

# SVAR모형을 이용한 정부지출과 조세 변화의 경제적 효과 분석\*

김 성 순\*\*

## 요 약 문

본 논문은 구조적 벡터자기 모형(SVAR)을 이용한 재정지출과 조세의 충격에 대한 거시경제적 동태효과를 분석하고 있다.

그 결과, 정부지출의 확장적 충격은 실질GDP를 감소시키고 물가를 떨어뜨리며 이자율을 감소시키는 반면, 감세 정책은 실질GDP를 증대시키고, 물가를 인하시키며 이자율을 높이는 효과가 나타났다. 또한 정부소비지출은 명목이자율을 높이는 효과를 갖는 반면 정부투자지출은 명목이자율을 낮추는 효과를 가지는 것으로 나타났다. 따라서 감세정책이나 정부지출의 감축을 통한 재정건전화 정책이 국민경제를 개선시키는 유효한 효과가 있는 것으로 보여 진다. 이 결과는 우리나라의 재정정책이 외환위기이후 non-Keynesian 효과를 보여주고 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

**핵심주제어:** 정부지출, 조세, 재정정책, 구조적 벡터자기모형

**JEL 번호:** E6, H6

## I. 서론

경제활동에 미치는 영향에 관한 재정정책의 역할은 정책입안가나 경제학자에게 있어서 가장 중요한 논제중에 하나이다. 한국경제는 1997년 말 외

\* 이 연구는 2006학년도 단국대학교 대학연구비의 지원으로 연구되었음.

아울러 유익한 논평을 해주셔서 논문수정에 큰 도움을 주신 심사자 두 분께 감사드립니다.

\*\* 단국대학교 경제학부 교수, e-mail: sskim@dankook.ac.kr

논문투고일 : 2007년 6월 12일, 심사완료일 : 2007년 8월 13일

환위기 이후로 그 이전과는 달리 성장률이 낮아지고 그 변동폭이 커지는 등 불안정성을 보이고 있고, 실업이 증가하고 고용구조가 불안정성을 보이는 등 거시경제지표상으로 볼 때 외환위기 이전과는 여러 면에서 상이함을 볼 수 있으며, 또한 정부부문에 있어서는 재정지출의 확대와 공채발행 증대로 재정적자가 확대되고 공공부채가 늘어나는 등의 변화 추이를 보이고 있다. 따라서 적정수준의 공채관리와 재정의 건전성 등 재정의 지속가능성이 재정정책의 중요한 중장기과제가 되고 있고 또한 경기안정화를 위한 재정정책의 역할이 증대되고 있다.

이러한 측면에서 본 연구는 정부지출 확대와 감세정책이 소득, 물가, 이자율에 어떠한 효과를 미치는 지 분석함으로써, 안정적 성장을 위한 재정정책의 운용에 도움을 주고자 한다. 그 방법은 구조적 벡터자기 모형(SVAR)을 이용하여 재정의 경기조절기능과 관련하여 장,단기 재정승수를 추정한다. 그리고 이에 대한 긍정론과 부정론 간의 학파적 논쟁을 규명하는데 있어서 거시경제변수와 조세 및 재정변수 간의 시계열적 상관성을 고려한 효과 전달경로를 중립적인 입장에서 파악하고자 한다. 이러한 관점에서 우리나라 재정정책의 유효성에 대한 논의를 실증적으로 검토할 수 있을 것이다.

또한 VAR모형을 이용한 기존 연구들은 주로 금융정책이 거시경제변수들에 미치는 효과에 중점을 두고 있다. 그러나 본 연구는 실질재정변수가 거시경제상의 주요 실질 및 명목변수에 미치는 영향에 초점을 맞추고자 하며, 따라서 재정지출과 조세가 소득, 물가, 이자율 등의 거시경제변수에 어떻게 영향을 미치는지를 동태적으로 분석하고자 한다.

본 연구의 내용에 대한 목차는 1장 서론에 이어, 2장에서 본 연구에 대한 이론적, 실증적 기존 연구에 대한 서베이를 한다. 3장에서는 본 연구에 적합한 모형을 세우고, 4장에서 이에 기초한 실증분석을 한국의 통계자료를 이용하여 검증한 후 결과를 도출할 것이며, 5장에서 이를 종합하여 요약하고 결론과 정책적 시사점을 제시하는 형태로 구성하고자 한다.

## II. 이론적 논의

재정정책의 유효성에 대해서는 그동안 다양한 논의가 있어왔다. 재정정책의 경기부양효과에 관한 긍정적인 입장은 케인지안적 접근법에 근거를 두고 있는데, 유휴자원이 존재하고, 가격, 이자율의 경직성으로 인하여 확장적 재정정책

은 민간수요를 구축하지 않은 상태에서 총수요를 증대시킨다고 본다. 반면 고전 학파는 완전고용과 가격, 이자율의 신축성하에서 확장적 재정정책은 민간소비와 투자를 구축하여 물가상승만 가져올 뿐 경기부양효과가 없다고 본다. 또한 최근 연구는 감세정책이나 정부투자지출의 증대는 민간투자의 증대와 노동공급 증가를 가져와 한계생산성 증대를 촉진시켜 총공급을 증대시킬 수도 있다고 본다. 새고전학파의 일반균형모형에 의하면 정부지출의 일시적 증가는 음의 소득 효과를 가져와 여가는 감소하고 노동은 증가하며 이는 노동공급곡선과 총공급 곡선을 우측이동시키고, 또한 소득효과에 의한 간접적인 소비의 감소가 직접적인 정부지출의 증가보다 작게 나타나므로 실질총수요는 증가한다. 한편 정부지출 증가의 실질총수요 효과가 실질총공급 효과보다 크다는 경험적 사실로부터 실질총수요곡선의 이동이 더 큰 것으로 가정하면, 산출량과 실질이자율은 모두 증가하고 이자율의 감소함수인 소비와 투자는 감소한다. 아울러 이자율의 증가는 미래노동에 비해 현재노동의 가치를 상대적으로 상승시키므로 현재의 노동공급곡선은 다시 한번 우측으로 이동하며, 고용의 증가는 생산함수를 따라 산출량을 생산물시장의 균형산출량까지 증가시킨다. 한편 화폐수요가 이자율보다 소득에 민감하게 반응하면 화폐수요는 증가하고 물가수준은 하락한다.\* 또한 재정정책의 구조변화 내지 비선형 효과에 관한 연구가 최근 거시계량경제분야에 있어서 관심사가 되고 있다. 또한 선진국들에 대한 실증연구에 의하면, 재정확장기와 재정감축기에 상이한 비대칭적인 재정충격에 대한 반응을 보임으로써 재정정책이 민간경제에 대해 유의한 비선형적인 효과가 존재함을 보여주고 있다. 이에 대한 최근 연구경향을 기존연구를 통해 살펴보면, Giavazzi, Jappelli and Pagano(2000)는 1987-89기간의 Ireland와 1983-86년 기간의 Denmark의 재정긴축을 통한 안정화 정책이 확장적 재정조정을 나타내어 전통적 Keynesian의 승수효과에 반하는 결과를 보이고 있다. 이러한 non-Keynesian적인 정책 효과에 대해 이론적으로 확인할 수 있는 두 가지 경로(channels)를 생각할 수 있는데, 그것은 표준 거시적인 「부효과」와 「기대효과」이다. 먼저 민간부문의 부(private wealth)는 정부부채에 대한 위험프리미엄의 감소와 적자감소를 통한 이자율변화에 의해 영향을 받을 수 있는데, 이 효과는 이자율을 낮추고 따라서 민간의 부를 높이어 가계소비를 촉진할 수 있다는 것이다. 이 기대효과가 작동하려면 일시적 재정조정이 미래의 조세부담을 항구적으로 낮추리라는 기대에 반영되고, 이 기대가 충분히 지속가능 할 정도로 커

\* 보다 자세한 것은 정운찬김영식(2006)의 제12장을 참조바람.

야 한다. 이것은 또한 가계의 항상소득을 증가시키고 따라서 현재소비 및 계획된 소비를 증대시킬 것이다. Giavazzi, Jappelli and Pagano(2000)는 Ireland와 Denmark의 확장적 재정조정을 설명하는데 있어서 이러한 효과가 필요하다는 것을 보였다. 민간 경제주체가 기대변화를 가져오는 경제환경의 신호를 관찰하는데 있어서는 기대효과가 중심을 이룬다.

Hemming, Kell and Mahfouz(2002)는 재정정책의 유효성에 대한 이론적, 실증적 연구들을 서베이를 하였는데 그 초점은 재정지출증수의 크기에 관한 것으로 그 증수가 음이 될 수도 있다(즉 재정축소가 확장적 효과를 나타냄)는 것이다. 또한 재정증수가 압도적으로 양의 값을 가지나 그 크기가 작고 때로는 음의 값도 보이는 증거를 제시하고 있다.

Blanchard and Perotti(2002)는 미국의 2차세계대전후기간 정부지출과 조세의 변화의 동태적 효과를 구조적 VAR과 event study 방법을 혼합하여 분석하고 있다. 그 식별문제는 조세와 정부지출의 자동적 반응을 식별하는데 조세와 이전지출 제도에 관한 제도적 정보를 이용하였고, 그 함의로 재정충격을 유추해내었다. 그 결과 양의 정부지출 충격은 산출량에 양의 효과를, 양의 조세 충격은 산출량에 음의 효과를 일관되게 보여주며, 또한 표준거시 모형의 결과와는 다르게 조세와 정부지출의 증가는 투자기출에 강한 음의 효과를 보이고 있다.

Perotti(2004)는 OECD 주요 5개국에 대한 재정지출의 GDP, 인플레이션, 이자율에 미치는 효과를 SVAR모형을 이용하여 분석하였는데, 그 결과 1) 재정지출의 GDP에 대한 효과는 작아 미국의 1980년 이전 정부지출증수는 1보다 작고, 2) 정부지출 증가보다 조세감축이 더 유효하다는 증거 없으며, 3) 정부지출과 조세감축의 GDP와 그 구성부문에 대한 효과는 시간의 흐름수록 현저히 약화되고 1980년이후 기간에 특히 민간투자에 대한 음의 효과가 크다. 4) 1980년 이후 기간에 대해서만 정부지출의 장기이자율에 대한 양의 효과 나타내고 있다. 사실상 충격반응에 대해 실질이자율이 불변일 때, 미국 및 영국의 1980년 이후 기간 GDP에 대한 대폭적인 감소의 반응은 사라진다. 5) 적정한 가격탄력성 조건하에서 정부지출의 인플레이션에 대한 효과는 작다. 6) 재정충격의 분산의 감소와 그 전파기제의 변화는 1980년이후 GDP분산을 축소시킨다.

Favero and Giavazzi(2007)는 조세, 정부지출이 공공부채 서비스 비용(즉 이자율), 물가 및 1인당 GDP에 미치는 영향을 동태적으로 살펴본 바 장기이자율에 대한 영향은 부채에 대한 피드백이 고려되지 못함으로써

모형설정오차(mis-specification)가 나타나 부채의 동태적 불안정을 보여 주고 있다. 또한 미국 자료와 Blanchard and Perotti(2002)에 의해 제안된 식별문제에 관한 가정을 이용하여 이러한 문제점을 극복하는 방안을 모색하고 있다.

Heppke-Falk, Tenhofen and Wolff(2006)는 Blanchard and Perotti(2002)의 SVAR 방법을 사용하여 독일경제에서의 재정충격의 단기적 효과를 살펴보고 있다. 직접적인 정부지출 충격은 산출량과 민간소비를 유의하게 증대시키나 민간투자는 유의하지 않게 감소시킨다. 정부투자는 12분기까지 유의하게 산출 증대 효과를 나타내었다. 예상된 정부지출 충격은 소비에 양의 반응을 보이고, 또한 예상하지 못한 정부지출 충격이 실현될 때 산출에 유의한 양의 효과를 나타내었다. 요컨대 정부지출 효과는 오직 단기적이며, 정부 순세입의 충격은 산출에 유의한 영향을 주지 않는다. 그러나 직접세는 산출량을 유의하게 감소시키나, 간접세는 영향이 작으며, 공공고용에 대한 보상은 경제 촉진에 효과적이지 않는 것을 나타냈다.

Mountford and Uhlig(2005)은 재정정책의 효과를 새로운 VAR모형으로 분석하는 방법을 제시하고 있는데 재정정책의 미래 변화에 대한 예고 효과와 함께 재정정책 충격을 경기변동 및 금융정책 충격과 구분이 가능하도록 모형화하고 있다. 미국 분기자료를 이용하여 분석한 결과 경기를 촉진하는 최선의 방법은 재정적자 감세정책이며 정부지출을 통한 재정 확장의 장기적 비용이 단기적 이득보다 큰 것으로 나타나고 있다.

한편 한국 자료에 관한 연구를 살펴보면, 김우철(2006)은 Blanchard and Perotti(2002)의 SVAR모형으로 감세와 정부지출 확대 효과를 살펴본 바 모두 소득 증대시키는 결과를 보여주고 있다. 재정정책의 경기안정화 역할 중 자동안정화 장치를 통한 피드백이 고려된 세입과 세출의 동시효과가 재량적 재정정책으로 인한 효과보다 더 크며, 경기부양 측면에서는 감세정책이 정부지출 확대보다 더욱 지속적이며 보다 큰 효과 가지는 것으로 나타났다. 허석균(2004)은 한국자료를 이용한 SVAR모형을 사용하여 재정지출과 조세의 GDP에 미치는 승수효과의 크기를 동태적으로 파악하고 있다. 그 추정결과는 1) 1994년이후 분기별 통합재정수지 자료로 볼 때 정책시차를 고려한 분석은 재정정책이 거의 경기조절기능을 가지지 못하고 있으며, 2) 재정지출, 세수 및 GDP 조건부 분산간의 상호관계를 분석한 결과 분기별 자료에서 재정지출의 변동폭의 증가는 GDP성장률의 변동폭을 부분적으로 감소시킨다. 3) 국제비교분석 결과는 재정이 국민경제에서 차지하는 비중이

클수록 경기안정화에 기여하는 것으로 나타났으나 재정의 변동성은 경기안정화와 별 관계가 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 인과관계에 있어서 재정의 비중이 클수록 경기가 변동할 여지가 줄어들기 때문으로 보인다. 4) 재정정책의 유효성이 뚜렷이 관찰되지 않으며 이러한 패턴은 조세감면이나 지출확대 양 정책수단에 대해서 동일하게 성립한다. 김성순(2001)은 재정지출은 실질소득에 양의 효과를, 조세부과는 음의 실질효과를 가져오나, 투자성지출이 소비성지출보다 더 큰 양의 유의한 소득효과를 가져오며, 조세부과는 직접세보다 간접세가 더 작은 음의 유의한 실질소득효과를 나타내는 결과를 보여주고 있다. 또한 김성순(2005)은 정부지출의 외생적 충격이 소득, 물가, 통화 등에 미치는 영향은 외환위기 전후에 각기 상이하 며, 외환위기 이전에는 정부지출이 소득에 미치는 양(+)의 영향을 제외하곤, 물가, 통화에 음(-)의 영향을 미친 반면, 외환위기 이후에는 통화 부문에 양(+)의 효과를 미치는 효과를 제외하고, 소득, 물가에도 음(-)의 효과를 주는 것으로 나타나고 있다. 또한 총정부지출을 소비성지출과 투자성지출로 나눠 그 효과를 살펴보면, 정부소비지출은 외환위기 전후에 소득과 통화에 미치는 효과는 총정부지출의 경우와 비슷하게 나타나고 있다. 특히 외환위기 이후에 정부소비지출이 소득에 미치는 효과가 위기이전에 (+)에서 (-)로 부호가 반전됨으로써 양 변수간에 보완관계에서 대체관계로 반전되는 현상을 볼 수 있다. 반면 정부 투자성 지출의 경우 민간투자간에 미치는 영향이 위기이전 (-)에서 위기이후 (+)로 반전됨으로써 양 변수간에 대체관계에서 보완관계로 반전되었음을 볼 수 있다. 이러한 실증분석의 결과 재정활동이 국민경제에 미치는 효과가 외환위기를 전후로 구조변화가 발생했음을 확인할 수 있으며 재정의 효율성이 전반적으로 악화되는 부정적 효과가 나타나고 있다.

### III. 방법론

VAR(Vector Auto-regression) 모형의 사용은 Sims(1980)이래 거시경제분석에 자주 사용되어왔다. 그러나 주로 금융정책의 효과 분석에 사용되어왔고 재정정책분석에는 별로 이용이 되지 않은 것 같다. 또한 VAR모형은 경제이론의 의존을 배제하고 경제 현실을 묘사해낼 수 있는 일부의 거시변수만을 이용함으로써, Cooley and Leroy(1985) 등에 의하면, 기본적인 경제이론에 배치된다는 비판을 받고 있다. Bernanke(1986), Sims (1986) 등은

이러한 축약형(reduced form) VAR모형의 한계를 극복하기 위한 방법으로 구조적(structural) VAR모형을 제안하고 발전시켰다. SVAR모형은 축약형 VAR모형과는 달리 경제이론에 입각한 제약조건하에서 외생적 충격을 식별하고 이를 근거로 주요 내생변수들의 동학적 경로와 외생적 충격이 내생변수에 미치는 영향을 분석할 수 있는 장점이 있다. 이에 따라 본 연구에서의 분석모형은 구조적 벡터자기회귀 모형(SVAR)을 사용하며, 재정정책의 식별은 Blanchard and Perotti(2002)의 방법에 기초를 둔다. 그 중요한 아이디어는 재정정책의 충격을 계산하는데 의사결정시차(decision lag)를 고려하는데 있다. 재정정책에 대한 의사결정은 의회, 정부, 시민단체를 포함하는 다소 긴 결정과정을 거쳐야 하기 때문에 동일 분기 내에서 거시환경의 변화에 영향을 줄 수 없다고 가정한다. 그리고 기존의 법이나 규칙에 의해 나타나는 자동안정장치는 순수한 구조적 재정정책 충격이라고 보기 어려우므로 제외한다.

본 모형에 사용하는 변수는 실질단위의 정부지출(g), 조세(t), GDP(y), 그리고 물가변수로 GDP deflator(p), 명목이자율 변수로 3년 만기 회사채 유통수익율(r)의 분기별 자료를 이용한다. 재정변수 자료는 Blanchard and Perotti (2002)에 따르면, 정부지출은 정부소비지출(GC)과 정부투자지출(GI)을 합한 개념을 사용하며, 조세는 순조세로 총조세에서 순조세이전을 포함하되 이자지출은 제외한 개념을 사용하고 있는데, 한국의 경우에는 이러한 자료에 대한 집계기 없기 때문에 통합재정수지상의 수입을 조세, 세출 및 순융자를 정부지출로 사용한다. 통합재정수지의 작성목적이 재정수지차를 정확히 계산하고, 포괄범위 내에 있는 각종 회계 및 기금간의 내부거래를 제거시켜 타 경제부문과의 외부거래만을 일정기준에 따라 통합하는데 있다고 볼 때, 재정정책의 경제적 효과를 분석하는데 통합재정수지를 이용하는 것이 적절하다고 보여진다. 모든 변수는 이자율을 제외하고 수준변수에서 추세제거 로그차분한 계절조정된 자료를 사용한다. 표본대상기간은 1994:I-2006:IV 기간의 자료를 이용한다.

이 축약형 VAR체계는 다음과 같이 표현된다.

$$Y(t) = D + \sum_{s=1}^m C_s Y(t-s) + U(t) \quad (1)$$

단, Y: 5x1 내생변수vector(즉, 변수는  $t_t, y_t, p_t, r_t$ )

D: 5x1 상수vector

C<sub>s</sub> : s(=1,2,...,m)에 대한 5x5 행렬

U ≡ (u<sub>t</sub><sup>g</sup>, u<sub>t</sub><sup>t</sup>, u<sub>t</sub><sup>y</sup>, u<sub>t</sub><sup>p</sup>, u<sub>t</sub><sup>r</sup>) : 5x1 축약형 교란항

U(t)는 s<t일 때 X(s)와 무상관이며, (t-1)기에 이용가능한 정보하에서 예측불가능한 Y(t)의 부분인 innovation이다. U의 분산-공분산 행렬은 EUU' = Σ이다. 이 체계내의 모든 식은 같은 우측변수를 가지므로, D와 C<sub>s</sub>의 OLS추정은 효율적(efficient)이다. 우측변수의 적정 시차수(umer of lags)는 likelihood ratio test와 Akaike information criterion에 의해 정해진다.

여기에 Amisano and Giannini(1997)의 AB모형에 따라 축약형 이노베이션 U<sub>t</sub> 와 구조적 충격 V<sub>t</sub> 간의 관계식을 도출하면

$$AU_t = BV_t \quad (2)$$

단, A와 B는 5x5 행렬이며 전자는 변수들의 즉시적 관계, 후자는 구조적 충격과 축약형 잔차간의 선형관계를 나타낸다. 구조적 충격은 독립적 충격을 조사하기 위해 직교적(orthogonal)이라 가정한다. 그 결과 VAR의 구조적 형태는 다음과 같이 표현된다.

$$AY_t = AC(L)Y_{t-1} + AU_t = AC(L)Y_{t-1} + BV_t \quad (3)$$

이를 일정한 조건하에서 역변환(inverse transformation)하여 이동평균형태( moving average representation)로 표현했을 때 그 계수가 충격반응을 나타낸다. 그러므로 정책변수에 1.0 % 만큼 크기의 외생적 충격을 주어, 그 충격에 대한 내생변수의 반응을 장기간에 걸쳐 관찰함으로써 그 정책변수에 대한 민간활동의 반응을 동태적으로 분석할 수 있다. 식 (3)을 이동평균형태로 표현하면 다음과 같은 구조적 충격반응함수가 도출된다.

$$Y_t = [I - C(L)C]^{-1}A^{-1}BV_t \quad (4)$$

재정정책 충격의 효과를 구체적으로 설명하면, 먼저 축약형 잔차항에 구



조적 충격의 선형결합을 가해 경제적 의미를 갖도록 한다. Blanchard and Perotti (2002)와 Perotti(2004)에 따라서  $u_t^g$ 와  $u_t^t$ 는 다음 세가지 형태의 선형결합 충격으로 생각할 수 있다. 즉, 1) 공공지출과 조세의 GDP, 물가, 이자율 변화에 대한 자동적 반응, 2) 재정정책의 거시 변수에 대한 체계내의 재량적 반응(discretionary responses), 3) 순수 무상관인 구조적 재정정책 충격으로 간주되는 임의 재량적 재정정책 충격이다. 그러므로 앞의 두 가지 형태의 축약형 잔차식은

$$u_t^g = \alpha_{g,y}u_t^y + \alpha_{g,p}u_t^p + \alpha_{g,r}u_t^r + \beta_{g,t}e_t^t + e_t^g \quad (2a)$$

$$u_t^t = \alpha_{t,y}u_t^y + \alpha_{t,p}u_t^p + \alpha_{t,r}u_t^r + \beta_{t,g}e_t^g + e_t^t \quad (2b)$$

단,  $(e_t^g, e_t^t)$ 는 각각 정부지출과 순조세의 구조적이고 직교적인 충격(structural orthogonal shock)이다.

임의재량적 재정충격  $e_t^g$ 와  $e_t^t$ 의 체계내 타변수에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 식(2)의  $\alpha_{i,j}$ 와  $\beta_{i,j}$ 들을 추정해야 한다. 정부지출과 조세가 GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향은 재정운용에 대한 새로운 조치의 승인과 시행에 통상 3개월 이상이 걸리리라 생각되므로 분기별 자료를 사용하는 관계상 그 영향을 0으로 가정한다. 그러므로  $\alpha_{i,j}$ 의 계수들은 재정변수 충격이 체계내 타변수에 미치는 자동적 반응에 만 반영된다. 정부부채에 대한 이자지급은 정부지출 및 조세 정의상 제외하므로 이 두 변수의 이자율 탄력성도 0으로 간주한다. 이 가정은 정부지출에 대해서는 정당화될 수 있으나 조세에 대해서는 다소 논란의 여지가 있다.

식 (2a)에 있어서는, 정부지출의 정의상 경제활동에 대한 자동적 반응을 생각하기가 어려우므로  $\alpha_{g,y} = 0$ 로 가정한다. 그러나 정부지출에 대한 물가 탄력성은 임금부문이 CPI와 연동된다고 볼 수 있기 때문에 다소 시차를 두고 영향을 주나, Perotti(2004)에 따라 그에 대한 탄력성을  $-0.5$ 로 가정한다. 이 가정은 탄력성을 0으로 가정하더라도 그 결과가 크게 달라지지는 않는 것 같다.

식 (2b)에 있어서는, 산출과 물가 탄력성  $\alpha_{i,j}$ 는 이전부문을 포함한 여러 순조세 부문의 가중평균으로, 공식적 조세율에 대한 정보와 다른 과표들의 즉

시적 반응의 추정을 기초로 계산되어질 수 있다. 순조세의 즉시적 산출 탄력성은 식으로 표현 하면,

$$\alpha_{t,y} = \sum_i \epsilon_{T_i,B_i} \epsilon_{B_i,y} \frac{T_i}{T} \quad (5)$$

단,  $T = \sum T_i$  는 순조세 수준,  $\epsilon_{T_i,B_i}$  는 i부분 순조세의 자신의 과표에 대한 i 번째 부문 탄력성,  $\epsilon_{B_i,y}$  는 i 부문 순조세의 과표에 대한 GDP 탄력성이다. 이 추정치는 통합재정수지의 최근 자료를 이용한 박기백과 박형수(2002)의 결과를 이용하여 예상하지 못한 소득 변화에 대한 조세의 자동적 반응의 크기를 1.09으로 사용한다.

일단 산출과 물가 탄력성이 추정되면, 조정된 재정 충격( $u^{CA}$ )이 다음과 같이 유도될 수 있다.

$$u_t^{g,CA} = u_t^g - (\alpha_{g,y}u_t^y + \alpha_{g,p}u_t^p + \alpha_{g,r}u_t^r) = \beta_{g,t}e_t^t + e_t^g \quad (2a-1)$$

$$u_t^{t,CA} = u_t^t - (\alpha_{t,y}u_t^y + \alpha_{t,p}u_t^p + \alpha_{t,r}u_t^r) = \beta_{t,g}e_t^t + e_t^t \quad (2b-1)$$

다음 재정정책의 기능에 따른 가정을 생각해보자. 재정지출 결정이 조세 결정보다 먼저 이루어진다고 믿는다면  $\beta_{g,t} = 0$ 이 될 것이다. 반대로 조세 결정이 먼저 이루어진다면  $\beta_{t,g} = 0$ 이 될 것이다. 그러므로  $e_t^g$ 는 식(2a-1)에서 직접 유도되고, 이것은 식(2b-1)에  $\beta_{t,g}$ 를 OLS로 추정하는데 사용될 수 있다. 반대로 조세결정이 지출결정보다 먼저 이루어지는 경우는 마찬가지로 방법을 대칭적으로 사용할 수 있다. 그러나 이 선택이 주요한 결과를 크게 달라지게 만드는 것 같지 않다.

재정정책 충격의 효과를 분석하는데 나머지 변수들의 순서에 따라 결과가 달라지지 않아야 한다. 따라서 축약형 산출 잔차가 재정충격의 선형결합으로 다음과 같이 가정한다.

$$u_t^y = \gamma_{y,g}u_t^g + \gamma_{y,t}u_t^t + e_t^y \quad (2c)$$

정의상, 재정방정식의 축약형 잔차와  $e_t^y$  사이에 즉시적 상관관계가 존재할 수 있다. 그러므로 식(2c)는  $u_t^g$ 와  $u_t^t$ 에 대한 도구변수로 구조적 무상관 재정 충격인  $e_t^g$ 와  $e_t^t$ 을 사용하여 추정한다. 마찬가지로 방법으로 물가 방정식도

$$u_t^p = \gamma_{p,g}u_t^g + \gamma_{p,t}u_t^t + \gamma_{p,y}u_t^y + e_t^p \quad (2d)$$

로 가정하고 대응하는 도구변수로  $e_t^g$ ,  $e_t^t$  및  $e_t^y$ 를 사용하여 추정한다.

마지막으로 이자율 방정식은

$$u_t^r = \gamma_{r,g}u_t^g + \gamma_{r,t}u_t^t + \gamma_{r,y}u_t^y + \gamma_{r,p}u_t^p + e_t^r \quad (2e)$$

$u_t^p$ 의 도구변수로  $e_t^p$ 를 사용하면 위 식은 추정될 수 있다.

그 결과로 이노베이션 모형은

$$\Gamma U_t = B V_t \quad (6)$$

표현될 수 있다. 단,  $V_t$ 는 직교적 구조 충격을 포함하는 벡터이고,

$$\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,y} & -\alpha_{g,p} & -\alpha_{g,r} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,y} & -\alpha_{t,p} & -\alpha_{t,r} \\ -\gamma_{y,g} & -\gamma_{y,t} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{p,g} & -\gamma_{p,t} & -\gamma_{p,y} & 1 & 0 \\ -\gamma_{r,g} & -\gamma_{r,t} & -\gamma_{r,y} & -\gamma_{r,p} & 1 \end{pmatrix} \quad (7)$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{g,t} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (8)$$

따라서, 축약형 잔차는 다음과 같은 직교적 구조 충격의 선형결합이 된다.

$$U_t = \Gamma^{-1} B V_t \quad (9)$$

[표 7]은 기본모형의 추정계수를 보여준다.  $\gamma_{r,y}$ 가 음의 값을 갖는 것을 제외하고는 모두 기대된 부호를 갖고 있다. 여기서 유의하지 않은 값은 0으로 처리한다.

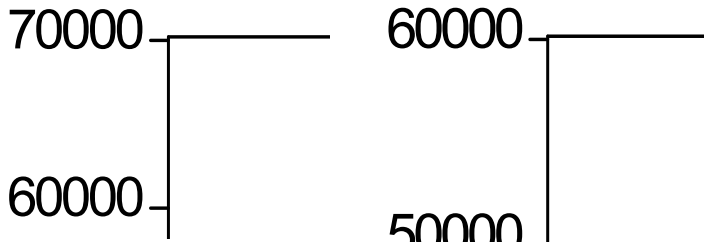
이 모형은 연립방정식 체계내 우측의 설명변수들이 각 방정식마다 동일하므로 각 방정식별로 OLS를 적용하면 효율적인(efficient) 추정치를 도출할 수 있다\*. 그러므로 VAR모형은 여러 경제변수와의 상호관련성하에서 정책변수의 외생적 변화에 대한 각 변수들의 동태적 반응경로를 살펴보는 데에 유용하다.

#### IV. 실증 분석결과

먼저 실증분석에 사용된 자료는 조세와 정부지출 변수의 경우 재정경제부에서 발표하는 각각 통합재정수지상의 수입과 세출 및 순융자 자료로 이용가능한 1994년 1분기-2006년 4분기 기간의 분기별 시계열자료를 사용하였으며, GDP, GDP deflator, 명목이자율(3년 만기 회사채 유통수익율)은 한국은행이 발표하는 국민계정 및 금융통계상의 같은 기간 동안의 분기별 자료를 사용하였다. GDP는 2000년 불변가격 실질 계절변동 조정 자료를 사용하였다. 조세 및 정부지출 자료는 cesus X-12 방식에 의해 계절조정된 후 사용하였다. 또한 정부지출의 구성내역에 따른 경제적 효과를 보기 위해 총정부지출 변수를 경상지출을 정부소비지출(GC)로 자본지출을 정부투자지출(GI)로 나누어 분석하는 방법도 병행하였다. 이자율 변수를 제외한 모든 변수에 대하여 추세 제거하였으며 실질GDP 변수는 불변가격 계절변동조정 GDP를 총인구로 나누어 1인당변수로 바꾼 후 로그차분 변환하였고, GDP deflator는 로그차분하여 증가율 형태를 취했고, 정부지출과 조세는 명목변수로만 발표되므로 GDP deflator로 실질변수화 하였고 1인당변수로 바꾼 후 로그차분하여 사용하였다. 명목이자율은 재정정책이 민간부문에 미치는 효과를 보기 위해 3년 만기 회사채 유통수익율을 사용하였다.

[그림 1] 계절조정 전후 정부지출(GT)과 조세(TAX)의 변동 추이

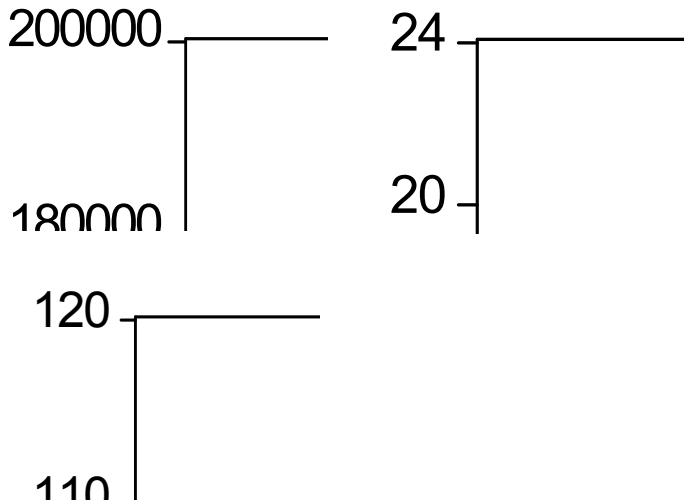
\* 보다 자세한 것은 Judge et al.(1982), p.325를 참조할 수 있다.



\*주: \_SA 는 계절변동 조정후 자료임.

[그림 1]은 분석기간동안의 정부지출과 조세수입의 계절변동 전후에 대한 변동 추이를 보여준다. 양 변수 둘 다 선형 시간추세의 비정상성(non-stationality)을 보이고 있다. 특히 외환위기 이후 조세와 정부지출의 변동성이 커짐을 관찰할 수 있다. [그림2]는 GDP 디플레이터와 명목이자율의 변동 추이 및 계절조정된 2000년 불변가격 GDP의 변동추이를 보여주고 있다. 1997년말 외환위기 당시 물가 급등 및 이자율 급등과 함께 GDP가 급속히 감소하는 경기악화의 구조적 변화를 보여주고 있다. 또한 외환위기 이후에는 금리가 지속적으로 감소해온 추이도 보여준다.

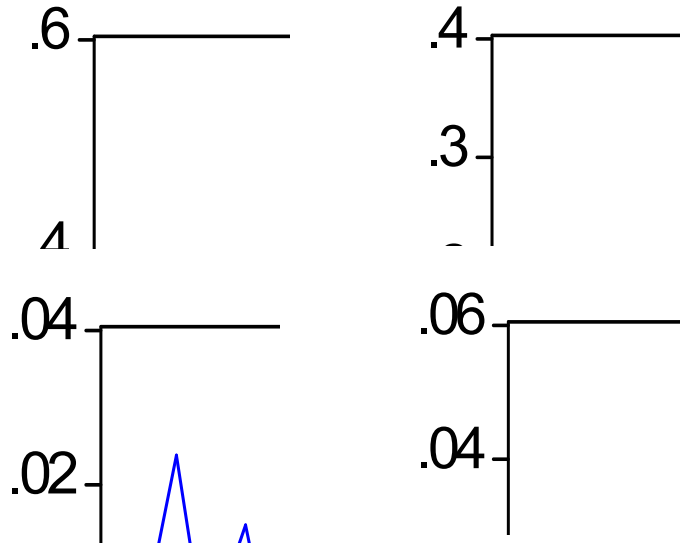
[그림 2] GDP 디플레이터(DEFL), 이자율(INTRATE) 및 계절조정된 실질GDP 변동 추이



[그림 3]은 각 변수들을 1인당 실질 정부지출, 실질 조세 및 실질 GDP

를 로그차분 변환하여 선형추세를 제거한 경우의 변화 추이와 로그차분하여 물가상승율의 개념으로 변화를 살펴본 것이다. 그림에서 보는 바와 같이 외환위기 당시 급격한 변화추이와 함께 외환위기 이후 변동율이 크게 증가하는 구조변화를 보여준다.

[그림 3] 1인당 증가율로 본 정부지출(GTN), 조세(TAXN), 실질GDP(GDPN) 및 물가(DEFL) 변화 추이



상기의 시계열자료의 안정성(stationarity)을 검정하기 위한 단위근검정(unit root test)을 Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller 방법 등을 사용하여 실행하였는바 각 시계열자료는 이자율과 조세 변수를 제외하고는 나머지 변수는 수준변수에서 단위근에 대한 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 이 변수들에 대한 공적분검정(cointegration test)을 Johansen Maximum Likelihood Procedure로 시행한 결과 변수간에 거의 선형성을 가짐으로서 공적분벡터가 존재하지 않음을 확인 할 수 있었다. 이 변수들을 로그변환하여도 단위근 존재를 기각하지 못하였고 증가율 혹은 로그차분 변환 후에야 모든 변수가 <표 1>에서 보는 바와 같이 1-5% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않음을 보였다.

<표 1> 단위근 검정(ADF test) 결과

변수	검정통계량	변수	검정통계량	변수	검정통계량
GDP	-2.30	GI	-1.74	DEFL	-2.37
DLGDP	-5.45***	DLGI	-6.95***	DEFLG	-4.50**
GT	-2.68	TAX	-7.92***	INTRATE	-4.86***
DLGT	-13.75***	DLTAX	-8.47***		
GC	-3.50	DLGC	-10.56***		

주) critical value는 1%: -4.15, 5%: -3.50, 10%: -3.18 임.

각 변수명은 앞에서 언급한 바와 같음. 변수명앞의 DL은 로그차분 변환 변수, 변수명 뒤의 G는 증가율 변수를 나타냄. 로그변환 변수의 경우는 통계량을 생략함.

다음 자료의 특성을 보기 위해 추세 제거후 로그차분 변환된 변수로 외환 위기 전후로 나누어 비교하여 살펴보면, <표 2>에서 보는 바와 같이 정부지출 및 조세 변수가 실질GDP보다 변이성이 큰 것을 알 수 있다.

다음 이들 변수간의 상관관계를 살펴보자. <표 3>은 상관계수행렬을 보여주고 있다. 1994년-2006년 전기간 동안 변수간의 상관계수를 보았을 경우 GT와 GC간의 상관계수 0.71, GT와 GI간의 상관계수가 0.52로 GT와

<표 2> 자료의 특성(1994: I-2006: IV)

변수	평균치	표준편차	최소치	최대치
TAXN	-0.0014	0.130	-0.431	0.325
GTN	0.0049	0.136	-0.334	0.533
GCN	0.0012	0.118	-0.269	0.323
GIN	0.0034	0.342	-1.071	0.821
GDPN	0.0007	0.017	-0.096	0.024
DEFLG	0.0009	0.021	-0.051	0.050
INTRATE	0.0916	0.040	-0.038	0.207

TAX간의 상관계수 0.5와 함께 매우 높고 다음 GDP와 TAX간이 0.37, GC와 TAX간이 0.34로 나타났다.

<표 3> 상관계수 (기간: 1994:I-2006:IV)

	TAX	GT	GC	GI	GDP	DEFL	INTRATE
TAX	1.00	0.50	0.34	0.25	0.37	-0.26	-0.006
GT		1.00	0.71	0.52	0.13	-0.24	0.01
GC			1.00	0.22	0.11	-0.27	-0.03
GI				1.00	0.12	0.01	0.01
GDP					1.00	-0.23	-0.30
DEFL						1.00	0.22
INTRATE							1.00

다음 변수간의 인과관계 검정을 실시한 결과는 <표 4>와 같다. 그 결과 정부지출에서 조세로의 인과관계를 기각하지 않으며, 조세에서 소득으로 인과관계를 나타내고, 소득과 이자율간에는 쌍방간의 인과관계를 이자율은 물가로의 인과관계를 보여주고 있다. 그리고 나머지 변수들간에는 인과관계가

<표 4> 인과관계 검정

귀무가설	F-Statistic	Probability
TAXN does not Granger Cause GTN GTN does not Granger Cause TAXN	0.15105 4.71640	0.86025 0.01394
GDPN does not Granger Cause GTN GTN does not Granger Cause GDPN	0.03249 7.57393	0.96805 0.00149
DEFL does not Granger Cause GTN GTN does not Granger Cause DEFL	0.39181 1.67699	0.67817 0.19866
INTRATE does not Granger Cause GTN GTN does not Granger Cause INTRATE	1.70043 0.54398	0.19438 0.58428
GDPN does not Granger Cause TAXN TAXN does not Granger Cause GDPN	1.74322 3.14903	0.18682 0.05270
DEFL does not Granger Cause TAXN TAXN does not Granger Cause DEFL	0.40346 1.50588	0.67045 0.23303

<표 4>의 계속



귀무가설	F-Statistic	Probability
INTRATE does not Granger Cause TAXN	1.55010	0.22359
TAXN does not Granger Cause INTRATE	0.87948	0.42217
DEFL does not Granger Cause GDPN	0.81561	0.44894
GDPN does not Granger Cause DEFL	0.34549	0.70978
INTRATE does not Granger Cause GDPN	5.58143	0.00691
GDPN does not Granger Cause INTRATE	8.27324	0.00089
INTRATE does not Granger Cause DEFL	2.67428	0.08015
DEFL does not Granger Cause INTRATE	0.03555	0.96511

기각됨을 나타낸다. 그러므로 우리나라의 경우 정부지출이 조세로, 조세가 소득으로, 소득은 이자율간에 상호 인과관계를, 그리고 이자율은 물가로의 인과관계를 갖는 특징을 볼 수 있다.

또한 변수간의 관계를 시차상관계수를 계산한 결과 다음과 같은 패턴을 보여주고 있다.

GDP와의 관계	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3
GT	-.217	-.104	-.107	.406	-.351	.044	-.170
TAX	-.163	-.006	-.073	.378	-.191	.155	-.127
DEFL	.227	.014	.137	-.079	-.061	-.176	-.161
INTRATE	.032	-.064	-.211	-.323	-.191	-.038	.030

그 패턴은 정부지출, 조세 및 이자율은 GDP와 동행하는 패턴을 보여주며, 인플레이션은 GDP에 3분기 후행하는 모습을 보여주고 있다.

다음 VAR방법으로 실증분석을 실시하였는 바, 검정통계량이 <표 5>과 같이, adjusted  $R^2$ , D. W.(Durbin-Watson statistic), Ljung-Box Q-statistic 등은 비교적 통계적으로 적절한 추정결과의 검정통계량을 보였다. 이 VAR체계에 필요한 적절한 시차를 선택하기 위하여 먼저 Akaike(1974)와 Schwarz(1978)의 기준을 사용하여 검정한 결과 2차시차에서 최소값이 나왔으며, 아울러 Sims(1980)의 로그우도비검정방법

(log-likelihood ratio test)을 실행하였는 바, 3차시차를 부가하여도 별로 나아지지 않는 결과를 나타내어 2차 시차가 적정함을 보였다\*. 여기에 회귀식의 적합도(goodness of fit)를 높이기 위해 1998년 1년 기간 동안 경제위기 더미변수를 도입하였다.

또한 VAR모형에서의 각 변수간의 즉시적 상관관계(contemporaneous correlation)여부를 검토하기 위해 상관계수행렬을 검토하였다(<표 6> 참조). VAR모형은 금기의 계수행렬이 단위행렬이라는 제약하에서 추정된 축약형 모형이기 때문에 잔차항간의 금기의 상관관계가 반드시 0으로 제약되지는 않는다. 이를 극복하기 위하여 통상 Choleski 직교화의 방법을 사용하는데 이를 이용하는 경우 오차항을 분해하는 순서에 따라 그 효과가 상이하게 나오는 문제점을 안고 있다. 그러나 이러한 문제점은 구조적 제약을 부가함으로써 극복할 수 있다.

<표 5> 검정통계량

	Rbar <sup>2</sup>	D. W.	Q-stat	(sig. level)
TAX	.61	2.16	17.18	0.10
GT	.43	1.94	10.38	0.58
GDP	.54	1.92	12.23	0.43
DEFL	.36	2.24	19.26	0.09
INTRATE	.93	1.77	11.38	0.49

<표 6> 상관계수행렬

\* 검정에 사용되는 test statistic은  $\chi^2(m) = (T-c)[\log \det \Sigma_r - \log \det \Sigma_u]$  단,  $\Sigma_r$ ,  $\Sigma_u$ 은 각각 restricted and unrestricted covariance matrices, T은 관측자료수, c는 소표본특성(small sample properties)을 개선시키기 위한 수정치로서 이 체계내 각 unrestricted equation의 변수의 수, m은 자유도 = 제약수로 표현된다.  
검정결과는 Chi-squared(50) = 57.68 with significance level .21 로, 2차시차 VAR체계와 3차시차 VAR체계간의 차이가 없다는 귀무가설(null hypothesis)을 기각 하지 못하였다.

	TAX	GT	GDP	DEFL	INTRATE
TAX	1.00	.50	.37	-.19	-.01
GT		1.00	.13	-.15	.004
GDP			1.00	-.07	-.08
DEFL				1.00	.14
INTRATE					1.00

한편 구조적 벡터자기회귀 모형상의 구조적 제약에 대한 계수 추정치는 <표 7>과 같다.

<표 7> 계수 추정치 (탄력성)

계수	$\beta_{g,t}$	$\beta_{t,g}$	$\gamma_{y,g}$	$\gamma_{y,t}$	$\gamma_{p,g}$	$\gamma_{p,t}$	$\gamma_{p,y}$	$\gamma_{r,g}$	$\gamma_{r,t}$	$\gamma_{r,y}$	$\gamma_{r,p}$
추정치	.11	.25	-.01	.03	.06	-.04	-.01	-.02	-.04	.06	-.16

GT증가율 및 TAX증가율인 각 재정변수에 1 표준오차의 충격을 가했을 때 실질GDP성장율, 물가상승율, 이자율에 미치는 동태적 반응에 대한 결과는 [그림 4] - [그림 5]와 같이 도시되었다. 모든 변수가 재정변수 충격에 변동하면서 수렴해가는 경로를 보이며 대체로 3년(12분기)이내에 충격 효과가 사라지는 것을 관찰할 수 있다. GT에서 TAX로의 인과관계를 가정하거나 또는 TAX에서 GT로의 인과관계를 가정하거나 그 충격의 효과는 비슷한 양태를 보이고 있다. 그림에서 점선은 충격반응 함수의 95% 신뢰구간의 상한과 하한을 나타내며, 몬테카를로 추정 방법(Monte Carlo simulation method)으로 구한 것이다.

충격반응함수는 정책변수에 1.0 % 만큼 크기의 외생적 충격을 주어, 그 충격에 대한 내생변수의 반응을 장기간에 걸쳐 관찰함으로써 그 정책변수에 대한 민간활동의 반응을 동태적으로 분석할 수 있는데, 이 때 각 충격에 따른 정상상태에 도달할 때까지의 반응계수를 합하여 누적승수(정확히 말하면 누적탄력성)를 구할 수 있다. 이는 <표 8>과 같이 요약된다.

<표 8> 누적 승수(탄력성, 12 lags)

	GDP	INFLATION	INTEREST RATE
GT→TAX인 경우			
전기간 GT	-0.06	-0.006	-0.004
GC	-0.005	-0.002	.008
GI	-0.009	-0.007	-.062
TAX	0.07	-0.002	.19
외환위기이후 GT			
TAX	.01	-.003	.022
TAX→GT인 경우			
전기간 GT	-0.07	-0.005	-0.000
GC	-0.007	-0.002	.003
GI	-0.009	-0.007	-.063
TAX	0.056	-0.003	0.20
외환위기이후 GT			
TAX	.0084	-.0035	.022

요컨대, <표 8>에서 보는 바와 같이 정부지출의 외생적 충격이 실질GDP에 미치는 영향은 GT에서 TAX로의 인과관계를 가정할 경우 -0.06, 인플레이션에 -0.006, 이자율에 -0.004로 모두 음(-)의 효과를 나타내고 있고, 이는 TAX에서 GT로의 인과관계를 가질 경우에도 각각 -0.07, -0.005, -0.000의 비슷한 수치를 보인다. 한편 조세 충격의 효과는 GT에서 TAX로의 인과관계를 가정할 경우 실질GDP에 0.07, 인플레이션에 -0.002, 이자율에 0.19를, TAX에서 GT로의 인과관계를 가정할 경우 실질GDP에 0.056, 인플레이션에 -0.003, 이자율에 0.20의 수치를 나타내어, 조세 감축이 인플레이션에 음(-)의 효과를 보이는 경우를 제외하고 모두 양(+)의 효과를 보이고 있다. 실질GDP에 미치는 효과는 GT에서 TAX로의 인과관계

를 가질 경우 약간 더 크게 나타나고 있다. 또한 정부지출을 소비성지출(GC)과 투자성지출(GI)로 나누었을 때 그 지출증대의 효과는 상이하며 양 지출 모두 실질GDP와 인플레이션을 낮추는 효과를 나타내며, 정부의 소비성 지출은 명목이자율(.003 ~ .008)을 높이는 반면 투자성 지출은 명목이자율(-.062 ~ -.63)을 낮추는 효과가 나타났다. 또한 외환위기 이후의 기간에 대해서만 추정된 결과를 살펴봐도 그 결과는 전기간에 대한 효과와 크게 다르지 않게 나타나고 있어 외환위기의 결과를 대체로 반영하고 있는 것으로 보인다. 또한 이 수치들이 작게 나온 것은 누적탄력성의 개념임을 감안하면 충격과 반응이 자연대수로 나타날 경우 재정승수로 환산하면 더 큰 값이 될 것이다. 이 결과는 재정긴축을 통한 안정화 정책이 확장적 재정조정을 나타내어 전통적 Keynesian의 승수효과에 반하는 non-Keynesian적인 정책 효과를 보여주고 있다.

이러한 결과에 비추어볼 때 정부지출 증대일 때 보다 조세 감축의 경우가 물가 안정화와 함께 실질GDP 증대에 기여하여 재정의 효율성이 높아지는 긍정적 효과가 나타나는 것으로 평가할 수 있다. 또한 정부지출의 효과의 경우 이를 뒤집어보면 정부지출 증대보다 감축을 통해 오히려 경기를 활성화할 수 있음을 의미한다. 이 결과는 외환위기 이전자료로 분석한 김성순(2001)의 결과와 상이하나, 외환위기 전후자료를 비교한 김성순(2005)의 결과와는 유사함을 보여주며, 이는 외환위기 이후 재정충격의 효과에 있어서 외환위기이전과 다른 구조변화가 나타난 것으로 해석된다. 따라서 정부지출 감축과 조세감축을 통한 작지만 효율적인 강한 정부를 지향하는 것이 바람직하다는 것을 시사한다. 또한 이러한 정책은 공공부채의 감축을 가져와 재정건전성을 강화하는데도 기여할 것으로 보인다. 이 결과는 김우철(2006)의 결과와 다르게 나타나고 있는데, 그는 1970:I-2000:III 기간의 한국은행의 조사통계월보의 세입, 세출을 사용하고 있어, 상이한 자료를 사용하고 있고, 분석대상기간도 달라 그 결과가 주로 외환위기 이전 기간의 특징이 반영되었기 때문인 것으로 보인다.

다음 왜 이러한 결과가 나타나는 지 보다 면밀히 규명하기 위해 분산분해(Variance Decomposition) 분석을 실행해 보았다. 그 결과 정부지출이 조세에 인과관계가 있을 경우 정부지출 충격이 있을 때는 <표 9>에서 보는 바와 같이 인플레이션 4%과 이자율 2.5%로 영향을 주고 조세 및 GDP에의 영향은 각기 0.79%, 0.66%에 불과하다. 반면 조세 충격시에는 <표 10>에서 보는 바와 같이 정부지출에 30%, GDP에 0.4%, 인플레이션에

3.2%로 충격이 분산됨을 보인다. 조세가 정부지출에 인과관계가 있을 경우는 조세 충격시 <표 11>에서 보는 바와 같이 정부지출에 19.9%, GDP에 5.4%, 인플레이션에 3.2%로 역시 충격이 분산됨을 보이고 있고, 정부지출 충격의 경우에는 <표 12>에서 보여주는 바와 같이 조세에 3.46%, 인플레이션에 4.21%, 이자율에 2.46%로 분산 효과가 상대적으로 미약하다. 이 결과에 비추어볼 때, 정부지출 충격이 조세에 영향을 주는 것보다 조세 충격이 정부지출에 보다 큰 영향을 주는 것으로 보여 진다.

또한 이 결과는 통계자료 분석을 통한 실증분석이므로 이 실증결과에 대한 규범적 평가와 해석을 위한 보다 심층적인 면밀한 분석이 필요하다 하겠다.

<표 9> GT shock에 대한 분산분해(GT→TAX)

단위: %

Period	GTN	TAXN	GDPN	DEFL	INTRATE
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	94.63	0.52	0.09	2.20	2.57
3	94.03	0.49	0.20	2.87	2.41
4	92.66	0.77	0.58	3.62	2.37
5	92.00	0.76	0.57	4.21	2.45
6	91.98	0.77	0.58	4.21	2.45
7	91.91	0.78	0.65	4.21	2.45
8	91.89	0.79	0.66	4.21	2.46
9	91.89	0.79	0.66	4.21	2.46
10	91.88	0.79	0.66	4.21	2.46
11	91.88	0.79	0.66	4.21	2.46
12	91.88	0.79	0.66	4.21	2.46

&lt;표 10&gt; TAX shock에 대한 분산분해(GT→TAX)

단위: %

Period	GTN	TAXN	GDPN	DEFL	INTRATE
1	4.55	95.45	0.00	0.00	0.00
2	25.02	67.66	3.57	3.20	0.55
3	30.83	61.35	4.20	3.13	0.50
4	31.17	60.30	4.90	3.13	0.50
5	30.65	60.08	5.35	3.20	0.72
6	30.54	60.19	5.35	3.19	0.72
7	30.54	60.17	5.37	3.19	0.72
8	30.53	60.17	5.38	3.20	0.72
9	30.53	60.16	5.39	3.20	0.72
10	30.53	60.16	5.39	3.20	0.72
11	30.53	60.15	5.39	3.20	0.73
12	30.53	60.15	5.39	3.20	0.73

&lt;표 11&gt; TAX shock에 대한 분산분해(TAX→GT)

단위: %

Period	TAXN	GTN	GDPN	DEFL	INTRATE
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	78.75	13.93	3.57	3.20	0.55
3	73.01	19.17	4.20	3.13	0.50
4	71.57	19.90	4.90	3.13	0.50
5	70.83	19.90	5.35	3.20	0.72
6	70.88	19.85	5.35	3.19	0.72
7	70.85	19.86	5.37	3.19	0.72
8	70.85	19.85	5.38	3.20	0.72
9	70.85	19.84	5.39	3.20	0.72
10	70.85	19.85	5.39	3.20	0.72
11	70.84	19.85	5.39	3.20	0.73
12	70.84	19.85	5.39	3.20	0.73

&lt;표 12&gt; GT shock에 대한 분산분해(TAX→GT)

단위: %

Period	TAXN	GTN	GDPN	DEFL	INTRATE
1	4.55	95.45	0.00	0.00	0.00
2	2.93	92.22	0.09	2.20	2.57
3	3.06	91.46	0.20	2.87	2.41
4	3.47	89.96	0.58	3.62	2.37
5	3.46	89.30	0.57	4.21	2.45
6	3.45	89.31	0.58	4.21	2.45
7	3.45	89.24	0.65	4.21	2.45
8	3.45	89.22	0.66	4.21	2.46
9	3.45	89.22	0.66	4.21	2.46
10	3.45	89.22	0.66	4.21	2.46
11	3.46	89.22	0.66	4.21	2.46
12	3.46	89.21	0.66	4.21	2.46

## V. 결론

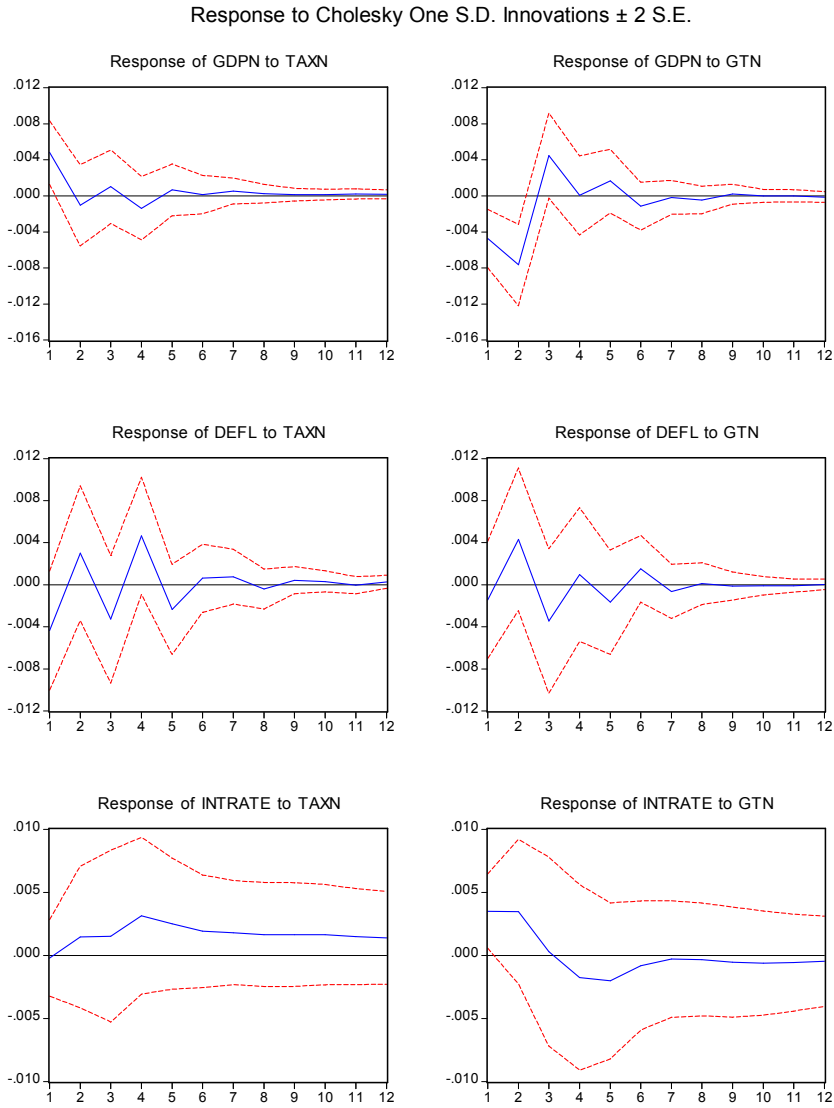
본 논문은 재정정책이 실질소득, 물가, 이자율에 미치는 영향을 한국의 1994년-2006년 분기별 자료를 이용하여 SVAR모형으로 분석하였다. 그 결과 한국의 경우 정부지출 축소와 감세 정책이 민간경제를 부양하는 효과를 보이는 것으로 나타났다.

그 실증적 연구결과를 요약하면, 우리나라의 경우 정부지출과 감세의 외생적 충격이 소득(실질GDP), 물가(GDP deflator), 이자율(회사채 유통 수익율)에 미치는 영향은 각기 상이하며, 정부지출 충격의 경우는 정부지출이 소득, 물가, 이자율에 미치는 영향이 모두 음(-)의 효과를 나타내는 반면, 감세 충격의 경우는 소득에 양(+)의 효과를 물가에는 음(-)의 효과를, 그리고 이자율에는 상대적으로 큰 양(+)의 효과를 보여주고 있다. 따라서 1994년-2006년 기간 자료를 분석한 결과 이 기간 동안 정부지출은 소득에

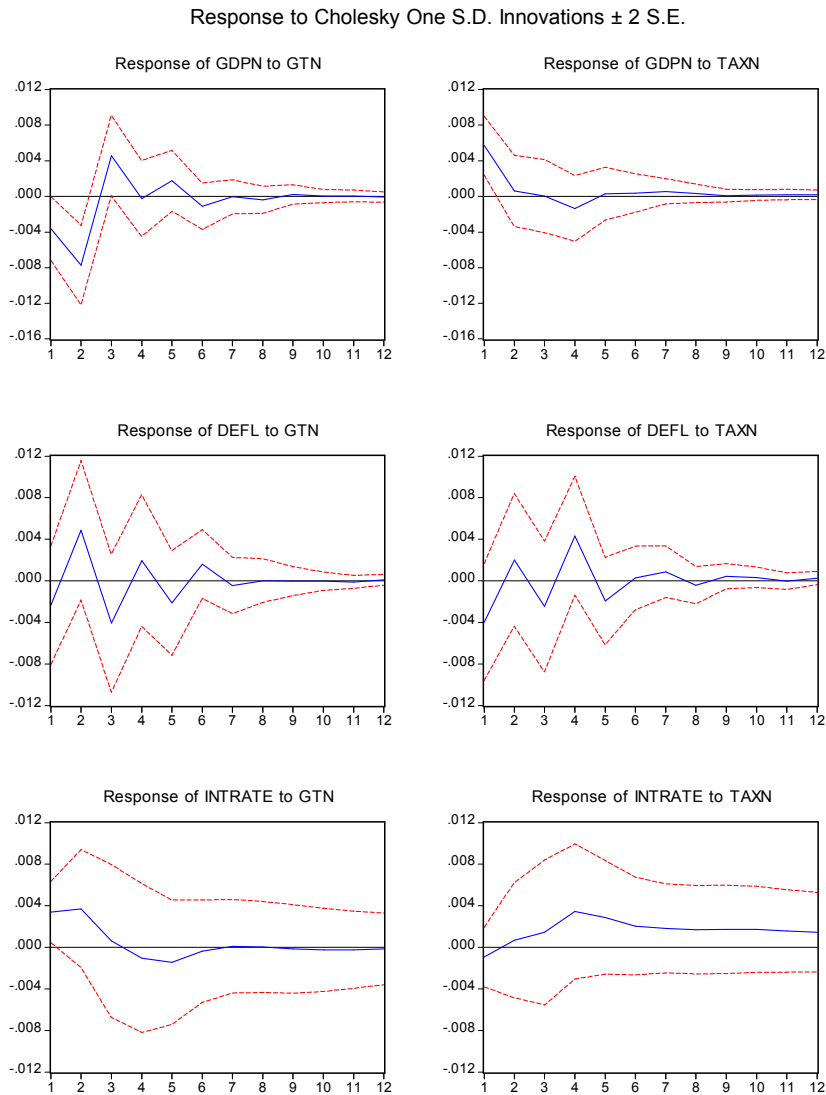


대한 구축효과를 감세는 소득에 대한 부양효과를 갖는 것으로 보여진다. 이를 외환위기 이후의 기간에 대해 분석하였을 경우에도 그 결과는 비슷하게 나타나고 있다. 또한 정부소비지출은 명목이자율을 높이는 반면 정부투자성 지출은 명목이자율을 낮추는 효과를 나타내고 있다.

[그림 4] GT가 TAX로 인과관계 가질 때 GT와 TAX 충격의 효과



[그림 5] TAX에서 GT로 인과관계 가질 때 GT 및 TAX 충격의 효과



재정정책의 경기부양효과가 잘 나타나지 않는 원인에 대해 여러 가지 설명이 가능하다. 첫째, 새고전파 이론의 예측대로 재정정책이 무효성이 나타났을 가능성이 있다. 그러나 이는 대부분의 다른 나라에서 나타나는 효과가 유독 우리나라에 만 나타나지 않는다는 점은 납득하기 어렵다. 둘째, 재정정

책의 효과가 외환위기 전후로 구조변화로 인한 비선형적 반응을 보이거나 관찰 불가능한 생략된 변수로 본 SVAR모형이 그 효과를 제대로 파악하지 못했을 가능성이 있다는 의미이다. 후자의 견해는 일면 non-Keynesian effect를 시사하는 것으로 해석할 수 있고 또한 이 견해가 다소 설득력을 갖는 것으로 보인다.

다만 본 논문은 외환위기 이후 뿐만 아니라 외환위기 이전(적어도 1994년 이후)까지를 포함하더라도 확장적 재정지출이 소득에 미치는 영향이 음(-)이라는 실증분석 결과가 기존의 국내연구들의 확장적인 효과를 가지는 실증분석 결과(적어도 외환위기 이전에는 확장적이었음)에 비해 다소 과격적이라고도 볼 수 있기 때문에 결론을 맺는데 있어서 조심스러울 수 밖에 없다. 실증분석 결과에 대한 이러한 차이는 김성순(2005)에서 보여주는 바와 같이 외환위기 이후 외환위기 이전과 다른 데이터 특성의 차이, 그리고 방법론 등의 차이에서 기인한 것이라고 볼 수 있을 것이다.

또한 이 결과는 외환위기 이후 급격한 경기침체와 그 이후의 구조변화에 의한 효과로 해석되므로, 좀 더 장기시계열이 축적된 이후 양 기간을 구분하여 분석할 필요가 있다. 다만 이 결과를 보면 정부지출을 줄이고 감세 정책을 통해 작은 정부를 지향하는 지속적인 구조개혁과 효율화를 위한 체질 개선이 필요하며, 민간경제 활성화를 통한 장기적 성장잠재력 배양에 소홀히 해서는 안 될 것이라는 점을 시사한다. 이는 또한 공공부채를 줄여 재정 건전성을 강화하는데도 도움이 될 것으로 보인다.

본 분석은 재정지출이 실질소득, 인플레이션, 이자율에 미치는 효과를, 구조적 분석을 통해 어떻게 국민경제에 과급효과를 미치는지 살펴볼 수 있다는 데 의미를 둘 수 있다. 그러나 재정정책의 거시경제 효과를 제대로 파악하기 위해서는 이진지출과 국채에 대한 이자지급 등을 제외한 순조세와 정부지출을 이용하는 것이 바람직하나 우리나라의 경우 자료의 한계로 인하여 이러한 문제를 제대로 다루지 못하고 있다. 또한 본 연구는 거시적 실증 연구이므로 이 결과에 대한 미시적 원인분석이나 면밀한 규범적 검토가 뒤따라야 할 것으로 보인다.

### [참고문헌]

- 김성순, “외환위기전후 재정지출이 소득, 물가, 통화에 미치는 효과에 관한 비교분석,” 「재정논집」, 제20집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2005년 8월.
- , “재정적자의 파급효과와 지속가능성,” 「재정논집」 제15집 제2호, 한국재정학회, 2001년 6월.
- 김우철, “세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석,” 「재정포럼」, 한국조세연구원, 2006년 9월.
- 박기백·박형수, “재정의 경기조절기능연구: 재정지표를 중심으로,” 연구보고서, 한국조세연구원, 2002.
- 유윤하, “재정지출의 거시경제효과,” KDI 분기별 경제전망, 한국개발연구원, 1997. 1/4.
- 정운찬·김영식, 「거시경제론」, 제7판, 율곡출판사, 2006. 6.
- 허석균, “재정정책의 경기조절기능에 관한 연구,” 「재정지출의 생산성 제고를 위한 연구」, 연구보고서 2004-07, 한국개발연구원, 2004, 12.
- Alesina, A. and Roberto Perotti, “Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries,” NBER Working Paper 5214, August 1995.
- Amisano, G. and C. Giannini, *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin, 2nd ed., 1997.
- Aschauer, D. A., “Fiscal Policy and Aggregate Demand,” *American Economic Review* 75(1), 1985, pp.117-127.
- Bernanke, B. S., “Alternative Explanation of the Money-Income Correlation,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1986, pp. 49-100.
- Blanchard, Olivier and Roberto Perotti, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics* 117, November 2002, pp. 1329-1368.
- Cooley, Thomas and Stephen Leroy, “Atheoretical Macroeconomics: A Critique,” *Journal of Monetary Economics*,

- 1985, pp. 283–308.
- de Castro F. and Pablo H. de Cos, “The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: A SVAR Approach,” *Bank of Spain working Paper* 0604, 2006.
- Favero, Carlo and Francesco Giavazzi, “Debt and the Effects of Fiscal Policy,” *NBER Working paper* no. 12822, January 2007.
- Giavazzi F., T. Jappelli and M. Pagano, “Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries,” *European Economic Review* 44(7), 2000, pp.1259–1290.
- Hemming, Richard, Michael Kell, and Selma Mahfouz, “The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity—A Review of the Literature,” *IMF working paper* WP/02/208, IMF, December 2002.
- Hepke–Falk, K. H., Jörn Tenhofen and G. B. Wolff, “The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis,” *Discussion Paper* no.41/2006, Deutsche Bundesbank, 2006.
- Hoppner, Florian, “Fiscal Policy and Automatic Stabilizers: A SVAR Perspective,” Institute for International Economics, University of Bonn, 2002.
- Mountford, Andrew and Herald Uhlig, “What are the Effects of Fiscal Policy Shocks ?,” *SFB 649 Discussion paper* no. 2005–039, Berlin, July 2005.
- Perotti, R., “Fiscal Policy in Good Times and Bad,” *Quarterly Journal of Economics* 114(4), pp. 1399–1436, 1999.
- Perotti, R., “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries,” Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco, Nov. 2004.
- Sims, Christopher, “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 1980, pp. 1–48.
- Sims, Christopher, “Are Forecasting Models usable for Policy

Analysis?," *FRB of Minneapolis Quarterly Review*, 1986, pp. 2-16.

Turnovsky, S. and W. Fisher, "The Composition of Government Expenditure and its Consequences for Macroeconomic Performance," *Journal of Economic Dynamics and Control* 19, pp.747-786, 1995.

[Abstract]

## The Economic Effects of Government Spending and Taxes in Korea : A Structural VAR Approach

Seong Suhn Kim

This paper investigates the short-term effects of fiscal policy shocks on the Korean Economy using the quarterly data during 1994–2006 following the SVAR approach based on Blanchard and Perotti(2002), which is used to find out dynamic effects.

The results show that government expenditure shocks decrease output, inflation rate, interest rate, while tax reduction shocks increase output and interest rate, but decrease inflation rate. Tax reduction policy seems to be more desirable than government spending expansion policy in stimulating the economy.

**Keywords:** Fiscal Policy, Government Spending, Tax Reduction,  
Structural Vector Autoregression.

**JEL Code:** E6, H6