

**KDI 政策研究**

제26권 제2호(통권 제94호)

**한국의 자연실업률 추정**

신 석 하

(한국개발연구원 부연구위원)

Korea's Natural Rate of Unemployment:  
Estimates and Assessment

Sukha Shin

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 자연실업률, 추정방법, 신뢰구간
- JEL 코드: C5, E1

## ABSTRACT

This paper estimates Korea's natural rate of unemployment using various estimation methods such as pure time-series methods, reduced-form methods, and structural form methods, with discussion about relative advantages and disadvantages of each estimation method. This paper also provides the confidence interval of the estimated natural rate of unemployment by the Monte Carlo integration method.

Though multivariate unobserved component model exhibits better performance in many aspects than other estimation methods, awareness should be raised for a potential misspecification problem of a multivariate unobserved component model. Considering that each method has its own advantages and disadvantages, it is recommended to make an inference on the natural rate of unemployment based on common results among various methods.

Korea's natural rate of unemployment was estimated to be around 3.8~4.0% on average in the period of 1979: I~1987:IV, and to decline to 2.5~2.9% in the period of 1988: I ~1997:IV. During the Asian crisis, it is estimated to peak at near 4.8% and to have been on a downward trend since then.

한국의 자연실업률에 대한 기존 연구들은 대부분 한 가지의 추정방법에 의존하고 있어 연구 간에 상이하게 나타나는 추정결과를 평가할 근거가 없는 상황이다. 따라서 본고에서는 이를 감안하여 순수 시계열방법, 축약형 모형을 이용한 방법, 구조모형을 이용한 방법 등 다양한 추정방법을 검토하여 추정방법 간 상대적인 장단점을 비교하고 이를 기반으로 한국의 자연실업률을 추정하고자 하였다. 또한 본 논문에서는 추정결과의 신뢰구간을 몬테카를로 적분(Monte Carlo integration)방법을 이용하여 추정함으로써 추정결과의 정확성에 대한 평가 근거를 제시하였다.

축약형 모형의 하나인 다변수 비관측인자모형이 여타 추정방법에 비해 상대적으로 장점을 지니고 있는 것으로 평가되었으나 추정결과가 모형설정오류에 민감하다는 점을 고려하여 모형설정에 세심한 주의를 기울일 필요가 제기되었으며, 순수 시계열방법이나 구조 벡터자기회귀모형도 나름대로의 장점이 있으므로 특정방법을 이용한 결과에 의존하기보다는 여러 추정방법에 의한 추정결과에서 공통적으로 발견되는 부분에 기반을 두어 자연실업률을 추론하는 것이 바람직하다고 사료된다.

추정방법에 따라 다소 차이가 있지만, 한국의 자연실업률은 1979~87년 동안 평균 3.7~4.0% 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 2.6~3.2% 수준으로 하락하였으나, 외환위기를 거치며 4.0~5.3% 수준까지 상승하였다가 이후 하락하는 추세를 지속하고 있는 것으로 나타났다. 또한 대부분의 추정결과에서 최근에 실제실업률이 자연실업률에 근접해 있으나 실업률 갭이 상승하고 있는 것으로 나타나 최근 비교적 높은 수준에 머무르고 있는 실업률이 외환위기 이후 자연실업률의 상승이라는 구조적 변화와 경기침체라는 경기순환적 요인에 함께 영향 받고 있을 가능성을 시사하였다.

## I. 서론

본 논문에서는 자연실업률의 다양한 추정방법들을 이론적·실증적으로 비교 평가하고, 이를 기반으로 한국의 자연실업률을 추정하고자 시도하였다.<sup>1)</sup>

자연실업률은 노동시장의 측면에서 경제의 현재 상태를 파악하고, 경제정책 방향을 수립하는 데 유용한 개념이다. 실제실업률과 자연실업률의 차이로 규정되는 실업률 갭은 경기순환적인 측면에서 노동시장의 상태를 평가할 수 있는 유용한 지표이며, 현재의 실업률 변동이 구조적 요인에 기인한 자연실업률의 변동을 반영하는 것인지 아니면 경기순환적 요인에 기인한 실업률 갭의 변동을 반영하는 것인지 여부에 따라 실업률에 대한 정책방향이 달라지게 된다.

우리 경제는 외환위기를 전후하여 실업률의 급격한 변동을 겪었으며, 현재도 외환위기 이전 기간에 비해 높은 수준의 실업률을 경험하고 있다. 또한 최근에는 경기침체의 영향으로 실업률이 상승함에 따라 고용문제에 대한 사회적 관심이 높아지고 있다. 그러나 최근의 높은 수준의 실업률이 과연 구조적 요인의 변화를 반영한 자연실업률의 상승에 기인하는 것인지 아니면 경기침체에 따른 일시적인 현상인지 판단할 근거가 부족한 상황이다.

한국의 자연실업률에 대한 추정결과를 제시하는 연구가 상당수 존재하지만, 기존 연구들의 대부분이 하나의 추정방법에 의한 결과만을 제시하고 있을 뿐 아니라 추정결과가 연구 간에 상이하게 나타나 정책적 목적에서 활용하는 데 한계가 있다. 예를 들어, 신관호(2001)의 경우 1980년대 후반부터 외환위기 이전까지의 기간에서 실제실업률이 자연실업률을 크게 하회하는 것으로 추정되는 반면, 문소상(2003)에서는 같은 기간 동안 대부분의 시점에서 실제실업률이 자연실업률보다 높은 것으로 나타나는 등 동일한 시점의 자연실업률 추정결과가 연구 간에 상

1) 본 논문은 필자가 2003년에 작성한 동일제목의 연구보고서를 일부 수정하여 학술지 논문 형태로 편집한 것임을 밝히고자 한다.

당한 차이를 보이고 있다. 실제실업률이 자연실업률을 상회하는지 아니면 하회하는지에 따라 정책방향이 크게 달라져야 한다는 점에서 이러한 추정결과의 차이는 정책적 목적에서 추정결과를 활용하는 데 심각한 문제가 된다.

따라서 본 논문에서는 자연실업률의 추정에 사용되는 다양한 방법들의 이론적인 장단점과 개별 추정방법에 의한 자연실업률의 추정결과에서 나타나는 특성들을 비교함으로써 추정결과에 대한 판단근거를 제시하고자 하였다. 본 논문에서는 자연실업률 추정에 널리 사용되고 있는 다변수 비관측인자모형 등 축약형 모형 외에도 순수 시계열방법과 구조 벡터자기회귀모형도 고려하였다. 구조 벡터자기회귀모형은 모형설정 오류(model specification error)에 비교적 자유로울 뿐 아니라 경제이론에 기반을 둔 방법이라는 점에서 경제변수 간의 관계 분석이나 잠재GDP 추정 등에서 널리 사용되고 있지만, 이를 자연실업률 추정에 적용하는 것은 국내연구로는 본 논문에서 처음으로 시도한 것이다.

한편 본 논문에서는 기존 연구에서 사용된 다변수 비관측인자모형의 추정과정에서 제기되는 잠재적인 문제점들을 파악하고 이를 개선시키고자 노력하였다.

기존 연구에서는 자연실업률의 추정결과만을 제공할 뿐이어서 추정된 자연실업률을 정책적 목적에서 사용하고자 할 때 어느 정도의 불확실성을 고려해야 하는지에 대한 판단근거가 없다는 점을 감안하여 본 논문에서는 자연실업률의 신뢰구간을 추정하여 추정방법의 정확도를 평가하여 보았다.

자연실업률에 대한 포괄적인 분석을 위해서는 자연실업률의 추정에 더하여, 경제이론의 측면에서 자연실업률의 결정요인을 도출하고 이를 실제 노동시장 제도 및 경제구조적인 측면에서 고찰함으로써 정책적 시사점을 제시하는 것이 필요하다. 본 논문은 이러한 포괄적인 분석을 위한 첫 단계로서 추정방법에 초점을 맞추었으며, 자연실업률의 결정요인, 제도 및 경제구조상의 변화의 영향, 정책적 시사점 등에 대해서는 향후 연구에서 다루고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서는 자연실업률의 개념, 추정방법, 국내 선행연구 결과에 대한 개괄적인 설명을 제시하였다.

III장에서는 자연실업률의 추정방법 중 순수 시계열방법에 대하여 논의하였는데, 순수 시계열방법으로는 호드릭-프레스캣 필터와 단일변수 비관측인자모형을 고려하였다. IV장에서는 축약형 모형을 이용한 자연실업률의 추정을 다루었는데, 여기서는 단순 필립스곡선과 다변수 비관측인자모형을 고려하였다. V장에서는 구조 VAR모형을 이용한 자연실업률의 추정을 다루었다. VI장에서는 다변수 비관측인자모형과 구조 VAR모형의 정확도에 대한 평가를 시도하였다. VII장에서는 이상의 분석결과를 정리하고, 이를 기반으로 한국의 자연실업률의 수준 및 최근 추이에 대한 논의를 제시하였다.

## II. 자연실업률의 개념, 추정방법 및 국내 선행연구

### 1. 자연실업률의 개념

자연실업률의 개념은 1968년에 Friedman이 전미경제학회(American Economics Association)에서 행한 강의에서 제시되었다.

“The ‘natural rate of unemployment’, in other words, is the level that would be ground out by the Warlasiian system of general equilibrium equations, provided there is imbedded in them the actual structural characteristics of the labor and commodity markets, including market imperfections, stochastic variability in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labor availabilities, the costs of mobility and so on. (Friedman[1968], p.8)” [Rogerson(1997)에서 재인용]

이때 제시된 자연실업률은 경제의 균형상태에서 상품시장과 노동시장 등 경제의 구조적인 요인에 의해 결정되는 실업률의 수준을 의미하는 것으로 해석되나, 정확한 정의가 무엇인지에 대해서는 학자들 간에 논란이 있으며 각기 조금씩 다른 개념으로 정의하여 사용해 오고 있는

실정이다.<sup>2)</sup>

이후 실업률과 물가상승률 간의 관계에 대한 통화론자와 케인즈학파 간의 논쟁을 통하여 물가상승을 가속화시키지 않는 실업률(nonaccelerating inflation rate of unemployment; 이하 NAIRU)이라는 용어가 널리 사용되고 있다.<sup>3)</sup> NAIRU는 수직선 형태의 장기 필립스곡선과 관련된 개념으로, 낮은 수준의 실업률을 유지하려는 정책적 노력이 높은 수준의 물가상승률을 초래하는 데 그치지 않고 물가상승률을 가속시킬 수 있다는 점을 강조하고 있다. 단순한 형태의 필립스곡선은 다음과 같이 상정할 수 있다.

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(u_t - u_t^N) + w_t \quad (2.1)$$

여기서  $\pi_t$ 는 인플레이션율을,  $\pi_t^e$ 는 기대인플레이션율을,  $u_t$ 는 실제 실업률을,  $u_t^N$ 는 자연실업률을 각각 나타내며, 통상적으로  $\beta < 0$ 이라고 가정한다.  $w_t$ 는 확률적 교란항을 나타낸다. 이러한 필립스곡선은 만약 실제실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율이 당초 기대했던 수준보다 높아짐을 표현하고 있다. 기대인플레이션에 대하여 다음과 같이 가정하고,

$$\pi_t^e = \pi_{t-1} \quad (2.2)$$

이를 식 (2.1)에 대입하면 다음과 같은 NAIRU 행태식을 구할 수 있다.

$$\Delta \pi_t = \beta(u_t - u_t^N) + w_t \quad (2.3)$$

여기서  $\Delta$ 은 일차차분을 나타낸다. 식 (2.3)은 실제실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율의 상승률이 높아짐을 의미한다. 다시 말하면 실제실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율의 수준이 높

2) 예를 들어, Rogerson(1997)은 자연실업률의 개념에 해당하는 용어로 평균실업률, 장기실업률, 정상실업률(normal unemployment), 균제상태 실업률(steady state rate of unemployment), 지속 가능한 최저 실업률, 효율적 실업률(efficient rate of unemployment) 등이 문헌에서 사용되고 있음을 지적하고 있다.

3) Espinosa-Vega and Russell(1997)은 NAIRU라는 용어가 Modigliani and Papademos (1975)가 제기한 NIRU(noninflationary rate of unemployment)에서 유래하였음을 밝히고 있다.

아질 뿐 아니라 인플레이션율의 상승이 가속된다는 것이다.

이 밖에도 OECD에서는 정책적 목적에서 자연실업률의 개념을 단기 NAIRU, NAIRU, 장기 NAIRU로 구분하여 사용하고 있다(Richardson et al.[2000] 참조). 이러한 개념구분에 따르면 NAIRU는 식 (2.3)에서의 자연실업률 개념에 해당하는 것으로서 수요충격이나 일시적인 공급충격에 대해 인플레이션을 통한 조정과정을 거친 후에 실업률이 수렴하는 수준으로 정의되며, 한 경제의 잠재성장을 측정하고 재정수지의 균형을 검토하는 데 유용하다고 평가되고 있다.

한편 단기 NAIRU(이하 S-NAIRU)는 이번 기의 물가상승률이 전기의 물가상승률과 같게 되는 실업률 수준으로 정의되며, NAIRU와 달리 일시적인 공급충격에 의해서도 영향 받는 특성을 갖고 있다. 예를 들어, 실제 실업률이 NAIRU보다 낮아도 일시적인 물가하락을 유발하는 공급충격이 있는 경우 실업률의 상승 없이 다음 기의 물가상승률이 이번 기의 물가상승률 수준으로 유지될 수 있으므로, 이 경우 S-NAIRU는 NAIRU보다 낮은 수준이 될 것이다. 이러한 특성을 지닌 S-NAIRU는 물가상승과 관련된 거시경제정책의 수립에 유용하다고 알려지고 있다. 통상적으로 필립스곡선은 식 (2.3)에 인플레이션의 자기시차항과 일시적인 공급충격을 반영하는 항( $x_t$ )을 추가하는 형태로 표현되는데 S-NAIRU는 아래의 식 (2.4)에서  $\Delta \pi_t = 0$ 의 조건을 만족하는  $u_t$ 의 수준으로 측정된다.

$$\Delta \pi_t = \alpha(L)\Delta \pi_{t-1} + \beta(L)(u_t - u_t^N) + \gamma(L)x_t + w_t \quad (2.4)$$

장기 NAIRU(이하 L-NAIRU)는 경제의 정상상태(steady state)에서의 실업률 수준으로 정의되며 모든 충격에 대한 조정과정을 거친 후의 실업률이라는 의미를 갖는다. 따라서 OECD의 L-NAIRU는 Friedman(1968)이 제시한 원래의 자연실업률 개념에 가깝다고 할 수 있다. Richardson et al.(2000)에 따르면, L-NAIRU는 노동시장 및 상품시장의 구조적인 측면을 평가하는 데 유용한 개념이라고 한다.

본 논문에서는 자연실업률을 추정하는 여러 가지 방법을 고찰하고 있는데 각 방법마다 사용하는 자연실업률의 개념이 다를 수 있다는 점에 주의를 기울일 필요가 있다. 즉, 필립스곡선을 포함하는 모형의 경우

자연실업률은 NAIRU의 개념을 지니는 반면, 구조모형의 경우에는 장기 균형실업률로서의 자연실업률(L-NAIRU)이 추정된다. 본 논문에서는 S-NAIRU의 개념에 해당하는 자연실업률의 추정방법에 대해서는 다루지 않았다.<sup>4)</sup>

기존 문헌에서는 자연실업률에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 인구 구조의 변화, 산업구조의 변화, 노동시장의 효율성, 근로유인과 관련된 제도, 경제주체의 선호변화, 생산성의 변화 등이 주로 제시되고 있다.<sup>5)</sup> 어떠한 요인이 자연실업률에 영향을 미칠 수 있는지는 매우 중요한 연구과제이나 자연실업률의 추정방법에 중점을 둔 본 논문에서는 이를 다루지 못하였다.<sup>6)</sup>

## 2. 자연실업률의 추정방법

자연실업률의 추정방법은 크게 순수 시계열방법, 축약형 모형을 이용한 방법, 구조모형을 이용한 방법으로 나눌 수 있다.

순수 시계열방법은 실업률의 시계열적 특성에 대한 모형을 설정하고 이를 기반으로 실업률의 확률추세(stochastic trend)를 추정하여 자연실업률로 사용하는 방법이다. 이러한 순수 시계열방법에는 호드릭-프레스캣 필터(Hodrick-Prescott Filter; 이하 HP필터), 비버릿지-넬슨 분해(Beveridge-Nelson Decomposition; 이하 BN분해), 단일변수 비관측인자모형(univariate unobserved component model) 등이 있다.

이들 순수 시계열방법은 추정과정이 간단하다는 장점이 있지만 자연실업률의 추정과정이 경제이론에 기반을 두지 않고 실업률 자료의 통계적인 특성에만 의지할 뿐 아니라 실업률 이외의 경제변수에 포함된 정보를 추정과정에서 이용하지 못한다는 단점이 있다. 본 논문에서는 III장에서 순수 시계열방법에 의한 자연실업률 추정을 다루고 있다.

4) S-NAIRU가 물가상승과 관련하여 통화정책에 유용한 지표인 것은 사실이나 다른 지표와 비교하여 불 때 물가상승 예측에 한계가 있다는 연구결과가 Estrella and Mishkin(1998)과 Stock and Watson(1999)에 제시되어 있다.

5) 이 밖에도 국제교역의 증가, Hysteresis 등이 미국과 유럽국가의 자연실업률 변화를 설명하기 위해 사용되고 있다.

6) 자연실업률의 결정요인에 대한 개괄적인 설명은 신석하·조동철(2003)을 참조하라.



이에 비하여 축약형 모형은 경제이론으로부터 실업률과 여타 경제 변수 간의 관계에 대한 행태식을 유도한 후 이러한 행태식을 추정하여 자연실업률을 구하는 방법이다. 현재 자연실업률의 추정을 위하여 가장 널리 사용되고 있는 방법은 실업률의 시계열적 특성과 필립스곡선을 결합한 모형이다. 자연실업률이 일정하지 않고 매기마다 변화하는 것으로 간주할 경우 필립스곡선만을 이용하여 자연실업률을 직접 추정하기 어려워진다. 따라서 모형을 상태공간모형(state space model)으로 전환한 후 칼만필터(Kalman filter) 기법을 이용하여 추정하는 것이 일반적이다.

이들 축약형 모형을 이용한 방법은 순수 시계열방법과 달리 경제이론에 모형의 기반을 두고 있으며 실업률 이외의 여타 경제변수도 이용할 수 있다는 장점이 있지만, 축약형 모형의 일반적인 문제인 모형설정 오류(model specification error)에 노출된다는 단점도 지니고 있다. 즉, 축약형 모형의 경우 단일방정식으로서의 행태식을 추정하는 것이 일반적이는데 모형이 잘못 설정되면 행태식으로부터 누락된 변수들과 행태식의 설명변수 간의 상관관계로 인하여 교란항과 설명변수들 간에 직교성(orthogonality)이 담보되지 않는다. 추정과정에서 이를 적절히 고려하지 못할 경우 추정결과가 심각한 문제점을 지닐 수 있다.<sup>7)</sup> 본 논문에서는 IV장에서 축약형 모형을 이용한 자연실업률 추정방법에 대해 논의하고 있다.

구조모형은 경제변수 간의 관계를 방정식체계로 구성하는데, 변수들 간의 상관관계가 방정식체계의 교란항들의 상관관계에 반영되어 명시적으로 고려되므로 축약형 모형에 비해 모형설정오류로부터 자유롭다는 장점이 있다.<sup>8)</sup> 반면에 단일방정식이 아닌 연립방정식체계를 추정하기 때문에 모형의 구축 및 추정과정이 축약형 모형에 비해 복잡하다는

7) 교란항과 설명변수 간에 직교성이 성립되지 않는 경우 통상적인 최소자승법의 추정 결과는 일치성(consistency)을 상실하게 되므로 모형을 재설정하거나 교란항과 설명변수 간의 상관관계를 명시적으로 고려한 도구변수법(instrument variable method) 등의 방법을 사용하여야 한다. 비관측인자모형의 경우에는 관측되지 않는 변수가 모형에 포함되어 있어 이러한 문제점을 해결하는 것이 통상적인 모형보다 어려워진다.

8) 물론 익명의 논평자가 지적했듯이 축약형이나 순수 시계열모형에서도 교란항들의 상관관계를 고려함으로써 일정 정도 모형설정오류를 해결할 수 있다.

단점이 있다. 구조모형을 이용한 방법의 대표적인 예로 구조 벡터자기회귀모형(structural vector auto-regression model; 이하 구조 VAR모형)을 들 수 있다. 본 논문에서는 V장에서 이를 이용한 자연실업률 추정에 대해 다루고 있다.

### 3. 국내 선행연구

한국의 자연실업률에 대한 선행연구로는 안주엽·전재식(2000), 신관호(2001), 문소상(2003) 등을 들 수 있는데, 이들은 공통적으로 축약형 모형의 다변수 비관측인자모형을 이용하여 자연실업률을 추정하였다. 그러나 이들 연구에서 제시되는 추정결과는 서로 간에 상당한 차이를 보이고 있다. 이러한 차이는 기본적으로 같은 추정방법을 사용하기는 했으나, 모형의 설정이 서로 다르고 추정대상 기간도 일치하지 않는 데서 기인했을 가능성이 있다.<sup>9)</sup> 이들 연구에서 사용된 모형에 대해서는 IV장에서 자세히 다루고자 하며, 여기서는 이들 연구의 추정결과에서 발견되는 문제점을 살펴보고자 한다.

먼저, 추정된 자연실업률을 비교해 보면 동일시점의 자연실업률 수준에서 상당한 차이가 발견된다. 문소상(2003)은 1980: I ~ 2002: III 기간의 분기자료를 이용하여 자연실업률을 추정하였는데, 자연실업률 추정치가 1980년대 후반~1997년 기간의 대부분에서 실제실업률보다 낮게 나타나고 있다. 이에 비하여 안주엽·전재식(2000)이 1984: I ~ 2000: II 기간의 분기자료를 이용하여 추정한 자연실업률은 1980년대 후반~1997년의 기간 대부분에서 실제실업률을 소폭 상회하는 것으로 나타나고 있다. 한편 신관호(2001)가 1974: I ~ 2000: I 기간의 분기자료를 이용하여 추정한 자연실업률은 1980년대 후반~1997년 기간 동안 실제실업률을 크게 상회하고 있다.

한편 기존 연구들에서 제시되는 자연실업률은 동일시점에서의 수준 뿐 아니라 변동의 정도에서도 서로 상이한 모습을 나타내고 있다. 안주엽·전재식(2000)과 문소상(2003)의 경우 자연실업률이 실제실업률의 추

9) 분석기간의 변화에 대한 자연실업률 추정치의 안정성에 대해서는 신석하·조동철(2003)을 참조하라.

이를 상당히 반영하여 일정 정도 단기적인 변동을 포함하고 있는 반면, 신관호(2001)의 자연실업률은 평활한(smooth) 시계열로 나타나 실제실업률의 추이에 크게 영향 받지 않는 모습을 보이고 있다.

또한 기존 연구에서는 실제실업률과 자연실업률 간의 차이로 정의되는 실업률 갭의 경제적 의미가 명확하지 않다는 문제점도 발견된다. 예를 들어, 신관호(2001)에서 제시되는 실업률 갭은 1988~98년 기간 동안 음의 값을 유지하고 있다. 이충렬(2001)이 지적한 바와 같이, 이처럼 실제실업률이 10년 동안 자연실업률보다 낮게 유지되었다면 물가를 낮출 특별한 공급 측 요인이 없었던 이 기간 동안 물가상승률이 높아져야 함에도 불구하고 물가는 비교적 안정되었으며, 실업률 갭은 이 기간 동안 관측되었던 세 번의 경기변동(1988: I ~ 1989: III, 1992: I ~ 1993: I, 1996: I ~ 1998: III)과 무관하게 일정한 수준을 유지하는 것으로 나타나고 있다.<sup>10)</sup>

이 밖에도 안주엽·전재식(2000)의 추정결과에서는 추정계수의 부호가 통상적인 경제이론과 부합하지 않는 경우가 발견되고 있으며, 신관호(2001)의 경우 계수의 부호는 경제이론과 부합하지만 계수의 크기가 모형에서 가정한 안정성(stationarity)을 충족시키지 못하는 경우가 발견된다.

### Ⅲ. 순수 시계열방법을 이용한 자연실업률 추정

#### 1. 실제실업률의 시계열적 특성

순수 시계열방법은 실업률의 시계열적 특성을 이용하는 방법이므로

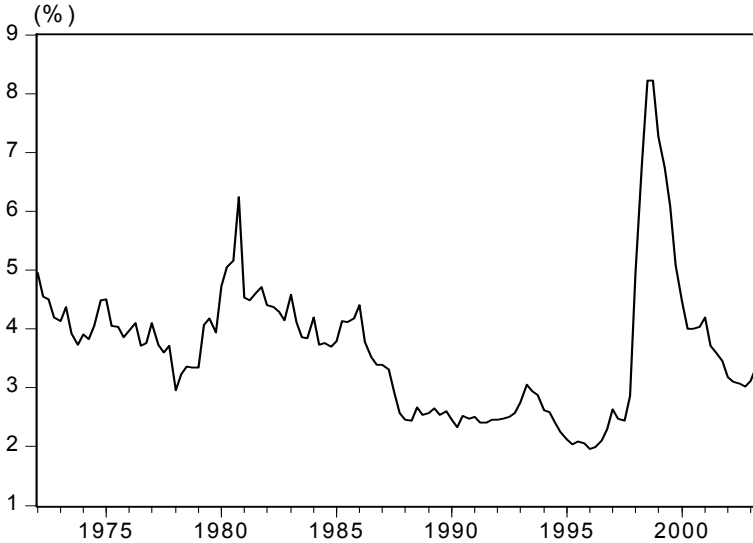
---

10) 익명의 논평자가 지적하였듯이 경기변동(reference cycle)과의 상관관계가 실업률 갭을 평가하는 적절한 준거인지에 대해서는 논란이 있을 수 있다. 경기변동이론에 따라 추세와 순환부분의 개념이 달라질 수 있으며, 통계청에서 공표하는 경기순환의 상당 부분이 총공급의 추세변화를 반영할 가능성을 배제할 수 없다. 다만, 자연실업률이 경제주체의 선호 및 제도적 요인만을 반영하는 경우에는 총공급 추세에 영향을 미치는 실물부문 충격의 상당 부분이 자연실업률에 영향을 주지 못하고, 이에 따라 실업률 갭과 경기순환이 일정 정도 상관관계를 지닐 것으로 추측된다.

이를 이용하여 자연실업률을 추정하기 전에 실업률의 시계열적 특성을 살펴볼 필요가 있다. [그림 1]에 실업률의 그림이 제시되어 있다. 본 논문에서는 1970~2003년 기간의 계절조정된 전 산업 평균실업률 분기자료를 이용하였다. 그림에서 볼 수 있듯이 1988년과 1998년을 전후하여 실업률 수준에 각각 상당한 변화가 있었음을 알 수 있다.<sup>11)</sup>

대부분의 순수 시계열방법이 실업률을 단위근을 갖는 비정상시계열(nonstationary time series)로 가정하고 모형을 설정하므로 분석에 앞서 실업률이 단위근을 갖는지 검정하여 보았다. 단위근 검정방법으로는 Elliot et al.(1996)의 DF-GLS(Dickey-Fuller GLS)검정과 Kwiatkowski et al.(1992)의 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)검정을 이용하였다. DF-GLS검정은 비정상시계열의 확정추세(deterministic trend)를 GLS(generalized least squares)와 유사한 방법으로 제거한 후 ADF(augmented Dickey-Fuller)검정

[그림 1] 실업률



11) 한국의 실업률 변화와 관련된 경제적 요인에 대한 논의는 문소상(2003)과 신관호(2001) 등에 제시되어 있는데, 문소상(2003)은 자연실업률의 변화를 초래할 수 있는 제도적 요인으로 1987년 11월에 시행된 주당 노동시간 단축 등 노동기준법의 개정과 외환위기 이후 확대 적용된 실업급여제도 등을 제기하고 있다.

을 적용하는 것으로 ADF검정의 낮은 검정력(power)을 개선시켰다는 평가를 받고 있다. 시계열이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 DF-GLS검정에서 사용되는 것과 대조적으로 KPSS검정에서는 시계열이 단위근을 갖지 않는다는 정상성(stationarity) 귀무가설이 사용된다. 이처럼 상호 배타적인 귀무가설을 채택하는 두 검정을 사용하는 확정분석(confirmatory analysis)을 사용함으로써 추론의 신뢰성을 높일 수 있다.<sup>12)</sup>

<표 1>에서 볼 수 있듯이, 실업률이 단위근을 갖는다는 귀무가설이 시간추세향(time trend)을 포함하지 않는 DF-GLS검정에 의해 유의수준 10%에서 기각되는 경우와 기각되지 않는 경우가 각각 비슷하게 관측되

<표 1> 실업률에 대한 단위근 검정

시 차	시간추세향 없음	
	DF-GLS	KPSS
1	-2.933***	0.373*
2	-1.937*	0.373*
3	-1.687*	0.373*
4	-1.932*	0.373*
5	-1.870*	0.373*
6	-1.407	0.373*
7	-1.432	0.373*
8	-1.663*	0.373*
9	-1.674*	0.373*
10	-1.190	0.373*
11	-1.046	0.373*
12	-1.370	0.373*
임계치		
1%	-2.583	0.739
5%	-1.943	0.463
10%	-1.615	0.347

- 주: 1) 위 단위근 검정에서 귀무가설은 DF-GLS검정의 경우 '시계열이 단위근을 가짐'이며, KPSS검정의 경우 '시계열이 단위근을 갖지 않음'임.  
 2) 검정통계량의 위첨자 \*는 유의수준 10%에서, \*\*는 유의수준 5%에서, \*\*\*는 유의수준 1%에서 각각 귀무가설이 기각됨을 나타냄.  
 3) KPSS검정의 경우 검정통계량이 시차의 길이에 영향 받지 않음.

12) 확정분석에 대한 자세한 논의는 Maddala and Kim(1998)을 참조하라.

는 반면 실업률이 정상적인 시계열이라는 귀무가설은 KPSS검정에 의해 기각되고 있다. 이러한 검정결과를 기반으로 본 논문에서는 실업률이 비정상시계열이라고 가정하고 이후 분석을 시행하였다.<sup>13)</sup>

## 2. 추정방법 및 추정결과

### 가. HP필터

HP필터는 추세부분이 매우 평활한(smooth) 시계열이라는 가정하에 다음과 같은 목적식을 최소화하는  $u_i^T$ 를 추정하여 자연실업률로 사용한다.<sup>14)</sup>

$$\sum [(u_i - u_i^T)^2 + \lambda(\Delta^2 u_i^T)^2] \quad (3.4)$$

여기서  $\Delta^2$ 은 2차 차분을 나타내며,  $\lambda$ 는 추세의 변동에 대한 벌칙 가중치로서  $\lambda$ 의 값이 커질수록  $u_i^T$ 는 더욱 평활한 시계열로 나타나게 되므로 통상 ‘평활계수(smoothing parameter)’로 불린다. [그림 2]에  $\lambda = 1,600$ 의 가정하에 HP필터로 구해진 자연실업률과 실업률 갭이 제시되어 있다. 추정된 자연실업률은 1979~87년 기간 동안 평균 4.0% 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 2.8%로 하락하였다가 외환위기 기간 동안 4.8%까지 상승하고 이후 최근까지 하락하고 있다(표 7 참조).

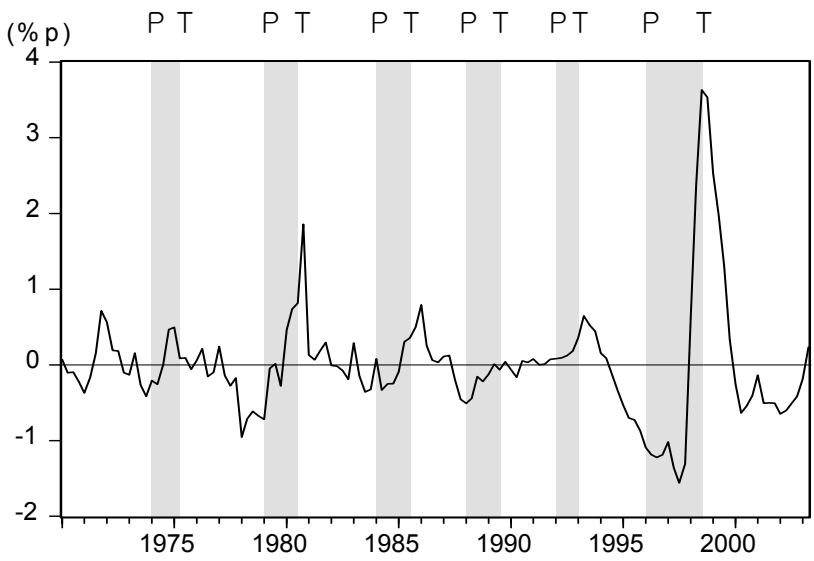
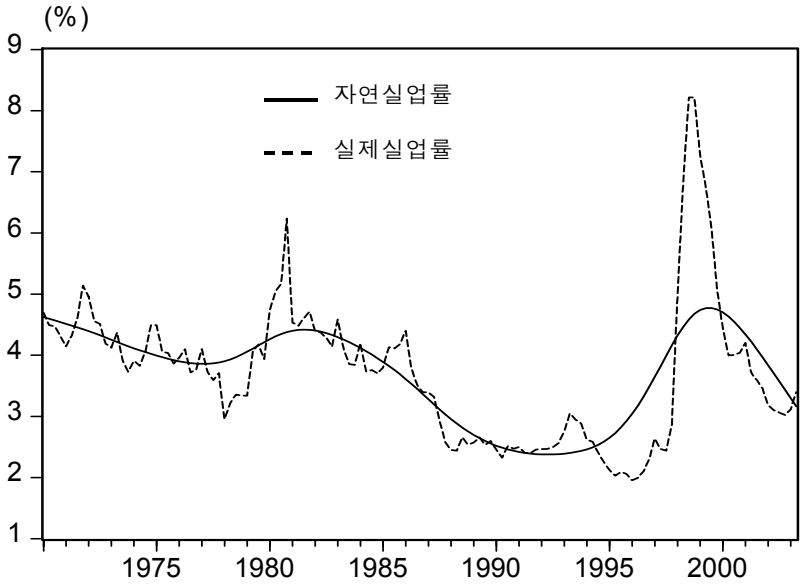
실업률 갭은 실제실업률과 자연실업률의 차이로서 모형에서 순환요인에 의하여 결정되는 부분으로 설정되어 있다. 앞서 언급한 바와 같이 통계청에서 공표하는 경기순환<sup>15)</sup>이 적절한 판단의 준거가 될 수 있는지 여부에 대해 논란이 있을 수 있으나, 선행연구 등에서 통상적으로 경기순환과 실업률 갭을 비교하고 있음을 감안하여 본 연구에서도 추정된

13) 실업률이 비정상시계열이라는 검정결과는 구조변화에 기인하였을 가능성이 있다. 시계열이 구조변화를 포함하는 경우의 단위근 검정방법으로는 Perron(1989) 이래 많은 방법들이 제시되고 있으나, 구조변화의 시점 및 개수, 검정력 등의 요인을 감안하여 구조변화를 엄밀히 분석하는 것은 본 논문의 범위를 넘어서는 것으로 생각하여 다루지 않았다.

14) HP필터의 경우 실업률이 비정상 시계열이라는 가정을 필요로 하지 않는다.

15) 우리나라의 경기순환에 대해서는 통계청이 경기종합지수를 이용하여 1970년대 이후의 기간에 대해 공식적인 기준순환일을 발표해 오고 있다.

[그림 2] HP필터에 의한 자연실업률과 실업률 갭



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

실업률 갭을 경기순환과 비교하여 보고자 한다. HP필터에 의해 추정된 실업률 갭은 경기순환의 정점에서 낮아지고 저점에서 높아지는 모습을 보이고 있으나, 1992: I ~ 1993: I 기간의 실업률 갭이 경기순환의 저점에서도 0에 가까운 값을 갖고, 1996: I ~ 1998: III 기간의 실업률 갭이 경기순환의 정점에서 양의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다.

## 나. 단일변수 비관측인자모형

비관측인자모형은 일반적으로 실업률을 추세인자(trend component)와 순환인자(cyclical component)로 분리한 후 추세인자를 자연실업률로 간주한다. 예를 들어, 실업률에 대해 다음과 같은 모형을 상정한다.<sup>16)</sup>

$$u_t = u_t^T + u_t^c \quad (3.1)$$

$$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t \quad (3.2)$$

$$u_t^c = \phi(L)u_{t-1}^c + e_t \quad (3.3)$$

여기서  $u_t$ 는 실업률을,  $u_t^T$ 는 실업률의 추세부분을,  $u_t^c$ 는 실업률의 순환부분을 나타내며,  $v_t$ 와  $e_t$ 는 백색잡음(white noise)이다. 또한 시차 연산자(lag operator)  $\phi(L) (= \phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p)$ 는 정상성 조건(stationarity condition)을 만족한다고 가정한다. 위의 모형에서는 표류항(drift)이 없는 임의보행으로 상정된 비정상(nonstationary) 확률 추세  $u_t^T$ 의 추정치가 자연실업률로 사용된다.

자연실업률이 관측되지 않는 변수이므로 비관측인자모형의 경우 일반적인 추정방법을 이용하지 않고, 모형을 상태공간모형(state space model)으로 전환한 후 칼만필터(Kalman filter)기법을 이용하여 최우추정법(maximum likelihood estimation method)으로 추정한다.<sup>17)</sup> 상태공간모형

16) BN분해의 경우 실제 시계열 변동의 대부분이 추세부분의 변화로 나타나며, 이에 따라 순환부분이 경기순환과 상관없이 움직이는 백색잡음과 유사한 모습을 나타내는 경우가 많다. 이러한 점을 고려하여 본 논문에서는 BN분해를 다루지 않고 있다. BN분해를 이용한 한국의 자연실업률 추정결과에 대해서는 신석하·조동철(2003)을 참조하라.

17) 상태공간모형과 칼만필터에 대한 보다 자세한 논의는 Hamilton(1994)이나 Harvey



은 측정방정식(measurement equation)과 전이방정식(transition equation)으로 구성되는데, 측정방정식은 관측 가능한 변수를 상태변수와 외생변수의 함수로 표현한 식이며 전이방정식은 관측 불가능한 상태변수에 대한 행태식이다. 식 (3.1)~(3.3)으로 구성된 모형을 상태공간모형으로 전환하면,  $\phi(L)=1-\phi_1 L-\phi_2 L^2$ 로 가정할 경우 측정방정식과 전이방정식은 각각 다음과 같다.

$$\text{(측정방정식)} \quad u_t = [1 \quad 1 \quad 0] \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^c \\ u_{t-1}^c \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

$$\text{(전이방정식)} \quad \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_t^c \\ u_{t-1}^c \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1}^T \\ u_{t-1}^c \\ u_{t-2}^c \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ e_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

위의 모형에서 교란항  $v_t, e_t$  간에 상관관계가 없다는 가정이 통상적으로 많이 사용되는데, 이와 같은 가정하에서 자연실업률을 추정한 결과가 [그림 3]에 제시되어 있다<sup>18)</sup>.

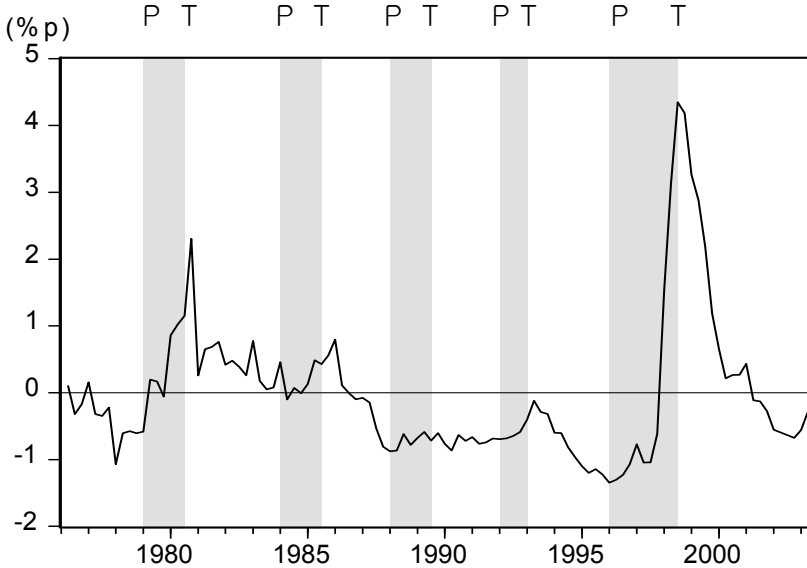
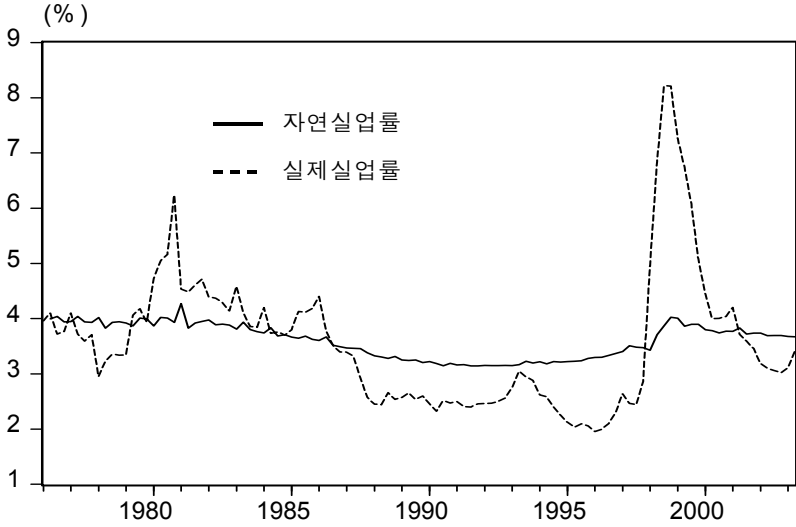
상태공간모형을 이용하여 자연실업률을 추정하는 경우 해당 시점까지 실현된 정보만을 이용하는 칼만필터에 비해 전체 관측기간의 정보를 이용하는 칼만평활(Kalman smoother)에 의해 추정되는 자연실업률을 이용하는 것이 일반적이므로 본 논문에서도 칼만평활에 의한 자연실업률을 사용하였다. 추정된 자연실업률은 실제실업률의 변동에 크게 영향 받지 않고 전체 분석기간 동안 매우 평활한 모습을 보이고 있다.

Morley et al.(2003)이 제기한 대로 [그림 3]에서 관측되는 평활한 자연실업률 추정결과는 교란항  $v_t, e_t$  간에 상관관계가 없다는 가정에 기인하였을 가능성이 있다. 교란항  $v_t, e_t$  간에 상관관계가 큰 경우에는 실업률 변동의 상당 부분이 추세변화로 나타날 수 있기 때문이다. 교란항  $v_t, e_t$  간에 상관관계가 존재한다는 가정하에서 추정된 자연실업률은 [그림 4]에 제시되어 있다. 상관관계를 가정하여도 자연실업률은

(1989)를 참조하라.

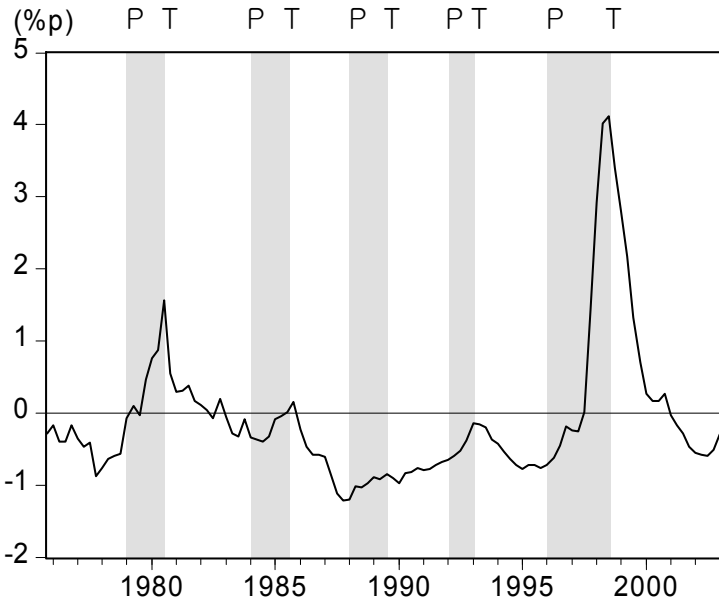
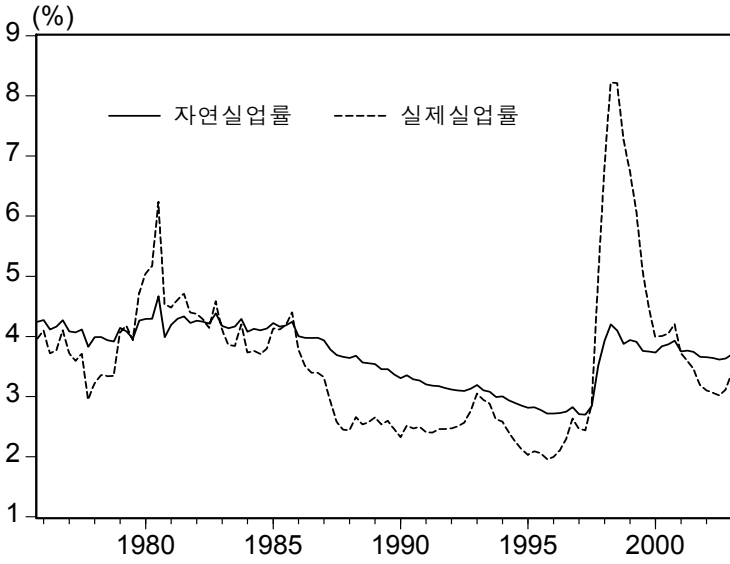
18) 시차연산자의 차수(p=2)는 IV장의 다변수 비관측인자모형에서 선택된 차수를 이용하였다.

[그림 3] 단일변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭  
 $(cov(v_t, e_t) = 0)$



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

[그림 4] 단일변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭  
 $(cov(v_t, e_t) \neq 0)$



상당히 평활한 모습으로 나타나고 있음을 관측할 수 있다. 한편,  $cov(v_t, e_t) = 0$ 이라는 가설을 우도비 검정하여 본 결과 통계량의 p-value가 0.49로 나타나 가설을 기각할 수 없었다.<sup>19)</sup>

추정된 자연실업률은 1979~87년 기간 동안 평균 3.8% 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 3.2%로 하락하였다가 외환위기 기간 동안 평균 4.0%까지 상승하고 이후 최근까지 하락하고 있는 것으로 나타났다(표 7 참조). 한편 순환부분은 대부분의 기간 동안 경기변동과 상응하여 움직이고 있으나, 1988: I ~ 1989: III 기간과 1992: I ~ 1993: II 기간 동안 실업률 갭이 경기저점에서도 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다.

관측치의 개수가 적어 명확하지 않으나 HP필터와 단일변수 비관측인자모형에 의해 추정된 실업률 갭은 모두 최근 들어 상승하는 추세를 보이고 있어 최근의 실업률 상승이 경기순환적인 요인에 영향 받고 있을 가능성을 시사하고 있다.

이들 순수 시계열방법은 추정과정이 간단하고 자연실업률이나 실업률 갭에 대해 의미 있는 추정결과를 제공하고 있으나, HP필터의 경우 추정의 정확도를 평가하기 위한 통계적인 추론이 불가능하다는 문제점이 제기된다. 또한 앞에서 언급하였듯이 추정방법이 경제이론에 기반을 두지 않고 실업률 자료의 통계적인 특성에만 의지할 뿐 아니라 실업률 이외의 경제변수에 포함된 정보를 추정과정에서 이용하지 못한다는 단점이 있다. VI장에서 살펴보겠지만 단일변수 비관측인자모형의 경우 이러한 단점으로 인하여 추정치의 신뢰구간이 다변수 비관측인자모형에 비하여 상당히 넓어지는 문제점이 발생한다.

19) 이러한 결과는 Morley et al.(2003)이 추세와 순환 간의 상관관계를 가정하는 경우 총공급 변동의 상당 부분이 추세의 변화로 나타났던 것과 상당히 다른 결과이다. 만약 자연실업률이 V장에서 논의하는 바와 같이 노동공급 충격요인만을 반영하는 것으로 정의된다면 총공급 추세에 영향을 미치는 식물부문 충격의 상당 부분은 자연실업률에 영향을 주지 못할 것이다. 이러한 경우 자연실업률은 총공급 추세에 비해 평활한 모습을 나타낼 것으로 사료된다.

## Ⅳ. 축약형 모형을 이용한 자연실업률 추정

### 1. 단순 축약형 모형을 이용한 추정

자연실업률 추정을 위해서 사용되고 있는 축약형 모형은 거의 대부분 필립스곡선에 기반을 두고 있다.<sup>20)</sup> 가장 단순한 형태의 필립스곡선은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta \pi_t = \beta(u_t - u^N) + w_t \quad (4.1)$$

식 (4.1)에서 자연실업률은 일정한 상수로 설정되어 있다. 따라서 인플레이션율의 차분을 상수항과 실업률의 함수로 설정하고 이를 최소자승법으로 추정한 후, 추정된 상수항을  $-\beta$ 로 나눈 값을 자연실업률의 추정치로 사용할 수 있다. 하지만 이 방법은 자연실업률이 분석기간 동안 일정한 수준을 유지한다는 가정에 기반을 두고 있는데 이러한 가정의 타당성에 대해 논란의 여지가 있다.

자연실업률이 시간에 따라 변동한다고 가정하는 것이 보다 일반적인 가정이다. 하지만 이 경우 자연실업률이 관측되지 않는 변수이기 때문에 필립스곡선을 직접 추정할 수 없다는 문제점이 제기된다. 따라서 자연실업률을 추정하는 데 가장 널리 사용되고 있는 방법은 III장에서 살펴본 단일변수 비관측인자모형에 필립스곡선 등 축약형 행태식을 추가하여 모형을 구성하는 다변수 비관측인자모형이다.

20) 필립스곡선에 기반을 두지 않는 축약형 모형으로는 Elmeskov(1993)의 방법을 들 수 있다. 이 방법은, NAIRU가 아닌, 임금상승을 가속시키지 않는 실업률(non-accelerating wage rate of unemployment; 이하 NAWRU)을 추정하기 위해 사용된다. 하지만 이 방법은 자연실업률이 연속되는 두 기에 변화하지 않는다는 가정을 사용하고 있고, 추정된 결과에 HP필터를 적용하여 평활한 시계열로 만들기 때문에 원래의 실업률 자료에 직접 HP필터를 적용하는 것과 결과가 크게 다르지 않아 본 논문에서는 다루지 않았다. 이 방법에 대한 보다 자세한 논의는 유경준(2001)이나 신석하·조동철(2003)을 참조하라.

## 2. 다변수 비관측인자모형의 설정 및 추정방법

다변수 비관측인자모형은 자연실업률 추정에 가장 널리 사용되고 있는 방법이다. 자연실업률이 관측 가능하지 않다는 점에서 이를 명시적으로 모형에 포함시킬 수 있는 비관측인자모형이 선호되고 있으며, 다변수 비관측인자모형은 단일변수 비관측인자모형에 비해 실업률과 여타 경제변수 간의 관계도 반영할 수 있어 현재 자연실업률 추정에 가장 많이 사용되고 있다.<sup>21)</sup>

그러나 축약형 모형은 잠재적인 모형설정오류(model specification error)에 취약하다는 단점이 있으므로, 본 논문에서는 국내 선행연구에서 발견되는 잠재적인 모형설정오류를 가능한 한 배제하는 모형을 설정하고자 한다.

### 가. 모형의 구성

#### 1) 필립스곡선과 실업률 확률추세

가장 단순한 형태의 다변수 비관측인자모형은 필립스곡선과 실업률의 확률추세에 관한 식을 결합한 모형이다. 예를 들어, Staiger et al.(1997), Gordon(1997), 문소상(2003) 등은 다음과 같은 모형을 상정하여 자연실업률을 추정하였다.<sup>22)</sup>

$$\Delta \pi_t = \alpha(L)\Delta \pi_{t-1} + \beta(L)(u_t - u_t^T) + \gamma(L)x_t + w_t \quad (4.2)$$

$$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t \quad (4.3)$$

21) 이 밖에 OECD 등에서는 단일시계열 HP필터의 목적함수에 다변수 비관측인자모형으로부터의 잔차를 추가시키는 다변수 HP필터(Hodrick-Prescott multivariate filter; 이하 HPMV필터) 방법을 사용하기도 한다. HPMV필터는 단일시계열 HP필터와 마찬가지로 평활계수를 선택하는 이론적인 기반이 없다는 단점을 갖고 있으므로 본 논문에서는 다루지 않았다. 이 방법에 대한 보다 자세한 사항은 Richardson et al. (2000)을 참조하라.

22) Gordon(1997)과 문소상(2003)은 인플레이션율의 차분이 아니라 인플레이션율 수준을 이용하여 필립스곡선에 대한 모형을 구성하였으나, 인플레이션율 시차변수의 계수에 제약조건을 부여함으로써 인플레이션율의 차분을 이용한 형태식과 큰 차이가 없다.

여기서  $x_t$ 는 물가에 영향을 미치는 외생적인 공급 측 변수를 나타낸다. 교란항  $w_t$ 와  $v_t$ 는 백색잡음이며, 둘 간의 상관관계는 존재하지 않는다고 가정한다. 이들 물가에 영향을 미치는 외생적 공급 측 변수로는 인플레이션율과 근원인플레이션율의 차이, 수입물가 상승률과 인플레이션율의 차이, 생산성 증가율을 상회하는 임금상승률 등이 주로 사용되는데, 이러한 변수를 모형에 포함시켜 유가, 농산물 가격, 수입물가 등 외생적 공급충격이 인플레이션율에 미치는 영향을 반영하게 된다. 위의 모형은 인플레이션율이 자기시차변수, 실업률과 자연실업률( $u_t^T$ ) 간의 차이 그리고 공급 측 변수에 의해 영향 받으며, 실업률이 자연실업률을 하회하면 인플레이션율의 상승이 가속됨을 나타내고 있다.

## 2) 실업률 순환부분

위의 식 (4.2)와 식 (4.3)으로 구성된 모형에 실업률의 순환부분이 포함되어 있지 않다는 사실에 유의할 필요가 있다. 비록 실업률이 측정방정식에 포함되어 있지만 모형의 외생변수로 간주됨에 따라 실업률의 순환부분에 담긴 정보가 자연실업률의 추정에 충분히 사용되지 않고 있다. 실업률이 자연실업률로부터 멀어지는 경우 자연실업률 수준으로 복귀하려는 경향이 있으며 복귀하지 않는 경우에는 인플레이션이나 디플레이션을 가속시키게 된다는 NAIRU의 개념을 상기하면, 실업률과 자연실업률 간의 격차가 자연실업률의 추정에 유용한 정보를 포함하고 있을 가능성이 크다는 점에서 실업률의 순환부분을 모형에 포함시키는 것이 바람직할 것이다.

이러한 점을 감안하여 Laubach(2001)는 식 (4.2)~식 (4.3)에 실업률의 순환부분에 대한 다음과 같은 가정을 추가하였다.<sup>23)</sup>

$$\phi(L)(u_t - u_t^T) = e_t \quad (4.4)$$

여기서 시차연산자  $\phi(L) (= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_q L^q)$ 은 정상

23) Laubach(2001)는 설명변수의 동시성(simultaneity) 문제를 피하기 위하여 상태변수와 외생변수의 시차변수만을 측정방정식에 사용하였다. 설명변수의 동시성 문제에 대해서는 다음 소절에서 보다 자세히 다루도록 하겠다.

성 조건을 만족하며, 교란항  $e_t$ 는 백색잡음이며  $v_t$ 와의 상관관계는 존재하지 않는다고 가정한다. 국내연구로는 안주엽·전재식(2000)이 유사한 모형을 사용하였다.

### 3) 오쿤의 법칙

Apel and Jansson(1999)은 식 (4.2)~식 (4.4)로 구성된 모형에 오쿤의 법칙(Okun's law)을 추가하여 자연실업률과 잠재GDP를 추정하였다. 즉, 총생산(GDP)에 대해 다음과 같은 모형을 설정하였다.

$$y_t^T = \mu + y_{t-1}^T + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$y_t - y_t^T = \phi(L)(u_t - u_t^T) + \zeta_t \quad (4.6)$$

여기서 교란항  $\varepsilon_t$ 와  $\zeta_t$ 는 백색잡음이며 모형 내의 교란항들은 상호 간에 상관관계가 없다고 가정한다. 본 논문에서는 가능한 한 많은 경제변수를 추정에 이용할 수 있도록 신관호(2001), Apel and Jansson(1999)과 같이 필립스곡선, 실업률의 확률추세 및 순환부분, 오쿤의 법칙을 포함한 다변수 비관측인자모형을 구성하였다.<sup>24)</sup>

## 나. 동시성(simultaneity)의 문제

기존 국내연구들이 공통적으로 내포할 가능성이 있는 모형설정 오류로는 설명변수의 동시성(simultaneity)문제를 들 수 있다. 기존 국내연구들은 식 (4.2)의 필립스곡선 형태식의 설명변수에 같은 기의 실업률 갭 ( $u_t - u_t^T$ )을 포함시키고 있는데, 인플레이션이 실업률에 영향을 미치거나 제3의 변수에 의해 동시에 영향 받을 수 있음을 감안할 때 이는 교란항과 설명변수 간의 직교성(orthogonality)을 담보할 수 없다는 점에서 축약형 단일행태식을 이용한 추정에 문제를 초래할 수 있다. 외국의 경우 Gordon(1997)과 같이 실업률 갭을 외생적인 수요 측 변수로 간주하여 같은 기의 실업률을 모형에 포함한 연구도 있지만, Laubach(2001), King et

24) 신관호(2001)의 경우 식 (4.6)과 달리 실업률의 순환부분을 총생산 순환부분의 함수로 표현하였다.



al.(1995), Staiger et al.(1997) 등은 동시성의 문제를 피하기 위해 설명변수로 시차변수만을 사용하였다.

이러한 점을 감안하여 본 논문에서는 동시성(simultaneity)으로 인한 문제의 발생을 방지하고자 다음과 같이 실업률의 시차변수만을 측정방정식의 설명변수로 사용하였다.

$$\Delta \pi_t = \alpha(L)\Delta \pi_{t-1} + \beta(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^T) + \gamma(L)x_t + w_t \quad (4.7)$$

$$y_t - y_t^T = \psi(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^T) + \zeta_t \quad (4.8)$$

물론 같은 기의 설명변수를 포기함으로써 잃게 되는 정보도 적지 않겠지만, 설명변수의 동시성으로 인하여 추정과정에서 발생하게 되는 문제가 통계이론에 따르면 훨씬 심각할 수 있다는 점을 감안한 것이다. 같은 기의 실업률을 모형에 포함시키면서 동시성의 문제를 해결하기 위해서는 구조방정식체계를 구축하여 변수 간의 영향을 명시적으로 반영하여 추정하여야 하지만, 비관측인자모형을 구조방정식체계로 구성하여 추정하는 것은 매우 어려운 실정이다.

#### 다. 확률추세 및 순환부분

안주엽·전재식(2000)은 실업률의 확률추세식에 표류항(drift)을 포함시켰을 뿐 아니라 표류항 자체도 임의보행(random walk)과정을 따른다고 가정하였다.

$$u_t^T = d_t + u_{t-1}^T + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (4.9)$$

$$d_t = d_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2) \quad (4.10)$$

이처럼 실업률 확률추세식의 표류항 자체가 임의보행과정을 따른다고 설정하는 것은 주로 유럽국가에서처럼 실업률이 장기간에 걸쳐 상승하는 추세를 보이는 경우에 표류항 없는 임의보행모형이 실업률의 추세를 잘 설명하지 못하기 때문이며, 미국 등 여타 국가의 경우에는 표류항 없는 임의보행모형을 사용하는 것이 일반적이다.<sup>25)</sup>

한국의 실업률이 장기적으로 상승하거나 하락하는 추세를 보이지 않고 있음을 감안하면 표류항 없는 임의보행모형이 적합한 것으로 생각되며, 실제로 표류항을 포함시킨 확률추세를 모형에 포함시켜 추정하는 경우 표류항이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 여기서는 실업률의 확률추세에 대한 모형은 표류항이 없는 임의보행을 따른다고 설정하고, 실업률의 순환부분은 정상적인(stationary) 자기회귀모형을 따른다고 가정하였다.

$$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t \quad (4.11)$$

$$\phi(L)(u_t - u_t^T) = e_t \quad (4.12)$$

이에 비해 총생산의 경우 지속적으로 상승하는 모습을 나타내고 있으므로, 총생산의 확률추세는 다음과 같이 표류항을 포함한 임의보행으로 설정하였다.

$$y_t^T = \mu + y_{t-1}^T + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

실업률의 순환요인에 대한 모형을 설정하는 경우 순환요인은 정상시계열로 가정하는 것이 일반적이다. 정상성을 만족하기 위해서는 식(4.12)에서  $\phi(z) = 0$ 의 근이 단위원(unit circle) 밖에 존재해야 한다. 하지만 신관호(2001)에서는  $\hat{\phi}(L) = 1 - 1.3939L - 0.0769L^2$ 로 추정되어  $\phi(z) = 0$ 의 근이 각각 -18.8, 0.7로 나타남에 따라 정상성 조건을 충족시키지 못하고 있다. 본 논문에서는 추정과정에 실업률 순환부분의 정상성 조건을 제약식으로 부여함으로써 추정결과가 정상성을 만족하도록 하였다.

모형에 포함된 교란항들은 다음과 같이 백색잡음으로 가정되었다.

$$w_t \sim N(0, \sigma_w^2), \quad \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2), \quad e_t \sim N(0, \sigma_e^2),$$

$$v_t \sim N(0, \sigma_v^2), \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

25) 이에 대한 보다 자세한 사항은 G7 국가들의 자연실업률을 추정한 Laubach(2001)를 참조하라.

확률추세의 교란항과 순환부분의 교란항 간에 상관관계가 존재하지 않으며( $cov(v_t, e_t) = 0$ ,  $cov(\varepsilon_t, e_t) = 0$ ,  $cov(\varepsilon_t, \zeta_t) = 0$ ), 확률추세 교란항들 간에도 상관관계가 존재하지 않는 것( $cov(v_t, \zeta_t) = 0$ )으로 가정하는 것이 일반적이다. 하지만 순환부분 교란항들 간의 상관관계( $cov(e_t, \zeta_t)$ )나 순환부분 교란항과 필립스곡선의 교란항 간의 상관관계( $cov(e_t, w_t)$ ,  $cov(\zeta_t, w_t)$ )는 존재할 가능성이 있다. 그러나 본 논문에서는 이러한 상관관계들의 존재 가능성에도 불구하고, 추정과정에서 최적화 과정(optimization process)이 해(solution)를 찾지 못하는 경우를 줄이기 위해 Apel and Jansson(1999)과 같이 모든 교란항들 사이에 상관관계가 존재하지 않는 것으로 가정하였다.

한편 문소상(2003)은 모형의 추정과정에서 실업률 확률추세식 교란항의 표준오차( $\sigma_v$ )를 외생적으로 부여하는 방법을 사용하여  $\sigma_v$ 를 0.4로 가정하였다. 이와 같이 확률추세 교란항의 표준오차를 추정하지 않고 사전에 부여하는 방법은 비관측인자모형의 추정에서 비관측인자가 비정상시계열인 경우 신호-잡음비율(signal-to-noise ratio)이 0이 아니어도 최우추정치가 0으로 나타날 확률이 존재한다는 소위 'pile-up' 문제를 피하기 위하여 종종 사용되고 있다.<sup>26)</sup> 예를 들어, Gordon(1997)의 경우 자연실업률이 개념상 매끄러운(smooth) 시계열이라는 전제하에 미국자료의 경우  $\sigma_v = 0.2$ 를 선택하였다고 밝히고 있다. 하지만 표준오차의 사전적인 선택이 HP필터의 평활계수를 선택하는 것과 마찬가지로 자의적인 선택인 것은 사실이다. Laubach(2001) 역시 확률추세 교란항의 표준오차를 고정시킨 후 자연실업률을 추정하였으나, 표준오차를 여러 나라와 모형에 대해 추정한 후 0이 아닌 추정치들의 중간값 수준을 사용함으로써 선택의 자의성을 줄이고자 하였다. 본 논문에서도 Laubach(2001)에서처럼 먼저 교란항의 표준오차를 추정한 후, 이후의 분석에서는 추정된 값을 외생적으로 부여하는 방법을 사용하였다.

이상의 논의를 바탕으로 본 논문에서 사용된 모형을 정리하면 다음과 같다.

26) 이러한 pile-up 문제에 대한 구체적인 논의는 Stock(1994)을 참조하라.

(필립스곡선)	$\Delta \pi_t = \alpha(L)\Delta \pi_{t-1} + \beta(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^T) + \gamma(L)x_t + w_t$
(오쿤의 법칙)	$y_t - y_t^T = \phi(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^T) + \zeta_t$
(실업률의 확률추세)	$u_t^T = u_{t-1}^T + v_t$
(실업률의 순환부분)	$\phi(L)(u_t - u_t^T) = e_t$
(총생산의 확률추세)	$y_t^T = \mu + y_{t-1}^T + \varepsilon_t$

위 모형의 추정방정식과 전이방정식은 시차연산자를 각각  $\alpha(L) = \alpha$ ,  $\beta(L) = \beta$ ,  $\gamma(L) = \gamma$ ,  $\phi(L) = 1 - \phi L$ ,  $\psi(L) = \psi L$ 로 가정하는 경우 다음과 같이 표현된다.

(추정방정식)

$$\begin{bmatrix} u_t \\ \Delta \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\phi & 0 \\ 0 & -\beta & 0 \\ 0 & -\psi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^T \\ u_{t-1}^T \\ y_t^T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \phi & 0 \\ \alpha & \beta & \gamma \\ 0 & \psi & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \pi_{t-1} \\ u_{t-1} \\ x_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ w_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \quad (4.14)$$

(전이방정식)

$$\begin{bmatrix} u_t^T \\ u_{t-1}^T \\ y_t^T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \mu \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1}^T \\ u_{t-2}^T \\ y_{t-1}^T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ 0 \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (4.15)$$

## 라. 기 타

위의 모형에 칼만필터 기법을 적용하여 최우추정법으로 추정하기 위해서는 비관측 상태벡터와 분산-공분산 행렬의 초기치가 주어져야 한다. 본 논문에서는 상태변수의 초기치로는 상응하는 관측변수의 초기값을 이용하였고, 상태변수들이 비정상시계열로 설정되어 있음을 감안하여 분산-공분산 행렬의 초기치로 임의의 큰 값(1,000)을 부여한 후, 임의로 주어진 값의 영향을 배제하기 위하여 초기 관측치의 일정 부분(14개 관측치)을 로그 우도함수값의 계산에서 제외하는 방법이 사용되었다.

한편 모형의 추정을 위해서는 시차연산자  $\alpha(L)$ ,  $\beta(L)$ ,  $\gamma(L)$ ,  $\phi(L)$ ,  $\psi(L)$ 의 차수가 정해져야 하는데 본 논문에서 시차연산자의 차수는 추정된 계수의 통계적 유의성에 기반을 두고 선택되었다.

본 논문에서 실업률은 전 산업 평균실업률을 이용하였고 총생산은 실질GDP를 사용하였다. 인플레이션율은 소비자물가지수<sup>27)</sup>의 로그차분<sup>28)</sup>을 사용하였으며, 인플레이션에 영향을 미치는 외생적 공급 측 변수로는 기존연구에서 사용되었던 인플레이션율과 근원인플레이션율의 차이, 수입물가상승률과 인플레이션율의 차이, 생산성 증가율을 상회하는 임금상승률 등을 고려하였다. 본 논문에서는 1975:II~2003:II 기간<sup>29)</sup>의 계절조정된 분기자료를 사용하였는데, 각 변수들이 단위근을 가지고 있는지를 Elliot et al.(1996)의 DF-GLS검정과 Kwiatkowski et al.(1992)의 KPSS검정을 이용하여 검정한 결과 총생산의 경우에는 추세항을 포함하는 DF-GLS검정에서 단위근 귀무가설이 유의수준 10%에서 기각되지 않는 한편 KPSS검정에서는 정상성 귀무가설이 10% 유의수준에서 기각되었다. 물가지수의 경우 GDP 디플레이터와 소비자물가지수 모두 단위근 가설이 추세항을 포함하는 DF-GLS검정과 KPSS검정에 의해 지지되는 결과를 얻었다.<sup>30)</sup>

이러한 단위근 검정결과와 기존 연구결과를 감안하여 본 논문에서는

- 
- 27) 한편 GDP 디플레이터를 소비자물가지수 대신 사용한 모형도 추정하여 보았지만 추정계수의 부호나 크기가 경제이론과 부합하지 않는 경우가 많았다. 필립스곡선에서 실업률의 순환부분은 물가에 영향을 미치는 수요 측 변수로 기능하는데, 우리 경제에서 수출이 차지하는 비중이 상당히 높은 반면 실업률은 서비스부문 등 비교역제 부문의 변동에 상당 부분 영향 받는 점을 감안하면, 수출재화 가격의 영향이 상대적으로 큰 GDP 디플레이터보다 소비자물가지수가 필립스곡선 행태식으로 표현되는 물가와 실업률 간의 관계를 추정하는 데 적합한 것으로 생각된다. 국내외 기존 연구에서도 필립스곡선을 이용한 자연실업률의 추정에 GDP 디플레이터보다는 소비자물가지수가 보편적으로 사용되고 있다.
- 28) 한편 Gordon(1997)이나 문소상(2003)에서와 같이 인플레이션율의 차분(difference) 대신 인플레이션율의 수준(level)을 사용하는 경우 추정결과가 어떠한 영향을 받는지를 살펴보았으나 인플레이션율의 자기시차변수의 계수들이 인플레이션의 차분에서 수준으로 변화한 것을 반영하여 조정된 것을 제외하면 차분을 사용한 모형결과와 거의 일치하는 것으로 나타났다. 자세한 결과는 신석하·조동철(2003)을 참조하라.
- 29) 여타 변수는 1975년 이전의 자료도 이용 가능하지만 근원물가지수는 1975년 2/4분기부터 이용 가능하다.
- 30) 각 변수의 단위근 검정 결과는 신석하·조동철(2003)에 수록되어 있으며, 본 논문에서는 지면의 제약을 고려하여 수록하지 않았다.

실업률과 총생산, 물가지수가 단위근을 갖고 있는 것으로 가정하고 이후의 분석을 시행하였다.

### 3. 다변수 비관측인자모형에 의한 추정결과

<표 2>에 다변수 비관측인자모형의 추정결과가 제시되어 있다. 필립스곡선 행태식에 포함되는 외생적 공급 측 변수를 통계적 유의성을 기준으로 선택한 결과 대부분의 경우에서 인플레이션과 근원물가상승률의 차이, 수입물가상승률과 인플레이션율의 차이가 사용되었으며, 각각의 추정계수는  $\gamma_{11}$ ,  $\gamma_{12}$ 로 표기되어 있다.

먼저 확률추세 교란항의 표준오차를 특정한 값으로 가정하지 않고 추정한 결과(표 2의 모형 1) 실업률의 확률추세 표준오차( $\sigma_v$ )와 총생산의 확률추세 표준오차( $\sigma_\varepsilon$ )가 각각 0.34, 0.015의 값을 갖는 것으로 나타났으나 이 경우 오쿤의 법칙 행태식의 교란항 표준오차( $\sigma_\zeta$ )의 값이 매우 작게 추정될 뿐 아니라 이후 신뢰구간을 구하기 위한 과정에서 모형이 안정적이지 않음을 감안하여 이후의 분석에서는  $\sigma_v$ 와  $\sigma_\varepsilon$ 을 각각 0.3, 0.01로 고정시킨 후 모형을 추정하였다(모형 2). 모형 1과 모형 2의 추정결과를 비교하여 보면 이러한 가정이 여타의 추정계수값에 거의 영향을 주지 않고 있음을 알 수 있다.<sup>31)</sup>

추정된 계수의 부호와 크기는 경제이론과 대부분 부합하는 것으로 판단된다. 실업률 꺾의 1%p 상승은 필립스곡선 행태식에서 (다음 기의) 물가상승률을 0.27%p 낮추는 것으로 나타나며, 이는 오쿤의 법칙 행태식에서 (다음 기의) 총생산을 2.95%p 낮추는 효과가 있는 것으로 추정되었다. 김준원(2001)에서와 같이 통상적인 방법으로 희생비율을 계산하면

31) 실업률 확률추세의 표준오차( $\sigma_v$ )에 대한 가정이 추정결과에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 이를 각각 0.2, 0.4로 가정한 경우를 추정하여 본 결과 실업률 확률추세의 표준오차가 작아질수록 추정된 자연실업률은 평활한 모습으로 나타났다. 따라서 추정된 자연실업률이 다른 기존연구에 비해 실제실업률의 추이와 비슷하게 움직이는 문소상(2003)의 추정결과는 실업률 확률추세의 표준오차를 0.4로 가정한 데서 기인했을 가능성이 있을 것으로 추측된다. 이 밖에 변수의 유의성이나 희생비율도 크게 바뀌지 않는 것으로 나타났다. 이에 대한 자세한 결과는 신석하·조동철(2003)을 참조하라.

〈표 2〉 다변수 비관측인자모형 추정결과

parameter	모형 1 ( $\sigma_v$ 추정)	모형 2 ( $\sigma_v = 0.3$ )
$\alpha_1$	-0.577 (-6.573)	-0.577 (-6.684)
$\alpha_2$	-0.380 (-4.132)	-0.381 (-4.250)
$\alpha_3$	0.125 (1.490)	0.123 (1.508)
$\beta$	-0.282 (-2.183)	-0.269 (-2.106)
$\gamma_{11}$	0.718 (3.890)	0.706 (3.843)
$\gamma_{21}$	0.072 (3.510)	0.073 (3.587)
$\mu$	0.016 (10.456)	0.016 (15.616)
$\phi_1$	1.676 (16.868)	1.651 (19.301)
$\phi_2$	-0.784 (-8.192)	-0.754 (-10.505)
$\psi$	-2.746 (-3.490)	-2.952 (-5.508)
$\sigma_w$	7.946 (13.438)	7.935 (13.559)
$\sigma_e$	0.198 (3.819)	0.221 (5.813)
$\sigma_\zeta$	0.000 (0.015)	0.007 (5.332)
$\sigma_v$	0.344 (7.999)	0.3
$\sigma_\varepsilon$	0.015 (11.873)	0.01

주: 괄호 안은 t-값임.

인플레이션율을 전기에 비해 1%p 감소시키기 위해서는 해당 분기의 총생산을 약 11% 감소시켜야 함을 의미한다. 이는 신관호(2001)의 46.4% 보다는 낮은 수준이다. 하지만 이러한 통상적인 계산방법은 모형의 모든 시차구조를 반영하지 않고 있어 엄밀한 의미의 희생비율을 제공하지 못한다. 희생비율은 인플레이션을 항구적으로 1% 낮추기 위해 요구되는 총생산의 감소분(연간 총생산에 대한 백분율로 측정)의 누적분으로 정의된다. 따라서 인플레이션과 실업률 갭의 자기회귀과정에 포함되어 있는 시차구조도 포함시켜 희생비율을 계산하여야 한다. 이 경우 인플레이션을 항구적으로 1% 낮추기 위해 요구되는 총생산 감소분의 합은 28.6% 내외로 추정된다.<sup>32)</sup> 이러한 결과는 Cecchetti and Rich(2001)가 추정한 미국의 희생비율 최대치(10)를 상당 폭 상회하는 것이다.

외생적 공급 측 변수들의 추정계수도 양의 부호를 갖고 물가상승에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 에너지 가격 및 농산물 가격이 소비자물가에 미치는 영향이 수입물가에 비하여 더 큰 것으로 나타났다.

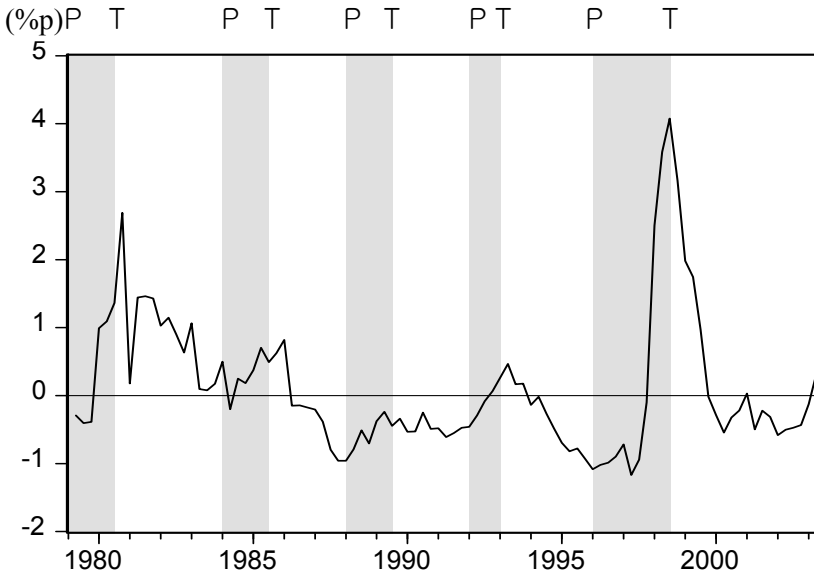
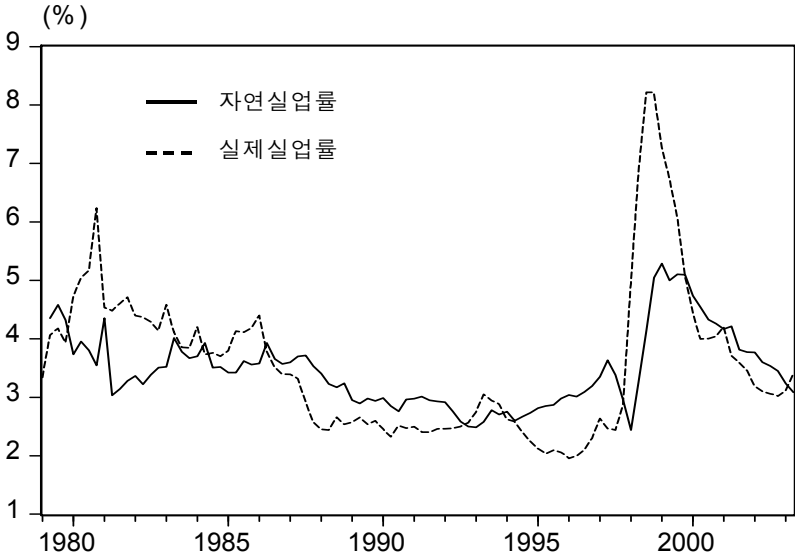
추정된 자연실업률은 [그림 5]에 나타나 있다. 상태공간모형을 이용하여 자연실업률을 추정할 때 해당 시점까지 실현된 정보만을 이용하는 칼만필터에 비해 전체 관측기간의 정보를 이용하는 칼만평활(Kalman smoother)에 의해 추정되는 자연실업률을 이용하는 것이 일반적이므로 본 논문에서도 칼만평활에 의한 자연실업률을 사용하였다.<sup>33)</sup> 추정된 자연실업률은 실제실업률에 비해 변동이 작지만 실제실업률의 추이를 반영하며 움직이는 모습을 보이고 있다. 경제의 장기균형에서의 실업률이라는 자연실업률의 개념을 생각할 때 경제의 장기균형에 영향을 미치는 경제의 구조적인 요인이 빈번하게 변화하기 어렵다는 점에서 추정된 자연실업률이 상당히 평활한(smooth) 시계열일 것으로 예상하기 쉬우나,

32) 같은 방법을 신관호(2001)에 적용할 경우, 앞서 언급하였듯이, 총생산 갭의 자기회귀과정이 안정적이지 않아 희생비율이 시간이 지남에 따라 폭증하는 결과가 나타났다.

33) 추정된 자연실업률이 외환위기 직전부터 한동안 감소하는 것은 칼만필터에 의한 자연실업률에서는 나타나지 않는 현상이다. 칼만평활의 경우 모든 기의 자연실업률을 추정할 때 아직 실현되지 않은 외환위기 기간 동안의 실업률 상승도 반영되므로 이와 같은 현상이 나타나게 된다.



[그림 5] 다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

본 논문에서 추정된 자연실업률은 이러한 선형적인 예상과 완전히 부합하지는 않고 있다. 다변수 비관측인자모형에서 추정되는 자연실업률은 장기균형실업률이 아닌 NAIRU의 개념이므로 모형에 포함된 변수 이외의 물가변동요인들의 영향이 부분적으로 NAIRU 추정치의 변동에 포함될 것이다. 또한 장기균형실업률을 추정하는 경우에도 추정된 자연실업률이 단기적인 변동을 포함하게 되는 잠재적인 이유로 다음의 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 첫째, 자연실업률이 실제로 평활하지 않을 가능성이다. 장기균형을 확정적 균형(deterministic equilibrium)이 아닌 확률적 균형(stochastic equilibrium)이라는 개념으로 받아들인다면 경제변수들의 장기균형 수준도 경제 내의 교란항에 의해 일정부분 불확실성을 갖게 되므로 매기마다 실현된 교란항에 의해 변화할 가능성을 배제할 수 없다. 또한 장기균형에 영향을 미치는 경제의 구조변화가 빈번히 발생하지는 않더라도 일단 발생한 구조변화가 상당기간에 걸쳐 이루어지는 경우 구조변화가 조정기간 동안 일정한 추세로 이루어지지 않는 한 자연실업률은 조정기간 동안 단기적으로 변동할 것이다. 둘째, 추정방법이 내포하게 되는 확률적 불확실성으로 인해 추정된 자연실업률이 단기적으로 변동할 가능성이다. 추정된 자연실업률은 실제 자연실업률을 중심으로 일정한 확률분포를 따르게 되므로 추정된 자연실업률은 실제 자연실업률에 비해 변동의 빈도나 크기가 확대될 수 있다. 추정된 자연실업률의 단기적 변동의 정도가 추정방법의 특성이나 사용된 가정에 따라 상이하게 나타나는 사실도 추정방법이 내포하는 확률적 불확실성이 단기적 변동의 주요 요인임을 시사하고 있다. 하지만 상기한 두 가지 가능성이 각각 추정된 자연실업률의 단기 변동에 얼마나 기여했는지를 분석하는 것은 불가능하다. 다변수 비관측인자모형의 추정방법이 내포하는 불확실성에 대해서는 VI장에서 다루고자 한다.

추정된 자연실업률의 수준을 살펴보면 1979~87년 기간 동안 평균 3.7%의 비교적 높은 수준에서 1988~97년 기간 동안 평균 2.9%로 하락하였으나, 외환위기 기간 동안 5%대로 상승한 이후 최근까지 하락하고 있는 것으로 나타난다(표 7 참조). 하지만 외환위기 이전의 기간과 비교하면 아직도 다소 높은 수준을 보이고 있다. 외환위기 기간 동안의 실업률 상승의 일정 부분이 자연실업률의 상승에 기인하였다는 추정결과

외환위기 기간 동안 실업률 상승의 대부분이 순환적인 요인에 의한 것이라는 신관호(2001)와 대비되는데, 외환위기가 한국경제의 구조적인 변화를 야기하여 노동시장의 균형수준에도 영향을 미쳤을 가능성을 시사하고 있다.<sup>34)</sup> 최근의 실업률 변동은 관측치가 적어 명확하지 않으나 실제실업률이 자연실업률에 근접해 있으며 실업률 갭이 상승하는 추세에 있을 가능성을 시사하고 있다. 이는 III장의 순수 시계열방법에 의한 추정결과와 유사한 부분이다.

한편 실제실업률과 자연실업률 간의 차이인 실업률 갭을 [그림 5]에서 살펴보면 경기순환의 정점에서는 실업률 갭이 낮아지고, 경기순환의 저점에서는 실업률 갭이 높아지는 것으로 나타나고 있으나, 1988: I ~ 1989: III 기간에서는 경기순환의 저점에서도 실업률 갭이 음의 값을 갖는 경우가 관찰된다.<sup>35)</sup>

## V. 구조모형을 이용한 자연실업률 추정

### 1. 구조 VAR모형의 설정 및 추정방법

#### 가. 구조 VAR모형

구조모형을 이용한 방법은 변수 간의 상관관계를 명시적으로 고려하기 때문에 축약형 모형에 비해 모형설정오류로부터 자유롭다는 장점을 갖고 있다. 이러한 구조모형을 이용한 방법의 대표적인 예로 구조벡터

34) 외환위기로 인한 경제구조변화가 모형에 영향을 끼쳤는지를 살펴보기 위하여 1998: I ~ 2003: II 기간에 대한 더미변수를 필립스곡선 행태식에 추가하여 추정한 결과 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 더미변수가 다른 추정계수의 값에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 더미변수가 통계적으로 유의하지 않다고 해서 외환위기의 영향이 없다고 결론지을 수는 없지만 다변수 비관측인자모형의 경우 관측되지 않는 상태벡터가 모형에 포함되어 있기 때문에 통상적인 구조변화 검정방법을 적용하기 어려워 더 이상의 분석을 시도하지 않았다.

35) 1980년대 후반부터 외환위기 이전까지의 기간 동안 우리 경제의 실업률이 역사적으로 낮았음을 감안하면 경기순환의 저점에서조차 노동시장이 그다지 긴축적이지 않았을 것이라는 추측도 가능하지만 이를 입증하기 위해서는 보다 자세한 분석이 필요하다.

자기회귀모형(Structural Vector Auto-Regression model; 이하 구조 VAR모형)을 들 수 있다.<sup>36)</sup> 구조 VAR모형은 축약형 VAR모형에 경제이론에 입각한 교란항의 식별제약조건(identifying condition)을 부여하여 전체 방정식체계를 구조방정식으로 전환한 모형이다.

축약형 VAR모형은 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$A(L)X_t = \varepsilon_t \quad (5.1)$$

여기서  $X_t$ 는  $(k \times 1)$  벡터이며,  $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$ , 교란항  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ 은 *i.i.d.*  $N(0, \Omega)$ 의 확률 분포를 따른다고 가정한다. 축약형 VAR모형에서는 교란항들 간의 상관관계로 인하여 경제변수들을 움직이는 근본적인 요인으로 간주되는 독립적인 교란요인이 식별되지 않으므로 교란항의 공분산행렬( $\Omega$ )에 경제이론에 기반을 둔 식별제약조건을 부여하여 구조적 교란항을 식별하는 것이 필요하다. 분석대상 변수들이 비정상 시계열인 경우 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 바와 같이 장기균형조건을 식별제약조건으로 사용하는 것이 일반적이다. 본 논문에서 설정한 식별제약조건과 자연실업률을 구축하는 과정에 대해서는 다음 절에서 보다 자세히 다루도록 하겠다.

구조 VAR모형은 변수 간의 관계에 대해 특정한 가정을 부여할 필요가 없다는 점에서 축약형 모형이 갖기 쉬운 모형설정오류로부터 상당히 자유롭다는 장점이 있으나 식별제약조건에 따라 추정결과가 크게 달라질 수 있으므로 적절한 식별제약조건을 선택하는 것이 중요하다. 따라서 일반적으로 널리 용인되는 식별제약조건을 사용하는 것이 바람직하다. 예를 들어, Blanchard and Quah(1989)는 모형의 교란항을 공급 측 교란항과 수요 측 교란항으로 구분한 후 공급 측 교란항은 장기적으로 총생산(GDP)에 영향을 미치는 반면 수요 측 교란항은 장기적으로 총생산에 영향을 미치지 않는다는 식별제약조건을 사용하였다. 적절하지 못한 식별제약조건이 사용되는 경우 충격반응함수(impulse response function)

36) 구조 VAR모형 이외의 구조모형방법으로는 Adams and Coe(1989)의 구조연립방정식 체계를 이용한 방법이 있으나, 이 방법은 자연실업률이 분석기간 동안 일정하다는 가정을 필요로 하므로 본 논문에서는 다루지 않았다.

가 경제이론에서 제기되는 것과 상이한 결과를 가져올 수 있다.

구조 VAR모형을 이용하여 자연실업률을 추정하고자 시도한 연구로는 Astley and Yates(1999) 등이 있으나 이들 연구에서 사용한 식별제약 조건의 타당성에 대해서는 의문이 제기된다. 예를 들어, Astley and Yates(1999)는 원유가격, 인플레이션을, 총생산, 실업률, 설비기동률로 구성된 5변수 VAR모형을 사용하여 자연실업률을 추정하였는데, 실업률이 모든 교란항에 의해 장기적으로도 영향을 받는다고 가정하였다. 이러한 식별조건하에서 얻어지는 충격반응함수에서는 IS 교란항과 LM 교란항 등 수요 측면에서의 충격이 항구적으로 실업률을 낮추는 것으로 나타나고 있어 경제이론과 부합하지 않는 문제점이 발생하게 된다.

아직까지 구조 VAR모형을 이용하여 자연실업률을 추정한 국내연구는 없는 실정이나, 구조 VAR모형을 잠재GDP 추정에 이용한 연구는 상당수 존재한다. 예를 들어, 김준일(2001)은 실질GDP와 GDP디플레이터로 구성된 2변수 구조 VAR모형을 구축하고, Blanchard and Quah(1989) 형태의 모형식별조건을 부여하여 총공급교란항에 의해 유발되는 GDP의 변화분의 합을 잠재GDP로 사용하였다.

## 나. 모형의 설정 및 추정방법

본 논문에서는 IV장의 다변수 비관측인자모형과 상응하도록 실업률, 실질국내총생산(GDP), 물가의 3변수로 이루어진 구조 VAR모형을 고려하였다. 먼저 축약형 VAR모형은 다음과 같다.

$$A(L) \Delta X_t = \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \begin{bmatrix} \Delta u_t \\ \Delta \log Y_t \\ \Delta \log P_t \end{bmatrix} \quad (5.2)$$

여기서  $u_t$ 는 실업률을,  $Y_t$ 는 로그변환된 실질GDP를,  $P_t$ 는 로그변환된 물가지수를 나타내며, 시차연산자는  $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$ 로 정의하고 교란항  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})'$ 은  $i.i.d. N(0, \Omega)$ 의 확률분포를 따른다고 가정한다.

일반적으로 교란항의 공분산행렬( $\Omega$ )이 대각행렬(diagonal matrix)이 아니므로 축약형 교란항  $\varepsilon_t$ 를 교란항 간에 상관관계가 없는 구조적 교란항  $\eta_t$ 로 변환해야 한다. 즉, 축약형 교란항과 구조적 교란항 간에 대해 다음과 같은 가정을 한다.

$$\eta_t = Q\varepsilon_t$$

여기서  $\eta_t \sim N(0, \Sigma)$ 이며,  $\Sigma$ 는 대각행렬이다. 이러한 조건을 만족하는 행렬  $Q$ 를 적절한 식별제약조건을 통하여 식별해 내는 것이다. 일단 행렬  $Q$ 를 식별하고 나면 축약형 VAR모형을 다음과 같이 구조 VAR모형으로 변환하여 충격반응함수 등의 분석을 시행하게 된다.

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= A(L)^{-1}Q^{-1}\eta_t \\ &\equiv C(L)\eta_t \end{aligned} \quad (5.3)$$

비정상시계열을 분석대상으로 하는 경우 Blanchard and Quah(1989)처럼 장기균형조건을 식별제약조건으로 사용하는 것이 일반적인데, 본 논문에서는 공급 측 요인이 장기균형을 결정하며 수요 측 요인은 단기적인 영향만 준다는 신고전파 이론에 따른 장기균형조건을 사용하였다. 노동시장의 공급은 경제주체의 노동-여가 간의 선택에 의해 결정되며, 노동시장의 수요는 상품시장의 균형에 의해서 결정되므로 실업률의 장기균형 수준은 노동공급 측 교란항에 의해서만 영향 받으며 여타 교란항들에 의해서는 영향 받지 않는다고 가정하였다. 실질GDP는 노동공급 교란항과 노동공급 이외의 공급 측 교란항에 의해 장기균형수준이 결정되는 반면 물가의 장기균형수준은 공급 측 교란항들과 총수요 교란항 모두에 의해 영향 받는 것으로 가정하였다. 즉, 구조적 교란항으로 두 개의 공급 측 교란항과 하나의 수요 측 교란항을 설정한 것이다. 이러한 장기제약조건은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X_t^* = C(1)\eta_t = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \end{bmatrix} \quad (5.4)$$

여기서  $X_t^*$ 는 비정상시계열의 장기균형수준이며,  $\eta_{1t}, \eta_{2t}, \eta_{3t}$ 는 각각 노동공급 교란항, 기타 공급교란항, 수요교란항을 나타낸다. 여기서 노동공급 교란항은 경제주체의 노동-여가 선택에 영향을 미치는 요인들의 변화를 반영하는 것으로 인구구조 및 노동시장의 구조적 요인들의 변화를 포함하는 것으로 해석될 수 있다. 기타 공급교란항은 노동공급 이외에 총생산에 항구적으로 영향을 미칠 수 있는 요인들, 예를 들어 자본축적과 관련된 요인들의 변화를 포함하게 된다. 한편 생산성의 변화가 자연실업률에 영향을 미칠 가능성이 존재하는데 만약 생산성의 변화가 자연실업률에 영향을 미친다면  $\eta_{1t}$ 는 이를 포함하고 있는 것으로 간주된다. 통계적인 추론과정에서  $\eta_{1t}$ 는 자연실업률 수준에 장기적으로 영향을 미치는 요인들만을 포함하도록 구성되어 있으므로, 생산성의 변화가 자연실업률에 영향을 미치는지 여부는 추정결과의 해석에는 영향을 미치지 않지만 추정결과 자체에 대해서는 영향을 미치지 않는다. 수요교란항은 통화정책 등 총수요 측면에서의 충격과 일시적인 공급충격을 반영하게 된다.

이러한 장기제약식하에서 모형을 추정하고 난 후 계수의 추정치와 축약형 VAR모형으로부터의 잔차를 이용하여 구조교란항 시계열을 구성할 수 있다. 구조 VAR모형의 자연실업률은 노동공급 구조교란항 시계열과 구조 VAR모형의 추정계수를 이용하여 구해진다.

구조 VAR모형의 물가지수로는 GDP 디플레이터를 사용하였는데, 이는 구조 VAR모형의 경우 필립스곡선처럼 실업률과 물가 간의 특정한 관계를 가정하지 않고 실업률뿐만 아니라 실질GDP도 물가에 영향을 미칠 수 있는 구조임을 반영한 것이다. 하지만 소비자물가지수를 사용하여 본 결과도 GDP 디플레이터를 사용한 결과와 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 구조 VAR모형의 경우 1970: I ~ 2003: II 기간의 자료를 이용하여 자연실업률을 추정하였다. 실제 추정과정에서는 김준일(2001)과 같이 식 (5.2)에 상수항 및 시간추세항을 포함시켰다. 추정식에 시간추세항을 포함시킨 것은 물가상승률이 1980년을 전후하여 상당한 차이를 보이고 있는 점을 감안한 것으로서 시간추세항을 포함시키지 않으면 충격반응함수가 경제이론과 일치하지 않는 부분이 발생한다.

$$\begin{aligned} \widehat{\eta}_t &= \widehat{Q} \widehat{\varepsilon}_t \\ \Delta \widehat{X}_t &= \widehat{C}(L) \begin{bmatrix} \widehat{\eta}_{1t} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\ \widehat{X}_t &= X_0 + \sum_{i=1}^t \Delta \widehat{X}_i \end{aligned} \tag{5.5}$$

비정상시계열 변수들의 일차 차분으로 VAR모형이 구성되기 위해서는 변수들 간에 공적분관계가 존재하지 않아야 한다. 공적분관계가 존재하는 경우 VAR모형이 아니라 VECM(vector error correction model)을 이용해야 하기 때문이다. 실업률, 실질GDP, GDP 디플레이터 간의 공적분 관계를 검정하기 위하여 Johansen 공적분 검정을 시행하여 본 결과 이들 변수 간에 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 변수들의 일차 차분으로 구성된 VAR모형이 적합하다고 판단되었다(표 3 참조).

구조 VAR모형의 추정을 위해서는 시차연산자  $A(L)$ 의 차수(p)가 선택되어야 하는데, 이를 위하여 AIC(Akaike Information Criterion)나 로그우도비 검정 등이 많이 사용되고 있다. 본 논문의 경우 AIC나 로그우도비 검정을 통해 선택된 시차의 길이(p=1)가 너무 짧아 변수의 동태적인

<표 3> Johansen 공적분 검정(실업률, 국내총생산, GDP 디플레이터)

Cointegration rank	Trace test			Maximum eigenvalue test		
	검정 통계량	5% 임계치	1% 임계치	검정 통계량	5% 임계치	1% 임계치
0	28.80	34.55	40.49	16.54	23.78	28.83
1	12.26	18.17	23.46	12.13	16.87	21.47
2	0.13	3.74	6.40	0.13	3.74	6.40

주: Trace test는 'H<sub>0</sub>: rank=r'을 'H<sub>1</sub>: rank=3'에 대해 검정하며, Maximum eigenvalue test는 'H<sub>0</sub>: rank=r'을 'H<sub>1</sub>: rank=r+1'에 대해 검정함.



움직임을 관측하기 어렵다는 문제가 발생하였다.<sup>37)</sup> AIC에 의한 시차차수의 선택이 실제 차수보다 적은 값을 선택하는 경향이 있음을 감안하여 여러 가지 시차연산자의 차수를 선택하여 분석한 결과 전반적인 추정결과가 시차차수의 선택에 민감하게 변화하지 않는 것으로 나타남에 따라 분기자료에서 자주 사용되는 시차( $p=8$ )를 사용하였다.

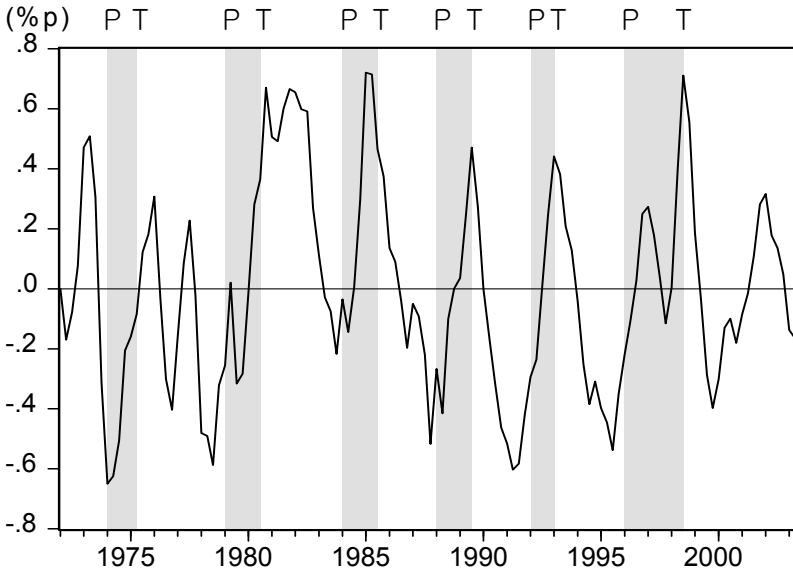
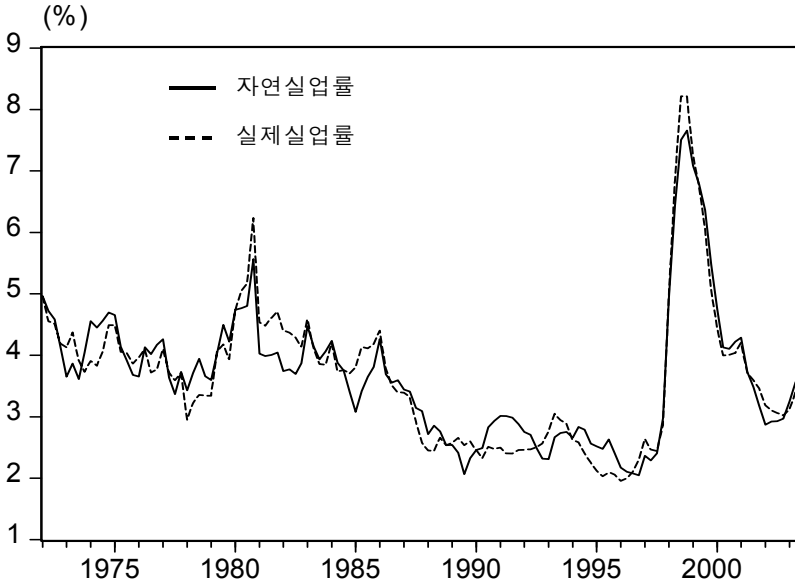
## 2. 구조 VAR모형에 의한 추정결과

앞에서 설명한 장기균형에 입각한 식별제약조건하에서 모형을 추정하여 충격반응함수를 구한 결과 대부분의 경제이론에서 제기하는 바와 부합하는 것으로 나타났으나, [그림 6]에서 볼 수 있듯이 자연실업률의 추정결과는 외환위기 기간 동안 발생하였던 실업률의 급격한 변동의 대부분이 자연실업률의 변화에서 기인하는 것으로 나타나고 있다. IV장에서 논의하였듯이 추정된 자연실업률이 반드시 평활한 시계열이어야 하는 것은 아니나, 외환위기 기간 동안의 실업률의 급격한 변동이 거의 대부분 자연실업률의 변화에서 기인하였다는 결과는 받아들이기 힘들다.

구조 VAR모형으로 추정된 자연실업률이 외환위기 기간 동안 높아지는 것은 경제구조의 변화를 모형이 반영하지 못하는 데서 유래할 가능성이 있다. 상태공간모형의 경우 칼만필터링에 의해 매기마다 자연실업률 및 잠재GDP를 예측한 후 이를 바탕으로 실업률, GDP, 물가를 예측하여 실제값과 비교하고, 이로부터 얻어지는 예측오차를 반영하여 자연실업률 및 잠재GDP의 추정치를 수정하기 때문에 모형 내에서 경제구조의 변화를 반영할 수 있으나, 구조 VAR모형에서는 이와 같은 예측-수정의 과정이 없어 경제구조의 변화를 반영하기 힘들다. 구조변화에 대한 모형의 안정성을 검정하기 위하여 Andrews(1993)와 Andrews and Ploberger(1994)의 검정방법을 사용하여 보았다. 이들 검정방법은 구조변화의 시점을 사전에 가정하지 않고, 분석대상기간 동안 어느 시점에서 구조변화가 발생하였을 가능성을 전제로 모형의 안정성을 검정하는 방법이다. <표 4>에 제시된 검정결과를 살펴보면 모형의 추정계수의 전반

37) 이 경우에도 변수들의 반응의 방향은 경제이론에서 제시되는 바와 부합하였다.

[그림 6] 구조 VAR모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

〈표 4〉 구조변화 검정

	실업률추정식	GDP추정식	물가추정식
Andrews/Quandt supremum LM test	29.115 (0.573)	36.189 (0.188)	26.923 (0.717)
Andrews/Ploberger exponential LM test	12.006 (0.489)	15.675 (0.118)	12.346 (0.442)
Andrews/Ploberger average LM test	22.587 (0.254)	28.209 (0.0438)	23.979 (0.174)
상수항의 변환시점 추정 (Quandt)	1998: II	1982: II	1981: II
supremum LM test	5.608 (0.177)	6.861 (0.102)	13.545 (0.005)

주: 괄호 안은 p-value임.

적인 안정성은 GDP추정식에 대한 평균LM검정(average Lagrange multiplier test)에서만 기각되는 것으로 나타나 전체 모형은 외환위기에도 불구하고 안정적임을 시사한다. 다만 각 방정식의 상수항 계수의 안정성은 모형의 전반적인 안정성에는 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 주요 분석대상인 실업률추정식의 경우 상수항의 구조변화시점이 1998년 2/4분기로 추정됨에 따라 외환위기로 인한 구조변화를 모형에 반영할 필요가 제기되었다.

하지만 외환위기 기간 동안의 구조변화를 분석에 어떻게 반영할 것인가는 그 자체로서 또 다른 커다란 연구과제이며, 이를 위해서는 외환위기로 인한 구조변화의 특성과 개별 경제변수에 미친 영향 등에 대한 연구가 선행되어야 한다. 이러한 점을 감안하여 본 논문에서는 구조변화에 대한 심층적인 분석보다는 더미변수를 이용하는 방법을 고려하였다. 물론 더미변수가 사전에 인지한 구조변화시점을 상정하고, 상수항의 변화만을 반영하고 있다는 측면에서 외환위기 기간 동안 발생한 구조변화를 다루는 데 한계가 있다는 점은 언급될 필요가 있다.

실업률의 차분이 축약형 추정식에 사용되고 있으며, 이들이 1998: I ~ 1998: IV 기간 동안 양의 큰 값을 갖고 1999: I ~ 2000: I 기간 동안 음의 큰 값을 갖는 점을 고려하여 먼저 식 (5.2)에 다음과 같은 더미변수들을 추가한 후 유의성을 검정하여 보았다.

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{for } t = 1998: I \sim 1998: IV \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$D_2 = \begin{cases} 1 & \text{for } t = 1999: I \sim 2000: I \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5.6)$$

이들 더미변수들의 계수를 각각  $\delta_1, \delta_2$ 라 할 때 'H<sub>0</sub>:  $\delta_1 = \delta_2 = 0$ '의 가설을 F-검정한 결과 통계량이 10.2(p-value: 0.00)로 유의수준 10%에서 기각되어 더미변수들이 유의한 것으로 판정되었다. 한편 이러한 더미변수를 사용하는 경우 전체 추정기간을 대상으로 할 때에는 외환위기를 전후한 실업률의 변동을 더미변수들이 적절히 반영하지만, 추정기간을 달리 하면 외환위기 이후의 자연실업률이 실제실업률보다 상당히 높거나 낮은 상태가 지속되는 문제점이 발견되었다. 이를 감안하여 다음과 같은 계수의 제약을 더미변수에 추가하였다.

$$4\delta_1 + 5\delta_2 = 0 \quad (5.7)$$

이러한 제약은 외환위기 발발 후 4분기(1998: I ~ 1998: IV) 동안 모형에 의해 설명되기 힘든 실업률의 상승분이 이후 5분기(1999: I ~ 2000: I) 동안의 실업률 하락분에 의해 상쇄된다고 가정하는 것이다. 다시 말하면 외환위기 기간 동안의 실업률 변동은 대부분 모형에 의해 설명되지 않는 것으로 간주하여 외환위기 기간 동안의 변동이 여타 추정계수에 영향을 미치지 않도록 조정한 것이다. 식 (5.7)의 통계적 유의성을 F-검정으로 검정한 결과 통계량이 2.1(p-value: 0.11)로 나타나 계수제약이 유의수준 10%에서 기각되지 않는 것으로 나타나 식 (5.7)의 제약이 지나치게 자의적이지 않음을 시사하였다. 이상과 같은 더미변수의 설정이 문제점을 지닐 수 있으나, 짧은 기간 동안 두 번의 변화를 갖는 경우 통상적으로 사용되는 통계적 검정방법이 제대로 적용되기 힘들다는 점을 감안하면 이

러한 더미변수의 사용은 불가피한 측면이 있다. 이하의 구조 VAR모형의 추정과정에는 식 (5.6)과 식 (5.7)이 모형에 포함되어 있다.<sup>38)</sup>

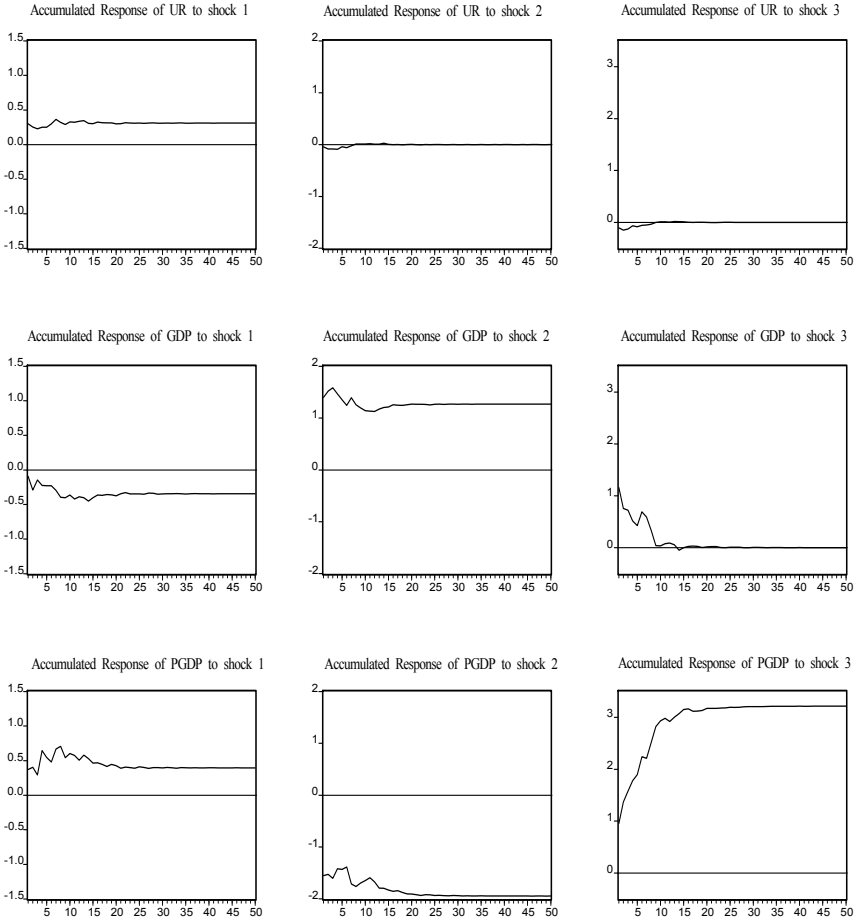
[그림 7]에 제시된 결과를 살펴보면 더미변수를 부여한 충격반응함수는 더미변수를 사용하지 않았을 경우와 마찬가지로 경제이론과 부합하는 것으로 나타나고 있다. 노동공급 측면에서 부정적인 충격이 발생하는 경우 실업률은 장기적으로 상승하고 실질GDP는 감소하는 반면 물가는 상승하는 것으로 나타났다. 한편 노동공급 이외의 공급 측면에서 긍정적인 충격이 발생하면 실질GDP는 장기적으로 증가하고 물가는 하락하는 반면 실업률은 단기적으로 감소하지만 장기적으로는 변화하지 않는 것으로 나타났다. 수요 측면에서 긍정적인 충격이 발생하면 물가만 장기적으로 상승하는 반면 실질변수인 GDP는 단기적으로 상승하고 실업률은 하락하지만 장기적으로는 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다.

더미변수로 설명되는 부분을 제외하고 노동공급 교란항에 의해 유발되는 실업률로 구성된 자연실업률의 추정치를 살펴보면, 외환위기 기간 동안 자연실업률이 급격히 상승하였던 원래의 추정결과에 비해 외환위기 기간 동안 다소 상승하는 데 그치는 것을 제외하면 원래의 추정결과와 대체로 유사하다(그림 8 참조). 실업률 갭도 이전의 경우와 마찬가지로 경기변동에 상응하는 모습을 보이고 있다. 즉, 경기순환의 정점에서는 실업률 갭이 낮아지고 저점에서는 높아지고 있는데, 특히 실업률 갭이 경기순환의 정점에서는 음의 값을, 경기순환의 저점에서는 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.

다만 다변수 비관측인자모형에 의해 추정된 자연실업률과 비교하여 볼 때 구조 VAR모형에 의한 자연실업률이 단기변동이 많고 실제실업률에 근접하여 움직이는 모습을 보여주고 있다. 이는 <표 5>의 분산분해 결과가 제시하듯이 단기에서조차 실업률 예측오차 분산의 80~90%가 노동공급의 충격에서 유래되고 여타 교란항들은 실업률에 영향을 거의 미치지 않고 있기 때문이며, 모형 내에서 실제실업률의 단기적인 변동 대부분이 노동공급 구조교란항에 의한 것으로 간주됨에 따라 노동공급

38) 구조변화시점이 다르게 추정된 물가방정식과 GDP방정식의 상수항의 구조변화를 위한 더미변수도 고려하여 보았지만, 의미 있는 결과를 얻지 못하였다.

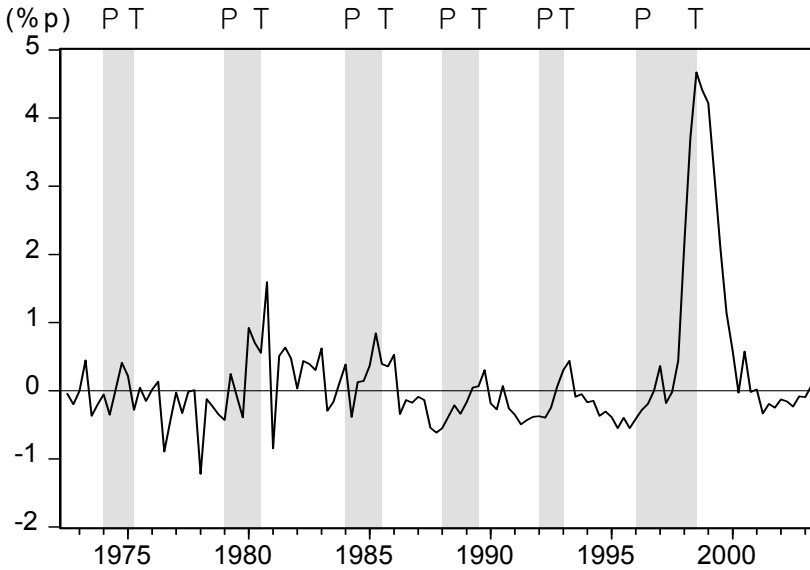
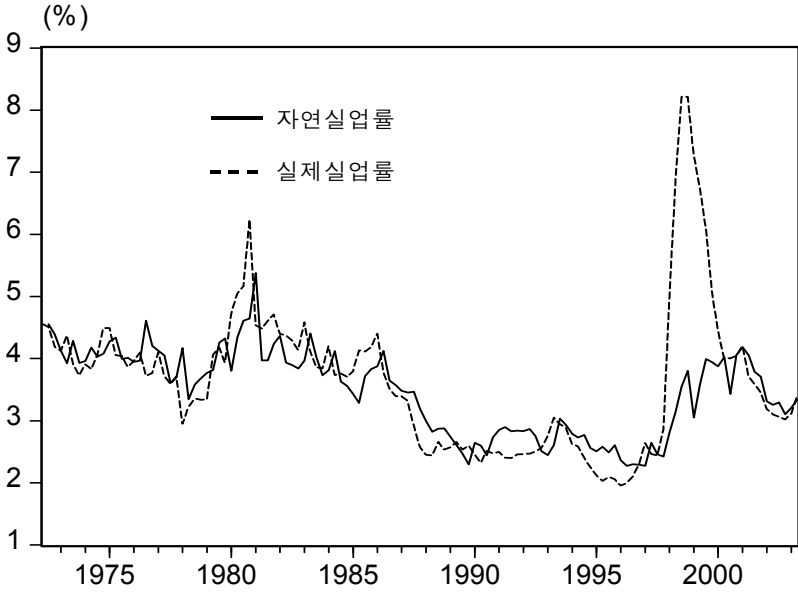
[그림 7] 구조 VAR모형의 충격반응함수(외환위기 더미)



주: shock 1=노동공급충격, shock 2=기타공급충격, shock 3=총수요충격, UR=실업률, GDP=국내총생산, PGDP=GDP 디플레이터.

구조교란항에 기반을 둔 자연실업률이 실제실업률과 밀접하게 움직이는 결과를 가져오는 것이다. 실업률과 대조적으로 총생산의 경우 단기에는 분산의 30%가 수요교란항에 기인하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 분산분해결과는 기존 연구에서 구조 VAR모형이 잠재GDP의 추정에는 적합한 것으로 나타나는 데 비해 자연실업률 추정에는 한계가 있을 수 있음을 시사한다.

[그림 8] 구조 VAR모형에 의한 자연실업률과 실업률 갭(외환위기 더미)



주: P는 경기순환의 정점을, T는 경기순환의 저점을 각각 나타냄.

〈표 5〉 구조 VAR모형의 분산분해

기간	실업률			GDP			GDP디플레이터		
	노동시장	기타	총수요	노동시장	기타	총수요	노동시장	기타	총수요
	공급충격	공급충격	충격	공급충격	공급충격	충격	공급충격	공급충격	충격
1	0.898	0.008	0.094	0.058	0.653	0.289	0.104	0.511	0.385
2	0.832	0.038	0.130	0.150	0.647	0.203	0.127	0.433	0.439
4	0.818	0.070	0.112	0.192	0.667	0.141	0.151	0.357	0.491
8	0.884	0.048	0.069	0.226	0.667	0.107	0.141	0.254	0.605
16	0.928	0.031	0.041	0.281	0.652	0.068	0.103	0.167	0.730
32	0.961	0.017	0.023	0.302	0.661	0.037	0.083	0.148	0.769
50	0.974	0.011	0.015	0.311	0.665	0.025	0.077	0.142	0.781

자연실업률은 1979~87년 기간의 평균 3.9% 수준에서 1988~97년 기간 동안 2.6%로 하락하였다가 외환위기 기간 동안 4.2%까지 상승하고 이후 최근까지 하락하고 있는 것으로 추정되었다(표 7 참조). 다변수 관측인자모형의 추정결과와 마찬가지로 최근의 실업률 갭이 다소 상승하는 모습이 관측된다.

## VI. 자연실업률 추정치의 정확도

추정방법의 정확도에 대한 평가는 추정된 자연실업률을 정책수립에 어느 정도 신뢰성을 가지고 활용할 수 있는지에 대한 판단 근거를 제시할 뿐 아니라, IV장에서 논의하였듯이 추정방법에서 기인하는 불확실성이 추정된 자연실업률의 단기적 변동에 어느 정도 기여하는지 추론할 수 있는 근거를 제공한다. 여기서는 신뢰구간 추정에 대한 연구가 축적되어 있는 비관측인자모형과 구조 VAR모형을 중심으로 추정방법의 정확도를 평가하여 보았다.

상태공간모형에서 칼만필터링 방법으로 추정된 상태변수의 정확도를 평가하는 방법으로는 Hamilton(1986)의 몬테카를로 적분(Monte Carlo integration) 방법이 많이 사용된다. Hamilton(1986)의 방법 이외에 Ansley



and Kohn(1986)의 델타방법(Delta method)도 자주 사용되고 있으나, Staiger et al.(1996)에서 몬테카를로 모의실험을 시행한 결과 델타방법에 기반을 둔 95% 신뢰구간이 실제 자연실업률의 값을 포함하는 비율이 64~99%로 나타나 델타방법에 의한 신뢰구간이 왜곡될 가능성이 제시 되었으므로 본 논문에서는 Hamilton(1986)의 방법을 사용하였다.

상태공간모형의 추정과정에서 매기마다 상태벡터( $z_t$ )와 상태벡터들의 조건부공분산행렬( $\Omega_t$ )이 구해진다. 하지만 이 조건부공분산행렬은 추정된 모형의 계수가 실제값과 다를 수 있는 불확실성을 반영하지 못하므로 상태변수 추정에 따르는 진정한 의미의 불확실성을 나타내지 못한다. Hamilton(1986)의 몬테카를로 적분방법은 상태공간모형에서 추정된 계수( $\theta$ )들의 확률분포로부터 가상의 계수( $\tilde{\theta}$ )를 임의로(randomly) 추출한 후 추정된 계수 대신 가상의 계수를 이용하여 상태벡터와 상태벡터의 조건부공분산행렬을 구하게 되는데, 충분한 횟수(n)로 이러한 과정을 반복하여 시행함으로써 매기( $t$ )마다 구해진 n개의 상태벡터와 상태벡터의 조건부공분산(conditional covariance) 행렬을 이용하여 다음과 같이 매기의 상태벡터에 대하여 필터 불확실성(filter uncertainty)과 계수 불확실성(parameter uncertainty)을 각각 측정할 수 있다.

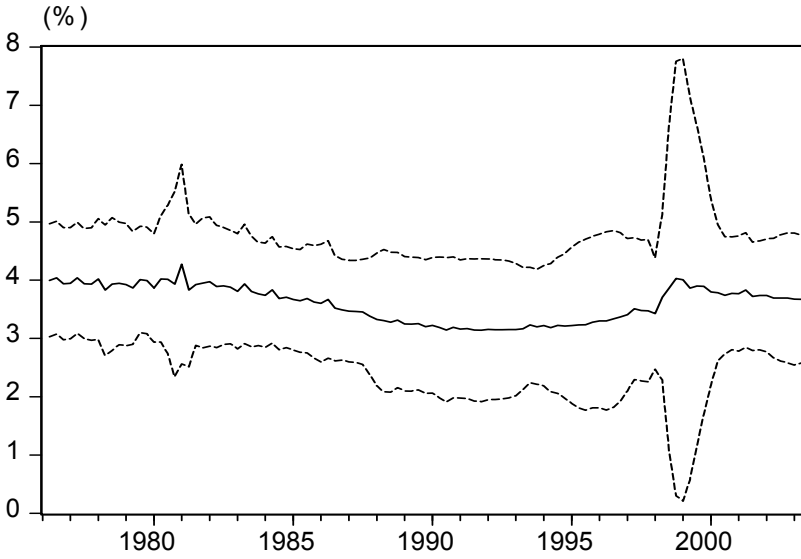
$$(\text{필터 불확실성}) \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Omega_t(\tilde{\theta}_i) \quad (6.1)$$

$$(\text{계수 불확실성}) \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [z_t(\tilde{\theta}_i) - \hat{z}_t][z_t(\tilde{\theta}_i) - \hat{z}_t]' \quad (6.2)$$

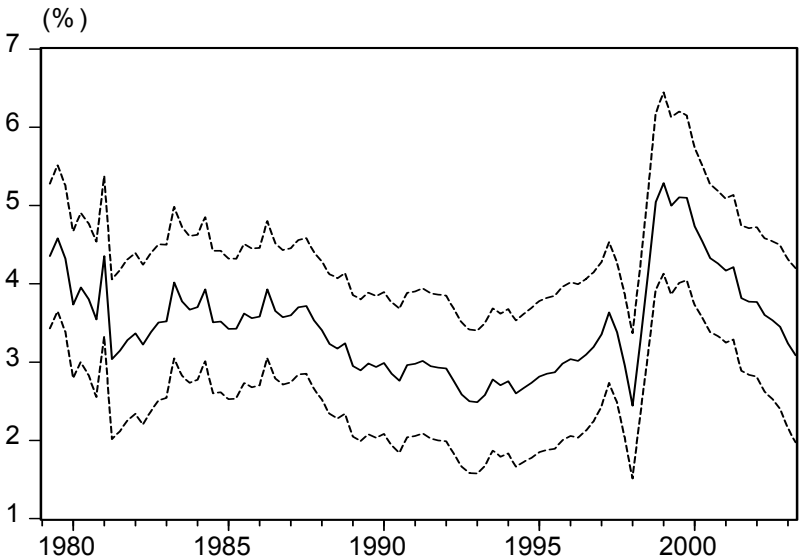
여기서  $\hat{z}_t$ 는 실제자료를 이용하여 구해진 상태벡터를 나타낸다. 칼만필터링에 의해 추정된 상태벡터의 불확실성은 필터 불확실성과 계수 불확실성의 합으로 측정된다.

Hamilton(1986)의 방법에 따라 본 논문에서 계수를 1,000회 반복 추출하여 단일변수 비관측인자모형과 다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간을 추정한 결과가 [그림 9]와 [그림 10]에 각각 제시되어 있다. 대부분의 시점에서 단일변수 비관측인자모형의 신뢰구간의 폭이 1%p로 다변수 비관측인자모형과 크게 차이나지 않았으나, 외환위기처럼 실업률의 변동이 큰 기간에는 다변수 비관측인자모형에 비

[그림 9] 단일변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간



[그림 10] 다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간



해 신뢰구간이 크게 확대되는 모습을 보이고 있다. 이는 단일변수 비관측인자모형에서는 실업률과 여타 경제변수들 간의 관계를 고려하지 못하므로 구조변화에 기인한 추정의 불확실성이 증가하는 반면, 다변수 비관측인자모형에서는 외환위기 기간 동안 실업률 변동의 상당부분이 다른 변수와의 관계에 의해 설명됨에 따라 추정의 불확실성이 줄어드는 것으로 추측된다.

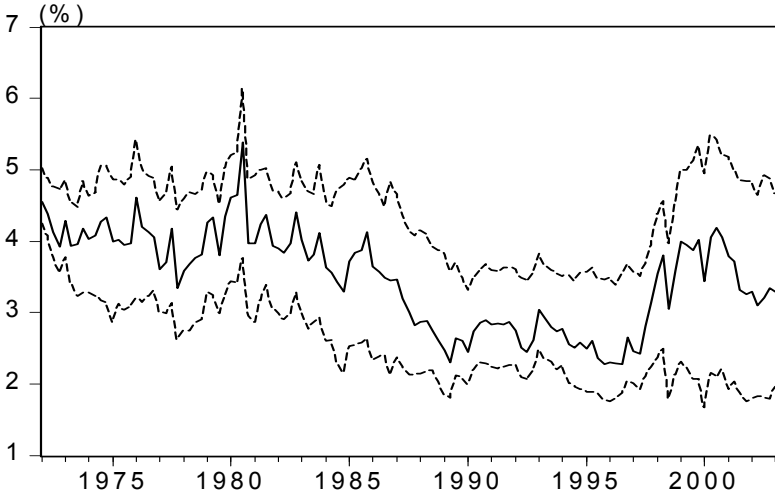
다변수 비관측인자모형에 의한 자연실업률은 매기마다 약간의 차이는 있지만 신뢰구간의 폭이 평균 1.0%p로 추정되어 추정결과에 상당한 불확실성이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 참고로 Laubach(2001)가 미국의 자료를 이용하여 구한 신뢰구간의 폭은 1.1%p 내외의 수준을 보이고 있다. 이러한 불확실성은 추정된 자연실업률의 수준을 정책적인 목적에서 사용할 때 주의를 기울여야 함을 시사한다.

구조 VAR모형의 경우 충격반응함수의 정확도를 평가하는 방법으로 부트스트래핑(Bootstrapping) 방법이나 몬테카를로 적분법이 이용 가능하지만, 이들 방법을 추정된 자연실업률의 정확도를 평가하기 위하여 사용하는 경우 다음과 같은 문제가 발생한다. 추정과정에서 구해진 노동공급 교란항을 이용하여 식 (6.3)에서처럼 실업률의 차분(difference)을 먼저 구하고 이들의 누적합으로 자연실업률 수준(level)을 구성하게 되면 추정된 자연실업률은 비정상시계열(nonstationary time series)이 된다.

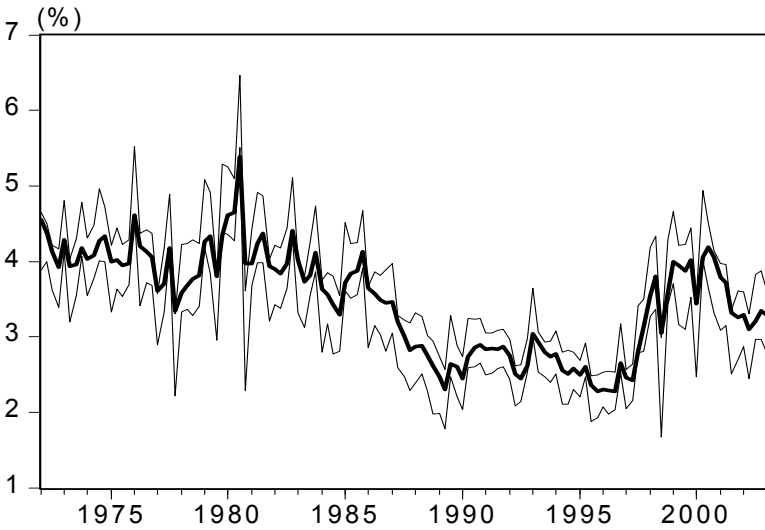
$$\begin{aligned} \tilde{\eta}(\tilde{\theta}_i)_t &= Q(\tilde{\theta}_i) \varepsilon_t(\tilde{\theta}_i) \\ \Delta \tilde{X}_t(\tilde{\theta}_i) &= \tilde{C}(L) \begin{bmatrix} \tilde{\eta}_{1t} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \\ \tilde{X}_t(\tilde{\theta}_i) &= \tilde{X}_{t-1}(\tilde{\theta}_i) + \Delta \tilde{X}_t(\tilde{\theta}_i) \end{aligned} \tag{6.3}$$

비정상시계열의 분산은 시간이 지남에 따라 증가하는 특성을 지니므로 자연실업률 추정치의 신뢰구간 역시 시간이 지남에 따라 확대되는 현상이 발생하게 된다. [그림 11]에 몬테카를로 적분법을 이용하여 추정된 구조 VAR모형에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간이 제시되어 있는데, 시간이 지남에 따라 신뢰구간이 확대되는 현상이 발생하고 있음을

[그림 11] 구조 VAR모형(외환위기 더미)에 의한 자연실업률의 95% 신뢰구간



[그림 12] 구조 VAR모형(외환위기 더미)에 의한 자연실업률의 95% 조건부 신뢰구간



확인할 수 있다.<sup>39)</sup> 초기에는 신뢰구간의 폭이 1%p 내외이지만 이후 3%까지 확대되고 있다.

하지만 상태공간모형의 경우 매기마다 상태벡터에 대한 예측-수정의 과정을 거친 다음 조건부공분산행렬을 통하여 추정의 불확실성이 측정되는 데 비하여 구조 VAR모형에서는 자연실업률을 직접 추정하지 않고 노동공급 구조교란항을 이용하여 비정상시계열로 구성한 후 비조건부 분산(unconditional variance)을 이용하여 정확도를 측정하기 때문에 위의 결과를 가지고 두 추정방법의 정확도를 비교하는 데 한계가 있다. 이러한 점을 감안하여 구조 VAR모형에 의한 자연실업률의 조건부 분산에 따른 신뢰구간을 구하여 보았다.

$$\widehat{X}_i(\widehat{\theta}_i) = \widehat{X}_{i-1}(\widehat{\theta}) + \Delta \widehat{X}_i(\widehat{\theta}_i) \quad (6.4)$$

조건부 신뢰구간의 폭은 평균 0.8%p 내외로 추정되어 비관측인자모형보다 작은 것으로 나타났다. 그러나 비관측인자모형은 가상의 계수에 의한 전기의 자연실업률을 기반으로 조건부분산을 구하는 반면 구조 VAR모형에 의한 자연실업률의 조건부 분산은 추정된 계수에 의한 전기의 자연실업률을 기반으로 조건부 분산을 구하고 있으므로 두 방법의 직접적인 비교에는 한계가 있다.

## Ⅶ. 결 론

이상에서 논의된 결과를 바탕으로 추정방법론들의 장단점을 <표 6>과 같이 간략히 정리하여 보았다.

한편 경제의 구조적인 요인들이 빈번하게 변화하지 않을 것이며 이에 따라 자연실업률이 상당히 평활한 시계열일 것이라는 선택적인 판단

39) [그림 11]의 신뢰구간은 신석하·조동철(2003)에 비해 신뢰구간의 폭이 작게 나타나고 있는데, 이는 신석하·조동철(2003)에서는 구조적 교란항을 추정된 값( $\widehat{\eta}(\widehat{\theta})$ )에 고정하여 모든 가상의 계수에 대해 적용한 반면, 본 연구에서는 추정된 구조적 교란항이 계수의 함수임을 감안하여 가상의 계수를 추출할 때마다 구조적 교란항을 추정하는 방법( $\widehat{\eta}(\widehat{\theta}_i)$ )을 사용하였기 때문이다.

〈표 6〉 자연실업률 추정방법 비교

	장 점	단 점
단순 시계열 방법	추정과정이 용이함	경제이론에 기반을 두지 않으며, 실업률의 통계적 특성에만 의존
HP필터	추정된 자연실업률이 평활한 시계열로 나타남	추정결과에 대한 통계적 추론이 어려움
단일변수 비관측인자모형	추정된 자연실업률이 비교적 평활한 시계열로 나타남	신뢰구간의 폭이 다변수 모형에 비해 큼
축약형 모형	경제이론에 기반을 두고 있으며, 실업률 이외의 여타 변수를 추정에 이용	모형설정오류에 취약함
다변수 비관측인자모형	신뢰구간의 폭이 다른 모형에 비해 작음	
구조모형	경제이론에 기반을 두고 있으며, 실업률 이외의 여타 변수를 추정에 이용할 뿐 아니라 모형설정오류에 대해 자유로움	추정과정이 다른 방법에 비해 복잡함
구조 VAR모형 (외환위기 더미)		외환위기의 영향을 모형 내에서 반영하는 데 한계가 있음

을 기준으로 할 때, HP필터와 단일변수 비관측인자모형이 다른 방법에 비해 우위를 지닌다고 할 수 있다. 하지만 HP필터나 단일변수 비관측인자모형은 단순 시계열방법으로서 경제이론에 기반을 두지 않는다는 단점이 있다.

추정결과의 불확실성이라는 측면에서는 다변수 비관측인자모형이 다른 방법에 비해 우위를 지닌다고 평가된다. 단일변수 비관측인자모형은 외환위기 등 자연실업률의 변동이 큰 기간에서 다변수 비관측인

자모형에 비해 신뢰구간이 크게 확대되는 모습을 나타냈으며, 구조 VAR모형의 경우 시간이 지남에 따라 신뢰구간이 확대되는 특성을 지니고 있다. 한편 다변수 비관측인자모형과 구조 VAR모형을 대상으로 분석한 결과 두 방법 모두 추정기간의 변화에 대해 안정적인 것으로 나타났다.

이론적인 측면에서 살펴보면 다변수 비관측인자모형이나 구조 VAR모형 등 경제이론에 기반을 둔 추정방법들이 단순 시계열방법에 비하여 자의성이 적고, 추정결과의 정확도를 평가하기 용이하다는 점에서 상대적으로 나은 방법이라 할 수 있다. 그러나 추정결과의 정확도라는 측면에서 구조 VAR모형에 비해 장점을 지니는 것으로 평가되는 다변수 비관측모형도 추정결과가 모형설정오류에 민감하다는 단점을 갖고 있다.

한편 실증적인 추정결과의 측면도 고려하면 추정된 자연실업률이 평활한 시계열이라는 점에서 단순 시계열방법도 나름대로의 장점을 지니고 있다고 평가된다.

따라서 특정방법에 의한 추정결과에 의존하기보다는 여러 추정방법에 의한 추정결과에서 공통적으로 발견되는 부분에 기반을 두고 자연실업률을 추론하는 것이 바람직하다고 사료된다.

<표 7>에 제시된 추정결과를 살펴보면, 추정방법에 따라 다소 차이가 있으나 자연실업률은 1979: I ~ 1987: IV 기간 동안 평균 3.7~4.0% 수준으로 실제실업률을 다소 하회하였던 것으로 추정되며, 1988: I ~ 1997: IV 기간 동안에는 평균 2.6~3.2% 수준으로 실제실업률보다 다소 높은 수준을 유지하였던 것으로 추정된다. 또한 자연실업률은 외환위기를 거치며 4.0~5.3% 수준까지 상승하였다가 이후 하락하는 추세를 지속하고 있으나, 최근에는 하락추세가 완만해진 것으로 추정되며 아직도 외환위기 이전의 기간(1988: I ~ 1997: IV)에 비하면 다소 높은 수준을 기록하고 있는 것으로 나타났다.

한편 추정된 실업률 갭이 경기순환에 상응하여 변동하고 있다는 점에서 노동시장의 상태를 경기순환적인 측면에서 파악하는 데 유용한 지표로 사용될 수 있을 것으로 사료되며, 대부분의 추정결과는 최근에 실제실업률이 자연실업률에 근접해 있으나 실업률 갭이 점차 상승하고 있을 가능성을 제시하고 있다. 이는 최근 비교적 높은 수준에 머무르고 있

〈표 7〉 자연실업률 추정결과 비교

	1979~ 87	1988~ 97	1998~ 2003	1998년 이후 최고치	2002	2003
실제실업률	4.1	2.5	4.7	8.2	3.1	3.3
HP필터	4.0	2.8	4.2	4.8	3.6	3.2
단일변수 비관측인자모형	3.8	3.2	3.8	4.0	3.7	3.7
다변수 비관측인자모형	3.7	2.9	4.1	5.3	3.5	3.1
구조 VAR모형 (외환위기 더미)	3.9	2.6	3.6	4.2	3.2	3.3

는 실업률이 외환위기 이후 자연실업률의 상승이라는 구조적 변화와 경기침체라는 순환적인 요인에 함께 영향 받고 있을 가능성을 시사한다.

본 논문에서는 자연실업률의 추정방법을 검토하는 데 중점을 두으로써 한국의 자연실업률이 실제로 어떠한 요인에 의해 변화하였는지를 경제이론과 실증적인 측면에서 분석하지 못하였다. 이에 대해서는 향후 연구에서 상세히 다루고자 한다. 또한 외환위기 기간 동안 실업률 및 여타 거시경제변수의 구조변화에 대한 보다 엄밀한 연구도 필요할 것으로 사료된다.



## 참 고 문 헌

- 김준원, 『한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해: 토론』, 『한국경제의 분석』, 제7권, 한국금융연구원, 2001, pp.51~53.
- 김준일, 『총수요압력 측정을 통한 경기변동 분석』, 『한국경제의 분석』, 제7권, 한국금융연구원, 2001, pp.187~243.
- 문소상, 『자연실업률 추정방식에 관한 연구』, 『금융경제연구』, 제145호, 한국은행금융경제연구원, 2003.
- 박준용 · 장유순 · 한상범, 『경제시계열분석』, 경문사, 2002.
- 신관호, 『한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해』, 『한국경제의 분석』, 제7권, 한국금융연구원, 2001, pp.1~55.
- 신석하 · 조동철, 『한국의 자연실업률 추정방법 비교연구』, 정책연구시리즈 2003-04, 한국개발연구원, 2003.
- 안주엽 · 전재식, 『한국의 균형실업률』, 『분기별 노동동향분석』, 2000년 3/4분기, 한국노동연구원, 2000, pp.87~98.
- 유경준, 『구조적 실업률의 추정 및 정책과제』, 연구자료 2001-02, 한국개발연구원, 2001.
- 이충렬, 『한국의 자연실업률 측정과 외환위기 이후의 실업률 상승에 대한 이해: 토론』, 『한국경제의 분석』, 제7권, 2001, pp.48~50.
- Adams, C. and D. Coe, "A System Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States," IMF Working Paper No. 89, 1989.
- Andrews, D.W.K., "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica* 61, 1993, pp.821~856.
- Andrews, D.W.K. and W. Ploberger, "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative," *Econometrica* 62, 1994, pp.1383~1414.
- Ansley, Craig and Robert Kohn, "Prediction Mean and Squared Error for State Space Models with Estimated Parameters," *Biometrika* 73, 1986, pp.467~473.
- Apel, M. and P. Jansson, "A Theory-consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU," *Economic Letters* 64, 1999, pp.271~275.
- Astley, M. and T. Yates, "Inflation and Real Disequilibria," Bank of England

- Working Paper No. 103, 1999.
- Ball, Laurence and Gregory Mankiw, "The NAIRU in Theory and Practice," *Journal of Economic Perspectives* 16, 2002, pp.115~136.
- Ball, Laurence and Robert Moffitt, "Productivity Growth and The Phillips Curve," NBER Working Paper No. 8421, 2001.
- Blanchard, Olivier and Lawrence Katz, "What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.51~72.
- Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *The American Economic Review* 79, 1989.
- Cecchetti, Stephen and Robert Rich, "Structural Estimates of the U.S. Sacrifice Ratio," *Journal of Business & Economic Statistics* 19, 2001, pp.416~427.
- Cerra V. and S. Saxena, "Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden," IMF Working Paper No.59, 2000.
- Clark, Peter, "Trend Reversion in Real Output and Unemployment," *Journal of Econometrics* 40, 1987, pp.15~32.
- Elliot, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock, "Efficient Tests for an Autogressive Unit Root," *Econometrica* 64, 1996, pp.813~836.
- Elmeskov, J., "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and Its Causes," OECD Economics Department Working Paper No. 132, 1993.
- Espinosa-Vega, Marco and Steven Russell, "History and Theory of the NAIRU: A Critical Review," *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 1997, pp.4~25.
- Estrella, Arturo and Frederic Mishkin, "Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty," NBER Working Paper No. 6518, 1998.
- Friedman, Milton, "The Role of Monetary Policy," *The American Economic Review* 58, 1968, pp.1~21.
- Gordon, R., "The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.11~32.
- Hamilton, James, "A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model," *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp.387~397.
- Hamilton, James, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Harvey, Andrew, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, 1989.
- Hatton, Tim, "Can Productivity Growth Explain NAIRU? Long-run Evidence from

- Britain, 1871-1999,” CEPR Discussion Paper No. 3424, 2002.
- Kiwatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, “Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics* 54, 1992, pp.159~178.
- Killian, Lutz, “Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions,” *Review of Economics and Statistics* 80, 1998, pp.218~230.
- King, Robert, James Stock, and Mark Watson, “Temporal Instability of the Unemployment-Inflation Relationship,” *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago* 19, 1995, pp.2~12.
- Laubach, T., “Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies,” *Review of Economics and Statistics* 83, 2001, pp.218~231.
- Maddala, G.S. and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge, 1998.
- Mankiw, Gregory and Ricardo Reis, “Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps,” NBER Working Paper No. 8614, 2001.
- Modigliani F. and L. Papademos, “Targets for Monetary Policy in the Coming Year,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1975, pp.141~163.
- Morley, James, “A State-Space Approach to Calculating the Beveridge-Nelson Decomposition,” *Economics Letters* 75, 2002, pp.123~127.
- Morley, James, Charles Nelson, and Eric Zivot, “Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP So Different?” *Review of Economics and Statistics* 85, 2003, pp. 235~243.
- Nelson, Charles, “Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of a Time Series with a Unit Root,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp.475~488.
- Perron, Pierre, “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica* 57, 1989, pp. 1361~1401.
- Richardson, Peter, Laurence Boone, Claude Giorno, and Mara Meacci, “The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD Countries,” OECD Economics Department Working Papers No. 250, 2000.
- Rogerson, Richard, “Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment,” *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.73~92.
- Runkle, David, “Vector Autoregression and Reality,” *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 1987, pp.437~442.
- Staiger, D., J. Stock, and M. Watson, “The NAIRU, Unemployment and Monetary

- Policy,” *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp.33 ~49.
- Staiger, Douglas, James Stock, and Mark Watson, “How Precise Are the Estimates of the Natural Rate of Unemployment,” NBER Working Paper No. 5477, 1996.
- Staiger, Douglas, James Stock, and Mark Watson, “Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s,” NBER Working Paper No. 8320, 2001.
- Stock, James, “Unit Roots, Structural Breaks and Trends,” in R. Engle and D. McFadden(eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Amsterdam: Elsevier, 1994, pp.2739~2941.
- Stock, James and Mark Watson, “Forecasting Inflation,” NBER Working Paper No. 7023, 1999.
- Watson, Mark, “Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends,” *Journal of Monetary Economics* 18, 1986, pp.49~75.