

# 韓國開發研究

제36권 제3호(통권 제124호)

## 물가동학에서 기대변수의 특성에 대한 연구

이 재 준

(한국개발연구원 연구위원)

A Study of Characteristics of Expectation in Inflation Dynamics

Jaejoon Lee

(Fellow, Korea Development Institute)

\* 이재준: (e-mail) [ijoonlee@kdi.re.kr](mailto:ijoonlee@kdi.re.kr), (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

- Key Word: 물가동학(Inflation Dynamics), 필립스 곡선(Phillips Curve), 합리적 기대(Rational Expectation), 임의보정(Random Revision)
- JEL Code: E31, C51
- Received: 2014. 4. 14      • Referee Process Started: 2014. 4. 16
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 9

*KDI Journal of Economic Policy*, vol. 36, no. 3, 2014

© Korea Development Institute 2014

## ABSTRACT

This paper attempts to demonstrate the critical role of expectation horizons in economic agents building their expectations for the future. It starts with the analysis of what constraints the economics-based assumption related to information efficiency could impose in the stochastic process, and then suggests a new concept, random revision of expectation, to refer to the case when the adjustment process of expected variables employs newly generated information only. According to the inflation dynamics formula drawn under this condition, the demand pressure measured by output gap is found to cause different impacts on inflation according to different expectation horizons. The empirical analysis of this model using the data on Korea reveals that a short expectation horizon causes coefficient estimates to become small and statistically less significant.

본 논문은 경제주체들이 미래에 대한 기대를 형성하는 데 있어서 기대기간이 주요한 역할을 한다는 점을 밝히는 시도이다. 정보효율성과 관련된 경제학적 가정이 확률과정에 어떠한 제약으로 작용하는지에 대한 분석으로부터 출발하여, 기대변수에 대한 조정과정이 오로지 새로이 발생한 정보만을 반영하는 경우를 미래기대의 임의보정(random revision of expectation)이라는 새로운 개념으로 제시하였다. 이러한 가정하에 물가동학 결정식을 도출할 경우, 산출갭으로 측정된 수요압력의 인플레이션에 대한 영향은 기대기간에 따라 달리 식별되었다. 이러한 모형을 우리나라 자료를 이용하여 실증한 결과, 기대기간을 단기로 설정할 경우 계수 추정치는 작아지고 통계적 유의성도 떨어지는 것으로 나타났다.

## I. 서론

합리적인 경제주체들은 의사결정을 할 때 미래에 대한 예상을 반영하며, 현대 경제학은 미래기대(forward-looking expectation)가 현재의 경제관계를 규율하는 현상에 주목하고 있다. 예로써 투자, 소비 및 저축에 관한 의사결정을 포함하여 거의 모든 경제적 의사결정에는 미래에 대한 예상이 반영된다고 할 수 있으며, 이 중 재화 및 노동 등에 대한 가격 설정이 미래기대가 중요한 역할을 하는 대표적인 예라고 할 수 있다.

이와 같은 맥락에서 물가변동의 동태적 변화는 거시경제학 이론과 실증분석의 주요 대상이 되어 왔으며, 최근 거시경제이론의 유의미한 발전 중 하나는 경제주체들의 미래에 대한 기대가 현재의 물가동학 관계에 미치는 영향에 대한 분석일 것이다. 일명 '신케인지안 필립스 곡선(new Keynesian Phillips curve: NKPC)'이라고 명명된 미래기대변수를 포함한 방정식(expectational equation)의 이론적 그리고 실증적 근거를 찾는 데 최근 십수 년간 거시경제학 연구가 지속되어 왔다. 부연하면, Roberts(1995) 이후 NKPC의 이론적 근거에 대해서는 비교적 다수의 경제학자들이 동의하고 있는 것으로 보이나, 미래기대변수의 역할에 대한 실증적 근거에 대해서는 여전히 합의에 도달하지 못하고 있다(Gali and Gertler[1999]; Rudd and Whelan[2005]). 최근 Smith(2009)는 기대변수의 역할에 대한 유의한 실증적 증거를 보고하고 있으나, 경제적 모형에 근거한 결과라기보다는 순수한 통계적 측면의 결과라는 한계를 가지고 있다.

본 연구는 이러한 기대변수의 역할이 기대의 대상 기간에 따라 다르게 식별될 수 있으며, 특히 통상적인 NKPC의 설정과 같이 미래기대변수의 대상 기간을 비교적 단기로 설정할 경우 식별 자체가 어려울 수 있다는 점에 주목하고 있다. 기존의 연구 결과 중 Preston(2005)은 장기적인 미래에 대한 예측은 현재의 경제적 조건을 결정짓는 요인으로 작용한다는 점을 지적하고 있으며,<sup>1</sup> Lee and Nelson(2007)에 따르면 미래의 물가상승기대를 반영하여 현재의 물가동학이 결정되는 경우 미래의 어느 시점까지를 고려할 것인가가 물가동학의 주요 관계를 결정하는 요인으로 작용함을 보여주고 있다. 즉, 미

---

<sup>1</sup> Marcet and Sargent(1989)에서는 투자의사결정에 대한 부분균형모형을 이용하여 최적 의사결정은 장기에 대한 예측에 의존함을 보여주고 있다.

래기대변수를 포함한 경제관계를 고려할 때 기대변수의 대상 기간(expectation horizon)이 인플레이션의 동학을 나타내는 최종식(final form)의 주요 계수를 결정하는 주요한 요인으로 작용한다는 것이다.

본 연구는 위와 같이 미래기대변수를 포함한 경제관계를 모형화할 때, 기대변수의 대상 기간에 따라 주요 계수들이 다르게 식별될 수 있는 문제를 확률론적 이론을 이용하여 일반화하고자 시도하는 것이다. 즉, 기대변수의 보정과정(revision process)<sup>2</sup>을 시점에 따라 축차적으로 이루어지는 과정으로 설정하고 정보효율성의 관점에서 근거를 찾고자 한다. 그리고 이러한 기대변수의 보정과정이 가용한 정보를 완전히 효율적으로 이용할 경우 대상 변수의 실현치에 대해 일정한 확률론적 특성을 규정하고 있다는 점을 제시하고자 한다. 나아가 기대변수가 포함된 모형 내에서 주요 변수들의 관계는 고정된 모수가 아니라 기대변수의 대상 기간에 따라 변화하는 함수로 나타날 수 있음을 보이고자 한다. 그리고 마지막으로 이러한 기대변수의 특성에 근거한 모형화가 얼마나 유용한지를 검증하기 위해 총공급곡선모형에 적용하고 실증분석 결과를 제시하고 있다.

## II. 기대변수의 보정과정

### 1. 정보효율성과 기대변수의 보정

‘효율적 시장가설(efficient market hypothesis)’이란 어느 재화 혹은 자산의 가격이 이용 가능한 모든 정보를 반영하여, 관련 정보의 생산, 유통, 그리고 이용에 있어 특정 경제주체가 정보상의 우위를 가지지 않으며, 따라서 초과이익의 가능성이 없는 상태를 의미한다. 이는 가격 변화의 움직임은 불규칙적이며 어떤 유의한 예측도 불가능하게 되는 것으로 해석할 수 있다. 효율적 시장가설을 확률론적 시각에서 보면, 어느 특정한 가격변수를 하나의 확률과정으로 간주할 때, 이 과정이 마팅게일(martingale) 특성을 따른다는 것과 동일한 의미이다.<sup>3</sup> 마팅게일 과정은 확률과정  $x_t$ 가 시점에 따라 달라지는

2 기대변수의 보정이라는 개념은 필자가 「KDI 거시경제모형 재구축을 위한 연구」(연구자료, 한국개발연구원, 2011)에서 처음으로 시도한 바 있으며, 본 논문의 제II장에서는 이의 타당성 및 논리적 관계를 재정리하였다.

3 Fama(1970) 이후 특정 자산시장에서 효율적 시장가설이 성립하는 경우, 해당 자산의 가격은 임의보행

정보집합에 대해 조건부 기대연산자(operator)를 적용할 경우  $E_t[x_{t+1}] = x_t$ 를 만족하는 경우이다.<sup>4</sup> 마팅계일을 따르는 확률과정이란 현재 사용 가능한 모든 정보를 이용한 미래에 대한 최선의 예측치는 단지 현재치일 뿐이며 따라서 미래에 대한 예측은 불가능하거나 혹은 무의미하다는 것을 의미한다. 마팅계일 확률과정을 따르는 변수를 차분할 경우, 이를 ‘마팅계일 차분과정(martingale difference sequence: MDS)’ 혹은 ‘공정게임(fair game)’이라 하며, 현재 시점의 정보를 이용한 미래기대치는 항상 0이 되는 특성을 가지게 된다.

$$x_t - x_{t-1} = v_t \leftrightarrow E_t[v_{t+1}] = 0 \quad (1)$$

이러한 시장의 마팅계일 특성을 관련 정보집합과 예측이라는 관점에서 보다 용이하게 해석하기 위해 조건부 기대치 간의 다음과 같은 관계로 나타낼 수 있다.

$$E_t x_{t+1} - E_{t-1} x_t = v_t \quad (2)$$

식 (2)의 좌변은 1기 후의 기대의 변화, 즉 각 시점에서 연속적으로 1기 후의 예측을 수행할 때 기대변수의 보정과정으로 해석할 수 있으며,  $x_t$ 가 마팅계일 확률과정을 따르면 그 기대의 보정과정은 공정게임이어야 한다는 의미를 갖게 된다. 나아가 위의 식 (1), (2)의 기대변수의 보정과정에서 기대기간이 반드시 1기 후로 고정될 필요는 없으며, 일반적으로  $x_t$ 가 마팅계일일 경우  $E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t-1+s}$ ,  $f, s \in \{1, 2, \dots, \infty\}$ 에 대해서도 공정게임과정이 성립한다. 즉, 기대변수의 대상 기간(expectation horizon, 이하 기대기간)을 일정하게 유지하면서 미래시점에 대한 기대치에 대한 보정이 시점에 따라 연속적으로 이루어지는 경우, 그 보정과정은 이미 사용된 정보로는 유의미한 예측이 불가능함을 뜻하게 된다. 만일 미래에 대한 예측치에 대해 변화하는 과정이 공정게임이 아니라 일정한 정규성을 가지는 패턴을 따르게 된다면, 이는 정보에 대한 해석이 시점에 따라 달라짐을 의미하며, 정보의 효율성에 위배되는 것으로 해석할 수 있다. 따라서

---

과정(random walk process)을 따르는 것으로 인식되기도 하였으나(Granger and Morgenstern[1963]), Samuelson(1965)에서 효율적 시장가설을 마팅계일과 관련지은 이후 대다수의 효율적 시장가설에 대한 실증적 증명은 관련 변수의 마팅계일 특성을 판단하는 것으로 간주되고 있다. 보다 상세한 설명은 Lo and MacKinlay(1999), Malkiel(2003)을 참고하기 바란다.

4 여기에서  $E_t[\cdot] \equiv E[\cdot | I_t]$ 는 조건부 기대연산자(conditional expectation operator), 그리고  $I_t$ 는  $t$ 시점에서 이용 가능한 모든 정보집합을 나타낸다. 보다 엄밀한 정의에 따르면 다음의 두 조건을 만족하는 확률과정을 마팅계일이라 한다(Durrett[1996] 참조).

$$\begin{aligned} E[|x_t|] < \infty, \forall t \\ E[x_{t+1} | I_t] = x_t, I_t \ni \{x_t, x_{t-1}, \dots, x_1\} \end{aligned}$$

마팅계일 과정 혹은 공정계임을 기대변수의 보정과정상의 속성으로 전환시켜 해석해 보면 특정 시장에서 정보의 생산, 유통, 그리고 이용의 효율성을 전제로 한 균형상태의 특성을 명확히 할 수 있다.

식 (2)의 기대기간을 임의의 미래시점으로 확장하면 다음과 같다.

$$E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t-1+f} = v_t, \quad f = 1, 2, \dots, \infty \quad (3)$$

식 (3)에서 기대변수의 보정과정  $y_t$ 는 공정계임을 따르며 마팅계일 차분과정의 속성으로부터  $Cov(v_t, v_{t+i} | I_{t-1}) = 0, i = 1, 2, \dots$ 이므로,  $y_t$ 를 하나의 이노베이션(innovation)<sup>5</sup>으로 볼 수 있다. 이는 전기와 현재 기 사이에 새로 발생한 예측 불가능한 사건을 의미하며, 현재 기에 생성되는 미래에 대한 기대변수는 오로지 새로 발생한 정보만을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 우리는 이를 ‘기대변수의 임의적 보정과정(random revision of expectations)’이라 명명하고자 한다. 임의적 보정과정은 예측오차의 성질에서 도출되는 것이 아니라, 분석대상이 되는 확률과정에 정보의 효율성과 관련된 일정한 제약을 부과하는 가정이라고 볼 수 있다.<sup>6</sup> 임의적 보정과정은 마팅계일(혹은 공정계임)과 유사하나 동일하지는 않은데, 마팅계일은 임의보정과정의 충분조건이나 필요조건은 아니라고 할 수 있다. 따라서 어떤 확률과정이 마팅계일 과정을 따르지 않더라도 임의보정과정을 만족할 수 있으며, 이러한 경우가 본 분석의 주요 대상이라고 할 수 있다.

## 2. 기대변수의 임의적 보정

위에서 정의한 임의보정의 개념을 이용하여 기대변수를 포함한 모형을 설정해 보자. 먼저 어떤 경제변수  $x_t$ 가 일정 시점( $f = 1, 2, \dots, \infty$ ) 이후의 미래에 대한 기대치와 현재 기의 외생적 요인  $x_t^c$ 의 합으로 결정된다면 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$x_t = E_t[x_{t+f}] + x_t^c \quad (4)$$

한편, 식 (4)로 표현된  $x_t$ 가 정보의 효율성을 충족시킬 경우 미래에 대한 미래기대변

5 이노베이션은  $E[Z_t | I_{t-1}] = 0, Cov[Z_t, Z_{t+i} | I_{t-1}] = 0, i = 1, 2, 3, \dots$ 을 만족하는 과정으로 정의된다.

6 기대변수의 보정이 특정한 미래시점에 대한 예측의 변화로 이루어지는 경우, 즉 예를 들어  $E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t+f}$ 와 같이 특정 시점 ( $t+f$ ),  $f = 1, 2, 3, \dots$ 의  $x$ 에 대한 기대치에 대한 보정이 시점에 따라 이루어지는 상황을 고려해 보자. 이러한 보정에 대한 기대치는 항상 0이 된다. 이러한 결과는 대상 변수  $x_t$ 의 특성과는 무관하게 특정 시점의 실현치에 대한 예측오차의 기대치는 0이라는 성질로부터 나타나는 결과라고 할 수 있다.

수(forward-looking expectation)의 보정과정은 일정한 패턴 없이 임의적으로 이루어져야 하며, 기대보정의 결과  $v_t$ 는 마팅계일 차분과정(MDS)의 성질을 만족시켜야 한다.

$$E_t x_{t+f} - E_{t-1} x_{t-1+f} = v_t \quad (5)$$

식 (4)와 (5)를 통해  $x_t$ 의 확률적 특성이 규정되며, 이를 임의적 보정과정이 결합된 일반적인 미래기대방정식(forward-looking expectational equation)으로 볼 수 있다. 식 (5)의 미래기대변수항에서 기대기간  $f$ 가 1기 후로 정해지지 않고 임의의 양의 정수 값을 가질 수 있다는 것은 경제주체들이 매기 일정한 기대기간에 대한 미래예측치를 기반으로 현재의 의사결정을 한다는 것을 의미한다.<sup>7</sup> 한편, 위의 두 식은 확률과정  $x_t$ 의 동태적 특성을 결정하며, 독립변수  $x_t^c$ 의 특성에 따라 흥미로운 성질을 추가로 도출할 수 있다. 즉,  $x_t^c$ 가 안정적 시계열 순환과정(stationary time series cycle)인 경우 일반적으로  $E_t x_{t+f}^c \neq 0$ 이며,  $x_t$ 는 순수한 마팅계일 확률과정을 따르지 않게 된다. 그러나 임의적 보정과정에 대한 가정은 기대기간  $f$ 에 대한 제약으로 작동하게 되며, 외생적 영향을 나타내는  $x_t^c$ 가 1차 자기회귀과정(AR(1))을 따르는 경우 기대기간  $f$ 는 무한대여야 한다는 성질을 도출할 수 있다. 이러한 특성은 다음과 같은 정리가 성립함을 보여줌으로써 알 수 있다.

**<정리>** 미래기대의 임의적 보정: 다음의 가정 (1)~(3)을 만족하는 하나의 유계의 확률과정(bounded stochastic process)  $\{x_t\}, t \in \{1, 2, \dots\}$ 에 있어 양의 정수  $f$ 가 존재하면,  $f = \infty$ 이다.<sup>8</sup>

가정 (1):  $x_t = E_t[x_{t+f}] + x_t^c$  for  $\forall t > 0$

가정 (2):  $E_t[x_{t+f}] = E_{t-1}[x_{t-1+f}] + v_t, v_t \sim MDS$

가정 (3):  $x_t^c = \rho x_{t-1}^c + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2), \rho \neq 0, |\rho| < 1$

위의 정리는 어떤 확률과정이 임의적 보정과정을 만족시키는 미래기대변수와 안정적 시계열의 합으로 구성될 때 기대변수의 대상 기간(expectation horizon)  $f$ 는 매우 먼 장기로 확장되어야 하며, 이때 현재의  $x_t$ 는 미래에 대한 장기 기대치와 외생적 영향의

<sup>7</sup> 예를 들면 1년 후의 기대물가상승률을 근거로 현재의 가격변수의 의사결정을 할 경우에 모형의 기대기간이 분기일 경우  $f=4$ , 월별일 경우  $f=12$ 가 된다.

<sup>8</sup> 가정 (2)와 (3)은 일반적으로 양립할 수 없는 특성을 가지고 있다고 볼 수 있다. 정리가 의미하는 것은 두 가지 가정이 성립하기 위해서는 기대기간이 무한대여야 한다는 것이다. 이에 대한 증명은 부록을 참조.

합으로 나타나는 것을 의미한다.

대부분의 기존의 미래기대모형에 대한 연구는 기대기간의 지수( $f$ )가 1기인 경우에 국한되어 수행되었으나, 위의 정리는 시장에서의 정보의 효율성이 충족되어 기대변수의 임의적 보정과정이 성립하는 경우 기대기간을 1기로 제한하는 미래기대모형은 설정오류(misspecification) 문제에 빠질 가능성이 있음을 보여준다. 또한 확률과정이 마팅계일 과정을 따르지 않아 기존의 효율적 시장가설 성립조건이 만족되지 않는 경우라 하더라도, 특별한 조건하에서 임의보정과정은 미래기대변수의 기대기간에 일정한 제약식으로 작용하면서 기대형성과정에서 정보의 효율성을 보장하는 역할을 할 수 있음을 보여주고 있다.

위의 정리와 같이 미래기대변수를 포함한 방정식에 임의보정이라는 제약을 가하는 모형의 유용성은 다음과 같다. 첫째, 제반 금융 및 경제 변수에 대한 모형들이 본질적으로 예측 불가능한 임의보행요인과 단기간의 변화에 대해서는 부분적으로 예측 가능한 안정적 순환요인의 합으로 구성되어 있다는 점이다. 즉, 현실에서 이론적으로 완전한 형태의 효율적 시장을 찾아보기 힘들며, 정보의 이용이 가장 효율적으로 이루어지는 것으로 알려진 주식시장에 대한 많은 실증연구의 결과가 일의적이지 않은 것도 같은 이유 때문인 것으로 추측된다. 둘째, 기대변수가 포함된 모형에서 기대기간(expectation horizon)을 하나의 주요 파라미터로 취급한다는 점이다. 기대기간에 대한 분석에서 살펴본 바와 같이 기대기간을 1기로 제한하는 경우 설정오류의 가능성을 배제할 수 없으며, 이것이 미래기대변수모형에 대한 기존의 실증연구들이 만족할 만한 결과를 얻지 못한 한 원인으로 작용했을 것으로 추론되기 때문이라고 할 수 있다. 다음 장에서는 임의적 보정과정을 산출-물가에 대한 거시경제관계식에 적용하고, 이를 통해 기대변수의 대상 기간이 주요 계수의 식별에 영향을 주고 있음을 보인다.

### Ⅲ. 임의적 보정과 물가결정식

앞 장에서 제시한 바와 같이 어떠한 경제변수가 순수 마팅계일 과정을 따르지 않는다고 하더라도 기대변수의 보정과정이 과거와 독립적으로 이루어진다면 이 변수에 대한 미래기대는 과거 및 현재의 정보를 효율적으로 반영하게 된다. 이러한 모형의 현실 적

용성을 알아보기 위해 본 장에서는 물가상승률의 동태방정식<sup>9</sup>에 적용시켜 보고자 한다.

산출수준  $Y_t$ 는 Lucas 공급곡선과 유사한 형태로서, 자연산출수준 혹은 잠재산출수준  $Y_t^n$ 에서 현재와 미래의 물가상승률의 기대와의 차이  $\pi_t - E_t \pi_{t+f}$ 의 영향을 받아 변동하는 것으로 설정하자.

$$Y_t = Y_t^n + \phi[\pi_t - E_t \pi_{t+f}] + \omega_{y,t} \quad (6)$$

한편, 물가상승률( $\pi$ )은 임의적 보정과정을 만족하는 미래기대변수와 안정적 시계열 특성을 가진 순환요인의 합으로 나타낼 수 있다고 가정하고 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\pi_t = E_t \pi_{t+f} + \pi_t^c \quad (7)$$

$$E_t \pi_{t+f} - E_{t-1} \pi_{t-1+f} = v_t \quad (8)$$

앞 장에서 상술한 바와 같이 기대변수  $E_t \pi_{t+f}$ 에 대해 임의적 보정과정을 만족시킨다고 가정할 때, 보정과정의 결과인  $v_t$ 는 공정게임 혹은 마팅계일 차분과정(MDS)을 따라야 한다.

$$v_t \sim MDS$$

미래의 물가상승률에 대한 기대변수가 임의적 보정과정을 따른다는 것은 기대형성과정에 있어 가용한 정보가 효율적으로 이용되고 있음을 의미하므로 일반적인 합리적 기대가설의 취지에 부합하는 가정이라고 볼 수 있다. 산출수준은 잠재산출수준을 나타내는  $Y_t^n$ 과 경기변동요인인  $Y_t^c$ 로 구성되며, 잠재산출수준은 기존의 연구에서 밝혀진 바와 같이 임의보행 확률과정(random walk process)을 따른다고 가정하면, 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = Y_t^n + Y_t^c \quad (9)$$

$$Y_t^n = Y_{t-1}^n + v_{y,t}, \quad v_{y,t} \sim iid(0, \sigma_{v_y}) \quad (10)$$

마지막으로, 산출수준의 경기변동요인인  $Y_t^c$ 는 p차 자기회귀과정, 즉 AR(p)를 따르며

<sup>9</sup> 전통적으로 물가동학은 실업률을 포함한 필립스 곡선의 추정으로 이루어지는데, 우리나라의 경우 실업률이 경기상황을 반영하지 못하는 특징을 감안하여 산출수준 변수를 이용해 물가결정식모형을 설정하였다. 이론상 실업률을 사용하여도 본 장에서 분석하는 모형과 동일한 특징을 도출할 수 있다.

다음과 같다.

$$Y_t^c = \rho(L) Y_t^c + \epsilon_{y,t}, \quad \epsilon_{y,t} \sim iid(0, \sigma_{\epsilon_y}) \quad (11)$$

여기서  $p(L) = p_1L + p_2L^2 + \dots + p_pL^p$ ,  $a(L) = a_0 + a_1L + a_2L^2 + a_3L^3 + \dots + a_qL^q$ 이고,  $L$ 은 시차연산자(lag operator)이다.

식 (7)~(11)은 다양한 요인들로 이루어진 구조적 시계열 모형(structural time series model)을 구성하고 있으며, 이를 축약하여 물가상승률 결정 방정식으로 변환하면 다음과 같이 미래기대를 포함한 신케인즈 필립스(new Keynesian Phillips curve) 곡선과 유사한 형태의 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$\pi_t = E_t[\pi_{t+f}] + \frac{1}{\phi}(Y_t - Y_t^n) + \frac{1}{\phi}\omega_t \quad (12)$$

식 (12)에서 물가상승률은 미래의 기대물가상승률과 산출갭(output gap)의 영향에 의해 결정되는 것으로 나타난다. 한편, 앞 장에서 제시한 정리에 의하면 물가상승률  $\pi_t$ 는 임의적 보정과정을 만족시키는 기대변수와 안정적 시계열의 합이므로 기대기간  $f = \infty$ 임을 알 수 있으며, 무한의 기대기간에 대한 기대치  $E_t(\pi_\infty)$ 는 물가상승률에 대한 장기 예측치로 해석할 수 있을 것이다. 이를 식 (14)에 다시 대입하면,

$$\pi_t = E_t[\pi_\infty] + \alpha(Y_t - Y_t^n) + \zeta_t \quad (13)$$

$$\alpha = \frac{1}{\phi}, \zeta_t = \frac{1}{\phi}\omega_t$$

식 (12)와 식 (13)의 차이는 기대변수가 임의적 보정과정을 만족시킬 경우 물가상승률의 결정은 장기의 기대물가상승률과 잠재산출수준에서의 이탈 정도로 측정되는 경제 내의 초과수요에 의해 결정된다는 것이다.

만약 시계열 경제변수가 1차 적분 시계열 I(1)(integration of order 1)을 따를 때 임의 보행하는 추세요인은 기대기간이 무한대인 한계예측치로 나타낼 수 있다(Morley *et al.* [2003]). 따라서 식 (13) 우변의 조건부 기대치는 하나의 확률변수로 볼 수 있고 현재 실현된 물가상승률에 내재되어 있는 일종의 은닉된 확률추세요인(unobserved stochastic trend)으로 작용하며, 기대변수가 임의적 보정과정을 만족시킨다는 가정은 임의보행하는 추세요인과 동일한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 따라서 현재 실현된 물가상승률에 내재되어 있는 임의보행 추세요인은 무한 미래시점에서의 물가상승률에 대한 기대치

와 동일하다는 추론이 가능하다.

한편, 식 (12)에서 미래기대변수를 각각의 기대기간에 대해 설정할 수 있으며, 이는 기대기간에 따라 모형의 주요 계수가 변하는 식별문제(identification problem)가 발생할 가능성이 있음을 보여준다. 이를 단순한 형태의 모형을 통해 다음과 같이 살펴볼 수 있다. 즉, 산출변수의 순환요인은 AR(1)을 따르고, 식 (6)에서와 같이 산출수준 및 물가 상승률의 경기변동요인은 선형관계를 갖는 것으로 가정한다.

식 (13)을 이용하여 차기의 물가상승률에 대한 현재의 조건부 기대치를 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+1} &= E_t [E_{t+1} \pi_{\infty} + \alpha(Y_{t+1} - Y_{t+1}^n) + \zeta_{t+1}] \\ &= E_t \pi_{\infty} + \alpha \rho Y_t^c \end{aligned} \quad (14)$$

식 (14)는 1기 후의 물가상승률 기대치가 장기의 기대물가상승률에 미치는 영향과 현재 기의 순환요인이 다음 기 물가상승률에 미치는 단기적 영향의 합으로 나타나고 있다. 순환요인 또는 잠재산출로부터의 이탈 정도는 평균값 0의 안정적 시계열을 따르기에 경제주체들은 현재 기의 가용한 정보를 이용해 현재 기의 순환적 변동요인의 영향을 고려하여 장기 기대치에 대한 조정을 통해 차기 물가상승률의 기대를 형성한다고 해석할 수 있다. 식 (14)를 식 (13)에 대입하여 1기 후의 미래기대변수에 대해 정리하면,

$$\begin{aligned} \pi_t &= E_t \pi_{t+1} + \gamma(Y_t - Y_t^n) + \zeta_t \\ \gamma &= a(1 - \rho) = \frac{1}{\phi}(1 - \rho) \end{aligned} \quad (15)$$

식 (15)는 초기의 구조적 시계열 모형을 1기 후의 기대변수에 대해 축약한 방정식이다. 한 가지 특기할 점은 주요 관심계수가 식 (13)에서는 장기 기대치하에서  $\alpha$ (혹은 총공급곡선에서  $1/\phi$ )로 설정되었으나, 1기 후의 미래기대변수에 대한 축약방정식 형태로 변환되었을 때는  $\gamma$ 로 나타난다는 것이다. 보다 일반적인 형태의 모형 설정에서도 기대변수의 지평에 따라 산출갭에 대한 반응계수가 다르게 식별되는 문제가 나타난다. 즉, 미래기대변수의 지평을 1기 후로 제한하지 않고 2기 후, 3기 후 등으로 확장시킬 경우 반응계수는  $\gamma_h = a(1 - \rho^h)$ ,  $h = 1, 2, \dots$  로 일반화시킬 수 있다. 이는 미래기대모형에서 계수  $\alpha$ 가 주어질 경우, 계수  $\gamma_h$ 는 기대기간  $h$ 와 산출수준의 순환요인의 관성 정도를 나타내는  $\rho$ 값에 따라 달라지게 된다. 기대기간이 장기화될수록  $\alpha$ 로 수렴하고, 기대기

간이 단기화될수록 절댓값이 작아지게 된다.

상기 모형에서 기대기간에 따라 반응계수가 다르게 나타나는 현상은 신케인즈 필립스 모형과 전통적인 접근방법이 서로 다른 결과를 가지는 이유를 설명할 수 있는 실마리를 제공한다고 여겨진다. 위와 같은 식별과정의 문제를 필립스 곡선에 적용시켜 보면, 기대변수의 대상 기간이 단기화될수록 필립스 곡선의 기울기는 가팔라지는 것으로 나타난다. 필립스 계수는 기대형성과정의 예측기간에 의존하며, 바로 이 점으로 인해 필립스 계수 추정치가 접근방법의 선택에 따라 상당한 차이가 나타날 수 있음을 설명할 수 있는 것이다. 실제로 Lee and Nelson(2007)은 미국의 전후 자료를 이용하여 상기의 모형을 추정한 결과, 실업률과 인플레이션의 관계를 나타내는 필립스 계수가 모형 내에서 설정된 기대기간에 따라 최소 -0.8에서 최대 0.03까지 차이가 있음을 보이고 있다. 특히 1기 기대기간을 사용한 미래기대모형의 경우 필립스 계수값은 0에 가까운 값으로 축소되어 물가와 실업률 간의 관계는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이는 기존의 미래기대모형의 추정 결과와 일치하는 것으로, 필립스 계수는 미래기대변수의 기대기간의 역관계라는 식 (15)의 결과로 설명될 수 있음을 보여주고 있다.

## IV. 실증분석

### 1. 우리나라의 산출 및 인플레이션 자료상의 특징

본 장에서는 우리나라의 자료를 이용하여 앞 장에서 제시한 물가동학을 추정하고자 한다. 전통적으로 물가동학은 인플레이션과 실업률의 관계를 이용하는데, 우리나라의 경우 실업률 자료가 경기상황을 반영하지 못하는 것으로 나타나 산출변수인 GDP를 이용하였다. 실업률이 경기상황을 반영하지 못한다는 사실은 정책적 차원에서도 관심의 대상이며, 국내의 여러 노동연구에서도 다루고 있다. 이에 대해서는 여러 가지 이유가 제시되고 있는데, 기본적으로는 우리나라의 경우 실업에 대한 평판이 취업에 불리하게 작용하는 관행이 있고 실업에 대한 제도적 보장이 취약한 상태이기 때문에 실업이 노동공급 의사의 철회로 나타나는 경향이 높다. 따라서 실제적 실업자의 상당 부분이 비경제활동인구의 범주로 움직이기 때문인 것으로 추론된다. 본 장에서는 GDP를 이용하여

GDP갭(gap)에 인플레이션이 반응하는 정도를 추정하고자 한다.

먼저 2변수 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 우리나라의 물가와 산출 간의 자료상의 기본적인 특징을 살펴보도록 하자. 산출수준에 대한 자료는 국민계정 분기별 실질 GDP(계절조정)를 이용하였고, 인플레이션은 GDP 디플레이터를 계절조정하였다. 자료의 기간은 1971년 1분기부터 2013년 3분기까지이다.<sup>10</sup> 양 변수는 단위근(unit root)을 가지고 있는 것으로 나타나<sup>11</sup> 1차 차분한 시계열을 이용하였다. VAR 모형을 이용한 자료분석의 일반적인 방법에 따라 그랜저 인과관계 검정(Granger-causality test), 충격 반응함수, 그리고 예측오차분산분해를 수행하였고, 그 결과는 〈Table 1〉 및 [Figure 1]에 나타나 있다.<sup>12</sup>

〈Table 1〉에서 나타나듯이 그랜저 인과관계는 GDP에서 인플레이션으로 형성됨을 알 수 있다. 즉, 과거의 인플레이션이 현재의 산출수준에 미치는 영향은 유의하지 않음에 비해, 과거의 산출수준은 현재의 인플레이션에 유의하게(유의수준 5% 미만) 영향을 주는 것으로 나타났다. 축약형태(reduced form)의 VAR 분석에서 변수의 순서는 충격반응 함수를 계산하는 데 일차적인 요인으로 작용하므로, 그랜저 인과관계의 결과에 근거하여 GDP-물가상승률의 순서를 사용하였다.

한편, 예측오차분산분해의 결과, GDP의 예측오차는 대부분 자신의 충격에 의해 설명되며, 인플레이션의 예측오차는 약 4분기 이후부터 GDP의 충격의 영향을 받으면서 약 8분기 이후에는 10% 정도까지 확대되는 것으로 나타나고 있다. 충격반응함수의 결과, GDP는 자기충격에 대해 약 4분기 정도의 잔류 반응을 나타내는 반면, 인플레이션의 경우 자기충격은 항구적인 영향이 있는 것으로 나타나고 있다. 한편, GDP는 인플레이션의 충격에 대해 거의 영향을 받지 않으나, 인플레이션은 GDP 충격에 대해 점차 양의 반응을 보이며 4분기에 정점에 이르렀다가 점차 약해지나 그 영향은 지속되는 것으로 나타났다.

이러한 기본적인 자료분석을 통해 알 수 있는 것은 산출수준인 GDP는 인플레이션의

10 우리나라의 경우 물가안정목표제(inflation targeting)를 실시한 1999년 전후로 분석기간을 나누어 추정하여 비교해 보는 것이 필요하나, 1999년 이후의 하위표본에 대해서는 표본 수가 적어 최우추정법 적용이 불가능한 것으로 나타나 이전의 표본기간에 대해서만 분석하였다.

11 산출변수가 단위근을 갖는다는 사실은 오래전부터 알려진 사실이며, 우리나라 데이터상에서도 관측된다는 것은 자명한 것으로 보인다. 그러나 GDP 디플레이터로 측정된 인플레이션에 대한 단위근 검정은 유의수준에 따라 그 결과가 확정적이지 않게 나왔다.

12 VAR의 자기회귀 차수는 4분기로 설정하였다. VAR 분석 시 시차 결정에 관한 여러 가지 기준이 있으나, 계산 결과가 일의적이지 않고 3~7분기에 걸쳐 있기 때문에 단순성(parsimonious)의 이점을 감안한 것이다.

(Table 1) Results of the VAR Estimation

A. Granger-Causality Tests

Regressor	Dependent variable in regression	
	$Y$	$\pi$
$Y$		0.02
$\pi$	0.41	

B. Variance Decompositions from Recursive VAR

B.i Variance Decomposition of  $Y$

Forecast horizon	Forecast standard error	Variance decomposition (%p)	
		$Y$	$\pi$
1	1.67	100.00	0.00
4	1.75	99.59	0.41
8	1.77	98.24	1.76
10	1.77	98.04	1.96

B.ii Variance Decomposition of  $\pi$

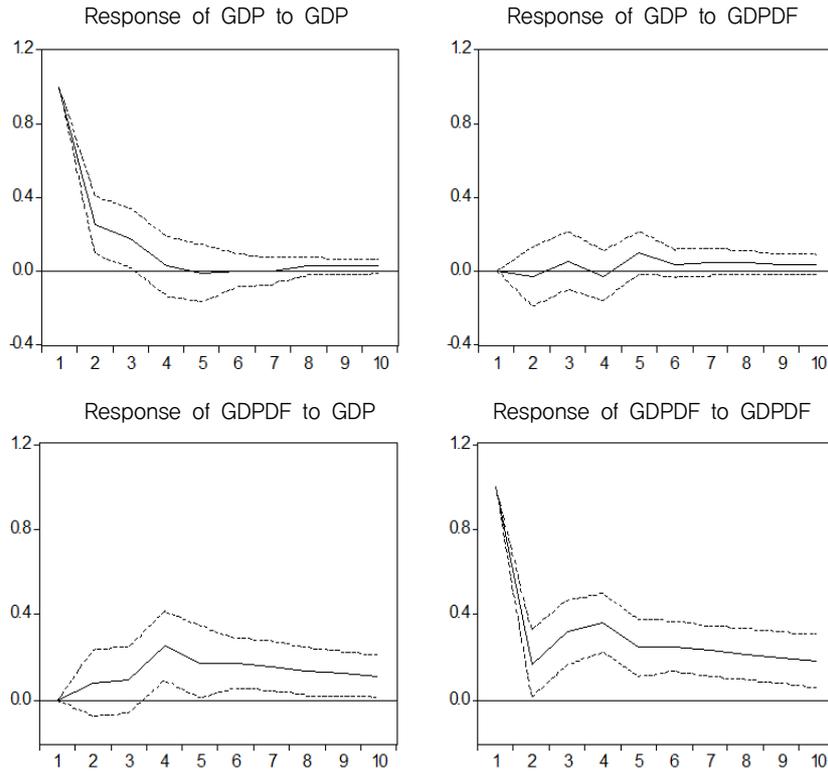
Forecast horizon	Forecast standard error	Variance decomposition (%p)	
		$Y$	$\pi$
1	1.64	1.85	98.15
4	1.87	5.31	94.69
8	2.07	8.88	91.12
10	2.13	9.51	90.49

Note:  $Y$  denotes the GDP growth rate, and  $\pi$  denotes the growth rate of the GDP deflator. The entries in Panel A show the p-values for F-tests that lags of the variable in the row labeled *Regressor* do not enter the reduced form equation for the column variable labeled *Dependent Variable*. The results were computed from a VAR with four lags and a constant term over the 1970:1~2013:III sample period.

영향보다는 자기설명력이 높으며, 반면 인플레이션은 GDP의 유의한 영향을 받는 동시에 지속성(persistence)도 높다는 것을 알 수 있다.<sup>13</sup> 이상의 우리나라 자료상에서 나타나는 특징을 제약으로 사용하여 앞 장에서 설정한 구조적 시계열 모형을 추정하였다.

13 물론 이러한 결과는 2변수 모형의 결과이므로 일반화하는 데 주의하여야 한다. 즉, 다변수모형 혹은 일반균형모형의 분석 결과는 다를 수 있다.

[Figure 1] Impulse Response Functions (Response to Nonfactorized One Unit Innovation  $\pm 2$  S.E.)



## 2. 인플레이션에 대한 구조적 시계열 모형의 추정

제Ⅲ장에서 도출한 미래기대변수를 포함한 물가동학 방정식은 식 (15)에서 제시한 바와 같이 1기 후 인플레이션 기대, 산출갭, 그리고 가격충격의 영향으로 이루어져 있다.

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \gamma(Y_t - Y_t^n) + \zeta_t \quad (15)$$

위의 최종 형태의 방정식을 실제 자료를 이용하여 추정하기 위해서는 GDP와 인플레이션을 추세 및 순환 요인으로 분해하고, 순환요인 간의 상호작용을 추정하는 작업을 동시에 수행하여야 한다. 이를 위해 2변수로 이루어진 은닉인자(unobserved component) 모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$Y_t = Y_t^n + Y_t^c \quad (16)$$

$$Y_t^n = \mu + Y_{t-1}^n + v_{y,t} \quad (17)$$

$$Y_t^c = \beta_0 \pi_t^c + \sum_{i=1}^{p_3} \rho_i Y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^{p_4} \beta_i \pi_{t-i}^c + \epsilon_{y,t} \quad (18)$$

$$\pi_t = \pi_t^* + \pi_t^c \quad (19)$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + v_{\pi,t} \quad (20)$$

$$\pi_t^c = \alpha_0 Y_t^c + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_i Y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^{p_2} \phi_i \pi_{t-i}^c + \epsilon_{\pi,t} \quad (21)$$

우선 산출변수인 GDP와 인플레이션은 임의보행하는 추세<sup>14</sup> 및 순환 요인으로 구성된다 고 가정하고 각각 식 (16), (17) 그리고 (19), (20)과 같이 설정하였다. 한편, 양 변수의 순환요인  $Y_t^c$ 와  $\pi_t^c$ 는 동기(同期) 및 전기(前期)에 상호작용하는 것으로 설정할 수 있는데, 이러한 구조벡터자기회귀(structural VAR) 형태 모형의 복합적인 상호작용을 추정하기 위해서는 추가적인 식별조건(identifying assumption)이 필요하다. 우리는 앞 절에서 우리나라 자료를 이용하여 수행한 기초적인 자료분석을 통해 산출-인플레이션 관계에서 산출변수인 GDP가 보다 외생적으로 움직이는 것을 확인하였다. 한편, 거시경제이론상으로도 현재 기의 가격충격은 경제 내의 다양한 마찰적 요인에 의해 균형가격으로의 회복과정이 경직적이며, 실물부문에 영향을 주는 데는 일정한 시차가 걸리는 것을 알 수 있다. 따라서 식 (18)에서 현재 기의 인플레이션이 현재 기의 산출에 미치는 영향을 나타내는 계수에 0의 제약( $\beta_0 = 0$ )을 부과하였다. 이러한 식별에 필요한 제약으로 식 (18)과 식 (21)은 축약 형태의 VAR로의 전환이 가능해지며, 최우법(maximum likelihood)을 통해 계수를 추정한 후 원래의 계수값으로의 복원이 가능해진다. 한편, 본 모형의 추정은 추세 및 순환 요인의 분해와 순환요인 간의 계수추정을 동시에 수행하므로 추정과정이 안정적이지 않다.<sup>15</sup> 따라서 추정과정을 가능한 한 간소화할 필요가 있어, 이러한 식별에 필요한 필수적인 제약 외에도 추가적인 제약을 부과하였다. 우선 식 (18)과 (21)에서 자기회귀 차수를 2기로 설정( $p_j = 2, j = 1, 2, 3, 4$ )하였으며, 산출수준의 외생적 움직임을 감안하고 양 순환요인의 상호작용을 명확히 하기 위하여  $\beta_i = 0, \phi_i = 0, i = 1, 2$ 의 제약을 추가하였다.<sup>16</sup>

14 GDP의 경우 상승추세가 명확히 관찰되므로, 드리프트(drift) 항을 포함하는 것으로 설정하였으며, 실제 추정과정에서는 최우추정과정에서의 계산부담을 줄이기 위해 사전에 로그를 취한 후 선형추세를 제거하는 방식을 이용하였다. 은닉인자모형을 이용한 인플레이션 추정에 대해서는 Gordon(1997), Laubach(2001)를 참고하기 바란다.

15 즉, 최우함수(likelihood function)의 차원이 높을수록 최대치(global maximum)를 모색하는 데 상당한 계산부담이 있으며, 초깃값에 따라 최대치 계산 결과가 민감하게 변화하는 것으로 나타나 국부적 최대치(local maximum)에 귀착되는 것으로 보인다.

〈Table 2〉 Estimation Results of the Unobserved Component Model for Output–inflation

Reduced form VAR		Structural VAR	
$\sigma_{v_Y}$	0.027929 (0.005559)	$\sigma_{\varepsilon_u}$	0.000376 (0.000256)
$\sigma_{e_Y}$	0.019394 (0.006606)	$\sigma_{\varepsilon_\pi}$	0.000135 (0.00009)
$\sigma_{v_\pi}$	0.012771 (0.002689)	$\rho_1$	0.608464 (0.121585)
$\sigma_{e_\pi}$	0.012638 (0.003559)	$\rho_2$	0.151505 (0.067000)
$\sigma_{v_Y, e_\pi}$	-0.000472 (0.000284)	$\alpha_0$	0.258503 (0.143801)
$\sigma_{v_\pi, e_\pi}$	-0.000111 (0.000091)	$\alpha_1$	0.458452 (0.33428)
$\sigma_{v_Y, v_\pi}$	0.000082 (0.000014)	$\alpha_2$	0.576504 (0.222029)
$\sigma_{e_Y, e_\pi}$	-0.000097 (0.000021)	$\sum \rho_i$	0.759969 (0.112143)
$\rho_1^*$	0.608464 (0.121585)	$\sum \alpha_i$	1.293460 (0.591684)
$\rho_2^*$	0.151505 (0.067000)	$\gamma$	0.062049 (0.056346)
$\alpha_1^*$	0.301162 (0.289066)		
$\alpha_2^*$	0.537340 (0.203029)		
Log-likelihood	960.960553		

Note: The numbers in parentheses below the estimates are standard errors.

〈Table 2〉에 나타난 추정 결과, 대부분의 추정계수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 먼저 추세 및 순환 요인의 분해 결과를 살펴보면, GDP 추세에 대한 충격의 분산 추정치가 순환요인 충격의 분산 추정치보다 크게 나타나, 일반적으로 GDP 추세에 대해 가지고 있는 인식과 다르다. 이러한 결과는 GDP에 대한 추세-순환 요인을 은닉인자 모형으로 분해한 기존 연구에서 종종 나타나는 결과이기도 하지만, 이에 대한 적절한

16 이러한 제약은 모형의 식별이나 해석에 필수적인 것은 아니다. 다만, 상기 모형을 최우법(ML)으로 추정하는 과정에서 추정계수의 숫자가 늘어나면 최댓값을 계산하는 데 상당한 어려움이 나타나기 때문에, 이를 피하기 위한 추정상 편의를 위한 제약이다.

경제학적인 해석이 쉽지 않다. 모형 내에서 산출변수의 추세요인에 대한 별도의 처리가 필요한 부분이라고 판단되나, 본 연구에서는 GDP에 대한 추세요인의 추출이 목적이 아니고, 인플레이션의 동태적 움직임이 주된 관심대상이므로 별도의 연구에서 밝힐 문제로 남겨 놓았다.

한편, 인플레이션의 경우 추세요인과 순환요인에 대한 충격들은 유사한 정도의 분산을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 가격변수의 경우 추세충격에 대한 반응이 기대 인플레이션으로 나타나기 때문에 직관적으로 위배되는 결과는 아닌 것으로 보인다. 추세 및 순환 요인 분해과정에서 나타난 흥미로운 점은 GDP와 인플레이션의 추세요인 충격은 상당한 정도로 상관관계를 가진다는 것이다.<sup>17</sup> <Table 2>에서 공분산  $\sigma_{v_y, v_\pi}$  추정치는  $0.82 \times 10^{-4}$ 로 매우 작은 것으로 보이나, 추세충격의 분산을 이용하여 상관계수<sup>18</sup>로 계산하면 약 0.23으로 나타나고 있다. 본 모형 내에서 양 변수의 추세요인에 임의보행성을 가정했을 뿐, 그 외의 결정요인에 대해서는 특별히 설정한 것이 없기 때문에 특별한 해석을 하기 곤란하다. 다만, 산출수준에 대한 항구적(permanent) 충격이 오면 인플레이션의 추세 혹은 미래의 인플레이션 기대에도 반영되는 것으로 볼 수 있을 것이다. 산출갭이 실업률과 일정한 관계, 즉 오쿤의 법칙을 전제한다면 동 모형은 필립스 관계를 의미하게 된다. 이와 관련해서 제기되는 문제는 추세요인 간의 상관성을 화폐의 장기중립성 성립 여부로 간주할 수 있을 것인가이다. 이 이슈는 모형을 확장하여 추세요인의 결정요인에 대해 특별한 처리를 해서 다루어야 하는 문제라고 판단되나, 일단 본 연구 결과는 추세요인 간의 공분산이 유의한 수준으로 나타나므로 우리나라의 경우 장기중립성이 성립하지 않을 가능성을 시사하고 있다고 할 수 있다.

순환요인 충격 간의 상관계수<sup>19</sup>도 마찬가지로 방법으로 계산하면 약 -0.40으로 나타난다. 산출과 인플레이션의 순환요인에 대한 상관계수가 음의 부호로 나타난 이유는 동기간의 산출이 인플레이션에 미치는 영향인 계수  $a_0$ 가 (+)이기 때문으로 판단된다. 그러나 상관계수의 절댓값이 상당한 크기로 나타난 것은 의외의 결과인데, 순환요인 간의 동시적 상호작용이 축약 형태의 벡터자기회귀(reduced VAR)모형 내에서 양 충격 간의

17 이론적으로 산출과 인플레이션 간에 장기중립성이 성립하는 경우, GDP와 인플레이션 추세 간의 상관관계는 0으로 나타나야 한다. 본 연구의 실증 결과는 이러한 장기중립성에 대한 이론적인 함의보다는 상당한 정도의 상관관계를 나타내고 있다.

$$18 \frac{\sigma_{v_y, v_\pi}}{\sigma_{v_y} \sigma_{v_\pi}} = 0.229897$$

$$19 \frac{\sigma_{e_y, e_\pi}}{\sigma_{e_y} \sigma_{e_\pi}} = -0.395755$$

공분산으로 추정되었다는 점이 일정한 영향을 미쳤을 것으로 생각된다. 즉, 식 (21)의 구조벡터자기회귀(structural VAR)모형 내에서 양 변수의 동 기간 내의 상호작용 관계는 계수  $\alpha_0$ 에 반영되는데, 이러한 상호작용의 크기가 유의미한 수준일 경우 이를 축약형으로 전환하여 추정하게 되면 순환요인 충격 간의 공분산<sup>20</sup>으로 나타나기 때문이다.

마찬가지로 순환요인 간의 상호작용을 나타내는 계수 추정치는 <Table 2>의 우측 열에 나타난 추정 결과를 통해 살펴보자. 우선 산출변수의 순환요인을 2차 자기회귀모형(AR(2))으로 추정할 경우 계수의 합은 약 0.76 정도로 나타나, 분해 전 원래 산출변수의 지속성(persistence)의 상당 부분이 추세에 반영된 것으로 보인다. 한편, 본 연구의 주요 관심대상인 산출순환요인에 대한 인플레이션 반응계수 중  $\alpha_0$ 의 추정치를 보면 현재기의 산출순환요인 1%p 상승은 당기의 인플레이션을 약 0.259%p 상승시키며, 이러한 효과는 2기 후까지 지속되면서 인플레이션을 1.29%p 상승시키는 것으로 나타났다. 산출변수의 순환요인이 인플레이션에 미치는 영향은 상당히 크게 나타났는데, 이는 미래 인플레이션에 대한 기대기간이 장기일 경우에 해당한다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 미래 인플레이션의 기대기간을 단기화할수록 이러한 영향의 크기는 점차 감소하는 것을 알 수 있고, 최단기간인 1기 후로 설정하는 경우 그 영향은 식 (16)의 계수  $\gamma$ 로 나타나듯이 0.062로 그 크기가 현저히 축소되고 통계적인 유의성도 현저히 낮아지는 것으로 나타나고 있다.<sup>21</sup>

$$\pi_t = E_t \pi_\infty + 0.259(Y_t - Y_t^n), SE = 0.144$$

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + 0.062(Y_t - Y_t^n), SE = 0.056$$

이러한 결과는 미래에 대한 기대가 단기화된다면 그 기간 내에 예측 가능한 순환요인의 영향을 현시점의 기대에 반영하기 때문에 실제 순환요인의 영향을 상쇄하는 것으로 나타나게 되는 것으로 유추할 수 있다. 반대로 기대기간이 장기화될수록 순환요인에 대한 예측치는 평균 0에 근접하게 되므로 현시점의 기대형성이 큰 영향을 주지 않게 된다.

이 점은 통화 및 재정 정책으로 경기안정화를 꾀하는 경우에 경제주체들의 미래에 대한 기대가 단기화될수록 인플레이션에 대한 영향은 조절하기 어려워질 것임을 의미한다. 미래기대형성에 있어서 기대기간을 결정짓는 요인은 현재로서는 이론적으로나 실증

<sup>20</sup> 즉, 구조 VAR 모형에서 부여한 식별제약하에서  $\alpha_0 = -\sigma_{e_y e_z} / \sigma_{e_y}^2$ 의 관계가 성립하기 때문이다.

<sup>21</sup> 논의를 간단하게 하기 위해 인플레이션의 순환요인을 당기의 산출갭에 반응하는 경우로 가정한 결과이다. 그러나 보다 일반적인 경우를 가정하여도 기대기간에 따라 주요 계수가 다르게 식별되는 성질은 동일하다.

적인 근거를 찾기 어려운 것이 사실이다. 다만, 필자의 추측으로는 경제상태에 대한 불확실성이 큰 경우 기대기간이 단기화될 가능성이 큰 것으로 생각된다. 즉, 경제의 변동성이 커진 상황에서는 장기적인 계획에 따라 행동하는 것은 예상할 수 있는 여건의 변화를 반영하지 못하므로 최적 결정이 아닐 것으로 보인다. 그리고 정부 경제정책의 변경이 빈번히 이루어지는 경우에도 경제주체들은 정책 변경의 영향을 고려하기 위해 미래에 대한 기대기간을 단기화할 것으로 추론할 수 있다. 특히 이러한 예는 정책의 동태적 비일관성(dynamic inconsistency) 문제와 동일한 맥락에서 해석할 수 있을 것이다.

## Ⅵ. 결 론

최근의 거시경제 연구성과 중의 하나는 경제주체들의 미래에 대한 기대가 현재의 경제관계를 형성하는 데 중요한 역할을 한다는 것이다. 본 연구는 경제주체들이 미래에 대한 기대를 형성하는 데 있어서 기대기간이 주요한 역할을 한다는 점을 밝히고자 한 것이며, 정보효율성과 관련된 경제학적 가정이 확률과정에 어떠한 제약으로 작용하는지에 대한 분석으로부터 출발하였다. 효율적 시장가설에 따라 정보에 대한 효율적 이용이 가능하면, 획득 가능한 현재와 과거의 모든 정보는 경제변수의 미래예측에 전혀 영향을 미치지 못하며, 미래에 대한 합리적 예측은 단지 경제변수의 현재 실현치와 동일하게 된다. 따라서 미래기대치에 대한 조정과정은 오로지 새로이 발생한 정보에만 영향을 받게 되며, 이를 미래기대의 임의보정(random revision of expectation)과정이라는 새로운 개념으로 모형화를 시도하였다.

미래의 기대변수에 대한 보정이 새로운 정보만을 반영한다는 가정하에 물가동학 결정식을 도출할 경우, 산출갭으로 측정된 수요압력의 인플레이션에 대한 영향은 기대기간에 따라 달리 식별될 수 있음을 볼 수 있었다. 이러한 모형을 우리나라 자료를 이용하여 실증한 결과, 기대기간을 단기로 설정할 경우 계수 추정치는 작아지고 통계적 유의성도 떨어지는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구에서 보여준 바와 같이 미래기대변수의 기대기간에 따라 인플레이션 결정요인의 영향이 달라지는 현상은 정책과 관련하여 몇 가지 시사점을 제시하고 있다.

Barro and Gordon(1983)의 연구 이후, 정책의 일관성이 정책 자체의 효과 외에도 경

경제주체들의 미래에 대한 기대형성에 영향을 줌으로써 정책효과를 높일 수 있다는 점에 대해서는 거의 이론(異論)이 없다. 특히 통화정책에 있어서 중앙은행에 대한 신뢰는 필수적이라 할 수 있는데, 기본적으로 화폐가치의 안정은 발행주체에 대한 신뢰가 전제되어야 하며, 물가는 화폐가치와 양면적 관계에 있기 때문이다.

본 연구의 결과가 시사하는 바는 정책에 대한 신뢰는 미래기대변수의 기대기간에 반영될 가능성이 있다는 것이다. 경제주체들은 의사결정을 하는 시점에서 경제가 안정되어 있고 통화 및 재정 정책 등 제반 거시정책에 대한 신뢰가 클수록 보다 먼 미래의 시점까지 예상하여 현재의 행동을 결정하는 경향을 보일 것이며, 반대로 경제가 불안정하거나 정부 정책의 일관성을 신뢰할 수 없다면 지출이나 투자의 계획기간은 단기화될 것으로 추측할 수 있다. 본 연구를 통해 알 수 있는 것은 미래에 대한 기대기간이 단기화될수록 현재의 경제관계는 기대기간이 장기일 경우의 관계와 달라지게 되며, 특히 유의미한 관계를 식별하는 것이 더욱 어려워질 것이라는 점이다. 결과적으로는 경기안정화를 위한 정책수단의 효과는 점차 작아질 것임을 시사하고 있다.

최근 거시경제이론에서 미래기대변수의 역할이 중요하다는 점에 대해서는 대부분의 경제학자들이 동의하지만, 기대기간의 문제에 대한 관심은 거의 찾기 어렵다. 본 연구는 기대기간이 주요 변수 간의 관계를 식별하는 데 중요한 변수라는 것을 제기했다는 점에서 의의가 있다고 사료된다. 합리적 기대가설하에서는 불균형의 조정과정이 즉각적으로 이루어지며 따라서 장·단기의 구분이 무의미하다. 그러나 현실적으로 주요 경제변수들에서 상당한 정도의 관성적 현상(persistency)을 관찰할 수 있다. 이러한 현실의 관성적 현상을 이론적으로 설명하는 방식은 대체로 경제주체들의 합리적 기대를 제한하는 마찰적 요인을 고려하거나 혹은 정보 측면에서 정보의 전달 및 이용상의 제약을 추가하여 균형으로의 조정과정을 지연시키는 것 등 다양하게 제시되어 왔다. 이와 관련하여 본 연구가 시사하는 바는, 장기와 단기의 구분은 여전히 실제 경제관계를 규율하는데 주요한 요인 중의 하나이며, 이러한 시간상의 구분은 경제주체들의 미래에 대한 기대변수의 기대기간(expectation horizon)을 통해 경제관계에 영향을 줄 수 있다는 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계 및 앞으로 풀어야 할 이슈를 지적하고자 한다. 미래기대변수의 기대기간은 외생적으로 주어진 상수가 아니라 중요한 변수이며, 특히 최종식 형태의 주요 경제관계를 규율한다면 모형 내에서 내생적으로 결정되어야 함에도 본 연구에서는 다루지 못하였다. 이 문제는 이론적으로 보다 정교한 일반균형모형 내에서 가능할 것으로 생각된다. 한편, 추정과정에서 2-변수 은닉인자모형을 적용하였는데, 추세분

해와 VAR 추정이 동시에 수행되기 때문에 우도함수의 최대치 계산이 불안정함을 확인할 수 있었다. 모형을 3변수 이상의 은닉인자모형으로 확장할 경우, 최우법으로 추정하는 새로운 알고리즘이 개발되기 전에는 추정이 어려울 것으로 판단된다. 최근 개발되고 있는 베이지안 방법론이 매력적인 대안이 될 수 있을 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 이재준 외, 「KDI 거시경제모형 재구축을 위한 연구」, 연구자료, 한국개발연구원, 2011.
- Barro, Robert J. and David B. Gordon, “A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model,” *Journal of Political Economy* 91(4), 1983, pp.589~610.
- Durrett, R., “Probability: Theory and Examples,” Belmont, CA: Wadsworth, 1996.
- Fama, Eugene F., “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work,” *Journal of Finance* 25(2), 1970, pp.383~417.
- Gali, J. and M. Gertler, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics* 44(2), 1999, pp.195~222.
- Gordon, Robert J., “The Time-varying NAIRU and Its Implication for Economic Policy,” *Journal of Economic Perspectives* 11(1), 1997, pp.11~32.
- Granger, C. W. J. and O. Morgenstern, “Spectral Analysis of New York Stock Market Prices,” *Kyklos* 16, 1963, pp.1~27.
- Laubach, Thomas, “Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies,” *The Review of Economics and Statistics* 83(2), 2001, pp.218~231.
- Lee, Jaejoon and Charles R. Nelson, “Expectation Horizon and the Phillips Curve: The Solution to an Empirical Puzzle,” *Journal of Applied Econometrics* 22(1), 2007, pp.161~178.
- Lo, Andrew W. and A. Craig MacKinlay, *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, 1999.
- Mankiel, Burton G., “The Efficient Market Hypothesis and Its Critics,” *Journal of Economic Perspectives* 17(1), 2003, pp.59~82.
- Marcet, Albert and Thomas J. Sargent, “Convergence of Least-Squares Learning in Environments with Hidden State Variables and Private Information,” *Journal of Political Economy* 97(6), 1989, pp.1,306~1,322.
- Morley, Jamse C., Charles R. Nelson, and Eric Zivot, “Why Are Beveridge-Nelson and Unobserved Component Decompositions of GDP So Different?” *The Review of Economics and Statistics* 85(2), 2003, pp.235~243.
- Preston, Bruce, “Learning about Monetary Policy Rules When Long-horizon Expectations Matter,” *International Journal of Central Banking* 1(2), 2005,

pp.81~126.

Roberts, J. M., “New Keynesian Economics and the Phillips Curve,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(4), 1995, pp.975~984.

Rudd, Jeremy and Karl Whelan, “New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve,” *Journal of Monetary Economics* 52(6), 2005, pp.1,167~1,181.

Samuelson, Paul A., “Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly,” *Industrial Management Review* 6(2), 1965, pp.41~49.

Smith, Gregor W., “Pooling Forecasts in Linear Rational Expectations Models,” *Journal of Economic Dynamics And Control* 33(11), 2009, pp.1,858~1,866.

〈정리〉의 증명:

(가정 1)로부터 임의의 양의 정수  $l$ 에 대해 다음이 성립한다.

$$x_{t+l} = E_{t+l}[x_{t+l+f}] + x_{t+l}^c \quad (\text{P.1})$$

식 (P.1)의 우변 첫째 항의 조건부 기대치를 (가정 2)를 이용하여 축차적으로 치환하여 정리하면,

$$\begin{aligned} E_{t+l}[x_{t+l+f}] &= E_{t+l-1}[x_{t+l+f-1}] + v_{t+l} \\ &= E_{t+l-1}[E_{t+l-2}[x_{t+l+f-2}] + v_{t+l-1}] + v_{t+l} \\ &\quad \vdots \\ &= E_t[x_{t+f}] + \sum_{i=1}^l v_{t+i} \end{aligned} \quad (\text{P.2})$$

식 (P.2)의 현재 기 정보집합에 대한 조건부 기대치를 구해 보면,

$$\begin{aligned} E_t[x_{t+l+f}] &= E_t[x_{t+f}] \\ \because E_t[v_{t+i}] &= 0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, l \end{aligned} \quad (\text{P.3})$$

$x_t$ 에 대한 극한값이 존재하며 유한한 값( $x_\infty$ )으로 수렴한다고 하면, 조건부 기대에 대한 수렴정리(bounded convergence theorem)에 의해 다음의 식이 성립한다.

$$\lim_{m \rightarrow \infty} E_t[x_{t+m}] = E_t[x_\infty] \quad (\text{P.4})$$

따라서 (P.3)에서  $l \rightarrow \infty$ 이면,

$$E_t[x_\infty] = E_t[x_{t+f}] \quad (\text{P.5})$$

(가정 1)을 임의의 양의 정수  $s, t \in \{1, 2, \dots\}$ 에 대해 다시 쓰면,

$$x_{t+s} = E_{t+s}[x_{t+s+f}] + x_{t+s}^c \quad (\text{P.6})$$

식 (P.6)을 이용하여 시점  $t$ 에서의 조건부 기대치를 구하면,

$$\begin{aligned} E_t[x_{t+s}] &= E_t[E_{t+s}[x_{t+s+f}] + x_{t+s}^c] \\ &= E_t[x_{t+s+f}] + E_t[x_{t+s}^c] \\ &= E_t[E_{t+s+f}[x_{t+s+2f}] + x_{t+s+f}^c] + E_t[x_{t+s}^c] \\ &= E_t[x_{t+s+2f}] + E_t[x_{t+s+f}^c] + E_t[x_{t+s}^c] \\ &\quad \vdots \\ &= \lim_{m \rightarrow \infty} E_t[x_{t+s+mf}] + \sum_{m=0}^{\infty} E_t[x_{t+s+mf}^c] \end{aligned} \quad (\text{P.7})$$

(가정 3)과 식 (P.4)로부터,

$$E_t[x_{t+s}] = E_t[x_{\infty}] + \left( \frac{\rho^s}{1 - \rho^f} \right) x_t^c \quad (\text{P.8})$$

식 (P.6)을 이용하여 식 (P.8)을 다시 쓰면,

$$E_t[x_{t+s}] = E_t[x_{t+f}] + \left( \frac{\rho^s}{1 - \rho^f} \right) x_t^c \quad (\text{P.9})$$

식 (P.6)에서  $s > f$ 이면  $E_t[x_{t+s}] = E_t[x_{\infty}]$  이 성립해야 하며, 따라서  $\left( \frac{\rho^s}{1 - \rho^f} \right) x_t^c = 0$  을 만족하여야 하나, 이는  $p = 0$  이거나 모든  $t$ 에 대해  $x_t^c = 0$  이어야 한다. 하지만 이는 (가정 3)에 위배된다. 따라서  $f$ 는 어떤 양의 정수값  $s$ 보다 커야 하므로  $f = \infty$  이어야 한다.

Q.E.D.