

韓國의 犧牲率 推定: 非線型的 接近*

許鉉承*

논문초록 본 연구는 한국경제를 대상으로 디스인플레이션(disinflation) 정책이 감수해야 하는 생산량의 손실비율인 희생률(sacrifice ratio)을 추정한다. 본 연구는 특히 비선형 필립스 곡선에서 제시하는 바와 같은 인플레이션과 생산량간의 비선형 관계에 주목하며 이러한 선형으로부터의 이탈을 logistic smooth transition autoregression(LSTAR) 설정을 통하여 명시적으로 모형에 포함한다. 실증분석 결과 LSTAR모형은 내재된 비선형성을 잘 반영하는 것으로 나타났다. 추정된 희생률은 정책의 실행시기 및 추진속도 그리고 정책의 목표가 디스인플레이션인가 아니면 인플레이션 상승압력을 선제적으로 억제하는가의 여부에 따라 상이하게 나타났다. 이러한 결과는 곧 선형의 필립스 곡선에 의존하는 통상적인 방법이 희생률에 대한 잘못된 유추 및 적합하지 않은 정책제언을 유도할 수 있다는 점을 시사한다.

핵심 주제어: 희생률, 비선형, LSTAR

경제학문헌목록 주제분류: C3, E5

* 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 지원에 의해서 연구되었음(KRF-2001-003-C00154). 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사위원께 감사드립니다.

** 한림대학교 경제학부 조교수, e-mail: hshuh@hallym.ac.kr

I. 서론

디스인플레이션(disinflation) 정책은 통상 단기의 생산량 손실을 동반한다. 1980년대 및 1990년대 초의 디스인플레이션이 심각한 경기침체를 동반했던 것이 대표적인 예라 하겠다. 따라서 정책담당자는 긍정적인 효과뿐만 아니라 감수해야 하는 비용 또한 균형있게 고려하여 결정되어야 한다. 이러한 점은 한국을 포함한 다수의 경제가 통화정책의 목표를 물가안정으로 명시하는 물가안정목표제(inflation targeting)를 도입하면서 더욱더 중요한 이슈가 되었다. 물가안정목표제의 성공적인 수행을 위해서는 낮은 인플레이션의 달성과 유지뿐 아니라 그러한 과정에서 초래될 수 있는 경기둔화/침체의 최소화도 동시에 고려해야 한다.

당연히 감수해야 하는 생산량손실에 대한 정확한 추정은 디스인플레이션 정책의 손익을 평가하는 데 필수라 하겠다. 통상적인 방법은 필립스 곡선(Phillips curve)에 근거하여 인플레이션의 1% 하락에 수반되는 생산량의 누적적인 손실비율인 희생률(sacrifice ratio)을 추정하는 것이다. Okun(1978)이 미국경제의 경우를 들어 보고한 희생률 10%가 대표적인 예라 하겠다. 이 연구에서는 선형의 필립스 곡선을 상정하여 희생률도 고정되어 있다는 가정하에 추정되었다. 그 이후 희생률을 추정하는 대부분의 실증연구도 유사한 선형의 틀에서 이행되었다.

그러나, 최근에 비선형 형태의 필립스 곡선을 제시하는 다양한 이론적 모형들이 연구되고 있다. 예를 들어 독점적 경쟁(monopolistic competitive) 모형에서는 기업들이 시장점유율을 유지하기 위해 가격상승을 억제하며 호황기에도 가격상승보다는 매출증가 전략을 구사한다. 이는 경기가 상승함에 따라 인플레이션에 대한 영향이 둔화되는 오목한(concave)한 형태의 필립스 곡선을 시사한다. 반면에 생산제약(capacity constraints) 모형에서는 호황시 초과수요는 생산력증가보다는 물가상승압력으로 작용한다. 이는 경기가 상승함에 따라 인플레이션에 대한 영향이 가중되는 볼록한(convex) 형태의 필립스 곡선을 제시하고 있다. 산출량-인플레이션간의 비선형 형태가 인플레이션의 수준에 연계되는 이론적 모형도 있다. 예를 들어 메뉴비용(menu cost) 모형에서는 물가상승시 기업들이 가격조정의 폭과 빈도를 증가시킨다. 이러한 행태는 물가상승에 영향을 미치나 산출량에 미치는 영향은 상대적으로 적어 볼록한 형태의 필립스 곡선과 일치된다.¹⁾

만약 필립스 곡선이 비선형이면 희생률도 비선형의 형태가 된다. 최근에는 비선

형 형태의 희생률 또는 산출량-인플레이션간의 관계를 보고하는 실증분석 결과들도 증가하고 있다. 대표적으로 Schelde-Anderson(1992), Ball(1994) 그리고 Jordan(1997)의 실증분석은 OECD국가들 대부분이 비선형 형태의 희생률을 갖는다고 결론지었다. 비선형 희생률에 대한 연구는 미국 및 물가안정목표제를 일찍이 도입한 국가들을 대상으로 특히 활발하게 이루어지고 있다. 예를 들어 미국은 Clark et al.(1996), Filardo(1998) 및 Clark et al.(2001), 캐나다는 Laxton(1993), Dupasquier and Ricketts(1998) 및 Huh and Lee(2002), 호주는 DeBelle and Vickery(1998) 및 Huh(2002), 그리고 영국은 DeBelle and Laxton(1997) 등이 있다. 이들 연구들은 희생률이 경기변동이나 인플레이션의 수준에 비선형적으로 연계되어 있음을 재차 확인하였다.

한국의 경우 현재까지 체계적인 연구가 없는 상태이다. 김양우·최성환(1993)이 BOK92모형을 이용하여 1975~1991년의 기간에 대해 희생률 0.9를 보고하였으나 선형의 가정하에서 추정된 결과이다. 비선형 관계에 대한 많은 연구결과들과 한국이 이미 물가안정목표제를 채택하고 있다는 사실을 상기하면 연구의 필요성은 시급하다 하겠다. 본 연구는 이러한 점을 인식하고 한국의 희생률을 비선형적으로 추정한다. 분석모형은 최근의 Filardo(1998), Huh(2002) 및 Huh and Lee(2002)의 연구결과를 따라 연립방정식모형을 이용하여 단일방정식모형에 의존한 대부분의 기존 연구보다 더 정확하고 풍부한 분석이 가능하다.²⁾ Filardo는 Tong(1983)의 threshold autoregression설정을 다변수모형으로 확대하여 미국의 희생률을 추정한 반면 Huh와 Huh and Lee는 VAR모형에 logistic smooth transition autoregression(LSTAR)설정을 첨가하여 호주 및 캐나다의 희생률을 추정하였다. 두 방법의 가장 두드러진 차이는 전자는 국면전환이 즉각적인(discrete) 반면 후자는 점진적(smooth)이고 연속적(continuous)으로 진행된다는 것이다. 본 연구에서는 후자의 경우를 채택하여 희생률의 비선형성을 모형화한다.

점진적 국면전환모형은 희생률이 인플레이션과 인플레이션 기대심리의 느린 조정과정 및 관성(inertia)에 기인함을 상기하면 즉각적인 국면전환모형보다 더 적합

1) 비선형 필립스 곡선에 대한 미시경제학적 고찰은 Dupasquier and Ricketts(1998)를 참조하라.

2) Cecchetti(1994)와 Rowe(1998)가 지적한 바와 같이 단일방정식에 의존한 연구는 필립스 커브의 추정시 자주 제기되는 내생성(endogeneity) 문제에 여전히 노출되어 있으며 또한 비선형성도 제한적으로만 반영하는 단점이 있다.

하다고 할 수 있다. 인플레이션은 시간의 흐름에 따라 느리게 움직여 강한 지속성(persistence)과 관성을 띠는 경향이 있다. 소비자들의 인플레이션 기대심리 또한 적응적인(adaptive) 조정과정 등에 기인하여 느리게 조정되는 경향이 있다. 임금이나 물가에 대한 결정은 미래의 변화에 대한 기대에 의해서 결정되므로 이러한 느린 조정과정은 자기실현(self-fulfilling)을 통해 관성을 창출한다. 추가로 소비자는 서로 다른 정도의 관성을 보일 수 있으며 따라서 다른 시차를 가지고 조정과정을 거칠 수 있다. 이러한 행위들을 합한 집계자료(aggregate date)를 고려할 경우 국면전환의 경로는 즉각적인 조정보다는 점진적인 조정과정을 허용하는 모형에 의해서 더 잘 반영될 수 있다고 하겠다.

본 연구는 Gordon and King(1982), King and Watson(1994), Cecchetti(1994) 및 Cecchetti and Rich(2001) 등의 연구와 같은 맥락에서 실질산출량, 인플레이션 그리고 교역조건으로 구성된 VAR모형을 실증분석의 기본모형으로 한다. 교역조건의 포함은 기존의 연구와 다소 다른데 Schelde-Anderson(1992)과 Ball(1994)은 이 변수의 변동이 인플레이션 조정과정을 통해 회생률에 중요한 영향을 줄 수 있다고 밝히고 있어 추가되었다.³⁾ 모형은 교역조건교란, 국내공급교란 그리고 국내수요교란 3개의 구조적 교란을 포함한다고 가정한다. 회생률은 기존의 연구들을 따라서 국내수요교란에 대한 산출량의 반응과 인플레이션의 반응의 비율로 정의한다. 회생률의 도출을 위해서는 모형에 내재된 구조적 교란항의 식별이 선행되어야 한다. 본 연구에서는 Shapiro and Watson(1988)이 선형VAR모형의 식별에 이용한 장기제약(long-run restriction)과 외생성(exogeneity) 조건을 비선형인 LSTAR모형에 확장하여 응용한다.⁴⁾

이하 논문의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 비선형 회생률의 정책적 시사점을 간략하게 논의하고 이에 연계되어 본 논문에서 답하고자 하는 문제들을 발의한

3) 수입물가상승은 시차를 가지고 소비자물가상승을 부추기고 따라서 인플레이션을 낮추기 위해서는 전보다 더 큰 산출량의 손실을 감수해야 한다. 추가로 만약 수입물가상승이 환율절하를 통해서 소비자의 인플레이션 기대심리에 상승압력으로 작용하면 그 비용은 더욱 더 커질 것이다. 한국이 소규모개방경제임을 감안하면 이러한 교역조건의 회생률에 대한 영향은 특히 연관이 있다고 볼 수 있다.

4) King and Watson(1994)은 당기제약(contemporaneous restriction) 조건을 이용하여 식별한 필립스 곡선의 추정결과가 제약의 부과방향에 따라 변한다는 점을 지적했다. 반면에 본 논문과 같이 장기제약조건을 이용하는 식별은 당기에서 변수간의 상호작용을 제약하지 않고 자유로이 추정되도록 허용한다.

다. 제Ⅲ절에서는 실증분석에서 이용될 모형을 설정하며 제Ⅳ절에서는 분석결과를 보고한다. 마지막 제Ⅴ절에서는 실증분석 결과에 기초하여 정책적 함의를 제시하며 논문을 마무리한다.

II. 이론적 배경에 대한 고찰

필립스 곡선이 선형인 경우 디스인플레이션 정책이 감수해야 하는 산출량의 손실은 동일한 폭의 인플레이션을 용인하여 얻을 수 있는 추가적인 산출량과 일치한다. 또한 희생률은 통화정책의 시행시기에 무관하게 일정하다. 정책을 적시에 시행하지 못하더라도 1차 후생손실(first-order welfare loss)은 없다는 의미이다. 산출량의 변동성은 산출량의 평균수준에 영향을 미치지 않기 때문에 통화정책은 산출량의 변동성은 변화시킬 수 있으나 산출량의 평균수준에는 영향을 주지 못한다. 결국 De Long and Summers(1988)가 밝힌 바와 같이 정책오류는 산출량의 변동성이 사회 후생함수에 명시적으로 포함돼 있지 않는 한 1차 후생손실을 초래하지 않는다.

그러나 필립스 곡선이 비선형이면 전혀 다른 결과가 도출된다. 생산제약모형에서 제시하는 바와 같이 필립스 곡선이 볼록인 경우에는 디스인플레이션 정책이 감수하여야 할 산출량의 감소가 동일한 폭의 인플레이션을 용인하여 얻을 수 있는 추가적인 산출량보다 크다. 이는 물가상승압력을 선제적(preemptive)으로 억제하는 것이 차후에 상승된 물가를 원상태로 복귀시키기 위해 강력한 통화긴축을 시행하는 것보다 저비용정책임을 의미한다. 바꿔서 말하면 시행시기를 놓치면 고인플레이션과 차후에 이를 원수준으로 복귀시키기 위해서 더욱더 강력한 통화긴축이 요구되어 진다. 산출량의 변동성은 산출량의 평균수준에 직접적 영향을 준다. 특히 Clark et al. (1996) 및 Nobay and Peel(2000)는 산출량의 변동성을 감소시키는 통화정책은 산출량의 평균수준을 증가시킨다는 점을 강조하고 있다. 따라서 산출량의 변동성을 감소시키는 안정화정책은 1차 후생이득을 얻을 수 있고 경기변동을 증폭시키는 정책오류는 그 반대의 결과를 의미한다.

독점적 경쟁모형에서 제시하는 바와 같이 필립스 곡선이 오목이면 결과는 역전된다. 인플레이션을 용인하여 추가적으로 얻을 수 있는 산출량이 동일한 폭의 디스인플레이션을 위해 감수해야 하는 산출량의 손실보다 크다. 따라서 인플레이션 상승

압력을 선제적으로 공략할 이유가 없다. 오히려 인플레이션 상승압력은 경기가 호황일수록 둔화되므로 고성장을 목적으로 이를 의도적으로 용인할 요인이 존재한다. 또한 오목한 필립스 곡선은 산출량 변동성 또는 경기변동을 증폭시키는 것이 산출량의 평균수준을 증가시킨다는 것을 시사한다.

이와 같이 매우 상이하게 제시되는 정책적 함의는 필립스 곡선이 어떤 형태의 비선형을 갖는가에 대한 연구의 중요성을 부각시킨다. 그럼에도 불구하고 아직까지 비선형의 정확한 형태에 대해서 합의가 이루어지고 있지 않다. 또한 이론적 모형들이 명시하는 비선형의 모양은 실증분석에서 추정이 가능하지 않을 수도 있다. 추가로 Dupasquier and Ricketts (1998)는 한 가지 형태의 비선형보다는 복수의 비선형을 같이 고려하는 모형이 자료를 더 잘 설명할 수 있다고 밝히고 있다. 이러한 점들을 종합하여 본 논문은 특정한 형태의 비선형 필립스 곡선만을 선택하여 추정하기 보다는 VAR모형에 LSTAR설정을 첨가하여 비선형성을 모형화 하는 좀더 포괄적인 접근방법을 취한다. VAR-LSTAR모형은 신축적이기 때문에 경제이론에서 제시하는 다양한 형태의 비선형성을 반영할 수 있으며 또한 굴절곡선(kinked curve)과 같은 한 구역에서는 오목하고 다른 구역에서는 볼록한 형태도 포용한다.

VAR-LSTAR모형에서 변수들의 반응계수와 그들의 조합인 회생률은 교란의 부호 및 크기 그리고 교란이 발생하기 직전의 경제상태, 즉 초기여건에 따라 결정된다. 통상적인 선형모형은 이러한 요인들에 무관하게 항상 일정한 회생률을 갖는다. 자연히 본 논문에서 이용하는 모형은 선형의 경우보다 정확하고 풍부한 정책적 제언을 제공할 수 있다. 또한 만약 회생률이 정말로 비선형의 형태를 갖는다면 선형모형에 의거하여 유추된 회생률은 오류일 수 있으며 적합하지 않은 정책제언을 유도할 수 있음을 의미한다. 회생률을 결정하는 상기의 3가지 요인들을 좀더 상세히 살펴보자.

첫째는 수요에 대한 양의 교란과 음의 교란이 서로 다른 효과를 보이느냐 하는 것이다. 음의 수요교란에 대한 두 변수의 반응비율은 디스인플레이션 정책이 감수해야 하는 산출량의 감소 즉 통상적으로 정의하는 회생률을 측정한다. 이에 비해 양의 수요교란에 대한 두 변수의 반응비율은 인플레이션을 용인할 경우 추가로 얻을 수 있는 산출량을 측정한다고 할 수 있다. 이 반응비율을 Cecchetti (1994)와 Jordan (1997)은 회생률에 대비해 이득률(benefice ratio)이라 불렀다. 역으로 말하면 만약 정책당국이 물가안정을 목적으로 물가상승압력을 초기에 선제적으로 억제

하면 이득률이 제시하는 만큼의 산출량손실이라는 기회비용이 따른다는 것이다. Filardo(1998)는 이러한 선상에서 이득률에 음의 부호를 붙여 물가상승압력을 초기에 선제적으로 억제할 경우에 감수해야 하는 비용이라 정의하는데 본 연구도 동일한 개념을 이용한다. 첫 번째 질문은 결국 정부정책이 디스인플레이션 정책인가 아니면 물가상승압력을 선제적으로 억제하려는 정책인가의 여부에 따라 산출량의 손실, 즉 희생률이 서로 상이한가를 보게 된다. 이 질문은 특히 물가안정목표제하에서 중요한 정책수단인 예방적 물가상승억제정책이 한국의 경우 과연 효과적인 수 있는가에 대한 답을 줄 수 있다.

둘째는 국내수요교란의 크기에 따라 그 효과가 상이한가 하는 것이다. 이 질문은 통상 gradualism과 cold turkey 중의 택일 문제로 집약되는 정책의 추진속도에 관한 것이다. Taylor(1983)로 대표되는 전자에서는 임금 및 가격의 경직성에 기인하여 경제는 통화긴축에 적용할 시간이 필요함을 부각시키며 점진적인 통화긴축이 후자와 같은 급격한 경우보다 산출량의 손실이 적은 저비용정책이라 제시한다. 반면에 후자에서는 cold turkey 전략과 같이 단기간의 급격한 통화긴축이 산출량의 손실이 적다고 역설한다. Sargent(1983)와 Ball(1994)에 의하면 급격한 통화긴축은 물가안정에 대한 정부의지의 신뢰도를 높여 소비자들이 빠르게 인플레이션 기대심리를 조정해 가며 결국 이는 감수해야 하는 산출량의 손실을 감소시키는 효과를 갖는다는 것이다. 본 논문은 희생률이 정책의 추진속도에 따라 변동할 수 있도록 허용함으로써 한국의 경우에 어떤 선택이 저비용의 전략인지를 유추할 수 있다.

마지막으로 국내수요교란의 효과가 발생 시점의 경제상황 즉 초기여건에 따라 상이한가 하는 것이다. 예를 들어 교란이 경기상승국면에 발생한 경우와 경기하락국면에 발생한 경우 그 효과가 서로 상이할 수 있다. 인플레이션 상승국면이냐 아니면 하락국면이냐의 여부에 따라 다를 수도 있다. 이는 곧 정책을 시행하는 시점의 경제상황이 희생률에 영향을 주는가를 판정한다.

III. 실증분석 모형설정

1. 선형 VAR 모형

본 논문의 실증분석에서 이용될 모형은 Huh (2002) 와 Huh and Lee (2002) 에 의거한다. 우선 교역조건(tt), 실질산출량(y) 그리고 인플레이션(π)의 1차 차분 변수들로 구성된 3변수 VAR모형을 상정한다. 이 모형은 교역조건교란(ε_{tt}), 국내공급교란(ε_{yt}) 그리고 국내수요교란($\varepsilon_{\pi t}$) 3개의 구조적 교란들에 의해서 영향을 받는다고 가정한다. 이들 구조적 교란들은 통상적으로 가정하는 바와 같이 영의 평균을 가지며 당기에서 서로 상관관계가 없다. 즉 $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt})=1$ for $i=j$ 및 $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt})=0$ for $i \neq j$. 추가로 한국은 소규모 개방경제라는 점에 근거하여 교역조건은 모든 기간에서 외생적으로 결정된다고 가정한다. 따라서 국내에서 발생한 교란 ε_{yt} 와 $\varepsilon_{\pi t}$ 는 교역조건에 아무런 영향을 주지 못한다. 이 제약조건을 모형에 부과하면 논문의 핵심인 산출량 및 인플레이션의 교란 ε_{yt} 과 $\varepsilon_{\pi t}$ 에 대한 동적 반응을 결과적으로 다음과 같은 2변수모형에서 동일하게 도출할 수 있다.

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^p a_{yt,i} \Delta tt_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{yy,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{y\pi,i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (1a)$$

$$\Delta \pi_t = \sum_{i=0}^p a_{\pi t,i} \Delta tt_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{\pi y,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{\pi \pi,i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_{\pi t} \quad (1b)$$

여기서 $\Delta = (1-L)$ 이며 L 은 시차운용자(lag operator)이다. 상기의 모형은 제약이 없는 3변수모형에 비해 현저하게 적은 개수의 모수를 갖는다. 이는 차후에 비선형 부문을 첨가하여 추정해야 할 모수의 수가 두 배로 늘어날 때를 미리 염두에 둔 경제적인 접근이라 하겠다.

식 (1a) 과 (1b) 에 상응하는 VMA(vector moving average) 모형을 표현하면:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \Gamma(L) \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \Gamma_{11}(L) & \Gamma_{12}(L) \\ \Gamma_{21}(L) & \Gamma_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{\pi t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

여기서 $\Gamma(L)$ 은 시차운용자 L 의 다항행렬이다. 모형에 있는 두개의 구조적 교란을 식별하기 위해서는 추가로 한 개의 제약조건이 필요하다. 본 연구에서는 Cecchetti (1994) 및 Cecchetti and Rich (2001)가 미국의 회생률을 추정하는데 이용한 국내수요교란은 장기에 산출량의 수준에 영향을 주지 않는다는 가정을 선택한다. 이 장기 제약조건은 식 (2)에 있는 장기승수행렬 $\Gamma(1)$ 의 원소 (1,2)를 영으로 (즉 $\Gamma_{12}(1)=0$) 제약함으로써 부과할 수 있다. 장기승수행렬이 이와 같이 축차형(lower triangular)인 경우 교란항의 식별은 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 방법을 통해서 쉽게 달성할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 Shapiro and Watson(1988)이 제안한 방법을 대신 이용하는데 이 방법은 식별을 위한 제약조건을 VMA모형이 아닌 VAR모형에 직접 부과한다. 차후 자세히 설명이 되겠지만 이러한 특성은 VAR모형에 LSTAR설정이 추가되었을 경우에도 회생률 등의 구조적 모형에 연계된 분석을 용이하게 할 수 있게 해준다.

Shapiro and Watson의 방법을 이용하여 장기제약조건 $\Gamma_{12}(1)=0$ 은 식 (1a)에 있는 변수 $\Delta\pi_t$ 의 계수들의 합을 영으로 (즉 $\sum_{i=0}^p a_{yx,i}=0$) 제약함으로써 부과할 수 있고 그 결과 식 (1a)는 다음과 같이 바꾸어 표현할 수 있다.

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^p a_{yt,i} \Delta t_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{yy,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} b_{yx,i} \Delta^2 \pi_{t-i} + \varepsilon_{yt}, \quad (1a')$$

여기서 $b_{yx,i}$ 는 식 (1a)에 있는 $a_{yx,i}$ 의 함수이다. 변수 π_t 는 $(p-1)$ 개의 시차를 가지고 2차 차분의 형태로 포함된다. 식 (1a')은 우변에 있는 $\Delta^2 \pi_t$ 때문에 통상적인 OLS로 추정할 수 없다. 그러나 대리변수추정법(Instrumental variables procedure)을 통하여 일치성(consistency)을 가진 모수추정을 할 수 있다. 적합한 대리변수는 Δy_t 와 $\Delta \pi_t$ 의 1부터 p 까지의 시차변수와 Δt_t 의 0부터 p 까지의 시차변수이다. 식 (1b)는 상기의 대리변수들에 식 (1a')에서 도출된 추정오차 $\hat{\varepsilon}_{yt}$ 를 추가하여 일치성을 가진 모수추정을 할 수 있다.⁵⁾ 이러한 방식으로 식 (1a')과 (1b)가 모두 추정되면 역의 관계를 취하여 식 (2)의 $\Gamma(L)$ 을 구하고 유추된 VMA모형을

5) 식 (1b)는 식 (1a')를 식 (1b)에 대입한 후 통상적인 OLS방법으로도 동일하게 추정할 수 있다.

이용하여 구조적 교란 ε_{yt} 와 $\varepsilon_{\pi t}$ 의 산출량과 인플레이션에 대한 영향을 평가할 수 있다. 만약 모형이 정확히 식별된(exactly identified) 경우면 Shapiro and Watson의 방법에서 도출된 결과는 Blanchard and Quah의 경우와 동일하다.

2. LSTAR모형

식 (1a')과 (1b)를 다음과 같이 행렬의 형태로 정리하면:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=0}^p a_{yt,i} L^i & \sum_{i=1}^p a_{yy,i} L^i & (1-L) \sum_{i=1}^p b_{y\pi,i} L^i \\ \sum_{i=0}^p a_{\pi t,i} L^i & \sum_{i=1}^p a_{\pi y,i} L^i & \sum_{i=1}^p a_{\pi\pi,i} L^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \pi_t \\ \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{\pi t} \end{pmatrix}$$

또는 기호로 간략히 표기하면

$$x_t = \varphi(L)x_t^* + \varepsilon_t. \quad (3)$$

이제 식 (3)의 구조적 방정식에 다음과 같이 LSTAR모형을 첨가한다.

$$x_t = \varphi(L)x_t^* + \varepsilon(L)x_t^* F(z_t) + \varepsilon_t. \quad (4)$$

여기서 $\varepsilon(L)$ 은 $\varphi(L)$ 에 있는 변수들을 동일하게 포함한다.⁶⁾ 이러한 설정하에서 LSTAR부분은 앞에서 설명한 선형부분과 마찬가지로의 원리로 식별을 위해 부과된 장기제약조건을 준수한다. 식 (4)의 $F(z_t)$ 는 다음과 같은 로지스틱(logistic) 함수의 형태를 갖는다고 가정한다.

$$F(z_t) = (1 + \exp\{-\lambda(z_t - c)/\delta_z\})^{-1}, \quad (5)$$

6) $\varphi(L)$ 과 $\varepsilon(L)$ 에서 상수항은 편의상 생략한다.

여기서 $F(z_t)$ 는 0과 1사이에 위치하며 λ 는 0보다 크다. 변수 z_t 는 전환지표 (switching indicator)이며 모수 c 는 모형의 국면전환이 일어나는 분계점(threshold)이다. 모수 λ 는 국면전환의 속도를 측정하며 클수록 국면전환이 빠르게 이행됨을 의미한다. 극단적으로 모수 λ 가 영에 접근하면 $F(z_t)$ 는 일정한 상수로 수렴하여 결과적으로 모형은 선형이 된다. 반면에 모수 λ 가 무한대로 접근하면 모형은 Tong (1983)의 threshold autoregression 설정과 일치하여 z_t 가 c 보다 큰가 또는 작은가의 여부에 따라 국면전환이 즉각적으로 이루어진다. 모수 δ_2 는 전환지표 z_t 의 표준편차인데 모수 λ 는 전환지표 z_t 의 크기에 영향을 받기 때문에 δ_2 로 나눈다. 이는 z_t 와 c 간의 차이인 $(z_t - c)$ 를 정규화하며 또한 모수 λ 의 해석과 추정을 위한 최적화에서 초기치의 선정을 용이하게 만든다. LSTAR모형에 대한 기술적 논의는 Granger and Teräsvirta (1993)와 Teräsvirta (1998)을 참조하라.

3. 비선형 회생률

선형모형의 경우 회생률은 식 (2)에서 도출된 충격반응계수를 이용하여 통상적인 방법으로 구할 수 있다. 정의상 인플레이션의 경우는 인플레이션의 수준에 미치는 영향을 그리고 산출량의 경우는 수요교란이 산출량 수준에 미치는 영향의 누적(cumulative)분을 고려하게 된다. 이를 정리하여 기간 ρ 에 대한 회생률 $SR(\rho)$ 을 표기하면

$$SR(\rho) = \frac{\sum_{j=0}^{\rho} (\partial y_{t+j} / \partial \epsilon_{\pi})}{(\partial \pi_{t+j} / \partial \epsilon_{\pi})} = \frac{\sum_{i=0}^{\rho} \sum_{j=0}^{\rho} \Gamma_{12,j}}{\sum_{j=0}^{\rho} \Gamma_{22,j}} \quad (6)$$

여기서 $\Gamma_{2,j}$ 는 식 (2)와 같이 변수들의 기간 j 에서 (즉 $L=j$) 수요교란에 대한 반응이다.

그러나 본 논문에서는 통상적인 충격반응함수 대신에 선형뿐 아니라 비선형에서도 활용될 수 있는 Koop et al. (1996)의 일반충격반응함수(generalized impulse

response functions: GIR)를 이용한다. 변수의 일반충격반응은 교란이 그 변수의 예측(forecast)에 미치는 영향을 교란이 없다고 가정한 경우(no shock' scenario)의 반응과 비교하여 도출한다. 정리하면 변수 x 의 일반충격반응 GIR_x 는 다음과 같이 두개의 조건부기대(conditional expectations)로 표기할 수 있다.

$$GIR_x(n, v_t, \omega_{t-1}) = E[x_{t+n}|v_t, \omega_{t-1}] - E[x_{t+n}|\omega_{t-1}], \quad n=0, 1, 2, \dots \quad (7)$$

여기서 n 은 예측기간, v_t 는 구조적 교란, ω_{t-1} 은 교란 발생직전의 경기상황 즉 초기여건, 그리고 $E[\cdot]$ 은 기대운용자(expectations operator)이다. 식 (7)을 이용하여 회생률을 구성하면:

$$SR(\rho) = \sum_{j=0}^{\rho} \sum_{i=0}^j GIR_y(j, \varepsilon_{\pi}, \omega_{t-1}) / \sum_{j=0}^{\rho} GIR_x(j, \varepsilon_{\pi}, \omega_{t-1}), \quad (8)$$

여기서 $GIR_y(j, \varepsilon_{\pi}, \omega_{t-1})$ 은 수요교란 ε_{π} 이 초기여건 ω_{t-1} 상황에서 발생한 경우 기간 j 가 경과된 후에 변수 y 에 미치는 영향이다. 같은 방식으로 $GIR_x(j, \varepsilon_{\pi}, \omega_{t-1})$ 도 정의된다. 선형의 경우 충격반응계수는 ω_{t-1} 에 무관하기 때문에 식 (7)에서 추정된 GIR는 식 (2)에서 통상적인 방법으로 추정된 충격반응과 동일하다. 따라서 식 (6)과 (8)에서 계산된 회생률 또한 일치한다.

그러나 본 논문에서 이용하는 LSTAR모형과 같은 비선형의 경우에는 충격반응이 교란의 부호 및 크기 그리고 초기여건에 따라 결정된다. 이러한 맥락에서 Koop et al.는 식 (7)의 우변에 있는 두개의 조건부 기대항을 확률변수(random variable)로 처리하였고 따라서 GIR_x 역시 확률변수가 된다. 이는 GIR과 회생률을 도출하기 위해서는 모형을 시뮬레이션(simulation)해야 한다는 것을 의미한다. 앞에서 이미 언급한 바와 같이 Shapiro and Watson모형에 연계된 GIR분석은 비선형성을 포함하기 위해 확장된 VAR-LSTAR모형에서 회생률과 같은 구조적 해석을 도출하는데 유용하게 이용될 수 있다. 왜 그런지를 좀더 자세히 보기 위해 식 (4)와 (5)에는 교란의 식별을 위한 제약조건이 VMA모형이 아닌 VAR모형에 직접 부과되었음을 상기하자. 이는 추정된 VAR-LSTAR모형에서 도출된 예측치 또한 동일한 제약조건

을 준수한다는 것을 의미하며 식 (7)에 따라서 교란에 대한 변수들의 구조적 반응인 GIR을 구성할 수 있다. 결과적으로 회생률은 식 (8)에 의해 VMA모형으로의 전환이 없이 이미 추정된 VAR-LSTAR모형의 예측치로부터 직접 도출할 수 있다. 본 논문에서 이용하는 simulation과정은 Koop et al. (1996)와 Weise(1999)의 방법을 따른다. 특히 Weise논문의 부록은 VAR-LSTAR모형의 시뮬레이션에 대해서 상세한 설명을 제공한다.

IV. 실증분석 결과

1. 선형VAR모형 추정

본 연구의 실증분석은 모든 자료가 취합 가능한 1971년 1분기를 시점으로 하며 한국경제에 외환위기의 효과가 본격화되기 직전인 1997년 4분기를 종점으로 한다.⁷⁾ 자료의 출처는 다음과 같다. 실질산출량(y)은 계절 조정되고 1995년 가격으로 표기된 지출GDP에 로그를 취한 값이다. 교역조건(tt)은 1995년을 기준으로 표기된 수출물가지수와 수입물가지수의 비율에 로그를 취한 값이다. 인플레이션(π)은 1995년을 기준가격으로 표기된 소비자물가지수의 분기별 백분율 변화율을 이용한다. 모든 자료는 한국은행 홈페이지(<http://www.bok.or.kr>)에서 내려 받았다. 상기의 물가지수 3개는 X-11 기법을 통해 계절조정 하였으며 월별자료로 집계되었기 때문에 이를 평균하여 분기별 수치로 전환했다.

- 7) 외환위기가 한국경제에 급격한 변화를 초래했다는 주장에는 반론이 없다. 그러나 이 기간을 실증분석에 포함시키는 방법에 대해서는 논의가 아직 미흡하다고 하겠다. 특히 외환위기를 일시적인 교란으로 고려할 지 아니면 한국경제의 체질을 변화시키는 근본적인 교란으로 고려할 지에 대한 결정은 실증분석의 모형설정 및 추정결과에 큰 영향을 줄 수 있는데 이에 대한 합의가 없다. 따라서 외환위기를 실증분석에 포함시키는 방법은 아직도 상당부분 자의적일 수 있으며 이러한 맥락에서 본 연구에서는 외환위기간을 배제했다. 추가로 외환위기가 1997년 11월에 시작되었기 때문에 1997년 4분기를 외환위기 이전의 기간에 포함시키는 것은 다소 자의적일 수 있다. 그러나 이 기간동안에 외환위기가 실물경제에 미치는 영향은 제한적이었고 실물변수들이 급격한 상승 또는 하락을 시작하는 1998년 1분기부터 본격화되었다고 볼 수 있다. 이러한 관찰과 자유도확보라는 중요한 문제를 감안하여 다소 자의적인 것임에도 불구하고 1997년 4분기를 실증분석에 포함한다. 외환위기이후의 자료가 축적되면 이러한 문제들에 대해서 좀더 유용한 연구가 가능하겠다.

기존의 연구들에서 한국경제는 1980년대 초를 기점으로 그 이전과 이후가 서로 다른 구조를 보인다고 관찰하고 이전을 고도 성장기 그리고 이후를 경제의 안정기로 정의하고 있다. 1980년대 이후에는 특히 안정된 인플레이션과 경제성장으로 경기변동폭이 크게 완화되었다. Rhee(1995)는 Hamilton의 Regime switching모형을 이용하여 한국의 인플레이션은 1981년도 초를 분기점으로 높은 인플레이션의 국면에서 낮은 인플레이션의 국면으로 전환되었다고 밝히고 있다. 홍성표(2000)도 가변모수모형을 통해서 이 시기부터 통화량의 인플레이션에 미치는 영향이 그전의 형태와는 매우 상이하게 안정적임을 보고했다. 이와 같이 구조적 변환의 가능성을 포함할 경우에는 두 기간을 분리하여 따로 추정하는 것이 가장 좋은 방법일 것이다. 그러나 두 기간을 분리하면 이전기간은 약 10년 정도를 포함하여 추정에 사용할 수 있는 자료수가 충분치 않다. 더욱이 추후에 이용하는 비선형 모형의 경우는 추정해야 할 모수의 수가 선형에 비해 2배로 증가하기 때문에 결국 이기간의 추정은 거의 불가능하게 된다. 그렇다고 구조적 변환을 무시할 경우에는 추정상의 여러 기술적 결함이 제기된다. 예를 들어 Ravn and Sola(1996)는 이러한 경우의 통계적 검정은 선형성을 허구적으로 기각하고 그 대신 비선형 모형을 채택할 위험이 증가되며 Bai and Perron(1998)은 변수들의 단위근(unit root)이나 공적분(cointegration)에 대한 검정결과도 왜곡될 수 있음을 입증했다. 이런 여러 문제들을 종합하여 본 논문의 실증분석에서는 1971Q1-1980Q4기간에 상수더미를 포함한다. t검정 결과 이 더미는 선형 및 VAR-LSTAR모형 모두에서 강하게 유의적이라 나타났다. 이 방법도 매우 바람직한 해결책은 아니지만 절실하게 필요한 자유도의 손실을 최소화하면서 구조적 전환의 가능성을 반영할 수 있다는 면에서 이용하기로 결정했다.

선형VAR모형을 추정하기 전에 개선된(augmented) Dickey-Fuller검정을 이용하여 각 변수의 적분차수(order of integration)를 조사했다. 검정결과 실질GDP, 교역조건 그리고 인플레이션 모두 $I(1)$ 과정으로 판명되었다. 이에 변수간의 공적분(cointegration) 관계를 검정하기 위해 교역조건을 외생변수로 하는 실질GDP와 인플레이션의 2변수모형에 Johansen방법을 적용했다. 그 결과 trace와 maximum eigenvalue검정 모두 5% 유의수준에서 공적분관계가 없음을 제시했다. 이러한 결과에 기초하여 식(3)을 실질GDP, 인플레이션, 교역조건 1차 차분변수, 상수항 그리고 1971Q1-1980Q4 기간을 표기하는 상수더미로 구성된 선형VAR모형을 이용하여 추정한다.⁸⁾ 모형에 포함되는 시차의 수는 $p=3$ 로 Sims의 likelihood ratio검정에 의해

서 결정됐다. 추정된 희생률은 <표 4>에 비선형모형의 결과와 같이 보고한다.

2. LSTAR모형의 검정

특정한 비선형성의 존재여부를 판정하는 검정법은 통상 Lagrange multiplier (LM) 류의 형식을 취하는데 그 이유는 물론 귀무가설에서 설정된 모형만(선형모형이 대표적 경우) 추정하면 되기 때문이다. 이 원리를 적용하여 식 (4) 및 (5)에서 선형모형을 가정하는 귀무가설 H_0 는 $\lambda=0$ 이며 이에 대비한 대립가설 H_1 은 $\lambda>0$ 으로 설정 할 수 있다. 하지만 모형이 대립가설하에서는 존재하나 귀무가설하에서는 정의되지 않는 문제가 발생한다. 말하자면 귀무가설이 사실일 경우 비선형 부문에 있는 $\varepsilon(L)$, λ 그리고 c 는 어떤 값도 가질 수 있다는 것이다. 이러한 문제를 피하기 위해 Luukkonen et al. (1988)와 Granger and Teräsvirta(1993)는 LSTAR부문을 1차 Taylor확장(first-order Taylor expansion)으로 근사시켜 이용하도록 권고하고 검정에 활용할 수 있는 모형을 제시했다. 이러한 방법을 채택하여 각 방정식에 대한 LM검정을 다음의 세 단계로 실시한다.

첫 번째 단계에서 귀무가설하의 모형인 식 (3)을 추정하고 생산량방정식에서 도출된 잔차를 $\hat{\mu}_{it}$ 그리고 인플레이션방정식에서 도출된 잔차를 $\hat{\mu}_{2t}$ 로 정의한다. 각 잔차 $\hat{\mu}_{it}$ 를 이용하여 잔차자승의 합 $SSR_i^0 = \sum \hat{\mu}_{it}^2$ 을 구한다.⁹⁾ 두 번째 단계에서 잔차를 $\psi(L)_i x_i^*$ 와 $Z_i \varepsilon(L)_i x_i^*$ 에 회귀하는 보조방정식을 추정한다. 이때 $\psi(L)_i$ 과 $\varepsilon(L)_i$ 는 식 (4)의 $\psi(L)$ 및 $\varepsilon(L)$ 에서 i 번째 변수에 해당하는 행이며 z_i 는 전환지표이다. 첫 번째 단계와 같이 도출된 잔차 (\hat{v}_{it})를 이용하여 잔차자승의 합 $SSR_i^1 = \sum \hat{v}_{it}^2$ 를 구한다. 마지막 단계로 i 번째 변수에 대한 검정통계량 $LM_i = T(SSR_i^1 - SSR_i^0)/SSR_i^0$ 을 구성한다. 물론 T 는 관찰치의 수이다. 귀무가설하에서 LM_i 는 $\chi^2(m_i)$ 의 분포를 가지며 자유도는 $z_i \varepsilon(L)_i x_i^*$ 에 포함된 설명변수의 개수 m_i 이다. 소규모자료의 경우에는 검정의 사이즈(size)와 파워

8) 구조적변환을 반영하는 상수터미는 선형부문에만 포함되고 차후에 첨가되는 LSTAR부문에는 포함되지 않는다.

9) III절 1에서 설명한 바와 같이 추정은 식 (1a')에서 식 (1b)의 순서로 실행되어야 한다.

(power)를 향상시키기 위해 F검정통계량 $F_1 = [(SSR_1^0 - SSR_1^1)/m_1]/[SSR_1^1/(T - 2m_1 - 1)]$ 의 사용을 권고한다. 최근에 Weise(1999)는 단일방정식에 의거한 상기의 검정법에 추가로 모형 전체를 함께 검정할 수 있는 Likelihood Ratio(LR) 검정법을 이용했다. 이 경우 선형의 귀무가설 H_0 은 모형내의 모든 방정식에서 $\lambda=0$ 이다. $\Omega^0 = \sum \hat{\mu}_t \hat{\mu}_t' / T$ 를 귀무가설하에서 추정한 분산-공분산행렬이며 $\Omega^1 = \sum \hat{v}_t \hat{v}_t' / T$ 은 그런 제약이 없이 추정한 분산-공분산행렬이라 하자. 여기서 $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})$ 및 $\hat{v}_t = (\hat{v}_{1t}, \hat{v}_{2t})$ 이다. LR통계량은 $LR = T\{\log|\Omega^0| - \log|\Omega^1|\}$ 이며 $(m_1 + m_2)$ 를 자유도로 하는 χ^2 분포를 갖는다.

두 검정법을 적용하기 위해서는 전환지표 z_t 을 사전에(a priori) 선택하여야 한다. 10) 본 논문에서 전환지표의 후보로 고려하는 변수는 다음과 같다. 첫째로 모형을 구성하는 산출량증가율(Δy)과 인플레이션변화율($\Delta \pi$)의 1부터 4까지의 시차변수들이다. 둘째로 외생변수로 모형에 포함된 교역조건변화율(Δtt)의 1부터 4까지의 시차변수들이다. 마지막으로 메뉴비용모형에서 제시하는 바와 같이 산출량-인플레이션간의 비선형적 형태가 인플레이션의 수준에 연계되었을 가능성이 있으므로 인플레이션(π)의 1부터 4까지의 시차변수를 추가한다. 검정결과는 <표 1>에 한계

<표 1> 선형대비 LSTAR모형 검정

전환 지표	LM검정		LR검정	전환 지표	LM검정		LR검정
	Δy	$\Delta \pi$	전체		Δy	$\Delta \pi$	전체
Δtt_{t-1}	0.18	0.14	0.17	$\Delta \pi_{t-1}$	0.00	0.00	0.00
Δtt_{t-2}	0.12	0.05	0.11	$\Delta \pi_{t-2}$	0.10	0.00	0.09
Δtt_{t-3}	0.21	0.14	0.20	$\Delta \pi_{t-3}$	0.18	0.08	0.16
Δtt_{t-4}	0.30	0.22	0.29	$\Delta \pi_{t-4}$	0.22	0.14	0.22
Δy_{t-1}	0.00	0.01	0.02	π_{t-1}	0.11	0.03	0.08
Δy_{t-2}	0.05	0.09	0.09	π_{t-2}	0.05	0.02	0.04
Δy_{t-3}	0.10	0.15	0.14	π_{t-3}	0.14	0.09	0.17
Δy_{t-4}	0.18	0.27	0.29	π_{t-4}	0.21	0.15	0.22

주: 보고된 수치는 한계유의수준(p-value)

10) 만약 z_t 을 모른다고 가정한다면 검정법은 이점을 반영하기 위하여 일반화되어야 한다. 이에 대한 논의는 Tsay(1986)와 Luukkonen et al. (1988)을 참조하라.

유의수준(marginal significance level: p -value)을 이용하여 정리하였다.

먼저 교역조건을 전환지표로 이용할 경우 LM 및 LR의 검정결과는 모두 선형의 귀무가설을 기각하기 어렵다고 나타났다. 반면에 산출량증가율 및 인플레이션변화율이 전환지표로 가정될 경우 귀무가설은 기각된다. 특히 전환지표가 Δy_{t-1} 과 $\Delta \pi_{t-1}$ 일 경우 LM 및 LR검정 모두 강하게 선형의 귀무가설을 기각하며 LSTAR설정을 선택한다. 통계적으로 두 경우보다는 정도가 다소 약하기는 하나 π_{t-2} 를 전환지표로 가정할 경우도 유의적임을 나타내고 있다. 종합하면 검정결과는 LSTAR설정에 대해 견고한 실증적 근거를 제공한다고 볼 수 있다.

물론 모형에 포함되어 있지 않은 변수들을 포함해서 다양한 변수 및 함수형태를 전환지표로 고려할 수 있다. 하지만 모든 모형을 추정해볼 수는 없으며 또한 어떤 변수를 전환지표로 이용해야 한다는 이론적 근거도 충분치 않다. 이러한 맥락에서 본 논문은 <표 1>의 결과에 의존하여 전환지표를 선정한다. 특히 Granger and Teräsvirta(1993)와 Teräsvirta(1998)가 제시한 유의적인 변수 중에 가장 작은 한계 유의수준을 가진 것을 선택하라는 권고를 따른다. 이 판정법의 논리적 근거는 다음과 같다. 상기의 검정법은 LSTAR모형을 가정하는 대립가설이 옳게 설정되었을 때 가장 높은 파워를 갖는다. 만약 적합하지 않은 전환지표를 이용하여 대립가설을 설정하면 통계량은 어느 정도의 파워는 가질 수는 있으나 전환지표가 옳게 선정된 경우에 비해 틀림없이 뒤떨어진다. 이러한 연유에서 귀무가설을 가장 강하게 기각하는 말하자면 한계유의수준이 가장 작은 전환지표를 선정하는 것이 바람직하다는 논리이다. 이러한 판정법에 의거하여 Δy_{t-1} 및 $\Delta \pi_{t-1}$ 를 전환지표로 설정한다. 그러나 π_{t-2} 의 경우는 앞에서 언급한 이론적 근거 및 통계적 유의성이 일부 인정되므로 추후의 분석에서 함께 고려하기로 한다.

3. 구조적 VAR-LSTAR모형 추정

이론적으로 VAR-LSTAR모형은 비선형 최소자승법을 이용하여 추정할 수 있다. 그러나 실제추정에 있어서는 수렴(convergence)의 문제가 대두될 수 있는데 모수들이 과다하거나 또는 다른 모수들과 강하게 상관할 수 있기 때문이다. 이러한 문제는 본 논문에서 이용하는 VAR형태의 LSTAR모형일 경우 더욱 심각할 수 있으며 과

소식별 (under-identification) 을 유발할 위험도 있다. Teräsvirta (1998) 와 Teräsvirta et al. (1994) 의 연구에서는 $\Phi(L)$ 와 $\Xi(L)$ 의 특정 계수들이 서로 동일하거나 영이라 제약하여 상기의 수렴문제를 해결하고 있다. 그러나 이 방법 또한 변수간의 상호작용을 왜곡시킬 수 있어 VAR-LSTAR과 같은 다변수 모형의 경우에는 크게 도움이 되질 못한다. 특히 Weise (1999) 가 지적한 바와 같이 어떤 제약을 이용할지에 대한 이론적 지침이 거의 전무하며 추정결과가 임의로 부과된 제약에 따라 민감하게 변할 수 있다.

Weise는 VAR-LSTAR모형의 추정을 위한 대체방안을 제시했다. 우선, 식 (5)의 분계점 c 를 경제이론과 부합하는 특정상수로 가정한다. 그런 후에 국면전환의 속도를 측정하는 모수 λ 를 변화시키면서 모형의 각 방정식들을 OLS를 이용하여 추정한다. 마지막으로 잔차의 분산-공분산행렬의 로그행렬식을 최소화시키는 추정치 λ 를 최종 선택한다. 이 방법은 근거없이 계수를 제약하는 문제를 피할 수 있으나 추정의 효율성 (efficiency)이 저하될 수 있으며 모수 c 와 λ 의 표준오차를 구할 수 없다는 단점이 있다.¹¹⁾ 본 논문은 Weise의 방법을 따르나 추정의 정확성을 높이고자 다수의 분계점을 함께 고려한다. 각 전환지표마다 분계점 c 를 -4.0%에서 0.2%p씩 상승시키면서 6.0%까지 변동시킨다. 물론 이외의 수치들도 생각할 수 있으나 지정된 범위는 변수들이 분기별 변화율로 표기되어 있음을 감안하면 타당하다고 볼 수 있다. 이 범위는 산출량의 증가율 관찰치 중 3개만 제외한 나머지 (전체의 98%에 해당)를 모두 포함하며 인플레이션의 수준 및 변화율 관찰치를 95% 이상 포함한다.

식 (4) 및 (5)에서 제시하는 VAR-LSTAR모형을 산출량방정식 그리고 인플레이션 방정식의 순서로 대리변수추정법을 이용하여 추정한다. 도출된 잔차의 분산-공분산행렬의 로그 행렬식을 최소화하는 c 와 λ 의 쌍 (c, λ)을 최종적으로 구한다. 그 결과는 <표 2>의 두 번째 열에 보고한다. Δy_{t-1} 가 전환지표인 경우는 $c=1.6$ 와 $\lambda=5.62$ 를 선택했다. 전환지표가 $\Delta \pi_{t-1}$ 의 경우에는 $c=0.0$ 및 $\lambda=1.51$ 그리고 $\Delta \pi_{t-2}$ 일 경우는 $c=2.2$ 및 $\lambda=4.27$ 로 결정됐다. 세 경우 모두 λ 가 비교적 낮은 수치를 가져 국면전환이 점진적으로 이행되고 있음을 알 수 있다.¹²⁾ 비교분석을 위해서

11) Teräsvirta et al. (1994)도 동일한 방법을 단일변수 LSTAR모형의 추정에 이용하였다.

12) λ 의 의미를 좀더 명확히 하기 위해 전환지표가 $\Delta \pi_{t-1}$ 인 경우를 예로 보자. 우선 $F(z_t)=1$ 을 인플레이션 상승국면 그리고 $F(z_t)=0$ 을 인플레이션 하락국면으로 가정하자. 추정된 λ

〈표 2〉 모수 λ 및 c 에 대한 추정

전환지표	c 가 주어진 상태에서 λ 의 추정치	$\lambda = \infty$ 일 때 c 의 추정치
Δy_{t-1}	$c = 1.6 \quad \lambda = 5.62$	$\lambda = \infty \quad c = 2.46$
$\Delta \pi_{t-1}$	$c = 0.0 \quad \lambda = 1.51$	$\lambda = \infty \quad c = 0.72$
π_{t-2}	$c = 2.2 \quad \lambda = 4.27$	$\lambda = \infty \quad c = 3.02$

〈표 2〉의 세 번째 열은 λ 가 무한대로 ($\lambda \rightarrow \infty$) 접근하여 threshold autoregression 모형에서와 같은 즉각적인 국면전환을 가정하였을 경우의 추정결과이다. 분계점 c 는 잔차의 분산-공분산 행렬의 로그 행렬식을 최소화하는 값으로 선택됐다. 세 경우 모두 추정된 분계점이 두 번째 열의 점진적 국면전환을 가정하여 추정된 분계점과 상이하다. 이는 threshold autoregression 모형에서 유추된 결과와 본 논문의 VAR-LSTAR 모형에서 유추한 결과가 서로 상이하다는 것을 시사한다.

〈표 3〉은 추정된 VAR-LSTAR 모형에 대한 다양한 설정오류검정 (misspecification test)을 실시하여 그 결과를 한계유의수준으로 정리하였다. 두 번째 열에 보고된 F 통계량은 모든 추정식에 대해 선형의 귀무가설을 기각한다. 이 결과는 〈표 1〉에 보고한 내용과 일맥상통하며 LSTAR 설정이 적합했다는 것을 재확인한다. 전환지표가 Δy_{t-1} 및 $\Delta \pi_{t-1}$ 일 경우 각 추정식들은 다른 검정도 모두 통과하여 설정오류가 없음을 시사한다. 네 번째 및 다섯 번째 열에 보고한 LM 검정은 잔차에 자기상관 및 ARCH 효과가 없음을 보이며 여섯 번째 열에 있는 Jarque-Bera 검정은 정규성 (normality) 가정에도 무리가 없음을 나타낸다. 다만 전환지표가 Δy_{t-1} 일 경우 두 추정식의 잔차는 정규성 가정에 다소 위배됨을 보이고 있으나 10% 수준에서만 유의했다. 일곱 번째 열은 잔차에 비선형성이 잔존하는지를 IV절 2에서 설명한 LSTAR 검정법을 이용하여 확인하고 있다. 그 결과 모두 귀무가설을 채택하여 잔차에 더

=1.51에 의거하면 $\Delta \pi_{t-1}$ 이 분계점 $c=0$ 에서 한 단위의 표준편차만큼 클 경우 $F(z)$ 은 0.82에 근사한다. 현재국면은 인플레이션 상승국면과 하락국면을 각각 0.82 및 0.18로 가중치한 위치에 있다는 의미이다. 반대로 $\Delta \pi_{t-1}$ 이 영에서 한 단위의 표준편차만큼 작을 경우 $F(z)$ 은 0.18이므로 현재는 인플레이션 상승국면과 하락국면을 각각 0.18 및 0.82로 가중치한 국면에 위치한다. 당연히 λ 가 증가할수록 전환속도가 빨라지며 극단적으로 λ 가 무한대가 되면 국면전환이 즉각적으로 발생하는 threshold autoregression 모형의 형태가 된다는 것도 알 수 있다.

이상의 LSTAR요소는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

모형의 적합성에 대한 추가적인 검증으로 <표 3>은 모수불변(parameter constancy)에 대한 검정결과를 보고한다. 본 논문에서 이용하는 검정법은 Eitrheim and Teräsvirta (1996)와 Teräsvirta (1998)가 제시한 방법으로 모수불변의 귀무가설에 대비해 대립가설하에서는 모수들이 시간에 따라 점진적으로 변동한다고 가정한다.¹³⁾ 마지막 열에 정리된 바와 같이 Δy_{t-1} 와 $\Delta \pi_{t-1}$ 가 전환지표일 경우 어느 추정식도 모수불변의 귀무가설을 기각하지 않는다. 비교를 목적으로 동일한 검정을 선형모형에 적용하였다. 그 결과 산출량 및 인플레이션 추정식 모두에 대해 모수불변의 귀무가설이 강하게 기각되었다. 통계량이 각각 $F(30, 65)=4.62$ 및 $F(33, 61)=$

<표 3> 추정된 VAR-LSTAR모형에 대한 설정오류 검정

추정식	F test	$\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}_L^2$	AUTO (4)	ARCH (4)	Normality	LSTAR	Constancy
전환지표 = Δy_{t-1}							
Δy	0.04	0.80	0.26	0.31	0.06	0.18	0.21
$\Delta \pi$	0.02	0.82	0.17	0.15	0.09	0.13	0.32
전환지표 = $\Delta \pi_{t-1}$							
Δy	0.01	0.72	0.48	0.28	0.18	0.16	0.27
$\Delta \pi$	0.00	0.68	0.25	0.16	0.19	0.22	0.43
전환지표 = π_{t-2}							
Δy	0.03	0.91	0.18	0.12	0.03	0.02	0.02
$\Delta \pi$	0.04	0.86	0.16	0.04	0.00	0.25	0.14

주: 보고된 수치는 한계유의수준(p-value). 두 번째 열은 식 (4)에 있는 $F(z_i)$ 의 계수 모두가 동시에 0이라는 귀무가설을 F통계량을 이용하여 검정한 결과이다. $\hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}_L^2$ 로 표시된 세 번째 열은 추정된 VAR-LSTAR모형과 선형모형의 분산 비율로 이 비율이 1보다 작으면 전자의 분산이 후자보다 작다는 것을 의미한다. AUTO (4)와 ARCH (4)로 표기된 네 번째 및 다섯 번째 열은 각각 4차 자기상관과 4차 ARCH효과를 검정하는 LM검정통계량의 F분포에서 도출된 한계유의수준을 보고한다. 여섯번째 열은 잔차의 정규성을 Jarque-Bera검정법을 통해 실시한 결과이다. LSTAR이라고 표기된 일곱번째 열은 IV절 2에서와 동일한 방법으로 잔차에 LSTAR요소가 잔존하는지를 검정한다. 마지막 열은 모수불변의 귀무가설을 Eitrheim and Teräsvirta (1996)와 Teräsvirta (1998)의 방법을 이용하여 검정하는 F통계량의 한계유의수준을 보고한다.

13) Eitrheim and Teräsvirta와 Teräsvirta는 대립가설하에서 세가지 함수형태를 제시하는데 본 논문은 모수들이 단조적(monotonically)으로 뿐만 아니라 비단조적(nonmonotonically)으로도 변동한다는 가장 포괄적인 함수형태를 이용한다.

7.95로 한계유의수준이 모두 0%에 근사했다. 선형모형에서 모수불변이 기각된 것은 부분적으로는 비선형성을 무시하였기 때문이라 유추해 볼수 있으며 이러한 결과는 본 논문에서 이용한 LSTAR모형의 적합성을 다시 한번 부각시킨다.

하지만 전환지표 π_{t-2} 를 이용하면 상황이 크게 바뀐다. <표 3>에서 지적하는 바와 같이 두 추정식 모두 잔차의 정규성이 기각된다. 또한 인플레이션추정식에는 ARCH효과 그리고 생산량추정식에는 LSTAR요소가 잔존하고 있는 것으로 나타났다. 생산량의 추정식에 대해서는 모수불변의 귀무가설도 기각되었다. 이와 같이 여러 설정오류가 발생하는 것은 결국 추정된 모형이 실제의 비선형 형태에 충분히 근사하지 못하였기 때문이다. 다른 형태의 비선형 모형을 고려하여야 할 것이다. 어쨌든 모형의 적합성은 도출된 경제적유추가 타당성을 갖기 위해서는 반드시 선행되어야 하는 과제이다. 본 논문은 이러한 맥락에서 π_{t-2} 를 전환지표로 하는 모형은 더 이상 고려하지 않고 그 적합성이 검증된 Δy_{t-1} 및 $\Delta \pi_{t-1}$ 의 경우만 이어지는 분석에서 이용한다.

4. 비선형 회생을 추정

<표 4>는 식 (8)에 의거하여 5년($\rho=20$)의 기간에 대한 회생률을 보고한다. 보고된 수치는 식 (6)에서 제시하는 바와 같이 인플레이션 1%p 하락에 동반되는 산출량손실의 5년 누적분이다. 전환지표가 $\Delta \pi_{t-1}$ 일 경우를 모형A라 하고 회생률은 인플레이션이 상승국면($\Delta \pi_{t-1} > 0$)일 때와 하강국면($\Delta \pi_{t-1} < 0$)일 때의 두 가지 초기여건에 대해서 계산한다. y_{t-1} 이 전환지표 일 경우는 모형B라 하고 회생률을 마이너스 성장($\Delta y_{t-1} < 0$), 안정된 성장($0 < \Delta y_{t-1} < 3.2$) 그리고 고성장($\Delta y_{t-1} > 3.2$)의 세 가지 초기여건에 대해서 계산한다.¹⁴⁾ 교란의 크기는 1%와 2% 두 경우를 고려한다. 여기서 1%는 수요교란의 크기가 1.58%일 경우로 이 크기는 선형 모형에서 도출된 수요교란의 표준편차이다. 2%는 수요교란의 크기가 3.16%일 경

14) 마이너스 성장국면은 분기별 GDP성장율을 크기별로 나열하였을 경우 하위 16% 그리고 고성장국면은 상위 16%에 해당된다. 안정적 성장국면은 관찰치가 그 사이 즉 16%와 84%범위에 있는 경우로 한 단위 표준편차의 범위에 해당한다. 이와 같이 초기여건을 분할하는 것은 임의적이거나 모든 경우를 고려하는 것은 불가능하기 때문에 실증분석에서 피하기 어려운 선택이다.

우로 표에 보고된 수치는 각 변수들의 반응을 2로 나누어 1%에서의 결과와 비교가 용이하게 하였다.

시뮬레이션 결과 희생률은 교란의 부호에 따라 조직적으로 변화하고 있었다. 모형 A 및 B 모두 디스인플레이션의 경우에(음의 교란) 도출된 희생률은 선제적인 인플레이션 상승억제의(양의 교란) 경우와 상이하다. 희생률은 추가로 교란 발생직전의 경제상황 즉 초기여건에 따라 상이하다. 먼저 모형 A의 의도적인 디스인플레이션의 경우를 보면 시행시기가 인플레이션 상승국면 일 때의 희생률이 시행시기가 하락국면 일 때에 비해 훨씬 작다. 1%의 디스인플레이션은 경제가 인플레이션 상승국면에 있을 경우에는 3.86%의 산출량감소를 초래하나 인플레이션 하락국면에서는 산출량감소가 8.02%에 이른다. 전자에서의 통화긴축은 후자에 비해 적은 정도의 경기위축을 초래하고 따라서 산출량 손실이 더 적게 나타난다고 할 수 있다. 모형 B의 의도적인 디스인플레이션 경우는 희생률이 교란직전의 경기가 활발할수록 작아진다. 1%의 디스인플레이션은 저성장 국면에서는 9.23%의 산출량감소를 초래하는 반면 안정적인 성장국면에서는 산출량감소가 5.29% 그리고 고성장 국면에서는 3.16%로 나타났다. 직관적으로 경기가 좋을수록 통화긴축의 경기위축효과는 작게 나타나고 따라서 디스인플레이션 정책이 감수하여야 하는 산출량의 손실 또한 작아진다고 하겠다.

선제적인 인플레이션 상승억제의 경우도 희생률은 유사한 방향으로 초기여건에 따라 변화한다. 모형 A를 보면 희생률은 정책이 인플레이션 상승국면에서 실시된 경우가 하락국면에서 실시된 경우보다 훨씬 작다. 1%p의 인플레이션 상승을 방지

〈표 4〉 인플레이션 1%p 하락에 동반되는 산출량손실의 5년 누적분

교란의 크기	$\Delta\pi_{t-1}$ (모형 A)		Δy_{t-1} (모형 B)			선형 모형
	$\Delta\pi_{t-1}<0$	$\Delta\pi_{t-1}>0$	$\Delta y_{t-1}<0$	$0<\Delta y_{t-1}<3.2$	$\Delta y_{t-1}>3.2$	
	디스인플레이션					
1%	8.02	3.86	9.23	5.29	3.16	4.53
2%	9.56	4.41	11.85	6.62	3.99	4.53
	선제적인 인플레이션상승 억제					
1%	7.26	2.41	7.35	4.63	2.74	4.53
2%	8.59	3.79	9.09	5.91	3.57	4.53

하기 위해서 감수해야 하는 산출량의 손실은 인플레이션 상승국면에서 시행되면 2.41%인 반면 하락국면에서 시행되면 7.26%에 이른다. 정책당국은 주어진 폭의 인플레이션 상승을 유도하기 위해서는 인플레이션 상승국면 보다는 하락국면에 더 강도 있게 통화팽창을 허용해야 한다. 따라서 선제적인 인플레이션 상승억제 정책의 결과로 희생되는 산출량은 인플레이션 하락국면에 더 크다 하겠다. 모형B에서도 마찬가지로 선제적인 인플레이션 상승억제 정책의 희생률은 교란 발생직전의 경기가 활발할수록 작아진다. 1%p의 인플레이션 상승을 선제적으로 저지하기 위한 정책이 저성장 국면에서 실시되었을 경우 7.35%의 산출량 감소를 초래하는 반면 안정적인 성장국면에서는 산출량 감소가 4.63% 그리고 고성장 국면에서는 2.74%로 감소했다. 불경기에서 인플레이션 상승을 유발할 수 있을 정도의 경기활성화는 호경기에서 동일한 정도의 인플레이션 상승을 유발하는 경기활성화의 정도를 크게 초과할 것이다. 따라서 경제가 저성장의 국면일 경우 인플레이션 상승압력을 선제적으로 저지하기 위해서는 더 강도 높은 통화긴축을 필요로 하며 초래되는 산출량 손실 또한 크다는 것을 의미한다.

시뮬레이션결과는 또한 희생률은 교란의 크기에 따라 변화하며 의도된 인플레이션 변화폭이 클수록 희생률도 커짐을 보이고 있다. 이러한 결과는 모든 모형에 동일하게 나타나고 있다. 디스인플레이션의 경우를 예로 들어 모형A는 인플레이션 상승(하락)국면에서 발생한 1%p의 인플레이션 하락은 3.86(8.02)%의 산출량손실을 초래하나 2%p의 인플레이션 하락이 초래하는 산출량손실은 포인트당 4.41(9.56)%이다. 모형B의 경우도 모든 초기여건에 동일하게 1%p 디스인플레이션의 희생률은 2%p 디스인플레이션의 포인트당 희생률보다 작았다. 선제적인 인플레이션 상승억제의 경우도 동일한 결과가 유추된다. 초기여건에 무관하게 모형A와 B 모두 1%p의 인플레이션 상승을 선제적으로 저지하는 경우에 희생되는 산출량의 감소가 2%p상승을 선제적으로 저지하는 경우의 포인트당 산출량의 감소보다 적게 나타났다.

V. 정책적 함의 및 결어

회생률의 정확한 추정은 물가안정의 달성 및 지속적인 유지를 위한 정책을 결정 하는데 선행되어야 하는 중요한 과제이다. 이에 본 연구는 한국경제의 회생률 추정을 그 목적으로 하는데 특히 최근에 제기되고 있는 회생률의 비선형성에 주목한다. 이론적으로 제시되는 비선형성의 형태를 정확하게 추정하기는 현실적으로 어려우나 본 연구에서 이용된 VAR-LSTAR모형을 통해서 효과적으로 근사 시킬 수 있다고 나타났다. LSTAR설정을 통한 비선형성의 모형화는 회생률의 원인인 가격/임금의 경직성 및 인플레이션 기대심리의 느린 적응 그리고 소비자의 비동질성 등에도 잘 부합된다. 연구결과 한국의 회생률은 정책의 시행시기 및 추진속도 그리고 정책의 목표가 디스인플레이션인지 아니면 인플레이션 상승을 선제적으로 억제하려는 것인지 여부에 따라 상이하게 나타났다. 이러한 결과들은 선형에 의존하는 기존의 방법보다 정확하고 풍부한 정책적 제안을 시사하고 특히 초기단계에 있는 한국의 물가안정목표제의 성공적 수행을 위해서 유용한 정보를 제공한다.

첫번째 시사점은 통상적인 선형모형이 정책의 시행시기에 따라 회생률을 과대 또는 과소 평가한다는 것이다. 모형A를 예로 들어 선형모형에서 도출된 회생률은 정책이 인플레이션 상승국면에서 시행될 경우에는 과대평가하는 반면 인플레이션 하락국면에서 시행될 경우는 과소평가한다. 만약 경제가 실제 전자에 있었다면 비선형모형에서 도출된 낮은 회생률은 선형모형에서 제시하는 것보다 더 적극적인 통화긴축을 권고한다. 반대로 경제가 실제 후자에 있었다면 상대적으로 더 완화된 통화정책을 권고한다. <표 4>에 보고된 다른 경우들도 회생률이 정책의 시행시기에 따라 변화하는 유사한 결론을 내릴 수 있다. 통상적인 선형모형은 회생률에 대한 잘못된 유추 및 적합하지 않은 정책제언을 할 수 있다는 점을 시사한다.

두 번째 시사점은 선제적 통화정책의 유용성에 관한 것이다. 실증분석 결과 회생률은 디스인플레이션 정책의 경우가 선제적인 인플레이션 상승억제 정책의 경우보다 높았다. 말하자면 인플레이션 상승을 선제적으로 억제하는 정책이 동일한 수준의 디스인플레이션 정책보다 비용이 적게 소요된다는 것을 시사한다. 선제적인 통화정책은 통화정책의 효과가 통상 장기에 걸쳐 나타나고 파급효과도 가변적이라는 사실에 근거하여 정당화되곤 한다. 본 논문의 연구결과는 인플레이션의 상승압력에 선제적으로 반응하는 통화정책에 추가적인 동기를 부여한다. 선제적인 통화긴축은

인플레이션 상승압력이 빠르게 가속화되는 것을 사전에 예방함으로써 차후에 고인플레이션의 반전을 위해 요구되는 강력한 통화긴축을 피할 수 있다.

세 번째 시사점은 희생률이 통상 gradualism과 cold turkey중의 택일 문제로 집약되는 정책의 추진속도에 따라 변화한다는 점이다. 실증분석결과 1%p 인플레이션하락이 감수하여야 하는 산출량감소는 모든 경우에 걸쳐 2%p 인플레이션하락의 포인트당 산출량감소보다 작았다. 급격한 인플레이션 하락이 더 큰 희생률을 갖는다는 것은 gradualism이 cold turkey에 비해 저비용 전략임을 의미하며 점진적인 정책접근의 우수성을 역설한 Taylor(1983)의 주장을 뒷받침한다.

본 연구의 마지막 시사점은 정책실험(policy experimentation)에 관련된 것이다. *Journal of Economic Perspectives*의 최근호(11호, 1997)에서 여러 저자들이 연방준비제도이사회(Federal Reserve Board)는 미국경제의 최대역량을 장기적인 부작용이 없이 실험해 볼 수 있다고 주장했다. 특히 Stiglitz(1977)는 미국의 필립스 곡선이 오목하다는 관찰하에 그러한 실험은 경제적 후생을 증가시킬 수 있다고 역설했다. II절에서 언급한 바와 같이 오목한 필립스 곡선의 경우 인플레이션 상승압력은 경기가 호황일수록 둔화되므로 이러한 제언은 타당할 수 있다. 그러나 본 연구의 실증분석결과 필립스 곡선은 전형적인 볼록의 형태로 나타나 그러한 처방은 한국에 적합하지 않음을 시사한다.¹⁵⁾ 이 경우 만약 중앙은행이 경제의 최대역량을 실험할 의도로 경기를 과열시키면 볼록형태의 필립스 곡선이 제시하는 바와 같이 인플레이션 상승압력이 급격하게 가중될 것이다. 차후에 인플레이션 수준을 원래대로 복귀시키기 위해 감수하여야 하는 경기침체의 정도 및 지속기간은 실험에서 얻은 이득을 훨씬 초과 할 것이다.

15) Clark et al. (1996), Filardo(1998) 및 Laxton et al. (1999)는 미국의 필립스 곡선이 볼록함을 주장하며 정책실험에 대해 강한 우려를 제기한다.

■ 참고 문헌

1. 김양우·최성환, “우리나라의 거시계량모형-BOK92,” 『한국은행 조사통계월보』, 1993(2), pp. 20~88.
2. 홍성표, “통화량 변화와 인플레이션 관계의 비대칭성: GDP갭을 중심으로,” 『한국은행 경제 분석 6』, 2000, pp. 89~119.
3. Bai, J. and P. Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica* 66, 1998, pp. 47~78.
4. Ball, L., “What Determines the Sacrifice Ratio?” in *Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles 29, (ed.) G. Mankiw, Chicago: University of Chicago Press, 1994, pp. 155~182.
5. Blanchard, O. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Shocks,” *American Economic Review* 79, 1989, pp. 655~673.
6. Cecchetti, S., “Comment,” in *Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles 29(ed.), G. Mankiw, Chicago: University of Chicago Press, 1994, pp. 188~193.
7. Cecchetti, S. and R. Rich, “Structural Estimates of the U.S. Sacrifice Ratio,” *Journal of Business and Economic Statistics* 19, 2001, pp. 416~427.
8. Clark, P., D. Laxton, and D. Rose, “Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus,” *IMF Staff Papers* 43, 1996, pp. 216~251.
9. ———, “An Evaluations of Alternative Monetary Policy Rules in a Model with Capacity Constraints,” *Journal of Money, Credit and Banking* 33, 2001, pp. 42~64.
10. Debelle, G. and D. Laxton, “Is the Phillips Curve Really a Curve?: Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States,” *IMF Staff Papers* 44, 1997, pp. 249~282.
11. Debelle, G. and J. Vickery, “Is the Phillips Curve a Curve?: Some evidence and implications for Australia,” *Economic Record* 74, 1998, pp. 384~398.
12. De Long, B. and L. Summers, “How does Macroeconomic Policy Affect Output?” *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1988, pp. 433~480.
13. Dupasquier, C. and N. Ricketts, “Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship,” in *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, Ottawa: Bank of Canada, 1998, pp. 131~173.
14. Eitrheim, O. and T. Teräsvirta, “Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of Econometrics* 74, 1996, pp. 59~75.
15. Filardo, A., “New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation,” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 83, 1998, pp. 33~61.
16. Gordon, R. and S. King, “The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1982, pp. 205~244.
17. Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta, *Modelling Nonlinear Economic Relationships*,

Oxford: Oxford University Press, 1993.

18. Huh, H. -S., "Estimating Asymmetric Output Cost of Lowering Inflation for Australia," *Southern Economic Journal* 68, 2002, pp. 600~616.
19. Huh, H. -S., and H. -H. Lee, "Asymmetric Output Cost of Lowering Inflation: Empirical Evidence for Canada," *Canadian Journal of Economics* 35, 2002, pp. 218~238.
20. Jordan, T., "Disinflation Costs, Accelerating Gains and the Central Bank Independence," *Weltwirtschaftliches Archiv* 133, 1997, pp. 1~21.
21. King, R. and M. Watson, "The Post-War U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 41, 1994, pp. 157~219.
22. Koop, G., H. Pesaran and S. Potter, "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics* 74, 1996, pp. 119~147.
23. Laxton, D., D. Rose and R. Tetlow, "Is the Canadian Phillips Curve Non-Linear?" *Bank of Canada Working Paper* No. 7, 1993.
24. Laxton, D., D. Rose and D. Tambakis, "The U.S. Phillips Curve: The Case for Asymmetry," *Journal of Economic Dynamics and Control* 23, 1999, pp. 1459~1485.
25. Luukkonen, R., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta, "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregression," *Biometrika* 75, 1988, pp. 491~499.
26. Nobay, A. and D. Peel, "Optimal Monetary Policy with a Nonlinear Phillips Curve," *Economics Letters* 67, 2000, pp. 159~164.
27. Okun, A., "Efficient Disinflationary Policies," *American Economic Review* 68, 1978, pp. 348~352.
28. Ravn, M. and M. Sola, "A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Money-Supply Shocks: Positive vs. Negative or Big vs. Small?" Center for Non-linear Modeling in Economics, University of Aarhus, Working Paper, 1996.
29. Rhee, Wooheon, "Asymmetric Effects of Money on Inflation: Evidence from Korean Data," *International Economic Journal* 9, 1995, pp. 31~43.
30. Rowe, N., *Discussion in Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, Ottawa: Bank of Canada, 1998, pp. 174~176.
31. Sargent, T., *Stopping Moderate Inflation: The Methods of Poincaré and Thatcher, in Inflation, Debt and Indexation* (ed.), R. Dornbusch and M. Simonsen, Cambridge: MIT Press, 1983, pp. 54~96.
32. Schelde-Anderson, P., "OECD Country Experiences with Disinflation, in Inflation, Disinflation and Monetary Policy," A. Blundell-Wignall (ed.), Sydney: Reserve Bank of Australia, 1992, pp. 104~173.
33. Shapiro, M. and M. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *Macroeconomics Annual*, 1988, pp. 111~156.
34. Stiglitz, J., "Reflections on the Natural Rate Hypothesis," *Journal of Economic Perspectives* 11, 1997, pp. 3~10.

35. Taylor, J., "Union Wage Settlements During a Disinflation," *American Economic Review* 73, 1983, pp. 981~993.
36. Teräsvirta, T., "Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions," in *Handbook of Applied Economic Statistics* (ed.), A. Ullah and D. Giles, New York: Marcel Dekker, pp. 507~552.
37. Teräsvirta, T., D. Tjøstheim, and C. W. J. Granger, "Aspects of Modelling Nonlinear Time Series," in *Handbook of Econometrics IV* (ed.), R. Engle and D. McFadden, Amsterdam: Elsevier Science, 1994, pp. 2917~2957.
38. Tong, H., *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*, New York: Springer-Verlag, 1983.
39. Tsay, R., "Non-Linearity Tests for Time Series," *Biometrika* 73, 1986, pp. 461~466.
40. Weise, C., "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach," *Journal of Money, Credit and Banking* 31, 1999, pp. 85~108.

Nonlinear Sacrifice Ratio for Korea : An Empirical Investigation

Hyeon-Seung Huh*

Abstract

The purpose of this paper is to estimate the output cost associated with lowering inflation for Korea. The paper is particularly motivated by a strand of theoretical and empirical evidence in the literature suggesting nonlinearity in the outputinflation relationship, viz a nonlinear Phillips curve. We model this potentially important departure from linearity with logistic smooth transition autoregression specifications. Empirically, the model captures nonlinear features present in the data. Output costs for reducing inflation indeed vary, depending on the state of the economy, the size of intended inflation change, and whether policy makers seek to disinflate or prevent inflation from rising. An important implication is that inferences based on the conventional linear Phillips curve may provide misleading signals about the cost of lowering inflation, and thus the appropriate policy stance.

Key Words: sacrifice ratio, nonlinearity, LSTAR

* Assistant Professor, Dept. of Economics, Hallym University