

## 犧牲比率의 構造的 推定: 韓國의 경우

金俊源\* · 孫榮基\*\*

**논문초록** 본 연구는 한국경제에 있어 디스인플레이션 정책의 단기 산출량비용인 희생비율을 구조적 벡터오차수정모형을 이용하여 추정하고 있다. 최근까지 희생비율에 관한 연구는 축약형 모형에 의존하거나 특정한 디스인플레이션 시기만을 분석대상으로 삼아왔다. 이와는 달리 경기침체기뿐만 아니라 호황기도 표본으로 선정하여 다양한 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 Cecchetti and Rich(1999)는 희생비율의 추정치로 1~10을 제시하고 있다. 이러한 희생비율의 크기는 대체로 기존연구와 부합하는 것이지만, 그들은 희생비율의 추정치가 모형에 따라 크게 달라지는 점과 희생비율 추정치의 정확도가 매우 낮은 점을 문제점으로 지적하고 있다. 본 연구의 분석결과는 Cecchetti and Rich(1999)의 그것과 좋은 대조를 이루고 있다. 첫째, 한국 희생비율의 크기는 4.6~5.4로 그 규모가 분석모형에 상관없이 안정적이었다. 둘째, 몬테칼로 모의실험을 통한 90% 신뢰구간이 영(0)을 포함하고 있지 않아 본 연구의 희생비율 추정치는 정확성이 높은 것으로 밝혀졌다.

**핵심 주제어:** 희생비율, 디스인플레이션, 구조적 벡터오차수정모형

**경제학문헌목록 주제분류:** E5

\* 서강대학교 경제학부 부교수, e-mail: jwkim@sogang.ac.kr

\*\* 대한상공회의소 조사본부 과장, e-mail: yksohn@korcham.net

## I. 서론

오늘날 대부분의 국가들은 금융정책의 일환으로 인플레이션을 억제하는 디스인플레이션(disinflation) 정책에 많은 관심을 두고 있다. 일반적 견해에 따르면, 장기 간에 걸친 낮은 수준의 인플레이션은 실질산출량의 수준 확대 혹은 추세 성장률의 증가로 이어진다.<sup>1)</sup> 그러나, 단기적으로 디스인플레이션 정책이 실업과 경기침체를 가져와 경제적으로 큰 부담이 된다는 주장도 적지 않다. 따라서, 인플레이션 감축의 시점과 정도를 결정하는데 있어 정책입안자들은 디스인플레이션 정책의 장기편익 및 단기비용의 두 측면을 모두 감안하여야 한다. 물론, 이는 디스인플레이션의 비용과 편익에 관한 정확한 측정에 의존한다.

본 연구의 목적은 한국경제에 있어 디스인플레이션 정책의 두 측면 중 하나인 단기 산출량비용, 즉 희생비율(sacrifice ratio)을 구조모형을 이용하여 추정하는 것이다. 희생비율이란 인플레이션율을 항구적으로 1% 포인트 낮출 때 초래되는 실질 GDP의 누적적 손실을 의미한다.<sup>2)</sup>

희생비율의 크기에 대한 본격적 연구는 1970년대 말부터 이루어지고 있다. 필립 스톱선으로부터 희생비율을 추정한 Okun(1978)은 미국의 희생비율이 평균적으로 10이라고 주장하고 있으며, 전통적 축약형 벡터자기회귀(reduced-form vector autoregression)모형을 이용한 Gordon and King(1982)은 미국의 희생비율이 0~8이라고 추정하였다. 1980년대 초반 미국의 특정한 디스인플레이션 시기(episode)<sup>3)</sup>를 표본으로 삼아 오쿤의 법칙을 활용한 Mankiw(1991)는 희생비율의 추정치로 2.8을 제시하고 있다. 또한, 1969~1983년 동안의 다양한 디스인플레이션 시기를 대상으로 한 Ball(1994)은 미국의 희생비율이 1.8~3.4라고 주장하고 있다. Ball(1994)의 방법론을 이어받아 1979~1988년 동안을 분석한 Schelde-Andersen(1992)과 1960~1993년을 분석대상으로 삼은 Boschen and Weise(2001)는 각각 미국의 희생비율이 1.4와 6.2라고 밝히고 있다.

1) 이에 관해서는 Barro(1996)와 Feldstein(1999) 등을 참조.

2) 실질GDP의 손실은 연간 GDP의 백분율로 측정된다. 희생비율의 이러한 정의에 대해서는 Abel and Bernanke(1998, p. 476) 등 참조. 한편, Filrado(1998)는 이러한 희생비율은 실업자들의 개인적 비용을 전혀 감안하지 못하므로 디스인플레이션 정책의 진정한 비용을 과소평가하는 것이라고 지적하고 있다.

3) 이 시기는 1982~1985년으로 보커(P. Volcker)의 디스인플레이션 시기이다.

한편, 회생비율에 대한 국내의 기존연구로 김양우·최성환(1993)은 대규모의 연립방정식모형에 의존하여 한국의 회생비율이 0.9라고 주장하고 있다. 단순 필립스 곡선에 근거한 박상훈(1996)은 1980년대 이전 한국의 회생비율은 2.8~5.4이었으나, 1980년대 이후에는 회생비율이 0.8~1.9로 크게 낮아졌다고 보고하고 있다.

이와 같이 회생비율의 크기에 대해서는 많은 학자들이 어느 정도의 의견일치를 보이고 있지만, 최소한 두 가지 측면에서 기존연구들은 크게 미흡한 실정이다. 첫째, Okun(1978)이나 Gordon and King(1982)처럼 축약형 모형에 근거하고 있는 기존연구들은 외생적 금융정책의 변화와 내생적 정책대응을 제대로 구분하지 못하고 있다. 이러한 문제는 Cecchetti(1994) 등의 지적처럼 구조모형의 추정을 통해 해결될 수 있다. 기존연구의 또 다른 문제점으로는 표본기간의 선정문제를 들 수 있다. 디스인플레이션 시기만을 분석대상으로 한 Ball(1994) 류의 기존연구에 대해 Cecchetti(1994)는 사전적으로 호황기를 제외하여 회생비율을 추정할 충분한 근거가 없음을 지적하고 있다.

위의 두 가지 문제점을 해결하려는 최초의 시도는 Cecchetti and Rich(1999)에 의해 이루어졌다. 1959~1997년 동안 미국의 분기별 자료를 사용한 그들은 다양한 구조적 벡터자기회귀(structural vector autoregression: SVAR) 모형을 이용하여 회생비율의 구조적 추정치를 제시하고 있다. Cecchetti and Rich(1999)는 산출량과 인플레이션으로 구성된 2변수 모형과 이에 이자율이 더해진 3변수 모형 그리고 통화량까지 추가된 4변수 모형을 분석하였는데, 회생비율의 추정치로 1~10을 제시하고 있다. 이러한 분석결과는 대개 기존연구와 부합하는 것이지만, 그들은 회생비율의 추정치가 모형에 따라 크게 달라지는 점과 회생비율 추정치의 정확도가 매우 낮은 점을 문제점으로 지적하고 있다. 특히, 그들은 몬테칼로(Monte Carlo) 모의실험을 통해 신뢰구간을 구축하여 회생비율 점추정치의 정확도를 검정한 결과 모든 모형에서 회생비율 추정치의 90% 신뢰구간이 영(0)을 포함하고 있다고 보고하고 있다.

Cecchetti and Rich(1999)의 방법론을 한국자료에 적용하고 있는 본 연구에서 우리는 그들의 SVAR모형이 불안정한 시계열자료를 단순하게 차분하고 있다는 사실에 주목하고 있다. 주지하다시피, 불안정한 변수들 사이의 공적분(cointegration) 가능성을 감안한 구조적 벡터오차수정(structural vector error-correction: SVEC) 모형은 단순한 차분 SVAR모형보다 더 진전된 방법이다.<sup>4)</sup> Cecchetti and Rich(1999)의 SVAR모형과는 대조적으로 본 연구의 SVEC모형에 의하면, 한국 회생비율의 크

기는 4.6~5.4로 그 크기가 분석모형에 상관없이 안정적이었다. 또한, 모든 모형에서 90% 신뢰구간이 영(0)을 포함하고 있지 않아 희생비율 추정치의 정확성이 높은 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절은 희생비율을 추정하는데 이용되고 있는 단순 차분 SVAR모형을 간략하게 소개하고 본 연구의 방법론인 SVEC모형을 설정하고 있다. 단위근 및 공적분 검정을 행한 후, SVEC모형을 통해 한국의 희생비율을 추정하고 있는 실증분석결과는 제Ⅲ절에서 논의된다. 본 연구에서 우리는 분석모형을 3변수와 4변수 및 5변수로 확장하면서 희생비율을 추정하고 있으며,<sup>5)</sup> 추정치의 정확성 혹은 통계적 유의성을 신뢰구간을 통해 살펴보고 있다. 마지막으로 제Ⅳ절은 본 연구의 논의를 마감하고 있다.

## Ⅱ. 방법론

### 1. 단순 차분 SVAR(structural vector autoregression)모형

단순 차분 구조적 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용하여 희생비율을 추정한 Cecchetti and Rich(1999)의 방법론은 2변수 모형을 통하여 가장 간단하게 이해될 수 있다. 그들은 실질GDP와 인플레이션으로 구성된 2변수 모형을 상정하여 총수요충격을 식별하고 추정한 뒤 희생비율을 계산하였는데, 2변수 모형은 다음과 같다.

- 
- 4) 공적분 제약을 이용하는 SVEC 모형도 정확한 공적분 검정방법의 미정립 등 한계가 지적되고 있다.
  - 5) SVEC모형에서 디스인플레이션 정책충격의 효과는 일반적 SVAR모형에서와 마찬가지로 식별 조건에 크게 의존한다. 이러한 문제점을 완화하기 위하여 본 연구에서 우리는 의도적으로 분석모형을 다양하게 고려하였다. 분석모형은 기본적으로 Cecchetti and Rich(1999)가 이용한 변수들에 근거하고 있는데, 본 논문에서 실질GDP와 인플레이션만으로 구성된 2변수 모형을 다루지 않은 이유는 2변수 모형에서 두 가지의 구조적 충격을 총공급충격과 총수요충격으로 구분하는 경우 총수요충격을 금융정책충격으로 해석할 수밖에 없는 한계 때문이다. 우리의 3변수 모형은 실질GDP와 인플레이션 및 이자율을 포함하고 있으며, 4변수 모형은 이에 통화량을 더하고 있다. 한편, Cecchetti and Rich(1999)와는 달리 5변수 모형에 유가변수를 추가하여 모형을 확장한 것은 한국경제의 특수성을 감안하여 연구의 시사점을 높이기 위해서이다.

$$\Delta y_t = A_{11}(L)u_t + A_{12}(L)v_t \quad (1)$$

$$\Delta \pi_t = A_{21}(L)u_t + A_{22}(L)v_t \quad (2)$$

위의 두 식에서  $y_t$ 는  $t$ 기 실질GDP의 로그(log)이며,  $\pi_t$ 는  $t-1$ 기와  $t$ 기 동안의 물가상승률이다. Cecchetti and Rich(1999)는  $y$ 와  $\pi$ 를 각각 공적분되어있지 않는 1차 차분 안정적 시계열로 가정하고 있다. 이에 따라 그들은 식 (1) ~ (2)에서 종속변수를  $y$ 와  $\pi$ 의 1차 차분변수인  $\Delta y$ 와  $\Delta \pi$ 로 나타내고 있다. 두 식의 우변에 있는  $u$ 와  $v$ 는 각각 총공급충격과 총수요충격을 뜻하는 확률변수로, 각각의 평균은 영(0)이며 충격간의 상관관계는 없다. 마지막으로,  $A_{ij}(L)$ 은 시차연산자( $L = \text{lag operator}$ )로 표현된 다항식이다.

Blanchard and Quah(1989)를 따라 Cecchetti and Rich(1999)는 총수요충격이 산출량에 장기적으로 영향을 주지 못한다는 조건을 이용하여 두 충격을 구분하고 있다. 즉, 그들의 2변수 모형에서 식별제약은  $A_{12}(1)=0$ 이다.<sup>6)</sup>

총수요충격( $v_t$ )을 금융정책충격으로 해석하면 식 (1) ~ (2)를 이용하여 다음과 같이 희생비율을 계산할 수 있다. 먼저, 금융정책충격이 인플레이션의 수준에 미치는 효과는  $A_{22}(L)$ 에 있는 계수들의 합과 같다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial \pi_{t+\tau}}{\partial v_t} = \sum_{i=0}^{\tau} a_{22}^i \quad (3)$$

식 (3)에서  $a_{22}^i$ 는  $A_{22}(L)$ 에서  $L^i$ 에 대한 계수이며,  $\tau$ 는 금융정책충격이 지속되는 기간을 뜻한다.<sup>7)</sup>

한편, 희생비율을 계산하려면 금융정책충격이 산출량의 수준에 미치는 누적적 효과를 구해야 한다. 이는 다음 식에서처럼  $A_{12}(L)$ 에 있는 계수들의 합수로 나타난다.

6) 실증분석시 Cecchetti and Rich(1999)는 장기 식별조건( $A_{12}(1)=0$ )을 총수요충격의 실질 효과는 80분기(즉, 20년)가 지나면 완전히 소멸한다는 가정으로 근사화하고 있다.

7) 실증분석시 Cecchetti and Rich(1999)는  $\tau$ 를 5년으로 상정하고 있다.

$$\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial v_t} = \sum_{j=0}^{\tau} \sum_{i=0}^j a_{12}^i \quad (4)$$

이제, 금융정책이 산출량과 인플레이션에 미치는 상대적 효과 즉, 희생비율 ( $S_v(\tau)$ )은 다음과 같이 식 (3)과 식 (4)의 비율로 계산된다.

$$S_v(\tau) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial v_t}}{\frac{\partial \pi_{t+\tau}}{\partial v_t}} = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \sum_{i=0}^j a_{12}^i}{\sum_{i=0}^{\tau} a_{22}^i} \quad (5)$$

금융당국이  $t$ 기에 디스인플레이션 정책을 시행하는 경우, 식 (5)의 분자는  $t$ 기에서부터  $t+\tau$ 기까지 발생한 연간 산출량의 누적적 손실을 나타내고 분모는  $\tau$ 기 이후 인플레이션의 수준차이를 의미한다.

Cecchetti and Rich(1999)는 이러한 희생비율의 추정방식을 2변수 모형에서만뿐만 아니라 3변수 모형 및 4변수 모형에도 적용하고 있다. 그들의 분석에 따르면, 실질 GDP와 인플레이션의 1차 차분변수로 구성된 2변수 SVAR모형에서 미국의 희생비율은 1.38이다. 또한, 실질GDP와 인플레이션의 1차 차분변수 및 실질이자율로 구성된 3변수 SVAR모형과 실질GDP와 명목이자율의 1차 차분변수 및 실질이자율과 실질통화증가율로 구성된 4변수 SVAR모형에서 희생비율은 각각 1.28과 9.87이다.

이러한 희생비율의 추정치는 기존연구의 그것과 크기가 비슷하지만, Cecchetti and Rich(1999)는 2변수 및 3변수 모형에서와는 달리 4변수 모형에서 희생비율의 추정치가 크게 달라지는 점과 희생비율 점추정치의 정확도가 매우 낮은 점을 문제점으로 지적하고 있다. 특히, 10,000번 시행의 몬테칼로 모의실험에 근거하여 그들은 희생비율 추정치의 90% 신뢰구간이 넓고 영(0)을 겹치고 있어 정책당국에 가이드를 제공할 만한 신뢰성 있는 추정치를 제시할 수 없다고 토로하고 있다.

## 2. SVEC(structural vector error-correction)모형

한편, 회생비율을 추정하기 위해 본 고에서 시도하는 구조적 벡터오차수정(SVEC)모형은 King, Plosser, Stock and Watson(1991)에 의해 처음으로 시작된 방법인데, 개별 시계열은 불안정하지만 시계열간에 공적분관계가 있는 경우 분석 가능한 모형인 벡터오차수정모형에 근거하고 있다.<sup>8)</sup> 특히, 벡터오차수정모형내의 공적분벡터는 경제변수간의 장기적 관계를 구성하여 모형의 이론적 해석을 가능케 하는 장점을 갖고 있다.

이 방법을 이용하여 회생비율을 구하기 위해 먼저 실질GDP( $y$ )와 인플레이션(GDP디플레이터의 상승률,  $\pi$ ) 및 명목이자율(콜금리,  $R$ )로 구성된 3변수 모형이 추정되었다. SVEC모형의 적정 식별을 위해서는 구조적 충격에 대한 식별조건이 필요하다. 이를 위해 우리는 인플레이션과 명목금리가 장기적으로 1 : 1의 안정적 관계를 가진다는 피셔(Fisher)가설을 공적분 제약으로 이용하여 디스인플레이션 정책충격을 식별한다.<sup>9)</sup>

만약 3변수 모형에서 모든 변수는 1차 차분후에 안정적으로 변환되는 1차 적분과정이란 공적분 제약으로 이용할 피셔가설은 다음과 같이 나타낼 수 있다.<sup>10)</sup>

$$\pi = c + R + \beta_1 y + \varepsilon \quad (6)$$

식 (6)에  $\pi$ 는 인플레이션,  $c$ 는 상수항,  $R$ 은 명목이자율,  $y$ 는 실질산출량,  $\beta_1$ 은 인플레이션의 소득탄력성, 그리고  $\varepsilon$ 은 인플레이션충격이다.

8) 자세한 설명은 손영기(2001) 참조.

9) 엄밀한 의미의 피셔가설은 명목이자율이 실질이자율과 기대인플레이션의 합으로 구성될 때 장기적으로 실질이자율이 변하지 않는다면, 기대인플레이션과 명목이자율이 완전히 1 : 1의 대응관계에 있다는 것이다. 여기서 디스인플레이션 정책충격 혹은 인플레이션충격은 금융정책적 판단을 함의한다는 의미에서 광의의 금융정책으로 해석할 수 있다.

10) 본 고에서는 피셔가설의 공적분 검정에 있어서 인플레이션율과 명목이자율 이외에 실질 GDP 등을 포함하였는데, 이는 인플레이션 억제정책의 단기비용인 산출량 감소를 추정하기 위한 연구목적과 함께 연구의 시사점을 높이기 위한 것이다. 다만 본 고에서는 Johansen and Juselius(1990)의 공적분 가설검정 방법을 통하여 인플레이션율  $\pi$ 와 명목이자율  $R$ 의 선형 제약, 즉 인플레이션율과 명목이자율이 장기적으로 1:1 관계를 유지하는지 여부를 엄밀히 검정하여 공적분 제약식으로서의 채택여부를 결정하였다.

이때 SVEC모형에서 디스인플레이션 정책충격은 인플레이션율의 항구적 변화로 장기적으로 명목이자율  $R$ 에는 계수 1로서 비례적 영향을 미치지만 실질 GDP에는 영향을 미치지 않는 것으로 가정하여 식별된다.

만약 디스인플레이션 정책충격이 안정적이라면 변수들이 공적분관계에 있다고 해석할 수 있다. 다시 말하면,  $X' = [y \ \pi \ R]$  모형에서 공적분벡터는  $\beta' = [-\beta_1 \ 1 \ -1]$ 로 주어진다. 이처럼 공적분 검정에서 공적분관계가 1개 존재한다면, 다변량 모형에서 1개의 일시적 충격과 2개의 항구적 충격이 있다고 해석할 수 있다. 여기서, 식별전략의 핵심은  $3 \times 3$ 의 장기승수행렬  $\Phi(1)$ 에 공적분제약을 부여하는 것이다. 장기승수를  $\Phi(1) = [A \ 0]$ 로 나타낼 때, 처음 두 열은 2개의 항구적 충격에 대한  $X_t$ 의 장기반응을 나타낸다. 마지막 열은 일시적 충격에 대한  $X_t$ 의 장기반응을 나타내는데, 이는 0으로 가정되었다. 한편, 공적분벡터의 모수는 항구적 충격의 장기승수를 제약하는데 사용하였다. 특히  $A = \lambda \Lambda$ 로 분해하면, 행렬  $\Lambda$ 는 각각의 열이 공적분벡터와 직교한다는 조건 ( $\beta' \Lambda = 0$ )에 의해서 그 구성요소를 알 수 있는  $n \times k$  공적분 구조행렬이다. 한편,  $2 \times 2$  완전위수 행렬  $\Lambda$ 는 대각선 원소가 1로 정규화된 하방 삼각행렬이다. 이러한 조건으로 우리는 모형의 항구적 충격을 유일하게 식별할 수 있다.

이제, 3변수 모형은  $\Delta X_t = \lambda \Lambda \epsilon_t$ 의 형태로 다음과 같이 나타난다.

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta R_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \beta_1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \lambda_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

식 (7)에서 행렬  $\lambda$  각각의 열은 행렬  $\Lambda$ 와 함께 항구적 충격을 해석하는데 이용된다. 이 경우 첫 번째 충격과 두 번째 충격은 각각 실물충격과 디스인플레이션 정책충격이다. 위 식에 의하면, 디스인플레이션 정책충격은 인플레이션율과 이자율에는 장기적으로 1:1의 비례적 영향을 미치지만 장기적으로 산출량수준에는 영향을 미치지 못한다.

3변수 SVEC모형의 이러한 방법론은 3변수 모형에 총통화( $M2$ )를 추가하고 있는 4변수 모형 ( $X' = [y \ M \ \pi \ R]$ )의 경우에도 그대로 적용된다.<sup>11)</sup>

4변수 SVEC모형은 다음과 같다.



$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta M_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta R_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ \beta_1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & 1 & 0 \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

식 (8)에서 첫 번째 충격은 실물충격, 두 번째 충격은 통화충격, 그리고 세 번째 충격은 디스인플레이션 정책충격이다. 위 식에 따르면, 디스인플레이션 정책충격은 장기적으로 인플레이션을 자체와 명목이자율 그리고 통화에는 1:1의 비례적 영향을 미치지만 산출량수준에는 영향을 주지 못하고 있다.

마지막으로, 5변수 SVEC모형은 다음 식에서처럼 4변수 모형에 유가의 로그인  $O$ 의 차분변수를 추가( $X' = [y \ M \ O \ \pi \ R]$ ) 하고 있다.<sup>12)</sup>

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta M_t \\ \Delta O_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta R_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_1 & 1 & \beta_2 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & 1 & 0 \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

식 (9)에서 첫 번째 충격과 두 번째 충격은 각각 실물충격과 통화충격을 나타내며, 세 번째 충격은 유가충격이다. 네 번째 충격은 디스인플레이션 정책충격으로 장기 산출량수준에 영향을 미치지 못하는 것으로 제약되었다.<sup>13)</sup>

결국, 이상과 같은 모형 및 식별구조는 실질변수인 산출량수준과 인플레이션간의 단기 관계를 추정하기 위한 시도이다. 이를 위해, 본 연구에서 우리는 항구적 디스인플레이션 정책충격은 산출량수준에 단기적으로 영향을 미칠 수 있으나 장기적으

- 11) 4변수 모형의 공적분 제약식은 통화량  $M$ 을 포함한  $\pi = c + R + \beta_1 y + M + \epsilon$ 으로 설정하였다. 여기서 현실적으로 인플레이션 충격에 대해 명목이자율 뿐만 아니라 통화량도 장기적으로 비례적으로 영향을 받을 수 있다는 점을 감안하여  $R$ 뿐만 아니라  $M$ 의 계수도 1이라는 가설을 설정하여 통계적 유의성 여부를 검정하였다.
- 12) 5변수 모형의 공적분 제약식은  $\pi = R + \beta_1 y + M + \beta_2 O + \epsilon$ 이다. 4변수 모형과 마찬가지로 인플레이션율과 명목이자율, 그리고 통화량이 장기적으로 비례적 관계를 가진다는 관계식을 설정하였다.
- 13) 본 고에서는 유가충격이 실질 GDP에 장기적으로 비례적 영향을 미칠 수 있다는 사실을 감안하여 인플레이션율과 유가간의 장기적 비례 관계를 설정하고 공적분 가설 검정을 실시하였지만 유의적 결과를 얻지 못했다.

로는 영향을 주지 못하고 있음을 가정하고 있다. 즉, 본 연구는 경제변수의 장기적 변동보다는 단기적 변동에 중점을 둔 식별구조에 기초하여 분석을 행하고 있다.

### III. 실증분석

#### 1. 사전적 자료 분석

본 연구에서 이용된 변수는 실질GDP, 총통화( $M2$ ), 인플레이션(GDP디플레이터의 상승률), 콜금리, 그리고 유가의 분기별 자료이다. 실질GDP와 총통화는 X12 ARIMA 방법으로 계절 조정하였다.

분석기간은 1976년 4/4분기부터 1997년 3/4분기까지이다. 분석의 시작기간을 1976년 4/4분기로 한정된 것은 현재 활용 가능한 자료의 한계 때문이며, 분석 마감기간을 1997년 3/4분기로 제한한 것은 1997년 12월 외환위기 직전 및 직후의 심각한 인플레이션 및 산출량의 변동이 회생비율의 추정에 왜곡적 영향을 미치는 것을 피하기 위해서이다. 본 연구의 자료와 출처 등은 <표 1>에 정리되어 있다.

SVEC모형은 기본적으로 분석 시계열이  $I(1)$ 일 것을 가정하고 있다. 즉, 모든 시계열이 단위근을 가지고 있으며 1차 차분을 통해서 안정적 시계열로 전환된다는 것이다. 이러한 조건을 확인하기 위하여, 우리는 회생비율의 추정에 앞서 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 및 Phillips-Perron(PP)의 방법을 이용하여 분석 대상 변수들의 단위근 존재유무를 검정하였다. 검정모형으로는 상수항만 있는 모형 및 상수항과 추세가 동시에 있는 모형을 모두 선정하여 민감도를 살펴보았다. 단위근 검정을 위한 모형의 적정시차는 두 가지 정보 기준, 즉 AIC(Akaike information criteria) 정보기준과 SIC(Schwarz information criteria) 정보기준을 이용하였는데 적정시차는 1~3인 것으로 나타났다.

<표 2>의 단위근 검정결과에 의하면, 거의 모든 변수들에 단위근이 존재하여 1차 차분하여야 안정적 시계열로 전환되었다. 그러나, 총통화의 경우 ADF 검정결과 1차 차분을 하여도 단위근이 있는 것으로 나타난 반면, PP방식에 의한 검정 결과 상수항만 포함된 모형에서 1차 차분 후 안정적 것으로 드러났다. 이에 본 연구에서 총통화도 다른 변수와 마찬가지로 1차 차분 안정적  $I(1)$ 으로 가정하였다.

앞에서 살펴보았듯이 본 연구의 방법론은 공적분관계의 수와 공적분벡터를 SVEC 모형의 식별제약으로 사용하고 있다. 따라서, 실제인플레이션, 명목이자율, 통화, 실질산출량 및 유가간의 장기 안정적 공적분관계의 성립여부가 매우 중요하다.

공적분관계의 성립여부를 확인하기에 앞서 필요한 것은 분석모형에 적용할 시차 길이(lag-length)의 선정이다. 이를 위해 우리는 일반적으로 이용되는 AIC정보기준이나 SIC정보기준대신 우도비(Likelihood-ratio: LR) 검정에 근거하여 시차를 결정하였다.<sup>14)</sup> <표 3>은 우도비(LR) 검정의 결과를 보여주고 있는데, 세 가지 모형 모두 적정 시차는 5로 나타났다.

<표 1> 분석 자료의 설명

구분	변수	전환	자료원	분석기간
통화( $M$ )	$M2$	계절조정 자연대수화	한국은행	1976. 4/4 ~1997. 3/4
물가( $\pi$ )	GDP디플레이터 상승률	원계열	한국은행	
실질산출량( $y$ )	실질GDP	계절조정 자연대수화	한국은행	
명목이자율( $R$ )	콜금리(1일물)	원계열	IMF	
유가( $O$ )	두바이 유가	원계열 자연대수화	IMF	

<표 2> 단위근 검정결과

	ADF				Phillips-Perron			
	수준		1차 차분		수준		1차 차분	
	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가	상수항	추세 첨가
실질GDP	-1.25*	-2.02*	-6.26	-4.34	-0.73*	-1.63*	-8.64	-8.70
총통화( $M2$ )	-0.19*	-4.03**	-3.07**	-3.99**	-2.75*	-5.01	-3.91	-3.98**
GDP디플레이터 상승률	-1.96*	-2.57*	-6.41	-6.38	-1.78*	-2.52*	-8.72	-8.67
콜금리	-2.61*	-3.21*	-7.96	-7.94	-1.94*	-7.38*	-2.52	-7.34
유가	-2.06*	-2.59*	-4.91	-4.94	-2.29*	-2.65*	-7.11	-7.09

주: \*와 \*\*는 각각 5%와 1%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못함을 뜻함.

14) DeSerres and Guay(1995)는 장기 제약이 있는 벡터오차수정모형에서 우도비(LR) 검정을 통해 선정된 적정 시차는 일반적 정보기준에 의한 그것보다 신뢰성이 높다고 주장하고 있다.

〈표 3〉 적정 시차의 선정(LR검정)

모형	변수	적정 시차	우도비(LR) 검정 ( $p$ 값)
3변수 모형	실질GDP, 콜금리, GDP디플레이터 상승률	5	0.4781
4변수 모형	실질GDP, 콜금리, GDP디플레이터 상승률, 총통화	5	0.4128
5변수 모형	실질GDP, 콜금리, GDP디플레이터 상승률, 총통화, 유가	5	0.3500

주: 최대 시차(8)를 기준으로 가설 검정을 실시함.

이제, 공적분 검정을 위한 분석모형을 설정하기로 하자. 공적분 검정시 일반적으로 적용되는 방법은 변수가 일정한 추세를 보이는 경우 상수항을 제외하고, 그렇지 않은 경우에는 상수항을 포함하는 모형을 사용하는 것이다. 물론, 분석대상 변수에 추세가 존재하는지의 여부를 쉽게 판단할 수는 없다. 본 연구에서 우리는 이자율이나 유가 등의 변수는 일정한 추세를 보이지 않는다는 점을 감안하여 상수항이 있는 모형을 우선적으로 선택하기로 하였다. 그 후, 상수항의 포함여부는 가설검정을 통하여 확인하였다.<sup>15)</sup>

본 연구에 사용된 변수들간에 공적분이 존재하는지의 여부에 관한 검정결과는 〈표 4〉~〈표 6〉에 나타나 있다. 검정시 사용된 기준 통계량은 Osterwald-Lenum(1992)의  $\lambda$ -Max 및 trace이다. 본 연구의 3변수, 4변수 및 5변수 SVEC모형의 모든 경우 공적분 검정을 위한 모형으로는 상수항이 있는 모형을 적용하였다. 신뢰수준에 따라 다소의 차이는 있지만 모든 모형에서 공적분관계가 없다는 귀무가설은 기각되었다. 즉, 우리의 세 가지 모형 모두에서는 적어도 1개 이상의 공적분관계가 존재한다.

15) 분석모형에 상수항이 포함되는지의 여부는 Johansen and Juselius(1990)가 제시한 방법을 적용하여 판정하였다. 이 방법은 Johansen의 공적분벡터제약에 대한 가설을 검정하는 방법의 하나로 상수항이 0이라는 제약을 주고, 이것이 유의한지를 검정하는 기법이다. 본 연구의 분석모형에서 상수항이 0이라는 제약은 대부분 기각되었다.

〈표 4〉 3변수 모형의 공적분 검정결과

모형	공적분 계수 (rank)	검정통계치		신뢰수준					
		$\lambda - Max$ (a)	trace (b)	90%		95%		99%	
				$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace
3변수	0	31.29	58.19	19.77	32.00	22.00	34.91	26.81	41.07
(GDP디플레이터	1	21.20	26.90	13.75	17.85	15.67	19.96	20.20	24.60
상승률, 실질GDP,	2	5.30	5.30	7.52	7.52	9.24	9.24	12.97	12.97
물금리)									
시차 = 5									
결과	공적분 관계 있음								

주: 1) (a) 귀무가설  $H_0: CI(\text{cointegration}) \leq r$ ,  $H_1: CI(\text{cointegration}) = r+1$ ,  
 (b) 귀무가설  $H_0: CI(\text{cointegration}) = r$ ,  $H_1: CI(\text{cointegration}) = r+1$ .  
 2) 신뢰수준은 Osterwald-Lenum (1992) 기준임.

〈표 5〉 4변수 모형의 공적분 검정결과

모형	공적분 계수 (rank)	검정통계치		신뢰수준					
		$\lambda - Max$ (a)	trace (b)	90%		95%		99%	
				$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace
4변수	0	57.88	119.81	25.56	49.65	28.14	53.12	33.24	60.16
(GDP디플레이터	1	35.63	61.94	19.77	32.00	22.00	34.91	26.81	41.07
상승률, 실질GDP,	2	17.56	26.31	13.75	17.85	15.67	19.96	20.20	24.60
M2, 물금리)	3	8.75	8.75	7.52	7.52	9.24	9.24	12.97	12.97
시차 = 5									
결과	공적분 관계 있음								

주: 〈표 4〉 참조.

〈표 6〉 5변수 모형의 공적분 검정결과

모형	공적분 계수 (rank)	검정통계치		신뢰수준					
		$\lambda - Max$ (a)	trace (b)	90%		95%		99%	
				$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace	$\lambda - Max$	trace
5변수	0	64.36	153.33	31.66	71.86	32.40	76.07	39.79	84.45
(GDP디플레이터	1	37.79	88.96	25.56	49.65	28.14	53.12	33.24	60.16
상승률, 실질GDP,	2	22.33	51.17	19.77	32.00	22.00	34.91	26.81	41.07
M2, 물금리, 유가)	3	17.03	28.84	13.75	17.85	15.67	19.96	20.20	24.60
시차=5	4	11.81	11.81	7.52	7.52	9.24	9.24	12.97	12.97
결과	공적분 관계 있음								

주: 〈표 4〉 참조.

공적분관계가 존재하는 경우 편의상 우리는 이를 한 개로 제약하였다. 이는 가능한 한 특성치(eigenvalue)가 가장 높은 관계만을 활용하기 위한 의도에 기인한다. 이러한 제약은 또한 공통추세의 수를 충분하게 확보할 수 있게 해주는 이점도 제공한다.<sup>16)</sup>

다음의 <표 7>~<표 9>는 특성치가 가장 큰 공적분벡터만을 대상으로 한 인플레이션과 명목이자율 그리고 통화량간의 선형관계에 관한 가설 검정결과를 보고하고 있다. 이들 변수의 장기 안정적 관계를 검정하기 위하여 인플레이션과 명목이자율 그리고 통화량이 1:1의 관계를 갖는다는 제약을 부과하고, 우도비검정을 통해 기각 여부를 검정하였다. 검정결과 본 연구의 세 가지 모형 모두에서 인플레이션과 명목이자율 사이에는 1:1의 관계가 성립하였다.<sup>17)</sup>

이상의 분석결과에 의하면, 인플레이션과 명목이자율 및 분석변수간의 장기 공적분관계는 다음과 같다.

$$\pi = R - 0.042y + 49.11 \quad (10)$$

$$\pi = R - 8.527y + M + 4966.3 \quad (11)$$

$$\pi = R - 8.999y + M - 0.890O + 5794.3 \quad (12)$$

식 (10)~(12)에서  $\pi$ 는 GDP디플레이터의 상승률이고,  $R$ 은 콜금리이다. 또한,  $y$ ,  $M$  및  $O$ 는 각각 실질GDP, 총통화 및 유가의 로그 변환이다.<sup>18)</sup>

16) 또한 본 고에서 공적분 계수를 결정하는 주요기준의 하나로 공적분 관계의 이론적 설명가능성, 즉 피서가설에 주목하였다.

17) 4변수, 5변수 모형에서 인플레이션을  $\pi$  와 명목이자율  $R$ , 그리고 총통화  $M$ 간의 1:1 제약하의 검정결과도 성립하였다.

18) 식 (12)에 나타난 유가와 인플레이션간의 음(-)의 관계는 국내물가에 미치는 유가의 효과가 제대로 반영되지 못하였음을 시사하고 있다. 이는 정부의 유가규제와 같은 외부적 요인과 유가상승에 의한 국내경기의 침체가 크게 작용한 결과로 추측된다.

〈표 7〉 3변수 모형의 가설 검정결과

	계수	$\pi$	$R$	$y$	상수	$p$ 값
3변수 모형 (시차=5)	$\beta^1$	1.00	-1.00	0.042	-49.111	0.20
	$\beta^2$	1.00	-1.00	-0.012	0.00	0.04
	$\alpha^1$	0.054 (0.746)	0.147 (3.124)	-0.215 (-4.783)		
	$\alpha^2$	0.060 (1.773)	0.047 (2.048)	-0.108 (-5.128)		

주: 1)  $\beta^1$ 과  $\beta^2$ 는 각각 상수항이 있는 모형과 상수항이 없는 모형에서  $\pi: R = 1:1$ 이라는 제약하의  
공적분벡터임.  $\alpha^1$ 과  $\alpha^2$ 는 각각  $\beta^1$ 과  $\beta^2$ 에 대응하는 조정계수임.  
2) ( )내는  $t$ 값임.

〈표 8〉 4변수 모형의 가설 검정결과

	계수	$\pi$	$R$	$y$	$M$	상수	$p$ 값
4변수 모형 (시차 = 5)	$\beta^1$	1.00	-1.00	8.527	-1.00	-4966.324	0.23
	$\beta^2$	1.00	-1.00	11.364	-1.00	0.00	0.00
	$\alpha^1$	0.013 (2.485)	0.012 (3.591)	-0.019 (-7.403)	0.021 (1.939)		
	$\alpha^2$	-0.000 (-1.945)	-0.000 (-1.599)	0.000 (3.195)	0.001 (3.638)		

주: 〈표 7〉 참조

〈표 9〉 5변수 모형의 가설 검정결과

	계수	$\pi$	$R$	$y$	$M$	$O$	상수	$p$ 값
5변수 모형 (시차 = 5)	$\beta^1$	1.00	-1.00	8.999	-1.00	0.890	-5794.3	0.98
	$\beta^2$	1.00	-1.00	5.619	-1.00	-5.087	0.00	0.00
	$\alpha^1$	0.012 (1.594)	0.011 (2.333)	-0.030 (-9.016)	0.025 (1.616)	0.037 (0.718)		
	$\alpha^2$	-0.002 (1.455)	0.003 (2.591)	-0.003 (-3.091)	0.006 (1.687)	0.034 (2.980)		

주: 〈표 7〉 참조

## 2. 희생비율의 추정결과

본 연구에서 우리는 희생비율의 크기를 앞에서 설정한 SVEC모형을 벡터이동평균모형의 형태로 전환시킨 후 충격반응함수를 통해 추정하고 있다. 즉, 디스인플레이션충격에 대한 인플레이션율의 변화와 실질산출량의 누적적 손실을 비교하여 희생비율을 추정할 수 있다.

이를 위해서는 먼저 디스인플레이션 정책충격이 지속되는 기간( $\tau$ )을 결정하여야 한다. Cecchetti and Rich(1999)는 미국의 경험을 토대로  $\tau$ 를 5년으로 상정하고 있다. 한국의 경우에도 충격반응함수의 분석결과 약 3~5년 이후에 디스인플레이션 정책충격이 미미해지는 것으로 나타났다. 이에 따라 본 연구에서 우리는 Cecchetti and Rich(1999)와 동일하게 희생비율의 추정기간을 최대 5년으로 하였다.

이제, 3변수와 4변수 및 5변수 SVEC모형 각각에서 디스인플레이션 정책충격에 따른  $\tau$ 기 이후 인플레이션의 수준차이와  $\tau$ 기까지 발생한 연간 실질산출량의 누적적 손실을 충격반응함수를 통하여 계산할 수 있다.<sup>19)</sup> 각 모형에서 희생비율은 인플레이션의 수준변화에 대한 실질산출량의 누적 손실 비율이다. 세 모형에서 희생비율의 점추정치는 다음의 <표 10>에 나타나 있다.

실질GDP와 GDP디플레이터의 상승률 및 콜금리로 구성된 3변수 SVEC모형에서의 희생비율은 4.62이었다. 3변수 모형에 통화량을 포함한 4변수 모형의 경우에 희생비율은 5.41로 추정되었다. 마지막으로 4변수 모형에 유가를 추가한 5변수 모형에서 희생비율의 추정치는 5.29이었다.

본 연구에서 추정된 희생비율의 크기는 모형의 크기가 늘어나더라도 큰 변화 없이 약 4.6~5.4를 유지하고 있다. 이는 희생비율의 추정치가 모형이 확대되면서 크게 변동한다는 Cecchetti and Rich(1999)의 연구결과와 대조를 이루는 것이다. Cecchetti and Rich(1999)의 경우에는 3변수(실질산출량과 인플레이션의 1차 차분변수 및 실질이자율) 단순 차분 SVAR모형에서의 희생비율은 1.28이고, 4변수(실질산출량과 명목이자율의 1차 차분변수, 실질이자율 및 실질통화증가율) 모형에서의 희생비율은 9.87로서 모형이 확장될수록 심한 격차를 보여주고 있다.

19) 본 연구의 세 가지 SVEC모형은 모두 상수항을 포함하고 있으며, 시차는 공적분벡터의 추정과 동일하게 5로 통일하였다.



〈표 10〉 한국의 희생비율: 1976년 4/4분기~1997년 3/4분기

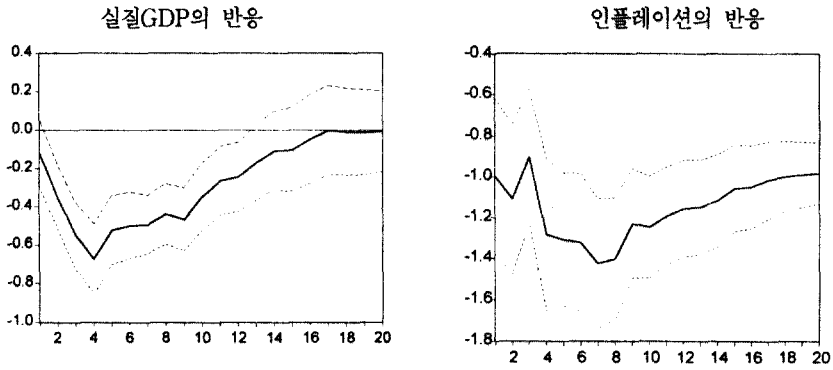
모형	희생비율
3변수 모형	4.62
4변수 모형	5.41
5변수 모형	5.29

한편, 〈그림 1〉~〈그림 3〉은 각각 본 연구의 3변수와 4변수 및 5변수 모형에서 디스인플레이션의 한 단위 표준편차 충격에 대한 실질GDP와 인플레이션의 동태적 반응을 보여주고 있다. 그림의 충격반응함수에서 상하 점선은 한 단위 표준편차의 90% 신뢰구간을 나타내는데, 이는 희생비율 추정량의 표본분포를 근사화시켜주는 몬테칼로 모의실험을 10,000번 반복해서 얻어낸 결과이다.

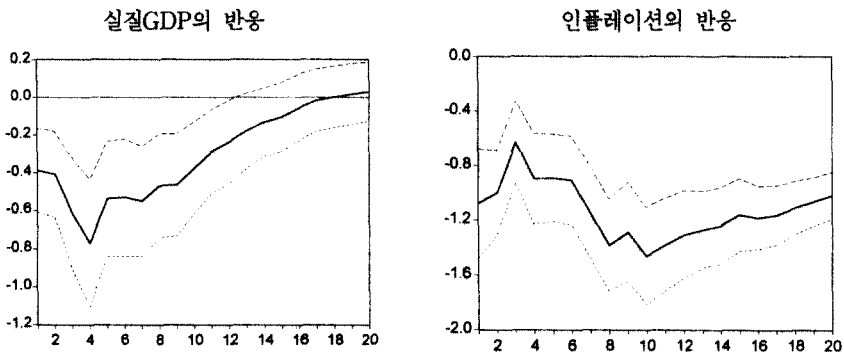
충격반응함수에 나타난 산출량과 인플레이션의 동태적 반응을 살펴보면 세 가지 모형에서 거의 동일한 모습을 발견할 수 있다. 이는 본 연구의 세 가지 모형에서 희생비율의 크기가 4.6~5.4로 안정적이라는 사실과 궤를 같이하는 것이다. 디스인플레이션 정책충격에 대해 산출량수준은 감소하다가 원래 수준을 회복하는 모습을 보이고 있다. 인플레이션의 초기 반응도 감소로 나타나지만, 인플레이션은 산출량의 반응과는 달리 원래 수준을 회복하지 못하고 약 1% 포인트 정도 항구적으로 감소하고 있다.

이러한 충격반응함수를 통하여 3변수 모형의 경우 1% 포인트의 디스인플레이션 정책충격으로 산출량수준이 단기적으로 뚜렷한 감소반응을 보이고 있음을 알 수 있다. 아울러, 90% 신뢰구간이 영(0)을 포함하지 않고 확실한 음(-)의 수준을 유지하여 충격반응함수의 관계에 대한 신뢰를 높여주고 있다. 4변수 모형의 경우에도 디스인플레이션 정책충격에 대해 산출량수준이 감소반응을 보여주고 있으며, 90% 신뢰구간이 음(-)의 범위를 유지하여 관계의 정확도가 유지된다고 해석할 수 있다. 또한, 5변수 모형의 경우에도 1% 포인트의 디스인플레이션 정책충격에 대해 산출량수준의 반응이 명확히 음(-)으로 인식될 수 있는 구간이 3변수 및 4변수 모형과 마찬가지로 10분기 정도 유지되고 있다. 이상의 분석결과는 희생비율 추정치의 90% 신뢰구간이 너무 넓고 영(0)을 걸치고 있어 희생비율 점추정치의 정확도가 매우 낮다는 Cecchetti and Rich(1999)의 그것과 참예한 대조를 보이는 것이다.

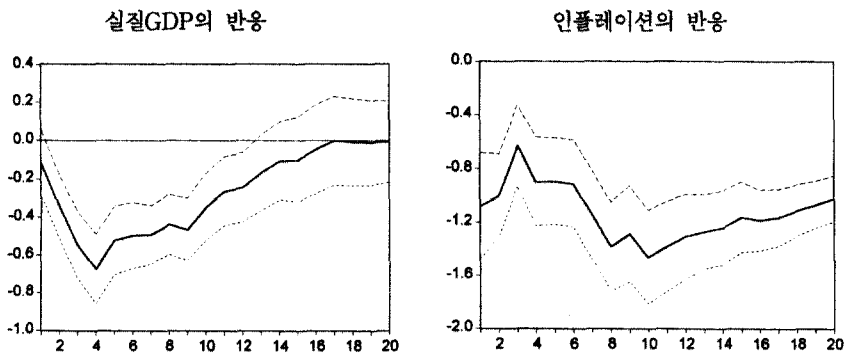
〈그림 1〉 3변수 모형: 디스인플레이션 정책충격에 대한 반응



〈그림 2〉 4변수 모형: 디스인플레이션 정책충격에 대한 반응



〈그림 3〉 5변수 모형: 디스인플레이션 정책충격에 대한 반응



#### IV. 결론

물가상승률의 하락이 초래하는 단기 산출량비용 즉, 희생비율의 크기에 관한 실증분석은 1970년대 말 이래 많은 연구의 초점이 되어왔다. 최근까지 희생비율에 관한 국내외의 연구는 Okun(1982)이나 Gordon and King(1982)처럼 축약형 모형에 의존하거나, Ball(1994) 등을 따라 특정한 디스인플레이션 시기만을 분석대상으로 삼아왔다. 경기침체기뿐만 아니라 호황기도 표본으로 선정하고 순수한 의미의 긴축 금융정책에 기인하는 희생비율을 추정하려는 최초의 시도는 비교적 최근 Cecchetti and Rich(1999)에 의해 이루어졌다.

본 연구에서 우리는 Cecchetti and Rich(1999)가 사용한 단순 차분 구조적 벡터 자기회귀모형을 공적분을 감안한 구조적 벡터오차수정모형으로 확장하여 1976년 4/4분기~1997년 3/4분기 동안 한국의 희생비율을 추정하였다. 본 연구에서 상정하고 있는 모형은 세 가지인데, 가장 단순한 형태의 3변수 모형은 실질GDP와 인플레이션 및 콜금리로 구성되어 있다. 4변수 모형은 이에 총통화( $M2$ )를 더하고 있으며, 마지막으로 5변수 모형은 4변수 모형에 유가를 추가하고 있다.

Cecchetti and Rich(1999)의 분석결과와 좋은 대조를 이루고 있는 본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 한국의 희생비율은 분석모형에 상관없이 4.6~5.4로 안정적으로 추정되었다. 즉, 연간단위로 측정된 물가상승률이 항구적으로 1% 포인트 떨어질 때 5년간에 걸쳐 누적적으로 발생하는 산출량의 손실은 연간 실질GDP의 4.6~5.4% 정도이다. 둘째, 본 연구의 희생비율 추정치는 모든 모형에서 몬테칼로 모의실험을 통한 90% 신뢰구간이 영(0)을 포함하고 있지 않아 정확성이 높은 것으로 밝혀졌다.

■ 참고 문헌

1. 김양우·최성환, "우리나라의 거시계량모형-BOK92," 『조사통계월보』, 한국은행, 1993, pp. 20~88.
2. 박상훈, 「한국에서의 산출량과 인플레이션의 관계변화에 관한 연구」, 연세대 석사학위논문, 1996.
3. 손영기, 「금융정책의 전달경로와 희생비율에 관한 연구」, 서강대 박사학위논문, 2001.
4. Abel, A. B. and B. S. Bernanke, *Macroeconomics*, 3rd ed., Addison-Wesley Publishing Company, 1998.
5. Ball, L. M., "What Determines the Sacrifice Ratio?" *Monetary Policy*, ed. N. Gregory Mankiw, University of Chicago Press, 1994, pp. 155~182.
6. Barro, R. J., "Inflation and Growth," Federal Reserve Bank of St. Louis, *Economic Review* (May/June), 1996.
7. Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review* 79, 1989, pp. 655~673.
8. Boschen, J. F. and C. L. Weise, "Is Delayed Disinflation More Costly?" *Southern Economic Journal* 67, 2001, pp. 701~712.
9. Cecchetti, S. G., "Comment," *Monetary Policy*, ed. N. Gregory Mankiw, University of Chicago Press, 1994, pp. 188~193.
10. Cecchetti, S. G. and R. W. Rich, "Structural Estimates of the U.S. Sacrifice Ratio," Federal Reserve Bank of New York, *Staff Report*, No. 71, 1999.
11. DeSerres, A. and A. Guay, "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs(or VECM) with Long-Run Restrictions," Bank of Canada, *Working Paper* No. 95-9, 1995.
12. Feldstein, M. S., *The Costs and Benefits of Achieving Price Stability*, University of Chicago Press, 1999.
13. Filardo, A. J., "New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation," Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review* (Third quarter), 1998.
14. Gordon, R. J. and S. R. King, "The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models," *Brookings Paper on Economic Activity* 1, 1982, pp. 205~242.
15. Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990, pp. 169~210.
16. King, R., C. Plosser, J. Stock and M. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review* 81, 1991, pp. 819~840.
17. Mankiw, N. G., *Macroeconomics*, Worth Publishers, 1991.
18. Okun, A. M., "Efficient Disinflationary Policies," *American Economic Review* 68, 1978, pp. 348~352.
19. Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics*

- and Statistics* 54, 1992, pp. 461~472.
20. Schelde-Andersen, P., "OECD Country Experiences with Disinflation," *Inflation, Disinflation, and Monetary Policy*, ed., Adrian Blundell-Wignell, Reserve Bank of Australia: Ambassador Press, 1992.

## Structural Estimates of the Sacrifice Ratio : The Case of Korea

Joonwon Kim\* · Youngki Sohn\*\*

### Abstract

This paper estimates the short-run output cost of disinflationary policy, usually referred to as the sacrifice ratio, in the Korean economy from structural vector error-correction models. Our analysis that extends simple first difference structural VAR models into the structural vector error-correction models contrasts well with structural VAR models of Cecchetti and Rich(1999) in the following two respects. Firstly, the size of the Korean sacrifice ratio is stable in all models ranging from 4.6 to 5.5. Secondly, the 90% confidence interval from the Monte Carlo simulations does not cover zero for the point estimate of the sacrifice ratio in each model implying that the sacrifice ratio is precisely estimated.

**Key Words:** sacrifice ratio, disinflation, structural vector error-correction model

---

\* Associate Professor of Economics, Sogang University

\*\* Manager of Research Division, The Korea Chamber of Commerce & Industry