

# 根源인플레이션率의 推定과 物價安定目標 對象指標로서의 有用性 分析\*

김봉한\*\* · 유병철\*\*\*

본 연구의 목적은 消費者物價 상승률 중 超過需要壓力으로 인한 根源인플레이션을 경제이론에 입각한 SVAR모형으로 추정하여 통화당국이 物價安定目標制를 효과적으로 수행하는 데 도움을 제공하는 것이다. 본 연구에 의하면 長期 필립스曲線이 수직선이라는 제약식을 이용한 SVAR모형으로 추정한 根源인플레이션率은 통계청이 작성하는 근원인플레이션율을 보완하는 指標로 유용하게 사용될 수 있다는 결과를 얻었다.

그 이유는 첫째, 供給側面의 인플레이션 압력이 압도적이었던 시기의 근원인플레이션율 推定值로 판단해 볼 때, 추정된 根源인플레이션율이 한국은행이 조절해야 하는 需要側面에서의 인플레이션 압력을 비교적 잘 포착한 것으로 볼 수 있다. 둘째, 추정된 근원인플레이션율이 미래의 인플레이션 趨勢를 예측하는 데 도움이 된다. 셋째, 추정된 근원인플레이션율을 콜금리와 本源通貨로 조절할 수 있는 가능성이 높다고 하겠다.

핵심주제어: 근원인플레이션율, 물가안정목표제, SVAR모형  
경제학문헌목록 주제분류: E5

## I. 序 論

최근 많은 나라들이 인플레이션율을 일정한 수준으로 유지하는 物價安定目標制(inflation targeting)를 도입하여 시행하고 있다. 우리 나라에서도 1997년 말 「한국은행법」이 개정되어 한국은행은 통화관리의 최우선목표를 물가안정에 두어서, 목표인플레이션율의 범위를 정해 놓고 이를 준수하고자 정책상의 노력을 다하고 있다. 물가안정목표제는 통화정책과 물가상승률에 대한 대중의 이해를 제고시켜 물가상승에 대한 기대심리를 안정시키는 데 기여하고, 중앙은행의 정

\* 본 연구는 한국은행 특별연구실의 2001년도 외부연구 용역사업과 2000년 동아대학교 학술연구비(공모과제)의 지원을 받았음.

\*\* 공주대학교 국제통상학과, 전화: (041) 850-8391, E-mail: bongkim@kongju.ac.kr

\*\*\* 동아대학교 무역학과, 전화: (051) 200-7441, E-mail: bcu@daunet.donga.ac.kr

책목표를 구체적으로 설정함으로써 중앙은행의 정책에 대한 책임성을 명확하게 하는 데 기여한 것으로 평가되고 있다.

그러나 국민경제의 전반적인 물가수준을 나타내는 것으로 간주되는 물가지수, 예를 들면 소비자물가지수를 중앙은행이 완전하게 통제하는 것은 불가능하다고 볼 수 있다. 중앙은행의 통제권 밖에 있는 여러 가지 교란요인들, 즉 농산물 작황, 국제원자재가격 변화, 공공요금의 인상 등이 발생되어, 단기적 또는 일시적인 인플레이션의 변동에 영향을 미치게 된다. 통화당국은 통화량이나 이자율 등의 조절을 통하여 장기에 걸쳐 점진적으로 추세적인 물가상승률에만 유의적인 영향을 미칠 수 있다. 그러므로 중앙은행은 추세적인 인플레이션의 안정에 초점을 맞추어 정책을 운영해야 한다.

중앙은행이 물가안정목표제를 효율적으로 수행하기 위해서는 물가안정목표의 대상지표가 되는 적절한 인플레이션 지표를 이용해야 한다. 따라서 국민경제의 일반적인 인플레이션의 추세를 나타내면서 중앙은행이 적절하게 통제할 수 있는 인플레이션을 나타내는 지수가 필요한데 이러한 필요에 따라 개발된 개념이 근원인플레이션율(core inflation rate)<sup>1)</sup>이다.

하지만 경제학자들 사이에 아직 합의된 근원인플레이션에 대한 정의가 존재하지 않는다. 따라서 다양한 방법에 의하여 근원인플레이션이 추정되고 있지만 가장 바람직한 근원인플레이션에 대한 추정방법을 선택하기란 용이하지 않다. 일반적으로 근원인플레이션율을 추정하는 방법은 크게 두 가지로 대별된다. 하나는 경제이론에 근거한 경제모형으로 추정하는 방법이다. 여기에는 Quah and Vahey(1995)의 SVAR(structural vector autoregression)모형을 사용하는 방법과 Hallman, Porter and Small(1989), Armour *et al.*(1996)과 같이 표준적인  $P^*$ 모형을 사용하는 방법이 있다. 두 번째의 방법은 통계적 접근방법인데 이것에는 일시적·단기적 물가변동요인을 조정하는 방법에 따라 特定要因調整方法, 特定品目調整方法, 調整平均方法 및 加重中位數方法 등이 있다. 통계적 접근법은 추정하기가 상대적으로 용이하지만 이론적인 근거가 부족하여 자의적으로 근원인플레이션율을 추정한다는 단점이 있다.

따라서 본 연구에서는 장기 필립스곡선이 수직이라는 경제이론에 기초를 둔 Quah and Vahey(1995)의 방식으로 우리 나라의 근원인플레이션율을 추정하여

1) 학자에 따라 사용하는 용어가 차이가 있는데 Eckstein(1981), Parkin(1984), Bryan and Cecchetti(1993)는 core inflation이라 하고, Anderton(1997), Claus(1997)은 underlying inflation이라 하였다.

물가안정목표 대상지표로서의 유용성을 분석하겠다. 이를 위해서 제2절에서는 근원인플레이션에 대한 정의와 추정방법을 요약하고, 제3절에서는 SVAR모형을 이용한 근원인플레이션의 추정방법을 소개하겠다. 제4절에서는 SVAR방법으로 추정된 근원인플레이션율이 물가안정목표제의 대상지표로서 얼마나 유용한지를 분석하겠다. 마지막으로 제5절은 결론으로서 본 연구에서 얻은 실증분석의 결과를 요약하고 문제점을 지적하겠다.

## II. 根源인플레이션率의 定義 및 推定方法

### 1. 根源인플레이션率의 定義

경제학자들 사이에서 근원인플레이션율(core, underlying inflation rate)에 대한 일치된 정의는 존재하지 않는다. 하지만 Scott Roger(1998)는 기존의 근원인플레이션율을 추정하는 대부분의 방법들이 다음의 두 가지 개념에 해당되는 인플레이션 항목을 추정하고자 한다는 사실에서 근원인플레이션율에 대해서 두 가지의 정의를 내리고 있다. 첫째는 근원인플레이션율을 측정된 인플레이션 중에서 지속적인 부분(the persistent component of measured inflation)으로 정의하는 것이다. 둘째는 일반적인 물가상승의 부분(the generalized component of measured inflation)을 근원인플레이션율으로 보는 것이다. 이러한 두 가지 정의에 따른 근원인플레이션율에는 수요압력과 인플레이션 期待와 관련된 항목은 포함되지만 공급충격과 관련된 항목은 제외된다.

근원인플레이션을 지속적인 인플레이션의 항목으로 정의하는 것에 맞추어 Quah and Vahey(1995)는 중·장기적으로 생산에 영향을 못 미치는 인플레이션 항목을 근원인플레이션으로 정의하였다. 이들은 인플레이션 期待에 의한 인플레이션 항목은 근원인플레이션에 포함하였지만, 물가수준에는 항구적인 영향을 미치는 반면 인플레이션율에는 일시적 영향만 미치는 공급측면의 교란항은 제외하였다. 이들이 정의한 근원인플레이션율에는 초과수요압력과 연관된 순환적인 인플레이션 항목(cyclical movements in inflation)이 포함된다.

## 2. 바람직한 根源인플레이션률의 特性

추정된 근원인플레이션율은 소비자물가지수의 인플레이션율보다 통화정책의 수행에 있어 더 유용한 정보를 제공해야 한다. 소비자물가지수의 인플레이션율이 통화정책을 수행하는 데 적절한 인플레이션율이 되지 못하는 이유는 다음과 같다.

첫째, 소비자물가에는 국민경제의 인플레이션 압력의 크기를 나타내는 데 있어 일종의 잡음신호(noisy signal)도 포함된다. 예를 들면, 계절적인 요인, 간접세율의 변동, 순수한 상대적 가격의 변화 등이 소비자물가지수의 변동에 영향을 미치며 이러한 요인들이 발생되면 통화정책상의 대응이 필요하지 않게 된다. 둘째, 소비자물가지수는 생활비용을 나타내는 지수이다. 그러나 통화정책의 직접적인 관심은 생활비용을 안정화하는 것이 아니라, 가격메커니즘이 자신의 조정역할(coordination role)을 할 수 있는 조건을 창출하고 유지시키는 것이다. 이러한 주장에 따르면, 통화정책당국은 시장경제에서 가격메커니즘의 조정역할에 필수적인 물가변동과 가격메커니즘의 작동을 방해하는 물가의 변동을 구분하는 인플레이션의 측정치가 필요하게 된다.

셋째, 통화정책은 길고 가변적인 시차를 가지고 인플레이션에 영향을 미친다. 따라서 정책당국자의 관점에서 볼 때, 미래 인플레이션에 대한 선행지수의 성격을 지닌 인플레이션의 측정치가 바람직하다고 볼 수 있다. 넷째, 중앙은행은 소비자물가지수에 의해 측정되는 인플레이션을 완전히 통제할 수는 없다. 적어도 단기에서는 소비자물가지수는 중앙은행이 조절하는 통화량 변동에 의해 영향을 받기도 하지만 경제에 충격을 주는 거의 모든 교란요인에 의해서도 영향을 받는다. 신뢰성은 중앙은행의 업무수행에서 가장 중요한 요인이기 때문에 통화당국에 책임이 있는 물가수준의 변동만을 반영하는 근원인플레이션의 측정치가 필요하게 된다. 이러한 근원인플레이션의 개념은 대중뿐만 아니라 중앙은행에게도 중요하다. 왜냐하면, 중앙은행이 근원인플레이션율을 통하여 경제의 인플레이션 압력을 초기에 정확하게 판단할 수 있기 때문이다.

따라서 소비자물가 상승률에서 근원인플레이션을 추정하는 방법이 다양하게 개발되었다. 근원인플레이션은 소비자물가지수에서 계산된 인플레이션보다 현재와 미래의 통화정책에 대해서 보다 유용한 정보를 제공해야 하고, 또한 중앙은행이 조절하기가 용이해야 한다. 따라서 이상적인 근원인플레이션은 다음의 특성을 지녀야 한다.

첫째, 근원인플레이션은 현재와 미래에 있어 인플레이션의 추세를 잘 반영해야 한다. 중앙은행은 현재의 경제상태와 인플레이션율에 대한 광범한 정보를 수집하여 분석한다. 이렇게 해서 얻은 최근의 정보를 이용하여 정책상의 결정을 내린다. 그러나 통화정책은 장기적이고 가변적인 시차(long and variable lags)를 두고 인플레이션에 영향을 미치기 때문에 중앙은행은 인플레이션의 미래 진행과정에 대한 판단을 해야 한다. 중앙은행이 소비자물가지수의 자료에서 인플레이션의 단기적인 변동을 추세적인 변동과 구분함으로써 근원인플레이션은 중앙은행이 인플레이션의 최근 변동상황을 정확하게 파악할 수 있게 해야 한다. 따라서 가장 이상적인 근원인플레이션은 인플레이션의 현재와 미래의 추세적인 움직임에 대한 잡음신호를 최소화해야 한다. 근원인플레이션을 추정하는 방법을 통하여 과거의 소비자물가지수 인플레이션을 추세적 인플레이션과 일시적인 인플레이션으로 분해할 수 있는데, 추세적인 인플레이션을 이용하여 과거에 실시된 통화정책이 효율적으로 수행되었는가를 판단할 수도 있다.

둘째, 근원인플레이션은 통화당국에 의한 조절가능성이 높아야 한다. 근원인플레이션을 추정하여 非通貨的인 요인에 의하여 발생하는 인플레이션의 변동을 정확하게 분리할 수 있다면, 근원인플레이션은 통화정책의 결과로 발생하는 인플레이션을 나타낼 것이다. 따라서 근원인플레이션은 소비자물가지수보다 중앙은행이 통제할 수 있는 정도가 높다고 하겠다. 중앙은행의 통제성이 보다 용이하기 때문에 소비자물가지수보다 근원인플레이션이 물가안정목표제의 보다 우수한 대상지표가 된다. 근원인플레이션을 정책목표로 사용하면 경제주체들이 추세적인 인플레이션에 대하여 관심을 갖게 된다. 물가안정목표제도가 성공하게 되는 이유는 목표치로 설정된 근원인플레이션율이 경제주체들이 행하는 경제적 의사결정과 계약에 반영되는 인플레이션의 기대치를 고정시키기 때문이다. 일시적인 인플레이션 충격이 경제주체들의 인플레이션 기대에 전가되는 정도가 줄어 인플레이션의 변동성이 감소하게 됨으로써 인플레이션 목표제도가 성공적으로 작동되는 것이다.

셋째, 바람직한 근원인플레이션율은 쉽게 얻을 수 있어야 하고, 적절한 시점에서 얻을 수 있어야 하며 대중의 근원인플레이션에 대한 이해도가 높아야 한다.

### 3. 根源인플레이션率의 推定法

근원인플레이션을 추정하는 방법은 크게 統計的 접근방법과 模型적 접근방법의

두 가지가 있다.

첫째, 통계적 접근법은 소비자물가지수의 데이터로부터 근원인플레이션을 어떻게 추정하는가 하는 문제에 직접적으로 초점을 맞추는 방법이다. 이 접근법은 세 가지로 구분되는데 하나는 가격들의 橫斷面분포만을 고려하는 것이고 다른 하나는 가격들의 시계열분포를 사용하는 것이며 마지막으로는 횡단면과 시계열분포를 모두 사용하는 방법이다.

횡단면분포를 사용하는 방법으로는 調整平均方式이 있다. 조정평균방식은 매 시점마다 가격변동률이 극단적으로 큰 품목을 제외함으로써 제외품목의 누적가중치가 일정 비율이 되도록 한 후 나머지 품목의 가격상승률을 加重平均하여 근원인플레이션을 추정하는 방법이다. 가격이 급격하게 변하는 품목을 수시로 제거하는 장점이 있지만, 품목을 제거하는 기준에 따라 추정결과가 달라지는 단점이 있다. 시계열분포를 사용하는 방법으로는 特定品目調整方式이 있는데 이는 기후의 변동이나 공급측면과 같은 일시적인 요인에 의해서 가격변동이 큰 품목을 미리 선정해서 동 품목의 가격변동을 소비자물가 변동에서 제외하는 방법이다. 대중의 이해가 가장 높아 널리 사용되는 방법으로 식료품, 에너지 등 일시적 공급측면의 충격에 의하여 가격이 민감하게 변동되는 품목과 정부의 규제를 받는 공공요금이나 주택저당금리 등을 제외한다. 하지만 제외된 품목 이외의 품목이 일시적인 요인에 따라 급격하게 변동할 경우 이를 조정할 수 없는 문제점이 있다. 마지막으로 횡단면 및 시계열분포를 모두 사용하는 방법으로는 加重中位數方式이 있다. 각 시점마다 소비자물가지수의 전 대상품목의 가격변동률 중위수를 계산한 후 품목별 가중치를 사용하여 근원인플레이션을 추정한다. 하지만 이 방법은 제외품목 선정에서 자의성이 개입될 소지가 있다.

모형접근법은 근원인플레이션에 대한 경제학적 정의에서 출발한다. Quah and Vahey(1995)가 처음으로 경제모형을 사용하여 근원인플레이션을 추정하였다. 이들은 근원인플레이션의 理論的 定義의 중요성을 인정하고 근원인플레이션에 대한 정의에서 유도된 제약조건을 사용하여 모형을 추정하였다. Quah and Vahey(1995)는 장기 필립스곡선이 수직이라는 제약조건, 즉 장기에서는 근원적 충격(core shock)이 생산에 영향을 못 미친다는 제약조건을 사용하여 생산의 변동률과 인플레이션의 변동률로 구성된 SVAR모형을 사용하여 영국의 근원인플레이션율을 추정하였다. 하지만 이들의 연구는 관련된 변수들을 적절하게 포함하지 않은 모형표기의 오류(misspecification)를 범하고 있다는 비판을 받았다. 즉, 관련된 모든 경제변수들을 모형에 포함시키지 않아서 추정결과에 문제가

있다는 것이다. 따라서 Quah and Vahey(1995)의 SVAR모형에 추가적으로 관련된 변수를 더하여 근원인플레이션을 보다 정확하게 추정하려는 연구가 진행되었다.<sup>2)</sup> 이 연구들은 SVAR모형 자체의 문제점과 이 모형을 근원인플레이션의 추정에 사용했을 때의 문제점을 지적하였다. 또 다른 형태의 모형이 근원인플레이션의 추정에 사용되었는데, 예를 들면 표준적인  $P^*$ 모형에서 장기균형의 가격을 근원인플레이션에 해당되는 물가수준으로 해석하는 연구들이다. 여기에는 Hallman, Porter, and Small(1989), Armour *et al.*(1996)과 Attah-Mensah(1996) 등의 연구가 있다.

모형접근법은 근원인플레이션을 정의하고, 이를 사용해서 모형을 식별하여 근원인플레이션율을 추정한다. 모형접근법은 통화정책에 의하여 통제될 수 있는 인플레이션을 근원인플레이션으로 보고 근원인플레이션과 통화정책 간의 직접적인 관계를 유도하는 장점이 있다. 이러한 관계는 통화당국이 근원인플레이션에 대해서 관심을 갖는 이유를 명확하게 해 준다. 하지만 모형접근법의 단점<sup>3)</sup>이 여러 가지 지적되고 있다.

### III. SVAR模型을 이용한 根源인플레이션의 推定方法

SVAR모형을 이용한 근원인플레이션의 추정은 Quah and Vahey(1995)에 의하여 처음으로 시도되었다. 이들은 장기에 생산에 영향을 미치는 여부에 따라 교란요인을 두 가지 형태로 구분함으로써 근원인플레이션을 추정하였다. 즉, 근원인플레이션을 구성하는 교란항은 장기에 생산에 영향을 미치지 않게 된다. 이는 장기 필립스곡선이 수직이라는 이론을 이용한 것이다.

다시 말하면, Quah and Vahey(1995)는 성장률과 인플레이션율로 구성된 2변수 SVAR모형을 사용하였는데, 장기 필립스곡선이 수직이라는 제약조건, 즉 장기에는 근원적 교란요인(core shock)이 성장률에 영향을 미치지 못한다는 제약

2) 이러한 연구로는 Blix(1995), Gartner and Wehinger(1998), Claus(1997), Bjornland(2000), Fase and Folkertsman(1996), Bjornland(2000) 등이 있는데, 근원인플레이션의 추정결과는 Quah and Vahey(1995)와 유사하다.

3) 첫째, 근원인플레이션의 추정치가 모형에 대한 가정에 대해서 상당한 정도로 민감하다. 둘째, 근원인플레이션의 개념을 모든 경제주체가 이해하기가 용이하지 않을 수 있다. 셋째, 새로운 데이터가 입수되어 이를 이용하여 근원인플레이션을 추정하면 과거에 추정했던 결과가 변동하게 된다. 추정결과가 데이터에 따라 민감하게 변동하게 되면 근원인플레이션에 대한 다양한 경제주체들의 신뢰도가 상실된다.

조건을 사용하여 SVAR모형을 식별하여 근원인플레이션을 추정하였다.<sup>4)</sup> Quah and Vahey(1995)가 근원인플레이션을 추정하기 위해 SVAR모형의 장기승수행렬에 부과한 제약조건을 나타내면 다음과 같이 표현할 수 있다.<sup>5)</sup>

(1)

여기서,  $\eta^{MC}$ : 비근원교란항(non-core shock)  
 $\eta^C$ : 근원교란항(core shock)  
 $d(1)$ : 장기승수행렬

하지만 Quah and Vahey(1995)의 2변수 SVAR모형의 연구는 모형표기의 오류를 범했다는 비판이 제기되었다. 즉, 관련된 모든 경제변수들을 모형에서 포함시키지 않아 추정결과에 문제가 있다고 보고, 이후의 연구들은 2변수 SVAR모형에 추가적으로 관련된 변수를 더하여 근원인플레이션을 보다 정확하게 추정하고자 노력하였다. 여기에 대표적인 연구가 Bjornland(2000)이다.

본 연구에서는 Quah and Vahey(1995)과 Bjornland(2000)의 방법에 따라 우리나라의 근원인플레이션율을 추정하겠다. Bjornland(2000)는 원유가격을 포함한 3변수 SVAR과 교역국의 가격을 포함하는 3변수 SVAR모형을 사용하여 각각의 경우에 대해서 근원인플레이션을 추정하였다. 하지만 두 방법 모두 Quah and Vahey(1995)와 같이 장기에는 core shock이 성장률에 영향을 미치지 않는다는 조건을 사용하여 SVAR모형을 식별하였다. Bjornland(2000)에서 원유가격을 사용한 경우 3변수 SVAR모형의 장기승수행렬에 부과된 제약조건을 나타내면 다음과 같다.

4) 장기의 제약을 이용한 SVAR모형으로 근원인플레이션을 추정할 때의 문제점은 다음과 같다. 첫째, 새로운 관측치를 사용하여 추정을 up-date할 때마다, 과거의 관측치만을 사용하여 추정된 근원인플레이션의 시계열이 변하게 된다. 둘째, SVAR에 의해 추정된 근원인플레이션을 대중이 쉽게 이해할 수 없다. 셋째, 장기제약에 기초를 둔 SVAR모형의 추정에 문제점이 있다(Faust and Leeper, 1997). 즉, 소규모 표본은 장기효과에 대하여 불충분한 정보를 지니고 있기 때문에 근원인플레이션을 장기효과에 대한 제약을 식별조건으로 이용한 SVAR방법으로 사용하면 추정된 근원인플레이션이 진정한 근원인플레이션에서 상당한 정도로 이탈될 수 있다.

5) Quah and Vahey(1995)는 원래 소비자물가지수의 변동이 아니라 인플레이션의 변동으로 구성된 SVAR을 추정했으나, 인플레이션이 안정적인 시계열일 가능성이 크기 때문에 본 연구에서는 소비자물가지수의 변동으로 구성된 2변수 SVAR을 사용하였다.



(2)

여기서,  $OP$ : 원유가격  
 $\eta^{OP}$ : 원유가격충격(oil price shock)

식 (2)에서  $d_{23}(1)=0$ 는 core shock이 장기에서 성장률에 영향을 미치지 못한다는 제약을 의미한다.  $d_{12}(1)=d_{13}(1)=0$ 는 원유가격은 장기에 원유가격충격에 의해서만 영향을 받는다는 제약조건을 표시한 것이다.

Bjornland(2000)에서 외국물가를 사용한 경우 3변수 SVAR모형의 장기승수행렬에 부과된 제약조건을 나타내면 다음과 같이 표현할 수 있다.

(3)

여기서,  $F$ : 외국의 소비자물가지수  
 $\eta^{IC}$ : 수입된 근원충격항(imported core shock)  
 $\eta^{DC}$ : 국내의 근원충격항(domestic core shock)

식 (3)에서  $d_{23}(1)=0$ 는 국내 근원교란항이 장기적으로 외국의 물가에 영향을 미치지 못함을 의미한다.  $d_{11}(1)=d_{13}(1)=0$ 는 장기적으로 수입된 근원교란항과 국내 근원교란항은 성장률에 영향을 미치지 못한다는 제약을 의미한다.

이제는 Quah and Vahey(1995)의 방법인 2변수 SVAR모형을 이용하여 근원인플레이션을 추정하는 방법을 간략하게 소개하겠다. 벡터  $X=(\Delta Y, \Delta P)$ 를 고려한다. 여기서  $\Delta Y$ 는 성장률,  $\Delta P$ 는 인플레이션율이다. 벡터  $\eta=(\eta_1, \eta_2)$ 는 관측이 불가능한 구조식의 교란항(unobserved structural innovation)벡터로서  $\eta_1$ 은 비근원적 교란항(non-core shock)이고  $\eta_2$ 는 근원적 교란항(core shock)이다. 벡터  $X$ 를 MA형태의 식으로 나타내면 다음과 같다.

(4)

여기서  $D(j)$ 는  $2 \times 2$ 의 계수행렬이다. 따라서  $\Delta Y$ 와  $\Delta P$ 는 다음과 같이 표시된다.<sup>6)</sup>

$$(4'-a)$$

$$(4'-b)$$

여기서,  $d_{mn}(j)$ :  $D(j)$ 행렬의 요소(element)

장기에서 근원적 교란항은 생산에 영향을 미치지 못한다는 제약조건은  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j)=0$ 로 표현된다. 따라서 장기에서 근원적 교란항인  $\eta_2$ 은 성장률에 영향을 미치지 못하게 되므로 성장률( $\Delta Y$ )은 비근원 교란항인  $\eta_1$ 의 합으로 결정된다. 인플레이션을( $\Delta P$ )은  $\eta_1$ 과  $\eta_2$ 의 합으로 결정되지만, 근원인플레이션은 근원적 교란항의 합이므로  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{22}(j)\eta_2(t-j)$ 으로 나타낼 수 있다. 따라서 근원인플레이션을 추정하기 위해서는  $\{d_{22}(0), d_{22}(1), d_{22}(2), \dots\}$ 와  $\{\eta_2(t), \eta_2(t-1), \eta_2(t-2), \dots\}$ 이 필요하게 된다.

$X=(\Delta Y, \Delta P)$ 의 데이터에서  $d_{22}(j)$ 와  $\eta_2(t-j)$ 를 추정하기 위해서, 먼저 벡터  $X$ 을 가지고 VAR모형을 추정한다. 이후 추정된 VAR모형을 MA형태로 나타내면 다음과 같다.

$$(5)$$

구조식 (4)와 추정된 식 (5)에서 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$(6)$$

$$(7)$$

구하고자 하는 것이 식 (6)의  $\eta(t-j)$ 와 식 (7)의  $D(j)$ 이다. 식 (5)에서  $e(t-j)$ 를 구할 수 있다. 따라서  $D(0)$ 를 알 수 있으면 식 (6)을 이용하여  $\eta(t-j)$ 를 구할 수 있다. 유사하게 식 (5)에서  $C(j)$ 를 구할 수 있으므로  $D(0)$ 를 알 수 있으면 식 (7)을 이용하여  $D(j)$ 를 구할 수 있다.

그런데  $Var(e)=D(0)Var(\eta)D(0)'=D(0)D(0)'$ 이므로  $D(0)D(0)'=\Omega$ 이다. 대칭

6) 여기에서는 설명의 편의를 위해서 상수항을 생략하였지만 근원인플레이션을 추정하는 데 사용된 SVAR모형에는 상수항을 포함하였다.

행렬  $\Omega$ 에는 3개의 계수가 있다. 하지만  $D(0)$ 에는 4개의 미지수가 있기 때문에  $D(0)$ 를 적정식별하기 위해서는 1개의 추가제약조건이 필요한데, 장기행렬에 대한 제약조건인 근원적 충격이 장기적으로 성장률에 못 미친다는 조건을 이용하면 된다.  $D(0)$ 를 구하면  $\eta(t-j)$ 와  $D(j)$ 를 구할 수 있다. 근원인플레이션을 추정하기 위해서는  $\eta(t-j)$ 와  $D(j)$ 에서  $d_{22}(j)$ 와  $\eta_2(t-j)$ 를 계산하여  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{22}(j)\eta_2(t-j)$ 를 구하면 된다.

## IV. 實證分析結果

### 1. 資料說明

2변수 SVAR과 3변수 SVAR을 추정하기 위해 사용된 자료는 1975년 1분기에서 2000년 4분기까지의 분기별 자료이다. 소득변수로는 1995년 불변가격으로 계산된 실질국내총생산을 사용하였고 물가변수로는 소비자물가지수를 사용하였으며, 계절적인 요인을 제거하기 위해 X-12 계절조정법을 이용하였다. 원유가격은 1982년까지는 Arabian Light 공시가격을 사용하였고, 현물시장이 개설된 1983년 이후에는 우리 나라 원유도입의 대부분을 차지하는 Dubai 월별 가격의 평균치를 구하여 분기별 자료로 이용하였다. 이 원유가격을 미국 소비자물가지수로 나누어 실질원유가격을 사용하였다. 교역국가의 가격으로는 미국의 소비자물가지수를 이용하였다. 본원통화와 M3는 평잔통계를 사용하였고, 콜금리는 1일물로 분기말의 데이터를 사용하였다.

### 2. 根源인플레이션率의 推定值 分析

본 연구에서는 제Ⅲ절에서 설명한 방법과 AIC 및 BIC에 의해 결정된 시차를 사용하여 VAR(2)에 근거하여 근원인플레이션을 추정하였다.

〈표 1〉에서 보듯이 추정된 근원인플레이션의 표준편차가 소비자물가지수를 이용한 인플레이션과 통계청에서 공식적으로 발표하는 근원인플레이션의 표준편차보다 적은 것을 알 수 있어 변동성이 낮은 것으로 나타났다. 1975년 2/4분기에서 2000년 4/4분기까지의 변동성을 보면, 소비자물가 상승률의 표준편차가 0.0183이고 통계청의 근원인플레이션의 표준편차는 0.0187이며, 추정된 근원인

〈표 1〉 기술적 통계분석결과: 1974. 1/4~2000. 4/4

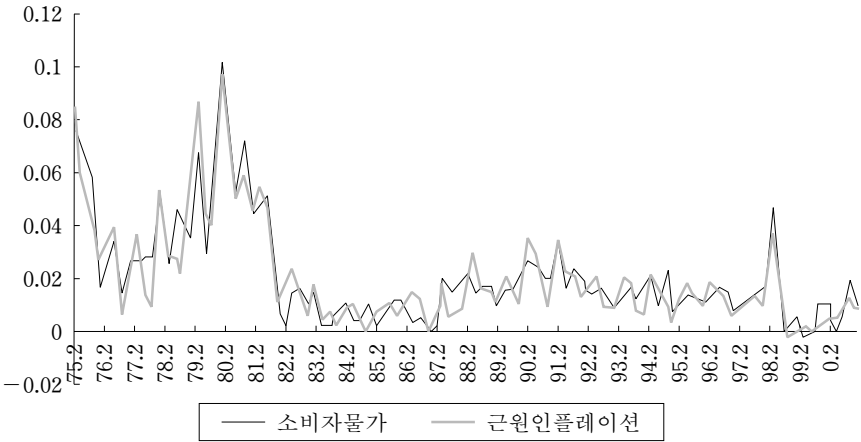
	평 균	표준편차	평균/표준편차
$\Delta \ln CPI$	0.0195	0.0183	1.0656
Stat	0.0189	0.0187	1.0107
Quah	0.0207	0.0130	1.5923
OP_1	0.0209	0.0133	1.5714
OP_2	0.0150	0.0134	1.1194
FP_1	0.0214	0.0099	2.1616
FP_2	0.0315	0.0116	2.7155

주:  $\Delta \ln CPI$ =소비자물가지수 인플레이션  
 Stat=통계청에서 발표하는 근원인플레이션  
 Quah=2변수 SVAR모형을 이용한 근원인플레이션  
 OP\_1=3변수 SVAR모형에서 원유가격을 포함하지 않은 근원인플레이션  
 OP\_2=3변수 SVAR모형에서 원유가격이 포함된 근원인플레이션  
 FP\_1=3변수 SVAR모형에서 domestic core로 추정된 근원인플레이션  
 FP\_2=3변수 SVAR모형에서 domestic core와 imported core의 합으로 추정된 근원인플레이션

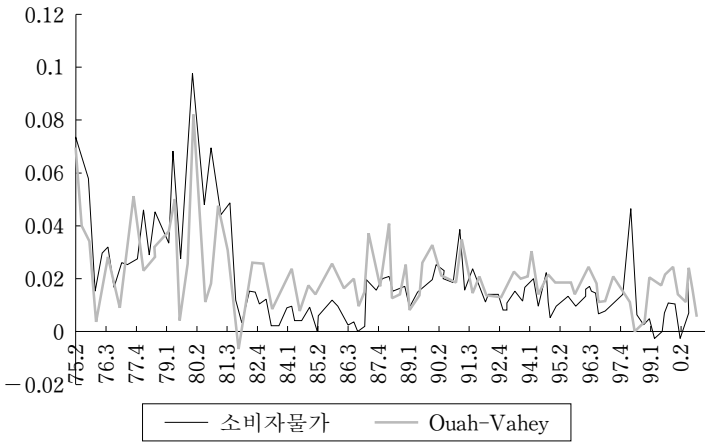
플레이션의 표준편차는 0.0099~0.0116 사이의 크기를 보이고 있다. 〈그림 1〉~〈그림 6〉은 1975~2000년까지의  $\Delta \ln CPI$ , Stat, Quah, OP\_1, OP\_2, FP\_1, FP\_2를 보여 주고 있다. 추정된 근원인플레이션이 1982년 1/4분기까지는  $\Delta \ln CPI$ 보다 낮게 추정되었으나 이후에는 높게 추정되었다. 하지만 외국의 인플레이션(미국의 인플레이션)을 사용하여 추정한 경우(FP\_1, FP\_2)에는 과대추정된 정도가 심하여 정확도에 문제가 있다. 따라서 주로 Quah and Vahey(1995) 방식과 Bjornland(2000) 방식 중 원유가격을 사용하여 추정된 근원인플레이션의 추정치를 가지고 분석을 하겠다.

〈그림 7〉~〈그림 9〉까지에 추정된 누적충격함수가 그려져 있다. SVAR모형에 부과된 제약조건에 부합되도록 누적충격함수가 추정되었다. 즉, 국민소득은 core shock에 영향을 별로 받지 않고 non-core shock에 의해 주로 영향을 받았다.<sup>7)</sup> 물가수준은 주로 core shock에 의하여 영향을 받았다. 또한 positive non-core shock이 발생하였을 때 인플레이션이 하락하였다. 원유가격은 oil price shock

7) non-core shock이 증가하였을 때 국민소득이 상승하고 물가수준이 하락하는 결과는 Quah and Vahey(1995)나 Bjornland(2000)에도 공통적으로 발견된다. 이것은 positive non-core shock을 기술진보와 같은 긍정적인 공급측면의 충격으로 해석할 수 있다는 것을 의미한다.



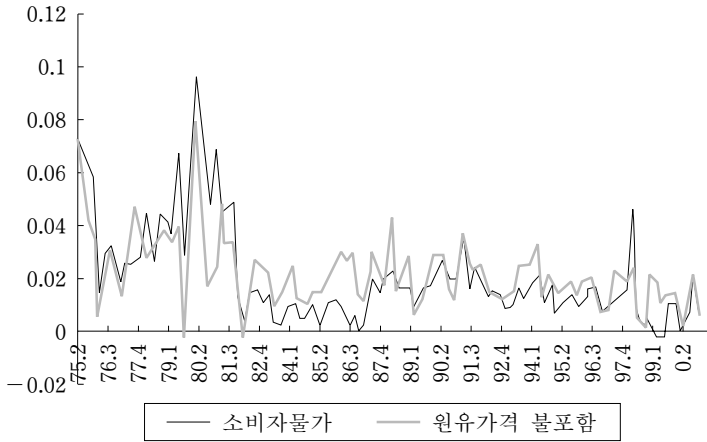
<그림 1> 근원인플레이션율의 추이: Stat



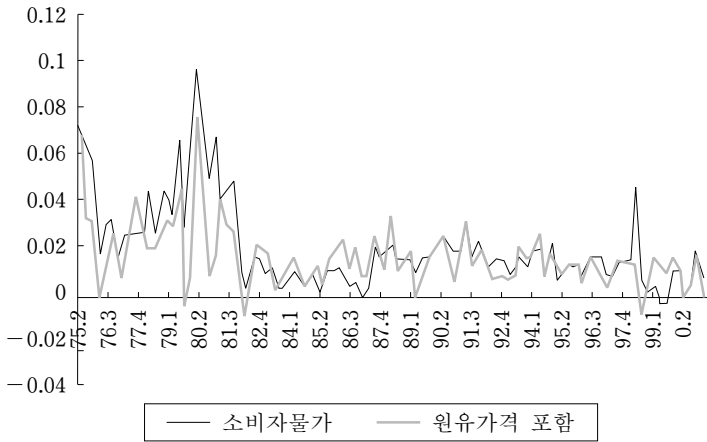
<그림 2> Quah-Vahey 방법으로 추정된 근원인플레이션율

에 의해 주로 영향을 받았다. 외국의 인플레이션을 고려한 경우에는 인플레이션이 domestic core shock보다는 imported core shock에 의하여 영향을 받았다.

기간별로 추정된 근원인플레이션의 행태를 분석해 보겠다. 1975년 2/4분기에서 1981년 4/4분기까지 소비자 물가상승률(전분기 대비)은 평균 4.21%를 기록하였다. Quah and Vahey(1995) 방식으로 추정된 근원인플레이션(Quah)은 평균 3%를 기록하였고, 원유가격을 제외한 방식으로 추정된 근원인플레이션(OP\_1)은 평균 3.06%를 기록하였다. 이 시기에는 인플레이션이 석유가격의 인상 등 주로 공급측면에 의해 발생되었기 때문에, 수요측면의 인플레이션 압력을 나타



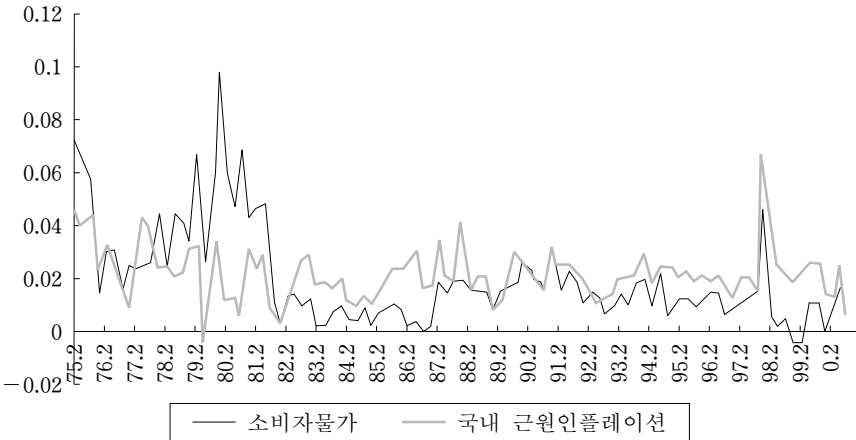
〈그림 3〉 Bjornland 방식에 의해 추정된 근원인플레이션: OP\_1



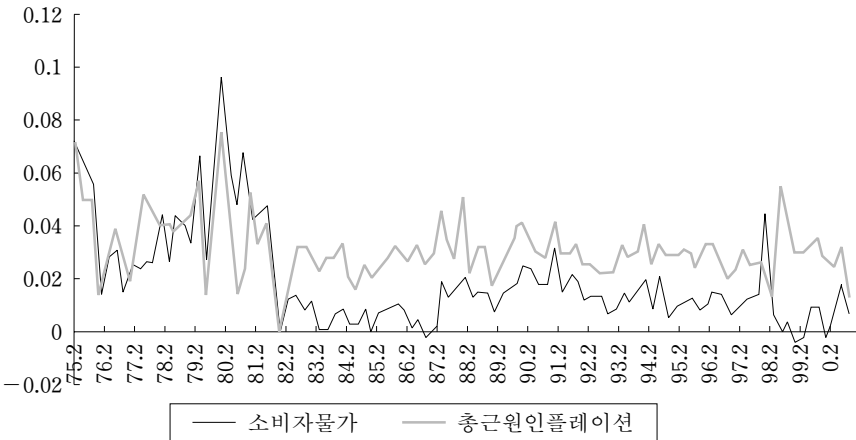
〈그림 4〉 Bjornland 방식에 의해 추정된 근원인플레이션: OP\_2

내는 근원인플레이션이 낮게 추정된 것으로 볼 수 있다. 특히 2차 오일쇼크가 발생한 직후이고, 또한 냉해와 정치적 불안을 겪었던 1980년경에는 공급측면의 요인이 인플레이션을 주도하였는데, 이 때에 근원인플레이션이 실제인플레이션 보다 상당히 낮게 추정되었다.

1982년 1/4분기에서 1987년 4/4분기까지는 추정된 근원인플레이션이 소비자물가 상승률을 가장 크게 초과하였다. 이 시기는 정책당국의 인위적인 안정화 정책의 실시로 가격 및 임금상승이 통제되어 positive non-core shock이 발생됨으로써 소비자물가 상승률이 우리 경제의 인플레이션 압력을 과소평가했을 가



〈그림 5〉 Bjornland 방식에 의해 추정된 근원인플레이션: FP\_1



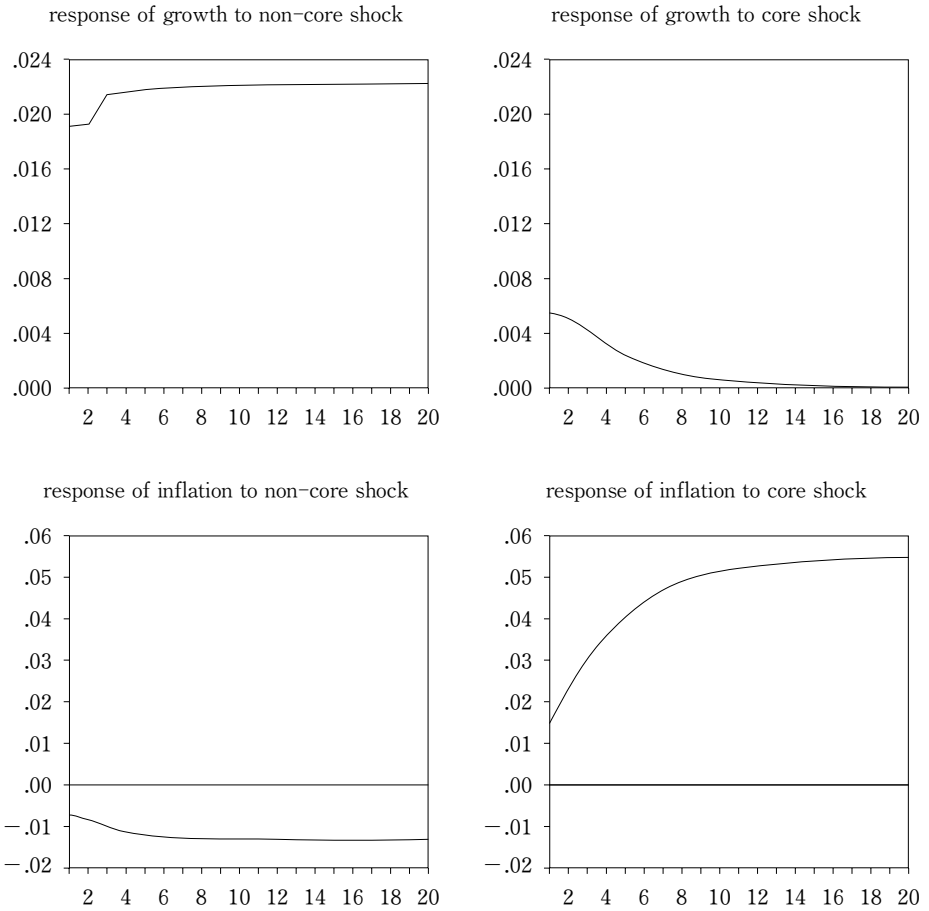
〈그림 6〉 Bjornland 방식에 의해 추정된 근원인플레이션: FP\_2

능성이 있다 하겠다.

1988년 1/4분기에서 1994년 2/4분기까지는 추정된 근원인플레이션이 실제인플레이션을 평균적으로는 초과하고 있지만 대체로 비슷한 수준을 보였다. 1980년대 하반기에서 1990년대 초에는 대규모의 경상수지 흑자로 인한 통화공급의 확대가 부동산가격의 폭등으로 연결되는 등 수요견인형 인플레이션 압력이 상존하고 있었기 때문에 소비자물가 상승률이 추정된 근원인플레이션율과 비슷한 수준을 보였다고 볼 수 있다.

1994년 3/4분기에서 1997년 3/4분기까지는 추정된 근원인플레이션이 실제인

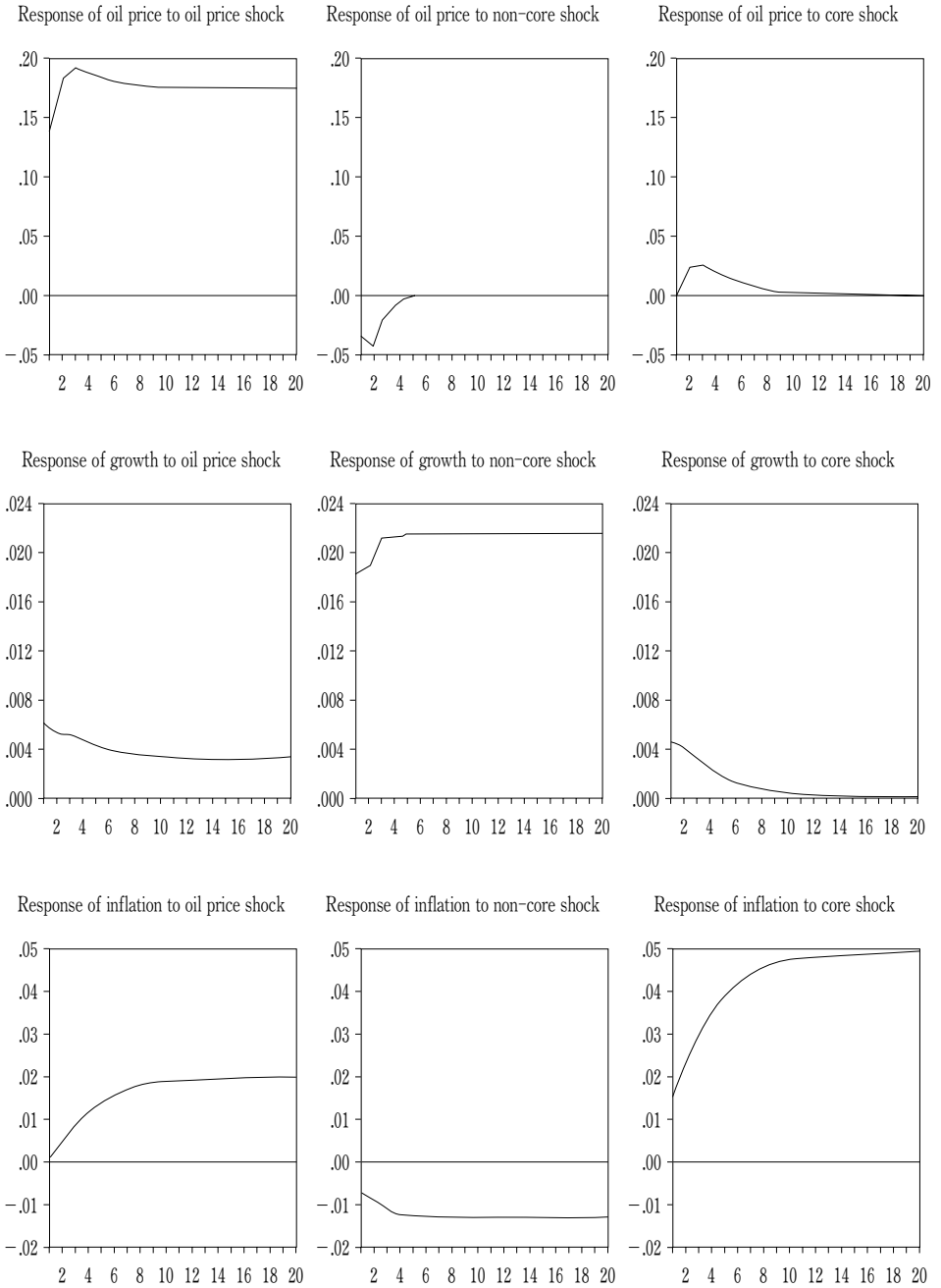
70 根源인플레이션률의 推定과 物價安定目標 對象指標로서의 有用性 分析



<그림 7> Quah and Vahey(1995) 모형의 누적충격반응함수

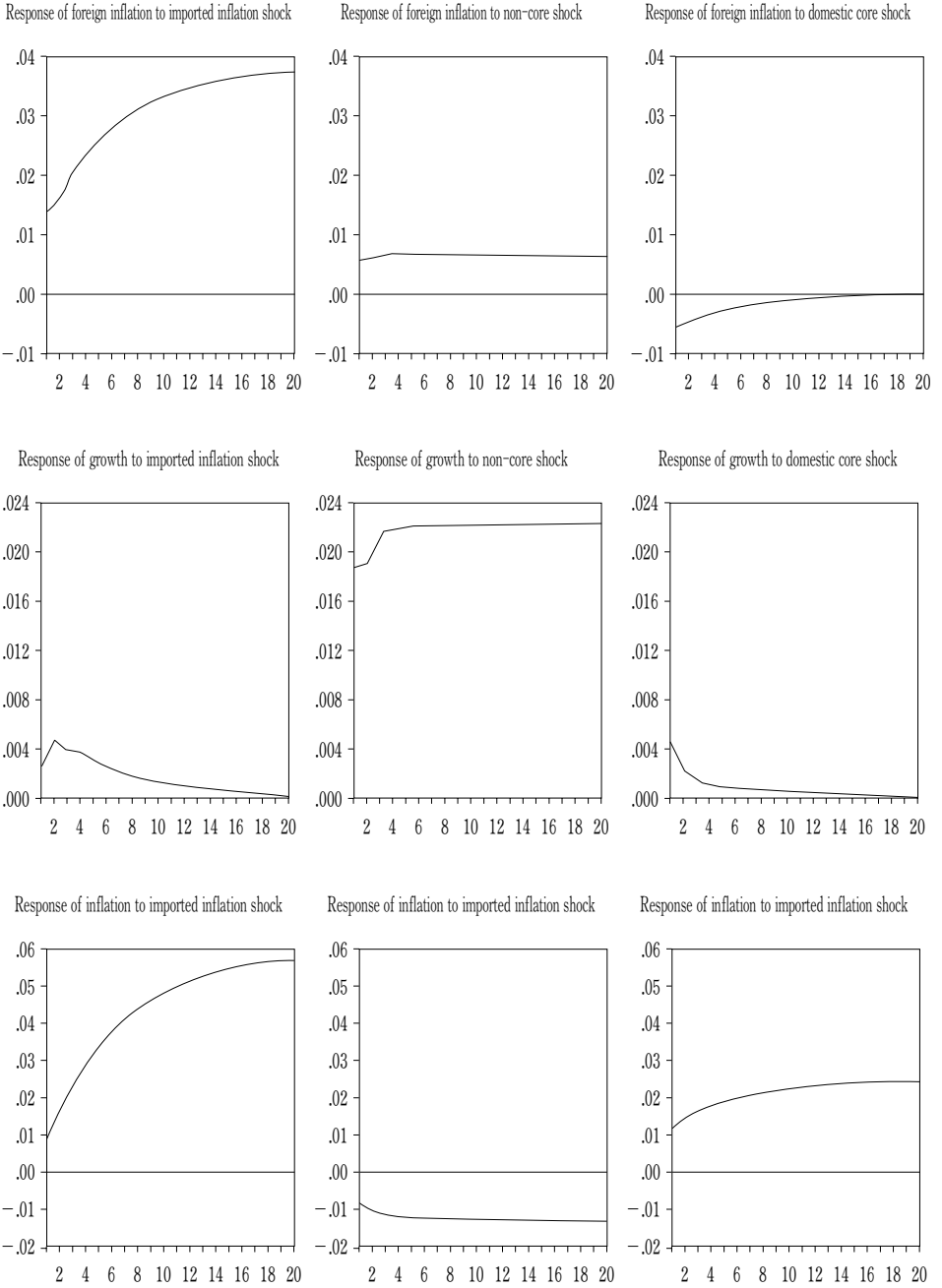
플레이션을 초과하였다. 이 시기에는 원유가격의 하락 및 안정과 대미 달러환율의 안정이 positive non-core shock으로 작용하였을 가능성이 크다 하겠다. 1997년 4/4분기 이후의 소비자물가 변동을 보면, 외환위기 발생 직후에는 대폭적인 원화의 가치하락에 의한 수입물가의 상승 및 이에 따른 극심한 경제침체에 따라 소비자물가 상승률이 폭등하였다가 다시 하락하여 음의 소비자물가 상승률을 보이기도 하였다. 이후에는 경기가 다시 회복됨에 따라 소비자물가 상승률이 증가하였다. 추정된 근원인플레이션이 1997년 4/4분기에는 실제인플레이션의 절반 정도에 지나지 않은 것은 당시의 인플레이션이 환율급등이라는 공급측면의 인플레이션에 기인했기 때문이라 판단된다. 하지만 이후에 극심한 경





〈그림 8〉 원유가격을 이용한 Bjornland 모형의 누적충격반응함수

72 根源인플레이션률의 推定과 物價安定目標 對象指標로서의 有用性 分析



<그림 9> 외국물가를 이용한 Bjornland 모형의 누적충격반응함수

제불황을 고려할 때 추정된 근원인플레이션율이 소비자물가 상승률을 현저하게 초과한 것은 문제가 있다 하겠다.

## 2. 推定된 根源인플레이션率의 有用性 分析

어느 근원인플레이션이 통화정책을 수행하는 데 가장 적절한 것인가를 판단하기 위해서는 다양한 근원인플레이션들을 평가하는 정확한 방법이 필요하다. 하지만 어느 근원인플레이션이 가장 바람직한 것인지를 판단할 수 있는 종합적이고 객관적인 판단기준이 존재하지 않는 것이 사실이다.<sup>8)</sup> 하지만 근원인플레이션이 통화정책을 수행하기 위한 수단으로써 의미를 갖고 있기 때문에 근원인플레이션을 통화정책을 수행하는 데 있어 적합성을 기준으로 판단하는 것이 차선의 방책일 것이다. 이상적인 근원인플레이션은 현재와 미래의 추세인플레이션에 대한 우수한 지표이어야 한다. 현재와 미래의 인플레이션 추세에 대한 지표로서 이상적인 근원인플레이션은 인플레이션의 일반적인 추세를 잘 포착해야 한다. 또한 인플레이션의 미래의 추세에 대하여 예측능력이 있어야 한다. 다시 말하면, 소비자물가 인플레이션에서 제거되는 부분은 일시적인 인플레이션의 변동을 나타내야 하고, 미래의 인플레이션 추세와는 독립적이어야 한다.

본 연구에서는 근원인플레이션율과 통화정책의 연관성을 기준으로 추정된 근원인플레이션율의 특성을 살펴보겠다. 통화당국이 소비자물가 상승률이 아닌 근원인플레이션율을 통화관리의 중간목표로 설정한다면, 통화당국이 근원인플레이션을 얼마나 잘 조절할 수 있는가의 문제가 대두된다. 이를 위해서 먼저 과거의 통화량 변동이 근원인플레이션율의 변동을 얼마나 잘 설명할 수 있는가를 다음의 회귀식을 사용하여 분석할 수 있다.

(8)

회귀식 (8)을 추정하여  $\overline{R^2}$ 을 계산하여 비교한다. 여기서 통화량으로는 본원 통화와 M3을 사용한다. 회귀식 (8)을 추정하여 1년간의 통화량 변화가 1년에서 5년 후의 인플레이션 변동을 얼마나 잘 예측할 수 있는가의 여부를 판단할 수

8) Folkertsma and Hubrich(2001)는 일반균형모형으로 시뮬레이션을 하여 근원인플레이션의 시계열을 생성하고, SVAR로 추정된 근원인플레이션율과 비교하여 SVAR모형으로 추정된 근원인플레이션율의 특성을 평가하였다.

〈표 2〉 통화지표의 미래 인플레이션에 대한 예측력( $R^2$ )

k	$\Delta \ln CPI$	Stat	Quah	OP_1	OP_2	FP_1	FP_2
본원통화							
4	0.0000	0.0000	0.0520	0.0216	0.0360	0.0000	0.0842
8	0.1106	0.1075	0.1832	0.1292	0.1610	0.0000	0.0757
12	0.1880	0.1767	0.1037	0.1600	0.1384	0.0000	0.0293
16	0.0670	0.0194	0.0000	0.0183	0.0073	0.0000	0.0000
20	0.0309	0.0256	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
M3							
4	0.2982	0.2997	0.2872	0.4033	0.4116	0.0000	0.1355
8	0.3476	0.3974	0.2608	0.2924	0.3050	0.0588	0.0709
12	0.3620	0.4000	0.2520	0.2932	0.2907	0.1852	0.0000
16	0.1814	0.2215	0.0701	0.2171	0.1662	0.0319	0.0000
20	0.0000	0.0009	0.0000	0.0000	0.0000	0.1042	0.0000

있는데 그 결과는 〈표 2〉에 요약되어 있다.

예측범위가 1~2년 사이에는 Quah and Vahey(1995)의 방식(Quah)과 원유가격을 사용하여 추정된 근원인플레이션(OP\_1, OP\_2)에 대해서는 본원통화의 예측력이 높다. 하지만 3년 이후에는 통계청이 발표하는 근원인플레이션(Stat)에 대한 예측력이 높다. 그러나 소비자물가 상승률 자체보다도 잘 예측되지 못한다. M3의 경우에는 통계청의 근원인플레이션(Stat)에 대한 예측력이 가장 높다.

다음으로 통화량 및 콜금리와 근원인플레이션의 Granger 인과관계에 관한 분석이다. 중앙은행이 효과적으로 근원인플레이션의 목표를 달성하기 위해서는 통화량과 콜금리가 근원인플레이션에 대해서 유의적으로 영향을 미칠 수 있어야 한다. 한 경제변수가 다른 경제변수에 대해서 영향력이 존재하는가의 여부는 Granger 인과관계의 검정을 통해서 파악할 수 있는데, 〈표 3〉에 Granger 인과관계의 검정결과가 요약되어 있다. 본원통화가 다양한 인플레이션율( $\pi$ )에 영향을 미치지 못한다는 가설은 10%의 유의수준에서 소비자물가 상승률의 경우를 제외하고는 모두 기각된다. M3가 인플레이션에 영향을 미치지 못한다는 가설은 10%의 유의수준에서 외국 인플레이션을 포함하여 근원인플레이션을 추정

〈표 3〉 Granger 인과관계의 검정결과: Wald 검정통계량

	본원통화(HM)		M3		콜금리( <i>i</i> )	
	$\Delta HM \neq > \pi$	$\pi \neq > \Delta HM$	$\Delta M3 \neq > \pi$	$\pi \neq > \Delta M3$	$\Delta i \neq > \pi$	$\pi \neq > \Delta i$
$\Delta \ln CPI$	6.2923 (0.178)	6.5372 (0.162)	8.6181 (0.071)	3.9663 (0.410)	32.3186 (0.000)	3.7086 (0.294)
Stat	22.7883 (0.003)	14.3051 (0.074)	25.1230 (0.000)	6.0415 (0.534)	8.6422 (0.003)	1.3754 (0.240)
Quah	15.3731 (0.008)	1.8099 (0.874)	17.7307 (0.003)	1.9215 (0.859)	18.4230 (0.000)	6.4190 (0.092)
OP_1	10.4882 (0.062)	1.4951 (0.913)	30.6885 (0.000)	2.0186 (0.732)	5.6187 (0.131)	0.4257 (0.934)
OP_2	10.4281 (0.064)	1.7982 (0.876)	23.5647 (0.000)	1.7865 (0.877)	11.7734 (0.008)	2.7732 (0.427)
FP_1	16.0977 (0.006)	1.4850 (0.914)	4.4595 (0.347)	2.5077 (0.643)	21.1505 (0.000)	7.5494 (0.056)
FP_2	16.0805 (0.006)	2.7452 (0.739)	11.1303 (0.025)	1.7435 (0.782)	32.6961 (0.000)	12.8054 (0.171)

주: 1) ( )은 *p*-값임. lag(m)는 AIC를 이용해서 선택했음.

2) 본원통화와 M3의 경우 표본기간이 1974.1/4~2000.4/4이고, 콜금리의 경우 표본기간이 1991.1/4~2000.4/4이다.

한 경우(FP\_1, FP\_2)를 제외하고는 모두 기각된다. 즉, 본원통화와 M3에 의해 대부분의 인플레이션율에 영향을 미칠 수 있다.

최근에는 콜금리가 한국은행의 가장 중요한 정책수단으로 사용되고 있으므로 콜금리와 근원인플레이션의 인과관계 존재 여부가 중요하다.<sup>9)</sup> Granger 인과관계의 검정결과 10%의 유의수준에서 콜금리가 인플레이션에 영향을 미치지 못한다는 가설은 원유가격을 포함하지 않은 근원인플레이션율(OP\_1)을 제외하고는 모두 기각되었다. 따라서 통화정책의 목표로 근원인플레이션의 일정 범위를 정하고 콜금리를 사용하여 근원인플레이션을 조정하는 현재의 통화정책체제는

9) 우리 나라의 통화정책이 통화량 조절방식에서 금리조절방식으로 변환된 것은 얼마 되지 않아 통화량 조절방식이 사용되었던 시기를 함께 사용하여 인과관계를 검정할 수밖에 없다. 즉, 금리조절방식으로의 통화정책의 변화는 일종의 체제변화(regime switching)로 볼 수 있기 때문에 통화량 조절방식이 사용되었던 시기의 데이터를 사용하여 콜금리와 근원인플레이션의 인과관계를 검정하는 것은 문제가 있다 하겠다.

비교적 잘 작동된다고 할 수 있다.

## V. 結 論

物價安定目標制를 효율적으로 수행하기 위해서는 消費者物價 上昇率 中 超過 需要압력으로 인한 부분인 根源인플레이션률을 정확하게 추정하는 것이 필요하다. 그러나 경제학자들 사이에는 근원인플레이션에 대한 합의된 定義조차도 존재하지 않는 것이 현실이다. 그 결과 많은 연구들이 다양한 방법으로 근원인플레이션을 추정하였고, 추정된 근원인플레이션율이 通貨政策 遂行에 얼마나 유용한지를 자의적으로 분석하였다. 근원인플레이션율을 추정하는 방법은 統計學的 접근방법과 模型接近方法으로 크게 양분된다. 통계학적 접근법은 추정법이 용이하고 대중들이 이해하기가 쉽다는 장점이 있기는 하지만 經濟理論에 기초를 두지 않고 있기 때문에 자의적으로 근원인플레이션을 추정한다는 비판이 있다.

따라서 통계적 접근법의 이러한 단점을 극복할 수 있는 모형접근법이 최근에 개발되었는데, 이 중 가장 대표적인 방법이 Quah and Vahey(1995)의 SVAR모형을 사용하는 방법이다. 본 연구의 목적은 長期 필립스曲線이 수직선이라는 제약식을 이용한 SVAR모형으로 근원인플레이션율을 추정하여 중앙은행이 물가안정목표제를 효과적으로 운영하는 데 도움을 제공하는 것이다.

본 연구에서는 SVAR모형으로 추정한 근원인플레이션율이 물가안정목표제를 효율적으로 수행하는 데 통계청이 작성하는 근원인플레이션율을 보완하는 지표로 유용하게 사용될 수 있다는 결과를 얻었다. 그 이유로 첫째, 공급측면의 인플레이션 압력이 압도적이었던 시기의 근원인플레이션율의 추정치로 판단해 볼 때, 추정된 근원인플레이션율이 한국은행이 조절해야 하는 수요측면의 인플레이션 압력을 비교적 잘 포착한 것으로 볼 수 있다. 둘째, 추정된 근원인플레이션율을 卍金利와 本源通貨로 조절할 수 있는 가능성이 높다고 하겠다.

## 참 고 문 헌

- 오정근, 「근원인플레이션율은 물가안정목표 대상지표로서 얼마나 유용한가?」, 『경제 분석』 제5권 제3호, 한국은행 특별연구실, 1999, 1~37.
- Anderton, R., “Did the Underlying Behavior of Inflation Change in the 1980s: A Study of 17 Countries,” *Weltwirtschaftliches Archiv* 133(1), 1997, 22~38.
- Armour, J., J. Attah-Mensah, W. Engert, and S. Hendry, “A Distant-Early-Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria,” Bank of Canada Working Paper No. 96-5, 1996.
- Attah-Mensah, J., “A Modified  $P^*$  Model of Inflation Based on M1,” Bank of Canada Working Paper No. 96-15, 1996.
- Bjornland, H. C., “Identifying Domestic and Imported Core Inflation,” IMF Working Paper No. 00/4, 2000.
- Blix, M., “Underlying Inflation—A Common Trends Approach,” Sveriges Risk-Bank Working Paper No. 23, 1995.
- Bryan, M. F. and S. G. Cecchetti, “Measuring Core Inflation,” NBER Working Paper No. 4303, 1993.
- Cecchetti, S. G., “Measuring Short-run Inflation for Central Bankers.” NBER Working Paper No. 5768, 1996.
- Claus, I., “A Measure of Underlying Inflation in the United States,” Bank of Canada Working Paper No. 97-20, 1997.
- Cogley, T., “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation.” Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No. 98-06. 1997.
- Eckstein, O., *Core Inflation*, Englewood-Cliffs, N. J.: Prentice Hall, 1981.
- Fase, M. and C. Folkertsma, “Measuring Inflation: An Amount to Operationalize Carl Menger’s Concept of the Inner Value of Money,” De Nederlandsche Bank Working Paper, 1996.
- Faust, J and E. M. Leeper, “When Do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results?,” *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 1997, 345~353.

Flemming, J., *Inflation*, Oxford University Press, 1976.

Folkertsma, C.K. and K. HURich, "Performance of Core Inflation Measures," mimeo, 2001.

Gartner, C. and G.D. Wehinger, "Core Inflation in Selected European Countries," in *Topics in Monetary Policy Modelling*, Bank of International Settlements Conference Papers 6, 1998, 1~44.

Hallman, J.J., R.D. Porter, and D.H. Small, "M2 per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level," Board of Governors of the Federal Reserve System Staff Paper 157, 1989.

Hogan, S., M. Johanson, and T. Lafleche, "Core inflation," Bank of Canada Technical Report No. 89, 2001.

Okun, A., "Inflation: the Problems and Prospects Before us," in A Okun *et al.*, eds., *Inflation: The Problems It Creates and the Policies It Requires*, New York University Press, 1970, 3~53.

Parkin, M., "On Core Inflation by Otto Eckstein," *Journal of Monetary Economics* 14, 1984, 251~264.

Quah, D. and S.P. Vahey, "Measuring Core Inflation," *The Economic Journal* 105, September 1995, 1130~1140.

Roger, S., "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement," mimeo, 1998.



[Abstract]

## Estimation of Core Inflation Using SVAR Model

Bong-Han Kim · Byung-Churl Yu

This paper estimates core inflation in Korea to provide the monetary authority with an useful information for inflation targets. We use a structural auto-regression(SVAR) model to estimate the responses of the level of real output and inflation to core, non-core and oil shocks. We identify core shock as the component of shocks that has no long-run effect on real output, which relied on the assumption of a vertical long-run Phillips curve, while non-core shock as that of shocks that has long-run effect on real output. We find that the estimated core inflation can well capture the persistent property of CPI inflation and can be used to forecast the future inflation trend. We also find that the authority can control the estimated core inflation using call interest rate and monetary base.

Keywords: core inflation, inflation targets, SVAR model

JEL Classification: E5