

한국의 NAIRU지표 추정 및 유용성 검증*

허 현 승**

본 연구는 한국의 NAIRU지표를 추정한다. 방법론의 핵심은 Estrella and Mishkin(1999)이 제시한 바와 같이 NAIRU를 인플레이션 변동에 대한 선행지표로 정의하는 것이다. Estrella and Mishkin 방법은 방정식의 모수추정시 최근의 데이터를 제외하는 등 몇 가지 단점이 있다. 본 연구에서는 이러한 단점을 보완하며 실용성이 향상된 NAIRU 추정방법을 제시한다. 실증분석 결과도 새로운 NAIRU 지표가 기존의 추정치에 비해 인플레이션 표본 외 예측이 정확하다는 것을 입증한다. 본 연구는 또한 도출된 NAIRU갭이 Taylor(1993)가 제시한 유형의 통화준칙에서 피드백변수의 역할을 보완할 수 있는지 여부를 분석한다.

핵심주제어: NAIRU, 인플레이션 예측, Taylor 준칙
경제학문헌목록 주제분류: C2, E3, E5

I. 서 론

본 연구는 한국의 NAIRU(Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment)지표를 추정하는 새로운 방법을 제시한다. 방법론의 핵심은 NAIRU를 정책기간(policy horizon)에 걸쳐 인플레이션 변동의 예측치가 0에 해당하는 실업률로 정의하는 것이다. 최근에 Estrella and Mishkin(1999)은 동일한 정의를 이용하여 미국의 NAIRU를 추정한 결과 기존의 자연실업률(natural rate of unemployment)에 기초한 NAIRU지표에 비해 인플레이션 변동을 잘 설명한다고 보인 바 있다. 이러한 특성은 한국과 같이 인플레이션 타기팅(inflation targeting)을 시행하여 정확한 인플레이션 예측이 필수적인 경우에 더욱 유용하게 이용될 수 있다. 예를 들어, 통화정책은 인플레이션과의 시차 때문에 선제적으로 시행되어야 하는

* 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사자들에게 감사드린다. 본 논문은 2003년도 학술진흥재단의 지원에 의해서 연구되었다(KRF-2003-041-B00095).

** 연세대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 2123-5499, 팩스: (02) 313-5331, E-mail: hshuh@yonsei.ac.kr

논문투고일: 2006. 11. 22 수정일: 2007. 1. 20 게재확정일: 2007. 1. 24

6 한국의 NAIRU지표 추정 및 유용성 검토

바 정확한 인플레이션 예측은 정책이 초래할 수 있는 과도한 경기변동을 최소화하며 인플레이션 목표달성에 일조한다.

한국의 NAIRU에 대한 최근 연구는 대부분 노동시장의 여건과 연계된 자연실업률에 기초한 것으로 통상적인 고정 NAIRU모형이나 비관측인자모형(unobserved component model)과 같은 time-varying모형을 이용하였다. 외환위기 이후 급격하게 변동하였던 실업률과 노동시장의 구조 등이 자연실업률에 어떤 영향을 미쳤는지 파악하는 것이 중요한 이슈였기 때문이다. 높아진 실업률이 경기적 원인에 기인하는지 아니면 자연실업률의 상승을 동반하는 구조적인 변화에 기인하는지에 따라 대처하는 정책방향도 달라질 수 있다. 흥미로운 연구로는 안주엽·전재식(2000), 유경준(2000), 신관호(2001), 문소상(2003), 신석하(2004)가 있다. 연구의 방향이 상이하어 이들 논문에서는 추정된 NAIRU가 인플레이션 예측에 유용한지에 대한 실증분석이 없다.¹⁾ Estrella and Mishkin과 같은 인플레이션의 선행지표로 구축된 NAIRU에 대한 연구도 없다. 한국은 현재 인플레이션 타기팅의 초기단계에 있어 인플레이션 예측에 대한 연구는 시급한 바본 연구는 이러한 점에서 시의 적절한 시도라 하겠다.

그런데 Estrella and Mishkin이 제시한 방법에는 몇 가지 단점이 있다. 우선, NAIRU지표의 구축을 위한 방정식의 모수추정시 설명변수의 최근 데이터가 제외된다는 점이다. 그들의 실증분석을 예로 들면 최근 2년간의 데이터가 제외되는데, 특히 실업률의 최근 추세를 반영하지 않는 것은 NAIRU 추정의 정확도를 저하시킬 수 있다. 또한 Estrella and Mishkin의 모형은 실업률의 정상성(stationarity)를 가정하고 있다. 그러나 기존연구에서는 미국을 포함한 대부분의 국가의 실업률에 단위근이 존재한다고 보고하였다(예로, 16개 OECD 국가의 실업률을 검정한 Skalin and Teräsvirta, 2002). 만약 이것이 사실이라면 Estrella and Mishkin이 이용한 예측방정식에서 종속변수와 독립변수는 종국적으로는 서로 멀어진다.²⁾ 방정식의 설명력이 저하되며 NAIRU지표가 부정확하게 추정될 수 있음을 시사한다. 마지막으로 Estrella and Mishkin은 추정된 NAIRU지표가 모수에 대해 비선형이기 때문에 delta 방법을 이용하여 추정오차를 도출하였다. 그러나 Staiger *et al.*(1997)이 밝힌 바와 같이 이런 유형의 NAIRU 추정치는 통상적으로 두꺼운 분포꼬리(fat tail)를 포함 비정규성(non-normality)을 가지며 따

1) 문소상의 경우 비관측인자모형에서 추정된 NAIRU지표가 인플레이션 예측에 유용하다는 결과를 보고하였으나 예측기간이 1기간(분기)에만 한정되었다.

2) 이와 같은 경우를 'unbalanced regression'이라 하며 자세한 논의는 Banerjee *et al.*(1993, pp. 164~168) 참조.

라서 정규분포를 가정하는 delta 방법은 실제 오차를 과소평가할 가능성이 있다.

본 연구는 상기의 단점들을 보완하여 인플레이션 변동의 선행지표로서 실용성도 향상된 NAIRU 추정법을 제시한다. 이 방법은 Estrella and Mishkin과 마찬가지로 필립스방정식에 기초하나 현재 취합가능한 데이터를 모두 이용하여 인플레이션 변동을 예측할 수 있다. 또한 실업률에 단위근 가정을 채택하여 Estrella and Mishkin의 방법에 비해 광범위하게 이용될 수 있다. 한국의 실업률도 신관호(2001)와 신석하(2004)가 보인 바와 같이 단위근이 뚜렷하여 Estrella and Mishkin 방법은 적합하지 않을 수 있다. NAIRU지표의 추정오차에 대해서는 Estrella and Mishkin과는 다르게 bootstrap 기법을 이용한다. 이 방법은 정규분포와 같은 특정한 확률분포를 사전에 가정하지 않고 추정량의 표본분포를 실증적으로 도출한다. Li and Maddala(1999)의 모의실험 결과는 비선형의 경우 bootstrap 기법이 delta 방법보다 추정오차를 정확하게 추출할 수 있다고 밝히고 있다.

본 연구에서 제시한 방법으로 추정된 한국의 NAIRU는 두 가지 측면에서 평가한다. 첫째, NAIRU갭(실제 실업률과 NAIRU 추정치의 차)이 얼마나 정확하게 인플레이션 변동을 예측할 수 있는가 실증분석을 한다. Estrella and Mishkin 방법을 포함한 여러 경쟁모형과 표본 외(out-of sample) 예측을 비교하여 NAIRU 추정치의 실시간에서 예측능력을 평가하며, 이에 근거하여 실시간으로 의사결정을 하는 정책제안자에게 얼마나 유용한가 여부를 결정한다.

둘째, 추정된 NAIRU갭이 Taylor(1993)가 제시한 유형의 통화준칙에서 통상적인 피드백(feedback)변수인 output갭의 역할을 보완할 수 있는가 여부를 실증분석한다. 이러한 평가는 NAIRU갭이 통화정책 운영에 유용하게 이용될 수 있는지에 대한 시사점을 제시한다.

II. NAIRU지표의 추정방법

Estrella and Mishkin(1999)은 NAIRU를 정책기간에 걸쳐 인플레이션 변동의 예측치가 0에 해당하는 실업률로 정의하였다. 정책기간을 다음 c 분기에서 $c+h$ 분기까지로 가정하자.³⁾ Estrella and Mishkin은 연간 인플레이션과 정책기간 동

3) 원래의 모형은 월별 자료에 기초하여 구성되었으나, 본 연구에서는 분기별 자료를 이용하기 때문에 이에 맞게 조정하여 표기한다.

안의 인플레이션의 차이를 예측하는 다음과 같은 방정식을 구성하였다.

$$\pi_t^{(c, h)} - \bar{\pi}_t = \alpha + \sum_{i=0}^p \beta_i u_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

여기서, $\pi_t^{(c, h)} = (400/h) \ln(p_{t+c+h}/p_{t+c})$: h -기간 인플레이션

$\bar{\pi}_t = 100 \ln(p_t/p_{t-4})$: 연간 인플레이션

u_t : 실업률

π_t : 분기별 인플레이션

Δ : 1차 차분 연산자

Δx_t : 공급교란을 반영하는 변수들의 1차 차분

ε_t : 교란항

식 (1)은 다음과 같이 재구성될 수 있으며

$$\pi_t^{(c, h)} - \bar{\pi}_t = \beta_0 (u_t - u_t^N) + \varepsilon_t,$$

따라서 NAIRU지표는 다음과 같이 정의된다.

$$u_t^N = - \frac{\left(\alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i u_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta x_{t-k} \right)}{\beta_0}. \quad (2)$$

만약 $u_t = u_t^N$ 이면 인플레이션은 향후 정책기간 동안 상승 또는 하락하지 않을 것으로 예측된다. Estrella and Mishkin은 정책기간을 2년(즉, $c=h=4$)으로 가정하고 최소자승법을 이용하여 미국의 NAIRU를 추정하였다.

본 연구에서는 서론에서 논의한 Estrella and Mishkin 방법의 단점을 보완하며 인플레이션 변동에 대한 선행지표로 NAIRU를 구축하기 위해 다음과 같은 필립스방정식을 이용한다.

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta u_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

여기서 실업률 u_t 는 1차 차분의 형태로 포함되어 선행연구에서 밝힌 바와 같이 단위근을 가정한다. 이식은 King and Watson(1994), King *et al.*(1995) 및 Staiger *et al.*(1997) 등 기존연구에서 널리 이용되었다. 식 (3)에서 Δu 는 $\Delta \pi$ 에 당기가 아닌 그 이후부터 영향을 미치기 시작한다. 실업률 변화와 같은 실물시장의 여건변화는 시차를 가지고 인플레이션에 영향을 미친다는 경험적 사실(stylized fact)을 반영한 것이다. 또한 식 (3)과 같은 단일방정식 설정은 Δu 가

$\Delta\pi$ 의 결정과정에 대해서 외생적이라는 것을 암묵적으로 가정한다. King and Watson과 King *et al.*은 실업률이 인플레이션의 움직임과 무관하게 결정된다는 이론 및 실증적 근거를 제시하며 단일방정식 사용을 정당화하였다.⁴⁾

만약 Δu 이 가정한 바와 같이 외생적이라면 식 (3)을 이용하여 Δu 을 변화시키는 정책이 $\Delta\pi$ 에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 선행연구에서 Evans(1989)는 오쿰(Okun)의 방정식에 기초한 정책모의실험으로 미국의 잠재 GDP를 추정하는 방법을 제시하였다. 본 연구도 유사한 실험을 필립스관계에 응용한다. 이 모의 실험을 통하여 정책기간에 걸쳐 인플레이션 변동의 예측치가 0에 해당하는 실업률을 NAIRU로 정의한다. 자세히 보기 위해 우선 정부는 통화정책 또는 광의의 총수요정책을 통해서 미래의 실업률수준을 정확히 결정할 수 있다고 가정하자. 그러면 식 (3)을 이용하여 현재와 과거의 $\Delta\pi_t$ 과 Δu_t 이 주어진 시간 T 에서 추가적인 교란이 없을 경우 $\Delta\pi_t=0, t \geq T+2$ 의 결과를 초래하는 실업률의 변화 $\Delta u_t, t \geq T+1$ 을 구할 수 있다. 도출된 실업률 변화의 궤적을 $\Delta u_t=GU_{T,t}, t \geq T+1$ 으로 표기한다.

간단한 예로, $p=q=r=2$ 와 정책기간을 향후 1분기부터 $S+1$ 분기까지로 가정하자. 주어진 시간 T 에서 $\Delta\pi_{T+s}, s=1, \dots, S+1$ 에 대한 최적 예측치는 식 (3)에서 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta\hat{\pi}_{T+1} &= \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1\Delta u_T + \beta_2\Delta u_{T-1} + \gamma_1\Delta\pi_T + \gamma_2\Delta\pi_{T-1} + \delta_1\Delta x_T + \delta_2\Delta x_{T-1} \\ \Delta\hat{\pi}_{T+2} &= \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1\Delta u_{T+1} + \beta_2\Delta u_T + \gamma_1\Delta\pi_{T+1} + \gamma_2\Delta\pi_T + \delta_2\Delta x_T \\ \Delta\hat{\pi}_{T+3} &= \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1\Delta u_{T+2} + \hat{\beta}_2\Delta u_{T+1} + \hat{\gamma}_1\Delta\pi_{T+2} + \hat{\gamma}_2\Delta\pi_{T+1} \\ &\vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \\ \Delta\hat{\pi}_{T+S+1} &= \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1\Delta u_{T+S} + \hat{\beta}_2\Delta u_{T+S-1} + \hat{\gamma}_1\Delta\pi_{T+S} + \hat{\gamma}_2\Delta\pi_{T+S-1}. \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 공급교란을 반영하는 변수 x_T 는 예측기간 전체에 걸쳐 변화가 없다는 $E_T(\Delta x_{T+s}|I_T)=0$ 을 가정하고 있다. 정책모의실험이나 예측모형에서 자주 이용하는 가정이다. 물론 과도하게 제약적일 수 있으나 본 연구의 경우 정당성을 부여할 수도 있다. 식 (4)에서 도출된 NAIRU지표는 추가적인 공급교란이 없는 경우 인플레이션 변동의 예측치가 0에 해당하는 실업률로 이른바 ‘no supply shock’ NAIRU 개념과 부합된다. Gordon(1997)은 NAIRU가 공급교란에 따라 급

4) 실업률의 인플레이션에 대한 외생성은 실업률이 수요여건을 반영하는 지표임을 가정하는 케인지안모형에서 찾을 수 있다. 다른 극단인 실물경기변동(real business cycle)이론에서도 이 가정을 지지하나 실업률과 같은 실질변수는 인플레이션과 같은 명목변수에 의해 영향을 받지 않는다는 상이한 해석에 근거를 두고 있다.

격하게 변동하게 되면 지표로서 신뢰도가 저하될 수 있다고 언급하였다. Meyer (1999)는 Estrella and Mishkin의 연구에 대한 논평에서 만약 NAIRU지표가 통상 일시적인 효과만 있는 공급교란에 의해서 영향을 받는다면 통화정책을 수립하는 정책제안자에게 그리 유용하지 않을 것이라고 지적하고 있다.

식 (4)에서 $\Delta\pi_{T+1}$ 의 1기간 예측치 $\Delta\hat{\pi}_{T+1}$ 는 시간 T 에 주어진 정보를 이용하여 쉽게 구할 수 있다. 다음으로 2기간 예측식 $\Delta\hat{\pi}_{T+2}$ 에서 $\Delta\pi_{T+1}$ 을 $\Delta\hat{\pi}_{T+1}$ 으로 대체하고 $\Delta\hat{\pi}_{T+2}=0$ 을 이용하여 Δu_{T+1} 에 대해서 풀면 $GU_{T,T+1}(GU_{T,T+1}=\Delta u_{T+1})$ 을 구한다. $GU_{T,T+2}$ 은 3기간 예측식 $\Delta\hat{\pi}_{T+3}$ 에서 $\Delta\hat{\pi}_{T+3}=0$, $\Delta\pi_{T+2}=0$, $\Delta\pi_{T+1}=\Delta\hat{\pi}_{T+1}$ 및 $\Delta u_{T+1}=GU_{T,T+1}$ 을 이용하여 Δu_{T+2} 에 대한 해를 구하여 얻을 수 있다. 동일한 방식으로 $GU_{T,t}$, $t=T+3, T+4, \dots, T+S$ 의 값을 모두 구할 수 있다.

Beveridge and Nelson(1981)의 분해기법에 기초하여 시간 T 에서 NAIRU값은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\tilde{u}_T = \sum_{t=T+1}^S [E_0(\Delta u) - GU_{T,t}]. \quad (5)$$

여기서 $E_0(\Delta u)$ 은 $\Delta\pi=0$ 일 때 Δu_t 의 안정상태값(또는 장기균형치)이다. 식 (5)에서 제시하는 NAIRU값은 $\Delta\pi_t=0$, $T+2 \leq t \leq S+1$ 에 해당하는 경로를 이탈하여 발생하는 실업률의 변화이다. 따라서 시간 T 에서 NAIRU는 인플레이션이 정책기간 동안 상승하거나 하강하지 않는 $u_T^N = u_T - \tilde{u}_T$ 으로 정의할 수 있다. 만약 $\tilde{u}_T < 0$ 이면 식 (5)에서 실업률은 정책기간 동안 $\Delta\pi=0$ 의 목표를 달성하기 위해 증가하여야 한다. 이는 현재 실업률이 NAIRU수준보다 낮고 ($u_T < u_T^N$) 인플레이션 상승압력이 가중되고 있음을 시사한다. 반면에 $\tilde{u}_T > 0$ 이면 $\Delta\pi=0$ 을 목표로 하는 정책기간 동안 더 낮은 수준의 실업률을 허용할 수 있다. 현재의 실업률수준이 NAIRU수준보다 높고 ($u_T > u_T^N$) 인플레이션 상승압력이 부재하기 때문이다.

NAIRU지표의 추정오차를 측정하기 위해 본 연구는 Li and Maddala(1999)가 제시한 유형의 bootstrap 방법을 이용한다. 이 방법은 4단계로 구성된다. 우선, 추정된 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}_i$, $\hat{\gamma}_j$ 및 $\hat{\delta}_k$ 를 가정하고, 식 (3)에 순차적(recursive)인 시뮬레이션을 시행하여 다음과 같은 방법으로 bootstrap 표본을 도출한다.

$$\Delta\hat{\pi}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i \Delta u_{t-i} + \sum_{j=1}^q \hat{\gamma}_j \Delta\hat{\pi}_{t-j} + \sum_{k=0}^r \hat{\delta}_k \Delta x_{t-k} + \hat{\varepsilon}_t. \quad (6)$$

여기서 $t=m+1, m+2, \dots, n$, m 은 p, q 및 r 중 가장 큰 값, 그리고 n 은 표본수이다. $T \leq m$ 에 대해서는 $\Delta \hat{\pi}_t = \Delta \pi_t$ 으로 설정하고 ε_t 는 추정된 잔차를 복원하며(with replacement) 추출한다. 두 번째로 이러한 과정을 매번 새로운 ε_t 를 이용하여 반복하며 시뮬레이션 표본을 구한다. 세 번째로 시뮬레이션 표본을 이용하여 식 (3)을 재추정하고 매추정마다 새롭게 구한 $\alpha, \beta_i, \gamma_j$ 및 δ_k 의 추정치와 식 (4)와 (5)를 이용하여 bootstrap된 NAIRU를 도출한다. 마지막으로 u_t^B 의 추정오차는 각 시점 T 에서 bootstrap된 NAIRU의 표준편차로 구성한다.

III. NAIRU 추정결과

실증분석은 한국을 대상으로 모든 자료의 취합이 가능한 1970년 1분기를 시점으로 2002년 4분기까지 시행한다. 추정에 이용된 변수와 자료의 출처는 다음과 같다. 인플레이션(π_t)은 2000년을 기준가격으로 표기된 소비자물가지수의 분기별 백분을 변화율로 측정하며, 실업률(u_t)은 전 산업 평균실업률이다. 두 자료 모두 한국은행 홈페이지(<http://www.bok.or.kr>)에서 내려 받았으며 X-11기법을 통해 계절조정하였다. 식 (3)에서 x_t 로 표기된 공급교란을 반영할 변수로 Laubach(2001)가 제시한 명목실효환율(er_t)과 원자재가격지수(cp_t)를 이용한다. 명목실효환율의 자료는 OECD에서 발간하는 Main Economic Indicators에서 구한 것으로 1990=100을 기준으로 상승(하락)은 환율의 절하(절상)를 의미한다. 원자재가격지수는 Commodity Research Bureau의 spot raw industrial sub-index를 이용하며, <http://www.crbrtrader.com>에서 내려 받을 수 있다. 실업률을 제외한 모든 변수의 원자료는 월별로 제공되었으며 분기별 평균을 산출하여 이용한다.

모형을 설정하기 전에 augmented Dickey-Fuller 검정을 이용하여 각 변수의 적분차수(order of integration)을 조사하였다. 검정결과 실업률과 인플레이션은 신관호(2001)와 신석하(2004) 등 기존의 연구결과와 일치되게 모두 $I(1)$ 과정으로 판명되었다. 따라서 이 변수들은 제II절에서 설명한 식 (3)에 1차 차분의 형태로 투입된다. 인플레이션에 단위근(unit root)이 있다는 것은 명목실효환율과 원자재가격지수가 식 (3)에 2차 차분의 형태로 포함됨을 시사한다. 검정결과 이들 변수들의 1차 차분에 단위근이 확인되었다. 다음으로 실업률과 인플레이션 사이에 공적분(cointegration)이 존재하는지 여부를 검정하기 위해 Johansen(1988)

〈표 1〉 추정결과

$\Delta\pi_t = -0.054 - 0.281\Delta\pi_{t-1} - 0.184\Delta\pi_{t-2} - 0.298\Delta\pi_{t-4} - 1.645\Delta u_{t-1} + 2.521\Delta u_{t-3}$					
(0.413)	(0.091)	(0.089)	(0.089)	(0.812)	(0.803)
$- 3.121\Delta u_{t-5} + 0.094\Delta^2 er_{t-1} + 0.050\Delta^2 er_{t-2} + 0.049\Delta^2 cp_{t-1} + \varepsilon_t$					
(0.791)	(0.026)	(0.020)	(0.025)		
Adj. $R^2 = 0.46$ $F_{\Delta u}(3,124) = 3.98$ AUTO(4) = 4.80 ARCH(4) = 6.02 JB(2) = 6.25					
		[0.00]	[0.31]	[0.20]	[0.04]

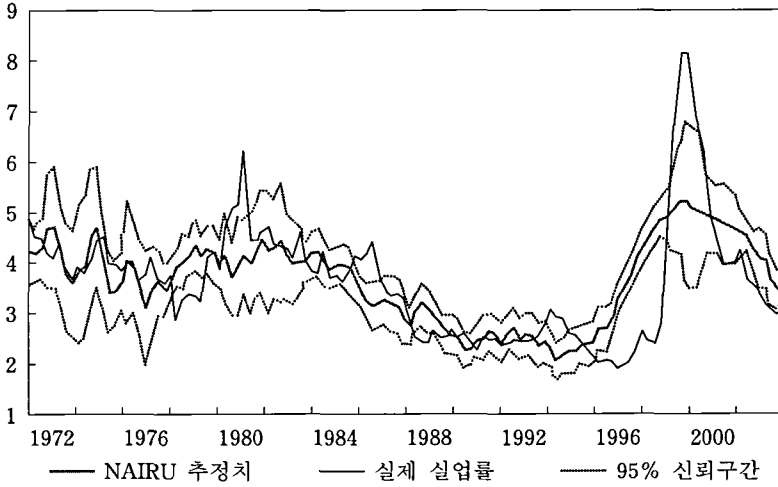
주: 계수추정치 아래 () 내의 수치는 추정오차이며 [] 내의 수치는 검정통계치의 한계유의 수준(p-value)이다. $F_{\Delta u}$ 는 모든 Δu 항의 추정계수가 동시에 0이라는 귀무가설에 대한 F 검정통계치를 보고한다. AUTO (4)와 ARCH (4)는 각각 4차 자기상관과 4차 ARCH효과를 검정하는 LM통계치이며, JB는 잔차의 정규성을 Jarque-Bera 방법을 통해 검정한 결과를 보고한다.

방법을 적용하였다. 이 때 명목실효환율과 원자재가격지수의 1차 차분을 외생 변수로 방정식에 포함시켜 추정하였다. 그 결과 trace 및 λ -max 검정 모두 5% 유의수준에서 공격분이 없음을 제시하였다. 종합하여 식 (3)은 변수 $\Delta\pi$, Δu , $\Delta^2 er$ 그리고 $\Delta^2 cp$ 로 구성하였다.

식 (3)의 추정을 위해 시차 p , q 및 r 을 최대 12로 놓고 t 통계량을 기준으로 설명력이 없거나 미미하여 제외시 모형의 전체 설명력에 문제를 야기하지 않는 변수들을 순차적으로 누락시켜 나갔다. 최종 추정모형을 <표 1>에 보고한다.⁵⁾ 당기의 실업률 변화(Δu_t)는 -0.398 의 추정계수를 가지나 t 통계치가 -0.345 로 유의하지 않아 최종모형에서 제외되었다. 이는 식 (3)의 모형설정에 부합한다. 반면에 실업률 변화의 시차변수들은 인플레이션 변화에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. <표 1>에 보고된 F 통계치는 이들 추정계수들이 동시에 0이라는 귀무가설을 강력하게 기각한다. 계수들의 합은 -2.245 로 추정되어 인플레이션과 실업률 간의 상충관계를 잘 나타내고 있다. 합이 0이라는 귀무가설에 대해서 t 통계치는 -3.650 으로 기각하였다. 표에는 또한 추정모형의 적합성을 확인하기 위해 주요 설정오류에 대한 검정결과를 보고하였다. 전체적으로 모형 설정에 문제가 없다고 나타났다.

본 연구에서 NAIRU를 추정하기 위해서는 정책기간 S 가 미리 결정되어야 한다. 그러나 어떻게 선택하는가에 대해서는 특정한 이론이 없다. Estrella and Mishkin의 경우 정책기간 2년을 가정하였는데 Christiano *et al.*(1996) 등의 유사

5) 외환위기가 추정결과에 영향을 미쳤는지를 확인하기 위해 1998: I~1998: IV 기간에 대한 더미변수를 추가하였으나 통계적으로 유의하지 않다고 나타났다. 이와 같은 결과는 문소상(2003)과 신석하(2004)에서도 보고되었다. 최종 모형에는 더미변수를 제외시켰다.

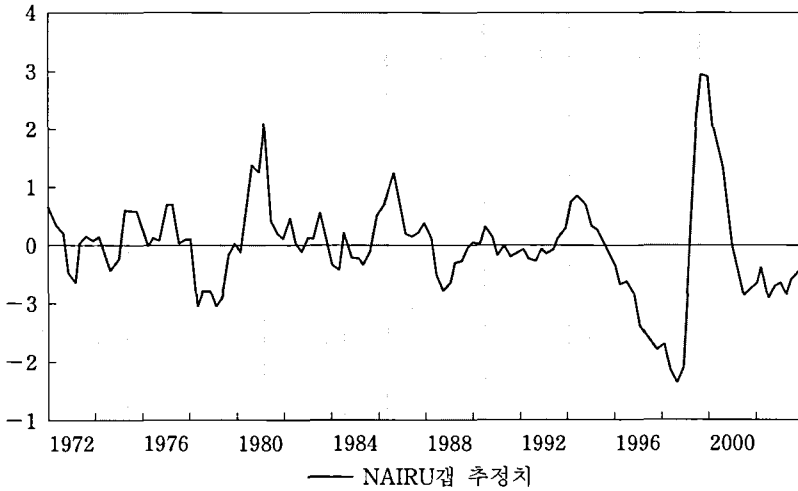


〈그림 1〉 NAIURU지표 추정치

연구에서 미국의 통화정책은 1~2년의 시차를 두고 인플레이션에 영향을 준다는 실증분석에서 그 근거를 찾을 수 있다. 한국의 경우도 크게 다르지 않아 김양우(2001)는 통화정책의 인플레이션에 미치는 영향이 극대화되는 시차가 4~9분기, Hoffmaister(2001)은 6분기라고 보고하였다. Bernanke *et al.*(1999, p. 320)는 인플레이션 타기팅을 시행하는 많은 중앙은행이 2년의 정책시차를 가장 보편적으로 가정하고 있다고 관찰한다. 이러한 결과에 기초하여 본 연구에서도 2년을 정책시차($S=8$)로 가정한다. 사실 $S=8$ 은 식 (5)에 있는 $GU_{T,t}$ 의 대부분이 8분기까지는 안정상태값인 $E_0(\Delta u_t)$ 에 수렴을 완료한다는 실증분석 결과에도 부합한다. 즉, 두 값 사이의 차이는 8분기부터 0에 가까워져 더 이상 기간을 확장해도 NAIURU 추정에는 실제 영향을 미치지 못한다는 의미이다. 안정상태값 $E_0(\Delta u_t)$ 는 〈표 1〉에서 -0.0241 로 추정되었다.⁶⁾

〈그림 1〉은 추정한 NAIURU와 실제실업률을 보여 준다. NAIURU는 1984년까지 평균 4.02% 수준에서 움직이다 1985: I부터 하락하기 시작한다. 이 추세는 1986~1988년의 3저 호황기를 거쳐 1989: IV의 저점 2.29%에 도달하기까지 지속되며 이 기간의 평균은 3.05%이다. 그 후 제6차 경기순환점 직전인 1995: IV까지 NAIURU는 큰 변동 없이 평균 2.54%의 낮은 수준을 유지한다. 그러나 1996: I부터 대폭 상승하기 시작하여 외환위기 기간중인 1998: III에는 5.25%로 정점에 이른다. 외환위기의 영향이 가장 컸던 1998년의 경우 NAIURU의 평균

6) 참고로 Δu 의 비조건부 평균은 $E(\Delta u_t)=0.0113$ 이며, 표본평균은 -0.0102 이다.



〈그림 2〉 NAIRU갭 추정치

치는 5.14%이다. 경기회복이 본격화된 1999년부터 NAIRU는 하락하기 시작하여 2002: IV에는 3.58%를 기록한다. 〈그림 1〉은 또한 식 (4)를 300번 bootstrap 하여 도출한 NAIRU 추정치의 95% 신뢰구간을 보여 준다. 신뢰구간의 폭은 최소 0.29%, 최대 1.63%, 평균은 0.68%이다. 선행연구에서 신석하(2004)는 두 종류의 비관측인자모형을 이용하여 한국의 NAIRU를 추정한 바 95% 신뢰구간의 폭이 평균 1.0% 수준으로 나타났다. 본 연구에서 제시한 NAIRU가 상대적으로 정확하게 추정되었다고 하겠다.

〈그림 2〉는 NAIRU갭의 추정치 ($u_t - u_t^*$)를 보고한다. 음의 갭은 정책기간 동안 인플레이션 상승압력이 있을 것임을 시사하며, 양의 갭은 인플레이션의 하락, 즉 디스인플레이션이 있을 것임을 시사한다. 예를 들어, 1979: IV부터 1980: IV까지 NAIRU갭은 양수로 나타나 디스인플레이션을 예견하고 있다. 실제 인플레이션은 1980: IV의 연간 28%에서 1983: IV에 연간 2.5%까지 하락하였다. 반면에 1987년에 NAIRU는 음수로 반전되며 인플레이션 상승압력을 예측하는 바 실제 인플레이션은 1988: I부터 1991: IV까지 연평균 9%의 높은 수준을 유지한다. NAIRU갭은 1995: III부터 1997: II까지 지속적으로 0 이하로 하락하며 외환위기 기간 동안 발생한 인플레이션 상승을 예측한 것으로 보인다. 다음 절에서 NAIRU갭의 인플레이션 변동에 대한 예측력을 통계적으로 검증한다. 그림의 음영부분은 통계청에서 판정한 한국 경제가 불황기에 접하였던 기간을 나타낸다. 불황기에 NAIRU갭은 음에서 양으로 반전되며 양의 갭틀이 확대되는 것을

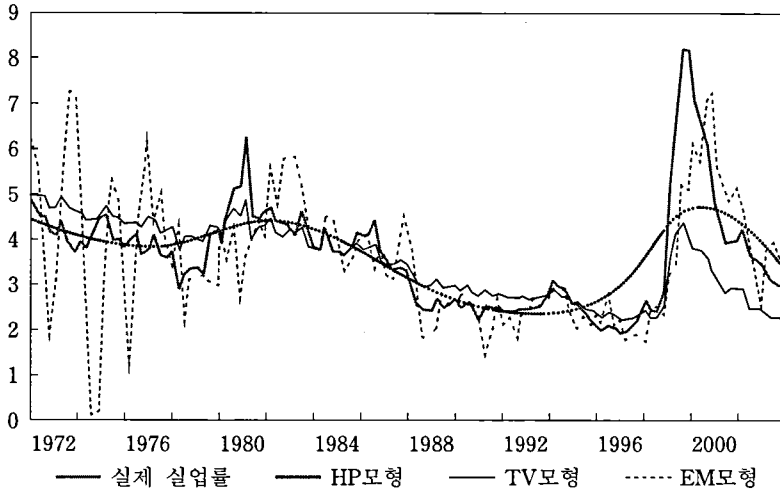
관찰할 수 있다. 또한 경기순환의 정점에서 낮아지고 저점에서는 높아지며 경기변동에 상응하는 모습을 보였다. 제4차 경기순환기간인 1988: I~1989: III의 경우 NAIRU갭이 상승하기는 하나 저점 근처를 제외한 대부분이 음수로 나타났다. 이 기간 경기위축의 정도가 다른 불황기에 비해 그리 심각하지 않았음을 추측할 수 있으며, 동일한 현상이 신관호(2001) 및 신석하(2004)에서도 보고되었다.

IV. 예측력 비교평가

본절에서는 추정된 NAIRU지표가 인플레이션 변동을 예측하는 데 얼마나 유용한지 실증분석을 한다. 이를 위해 학계에서 널리 이용되는 3개의 경쟁모형을 함께 고려하였다. 첫 번째 모형(HP)은 Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출한 실업률의 추세를 NAIRU로 가정하는 것으로 평활계수(smoothing parameter)는 분기자료에서 통상적으로 이용하는 $\lambda=1,600$ 으로 설정하였다. 두 번째 모형(TV)은 Staiger *et al.*(1997)와 Laubach(2001)에서 제시된 바 있는 time-varying NAIRU모형으로 $\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i(u_{t-i} - u_t^N) + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{k=0}^h \delta_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t$ 의 방정식을 가정한다. 비관측 인자인 NAIRU는 $u_t^N = u_{t-1}^N + v_t$ 의 random walk 과정으로 교란항 v_t 는 ε_t 와 직교하며, 신석하(2004)에서와 같이 0.3의 표준편차를 가정하였다.⁷⁾ 마지막 모형은 제II절에서 기술하였던 Estrella and Mishkin(EM)이 제시한 방법이다. 차이점은 본 연구 및 기존의 문헌에서 한국의 실업률은 단위근을 갖는다고 보고된 바 실업률을 수준변수가 아닌 차분변수의 형태로 포함한다.⁸⁾ 정책기간과 시차계수는 원모형의 설정과 같이 $c=h=4$ 와 $p=q=4$ 를 가정하였다. TV와 EM모형의 경우 공급교란을 반영하기 위해 명목실효환율과 원자

7) 사전에 교란항의 표준편차를 부여하는 것은 추정에 있어서 발생할 수 있는 이른바 ‘pile-up’문제를 피하기 위해서이나 자의적인 선택인 것도 사실이다. 예를 들어, Laubach(1999)는 선진 7개국의 NAIRU를 추정하면서 표준편차를 0.2로 가정한 반면 한국의 경우 문소상(2003)은 0.4를 가정하였으며, 신석하(2004)는 직접 추정된 결과 0.34라고 보고하였다. 일반적으로 표준편차를 낮게 가정할수록 NAIRU 추정치는 매끄러운 형태를 가지게 되며, 높게 가정할수록 실제 실업률에 근사한다.

8) 따라서 제II절의 식 (1)과 (2)를 각각 $\pi_t^{(c,h)} - \bar{\pi}_t = \alpha + \sum_{i=0}^c \beta_i \Delta u_{t-i} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^h \delta_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t$ 및 $u_t^N = u_{t-1} - \left[\alpha + \sum_{i=1}^c \beta_i \Delta u_{t-i} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^h \delta_k \Delta x_{t-k} \right] / \beta_0$ 으로 변형하여 추정한다. Estrella and Mishkin의 연구에서는 실업률이 단위근을 가질 경우는 언급하지 않았다.



〈그림 3〉 경쟁모형의 NAIRU지표 추정치

재가계지수를 2차 차분의 형태로 동일하게 방정식에 포함한다. 편의상 본 연구에서 제시한 모형은 FM으로 호칭한다. 〈그림 3〉은 HP, TV 그리고 EM모형에 의해 추정된 NAIRU지표를 실제 실업률과 함께 보고한다.

Stock and Watson(1999)은 NAIRU갭을 포함한 다양한 거시변수들의 인플레이션 변동에 대한 예측력을 비교·평가하였는데 다음과 같은 회귀방정식에 기초하였다.

$$\bar{\pi}_{t+h} - \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \beta_i (u_{t-i} - u_{t-i}^N) + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

모든 변수들은 제II절에서 정의된 바와 동일하다. 설명변수는 NAIRU갭과 인플레이션 변동의 당기 및 시차변수들이다. 비교분석은 표본외(out-of-sample) 예측치를 이용한다. 각 t 시점까지의 자료를 이용하여 식 (7)을 추정한 후 향후 h 기간 동안의 인플레이션 변동예측치($\bar{\pi}_{t+h} - \pi_t$)를 계산한다. 이 과정을 시간 t 에 걸쳐 반복하여 예측치에 대한 시계열을 구성한다. 예측시각 시점에서 가용한 데이터만을 사용하기 때문에 실시간 예측력 평가로 간주할 수 있다.⁹⁾ 따라서 실시간으로 의사결정을 하여야 하는 정책제안자에게 유용한 정보를 제공하는지

9) 식 (7)에서 이용하는 NAIRU 추정치는 전체 기간에서 도출되었기 때문에 엄밀한 의미에서 표본 외 예측보다는 의사(quasi)표본 외 예측이라고 하는 것이 정확하겠다. 이러한 점은 실업률의 미래값을 일부 이용하는 HP방법을 포함하여 모든 모형에 적용된다.

〈표 2〉 인플레이션에 대한 예측력 평가결과

	RMSE의 비			θ 의 추정치		
	$h=4$	$h=6$	$h=8$	$h=4$	$h=6$	$h=8$
HP	0.81 [0.00]	0.81 [0.00]	0.72 [0.00]	0.08 (0.00/0.72)	0.06 (0.00/0.80)	0.01 (0.00/0.86)
TV	0.91 [0.06]	0.86 [0.01]	0.78 [0.00]	0.22 (0.02/0.31)	0.18 (0.00/0.40)	0.11 (0.00/0.54)
EM	0.71 [0.00]	0.83 [0.07]	0.96 [0.30]	0.12 (0.00/0.28)	0.22 (0.01/0.17)	0.43 (0.01/0.03)

주: 왼쪽 패널은 각 예측기간에서 FM모형과 경쟁모형에서 계산된 RMSE(root mean square error)의 비율이다. 비율 아래 [] 내의 수치는 DM통계량의 한계유의수준을 표기한다. 오른쪽 패널은 본문의 식 (8)에 있는 θ 의 추정치를 보고한다. 추정치 아래 () 내의 수치는 귀무가설 $\theta=1/\theta=0$ 각각을 t 통계를 통해서 검정하여 도출한 한계유의수준이다. 검정을 위해 필요한 추정오차는 Newey-West(1987)에서 h -시차의 창(window)을 가정하여 구하였다.

에 대한 평가도 가능하다. 평가는 향후 1분기($h=1$), 1년 반($h=4$) 그리고 2년($h=8$)이 대상이며, 표본 외 예측을 비교하는 기간은 1986: I에서 2000: IV까지로 한다. 표본기간 끝의 2년(2001: I~2002: IV)은 2000: IV에서 추정되는 예측치의 비교를 위해 보존한다. 식 (7)에서 시차 p 와 q 는 Akaike Information기준을 이용하여 선택하였다.

두 종류의 통계량을 표본 외 예측의 결과를 요약하기 위해 계산한다. 먼저 FM모형과 경쟁모형에서 계산된 RMSE(root mean square error)의 비율이다. 이 비율이 1보다 작은 경우 그 정도가 클수록 FM모형은 경쟁대상 모형보다 정확한 예측을 한다는 의미이다. 추가로 Diebold and Mariano(DM, 1995)를 이용하여 예측력의 차이가 통계적으로 유의한지를 검정한다. DM통계량은 두 모형에서 추정된 예측치의 정확도에는 차이가 없다는 귀무가설하에 점근적인(asymptotic) 정규분포를 가진다. 다른 하나의 통계량은 Stock and Watson(1999)이 제안한 것으로 한 모형에서 추정한 예측치가 다른 모형에서 추정한 예측치에 비해 추가적인 예측능력을 보유하는가 여부를 평가한다. 이 검정은 다음과 같은 예측방정식을 추정한다.

$$\bar{\pi}_{t+h} - \pi_t = (1-\theta)f_t^{FM} + \theta f_t + \varepsilon_t + h. \quad (8)$$

여기서 f_t^{FM} 은 시점 t 에서 FM에 의해 추정된 $\bar{\pi}_{t+h} - \pi_t$ 에 대한 예측치이고, f_t 는 경쟁모형에서 추정한 예측치이다. 만약 $\theta=0$ 이면 경쟁모형은 FM모형 이

상의 추가적인 예측력이 없음을 의미이며, 반면에 만약 $\theta=1$ 이면 FM모형은 경쟁모형 이상의 추가적인 예측력이 없음을 의미한다. 두 개의 귀무가설을 t 통계를 통해서 검정하며 귀무가설은 모두 기각 또는 채택될 수도 있다.

예측력을 비교한 결과는 <표 2>에 담겨 있다. FM모형은 모든 예측기간에서 HP와 TV모형보다 우월한 예측력을 보이고 있다. RMSE의 비율은 1보다 작으며 DM검정에 의하면 향상된 예측력은 모두 유의적으로 나타났다. 또한 θ 는 모두 1보다 작게 추정되었으며 귀무가설 $\theta=1$ 은 큰 이의 없이 기각되었다. 동시에 θ 의 추정치는 0에 근접하여, 결국 FM모형은 상대 경쟁모형 이상의 예측력을 보유하고 있으나 후자는 전자에 대해서 그렇지 않다는 것을 의미한다. FM모형은 EM모형에 대해서도 전반적으로 우월한 예측력을 보였다. 다만 예측기간 2년의 경우 DM 통계치는 두 모형 간의 예측력에는 차이가 없다는 귀무가설을 채택한다. 추정치 θ 를 보면 더 자세한 내용을 파악할 수 있다. 두 모형 모두 상대모형 이상의 추가적인 예측력을 보이고 있다. FM과 EM모형을 보완적으로 같이 이용하면 인플레이션 예측의 정확도를 향상시킬 수 있다고 하겠다. 종합하면 FM모형은 경쟁모형에서 추정한 NAIRU지표에 비해 우월한 인플레이션 예측력을 보유하고 있음을 확인하였다.

V. 통화준칙에서의 역할

또 하나의 흥미로운 분석은 추정된 NAIRU가 Taylor(1993)가 제시한 유형의 통화준칙에서 피드백변수의 역할을 하며 통화정책에 유용하게 이용될 수 있는가 여부이다. Taylor의 통화준칙은 1990년 이래 미국의 연방기금금리(federal funds rate)와 인플레이션 타기팅을 실시하는 국가의 정책금리를 잘 설명하는 것으로 보고되었다(Bernanke *et al.*, 1999; Judd and Rudebusch, 1999; Armour *et al.*, 2002; Batini and Greenslade, 2003).¹⁰⁾ 한국은 인플레이션 타기팅이 시행된 1998년부터 논의가 본격화되었다. 그 중 남광희(2001)는 모의실험을 통해 여러 타기팅정책 중 인플레이션 타기팅이 경제를 안정적으로 운용하는 데 가장 우월하다고 보고하였다. Hoffmaister(2001)은 한국의 경우 비록 짧은 역사이기는

10) 통화정책은 1990년 이래 미국을 비롯한 많은 선진국이 누려온 저인플레이션과 안정적인 성장에 상당부분 기여하였다는 것이 통설이다. 만약 과거의 이러한 정책이 성공적이었고 고 사료되면 정책제안자들은 미래의 의사결정에 이러한 준칙을 다시 고려할 가능성도 존재한다.

하나 인플레이션 타기팅이 비교적 잘 운용되어 왔다는 실증분석 결과를 발표하였다. 오정근(2000), 김양우(1997), 안세일·오수남(1998) 및 남광희(2001)의 연구에서는 Taylor 유형의 통화준칙이 한국에도 적절하게 적용될 수 있음을 시사한다.

Taylor의 통화준칙은 다음과 같이 인플레이션갭과 output갭을 주요인으로 구성된다.

$$i_t = r^* + \bar{\pi}_t + \omega_1(\bar{\pi}_t - \pi^*) + \omega_2 \tilde{y}_t.$$

여기서, i_t : 정책금리

r^* : 균형실질금리

$\bar{\pi}_t$: 연간 인플레이션

π^* : 목표 인플레이션

\tilde{y}_t : output갭

Taylor는 $\omega_1 = \omega_2 = 0.5$ 와 $r^* = \pi^* = 2\%$ 라는 가정을 이용하였다.¹¹⁾ 이후의 많은 연구들에서 ω_1 와 ω_2 를 직접 추정하기 위해 상기의 식을 다음과 같이 변형하여 이용하였다.

$$i_t = \alpha_0 + (1 + \omega_1)\bar{\pi}_t + \omega_2 \tilde{y}_t. \quad (9)$$

여기서 $\alpha_0 = (r^* - \omega_1 \pi^*)$. 또한 여러 중앙은행의 통화정책 운영에서 금리를 완만하게 조정하는 경향이 관찰되었다. 이와 같은 이자율의 평활화(smoothing) 행태는 Kozicki(1999)가 제시한 바와 같이 부분조정모형(partial adjustment model)을 이용해 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\alpha_0 + (1 + \omega_1)\bar{\pi}_t + \omega_2 \tilde{y}_t]. \quad (10)$$

여기서 ρ 는 평활화의 정도를 측정한다. 계수 ρ 가 0이면 평활화가 없는 식(9)와 동일하며 1에 근사할수록 정책금리의 평활화 경향이 강하다는 것을 의미한다.

한국의 정책금리인 call금리를 분석한 선행연구를 보면 김양우(1997)는 1988:Ⅲ~1996:Ⅳ기간을 대상으로 $\omega_1 = 0.54$ 및 $\omega_2 = 0.13$ 을 추정하였고, 오정근(2000)은 1990:Ⅰ~1998:Ⅳ기간에 대해 추정치 $\omega_1 = 1.44$ 및 $\omega_2 = 0.45$ 를 보고하였다. 정책금리의 평활화를 허용한 경우 오정근은 $\omega_1 = 0.86$, $\omega_2 = 0.27$ 및 $\rho = 0.40$ 으로

11) Taylor에서 인플레이션은 GDP 디플레이터에 기초하여 계산하였고, output갭은 GDP에서 선형 추세선을 제거하여 이용하였다.

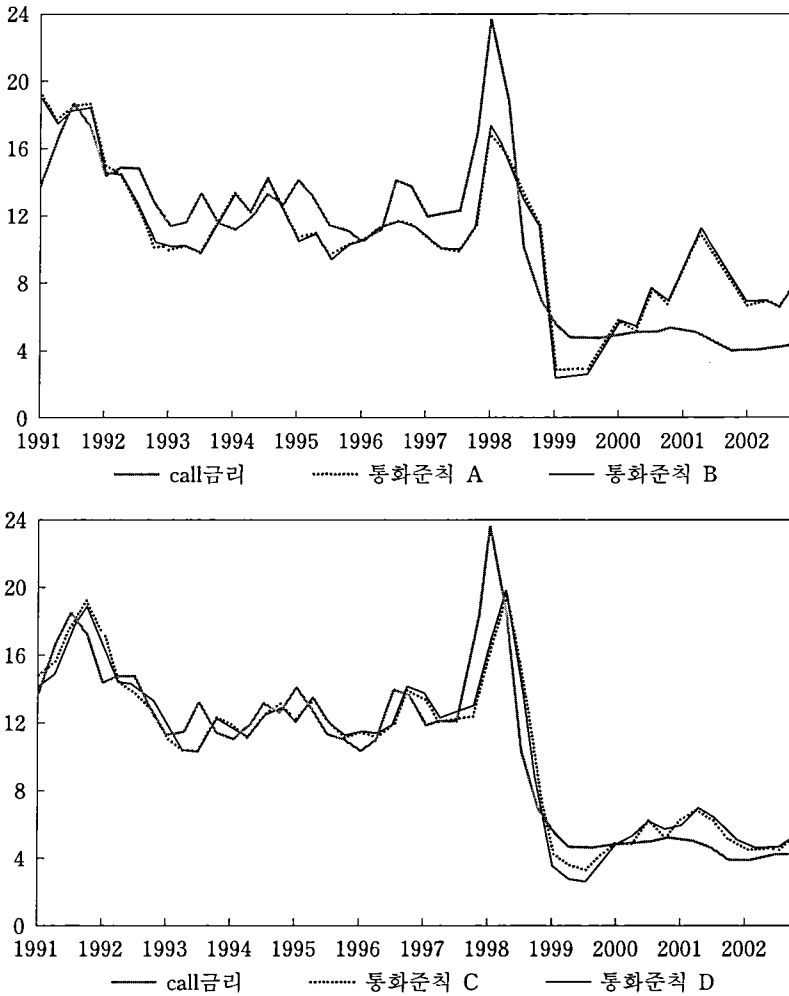
〈표 3〉 통화준칙의 계수추정

통화준칙	겉지표	ω_1 추정치	ω_2 추정치	ρ 추정치	Adj- R^2
A	\hat{y}_t	0.83 (0.19)	0.14 (0.14)		0.66
B	\hat{u}_t	0.82 (0.19)	-0.30 (0.17)		0.66
C	\hat{y}_t	1.27 (0.24)	0.85 (0.10)	0.69 (0.11)	0.84
D	\hat{u}_t	1.21 (0.23)	-2.55 (0.15)	0.75 (0.10)	0.86

주: 추정치 아래 [] 내의 수치는 추정오차이다. 정책금리의 평활화를 허용한 경우(준칙 C와 D)는 delta 방법을 이용하여 ω_1 과 ω_2 의 추정오차를 구하였다.

추정하였고, 남광희(2001)는 1987: I~2001: I기간을 대상으로 추정치 $\omega_1=0.46$, $\omega_2=0.24$ 및 $\rho=0.68$ 을 보고하였다. 본 연구에서는 금리의 시장기능이 활성화되기 시작한 1991: I을 시점으로 하여 우선 식 (9)와 (10)을 추정한다. 이때 output갭은 선행연구에서 이용하였던 실제 GDP와 Hodrick-Prescott필터를 적용하여($\lambda=1,600$) 추출한 추세치의 차이로 정의한다. 다음으로 추정된 NAIRU갭이 피드백변수인 output갭을 보완할 수 있는가에 대한 실증분석을 한다. Batini and Greenslade(2003)는 영란은행(Bank of England)의 통화준칙에 관한 연구에서 NAIRU갭은 output갭의 역할을 적절히 대체할 수 있을 뿐만 아니라, NAIRU갭만을 피드백변수로 이용한 준칙도 유용하다는 결과를 보고하였다.

〈표 3〉에 추정결과를 보고하고 〈그림 4〉는 추정된 call금리의 궤적과 실제치가 나타나 있다. 먼저 output갭을 이용할 경우 피드백변수들에 대한 추정계수는 $\omega_1=0.83$ 및 $\omega_2=0.14$ 로 나타났으며, 평활화를 허용하면 $\omega_1=1.27$, $\omega_2=0.85$ 그리고 $\rho=0.69$ 로 추정되었다. 이전의 연구와 비교하여 평활화를 허용할 때 추정치가 다소 높게 나타났으며 이러한 현상은, 특히 ω_2 에 뚜렷하였다. 추정의 적합도를 측정하는 adjusted- R^2 는 각각 66% 및 84%를 기록하여 실제 call금리의 움직임을 비교적 잘 반영하는 것으로 보인다. 오정근과 남광희의 연구에서 평활화를 허용한 통화준칙의 경우 adjusted- R^2 는 각각 41% 및 66%로 보고되었다. 다음으로 output갭을 NAIRU갭으로 대체하면 피드백변수들에 대한 추정계수는 $\omega_1=0.82$ 및 $\omega_2=-0.30$ 으로 나타났고, 평활화를 허용하면 $\omega_1=1.21$, $\omega_2=-2.55$ 및 $\rho=0.75$ 로 추정되었다. 이전의 output갭을 이용한 준칙에 비해 ω_2 의 절대치가 커졌다. 흥미로운 발견은 ω_2 의 추정치가 Okun의 법칙에서 제시하는



〈그림 4〉 통화준칙의 추정

1 대 2의 output갭과 NAIRU갭 간의 관계에서 크게 벗어나지 않는다는 점이다. 모형의 adjusted- R^2 는 각각 66% 및 86%로 나타나 역시 실제 call금리의 움직임을 잘 반영하는 것으로 보이며 〈그림 4〉에서도 이를 확인할 수 있다. 추정된 NAIRU갭은 Taylor 유형의 통화준칙에서 통상적인 피드백변수인 output갭의 역할을 보완하며 통화정책 운영에 유용하게 이용할 수 있다는 것을 시사한다.

VI. 결 론

인플레이션의 정확한 예측은 통화정책 수행에 필수적인 요건이며 한국과 같이 인플레이션 타기팅을 채택한 국가의 경우에는 더욱 그러하다. 기존의 연구에서 NAIRU를 이러한 요구에 부응할 수 있는 지표의 하나로 지목하며 지속적인 관심을 보여 왔다. 하지만 NAIRU는 직접 관찰할 수 없기 때문에 추정되어야 하고, 따라서 모형과 추정방법에 따라 결과가 다를 수 있다. 본 연구에서는 인플레이션의 선행지표로서 NAIRU를 추정하는 방법을 제시한다. 핵심적인 내용은 NAIRU를 정책기간에 걸쳐 인플레이션 변동의 예측치가 0에 해당하는 실업률로 정의하는 것이다. 이 정의는 Estrella and Mishkin(1999)이 제안하였으나 그들의 방법은 방정식의 모수추정시 최근의 데이터를 제외하는 등 몇 가지 단점이 있다. 본 연구에서는 이러한 문제점을 보완하며 실용성이 향상된 NAIRU 추정방법을 제시하였다.

실증분석 결과 새로운 NAIRU지표는 관련된 경제여건의 변화와 잘 부합하며 비교적 정확하게 추정되었다. 또한 Estrella and Mishkin을 포함한 기존의 추정방법에 의해 도출한 NAIRU지표보다 인플레이션의 표본 외 예측을 정확하게 하는 것으로 나타났다. 실시간으로 의사결정을 하는 정책제안자에게 인플레이션의 향후 추세에 대한 유용한 정보를 제공할 수 있으리라 기대한다. 추가로 본 연구는 추정된 NAIRU가 Taylor(1993)류의 통화준칙에서 피드백변수의 역할을 수행할 수 있는지 검증하였다. 그 결과 call금리의 변동을 적절하게 포착할 수 있다고 나타났다. 추정된 NAIRU값은 통상적인 피드백변수인 output갭의 역할을 보완하며 통화정책 운영에 유용하게 이용할 수 있다는 것을 시사한다.

참 고 문 헌

- 김양우, 「인플레이션 타겟팅의 개요와 실천과제」, 『경제분석』 제3권 제3호, 1997, 111~151.
- _____, 「물가안정목표제하에서 통화정책의 최적시차」, 『경제분석』 제7권 제3호, 2001, 1~25.
- 남광희, 「목표관리제 통화정책의 유효성 분석」, 2001년도 한국국제경제학회 동

- 계학술대회 논문집, 2001, 907~930.
- 문소상, 「자연실업률 추정방법에 관한 연구」, 『금융경제연구』 제145호, 2003, 1~51.
- 신관호, 「한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해」, 『한국경제의 분석』 제7권 제1호, 2001, 1~55.
- 신석하, 「한국의 자연실업률 추정」, 『KDI정책연구』 제26권 제2호, 2004, 3~62.
- 안세일·오수남, 「정통적 통화정책 수행을 위한 금리활용방안」, 『경제분석』 제4권 제1호, 1998, 1~30.
- 안주엽·전재식, 「한국의 균형실업률」, 『분기별 노동동향분석』 2000년 3/4분기, 한국노동연구원, 2000, 87~98.
- 오정근, 「통화정책의 파급경로: 금리파급경로」, 함정호 외 지음, 『금융환경 변화와 통화정책』, 지식산업사, 2000, 231~263.
- 유경준, 「균형실업률 추정과 정책적 시사점」, 『KDI경제전망』 제17권 제2호, 2000, 87~100.
- Armour, J., B. Fung, and D. Maclean, "Taylor rules in the quarterly projection model," Bank of Canada Working Paper No. 2002-1, 2002.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith, and D. Hendry, "Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data," Oxford University Press, 1993.
- Batini N. and J. Greenslade, "Measuring the UK short-run NAIRU," Bank of England External MPC Unit Discussion Paper No. 12, 2003.
- Bernanke, B., T. Laubach, F. Mishkin, and A. Posen, "Inflation targeting: Lessons from the international experience," Princeton University Press, 1999.
- Beveridge S. and C. Nelson, "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle," *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981, 151~174.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, "The effects of monetary policy shocks: Some evidence from the flow of funds," *Review of Economics and Statistics*, 78, 1996, 16~34.
- Diebold, F. and R. Mariano, "Comparing predictive accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 1995, 253~263.

- Estrella, A. and F. Mishkin, "Rethinking the role of NAIRU in monetary policy: Implications of model formation and uncertainty," in J. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, 405~430.
- Evans, G., "Output and unemployment dynamics in the United States: 1950-1985," *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1989, 213~237.
- Hoffmaister, A., "Inflation targeting in Korea: An empirical exploration," *IMF Staff Papers* 48, 2001, 317~343.
- Judd, J. and G. Rudebusch, "Taylor's rule and the Fed: 1970-1997," *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, No. 3, 1998, 3~16.
- King, R. and M. Watson, "The post-war U.S. Phillips curve: A revisionist econometric history," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 41, 1994, 157~219.
- King, R., J. Stock, and M. Watson, "Temporal instability of the unemployment-inflation relationship," *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, 19, 1995, 2~12.
- Kozicki, S., "How useful are Taylor rules for monetary policy?" *Federal Reserve Bank of Kansas City economic Review*, No. 2, 1999, 5~33.
- Laubach, T., "Measuring the NAIRU: Evidence from seven countries," *Review of Economics and Statistics*, 83, 2001, 218~231.
- Li, H. and G. S. Maddala, "Bootstrap variance estimation of nonlinear functions of parameters: An application to long-run elasticities of energy demand," *Review of Economics and Statistics*, 81, 1999, 728~733.
- Meyer, L., "Discussion Summary," in J. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, 434~435.
- Newey, W. and K. West, "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, 1987, 703~708.
- Skalin, J. and T. Teräsvirta, "Modelling asymmetries and moving equilibria in unemployment rates," *Macroeconomic Dynamics*, 6, 2002, 202~241.
- Staiger, D., J. Stock, and M. Watson, "How precise are estimates of the natural rate of unemployment?" in C. Romer, and D. Romer, eds., *Reducing inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, 1997, 195~242.

Stock, J. and M. Watson, "Forecasting inflation," *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, 293~335.

Taylor, J., "Discretion versus policy rules in practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 1993, 195~214.

[Abstract]

A New NAIRU Estimate of Korea and Monetary Policy Rules

Hyeon-seung Huh

This paper proposes a method to estimate the NAIRU for Korea. The method shares the innovation of Estrella and Mishkin (1999) that constructs the NAIRU as a leading indicator of inflation changes over the policy horizon. However, their procedure faces methodological shortcomings, which would mar its applicability in practice. Our alternative construction resolves them and builds a more theoretically sound and practically useful measure of the NAIRU. Empirical analysis shows that the resulting NAIRU gap estimates produce more accurate out-of-sample forecasts for inflation in comparison to those by other popular measures. The new NAIRU measure can hence offer better guidance for policy makers operating in real time. We further demonstrate its usefulness as a feedback variable in Taylor-type monetary policy rules for the interest rate.

Keywords: NAIRU, Forecasts, Taylor rules

JEL Classification: C2, E3, E5