

글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을 중심으로

박 원 암

(홍익대학교 경제학과)

Measures of Underlying Inflation and Evaluation of Inflation Targeting with Global Crisis in Korea

Won-Am Park

(Professor, Department of Economics, Hongik University)

* 본 논문은 '2010 KDI Journal of Economic Policy Conference'에서 발표되었으며, 당시 토론자인 KDI 국제정책대학원의 조동철 교수와 익명의 검토자에게 감사드린다. 본 논문은 2008학년도 홍익대학교 학술연구진흥비의 지원을 받아 작성되었다.

** 박원암: (e-mail) wapark@hongik.ac.kr, (address) Department of Economics Hongik University Sangsoo-dong, Mapo-gu, Seoul, Korea

• Key Word: 근원인플레이션(Underlying Inflation), 글로벌 금융위기(Global Financial Crisis), 물가안정목표제(Inflation Targeting System), 구조적 벡터자기회귀모형(Structural VAR Model)

• JEL Code: E31, E32, E58

• Received: 2010. 4. 12 • Referee Process Started: 2009. 4. 15

• Referee Reports Completed: 2010. 9. 20

ABSTRACT

The global financial crisis has exerted enormous impacts on the attainment of inflation target in Korea. The annual average CPI inflation was 3.3% during the targeting period of 2007-2009 and the target was $3.0\pm 0.5\%$. Thus Korea has succeeded in keeping annual average CPI inflation just below the upper limit of the 2007-2009 target under the global crisis.

This paper intends to evaluate the performance of the inflation targeting system in Korea. First, it estimates the conventional call rate reaction equation under the global crisis and finds that the policy interest rates never reacted to expected inflation, output gap, and won/dollar exchange rate, as expected by theory. Second, it identifies the shock of global financial crisis into core and non-core, applying the structural VAR model. The core shock was defined to have no (medium- to) long-run impact on real output.

The core shock was identified to have the character of the demand shock, since it has the positive impact on the inflation and output in the short run. The structural core inflation due to core shock was an attractor of headline inflation, not vice versa. Therefore, the structural core inflation that reflects the demand-side shock would be the better intermediate target for the final headline inflation target than the official core inflation that excludes the volatile inflation of agricultural and oil-related products.

During the inflation targeting period of 2007-2009, the structural core inflation was more volatile than the official core inflation, because the global crisis has very large negative impacts on the domestic demand as well as the prices of agricultural and oil-related products. This paper shows that the negative core shock during the fourth quarter of 2008 was larger than that in the financial crisis in 1998. But the core shock turned into positive very quickly in 2009, as the Korean economy recovered very quickly from crisis.

The volatile changes in structural core inflation suggests that the Bank of Korea barely managed to attain the 2007-2009 inflation target, owing to the very large negative impacts of the global financial crisis on the domestic demand. It also suggests that the rapid rise in core inflation with the rapid recovery of the Korean economy will lead to rapid rise in headline inflation.

ABSTRACT

본고에서는 글로벌 금융위기의 충격을 산출량에 장기적 중립성을 가지는 근원적 충격과 장기적 중립성을 가지지 않는 비근원적 충격으로 나누어 글로벌 금융위기 기간 중 근원적 충격이 물가안정목표 달성에 미친 영향을 분석하였다.

본고에서 보인 바와 같이 글로벌 금융위기가 수요에 미친 영향과 이로 인해 물가가 안정된 효과를 제대로 파악하지 못하면 향후 물가안정이 어려워질 수 있다. 농산물과 석유류 제품의 일시적 공급충격을 제거한 통상적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면, 2007~09년 중 물가안정목표는 안정

적으로 달성된 것처럼 보이고 향후 목표 달성도 무난해 보인다.

그러나 중앙은행의 통제 대상인 구조적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 매우 달라진다. 글로벌 금융위기를 전후한 수요 충격으로 근원인플레이션이 크게 변동하였으며, 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기에 따른 마이너스 성장에 기인한 바가 크다. 또한 글로벌 금융위기 이후 각종 경기확대정책에 힘입어 경기가 빠르게 회복되면서 근원인플레이션이 급격하게 상승하고 있으므로 향후 적절한 출구전략을 마련해야 한다.

1. 서론

우리나라는 1998년 4월 새로운 한국은행법이 시행되면서 종래의 통화량목표제에서 물가안정목표제로 이행하였으며, 인플레이션 기준지표로는 소비자물가지수에서 일부 불규칙한 변동을 보이는 품목을 제외한 근원인플레이션(underlying inflation)을 목표지표로 삼았다. 또한 2004년부터는 연간물가목표는 설정하지 않고 향후 3년 동안 달성하려는 물가목표 수준을 공표하는 방식의 중기 물가목표제도를 운용하고 있다. 그러나 2007년부터는 소비자물가지수가 국민들의 생활에 가장 친숙한 물가지표인 점 등을 감안하여 소비자물가상승률로 목표지표를 변경하였다. 2006년 8월 금융통화위원회에서는 2007~09년 중 물가안정목표를 소비자물가상승률 기준의 연평균 물가상승률 $3.0\pm 0.5\%$ 로 설정하였다.

물가안정목표기간인 2007~09년 중 소비자물가는 연평균 3.3% 상승하여 물가안정목표의 상한선인 연평균 3.5%를 간신히 밀돌았다. 연도별로 보면, 2007년에는 소비자물가가 2.5% 상승하였으나 2008년에는 국제유가 급등으로 4.7% 상

승하였다. 그러나 2009년 들어서는 원/달러 환율의 급등에도 불구하고 국제유가가 크게 안정되면서 소비자물가는 다시 2.8% 상승에 그쳤다.

한국은행은 물가안정목표제 운영을 평가하면서 “2007~09년 중에는 국제유가 및 원/달러 환율의 급등락으로 인한 공급충격이 소비자물가의 흐름을 좌우”함에 따라 소비자물가 변동성이 크게 확대됐다고 보았다.¹⁾ 이렇게 소비자물가 변동폭이 확대되자, 한국은행은 2010~12년 중 중기 물가안정목표를 $3.0\pm 1\%$ 로 변동폭을 확대하였다.²⁾

과연 2007~09년 중에는 국제유가 및 원/달러 환율의 급등락으로 인한 공급충격이 소비자물가의 흐름을 좌우하였을까? 유가와 환율의 급변이 없었다면 과연 물가안정목표를 달성할 수 있었을까? 유가와 환율의 급변은 공급충격을 반영한 것일까 아니면 수요충격을 반영한 것일까?

본고에서는 이와 같은 문제들에 대해서 살펴보고자 한다. 본고의 제II장에서는 물가안정목표를 달성하기 위한 전형적 기준금리식을 추정함으로써 글로벌 금융위기가 통화정책 운용에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴본다. 제III장에서는 유가와 환율의 급등락과 같은 단기적이고 불규칙적인 요인을 공급충격으로 간

1) 한국은행(2010), p.3 참조.

2) 한국은행(2009) 참조.

주하고 이를 제외시켜서 통상적으로 작성하는 근원적 인플레이션의 문제점에 대하여 논의한다. 아울러 보다 이론적으로 타당하게 수요충격을 반영한 구조적 근원인플레이션을 추정한다. 제IV장에서는 여러 가지 방법으로 산출된 각종 근원인플레이션의 유용성을 평가하고, 가장 적합한 근원인플레이션에 근거하여 물가안정목표제 운영을 평가하며, 시사점을 도출한다. 마지막으로 제V장은 결론을 담고 있다.

II. 글로벌 금융위기와 통화정책

2007~09년의 물가안정목표는 2008년 상반기까지만 하더라도 달성하기가 어려워 보였다. 유가 및 원자재 가격이 급등하면서 2008년 6월의 소비자물가상승률은 물가안정목표의 상한선인 3.5%를 훨씬 넘는 5.5%에 달했다. 이에 따라 새로운 인플레이션 시대의 도래를 걱정하면서 기준금리를 상향조정하였다. 이때만 하더라도 우리나라를 비롯하여 물가안정목표제를 채택한 거의 모든 나라에서 목표 달성이 어려워 보였다. 당시 물가안정목표제를 채택한 해외 중앙은행에서도 물

가상승률이 일시적으로 물가안정목표를 상회하는 것은 고용에 도움을 준다는 견해를 피력하였다.³⁾

그러나 2008년 9월 글로벌 금융위기 발생으로 경기가 급랭하면서 국제유가가 급락하고 이번에는 공황의 도래를 걱정하기 시작하면서 기준금리를 빠른 속도로 하향조정하고 유동성을 크게 늘렸다. 한국은행이 평가한 대로 2008년 4분기 중 글로벌 금융위기의 발생으로 국제유가가 급락하지 않았다면 중기 물가안정목표를 달성하지 못했을 수도 있다. 물가안정목표 달성은 글로벌 위기 발생에 의한 행운일 수도 있다.

물가안정목표제를 채택하는 국가는 통상적으로 기준금리의 변경을 통하여 물가안정을 도모하며, 우리나라도 예외가 아니다. 이때 기준금리가 어떤 변수에 반응하여 변화하는지는 국가마다 다르고, 같은 국가 내에서도 시기에 따라 다를 수 있다. 본 장에서는 가장 전형적인 기준금리 반응식을 추정하여 글로벌 금융위기로 통화정책이 어떻게 변화했는지 살펴보기로 한다.

1. 기준금리 반응식

물가안정목표제하에서 기준금리는 전형적으로 (예상)인플레, 산출량 갭, 환율

3) *Wall Street Journal*, July 21, 2009.

등에 반응한다. 또한 정책당국은 정책금리목표를 세우고, 경제에 충격을 주지 않도록 점진적으로 금리를 변경한다. 이 경우 개방경제하에서 물가안정목표제의 콜금리 반응식은 다음과 같이 정리할 수 있다.⁴⁾

$$i_t = \delta_0 + \delta_1 \pi_{t+n} + \delta_2 x_t + \delta_3 e_t + \delta_4 e_{t-1} + \rho i_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

단, i_t : 콜금리, π_{t+n} : t 와 $t+n$ 기 사이의 물가상승률, x_t : 산출량 갭, e_t : 실질환율.

식 (1)에서 실질환율을 설명변수로 하면 종속변수도 실질금리가 되어야 하나 식 (1)은 실질금리 반응식을 명목금리 반응식으로 바꾼 것이다. 금리가 당기의 실질환율뿐만 아니라 전기의 실질환율에도 반응한다면 금리반응이 다양하게 나타나게 된다. e_t 의 상승이 자국통화의 절상을 나타낸다고 할 때 이론적으로 $\delta_1, \delta_2 > 0$, $\delta_3 < 0$ 이고, δ_4 의 부호는 미정이다. 만약 $\delta_4 > 0$ 이라면 금기와 전기의 환율에 대한 반응이 다르다. 정책당국은 금기의 자국통화 절상에 대해서는 금리를 내려서 반응하나 전기의 자국통화 절상에

대해서는 금리를 올린다. 절상된 통화는 향후 다시 절하되는 경향이 있으므로 전기의 환율에 대해서는 금리를 올리는 쪽으로 반응하게 된다. 이렇게 정책당국이 금기와 전기의 환율에 대하여 다르게 반응함은 정책당국이 환율의 수준보다는 환율의 변화에 반응함을 의미한다. 그러나 환율이 향후 절하되지 않고 절상충격이 지속될 것으로 예상된다면 중앙은행은 환율안정에 주력하게 되고 다음 기에도 금리를 올리지 않게 된다. 따라서 이 경우에는 중앙은행이 환율안정에 무게를 두게 되고 δ_3 와 δ_4 가 모두 음의 부호를 가지게 된다.⁵⁾ 식 (1)에서는 국제유가를 추가적으로 고려하지 않았는데, 이는 설명변수에 포함되는 (기대)인플레이가 국제유가의 변화를 반영하고 있기 때문이다.

식 (1)은 동태적 콜금리 반응식이며, 특정한 형태의 손실함수를 최소화하는 최적 통화정책준칙이 아니다. 최적 통화정책준칙은 보다 이론적이나 최적 통화정책준칙이 손실함수에 따라 달라지는 등의 문제를 안고 있다.⁶⁾ 예를 들면, 통상적인 2차 손실함수를 가정할 때 정책당국의 목표는 장기적 목표로부터의 절대적 편차를 최소화하는 것이므로 유가

4) 자세한 도출과정은 박원암(2008) 참조.

5) 정책당국이 실질환율 수준보다는 실질환율 변화에 반응한다고 할 때 식 (1)에서 실질환율을 실질환율의 차분으로 변형할 수 있다. Mohanty and Klau(2004)는 실질환율 차분의 시차변수를 이용하여 통화정책준칙을 추정하였다. 그러나 실질환율을 차분의 시차변수로 하였을 때 2006년까지 시차변수가 유의하지 않았으므로 추정 결과를 제시하지 않았다.

6) 최적 통화정책준칙에 대한 일반적 논의는 Gianini and Woodford(2003) 참조.

가 상승하면 금리를 올려야 하고, 최근 경험한 바와 같이 유가가 상승한 후 폭락하더라도 금리를 쉽게 내려서는 안 된다 (Batini and Tereanu[2009]). 즉, 글로벌 금융위기 기간 중 급격한 기준금리의 변경이 2차 손실함수를 가정할 때 최적 아닐 수 있다. 한편, 김근영(2008)은 해외공급충격하에서 우리나라의 최적금리준칙을 도출하고 인플레이션과 산출량 갭을 함께 고려하되 인플레이션에 보다 중점을 두는 정책이 최적이며, 공급충격의 지속성이 커지거나 불확실성이 확대될수록 인플레이션에 대한 대응을 강화하는 것이 사회후생 측면에서 바람직함을 보였다. 본 장에서는 이와 같이 지난 물가안정목표기간 중의 금리 변화가 최적이었는지를 분석하는 것이 아니라 글로벌 금융위기를 맞아 기준금리 반응식이 어떻게 변화했는지 분석하고자 한다.

2. 글로벌 금융위기와 반응변수

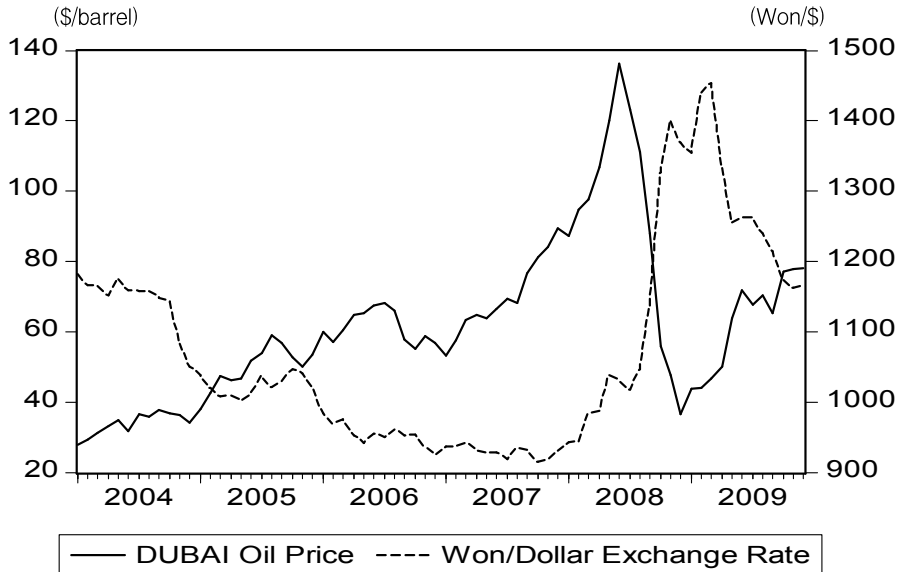
글로벌 금융위기로 기준금리 변경에 크게 영향을 미치는 유가, 산출량 갭 및 환율이 크게 변화하였다. [Figure 1]은 최근의 국제유가 및 원/달러 환율의 급등락을 보이고 있다. 두바이유 현물가격은 2007년 중 약 60% 상승하였으며, 2008년 들어서도 6월까지 배럴당 136달러로 약 50% 상승하였다. 이후 하락세로 반전하

여 2008년 말에는 2004년 수준인 배럴당 36달러로 하락하였다. 그러나 2009년 들어서 다시 상승하기 시작하여 연말까지 배럴당 78달러로 2배 이상 상승하였다. 원/달러 환율은 2007년 말까지 하락 추세를 보였으나 2008년 들어 상승하기 시작하였으며, 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 9월 이후 2009년 2월까지 달러당 1,000원 수준에서 달러당 1,500원을 상회하는 수준까지 급등하였다. 이후 다시 환율이 안정되기 시작하여 작년 말에는 1,100원대를 유지하였다.

한편, [Figure 2]는 1990~2009년간의 계절조정된 산업생산지수의 로그치 자료에 Hodrick-Prescott 필터를 사용하여 추정된 산출량 갭의 추이를 보인다. 예상대로 글로벌 금융위기로 2008년 4/4분기 이후 2008년 11월과 12월 및 2009년 1월의 산출량은 추세치보다 각각 10%, 20% 및 19% 감소하였다. 한편, 산출량의 회복속도는 1998년의 외환위기에 비해 더 빠르다.

이와 같이 국제유가, 환율 및 산출량 갭이 급변하면서 기준금리도 급변하였다. 한국은행은 2007년 중 유가가 상승하기 시작하자, 두 차례에 걸쳐서 기준금리를 연 4.5%에서 연 5.0%로 인상하였으며, 2008년 들어서도 유가와 환율 상승이 지속되자 동년 8월에는 5.25%로 소폭 인상을 하였다. 그러나 동년 9월 글로벌 금융위기의 발생으로 유가가 급락하고 환율이

[Figure 1] Trends in Dubai Oil Price and Won/Dollar Exchange Rate



[Figure 2] Trends in Output Gap



급등하는 등 경제가 불안해지자, 기준금리가 지속적으로 하향조정되어 2009년 2월에는 연 2%로 낮아졌다. 글로벌 금융위기의 발생으로 급격하게 감소한 생산이 2009년 들어 다시 급격하게 회복되고 유가도 다시 상승하였으나 기준금리는 불확실한 대내외 경제여건을 반영하여 연 2%에서 유지되고 있다. 2010년 7월에는 연 2.25%로 상향조정되었다.

3. 글로벌 금융위기와 기준금리 변화

이제 식 (1)을 추정하여 글로벌 금융위기를 전후하여 기준금리 반응식이 어떻게 변화했는지 살펴보기로 한다. 물가안정목표제는 1998년에 도입되었지만 실제로는 금융통화위원회가 1999년 5월부터 매월 콜금리목표치를 시장에 공표하고, 콜금리를 정책수단변수로 활용하게 되었으므로 추정기간을 1999년 이후로 잡았으며, 무담보콜금리, 산업생산지수, 소비자물가의 전년동월 대비 상승률, JP Morgan의 실질실효환율(상승은 절상을 의미)의 월간자료를 사용하였다. 산출량 갭은 Hodrick-Prescott 필터를 사용한 [Figure 2]의 자료를 사용하였다.

식 (1)의 ϵ_t 는 기준금리에 대한 외생적

충격에 인플레이, 산출량, 환율 등 목표 기준금리 결정변수 예측오차의 선형결합을 더한 것이므로 정보변수와 직교해야 한다. 이러한 직교조건을 만족시키기 위하여 GMM(Generalized Method of Moment) 방식으로 추정하였으며, 정보변수 또는 수단변수로는 콜금리, 인플레이션, 산출량 갭, 전기 대비 실질실효환율 변화율의 과거치를 사용하였다.⁷⁾

또한 추정하기 이전에 1999~2009년의 기간에 걸쳐 단위근 검정을 한 결과, 콜금리와 실질실효환율은 단위근을 가지고, 산출량 갭과 소비자물가상승률은 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났다.⁸⁾ 따라서 단위근을 가지는 변수에 대해서 시차변수를 고려하는 식 (1)의 형태는 적절하다고 하겠다.

<Table 1>은 콜금리 반응식을 추정한 결과이다. 1999~2006년 중 정책금리는 예상소비자물가상승률, 산출량 갭 및 실질환율의 현재치와 과거치에 이론적인 예상과 일치하는 방향으로 반응하였다. 조정된 R^2 값은 매우 높았고, 과도식별 제약의 적합성을 검정하는 χ^2 통계량의 p 값도 매우 크게 나타나 과도식별 제약이 적합한 것으로 나타났다.

추정 결과를 요약하면, 우리나라의 물가안정목표제는 물가뿐만 아니라 산출량의

7) Bartlett Kernal과 Newey-West의 고정 bandwidth 방법을 사용하여 HAC를 구하였다. 또한 수단변수의 과거 치로는 1기부터 6기 전 값과 9기 및 12기 전 값을 사용하였다.

8) 소비자물가상승률의 단위근 여부에 대해서는 다음 장에서 자세히 논의한다.

〈Table 1〉 Estimation of Call Rate Reaction Function (GMM Estimation)

Sample Period	Constant	π_{t+12}	x_t	i_{t-1}	e_t	e_{t-1}	Adjusted R^2	Over-identification P-value
1999~2006	-0.13 (-1.14)	0.048 (3.37)	0.021 (9.06)	0.88 (161.6)	-0.043 (-6.47)	0.048 (7.29)	0.96	0.96
1999~2008	-0.29 (-2.52)	0.020 (2.20)	0.023 (13.31)	0.88 (136.9)	-0.023 (-4.12)	0.030 (5.52)	0.96	0.93
1999~2009	0.03 (0.39)	-0.010 (-1.37)	-0.001 (-0.62)	0.99 (137.2)	-0.004 (-0.92)	0.004 (1.16)	0.95	0.96

Note: *t*-values are in parenthesis.

안정을 도모하고 환율에 직접적으로 반응하는 매우 유연한 형태로 운용되었다. 정책당국은 실질실효환율의 수준에 반응하기보다는 실질실효환율의 변화에 반응하였다. 또한 <Table 1>에서 콜금리의 기대 인플레이션에 대한 장기반응계수는 1999~2006년간 0.4 수준이어서 우리나라는 인플레이션에 순응하는(accommodate) 방향으로 통화정책을 운용하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 Clarida et al. (1998)이 보인 바와 같이 선진국의 경우 콜금리의 인플레이션에 대한 (장기)반응도가 1보다 크게 추정되고 있어서 우리나라와 대비된다.

이제 글로벌 금융위기를 전후한 경제여건 변화로 기준금리 반응행태가 어떻게 변화했는지를 살펴보기 위하여 표본

기간을 각각 2008년과 2009년으로 연장하게 되면 예상인플레이션, 산출량 겹 및 실질환율 변화에 대한 추정계수의 크기 및 유의도가 급격하게 낮아지고 콜금리 시차변수의 평활화 계수가 커지고 있음을 볼 수 있다.⁹⁾ 주목할 점은 표본기간을 2009년으로 1년만 연장해도 그 이전 10년간 안정적으로 유지되어 온 콜금리 반응계수가 모두 유의하지 않게 되며, 심지어 부호까지 변한다는 사실이다. 이는 글로벌 금융위기에 비정상적인 방법으로 대처하면서 그 이전의 기준금리 결정방식이 전혀 작동하지 않았음을 단적으로 보여주고 있다. 한국은행은 글로벌 금융위기를 맞아 유가는 하락하고, 환율이 급등하며, 산출량은 급감하는 등 물가정보 변수가 혼란스럽게 변화하는 가운데 기

9) 2009년의 1년 후 예상인플레이션은 작년 말 한국은행의 2010년 소비자물가상승률 전망치인 상반기 2.7%, 하반기 2.9%를 적용하였다.

준금리를 소폭 올렸다가 연 2% 수준으로 대폭 하향조정하고, 2009년 2월 이후 기준금리를 연 2% 수준에서 1년 이상 유지하였는데, 이러한 통화정책은 그 이전과는 분명히 다르고 정상시의 정책과는 크게 다른 것이었다.

위기 국면에서 통화정책은 정상시와는 다르게 운용될 수밖에 없다. 우선 경기급랭에 대처하기 위하여 정책금리를 급격하게 내리고, 이후에는 경제상황이 불확실하므로 정책금리를 그 수준에서 유지하게 된다. 그 결과가 정책금리가 예상인플레이션, 산출량 갭 및 실질환율 변화에 이론적으로 예상되는 방향으로 반응하지 못한 것으로 나타나고 있는 것이다.

이렇게 글로벌 금융위기 이후 통화정책의 주안점이 경기급랭의 억제나 경기회복에 두어졌다면 물가안정목표의 달성은 다른 요인의 도움을 받았을 수 있다. 즉, 유가와 환율의 급변동 등 일시적 요인에 의해 물가안정목표를 달성했을 수 있다. 이렇게 원자재 가격이 급변할 때는 농산물 가격과 유가 등의 불규칙 변동을 제거한 근원인플레이션이 물가안정목표 달성의 평가나 전망에 중요할 수 있다. 다음 장에서는 근원인플레이션에 대해서 논의하고자 한다.

Ⅲ. 근원인플레이션 추정

우리나라는 소비자물가 작성품목에서 곡물 이외의 농산물과 석유류(도시가스 포함)를 제외하여 근원인플레이션(underlying inflation)을 작성하고 있다. 국제유가나 원자재 가격 상승 등 비용인상 요인으로 물가가 상승하는 경우 물가안정목표를 달성하기 위해 무리하게 금리를 인상하면 과도하게 경기를 위축시키는 결과를 낳기 때문에 해외충격에 따른 농산물 및 석유류 가격 변동을 제외한 근원인플레이션을 중시하게 된다. 또한 농산물이나 석유류 제품의 가격 변화가 일시적이라면 일시적 변화에 대응하기보다는 영구적 변화에 대응하는 것이 바람직하므로 근원인플레이션을 참조하게 된다. 이런 이유로 정책당국은 소비자물가상승률 기준의 물가안정목표를 달성하기 위한 중간목표로 근원인플레이션을 보게 되는데, 우리나라도 2008년 상반기 중 유가급등으로 소비자물가가 크게 상승할 때 정책당국이 물가안정목표인 소비자물가상승률보다는 근원인플레이션의 안정을 강조하기도 했다.¹⁰⁾

10) 유가가 급등했던 2008년 상반기 중 통화당국이 근원인플레이션의 안정을 강조할 때 향후 유가나 원자재 가격이 실제로 나타난 것처럼 크게 떨어질 것으로는 예상하지 않았다면 물가안정목표의 달성은 행운이 될 것이다.

근원인플레이션을 작성하려고 하는 근본 이유는 소비자물가가 생계비용을 측정하는 수단으로 작성되었고 따라서 통화정책의 대상지표가 되기에 적절하지 않기 때문이다. 예를 들면, 일시적이고 계절적인 요인으로 소비자물가가 변화할 경우 통화정책의 시차를 감안할 때 통화정책이 소비자물가의 단기적 변화에 반응하기가 어렵다. 따라서 일시적이고 단기적인 요인을 제거하고 향후 소비자물가 변화의 선행지표가 될 수 있는 근원인플레이션을 추정하게 된다.

우리나라는 1998년 물가안정목표제를 채택하면서 2007년 소비자물가상승률을 물가안정지표로 채택하기 전까지는 근원인플레이션을 기준으로 물가안정목표제를 운용하였으므로 근원인플레이션 작성방법에 대한 많은 논의가 있었다.¹¹⁾ 근원인플레이션을 추정방법은 크게 물가결정요인에 대한 이론적 모형식을 이용한 이론적 추정방법과 소비자물가상승률에서 단기적·일시적 요인에 의한 물가변동분을 차감하는 실무적 측정방법으로 구분할 수 있다. 이론적 추정방법으로는 통화론자 모형, 케인지언 모형 및 미 연준의 P* 모형 등이 있으며, 실무적 측정방법으로는 특정요인조정, 특정품목조정, 조정평균, 가중중위수 방식 등이 활용되고 있다. 이종건·권승혁(1998), 오정근

(1998), 이승용·박정민(2008)은 이 방법에 따라 우리나라 근원인플레이션을 작성하고 물가안정목표 대상지표로서의 유용성을 평가한 바 있다. 해외의 경우 McCauley(2006)와 Gupta and Saxegaard(2009)가 각각 태국과 스리랑카를 대상으로 근원인플레이션을 지표로 하는 물가안정목표제에 대해 논의한 바 있다.

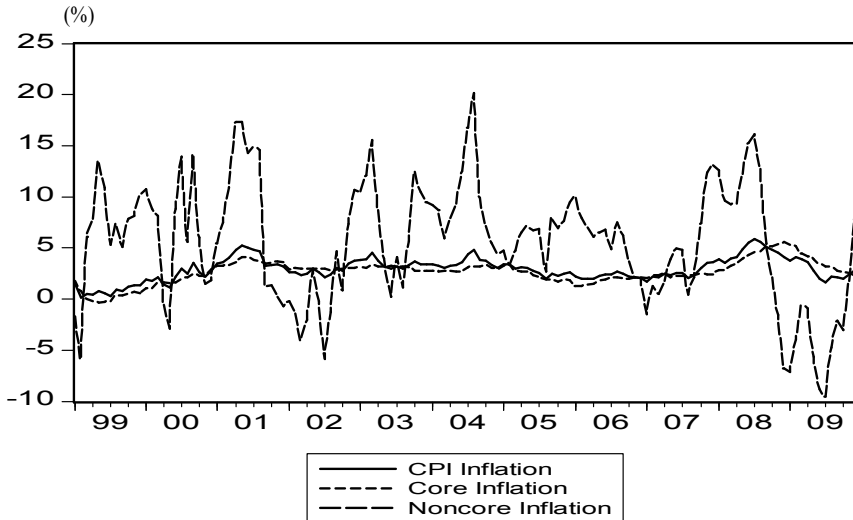
지금까지의 연구를 개관한 결과, 어떤 방식의 근원인플레이션이 좋은지 합의를 이루지 못하였으며, 여러 가지 방법으로 작성된 근원인플레이션이 평가 기준에 따라 유용성이 달라진다는 결과를 얻었다. 본 장의 목적은 실무적으로 사용할 수 있는 근원인플레이션을 추정하려는 데 있지 않다. 그보다는 소비자물가상승률을 일시적 및 영구적 변화로 나누고 기준금리 변경을 통한 통제 대상인 수요충격을 반영한 근원인플레이션을 추정하고자 함에 목적이 있다.

1. 소비자물가상승률과 근원인플레이션

우리나라는 소비자물가 작성품목에서 곡물 이외의 농산물과 석유류(도시가스 포함)를 제외하여 근원인플레이션(underlying inflation)을 작성하고 있다. [Figure 3]은 소비자물가상승률과 근원

11) 이에 대해서는 한국은행(1999) 참조.

[Figure 3] CPI and Core Inflation (Year over Year)



인플레이션을 및 근원인플레이션 작성 시 제외되는 품목에 대한 비근원인플레이션 추이를 보여주고 있다. 우선 비근원 물가상승률의 변동폭이 매우 크나 변화가 일시적이고 단기적인 모습을 보인다. 비근원 품목의 비중은 2005년 기준으로 10.8% 이고 변동폭도 매우 크므로 평균적으로 중요하지 않을 수 있으나 비근원인플레이션율이 대체로 매우 높은 수준이므로 소비자물가상승률이 대체로 근원인플레이션을 상회하고 있다.

그러나 변동폭이 매우 큰 비근원인플레이션을 제외한 근원인플레이션이 소비자물가상승률에 비하여 반드시 더 안정적인 것은 아니다. [Figure 3]에서 1999~2009년 중 소비자물가상승률과 근원인플레이션율의 표준편차를 계산해 보면 각

각 1.14% 및 1.16%로 큰 차이가 없었다. 물론 기간에 따라서 다소 다른 결과를 얻기도 한다. 다만, 유가의 급등락이 비석유류 제품에 시차를 두고 영향을 미치는 가운데 2007~09년 중과 같이 글로벌 금융위기의 발생으로 경제여건이 크게 변하면 특정한 기간 중 농산물과 석유류 가격 변화가 일시적이고 따라서 근원인플레이션율의 변동폭이 작게 나타날 수 있다.

우리나라 물가안정목표 달성에 있어서 2007~09년은 매우 특별한 기간이었다. 이는 2008년 10월 이후 2009년 11월까지 1년 이상 소비자물가상승률이 근원인플레이션율을 하회하고 있다는 사실에서 찾을 수 있다. 소비자물가상승률이 근원인플레이션을 1년 이상 하회한 것은 2001

년 9월부터 2002년 10월까지의 기간에 이어 처음인데, 한국은행(2010)은 국제유가 급등락이 비석유류 제품에 시차를 두고 영향을 미치는 가운데 석유류 가격이 급등한 후 큰 폭으로 하락하면서 소비자물가 오름세가 빠른 속도로 안정되었기 때문이라고 보고 있다. 2008년 상반기까지 급등했던 유가가 글로벌 금융위기의 발생으로 4분기 들어 급락하지 않았다면 소비자물가상승률이 근원인플레이션을 하회하기 어렵고 중기 물가안정목표의 달성도 상당히 어려웠을 것임을 의미한다. 2004년에는 유가가 크게 상승하면서 소비자물가상승률이 근원인플레이션을 상회하였으나 2005년 이후 유가 하락이나 소비자물가상승률 하락으로 이어지지 않았음을 볼 때 더욱 그러하다.

2. 근원인플레이션의 영구성

근원인플레이션은 소비자물가 품목에서 농산물과 석유류 가격의 일시적이고 단기

적인 변동요인을 제거하고 측정된 물가상승률로 정의되고 있다. 과연 농산물과 석유류 가격의 변화가 일시적이고, 근원인플레이션이 지속성을 갖는지 살펴보기 위하여 단위근 검정을 해보기로 한다.

우리나라 물가에 대한 단위근 검정 결과는 미국 등 선진국과 상당히 다른 모습을 보이고 있다. 잘 알려진 대로 물가수준에 대한 단위근 검정 결과와 전년동월 대비로 측정되는 인플레이션에 대한 단위근 검정 결과가 상충되고 있다. 우선 소비자물가, 근원적 물가 및 비근원적 물가에 대하여 단위근 검정을 하면 어떤 검정방법을 채택하든지 단위근을 하나만 갖는다는 결과를 얻는다.¹²⁾ 그러나 전년동월 대비로 측정하면 인플레이션이 단위근을 갖는다는 결과를 얻기도 하는데, <Table 2>는 전년동월 대비 인플레이션에 대한 단위근 검정 결과를 보이고 있다. 전년동월 대비 인플레이션에 대하여 단위근 검정을 하는 것은 월별자료를 사용할 때 통상적으로 전월 대비

<Table 2> Unit Root Tests on Year-over-Year Inflation

(O if it has unit root)

Sample Period	CPI Inflation		Core Inflation		Non-core Inflation	
	PP test	KPSS test	PP test	KPSS test	PP test	KPSS test
1990~2009	O	O	O	O	X	X
1999~2009	X	X	O	X	X	X

Note: Tests at a 5% significance including constant.

12) 잘 알려진 사실이므로 단위근 검정 결과를 따로 보고하지 않는다.

연율로 인플레이션을 측정하지 않고, 전년동월 대비로 측정하기 때문이다.

<Table 2>에서 전년동월 대비 비근원인플레이션은 단위근을 갖지 않는다. 비근원물가도 단위근을 하나만 가지므로 비근원인플레이션의 경우 전월 대비로 보나 전년동월 대비로 보나 단위근을 가지지 않고 안정적이라고 하겠다. 즉, 비근원인플레이션의 변화는 일시적이고 단기적이라고 하겠다. 그러나 원화로 표시한 우리나라 비근원인플레이션이 안정적이라고 해서 농산물과 석유류 가격 및 원화 환율 변화가 안정적이라고 생각해서는 안 된다. 석유류 가격과 원화 환율은 임의보행(random walk)을 하는 시계열이라고 알려져 있다(Hamilton[2008]). 그럼에도 불구하고 비근원인플레이션이 안정적인 것은 [Figure 1]에서 유가가 상승하는 기간에 원화 환율은 하락하는 등 원자재 가격과 환율의 상호작용 때문이라고 여겨진다.

한편, <Table 2>에서 표본기간을 1990년 이후로 하면 (전년동월 대비) 소비자물가상승률과 근원인플레이션이 모두 단위근을 가지고 있어서 소비자물가와 근원적 물가가 단위근을 하나만 가진다는 결과와 상충되는 측면이 있다. 물론 표본기간에 따라 전년동월 대비 소비자물가상승률이나 근원인플레이션이 단위근을 가지지 않을 수 있다. <Table 2>에서 표본기간을 1999년 이후로 하면 대체로 단위근을 가지지 않는다.

3. 소비자물가상승률의 추세와 순환 분리

이렇게 비근원인플레이션이 단위근을 가지지 않고, (전년동월 대비) 근원인플레이션이 단위근을 갖는다면 시계열 기법을 사용하여 소비자물가상승률을 추세와 순환으로 분리하고 추세 인플레이션을 근원적 인플레이션으로 간주할 수 있다.

추세와 순환을 분리하는 간단한 기법은 Hodrick-Prescott 필터 기법이다. 그러나 동기법은 단위근에 따른 확률적 추세를 반영하지 못하므로 비관측요인(unobserved components) 기법을 사용하여 추세와 순환을 분리하고자 한다.

추세(또는 순환)는 관측되지 않기 때문에 비관측요인모형에서는 관측된 변수와 관측되지 않은 변수 간의 관계를 상태공간(state space) 형태로 모형화한다. 상태공간모형은 관측변수를 비관측변수의 함수로 나타낸 관측방정식과 비관측변수들의 자기회귀식인 전이방정식으로 구성된다. 비관측변수는 매기 예측오차를 교정하는 칼만필터를 사용하여 추정된다.

소비자물가상승률 π 를 확률적 추세부분 π^* 와 순환변동부분 c 로 나누고, 확률적 추세 π^* 는 μ 의 편류(drift)를 갖고, c 는 AR(2) 과정을 따른다고 가정하면 단일변수모형은 다음과 같다.¹³⁾

$$\begin{aligned} \pi_t &= \pi_t^* + c_t \\ \pi_t^* &= \mu + \pi_{t-1}^* + \eta_t \\ c_t &= \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

단 $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

추세부분 π_t^* 와 순환부분 c_t 를 상태변수로 하여 식 (2)를 상태공간모형으로 변형하면 다음과 같다.

$$y_t = [1 \ 1 \ 0] \begin{bmatrix} y_t^* \\ c_t \\ c_{t-1} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} y_t^* \\ c_t \\ c_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

위 상태공간모형에서 식 (3)은 관측방정식이고, 식 (4)는 상태변수의 전이방정식이다.

비관측요인모형에서 유의해야 할 사항은 추세부분 충격 η_t 과 순환부분 충격 ε_t 간의 상관관계이다. 통상적인 비관측요인모형에서는 두 충격 간의 상관관계가 없다고 가정하고 있다. 일반적으로 추세부분과 순환부분의 상관관계를 인

정하면 경기순환이 불규칙적이고 진폭도 작아지게 된다. 즉, Beveridge-Nelson의 추세/순환 분리방법을 따르면 확률적 추세가 경기변동의 대부분을 설명하게 되고, 추세부분과 순환부분의 비상관을 가정하는 통상적인 비관측요인모형에서는 경기변동이 순환변동에 의해 주로 영향을 받게 된다. 따라서 비관측요인모형을 사용하여 추세를 순환을 분리하려면 추세충격과 순환충격 간의 상관관계 여부가 중요하다.

비관측요인모형 추정에는 칼만필터를 이용하며, 일반적으로 비관측요인 분석의 해는 불안정한 경우가 많고 초기 모수치 가정에 따라 해가 매우 민감하게 변화하는 단점이 있다. <Table 3>은 추정 결과를 보여주고 있다. 우리나라의 경우 소비자물가상승률의 단위근 여부가 표본기간에 따라 달라진다는 점을 감안하여 1990~2009년 기간에는 (전년동월 대비) 소비자물가상승률에 대하여 추세를 순환을 분리하고, 1999~2009년 기간에는 소비자물가에 대하여 추세를 순환을 분리하였다.¹⁴⁾ 그러나 두 경우 모두 확률적 추세와 순환으로 나누기가 용이하지 않았다. 산출량의 경우 우리나라를 비롯하여 많은 나라들에서 비관측요인 분석을 통하여 경기순환이 AR(2) 과정임을 보였으나 소비자물가나 소비자물가상승률의 경우

13) 순환변동을 AR(2)라고 가정한 것은 임의적이다.

14) 식 (2)에서는 π 대신 소비자물가의 로그치를 넣었다.

<Table 3> Separation of Trend and Cycle in CPI Inflation Using Unobserved Component Model

Sample Period	CPI Inflation	CPI ¹⁾	
	1990. 1~2009. 12	1999. 1~2009. 12	
Shock Correlation	Yes	No	Yes
μ	-0.022	0.261**	0.262*
Φ_1	0.143	-16.06	1.093**
Φ_2	0.000	0.924**	-0.093
σ_{η}	0.532**	1.00	0.221
σ_{ε}	0.432	0.078**	1.149
Cov(η, ε)	-0.4918		-0.608
우도	-197.93	-33.22	-75.08

Notes: ** denotes 1% significance. * denotes 5% significance.

1) 100*log(CPI).

<Table 3>에서 보듯 AR(2)의 계수가 유의하지 않았으며, 추세부분과 순환부분의 분산도 매우 불안정하게 추정되었다. 식 (2)에 MA 항을 추가하면 AR(2)의 계수가 모두 유의하게 나타나나 이 경우 추세와 순환의 분산이 모두 유의하지 않았다.

이는 우리나라뿐만 아니라 다른 나라에서도 나타나는 현상이라고 하겠다. 만약 소비자물가상승률을 추세와 순환으로 나누기가 용이했다면 순환부분을 제외한 확률적 추세를 근원인플레이션으로 추정했을 것이다. 인플레이션 순환에 관한 많은 연구들은 비확률적 방법으로 추세와 순

환을 분리한 후 순환부분을 예측하는 선형지표를 만들고 있다(Artis et al.[1995], Bikker and Kennedy[1999]).

이렇게 소비자물가상승률의 단일 시계열을 가지고 추세와 순환으로 나누기가 어려우므로 다음에서는 산출량과 인플레이션을 모두 고려하는 벡터자기회귀모형을 작성하여 근원인플레이션을 식별하고자 한다.¹⁵⁾

4. 구조적 근원인플레이션 추정

본 절에서는 소비자물가상승률을 추세

15) Lee and Nelson(2007)은 산출량과 인플레이션의 필립스 곡선식을 이용하여 인플레이션 순환을 추정하고자 하였다.

와 순환으로 나누기보다는 단위근을 가지는 소비자물가상승률을 이론적으로 수요 및 공급 충격부분 또는 근원적 및 비근원적 충격부분으로 나누고 수요충격 또는 근원적 충격에 의한 인플레이션을 근원인플레이션으로 간주하고자 한다. 소비자물가 품목에서 농산물과 석유류 제품 등 비근원물가 품목을 제외하여 근원인플레이션을 구하는 방법도 비근원물가가 공급충격을 반영한 것이라면 결국 비근원 품목을 제외한 근원인플레이션은 수요충격을 반영하게 된다.

그러나 유가와 환율 변화에 따른 농산물과 석유류 제품 등의 가격 변화를 공급 충격이라고 볼 수 있을까? 수요 및 공급 충격 또는 근원적 및 비근원적 충격을 식별하기 위하여 Quah and Vahey(1995)와 같이 인플레이션뿐만 아니라 산출량을 포함하는 구조적 벡터자기회귀모형을 구성하고, 보다 이론적인 방법으로 근원인플레이션을 추정한다. 이론에 근거한 구조적 모형을 채택하여 근원인플레이션을 추정하면 근원인플레이션이 이론적 의미를 가지게 되며, 근원인플레이션 추정과정에서 다른 변수와의 상관관계도 고려하게 되는 장점이 있다. 그러나 이론 모형을 구성하는 경우 통화론자 모형, 케인 지언 모형, 미 연준의 P* 모형 등 특정 모형에 대한 합의가 이루어지기 어렵다는 단점이 있다. 그런데 구조적 벡터자기회귀모형의 경우 통화의 장기중립성 제

약 등 매우 간단한 제약만으로 근원적 및 비근원적 충격을 식별하게 된다. 다만, 이론모형에 의해 근원인플레이션을 측정하게 되면 새로운 자료가 나올 때마다 과거의 근원인플레이션을 수정해야 하므로 실무적으로 쓰이기에는 어려움이 있다.

산출량(Y)과 소비자물가상승률(π)이 단위근을 가진다고 할 때 각각의 차분에 대해 다음과 같은 모형을 구성한다.

$$X(t) = D(0)\eta(t) + D(1)\eta(t-1) + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} D(k)\eta(t-k). \quad (5)$$

$$\text{단, } X = (\Delta Y, \Delta \pi)', \eta = (\eta_1, \eta_2)', \\ \text{Var}(\eta) = I.$$

위 식에서 η_1 과 η_2 는 서로 직교하는 교란항이며, 분산은 1이라고 가정한다. 또한 η_1 은 중장기적으로 산출량에 영향을 미치지 못하는 중립적 교란항으로 가정한다. $D_{ij}(k)$ 를 j 번째 교란항이 k 기간 후에 i 번째 변수에 미치는 영향이라고 할 때, $\sum_{k=0}^{\infty} d_{11}(k) = 0$ 이 된다. 또한 인플레이션은 다음과 같이 표시된다.

$$\Delta \pi(t) = \sum_k d_{21}(k)\eta_1(t-k) + \sum_k d_{22}(k)\eta_2(t-k). \quad (6)$$

위 식에서 $\sum_k d_{21}(k) \eta_1(t-k)$ 가 바로 우리가 얻고자 하는 근원인플레이션의 변화가 된다.

식 (5)의 관계를 자료로부터 얻기 위하여 벡터자기회귀(VAR)모형을 추정하며, 이를 다음과 같이 Wold 이동평균식으로 전환한다.

$$X(t) = e(t) + C(1)e(t-1) + \dots = \sum_{k=0}^{\infty} C(k)e(t-k). \quad (7)$$

단, $Var(e) = \Omega$.

식 (5)와 식 (7)을 비교하면 다음의 관계를 얻는다.

$$e = D(0) \eta \quad (8)$$

$$D(k) = C(k) D(0) \quad (9)$$

식 (8)에서 구조적 교란항 η 는 Wold 교란항 e 의 선형결합으로 나타나며, 식별 조건을 주었을 때 유일하게 구조적 교란항을 복원할 수 있다. 2행 2열인 $D(0)$ 을 식별하기 위한 네 가지 조건 중 세 조건은 $D(0) D(0)' = \Omega$ 에서 얻어지며, 나

머지 한 조건은 장기중립성 가정에서 얻어진다.¹⁶⁾

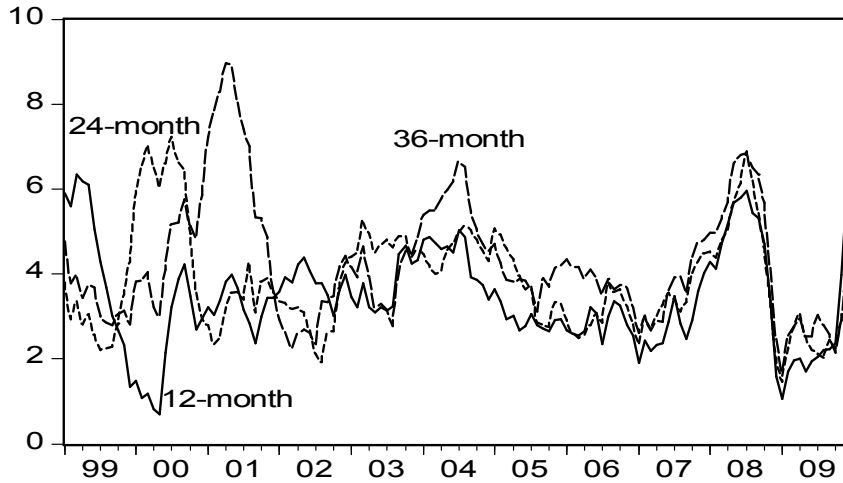
구조적 근원인플레이션을 구하기 위하여 1990년 1월부터 2009년 12월까지의 (계절조정) 산업생산지수와 소비자물가 상승률 자료를 이용하여 벡터자기회귀모형을 추정하였다. 산업생산지수는 로그치에 100을 곱하였다. 또한 벡터자기회귀모형의 시차는 11기로 하고, 상수를 포함하였다.¹⁷⁾

식 (6)에서는 소비자물가상승률의 변화를 장기적 중립성을 충족시키는 근원적 충격에 의하여 설명되는 부분과 장기적 중립성을 충족시키지 않는 비근원적 충격에 의하여 설명되는 부분으로 나누었는데, 근원인플레이션을 구하려면 특정한 기간(horizon)을 두고 근원적 충격을 합해 가야 한다. 즉, 어떤 시점의 소비자물가상승률이 그 시점까지의 근원적 충격과 비근원적 충격에 의해 주어졌다고 할 때 식 (6)에 의해 특정한 기간 중의 근원적 충격을 반영한 소비자물가상승률의 변화를 추정할 수 있다. [Figure 4]는 기간을 각각 12개월, 24개월, 36개월로 하고 이러한 방법으로 산출한 근원인플레이션의 추이를 보여준다.¹⁸⁾

앞에서 우리나라 전년동월 대비 소비자

16) Wold 교란항 e 의 분산/공분산인 Ω 를 Cholesky 분해했을 때 하방삼각행렬을 S 라고 하면 $DD'=SS'$ 이므로 세 식별조건을 얻고, 나머지 한 조건은 통화중립성 가정으로부터 얻는다.
 17) 시차의 선정에는 Akaike information criteria와 Schwartz criteria를 적용하였다.
 18) 물론 산출기간의 시점을 표본의 초기로 하여 근원인플레이션을 산출할 수 있으나 기간(horizon)이 길어질수록 그 기간 중 근원적 충격을 반영하여 산출된 근원인플레이션의 측정오차가 커지게 된다.

[Figure 4] Structural Core Inflation



물가상승률은 장기간에 걸쳐서 단위근을 가지나 소비자물가는 단위근을 하나만 가진다고 했으므로 식 (5)에서 산출량 변화와 소비자물가상승률 변화 대신 산출량 변화와 소비자물가 변화에 대하여 벡터자기회귀모형을 추정할 수 있다. 이 경우에는 전년동월 대비 근원인플레이션을 산출하기 위하여 산출기간을 정할 필요가 없다. 식 (5)에서 종속변수는 전기 대비 산업생산증가율(%)과 전기 대비 소비자물가상승률(%)이므로 전년동월 대비 소비자물가상승률을 구하려면 12개월에 걸쳐서 근원적 충격을 합해야 한다.

다음 장에서는 지금까지 소개된 여러 가지 근원인플레이션 중 어느 것이 소비자물가상승률 목표 달성을 위한 중간 목표로서 가장 적합한지 논의하고, 선택

한 근원인플레이션에 근거하여 2007~09년 중 물가안정목표제 운영을 평가하며, 향후 정책운용에 대한 시사점을 찾고자 한다.

IV. 근원인플레이션과 물가안정목표제 평가

물가안정목표는 소비자물가상승률로 설정되어 있으며, 목표기간 중 연평균 소비자물가상승률이 목표 범위 내에 있으면 물가안정목표를 달성하게 된다. 그러나 2007~09년 중과 같이 글로벌 금융위기 충격이 있었을 때에는 표제 인플레이션(headline inflation)보다 근원적 인플레이

이션(underlying inflation 또는 core inflation)을 기준으로 물가안정목표 달성을 평가할 필요가 있다.

1. 물가안정목표기간 중 근원인플레이션

<Table 4>는 앞 장에서 제시된 5가지 근원인플레이션의 2007~09년 중 수치를 보여주고 있는데, 구조적 근원인플레이션 추정 시 충격 합산의 기간(horizon)을 길게 잡으면 근원인플레이션이 높아지는 것으로 나타난다. 기간(horizon)을 24개월보다 길게 잡으면 물가안정목표기간 중 연평균 근원인플레이션이 물가안정목표의 상한선 3.5%를 상회함으로써 물가안정목표를 달성하지 못한 것으로 평가하게 된다.

이렇게 기간(horizon)을 길게 잡을수록 연평균 근원인플레이션이 높아지는 것은 2008년 4/4분기 중 발생한 글로벌 금융위기와 밀접한 관련이 있다. [Figure 5]는 식별된 근원적 충격(η_1)의 추이를 보이고 있다. 주목할 점은, [Figure 1]에서 보는 바와 같이 국제유가가 2008년 상반기까지 급등하였지만 2008년 들어 산업생산의 성장세가 둔화되면서 이를 반영한 근원적 충격은 2008년 초부터 근원인플레이션을 안정시키는 힘으로 작용하고 있다는 것이다. 특히 2008년 11월과 12월에는 글로벌 금융위기의 발생으로 근원적 충격이 10년 전 외환위기 발생 시와 거의 같은 크기로 작용하였다. 따라서 합산기간이 길어질수록 글로벌 금융위기충격의 물가안정효과가 희석되면서 물가안정목표기간(2007~09년) 중 근원인플레이션이

<Table 4> Measures of Core Inflation during 2007~2009

(Unit: %)

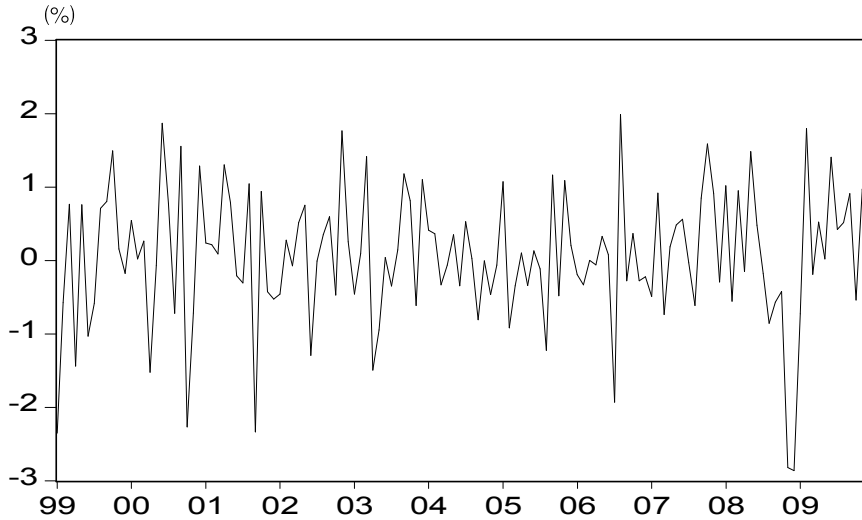
		2007	2008	2009	Average
CPI Inflation		2.5	4.7	2.8	3.3
Core Inflation ¹⁾		2.4	4.2	3.6	3.4
Structural Core Inflation ²⁾	12-Month	2.8	4.7	2.4	3.3
	24-Month	3.4	4.9	2.4	3.6
	36-Month	3.6	5.5	2.7	3.9
Structural Core Inflation (stationary) ³⁾		3.0	4.6	2.5	3.3

Note: 1) Official.

2) Obtained from the structural VAR model, applying 12, 24, and 36-month horizon.

3) Obtained from the structural VAR model, when CPI has one unit root. 12-month horizon is applied.

[Figure 5] Trends in Structural Core Shock



높아지게 된다.

장기적 중립성을 가지는 근원적 충격을 구조적으로 식별해서 측정한 근원인플레이션은 농산물 및 석유류 제품 등 특정 제품을 제외하여 발표되는 통상적 근원인플레이션과 연도별로 어떻게 다른지도 주목할 필요가 있다. 2007년과 2008년의 구조적 근원인플레이션은 2008년 4/4분기의 근원적 충격을 반영하지 않으므로 통상적으로 작성되는 근원인플레이션보다 높다. 반대로 2009년의 구조적 근원인플레이션은 2008년 4/4분기 중의 마이너스 충격이 시차를 두고 작용하면서 통상적인 근원인플레이션보다 낮다.

한편, <Table 4>에서 산출량과 소비자물가의 전기 대비 변화를 종속변수로 하

여 얻어진 구조적/안정적 근원인플레이션을 12개월에 걸쳐 합산한 근원인플레이션은 산출량과 (전년동월 대비) 소비자물가상승률의 전기 대비 변화를 12개월에 걸쳐 합산한 ‘구조적 근원인플레이션 (12개월)’과 비슷하므로 따로 논의하지 않는다.

2. 근원인플레이션의 유용성

<Table 4>에서 제시된 다섯 가지 근원인플레이션 중 어느 것이 물가안정목표달성의 중간지표로서 유용한지 점검해보기로 한다. 측정된 근원인플레이션이 널리 쓰이려면 우선 작성하기 쉽고, 일반인들이 이해하기 쉬우며, 소비자물가상승

들과의 연관성이 높아야 하는 등의 조건을 갖추어야 한다. 현재 공식적으로 쓰이고 있는 근원인플레이션은 작성하기 쉽고 일반인들이 이해하기 쉽다는 장점이 있다. 그러나 근원인플레이션이 물가안정목표의 중간지표가 될 수 있으려면 장기적으로 소비자물가상승률이 근원인플레이션에 수렴해야 하며, 반대가 되서는 안 되므로 이와 같은 기준에 입각하여 근원인플레이션의 유용성을 평가하고자 한다.

전년동월 대비 소비자물가상승률(π)의 근원인플레이션(π^*)에 대한 수렴 여부를 판단하기 위해서 흔히 다음과 같은 식을 추정한다.

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^*) \quad (10)$$

여기서 h 는 예측구간을 의미하며, 귀무가설 $\alpha_h = 0$, $\beta_h = -1$ 을 검정하게 된다. 귀무가설이 성립하게 되면 h 기간 후의 소비자물가상승률이 현재의 근원인플레이션에 수렴하게 된다(McCauley[2007]). 그러나 이와 같은 방식은 소비자물가상승률과 근원인플레이션이 단위근을 가질 때는 성립하지 않게 되므로 다음과 같은 방식으로 근원인플레이션의 유용성을 검증하기로 한다(Marques et al.[2000]; Gupta and Saxegaard[2009]).

전년동월 대비 소비자물가상승률(π)과 근원인플레이션(π^*)이 단위근을 가질 때

장기적으로 소비자물가상승률이 근원인플레이션에 수렴하며, 반대가 되지 않기 위해서는 우선 소비자물가상승률과 근원인플레이션이 1의 계수를 가지고 공적분되어 있어서 근원인플레이션이 소비자물가상승률의 모든 지속적 변화를 설명할 수 있어야 한다. 이러한 제약을 검정하기 위하여 요한센 공적분 검정 기법을 사용하며, 제약에 대한 우도비율 검정을 시행한다.

공적분 계수가 1이라는 제약에 더하여 소비자물가상승률과 근원인플레이션의 편류(drift) 크기가 같은지를 검증할 수 있다. 요한센 공적분 검정 시 두 제약을 모두 적용하여 상수를 포함하지 않으면 어떤 근원인플레이션 자료를 사용하여도 모두 제약이 기각되므로 $y_t = \pi_t - \pi_t^*$ 가 0의 평균을 가진 안정적 시계열인가를 검증하고자 한다. 본 절에서는 y_t 에 대한 Phillips-Perron 단위근 검정 시 상수를 포함하고, 상수에 대한 t검정을 실시한다. $y_t = \pi_t - \pi_t^*$ 에 대한 Phillips-Perron 단위근 검정식은 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

식 (11)에서 $y_t = \pi_t - \pi_t^*$ 가 0의 평균을 가진 안정적 시계열이라면 $\alpha = \beta = 0$ 이 된다.

다음으로는 근원인플레이션의 변화가 소비자물가상승률의 변화를 유도하고 그

반대가 되어서는 안 된다는 점을 검증하기 위하여 π 와 π^* 가 1의 계수를 가지고 공적분되어 있을 때 다음과 같이 오차수정모형을 작성하여 π 와 π^* 간의 인과관계를 정할 수 있다.

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \epsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta\pi_{t-j}^* + \sum_{j=1}^s \theta_j \Delta\pi_{t-j} - \lambda(\pi_{t-1}^* - \pi_{t-1}) + \eta_t \quad (13)$$

식 (12)와 식 (13)에서 π 가 π^* 에 수렴하며, 그 반대가 안 되려면 $\gamma = 0$ 이 아니고 $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ 이어야 한다. 또한 $\lambda = 0$ 이면 π^* 가 π 에 대하여 매우 강한 외생성을 지니게 된다.

물가가 단위근을 하나만 가질 때는 소비자물가와 구조적으로 산출된 근원적 물가에 대하여 공적분 관계와 외생성 검증은 하게 된다.

<Table 5>는 다섯 가지 근원인플레이션의 유용성 검정 결과를 보이고 있다. 우선 소비자물가와 근원적 물가가 모두 단위근을 하나만 가진다고 보고 소비자물가가 근원적 물가에 수렴하는지를 검정한 결과는 소비자물가에 대하여 근원

적 물가가 외생적이 아닌 것으로 나타났다. 한편, 소비자물가와 근원적 물가는 1의 계수를 가지고 공적분되어 있지 않으나 소비자물가와 근원적 물가의 차이가 단위근을 갖지 않아서 1에 매우 가까운 계수로 공적분되어 있다고 하겠다.¹⁹⁾

다음으로 기간을 달리하는 3개의 구조적 근원인플레이션은 모두 외생성을 가지나 기간이 24개월과 36개월인 경우 공적분 계수가 1이 아니어서 유용성이 높지 않다고 하겠다. 24개월 근원인플레이션의 공적분 계수는 1.3이며 t값도 1.79로 낮다. 36개월 근원인플레이션의 공적분 계수는 -0.21이며 t값도 -0.88로 매우 낮다.

결국 근원인플레이션으로는 통계청에서 발표하는 근원인플레이션과 산출기간을 12개월로 하는 구조적 근원인플레이션을 사용하는 것이 좋다. 두 경우 모두 공적분 계수가 1에 가까우며 근원인플레이션이 외생적이어서 소비자물가상승률이 근원인플레이션에 수렴하며, 그 반대는 아니다. 또한 통상적으로 쓰이는 근원인플레이션과 12개월 구조적 근원인플레이션을 비교하면, 전자는 후자에 비하여 후자에 비하여 외생성이 높으나 편류(drift) 면에서는 전자가 소비자물가상승률과 차이를 보인다.

19) 요한센 공적분 검정 결과, 공적분 계수는 1.02이고, 추정계수의 표준오차가 매우 작아서 t값은 무려 126.32에 달한다.

<Table 5> Evaluation of Measures of Core Inflation

Null Hypo.	Cointeg. Coeff. = 1	$\pi_t - \pi_t^*$ has unit root ¹⁾	$\alpha = 0$	$\gamma = 0$	$\lambda = 0$	$\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$
Statistic	P-value	* 5% sig. **1% sig.	t-value	t-value	t-value	P-value
Official	0.47	기각**	2.04	4.31	-0.01	0.93
Structural (12-month)	0.79	기각*	-0.82	1.63	1.28	0.20
Structural (24-month)	0.01	기각*	-0.96	1.74	-0.33	0.34
Structural (36-month)	0.01	기각*	-1.26	2.01	0.22	0.59
Structural/Stationary	0.02	기각*	-1.02	-0.80	3.38	0.05

Note: 1) The Phillips-Perron test was applied.

3. 물가안정목표제 평가

물가안정목표제를 채택한 국가들의 글로벌 금융위기 극복은 물가안정목표제를 채택하지 않았던 국가들에 비하여 양호했던 것으로 분석되고 있다(Carvalho [2010]). 물가안정목표제를 채택한 국가들은 2008년 8월 이후 급격한 실질절하를 경험하였음에도 시장위험이 증가하지 않은 것으로 나타났다. 우리나라도 2008년 4/4분기의 심각한 마이너스 성장에서 2009년에는 다시 플러스 성장으로 전환하고 2007~09년간의 중기 물가안정목표도 상한선을 지키는 수준에서 간신히 달성할 수 있었다.

이제 중간지표로서 유용성이 높은 통상적 근원인플레이션과 12개월 구조적 근원인플레이션에 근거하여 물가안정목표제를 평가해보자. <Table 5>에서 통상적 근원인플레이션과 구조적 근원인플레이션은 연평균 기준으로 모두 물가안정목표의 상한선을 밑돌았으나 연도별로는 큰 차이가 있음을 보였다. 근원적 충격이 2008년 4/4분기 중 큰 폭의 마이너스 값을 가지면서 구조적 근원인플레이션은 2007~08년 중 통상적 근원인플레이션을 상회하였다가 2009년에는 하회하였다.

그렇다면 근원인플레이션으로 어느 것을 선택하느냐에 따라서 물가안정목표제

에 대한 평가가 달라질 수 있다. 통상적 근원인플레이션은 농산물과 석유류 제품 가격의 일시적 변화를 제외한 것이므로 통상적 근원인플레이션의 안정적 변화로부터 물가안정목표제를 성공적으로 운영하고 있다고 평가하게 된다. 통상적인 근원인플레이션 자료를 사용할 경우 2007~09년 중 물가안정목표를 지킬 수 있었던 것은 2008년 하반기 이후 농산물 및 석유류 제품가격이 안정되면서 ‘일시적인 공급충격’이 물가에 우호적으로 작용하였기 때문이다.

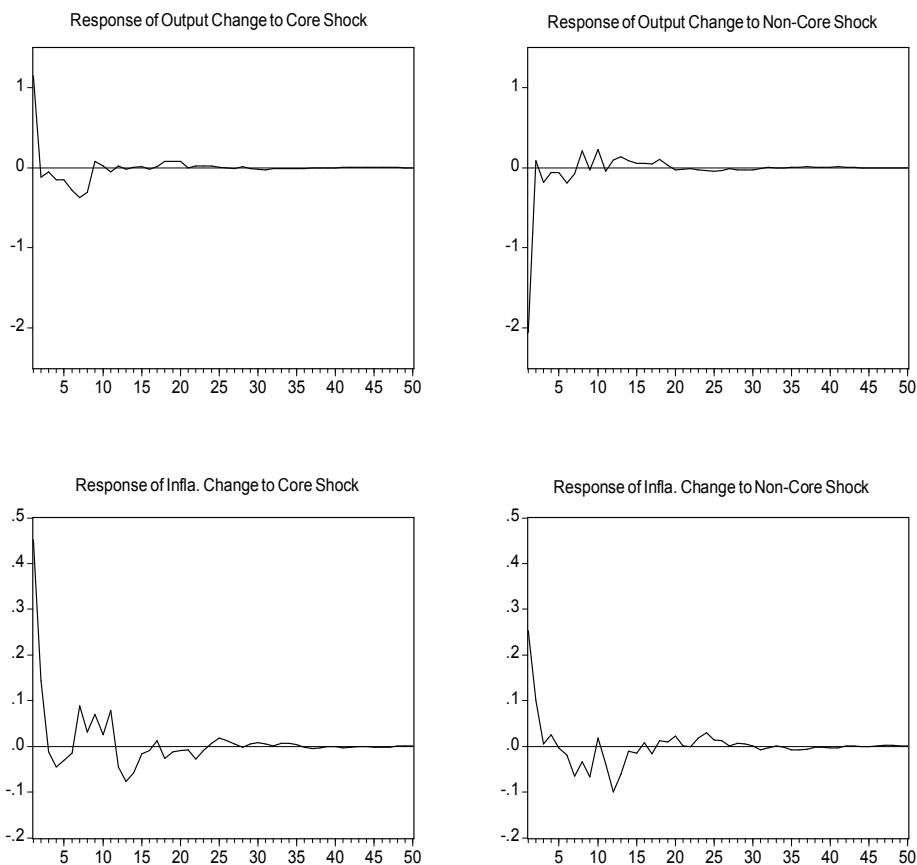
구조적 근원인플레이션을 기준으로 보면 상당히 다른 평가를 하게 된다. 2007~08년의 근원인플레이션은 구조적으로 소비자물가상승률을 상회하고 있었으나 2008년 4/4분기 중 글로벌 금융위기로 물가상승압력이 크게 줄어들면서 간신히 물가안정목표를 달성할 수 있었다. 즉, 2007~09년 중 물가안정목표를 지킬 수 있었던 것은 글로벌 금융위기 발생에 따른 근원적 충격이 물가안정에 우호적으로 작용하였기 때문이다.

그렇다면 산출량에 장기중립성을 가지는 근원적 충격과 장기중립성을 가지지 않는 비근원적 충격이 어떤 특성을 가지는지 알아보자. [Figure 6]은 식별된 근원적 충격(η_1)과 비근원적 충격(η_2)에 대한 충격반응 결과이다. 근원적 충격은 수요충격의 특성을 보이고 있어서 단기에 생산과 인플레이션을 모두 증가시킨다. 또한 비

근원적 충격은 단기에 생산을 줄이고 인플레이션을 증가시키는 공급충격의 특성을 보인다. 따라서 통상적 근원인플레이션이 소비자물가상승률에서 일시적 공급충격을 제거한 것이라고 한다면 구조적 근원인플레이션은 소비자물가상승률의 지속적 변화를 수요충격에 의한 부분과 공급충격에 의한 부분으로 나누어 놓을 것으로 볼 수 있다. 즉, 통상적 근원인플레이션이 농산물과 석유류 제품가격 등 눈에 드러나는 일시적 공급충격요인을 제거한 것이라고 한다면 구조적 근원인플레이션은 모든 충격이 지속적으로 소비자물가상승률에 영향을 미친다고 보고 그중에서 수요충격의 특성을 보이는 근원적 충격의 효과를 측정할 것이다.

<Table 7>은 구조적 벡터자기회귀모형의 분산분해 결과이다. 근원적 충격은 소비자물가상승률 변화의 70% 이상을 설명하고 있으나 산출량 변화의 27%밖에 설명하지 못한다. 즉, 수요충격의 특성을 보이는 근원적 충격은 소비자물가상승률의 70% 이상을 설명하므로 구조적 근원인플레이션의 역할도 그만큼 크다고 하겠다. 그뿐만 아니라 공급충격에 대하여 물가나 고용을 희생하지 않고 통화당국이 할 수 있는 일은 많지 않으나 수요충격의 경우 통화당국이 기준금리 변경을 통하여 적절하게 대응할 수 있으므로 구조적 근원인플레이션을 중간지표로 활용할 가치가 있다.

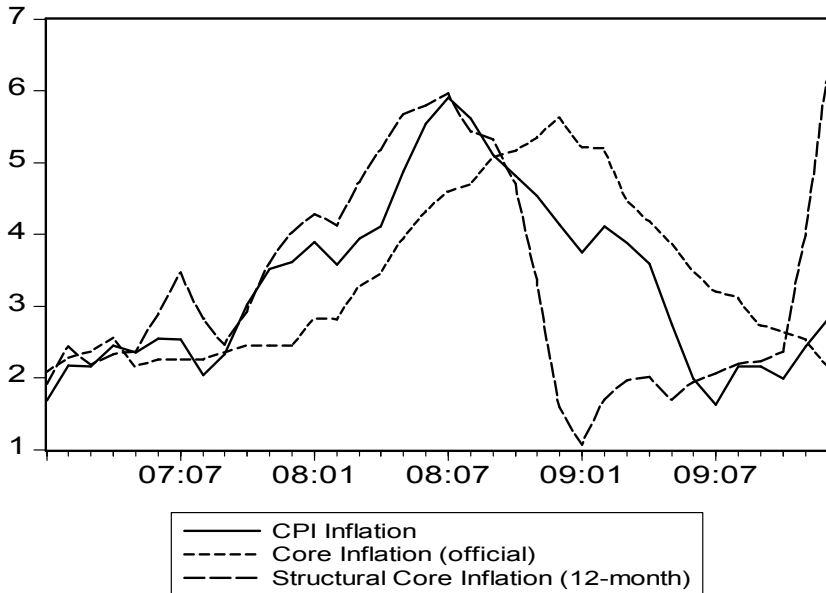
[Figure 6] Responses to Structural One S.D. Innovations



<Table 7> Variance Decomposition of Changes in Inflation and Output
(Percentage of Variance Due to Core)

horizon(month)	Changes in CPI Inflation	Changes in Output
1	76.1	23.7
3	75.2	23.7
12	72.1	27.7
24	71.7	27.7
48	71.7	27.7

[Figure 7] Inflation Trends during 2007~09



보다 정확한 평가를 위하여 [Figure 7]은 소비자물가상승률과 통상적 근원인플레이션 및 구조적 근원인플레이션의 월별 추이를 보여주고 있다. 농산물 및 석유류 제품가격이 2008년 상반기까지 급등하였다가 이후 급락하면서 소비자물가상승률은 2008년 상반기까지 통상적 근원인플레이션을 상회하고 2008년 하반기 들어서는 통상적 근원인플레이션을 하회하기 시작하였다. 그러나 구조적 근원인플레이션 추세는 이와 크게 다르다. 구조적 근원인플레이션은 2008년 상반기까지 소비자물가상승률과 크게 차이가 나지 않았다가 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 9월 이후 크게 하락하였다. 주목

할 점은 하락하였던 구조적 근원인플레이션이 2009년 들어 경기가 회복되기 시작하면서 빠르게 상승하고 있다는 것이다. 구조적 인플레이션 합산기간을 12개월로 할 경우 2009년 12월에는 2008년 10월과 11월의 대규모 마이너스 수요충격효과가 근원인플레이션 산정에 포함되지 않으면서 근원인플레이션이 전년동월 대비 6.1%까지 상승한다.

따라서 근원인플레이션으로 어떤 것을 채택하느냐에 따라 물가안정목표제 운영에 대한 평가 및 한국은행이 새로 설정한 물가안정목표 3.0±1% 달성 여부도 달라진다. 농산물과 석유류 제품의 일시적 공급충격을 제거한 통상적 근원

인플레이션을 기준으로 평가하면 다음과 같다. 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기를 전후한 농산물과 석유류 제품가격의 급등락에 힘입은 바 크다. 또한 농산물 및 석유류 제품가격 상승률이 2009년 하반기 이후 높아지고 있으나 근원인플레이션이 여전히 하향추세를 유지하고 있어서 물가안정목표 달성이 무난해 보인다.

그러나 구조적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 매우 달라진다. 글로벌 금융위기를 전후한 수요충격으로 근원인플레이션이 크게 변동하였으며, 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기에 따른 마이너스 성장에 기인한 바가 크다. 또한 글로벌 금융위기 이후 각종 경기확대정책에 힘입어 경기가 빠르게 회복되면서 근원인플레이션이 급격하게 상승하고 있으므로 향후 적절한 출구전략을 마련해야 한다. 물론 [Figure 5]에서 보는 바와 같이 2009년 들어 근원적 충격 규모가 점차 감소하기 때문에 근원인플레이션이 감소할 것이다. 그러나 근원인플레이션을 밑도는 소비자물가상승률이 점차 근원인플레이션으로 수렴하면서 물가안정목표 달성이 용이하지 않을 것이다.

V. 맺음말

글로벌 금융위기는 우리나라 물가안정목표 달성에 큰 영향을 미쳤다. 글로벌 금융위기를 물가안정목표 달성의 기준으로만 본다면 호재라고 볼 수 있을까? 2007년 이후 유가 및 원자재 가격이 급등하면서 우리나라의 물가안정목표 달성이 위협하게 되었으나 글로벌 금융위기의 발생 후 유가 및 원자재 가격이 급락하고 큰 폭의 마이너스 성장을 하게 되었으므로 물가안정에는 큰 도움이 되었다고 하겠다. 그렇다면 글로벌 금융위기의 충격이 물가안정목표 달성에 미친 영향과 향후 물가안정목표 달성에 미칠 영향을 분석할 필요가 있다.

글로벌 금융위기와 같은 충격은 일시적 충격과 영구적 충격으로 나누어진다. 통상적으로는 농산물과 석유류 제품의 가격 변화를 일시적으로 보고 이를 제외한 근원인플레이션을 작성하며 물가안정목표 달성의 중간지표로 활용한다. 한편, Blinder(1997)는 중앙은행이 농산물이나 에너지 제품가격을 제외한 근원인플레이션에 관심을 가지는 이유는 농산물이나 에너지 제품가격의 변동성이 매우 크기 때문이 아니라 이들 가격을 중앙은행이 통제할 수 없기 때문이라고 하였다. 농산

물이나 에너지 제품가격 상승과 같은 공급충격에 직면했을 때 중앙은행이 할 수 있는 일은 많지 않다.

그러나 중앙은행이 통제하기 어려운 공급충격은 농산물과 석유류 제품의 가격 변화뿐만이 아니다. 본고에서는 글로벌 금융위기의 충격을 산출량에 장기적 중립성을 가지는 근원적 충격과 장기적 중립성을 가지지 않는 비근원적 충격으로 나누어 글로벌 금융위기 기간 중 근원적 충격이 물가안정목표 달성에 미친 영향을 분석하고자 하였다.

본고에서 보인 바와 같이 글로벌 금융위기가 수요에 미친 영향과 이로 인해 물가가 안정된 효과를 제대로 파악하지 못하면 향후 물가안정이 어려워질 수 있다. 농산물과 석유류 제품의 일시적 공급충

격을 제거한 통상적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 2007~09년 중 물가안정목표는 안정적으로 달성된 것처럼 보이고 향후 목표달성도 무난해 보인다.

그러나 중앙은행의 통제 대상인 구조적 근원인플레이션을 기준으로 평가하면 매우 달라진다. 글로벌 금융위기를 전후한 수요충격으로 근원인플레이션이 크게 변동하였으며, 2007~09년 중 물가안정목표 달성은 글로벌 금융위기에 따른 마이너스 성장에 기인한 바가 크다. 또한 글로벌 금융위기 이후 각종 경기확대정책에 힘입어 경기가 빠르게 회복되면서 근원인플레이션이 급격하게 상승하고 있으므로 향후 적절한 출구전략을 마련해야 한다.

참 고 문 헌

- 김근영, 「해외공급충격과 개방경제의 최적금리준칙」, 『금융경제연구』, 한국은행, 2008. 8.
- 박원암, 「우리나라 물가안정목표제와 환율운용」, 『대외경제연구』, 제12권 제1호, 대외경제정책연구원, 2008. 6.
- 박원암 · 허찬국, 「우리나라 경기변동의 영구성과 일시성」, 『국제경제연구』, 제10권 제3호, 한국국제경제학회, 2004. 12.
- 오정근, 「근원인플레이션율의 물가안정목표 대상지표로서의 유용성」, 『경제분석』, 제5권 제3호, 한국은행, 1999.
- 이승용 · 박정민, 「소비자물가지수의 횡단면분포 특성을 이용한 근원인플레이션 추정」, 『조사통계월보』, 한국은행, 2008. 6.
- 이종건 · 권승혁, 「우리나라의 근원인플레이션율 추정」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1998. 3. 한국은행, 『한국의 물가안정목표제』, 1999.
- 한국은행, 「2010년 이후 중기 물가안정목표 설정」, 보도자료, 2009. 11. 26.
- 한국은행, 「2007~09년 중 중기 물가안정목표 운영 평가」, 보도자료, 2010. 1. 4.
- Artis, M., R. Bladen-Hovell, D. Osborn, G. Smith, and W. Zhang, “Predicting Turning Points in the UK Inflation Cycle,” *Economic Journal* 105, 1995, pp.1145~1164.
- Batini, N. and E. Tereanu, “What Should Inflation Targeting Countries Do When Oil Prices Rise and Drop Fast?” IMF Working Paper WP/09/101, 2009.
- Bikker, J. and N. Kennedy, “Composite Leading Indicators of Underlying Inflation for Seven EU Countries,” *Journal of Forecasting* 18, 1999, pp.225~258.
- Blinder, A., “Commentary for ‘Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers’” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June 1997, pp.253~285.
- Carvalho, Filho I., “Inflation Targeting and the Crisis: An Empirical Assessment,” IMF Working Paper WP/10/45, 2010.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review*, 1998, pp.1033~68.
- Gianini, M. and M. Woodford, “Optimal Inflation Targeting Rules,” prepared for the NBER conference on Inflation Targeting, Miami, Florida, Jan. 2003.
- Gupta, S. and M. Saxegaard, “Measures of Underlying Inflation in Sri Lanka,” IMF Working Paper WP/09/167, 2009.
- Hamilton, J., “Understanding Crude Oil Prices,” NBER Working Paper 14492, November 2008.
- Lee, J. and C. Nelson, “Expectation Horizon and the Phillips Curve: The Solution to an Empirical

Puzzle,” *Journal of Applied Econometrics* 22, 2007, pp.161~178.

Marques, C., P. Neves, and L. Sarmento, “Evaluating Core Inflation Indicators,” *Economic Modeling*, Vol. 20, July 2003, pp.765~775.

McCauley, R., “Core versus Headline Inflation Targeting in Thailand,” paper prepared for Bank of Thailand’s International Symposium on Challenges to Inflation Targeting in Emerging Countries, Bangkok, November 2006.

Mohanty, M. and M. Klau, “Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence,” BIS Working Papers No. 149, Bank for International Settlements, March 2004.

Quah, D. and S. Vahey, “Measuring Core Inflation,” *Economic Journal*, Vol. 105, September 1995, pp.1130~1144.