 중의 기대인플레이형성이 예측오차의 축소가 불가능한 신호추출고유의 문제임을 시사하는 것이다. 그러나 위의 구분을 궁극적으로 해결할 수 있는 인플레이기대의 합리성에 관한 정확한 판단은 데이터 자체의 제약으로 追後的 과제로 남겨둔다.

그 밖에 既存 Fama(1975), Stiglitz(1991) 등의 지적과는 달리 名目利子率의 변화는 기대인플레이의 변화뿐만이 아니라 事前的 實質利子率의 변화를 상당

부분 내포하고 있는 것으로 판명되었다. 구체적으로 事後的으로 관찰되는 실질이자율과 인플레이에측오차만큼 相異한 事前的 實質利子率은 75년 하반기 이후, 實證分析의 基本假定으로 취급되는 固定項이거나 確率步行過程과는 달리 많은 변화를 보이고 있으며, 인플레이가 심한 기간에는 그 변화폭이 더욱 큰 것으로 나타났다. 이는 既存 IS-LM모형의 가장 큰 문제점으로서, 투자의 급격한 변화와 대조를 이루는, 실질이자율의 미미한 움직임을 지적한 이론의 타당성을 再考케한다. 또한 인플레이가속기간 중의 실질이자율의 급격한 변화는 異時點間 選擇問題에 추가적인 부담이므로 인플레이의 관리는 경제주체의 효율적인 결정을 위해서도 매우 중요한 과제이다.

推定에는 실제로 실현된 事後的 實質利子率의 변동이 큼에 비추어 本稿에서의 접근방법을 적용, 명목이자율의 변화를 事前的 實質利子率의 변화와 시장 참여자들의 인플레이 豫測誤差로 구분함으로써 유용한 정보를 도출할 수 있다는 취지에서 행하였다. 주어진 모수벡터에 대한 표본잔차항벡터를 계산한 후 이를 이론적 공분산행렬과 비교하는 최우도방법에 의해 추정된 상태공간모형을 기초로 칼만필터로 수정해나감으로써 실질이자율을 事前的으로 추출할 수 있는 가능성에 중점을 두었다. 既存의 방법들이 관찰할 수 없는 기대인플레이가 내포된 상태공간모형을 직접 추정하여 특정한 손실함수를 극소화하는 모수값과 그에 상응하는 기대인플레이의 분산을 동시에 구하는 계산상의 절약을 꾀하였으나, 目的函數인 損失函數의 選定이 임의적이므로 本稿에서는 우선적으로 모형의 母數를 추정하고 이에 기초한 칼만필터를 구성하여 기대인플레이를 생성함으로써 事前的 實質利子率을 구하는 방법을 택하였다.

한편 Mishkin(1991)은 長期에는 피셔효과가 존재하는 반면 短期에는 피셔효과가 존재하지 않음을 보였는데, 그는 피셔효과의 強度를 명목이자율과 인플레이간의 共通인 確率的 趨勢(stochastic trend)의 존재여부에서 찾고 있다. 본 연구에서도 확인된 확률적 추세와 피셔효과와의 관계는 분명히 短期的인 피셔관계에 기초한 본 모형의 기본적 타당성을 약화하는 것이나 기대인플레이의 도출을 古典的인 신호추출문제로 보는 한 本稿의 방법은 로버스트하다. 즉, 本稿에서와 같은 완화된 제약하의 인플레이와 실질이자율간의 관계분석은 구조적 의미를 지닌 제약에 근거를 둔 것이 아니라 事前的 知識이 제한된 계량경제학자가 신호추출문제를 풀기 위한 모형에 근거를 둔 것이며, 위의 여러 연구들을 특별한 경우로 취급할 수 있으므로 既存結果들의 타당성에 대한 새

로운 평가근거를 제시한다.

追後の 과제는 국면전환의 가능성을 명시적으로 다룰 수 있는 비선형필터의 적용으로 事前의 期待인플레이를 導出하여 本稿에서의 기대인플레이 및 사전적 실질이자율과 비교검토하는 것이다. 또한 피셔효과의 강도를 결정하는 요소 중 기대인플레이의 오차 또는 사전적 실질이자율의 변동폭에 대한 상대적 기여도 분석도 追後の 연구과제로 남는다. 그밖에 도출된 실질이자율이 적정수준에서 얼마나 이탈하였는지에 대한 客觀的 根據(事前의 均衡利子率)가 없으므로 事前의 實質利子率의 적정수준에 관한 基準의 설정도 해결되어야 할 문제이다. 이를 위해 事前의 實質利子率을 자본지출 등의 실물경제활동과 연관시키거나 종합적인 자금사정지표 등과 연관시켜보는 노력 등이 요구된다. 마지막으로 推定에 앞서 실제 채권시장참여자들이 인플레이에 관한 정보추출방식을 모르는 데서 야기되는 데이터처리문제와 期間構造를 식별할 수 없는 데이터의 근본적인 문제를 해결하는 것이 향후 연구의 關鍵으로 지적된다.

參 考 文 獻

1. 崔公弼, “合理期待模型의 檢定方法,” 『調査月報, 大宇經濟研究所, 1989. 2.
2. _____, “經濟時系列의 信號抽出方法,” 前掲書, 1990. 6.
3. _____, “칼만필터를 이용한 實質利子率導出,” mimeograph, 1991.
4. _____, “마르코프 轉換模型에 의한 時系列分析,” 金融學會 定期學術大會, 1992(a).
5. _____, “인플레이壓力指標 P^* ,” 韓國經濟學會 定期學術大會, 1992(b).
6. Anderson, B.D.C., and J.B. Moore, *Optimal Filtering*, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall, 1979.
7. Barro, R., “A Capital Market in an Equilibrium Business Cycle Model,” *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 1393~1417.
8. Burmeister, E., and K.D. Wall, “Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectations with an Application to the German Hyperinflation,” *Journal of Econometrics*, Vol. 20, 1982, pp.

255~284.

9. Burmeister, E., K.D. Wall and J.D. Hamilton, "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, 1986, pp. 147~160.
10. Catlin, D.E., *Estimation, Control, and the Discrete Kalman Filter*, New York: Springer-Verlag, 1989.
11. Choi, G., *Identification and Nonstationarity in Dynamic Linear Rational Expectations Models*, Unpublished Ph.D. Dissertation, Department of Economics, University of Virginia, 1988.
12. _____, *Expected Inflation and Real Interest Rates: The Case of Korea*, mimeographed, Daewoo Research Institute, 1991.
13. Dwyer, G.P., Jr., "Are expectations of inflation rational? Or is the variation of the expected real interest rate predictable?," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 1981, pp. 59~84.
14. Fama, E. F., "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 269~282.
15. _____, and M.R. Gibbons, "Inflation, Real Returns, and Capital Investment," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, 1982, pp. 297~323.
16. Frankel, J.A., "A Technique for Extracting a Measure of Expected Inflation from the Interest Rate Term Structure," *Review of Economic and Statistics*, Vol. 64, 1982, pp. 135~141.
17. Garbade, K., and P. Wachtel, "Time Variation in the Relationship Between Inflation and Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, 1978, pp. 755~765.
18. Geske, R., and R. Roll, "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, Vol. 38, 1983, pp. 1~33.
19. Hafer, R. W., "Does Dollar Depreciation Cause Inflation?," *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1989.
20. Hamilton, J.D., "A Quasi-Bayesian Approach to Estimating

- Parameters for Mixtures of Normal Distributions,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, 1991, pp. 27~39.
21. _____, “A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model,” *Journal of Econometrics*, Vol. 33, 1986, pp. 387~397.
 22. _____, “Uncovering Financial Market Expectations of Inflation,” *Journal of Political Economy*, Vol. 93, 1985, pp. 1224~1241.
 23. Huizinga, J., and F.S. Mishkin, “Monetary Policy Regime Shifts and the Unusual Behavior of Real Interest Rates,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 24, 1986, pp. 231~74.
 24. Lucas, R.E.Jr., “Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs,” *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp. 326~334.
 25. Mishkin, F. S., “Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates,” NBER Working Paper, No. 3632, 1991.
 26. Nelson, C.R., and W. Schwert, “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant,” *American Economic Review*, Vol. 67, 1977, pp. 478~86.
 27. Stiglitz, J., *Lectures on Monetary Economics*, Seoul, Korea: FEM, 1991.