韓國開發硏究
제29권 제2호(통권 제100호)

우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구

허 석 균
(한국개발연구원 부연구위원)

On the Efficacy of Fiscal Policy in Korea during 1979~2000

Hur, Seok-Kyun
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* (e-mail) shur@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea

• Key Word: 구조적 벡터자기회귀 모형(Structural Vector Auto Regression), 식별조건(identification restrictions), 재정승수(fiscal multipliers)
• JEL code: C22, E62, H30
• Received: 2006. 9. 13 • Referee Process Started: 2006. 9. 19
• Referee Reports Completed: 2007. 11. 1

ABSTRACT

This paper mainly estimates a trajectory of GDP induced by variations in fiscal expenditure and taxation policy using three variable structural VAR models. By assigning different combinations of identifying restrictions on the disturbances and measuring the corresponding fiscal multipliers, we compare how robust the estimated values of fiscal multipliers are with respect to the restrictions. Then, considering the dependency of Korean economy on the foreign sector, we extend the three variable SVARs to four variable ones by adding a variable reflecting external shocks. Empirical analyses into the Korean quarterly data (from 1979 to 2000) with the three variable SVARs reveal that the size and the significance of the estimated fiscal multipliers in Korea are very small and low or they decay very fast. Results from the four variable SVARs confirm these results while the significance of the effectiveness of fiscal policy is enhanced in some cases.

본 연구는 재정수입 및 지출 그리고 국민소득의 세 변수를 구조적 벡터자기회귀(Structural VAR) 모형에 대입하여 재정의 경기조절기능을 분석하고자 하는 시도에서 비롯하였다. 이를 위해 우선 교란항에 다양한 형태의 선험적 제약을 부여하여 재정승수를 추정한 후 그 결과를 제약식별로 비교·검토한다. 다음으로는 3-변수 모형을 확장하여 외부경제로부터의 충격을 반영하는 변수를 추가한 4-변수 SVAR을 분석한다. 이는 다른 나라와 비교하여 우리나라 경제의 해외부문 의존도가 큰 것을 감안한 까닭이다. 1979년부터 2000년까지의 한국은행의 『조사통계월보』 자료를 이용하여 3-변수 SVAR을 실증분석한 결과에 따르면, 추정된 재정승수의 규모와 지속기간이 매우 작거나 짧을 뿐 아니라 추정값의 통계적 유의성도 그리 높지 않은 것으로 나타났다. 또한 해외부문을 포함한 4-변수 SVAR 모형을 계산한 결과도, 추정된 재정승수의 통계적 유의성이 일부의 경우에서 다소 높아짐에도 불구하고, 3-변수 SVAR 모형의 결과와 대체적으로 일치하는 것으로 나타났다. 따라서 해외부문으로부터의 외생적 충격의 고려 여부와는 상관없이 재정정책의 유효성이 우리나라에서는 통계적으로 유의한 수준에서 확인되지 않는 것으로 보인다. 하지만 이 결과를 받아들임에 있어 사용된 『조사통계월보』 자료 및 분석모형의 한계에 대해서도 고려하여야 할 것이다.

Ⅰ. 서 론

본 연구는 재정정책의 경기조절 가능성에 대한 실증적인 검증을 기본 목적으로 한다. 양(+)의 승수효과를 근거로 재정정책의 경기부양효과에 대해서 긍정적 입장인 케인지안학파와 구축효과(crowding-out effect)와 리카디안 동등성(Ricardian Equivalence)을 주장하며 회의적인 입장을 취하고 있는 신고전학파가 대립하고 있음은 주지의 사실이다. 본 연구는 긍정론과 부정론 간의 논쟁의 핵심이 각각이 취하고 있는 가정의 현실성(자본시장의 불완전성 및 의사결정주체의 유한성과 같은) 혹은 현실 대표성에 관한 쌍방의 견해차에 있다고 본다. 따라서 이에 대한 이론적 논쟁을 심화시키기보다는 실증적인 분석을 통하여 재정정책의 유효성에 대한 논의를 진행하고자 한다.

본 연구는 실증분석을 시행함에 있어 재정지출 및 세수의 변화로 인해 유발되는 국내총생산(GDP)의 변화를 시간경로(time path)에 따라 파악하는 데 초점을 맞춘다.[1] 이를 위해 우리나라의 재정 및 GDP 자료(1979년 1/4분기 ~ 2000년 4/4분기)를 이용하여 재정지출 및 세수 그리고 GDP의 세 변수로 구성된 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regression, 이하 VAR) 또는 구조적 VAR 모형(Structural VAR, 이하 SVAR)을 설정하고, 재정지출과 세수의 변화에 의한 재정승수효과를 추정하였다. 그 결과 확장적 재정정책의 경기부양효과는 유의하지 않거나 그 효과의 크기가 미미한 수준인 것으로 드러났다.

보다 구체적으로는 SVAR 모형을 설정함에 있어, 재정지출과 세수규모 조정 등의 재정활동을 통해 경기를 조절하고자 하는 예산당국의 행태를 다양한 형태의 제약을 부여하여 반영하였다. 이에 따라 제약식별로 다른 값의 재정승수를 추정할 수 있었다. 그러나 적용된 제약식에 상관없이 추정된 우리나라의 재정승수는 대체로 그 크기가 작고 통계적 유의성이 낮을 뿐만 아니라 그 효과도 매우 빠르게 쇠퇴하는 것으로 나타났다.

한편, 우리나라 경제가 해외부문으로부터 적지 않은 영향을 받고 있음을 감안하여 기존의 세 변수로 구성된 모형에 외부충격을 반영하는 변수를 추가하여 네 개의 변수로 구성된 SVAR 모형으로 확장하였다. 해외부문충격변수를 추가한

1) 경기변동에 대한 재정정책의 유효성을 논함에 있어서 정책효과의 방향성에 대한 논의 이외에도 정책시차를 고려한 정책집행의 시의적절성(timeliness) 역시 중요한 함의를 갖는다. 경제상황과 동기화된(synchronized) 재정집행이나 혹은 정책시차를 고려한 선제적 정책운용이 불가능할 경우 재정정책의 경기안정화효과가 반감될 수 있기 때문이다. 하지만 이는 다분히 정책 자체의 유효성보다는 정책운영자의 합리성 여부에 의존하는 것이기에 본 연구의 연구범위를 넘는 것으로 판단하여 별도로 고려하지 않았다.

SVAR을 추정한 결과, 재정정책의 유효성에 대한 유의성이 몇몇 경우에서 높아지긴 했지만 역시 앞서 추정한 세 변수 SVAR로부터의 결과와 대체로 일치하는 것으로 드러났다.

본 연구는 다음과 같은 내용과 순서로 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 국내외의 관련 선행연구들을 살펴본다. 본 연구가 취한 방법론이 VAR에 기초하고 있는 관계로 언급되는 관련 문헌들은 주로 VAR 혹은 이와 유사한 방법론을 택한 경우로 제한을 둔다.

제Ⅲ장에서는 재정정책의 경기부양효과를 살펴보기 위해 일반적으로 사용되는 촐레스키 분해법(Cholesky decompostion) 외에 Blanchard and Perotti(2002)의 충격(잔차항) 식별법을 소개하고, Koh(2002)를 비롯한 여러 국내 문헌에서 언급되고 있는 '세입 내 세출 원칙'을 고려한 충격식별법 등을 새롭게 제시한다.

제Ⅳ장에서는 앞 장에서 정의된 다양한 식별법에 기초한 SVAR 모형을 우리나라의 분기별 자료를 사용하여 추정하고 그 결과를 비교분석한다. 또한 추정된 결과의 완건성(robustness)을 검증하는 차원에서 해외부문으로부터의 충격을 고려한 4-변수 SVAR 모형을 추정한다.[2] 그리고 제Ⅴ장에서는 논의를 마무리한다.

Ⅱ. 문헌연구

재정정책의 변화에 따른 국민경제에의 영향을 분석한 선행연구들은 주로 모형에 기초한 모의실험이나, 축약된 방정식을 계량검증하는 방법을 사용하고 있다. 먼저 모형에 기초한 모의실험방법은 일반균형모형(General Equilibrium Model)을 구성하고 관측 자료와의 일치성을 검증하거나 정부의 재정기조(stance)의 변동에 따른 전달경로를 제시하는 것이다. 이 방법은 내부적 일관성(internal consistency)을 높일 수 있지만, 명시적인 해(closed form solution)를 도출할 수 없기 때문에 해를 구하기 위해서는 시뮬레이션 기법을 차용하는 것이 불가피하다.

또 다른 방법은 재정변수와 GDP 또는 다른 소득변수(예: 총소비)에 대한 축약형 추정식(reduced equations)을 계산하는 것이다.[3] 이 방법은 상대적으로 분석의 편의는 있지만, 경제학 이론이 뒷받침되지 않는다는 단점이 있다. 따라서 이 방법을 이용할 경우에는 적절한 이론적 논

2) Sims(1988)는 VAR을 통해 추정된 재정정책의 효과가 물가나 이자율과 같은 가격변수를 추가함에 따라 감소하는 경향이 있음을 지적하고 있다. 이는 가격변수가 없는 VAR 모형의 추정결과가 통화정책의 기여분을 재정정책의 효과로 과다 추정할 가능성이 있기 때문이다. 동일한 맥락에서 해외부문으로부터의 충격을 구분해 주는 4-변수 SVAR 모형을 통해 과다 추정의 가능성을 검증해 보고자 한다.

3) 물론 소득과 같은 총량변수보다 이자율, GDP 디플레이터, 환율과 같은 가격변수를 사용하는 경우도 있

거가 뒷받침되어야 할 것이다.

본 연구에서는 후자의 방법론에 입각하여 우리나라 재정정책의 유효성을 분석해 보고자 한다. 이는 일반균형모형을 이용하는 경우 함수형태를 설정함에 있어 특정 이론에 대한 선호가 분석결과에 편향을 가져올 가능성이 있기 때문이다. 반면 축약형 검증방법은 이러한 이론적 편향성에 대한 우려로부터 상대적으로 자유로운 것으로 보인다. 대신 이 경우에는 실증분석을 수행함에 있어 편의(bias)가 발생할 가능성을 배제할 수 없다는 단점을 안고 있다. 이를 보완하기 위해 Feldstein(1982), Kormendi(1983), 그리고 Lee and Sung(2005)과 같이 단일방정식(single equation)을 추정하는 경우에는 추가적 제약이나 도구변수를 부여하여 잠재적인 편향성(bias)을 제거하는 방법을 취하고 있다. 따라서 본 연구에서는 각 변수들의 내생성(endogeneity) 또는 동시성(simultaneity) 문제로부터 비교적 자유로운 SVAR 모형을 채택하였다. 더불어 이론적 편향성이 개입될 여지를 최소화하기 위하여 다양한 잔차항의 식별조건들을 적용하고 각각으로부터의 결과를 비교하였다.

본장에서는 정부지출의 증가 또는 조세감면이 경기에 미치는 효과에 대한 여러 견해와 주장들을 정리하고자 한다. 여기서는 본 연구의 접근법을 감안하여 기존 문헌들 중에서도 VAR 모형을 사용한 연구를 중심으로 그 결과와 도출과정을 비교·논의하고자 한다.[4]

1. 국내 문헌

재정정책의 유효성을 검증한 국내 문헌의 대다수가 VAR을 분석방법으로 채택하고 있으며, 이들은 내생변수 및 외생변수의 설정(specification)과 분석자료의 차이에 따라 재정정책의 유효성에 대해 다른 추정결과를 제시하고 있다.

하지만 여기서 주목해야 할 점은 각각의 연구가 제시하고 있는 상이한 추정결과가 아니라, 이들이 VAR 모형 설정에 있어서 재정지출과 조세수입 등의 재정부문 변수들을 내생변수로 넣을 것인가 아니면 외생변수로 간주할 것인가에 따라 두 부류로 구분된다는 사실이다.

먼저, 박종구(1995)[5]와 박하섭·최종수(1997)[6]는 재정정책변수들을 내생변수로 포함시키고, 충격 식별을 위해 촐레스키 분해(Cholesky decomposition)[7]를 채택하는 방식을 사용하였다. 반면 김성순

으며, 이러한 방법론의 근저에는 재정정책이 가격변수에 대한 압력을 행사하여 유효성이 약화(혹은 강화)될 수 있다는 논리가 깔려 있다.

4) Hemming, Kell, and Mahfouz(2002) 참조

5) 박종구(1995)는 정부지출이 민간소비에 미치는 영향을 살펴보는 데 중점을 두었으며, 정부지출 증대가 장기적으로 민간소비를 진작시키는 효과가 있다는 결과를 제시하였다.

(1997,[8] 2003,[9] 2005[10])은 충격식별을 위해 촐레스키 분해법을 계속 사용하는 대신 재정정책변수들을 외생변수로 삼는 방식을 선택하였다.

이와 같은 기존의 방법론은 재정변수와 여타 거시변수 간의 관계를 쌍방향적인 것이 아닌 일방향적인 것으로 해석하고 추정할 우려가 있다. 특히, 재정정책변수들을 외생변수로 도입하는 경우 VAR 체계 내에서 이들의 변화는 다른 내생변수들과 아무런 상관을 갖지 못하게 된다. 하지만 이는 재정시스템이 제한적이나마 경기의 자동안정화 기능을 수행하고 있는 현실과 맞지 않는 것으로 보인다. 또한 촐레스키 분해는 동 기간에 교란항 사이에 존재할 수 있는 다양한 상호관계(contemporaneous relation)를 반영하지 못한다는 단점을 지닌다. 이와 같은 맥락에서 재정변수를 내생변수로 포함시킬 뿐 아니라 촐레스키 분해와는 다른 충격식별법을 사용하는 방법론의 필요성이 제기됨에 따라 김우철(2006) 및 김성순(2007) 등이 발표되었다.

위 두 연구는 Blanchard and perotti (2002)의 방법론에 공통적으로 근거하며, 단지 사용자료 및 대상기간, 그리고 사용변수의 선택에 있어 차이를 둔다. 먼저 김우철(2006)은 『조사통계월보』의 자료를 기초로 Blanchard and perotti(2002)를 충실히 적용하였다. 그리고 김성순(2007)은 통합재정수지 자료를 근거로 하였으며, 이자율이나 물가와 같은 가격변수들을 추가한 확장된 모형에서 Blanchard and perotti(2002)의 식별법을 적용하였다.

한편, 김우철(2006)은 조세와 재정지출 충격이 둘 다 경기부양효과가 있으며, 특히 조세감면이 재정지출 증가보다 더 효과적인 경기부양 수단이라는 결과를 제

6) 박하섭・최종수(1997)는 정부지출, 채권, 주식, 이자율, 환율, 소비, 경상수지 등 7개의 변수를 이용한 VAR 추정을 실시하여, 재정수지 적자, 국채 및 정부지출의 증가가 소비, 이자율, 환율 그리고 경상수지에 미치는 영향이 미미한 수준이라는 결과를 보고하였다.

7) 촐레스키 분해는 충격을 주어진 순서에 따라 축차적으로 식별하는 방법을 사용함으로써 계산이 용이하다는 장점을 지니고 있다. 그리고 통상적으로 충격의 순서는 그랜저 인과관계 검정결과에 따라 매겨진다. 하지만 이 경우 변수 상호 간의 인과관계가 쌍방향으로 성립하여 충격의 순서를 일의적으로 결정할 수 없는 경우가 흔히 발생한다. 이에 대한 보완책으로 경제이론에서 제시된 선험적 관계에 입각하여 충격의 순서를 결정하기도 한다(박하섭・최종구[1997]).

8) 김성순(1997)은 6개 항목으로 세분화된 재정지출이 소비, 투자, 순수출 그리고 소득에 미치는 효과를 추정하였다. 이에 따르면 정부의 투자성 지출은 개인경제활동을 활성화시키는 반면 소비성 지출은 민간소비를 구축하는 등 재정지출 항목별로 경기에 대한 효과가 다른 것으로 나타났다.

9) 김성순(2003)은 김성순(1997)의 VAR 모형에 외환위기 이후의 구조변화를 반영한 더미변수를 추가하여 외환위기를 전후로 하여 재정정책이 국민경제에 미치는 영향이 어떻게 변화하였는지를 밝히고자 하였다. 이에 따라 정부지출, 특히 투자성 재정지출이 GDP에 미치는 영향은 외환위를 기점으로 음(-)에서 양(+)으로 변화하였음을 언급하였다.

10) 김성순(2005)은 실질GDP, 물가, 통화량(M2)에 정부지출이 미치는 영향이 외환위기를 기점으로 변화하였음을 지적하고 있다.

시하였다. 반면, 김성순(2007)은 재정정책의 유효성이 전반적으로 지지되지 않는 결과를 내놓았다.

2. 외국 문헌

재정정책의 효율성에 관한 연구는 대부분 SVAR 모형을 이용하고 있으며, 세부적으로는 재정 충격의 설정방법에 따라 아래와 같이 네 가지 부류로 구분된다(De Castro and Hernandez[2006]).[11] 이와 같이 기존 연구에서 구조적 VAR 모형을 많이 사용하는 이유는, VAR 모형이 특정 경제학적 이론에 치우치지 않고, 내생변수 간에 발생할 수 있는 외생성 및 공적분[12] 문제에 비교적 덜 민감하기 때문이다. 그러나 VAR을 사용함에 있어 재정정책의 경우 불확실하거나 잘 파악되지 않는 정책 시차와 경기자동안정화장치(Automatic Stabilization Mechanism: ASM) 등으로 인해 통화정책을 분석하는 경우보다 여러 면에서 불리한 측면이 있다. 이와 더불어 재정자료가 대부분 저빈도(대부분 분기자료)이기 때문에 교란항 간의 상관관계 또는 인과관계를 분석하고, 경기자동안정화효과를 구분하여 파악하는 데 기술적인 어려움이 존재한다. 따라서 최근에는 재정자료의 이러한 특수성을 감안하는 방향으로 VAR 방법론에 대한 연구가 진행되고 있다.

	Shock Identification Strategy
− Ramey and Shapiro(1998) − Edelberg, Eichenabum, and Fisher(1999) − Burnside, Eichenbaum and Fisher(2001)	− VAR models with dummy variables specifying certain episodes
− Fatas and Mihov(2000), Favero(2002)	− SVAR(Cholesky Decomposition)
− Mountford and Uhlig(2002)	− VAR with sign restrictions
− Blanchard and Perotti(2002) − Perotti(1999) − Hoppner(2002)[13]	− SVAR using institutional information and quarter dependence.
− Becker(1997), Krusec(2003)	− Structural Vector Error Correction model

11) Perotti(2004)는 SVAR 모형을 이용한 문헌들을 세 가지로 분류하였으나 De Castro and Hernandez(2006)는 Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004) 등의 문헌에서 추정한 방법을 이용하여 네 부류로 구분하고 있다.

12) 내생변수 사이에 공적분 관계가 존재하며, 이에 대해 통상적인 VAR을 사용하더라도 그 추정계수는 일치성을 충족시킬 뿐 아니라, 차분자료를 이용하여 얻어진 추정계수와 동일한 점근분포(asymptotic distribution)를 가지게 된다(Hamilton[1994]).

13) Hoppner(2002)는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론에 따라 충격을 설정하여 재정충격의 직접효과와 자동안정화기능(Automatic Stabilization Mechanism: ASM)의 간접효과를 구분하여 재정효과를 분석하는데

Ⅲ. 분석방법

본 연구에서는 Blanchard and Perotti (2002)와 De Castro(2004)의 방법론에 기초한 구조적 VAR 모형을 사용한다. 따라서 모형 내 주요 변수 사이에 보다 현실성 있는 동시관계(contemporaneous relations)가 반영되도록 충격식별관계를 지정하는 것이 가능해진다.

우선 로그를 취한 1인당 실질GDP(Y_t), 조세 (T_t), 정부지출 (G_t) 세 변수를 기본으로 하여 식 (1)과 같은 VAR 관계를 상정한다. 여기서 변수 X_t는 (Y_t, T_t, G_t)의 세 변수를 아우르는 3차원 벡터를 나타낸다.

식 (1)에서 벡터 D_t는 벡터 X_t의 장기시계열 추세로서 비정상성(non-stationairy)을 제거하기 위해 별도로 구분하였다. 다시 말해 본 연구는 시계열 추세를 제거하여 재정정책이 경제성장에 미치는 장기효과가 아니라 경기 변동에 미치는 단기효과를 분석하는 데 중점을 둔다는 의미이다.

시계열 추세선에 대해 보다 자세한 설명을 부연하자면, 본 연구에서는 선형 추세선을 제거(Linearly Detrending)하거나 Hodrick-Prescott 필터를 이용하여 확률적 추세선을 제거하는 방식을 병행하여 사용하였다. 따라서 선형 추세선을 제거한 벡터 X^{LD}와 확률적 추세선을 제거한 벡터 X^{DHP}는 다음과 같이 정의된다.

$$X_t^{LD} \equiv X_t - D_t, X_t^{DHP} \equiv X_t - X_t^{HP}$$

이제 식 (1)의 VAR 모형에서 X_t를 X^{LD}와 X^{DHP}로 치환하고 장기시계열 추세선인 벡터 D_t를 소거하여 얻은 식 (2)를 가지고 모든 추정작업이 이루어지게 된다.

다른 연구에서와 같이 실질GDP(Y_t), 조세(T_t), 정부지출(G_t)의 로그값을 사용하는 대신에 로그를 취한 1인당 값을 사용하는 까닭은 바로 이 추세선을 제거하는 과정과 관련이 있다. 우선 그냥 로그 실질치를 사용하는 경우에는 추세선을 제거하는 과정에서 인구의 변동추세가 제거된다. 반면 로그를 취한 1인당 값을 사용하는 경우는 인구 수로 나누는 부분에서 인구변동추세가 빠지게 된다. 추세선을 제거하기 위해 사용되는 HP-필터나 선형 추세법이 장기균형이라는 경제학적인 의미보다는 통계적인 평탄화(smoothing)에 목적을 둔 것임을 감안하면, 인구의 변동추세를 기술적으로 처리하는가 아니면 경제학적인 의미를 유지하면서 제거하는가 하는 선택의 문제가 남을 뿐이다. 이 대목에서 본 연구는 후자를 선택하였

초점을 두었다.

다.[14]

한편 시계열 추세를 제거하기에 앞서 벡터 X_t의 세 변수에 대한 계절성(seasonality)을 제거하는 작업을 실시하였다. 물론 Blanchard and Perotti(2002)는 이미 계절조정된 자료를 사용하는 대신 시차다항행렬(lag polynomial matrices) $A(L)$을 분기별로 구분하는 $A(L,q)$로 치환하여 계절조정이 안 된 자료와 함께 분석하는 방법을 제시하였다. 하지만 우리나라 재정자료의 관측치 개수가 많지 않은 점을 감안하여 통상적인 X-12 ARMA 방식[15]으로 계절성을 제거한 자료를 사용하였다.

교란항 U_t의 가장 일반적인 형태는 행렬식 (3)과 같이 표현된다(e_t^t, e_t^g, e_t^y)는 동시 및 시차 교차상관관계가 없는 완전히 독립적인(orthogonal) 구조적 충격임). 하지만, 행렬식 (3)의 모든 계수들을 동시에 식별하는 것이 불가능하기 때문에 불가피하게 행렬식 (3)의 전부 또는 일부 계수들에 대해서 선험적 제약을 부여하여 별도로 식별해야 할 계수의 수를 줄여나갈 필요가 있다. 본 연구에서는 행렬식 (3)에 대하여 식 (4)~(6)의 세 가지 충격식별법을 제시하였다. 행렬식 (4)는 앞서 언급한 촐레스키 분해법(변수의 순서에 따라 다양한 결과를 구할 수 있음)으로 충격을 식별하는 방법이며, 나머지 두 방법 (5)와 (6)은 재정제도 관련 정보를 충격식별에 이용하는 방식이다.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + D_t + U_t,\ X_t \equiv \begin{pmatrix} T_t \\ G_t \\ Y_t \end{pmatrix},\ U_t \equiv \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} X_t^{DHP} &= \nu + A(L)\, X_{t-1}^{DHP} + U_t \\ X_t^{LD} &= \nu + A(L)\, X_{t-1}^{LD} + U_t \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \\ b_1 & b_2 & b_3 \\ c_1 & c_2 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix},\ Var \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} = I \tag{3}$$

$$U_t = (I - C)^{-1} B\, e_t,\ C \equiv \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix},\ B \equiv \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & a_3 \\ b_1 & b_2 & b_3 \\ c_1 & c_2 & c_3 \end{pmatrix},\ e_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix}$$

14) 로그 1인당 실질치와 단순 로그실질치 간의 수준(level), 차분 및 2차 차분의 상관관계를 살펴보면 거의 완전상관관계를 이루고 있는 것으로 나타났다. 따라서, 어느 쪽을 선택하든 간에 결과의 차이를 가져오지는 않을 것으로 판단된다.

15) E-Views의 X-12 ARMA에서 분기별 자료 계절조정 모듈을 사용하였다.

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0\,0\,0 \\ 0\,0\,0 \\ 0\,0\,0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ b_1 & b_2 & 0 \\ c_1 & c_2 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} \tag{4}$$

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0 & 0 & \alpha_3 \\ 0 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & 0 \\ b_1 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} \tag{5}$$

$$\begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_t \\ g_t \\ y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 \\ 0 & 0 & c_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^t \\ e_t^g \\ e_t^y \end{pmatrix} \tag{6}$$

한편, 식 (4)~(6)이 식 (3)의 특수한 경우임을 감안할 때, 식 (2)와 (3)의 SVAR 체계는 다음과 같이 무한차수의 SMAR (Structural Moving Average Regression) 체계로 전환될 수 있다.[16]

$$\begin{aligned} & X_t(I - A(L)) = v + (I - C)^{-1} B\epsilon_t \\ \Leftrightarrow\ & X_t = \frac{v}{I - A(L)} + \frac{(I - C)^{-1} B e_t}{I - A(L)} \\ \Leftrightarrow\ & X_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Phi_s (I - C)^{-1} B e_{t-s} \\ & = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Phi_s^* e_{t-s},\ \Phi_s^* \equiv \Phi_s P \end{aligned}$$

이와 같이 SMAR 표현을 추가로 제시하는 까닭은 SMAR 표현이 SVAR에 비해 충격-반응 간의 본질적인 관계(충격반응함수)뿐 아니라 충격의 식별 가능성 및 제약식 개수 간의 관계를 잘 나타내기 때문이다. 특히, 위 SMAR 표현의 계수행렬(Φ_t^*)에서 단순 VAR로부터 추정되는 부분을 제외한 $(I-A)^{-1}C$ 내의 미정계수(undetermined coefficients)의 개수가 식별 가능성을 결정한다.

먼저 식 (4)는 촐레스키 분해법을 사용하는 경우로 $(I-A)^{-1}C = C$에 해당하며, 미정계수의 개수가 6개에 불과하다. 이는 3-변수 모형에서 잔차항의 공분산 행렬[17]로부터 구분해 낼 수 있는 최대 개수의 모수이다. 따라서, 식 (4)는 완전식별되는(just-identified) 모형이다. 반면, 식 (5)와 식 (6)의 경우는 $(I-A)^{-1}C$의 미정계수가 9개에 이르고 있다. 따라서, 미정계수의 완전 식별(just-identification)을 위해서는 3개의 제약식이 추가되어야 한다.[18]

16) 물론 행렬 (I-A)의 역행렬이 존재하여야 한다.

17) 3(k)-변수모형에서 공분산 행렬은 9(k^2)개의 scalar로 이루어진다. 하지만 陽定(positive definite)에 대칭성(symmetric)을 지닌 공분산 행렬의 속성상 자유도가 6(k(k+1)/2)을 넘지 못한다.

18) 바꾸어 말해, 미정계수의 개수가 6을 넘지 않거나 제약식이 3개 이상 존재해야 함을 의미한다. 만약, 제약식이 세 개보다 많은 경우에는 과식별(over-identification)의 우려가 있으며, 이때는 로그우도비 검정을

이하에서는 식 (4)~(6)의 식별과정을 소개하고 그 특징을 살펴본다. 특히, 식 (5)와 (6)의 경우에는 완전 식별을 위해 추가로 도입될 세 개의 제약식에 대한 설명이 주를 이루게 될 것이다.

먼저, 식 (4)와 같이 촐레스키 분해법으로 잔차항을 식별하는 방법을 알아보자. 식 (4)에서는 예시적으로 충격이 조세, 재정지출, GDP의 순으로 발생하는 경우를 나타내었다. 물론, 촐레스키 분해법에 근거하여 충격을 식별하는 경우 충격의 순서는 대개 그랜저 인과관계 검정이나 선험적 경제논리에 입각하여 정해진다. 하지만 본 논문에서는 충격의 순서에 대한 어떠한 선험적 인식을 배제한 채 사용된 세 변수 간에 가능한 모든 충격의 순서 조합을 다 추정해 보고 그 결과를 비교하는 방식을 택한다. 이러한 작업은 어떤 의미에서 완건성 검증(robustness check)[19]의 역할을 수행하는 것으로 해석될 수 있으며, 특히 이후에 수행될 다른 방식의 식별법으로부터의 결과와 비교될 수 있는 준거점의 역할을 수행하게 된다.

다만 촐레스키 분해는 앞 장에서 언급한 바와 같이 교란항 U_t 내의 동시관계(contemporaneous relation)가 축차적이어야 한다는 제약을 갖는다. 따라서 실제로는 비축차적인 동시관계를 갖는 경우에 대하여 촐레스키 분해에 의한 식별을 적용하게 되면 충격반응의 부호나 크기가 부정확하게 추정될 우려가 있다.

두 번째로 고려될 충격식별방법은 전형적인 제도적 요인을 고려한 식별법 중 하나인 Blanchard and Perotti(2002)의 추정방식이다. 이 식별법은 식 (5)에 세수의 소득탄력성(GDP)을 적용하여 추정계수를 줄이는 방식을 사용한다. 구체적으로는 세수의 총소득(또는 과세표준) 탄력성(α_3)을 기존의 연구결과로부터 차용하여 추정해야 할 계수의 개수를 줄인다. 여기에 총소득 변동이 정부지출에 미치는 영향이 동 기간에는 존재하지 않는다고 가정($\beta_3 = 0$)한 다음, 식 (5)를 $a_2 = 0$인 경우와 $b_1 = 0$인 경우로 나누어 각각의 상황에서의 재정정책의 유효성을 추정한다. 참고로 $a_2 = 0$은 세수의 변동이 동 기간에 지출의 변동에 영향을 미치는 경우를, $b_1 = 0$은 지출의 변동이

실시하여 과식별 제약의 타당성을 테스트할 수 있다. 아래에서 LL_{VAR}는 단순 VAR로부터의 로그우도함수값을 LL_{SVAR}은 SVAR로부터의 로그우도 함수값을 의미한다.

$$LR = 2(LL_{VAR} - LL_{SVAR}) \sim \chi^2(\text{\# of overidentifying restrictions})$$

19) De Castro(2004)는 촐레스키 분해법으로 다섯 개 변수(물가, 이자율, GDP, 정부지출, 세수)의 순서를 달리하여 재정정책이 경기에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 이 분석방법은 다섯 개의 내생변수 중 물가와 이자율이라는 두 개의 가격변수가 포함되어 있어 재정정책이 야기하는 민간수요의 구축효과(crowding-out effect)를 가늠할 수 있다.

동 기간에 세수의 변동에 영향을 미치는 경우를 각각 상정한 것이다.

한편 식 (5)의 경우 (e_t^t, e_t^g, e_t^y)가 동시 및 시차 교차상관관계가 없는 완전히 독립적이며 정규화된(orthonormal) 구조적 충격이다. 따라서 식 (5)에는 총 9개의 추정할 계수가 주어진 셈이며, 여기에 식별에 대한 제약식 세 개를 추가하여 결국 6개의 자유모수(free parameters)가 남게 된다. 이는 Amisano and Giannini(1997)에 의하여 완전 식별(just-identified)되는 경우이다($k(k+1)/2=6$).[20]

세 번째로 제시되는 추정법 역시 제도적 정보를 이용하는 방법이다. 앞서와 같이 세수의 소득탄력성(GDP)에 대한 기존의 추정치를 α_3에 부여하고, 더불어 1980년대 이후 예산당국이 지켜온 '세입 내 세출 원칙'[21](Koh[2002], 김우철[2007][22])에 의거하여 세수 증가에 대한 재정지출의 증가를 회귀분석하여 추정된 계수를 β_1에 대입한다. 그런 후에, $\beta_3=0$의 제약을 추가로 부여하여 식 (6)을 추정할 수 있다.

다음 장에서는 이미 설정한 충격식별 모형(식 (4) ~ (6))을 순차적으로 대입하여 식 (2)를 추정하고 95% 신뢰구간[23]에서 충격반응함수를 분석한다. 더불어 잔차항 간 동시관계를 비교하고, 추정된 SVAR 모형에 대한 완건성(robustness)을 검토하는 작업도 병행한다.

지금까지 서술한 방법론은 기존의 연구, 특히 최근의 김우철(2006) 및 김성순(2007), 그리고 이들이 공히 기초한 Blanchard and Perotti(2002)와 비교할 때 다음의 세 가지 측면에서 차별화된다. 먼저, 앞의 두 국내연구의 경우 선형추세선을 소거한 경우만을 분석하였다.[24] 반면 본 연구에서는 HP-필터를 사용하여 장기추세선을 제거하는 경우도 분석에 포함하였다.[25] 두 번째로, 본 연구에서는 충격식별법에 있어 Blanchard and Perotti (2002)가 제시한 방법 이외에도 충격순서를 다양하게 바꾼 Cholesky ordering과 '세입 내 세출 원칙'을 고려한 식별법을 나란히 사용하고 그 결과를 비교한다. 세 번째로, 본 연구는 우리나라 경제의 해외

20) 식 (6)도 동일한 논리로 완전식별된다.
21) 소위 '세입 내 세출 원칙'은 우리나라 재정 운영상의 주요 원칙 중 하나로 80년대 중반에 확립된 것으로 보인다. 법이나 규칙 등으로 명문화되지는 않았지만, 이 원칙은 예산당국이 무분별하게 예산을 운용하는 것을 자제시키는 역할을 해온 것으로 판단된다(Koh[2002]).
22) 김우철(2007)은 세입과 세출의 인과관계 우선순위에 있어 VECM하의 장기적 균형식에 기초하여 선세입-후세출의 관계가 지지됨을 밝혔다.
23) 95% 신뢰구간은 학계에서 일반적으로 통용되는 기준일 뿐 정책반영 시에도 95%의 신뢰구간을 적용하는 것이 황금률이라는 의미는 아니다.
24) Blanchard and Perotti(2002)의 경우 선형추세선뿐 아니라 확률적 추세선을 제거하는 방법도 사용하였다.
25) 구체적인 분석결과를 제시하지는 않았으나, Baxter and King(1995)의 Band-Pass 필터를 사용하는 경우도 다루었다.

의존도가 크다는 사실을 감안하여 해외부문으로부터의 충격을 고려한 4-변수 SVAR을 제시한다.

Ⅳ. 분석결과

1. 분석자료

분석대상 자료로는 한국은행의 『조사통계월보』의 분기별 재정자료(1979년 1/4분기 ~ 2000년 4/4분기)를 사용하였다. 이는 2001년 이후부터 자료가 포함하는 재정의 범위가 통합재정기준으로 바뀜에 따라 舊자료와의 비교가 불가능하게 되었기 때문이다. 뿐만 아니라 새로운 통합재정기준 자료는 1994년 이전 시계열까지 소급되지 않아 시계열이 짧다는 문제를 안고 있다. 물론 『조사통계월보』 자료가 통합재정과 비교하여 재정활동의 파악범위가 협소할 뿐 아니라 회계상 중복계산의 우려가 있는 등 여러 가지 문제점을 안고 있는 것이 사실이다.[26] 하지만 획득 가능한 최장 기간의 자료가 아닌 관계로 한국은행의 중앙정부 세입·세출 자료의 사용이 불가피하였다.

[그림 1]은 로그화된 1인당 실질 재정지출, 실질 조세수입 및 실질 GDP의 추세를 그린 것이다. 그림에 의하면 세 변수 모두 특정 시계열적 추세선을 따르는 경향이 있는 것으로 보이며, 비록 그림에는 명확하게 나타나진 않았지만, 세 변수 모두 계절성이 강하게 있어 X-12로 계절조정을 한 다음, 선형추세선(linearly detrending) 또는 H-P 필터를 이용하여 확률적 추세선을 제거하였다.

한편 시계열 자료의 비정상성(non-stationarity) 유무를 확인하기 위해 계절조정과 추세선이 제거된 각 변수(X^{LD}, X^{DHP})에 대해 (Augmented Dickey Fuller)검정을 수행하였다. 추정결과 선형추세선이 제거된 총소득 Y_t(로그화된 실질 GDP)만 I(1)[27]을 따르는 것으로 나타났다.

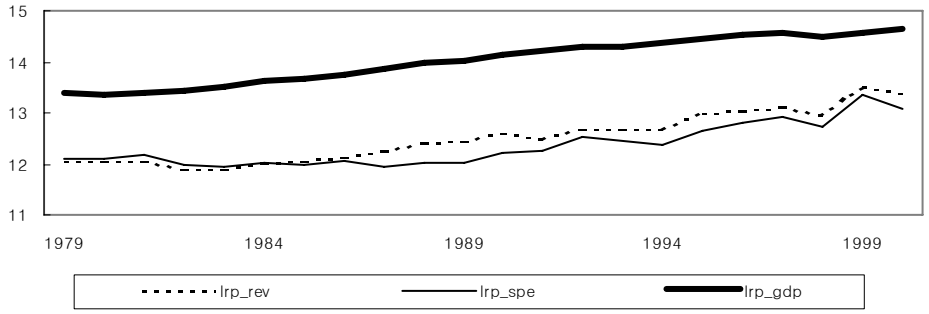
2. 추정결과

본 연구에서 추정된 모든 모형에서 사용된 변수들은 로그를 취하여 차분한 값이므로 그 추정결과는 증가율로 해석된다. 따라서 모든 충격반응함수의 추정결과를 통해 세수, 재정지출 혹은 GDP 증가율의 변화가 시간의 흐름에 따라 GDP

26) 이 점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

27) 변수가 I(1)을 따른다 할지라도 VAR 모형의 계수는 일치성(consistence)을 만족시킨다(Hamilton[1994]). 다만 추정계수의 일치성이 추정계수의 표본표준오차의 일치성까지 보장하는 것은 아니므로 이 경우 충격반응함수의 신뢰구간을 구하는 것은 무의미해진다.

[Figure 1] Trends of Government Expenditure, Tax Revenue, and GDP
(Quarterly data from 1979Q1~2000Q4)



Note: The above variables are measured in logarized per capita real terms.
Source: *Monthly Statistical Bulletin* (Bank of Korea).

증가율에 어떠한 영향을 미치는지를 판단할 수 있다.

또한 충격반응함수를 유도하는 과정에서 충격의 크기는 (e_t^t, e_t^g, e_t^y)에서 각 오차항의 1-표준편차가 되도록 설정해 놓았다. 따라서 1인당 GDP의 재정충격에 대한 탄력성은 로그화된 GDP 변화율(GDP 증가율)을 재정충격(해당 재정변수의 변화율)의 표본표준편차로 나누어 구할 수 있다.

재정지출이나 세수가 GDP에서 차지하는 비중이 25%에서 30% 사이인 것을 감안하면, 재정승수는 대략 앞서 계산한 1인당 GDP의 재정충격에 대한 탄력성에 3~4를 곱하여 구할 수 있다.[28)]

시차는 통상적으로 VAR 모형에서 사용되는 Akaike Information Criterion(AIC)에 의거하여 4로 선택되었으며, 이는 Blanchard and Perotti(2002)와 De Castro (2004) 등의 분기별 자료를 사용한 기존 문헌과 동일한 시차이다.

가. 촐레스키 분해

<표 1>은 선형추세선을 제거한 자료를 사용하여 촐레스키 분해법으로 세수, 재정지출, 실질GDP 순으로 충격반응을 추정한 식 (4)의 결과를 정리한 것이고, [그림 2]는 이 세 변수의 변화에 따른 실질GDP의 충격반응함수를 그린 것이다. 앞서 언급하였듯이 <표 1>에 제시된 세수와 재정지출의 충격(1-표준편차에 해당하는 크기)으로 인한 GDP 변동률의 크기를 잔차항 (e_t^t, e_t^g, e_t^y)의 표본표준편차인 (0.085, 0.058, 0.016)으로 나누면 재정충격에 대한 GDP의 탄력성을 구할 수 있고,

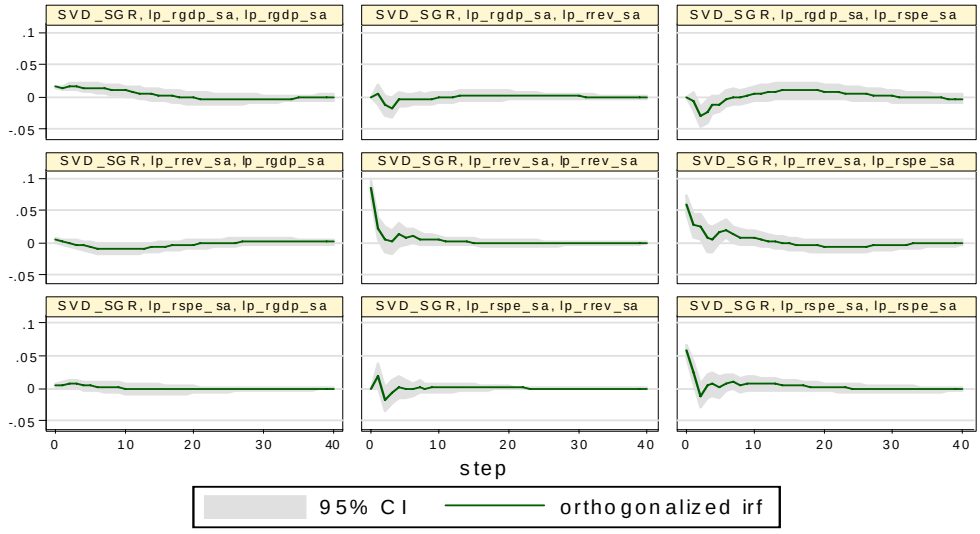
28) 통상적인 재정승수가 재정충격 1원당 반응하는 GDP의 액수인 점을 감안할 때 사용되는 변환방식이다.

〈Table 1〉 Impulse Response Functions of Key Variables (linearly detrended) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditures, GDP)

Quarter	OIRF(1)	Lower(1)	Upper(1)	OIRF(2)	Lower(2)	Upper(2)
0	0.0034	-0.0001	0.0068	0.0042	0.0009	0.0076
1	0.0011	-0.0037	0.0058	0.0054	0.0008	0.0101
2	-0.0013	-0.0073	0.0047	0.0067	0.0011	0.0123
3	-0.0033	-0.0102	0.0037	0.0075	0.0010	0.0141
4	-0.0049	-0.0121	0.0023	0.0042	-0.0027	0.0112
5	-0.0064	-0.0139	0.0010	0.0038	-0.0036	0.0113
6	-0.0084	-0.0160	-0.0008	0.0031	-0.0046	0.0108
7	-0.0089	-0.0167	-0.0011	0.0021	-0.0059	0.0100
8	-0.0087	-0.0166	-0.0008	0.0016	-0.0065	0.0096
9	-0.0088	-0.0168	-0.0008	0.0011	-0.0071	0.0093
10	-0.0088	-0.0169	-0.0008	0.0003	-0.0080	0.0087

Note: 1) 95% lower and upper bounds reported.
2) (1) impulse=Ipr_rev, and response=Ipr_gdp, (2) impulse=Ipr_spe, and response=Ipr_gdp.

[Figure 2] Impulse Response Functions of Key Variables (Linearly detrended) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditures, GDP)



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

이 탄력성에 3~4를 곱하면[29] 재정승수로 변환시킬 수 있다.

<표 1>에 의하면 세수부문의 변동이 실행 6~10분기 동안은 GDP 성장률의 변동을 낮추는 역할을 하는 반면,[30] 재정지출 부문의 변동은 실행 후 3분기 동안 낮추는데 유의한 것으로 나타났다. 이 결과를 $(e_t^t, e_t^g) = (0.085, 0.058)$로 나눈 뒤 3~4를 곱하면 세수와 세출의 재정승수[31]를 계산할 수 있다. 다시 이 값을 최장 10분기까지 합하면 누적재정승수[32]를 구할 수 있는데, 그 값은 각각 약 -2~-1.5와 1.2~1.6이 된다. 이 값들은 부호와 크기 면에서 타당해 보이기는 하지만 <표 1>의 결과를 전적으로 신뢰하기에 무리가 있다. 왜냐하면 이 결과는 c_1과 c_2의 추정값에 영향을 받고 있는데, 이 값들은 세 변수 t, g, y의 동시관계(contemporaneous relations)를 명확하게 설명하지 못하고 있는 것으로 판단되기 때문이다.[33]

<표 2>는 H-P 필터로 확률적 추세가 제거된 자료를 이용하여 식 (4)를 추정한 결과이다. 세수와 재정지출의 변동으로 인한 GDP 증가율의 변동은 매우 작거나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.[34] [그림 3]은 이때의 충격반응함수 그래프이다.

<표 2>에 따르면, 세수의 변동은 실행 1~2분기 동안에만 GDP 증가율을 높이는 반면, 재정지출의 경우 실행 2분기까지는 GDP 증가율을 높이고, 6~7분기 동안에는 낮추는 데 유의하게 작용한 것으로 나타났다. 하지만 세수증가로 인해 경기가 활성화되고 재정지출의 확대로 인해 경기가 위축된다고 나타난 결과는 전통적인 케인지언의 견해와는 맞지 않는 결과이다. 세수와 재정지출의 누적재정승수는 각각 0.3~0.5와 0.03~0.05로 계산되었으나 이전의 경우에서와 같이 이 값들은 c_1과 c_2의 추정값에 근거한 결과이기 때문에 <표 2>의 결과 역시 크게 신뢰할 수는 없어 보인다.

지금까지 조세수입, 재정지출, GDP 순으로 촐레스키 분해를 이용하여 추정한

29) GDP 대비 정부재정규모를 25~33% 정도로 상정하였다.

30) <표 1>을 비롯하여 충격반응 분석결과를 담은 표를 소개함에 있어 공간을 절약하기 위하여 초기 10기까지만의 충격반응수치를 제시하였다. 동일한 경우의 충격반응을 그림으로 나타낸 경우에는 40기까지의 충격반응 결과를 소개하였는바, 이로부터 충격이 미치는 영향이 장기적으로 소멸(phase-out)되는 모습을 확인할 수 있다.

31) 누적재정승수는 현재 기간까지의 재정승수를 합한 값이다.

32) 여기에서 누적재정승수란 5%의 유의성 내에서 0의 값을 가진다는 귀무가설을 기각하는 충격반응의 값을 합한 것이다.

33) 특히 c_1의 추정값이 양의 부호를 가지는데, 이는 세수증대가 동 기간(contemporaneous)에 경기확장효과를 가진다는 것을 의미한다. 하지만 오히려 경기확장이 세수를 증대시키는 동 기간 효과가 있고, 세수증대는 경기위축의 동 기간 효과가 있다고 가정하는 것이 더 합리적일 것이다.

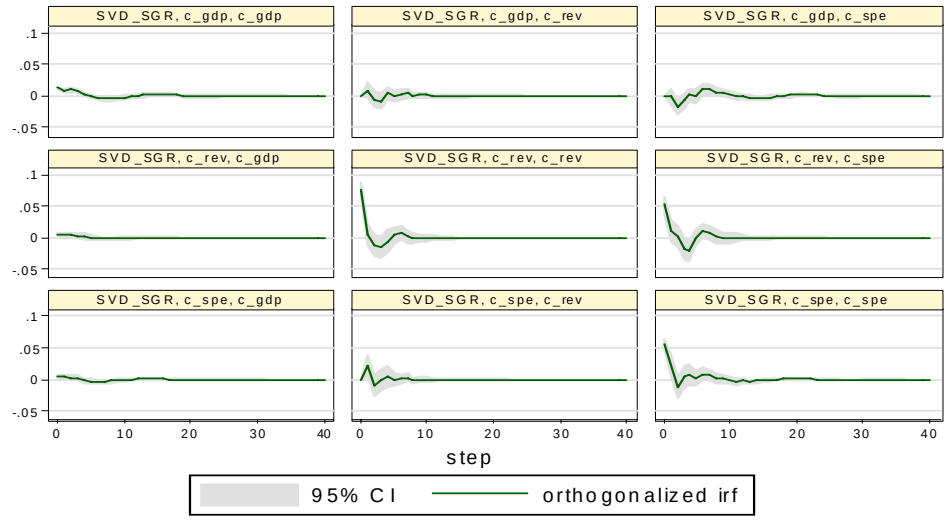
34) 이 경우 추정된 잔차항(e_t^t, e_t^g, e_t^y)의 표본표준편차는 (0.077, 0.056, 0.013)이다.

〈Table 2〉 Impulse Response Functions of Interest Variables (detrended by H-P filter) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditure, GDP)

Quarter	OIRF(1)	Lower(1)	Upper(1)	OIRF(2)	Lower(2)	Upper(2)
0	0.0053	0.0023	0.0082	0.0039	0.0011	0.0067
1	0.0042	0.0005	0.0080	0.0038	0.0002	0.0074
2	0.0033	-0.0010	0.0077	0.0025	-0.0017	0.0067
3	0.0027	-0.0019	0.0072	0.0020	-0.0024	0.0065
4	0.0022	-0.0024	0.0067	-0.0023	-0.0068	0.0022
5	0.0002	-0.0031	0.0035	-0.0025	-0.0064	0.0013
6	-0.0013	-0.0039	0.0014	-0.0034	-0.0068	-0.0001
7	-0.0019	-0.0044	0.0006	-0.0036	-0.0067	-0.0006
8	-0.0017	-0.0043	0.0009	-0.0025	-0.0051	0.0001
9	-0.0014	-0.0039	0.0011	-0.0016	-0.0040	0.0009
10	-0.0009	-0.0032	0.0013	-0.0006	-0.0030	0.0018

Note: 1) 95% lower and upper bounds reported.
2) (1) impulse = c_rev, and response=c_gdp (2) impulse = c_spe, and response=c_gdp

[Figure 3] Impulse Response Functions of Interest Variables (detrended by H-P filter) by Cholesky Ordering (in the order of tax revenue, expenditures, GDP)



Graphs by irfname, impulse variable, and response variable

충격반응함수를 제시하였다. 이에 대한 보완작업으로 가능한 모든 조합에 대하여 충격의 순서를 바꾸어 충격반응함수를 구해 보았다. 그 결과 재정승수의 부호 및 크기뿐 아니라 통계적으로 유의한 수준, 그리고 재정효과가 나타나는 시기 등이 각각 다르게 나타남을 알 수 있었으며, 그럼에도 불구하고 대개의 경우에서 재정승수의 크기는 미미한 수준이거나 통계적으로 유의하지 않은 수준임을 확인할 수 있었다.

나. 제도적 정보(Institutional Information)를 이용한 식별 (Blanchard and Perotti[2002])

앞서 설명한 바와 같이 Blanchard and Perotti(2002)는 세수의 GDP(또는 과세표준)에 대한 탄력성을 구해서 식 (5)의 α_3을 대신하였다. 더불어 Blanchard and Perotti(2002)는 $\beta_3 = a_2 = 0$ 또는 $\beta_3 = b_1 = 0$의 제약을 추가하고 각각의 경우를 별도로 추정하였는데, 이는 $a_2 = 0$(세수의 변동이 동 기간에 지출의 변동에 영향을 미치는 경우)인지 $b_1 = 0$(지출의 변동이 동 기간에 세수의 변동에 영향을 미치는 경우)인지 선험적으로 명확하지 않은 상황에서 추정오류의 가능성을 줄이기 위한 보완책으로 여겨진다.

본 소절에서는 이와 같은 식별 절차에 의거하여 우리나라의 재정자료를 추정하였다. 물론 우리나라 조세수입의 GDP(과세표준) 탄력성은 박기백・박형수(2002)의 연구결과를 차용하여 $\alpha_3 = 1.09$[35]로 대입하였다.

<표 3>은 식 (2)의 잔차항에 대한 추정결과로부터 동 기간 효과(contemporaneous effects)를 정리한 것이다. 세수와 재정지출의 변화가 GDP에 미치는 동 기간 효과(contemporaneous effects)인 γ_1과 γ_2는 예상한 대로 정부의 세수증대는 경기를 수축시키는 반면, 지출증대는 경기부양효과가 있는 것으로 나타났다.

<표 4>는 동 기간 효과 중 재정의 자동안정화기능(ASM)에 의한 간접적 효과와 재량적 정책에 의한 직접적 효과의 크기와 방향을 비교 제시한 것이다. 재정부문의 충격에 대한 동 기간의 직접효과는 γ_1과 γ_2로 측정된다. 한편 총소득이 변동할 경우 재정의 자동안정화기능이 작동하게 되어 t_t와 g_t가 변동하고 결국 조세수입과 재정지출이 변동하게 되는데 이것을 간접효과라고 한다. 이상의 직・간접적인 동 기간 효과(contemporaneous effects)를

35) 박기백・박형수(2002)는 1991년부터 2002년까지의 연간 통합재정자료를 사용하였다. 그들은 우리나라의 현 조세수입을 4개의 그룹(소득세, 법인세, 간접세, 사회보장기금)으로 나누어 각 그룹별로 과세표준에 대한 조세수입의 GDP 탄력성을 계산하였다. $\alpha_3 = 1.09$는 이 네 그룹의 조세수입의 GDP 탄력성을 해당 세목의 세수가 GDP에서 차지하는 비중으로 가중평균한 값이다.

〈Table 3〉 Estimation of Contemporaneous Effect ($\alpha_3 = 1.09, \beta_3 = 0$)

(1) Linearly Detrended

	γ_1	γ_2	$a_2 (b_1 = 0)$	$b_1 (a_2 = 0)$
estimate	-0.086***	0.129***	0.659***	0.656***
t-value	-2.73	4.03	7.90	7.90

(2) Detrended by H-P filter

	γ_1	γ_2	$a_2 (b_1 = 0)$	$b_1 (a_2 = 0)$
estimate	-0.037***	0.110***	0.603***	0.655***
t-value	-1.37	4.1	7.32	7.32

Note: *** denotes the significance level of less than 1%.

〈Table 4〉 Decomposition of Contemporaneous Effects as a Sum of the Direct Effect from Discretionary Policy and the Indirect Effect from Automatic Stabilization Mechanism(ASM) ($\alpha_3 = 1.09, \beta_3 = 0$)

(1) Linearly Detrended

	$a_2 = 0$		$b_1 = 0$	
	Tax	Spending	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.086	0.129	-0.086	0.129
ASM	0.087	-0.016	0.012	-0.064
Contemporaneous Effects	0.001	0.113	-0.074	0.065

(2) Detrended by H-P filter

	$a_2 = 0$		$b_1 = 0$	
	Tax	Spending	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.037	0.110	-0.037	0.110
ASM	0.081	-0.014	0.018	-0.025
Contemporaneous Effects	0.044	0.096	-0.019	0.085

합하면 재정부문의 변동으로 인한 총 동기간 효과를 알 수 있다.

<표 4>에 따르면, $a_2 = 0$인 경우 조세증가에 따른 양(+)의 간접효과가 음(-)의 직접효과보다 조금 큰 것으로 나타나 조세증가가 GDP에 미치는 동 기간 효과는 전체적으로 미세한 양(+)의 부호를 가진다. 반면 그 이외의 경우에는 항상 직접효과가 간접효과를 압도하여 재정충격이 GDP에 미치는 영향의 부호는 항상 직접효과에 의해 결정되는 것으로 나타났다.

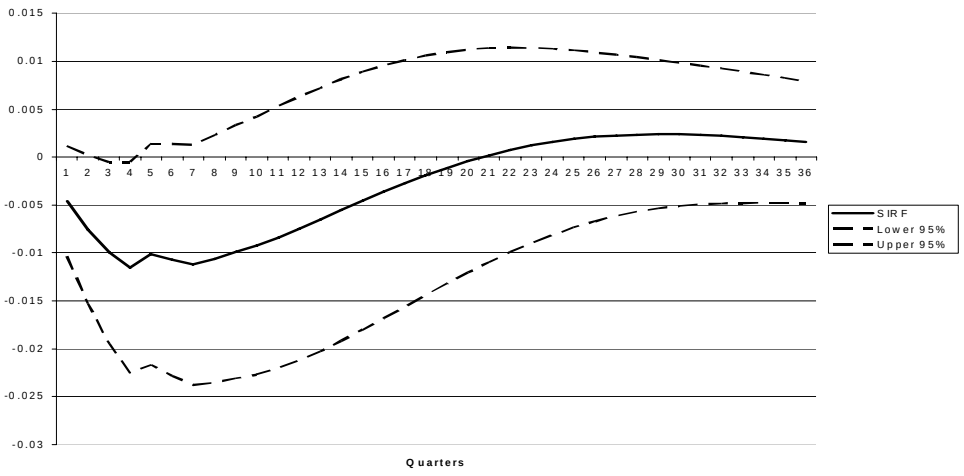
정부의 개입이 없는 경우에는 재정의 자동안정화기능에 의해 자연히 경기가 조절되기 때문에 정부개입의 필요성이 줄어들지만, 정부개입이 존재하는 경우에는 자동안정화기능은 재정정책을 통하여 경기를 통제하고자 하는 정부의 의지와 충돌하는 경우가 생기게 된다. <표 4>의 결과로부터 정부가 재량적 정책을 통하여 시장에 개입할 경우 정책수단의 선택에 따라 자동안정화기능과의 마찰로 인해 적어도 단기적으로는 의도한 결과를 얻지 못할 가능성이 있음을 알 수 있다. 보다 구체적으로 설명하면, 재정지출을 정책도구로 사용하는 경우에는 단기적으로 경기부양효과를 얻을 수 있을 것으로 보이는 반면, 세수를 조정수단으로 할 경우에는 자동안정화기능의 효과가 재량적 정책효과보다 더 우세하기 때문에 득보다 실이 많을 우려가 있다.

[그림 4]~[그림 9]와 [그림 10]~[그림 15]는 각각 선형추세선을 제거한 자료와 H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료를 이용하여 조세수입, 재정지출, GDP의 충격이 GDP에 미치는 반응을 추정한 그래프이다. 두 그룹의 그림을 비교하면, 선형추세선을 제거한 자료에서는 재정충격이 GDP에 지속적으로 영향을 미치는 반면, H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료에서는 재정충격의 여파가 오래 지속되지 않는 점을 파악할 수 있다. 특히, 세수 변동이 GDP 변동에 미치는 영향의 지속 여부는 추세선 제거방법에 따라 크게 달라지는 모습을 보인다.[36]

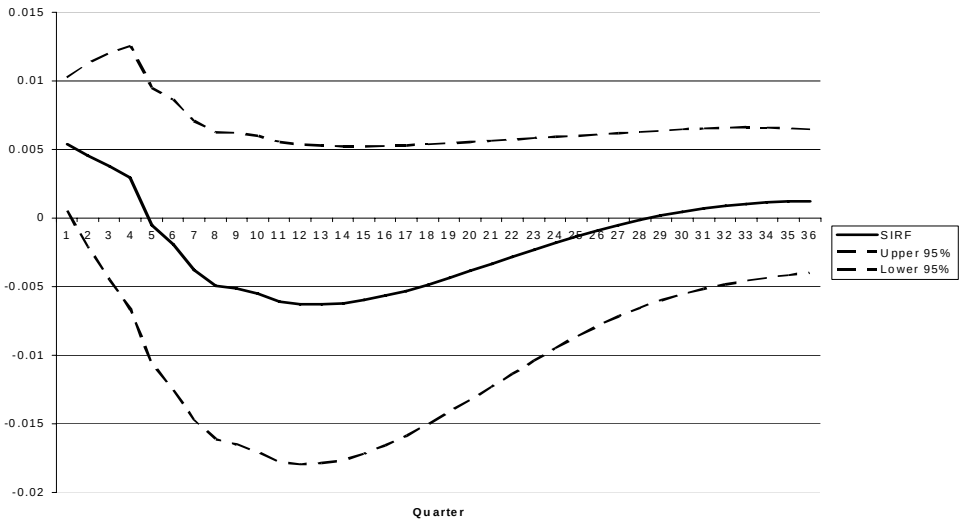
한편, 그림을 보면 시계열추세를 제거하기 위해 사용한 방법에 상관없이 재정지출의 충격은 3분기 이하의 비교적 단기간 동안 GDP 증가율을 높이는 데 유의하게 작용한 것으로 보인다. 더구나 세수의 증대는 어떤 경우에도 유의하게 작용하지 않은 것으로 나타났다. 충격반응함수의 부호가 유의한 구간에서 그 함수값을 재정승수로 변환시켜 보면 대개 0.4 이하의 작은 값을 가지는 것으로 나타났다.

36) 조세정책이 GDP에 미치는 영향은 선형추세선이 제거된 경우에 지출정책이 미치는 영향보다 더 지속적인 것으로 나타난다. 하지만 선형추세선이 제거된 자료에는 비선형 장기추세가 여전히(잠재적으로) 반영되어 있기 때문에 조세수입이 장기 GDP 증가율에 영향을 미치는 것인지 아니면 조세와 GDP의 비선형 장기추세가 같이 움직이는 것이기 때문인지는 여전히 의문으로 남는다.

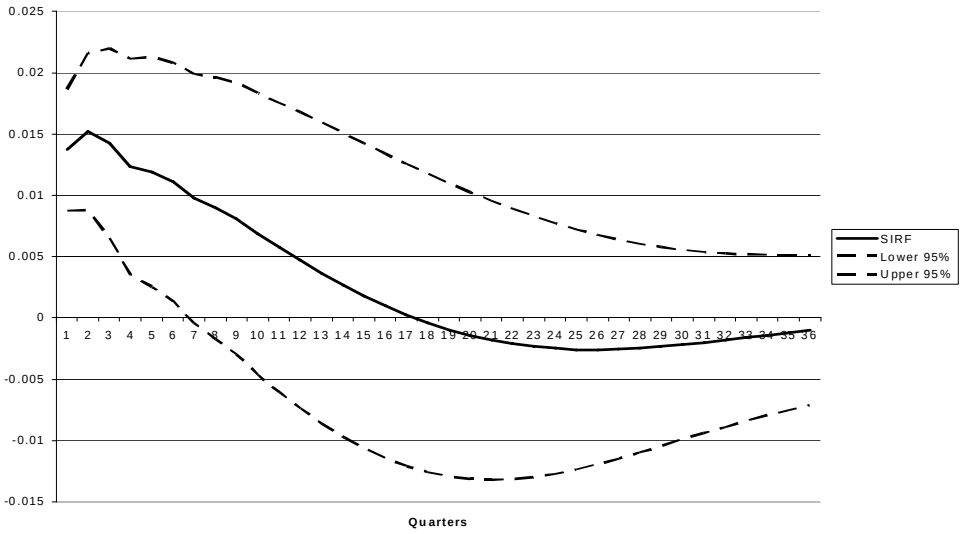
[Figure 4] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $b_1 = 0$)



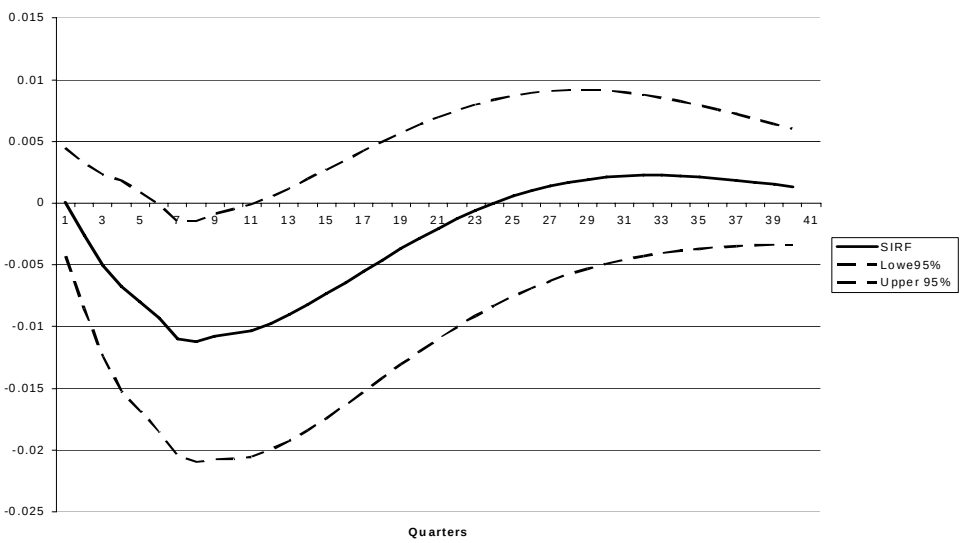
[Figure 5] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $b_1 = 0$)



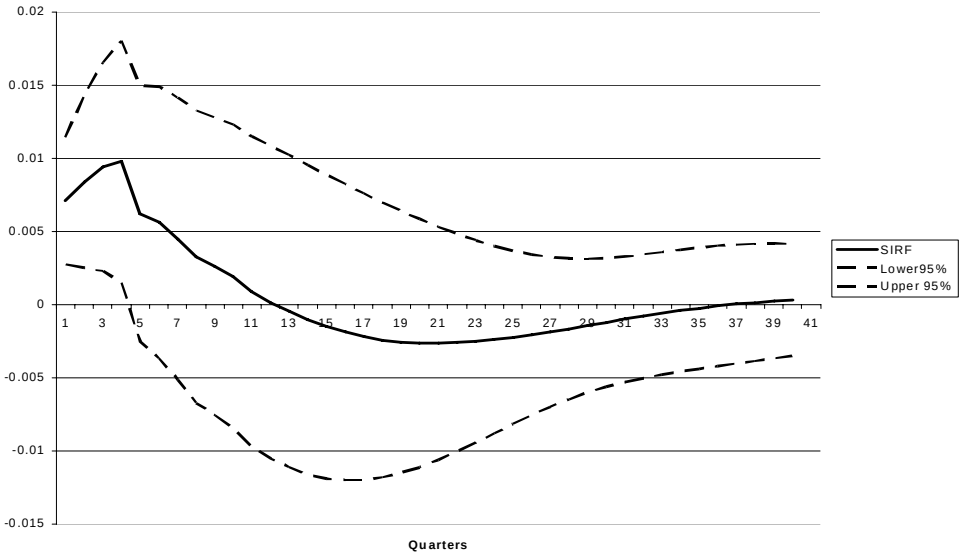
[Figure 6] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $b_1 = 0$)



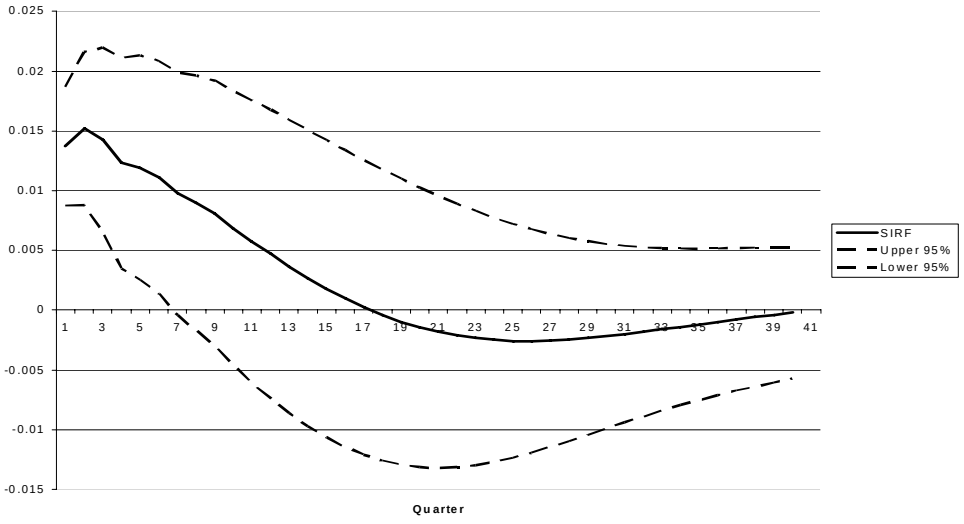
[Figure 7] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $a_2 = 0$)



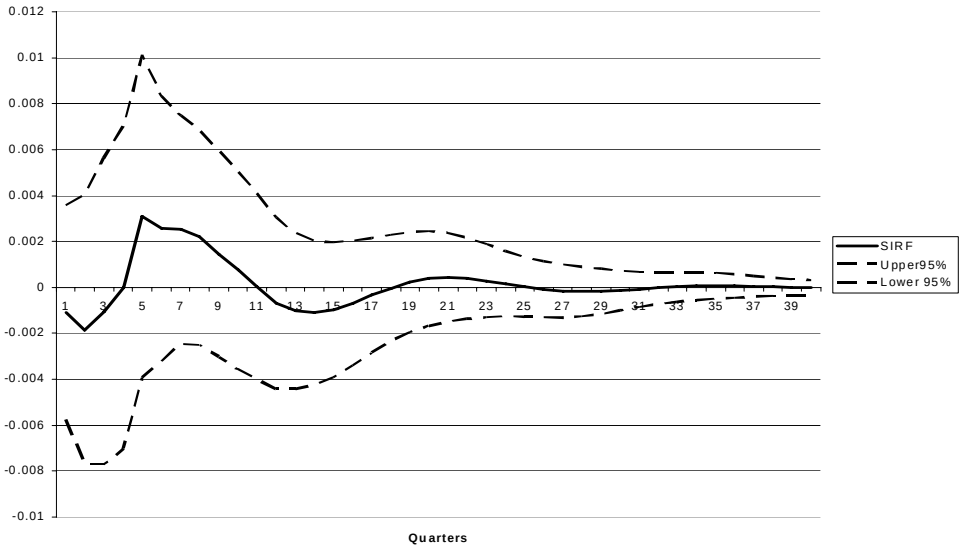
[Figure 8] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $a_2 = 0$)



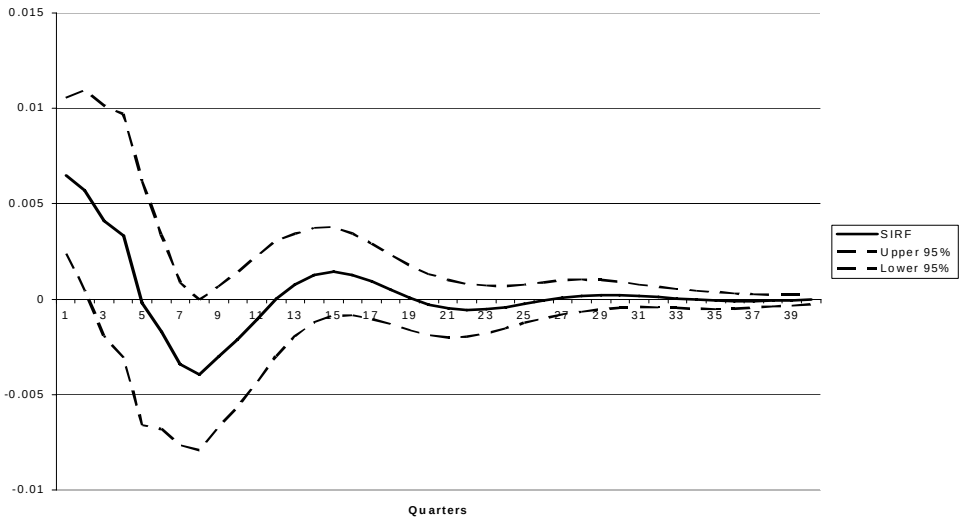
[Figure 9] Impulse Responses of GDP to GDP Estimated by B-P(2002) (linearly detrended and setting $a_2 = 0$)



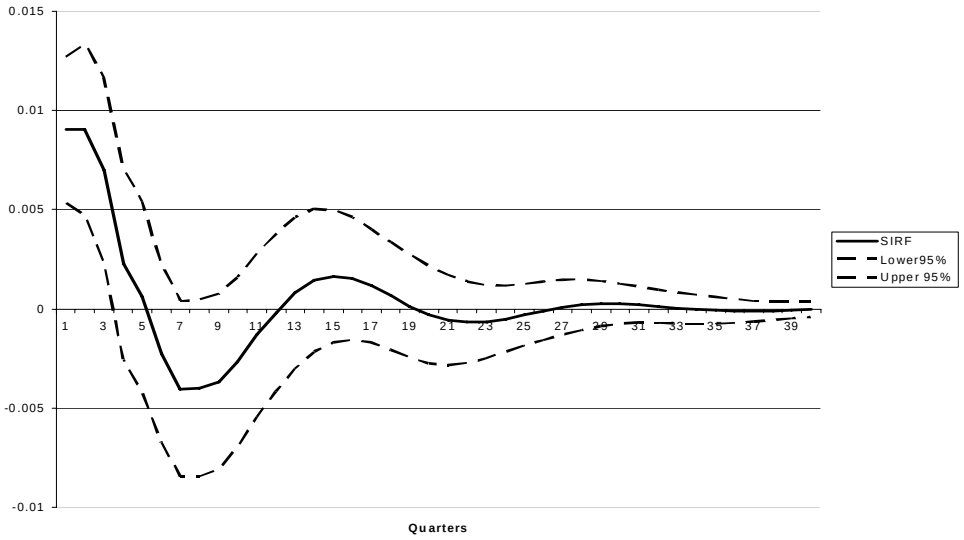
[Figure 10] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $b_1 = 0$)



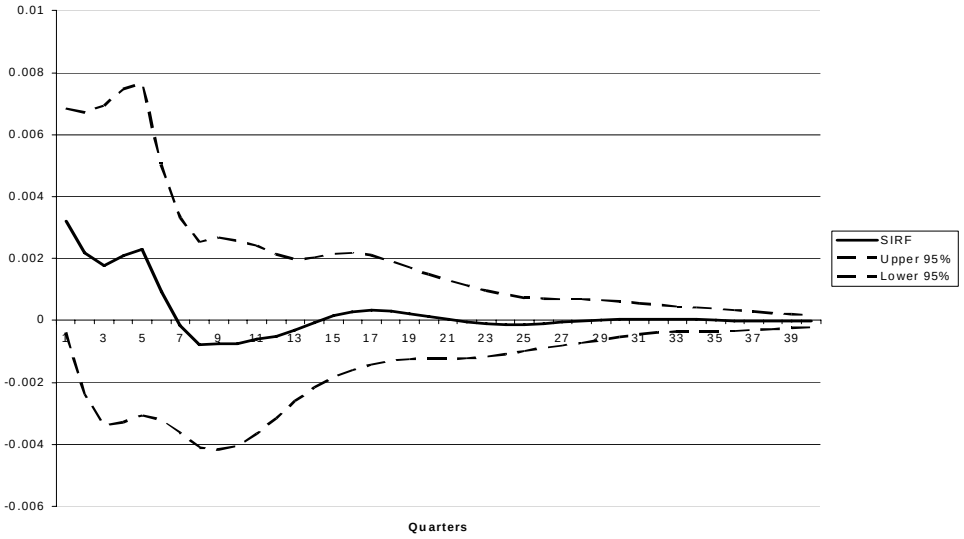
[Figure 11] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $b_1 = 0$)



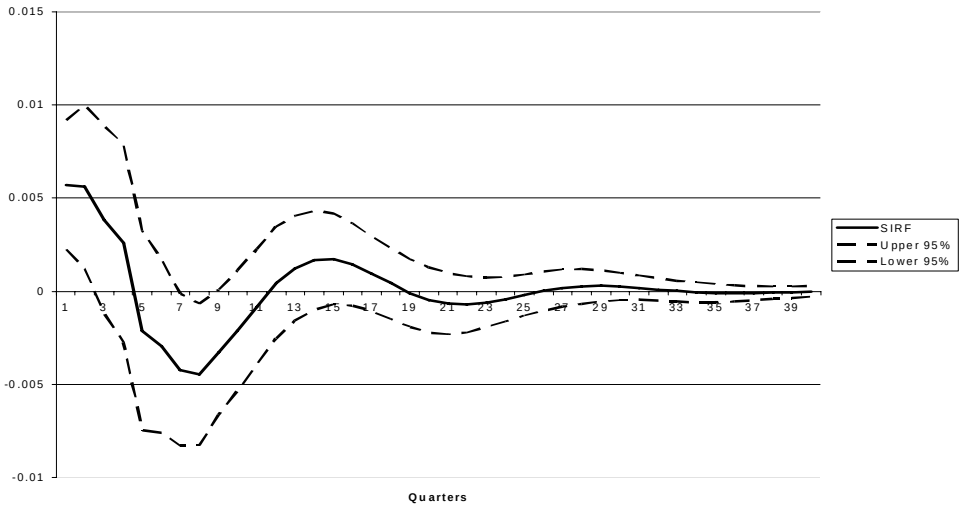
[Figure 12] Impulse Responses of GDP to GDP Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $b_1 = 0$)



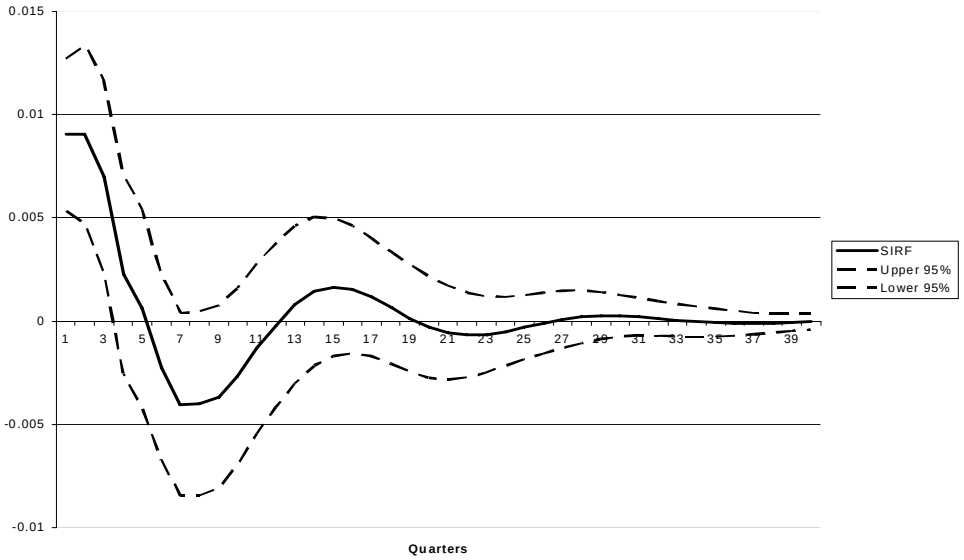
[Figure 13] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $a_2 = 0$)



[Figure 14] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $a_2 = 0$)



[Figure 15] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by B-P(2002) (detrended by H-P filter and setting $a_2 = 0$)



따라서 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론을 우리나라 자료에 사용하는 경우에는 재정정책의 유효성이 확인되지 않았다.[37]

다. '세입 내 세출' 원칙에 의거한 식별

세 번째 충격식별법은 앞의 경우와 같이 식 (6)에 대해 외부 정보를 이용하여 α_3(조세수입의 GDP 탄력성)에 제약을 부여하는 한편, 1980년대 이후부터 한국정부는 '세입 내 세출(Expenditure within Revenue: EWR)' 원칙을 견지해 오고 있다는 일반적인 인식에 의거하여 $\beta_1 (= 0.598)$을 설정하는 방식이다. 식 (6)이 t_t와 g_t 간의 동시상호관계를 파악할 수 있도록 하는 대신 교란항 (e^t_t, e^g_t, e^y_t)는 동시 및 시차 교차상관관계가 없는 완전히 독립적인(orthogonal) 구조적 충격으로 구성되어 있는데, 바로 이러한 점에서 Blanchard and Perotti(2002)의 방법과 차별화된다.

<표 5>는 재정충격이 GDP에 미치는 동 기간 효과(contemporaneous effects)를 추정한 결과로 직접적 효과(γ_1과 γ_2)의 부호가 <표 3>의 결과와 일치함을 쉽게 알 수 있다. 또한 적용된 추세선 제거방법에 상관없이 조세정책의 경우 재정의 자동안정화기능에 의한 동 기간 간접효과가 직접적 효과보다 크게 나타난 반면, 재정지출의 경우 직접효과가 더 큰 것으로 나타났다(표 6). 비록 정책집행 직후의 짧은 기간에 국한된 것이기는 하지만, 이와 같이 조세정책의 직접적 효과가 자동안정화기능에 의한 간접적 효과보다 작다는 사실은 일견 조세정책의 재정승수가 지출의 재정승수보다 작다는 케인지언 이론과 일치하는 것으로 보인다는 점에서 흥미롭다.

[그림 16]~[그림 18]은 선형추세선을 제거한 자료를 이용하여 세수, 재정지출, GDP의 충격에 대한 GDP의 반응함수를 그린 것이고, [그림 19]~[그림 21]은 H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료를 이용하여 그린 것이다. 이 그림들로부터 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 지출확대는 시계열추세 제거방법과 상관없이 초기 3~5분기에서만 총수요를 증대시키는 데 유의하게 작용하는 것으로 나타났다(유의한 충격반응함수값들도 재정승수로 변환해 보면 그 크기가 굉장히 작은 것으로 나타남). 둘째, 직관과는 달리 세수증대로 인해 단기에 GDP가 증가하는 현상이 일부 관찰되었는데, 이는 앞서 언급하였듯이 재정의 경기자동안정화기능과 세수증가에 따른 지출증가효과의 합이 동 기간에서는 재량적 정책의 효과보다 크기 때문인 것으로

37) 95% 신뢰구간에 상관없이 충격반응의 적합선(fitted line)을 살펴보면 [그림 4]와 [그림 7], [그림 8]의 누적재정승수가 높은 수치를 갖고 있다.

〈Table 5〉 Estimationof Contemporaneous Effect
$(\alpha_3 = 1.09, \alpha_2 = 0, \beta_1 = 0.598, \beta_2 = 0)$

(1) Linearly Detrended

	γ_1	γ_2
estimate	-0.056*	0.082***
t-value	-1.84	2.67

Note: * denotes the significance level of less than 10%..
*** denotes the significance level of less than 1%.

(2) Detrended by H-P filter

	γ_1	γ_2
estimate	-0.014	0.075**
t-value	-0.55	2.86

Note: ** denotes the significance level of less than 5%.

〈Table 6〉 Decomposition of Contemporaneous Effects as a Sum of the Direct Effect from Discretionary Policy and the Indirect Effect from Automatic Stabilization Mechanism(ASM) $(\alpha_3 = 1.09, \alpha_2 = 0, \beta_1 = 0.598, \beta_2 = 0)$

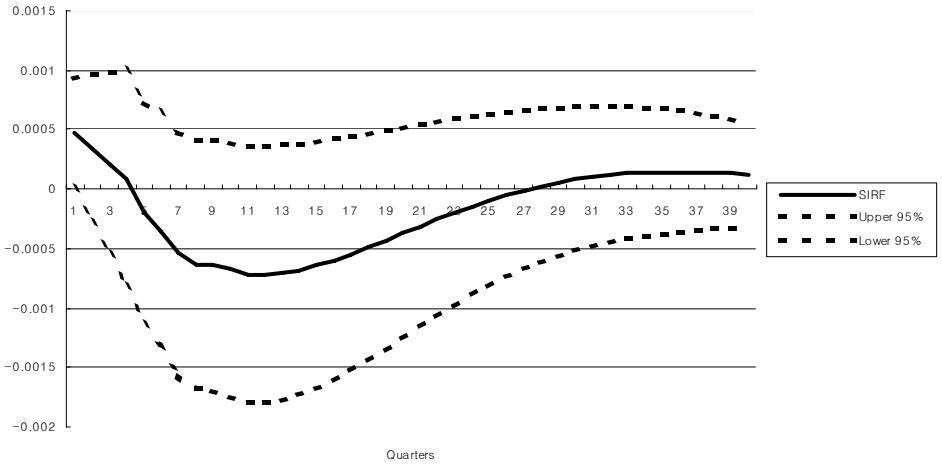
(1) Linearly Detrended

	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.056	0.082
ASM	0.062	-0.076
Contemporaneous Effects	0.006	0.006

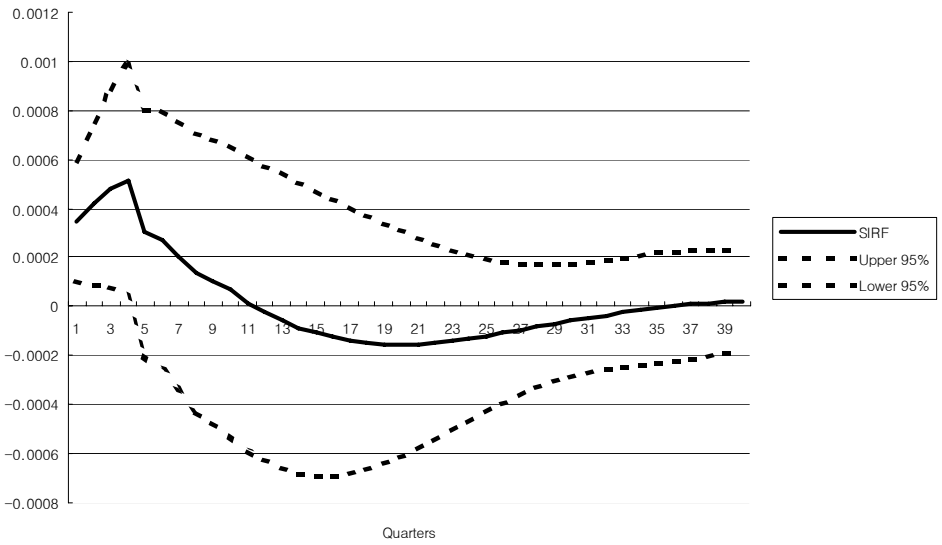
(2) Detrended by H-P filter

	Tax	Spending
Discretionary Policy	-0.014	0.075
ASM	0.022	-0.070
Contemporaneous Effects	0.008	0.005

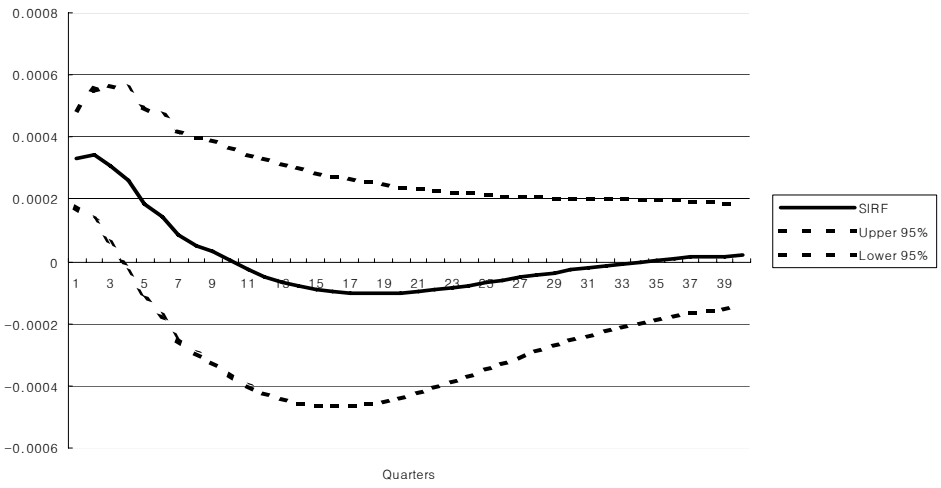
[Figure 16] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



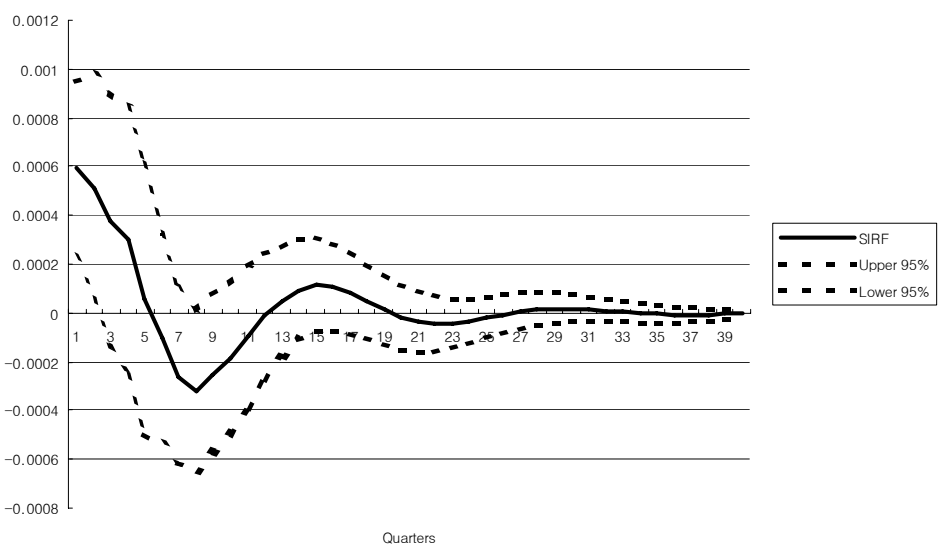
[Figure 17] Impulse Responses of GDP to Expenditure Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



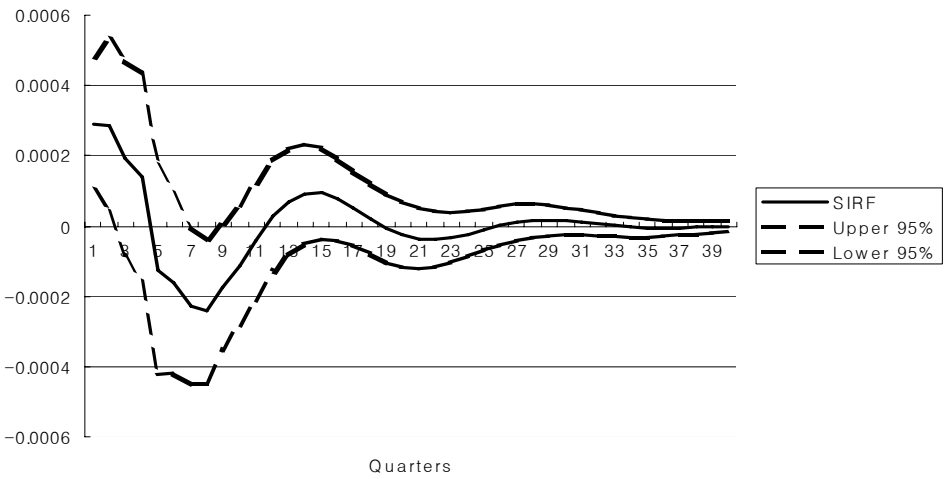
[Figure 18] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



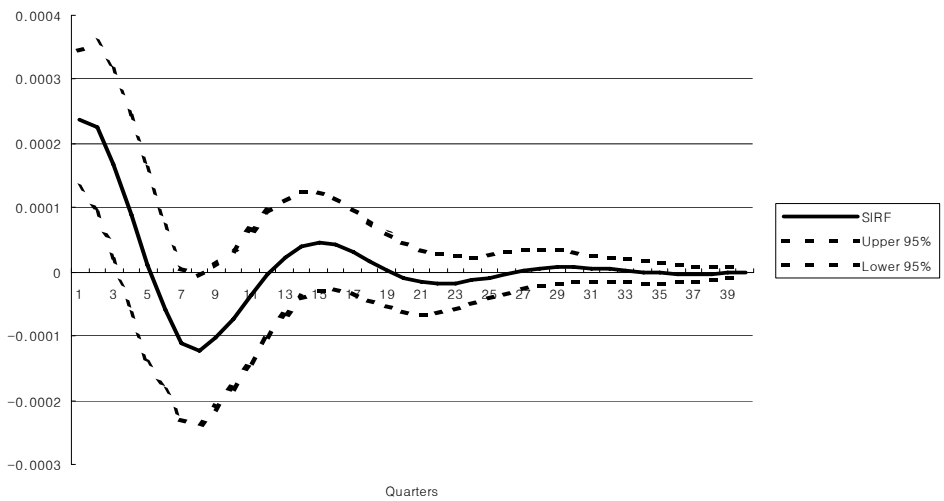
[Figure 19] Impulse Responses of GDP to Tax Revenue Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (detrended by H-P filter)



[Figure 20] Impulse Responses of GDP to Tax Expenditure Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (detrended by H-P filter)



[Figure 21] Impulse Responses of GDP on GDP Estimated by Alternative Institutional Identifying Restrictions (linearly detrended)



판단된다.[38] 또한 재정의 경기자동안정화기능이 재량적 정책과는 지속적으로 반대되는 작용을 하게 됨에 따라 세수증대로 인한 경기긴축효과가 점점 희석되면서 결국 장기적 효과 역시 유의하지 않은 것으로 나타날 가능성이 커지게 된다.

지금까지 일반적인 솔레스키 분해법에서 출발하여 다양한 식별방법으로 재량적 재정정책효과를 분석하였으며 그 결과 식별방법별로 크기와 부호가 상이하게 나타났다. 추정결과 대부분 확장적 재정기조(세수감소 또는 지출증대)는 경기부양효과를 가지지만, 양수와 음수의 영역을 아우르는 넓은 95% 신뢰구간 밴드를 고려할 때 재정정책의 유효성을 지지하기에 어려움이 있어 보인다.

3. 외부 충격을 고려한 4-변수 VAR 모형의 결과

본절에서는 생략된 변수(omitted variables)의 존재 여부를 확인하고, 생략된 변수가 재정정책이 경기변동에 미치는 효과를 추정함에 있어 어떠한 영향을 미치는지를 검토한다.

무엇보다도 우리 경제의 높은 해외의존도를 고려해 볼 때 해외부문의 충격이 우리 경제에 미칠 파장은 작지 않은 것으로 판단된다. 따라서 해외부문의 충격을 대표하는 변수들로 미국의 GDP와 우리나라의 실질실효환율을 선택하여, 이들을 고려한 4-변수 VAR 모형을 추정한다. 이를 통해 재정정책의 유효성이 3-변수 모형의 결과와 비교하여 어떻게 바뀌는지를 검증해 본다. 우리 경제의 성장과정에서 미국경제가 수행한 역할의 중요성은 두말할 나위가 없으며, 실질실효환율이 최근의 외환위기를 포함한 과거의 경제혼란을 잘 반영해 온 변수라는 점 또한 의심의 여지가 없다.[39] 따라서 VAR 식(2)에 미국의 로그화된 1인당 실질GDP (Y_t^{US})와 우리나라의 로그화된 실질실효환율(REER)을 각각 추가하여 앞서 정의된 세 개의 변수만으로 추정된 결과와 비교해 보았다.[40]

한편 새로운 4-변수 VAR 체계 내에서

38) [그림 19]는 초기 0~2분기에 걸쳐 유의하게 조세수입이 증가하였을 때 실질 성장률이 증가하는 충격반응을 보여주고 있다. 이는 '세입 내 세출 원칙'을 충격식별식에 부과한 경우로서 충격구조상 세수증가가 세출증가를 유도하고 이에 따라 1인당 국민소득이 증가한 것으로 볼 수 있다. 다시 말해, 이는 균형재정승수가 단기적으로 1보다 큰 경우에 해당하며, 적어도 일시적인 경기부양을 위하여 조세증대를 통한 지출증가가 효과적이라는 의미로도 해석이 가능할 것이다.

39) Ramey and Shapiro(1998)에 따르면, VAR를 이용한 기존문헌들은 더미변수를 이용하여 경제에 일어난 주요 사건들을 구조변화의 기점으로 다루었다. 하지만 이와 같이 더미변수를 사용하여 구조적 변화를 식별하는 방법을 본 연구에 적용하는 것은 적합하지 않다고 판단된다. 왜냐하면 본 연구에서 사용된 분석대상 자료가 1979년 1/4분기부터 2000년 4/4분기까지의 기간만을 포함하여 1997년 4/4분기에 시작된 외환위기를 다루기에는 관측점이 충분하지 못하기 때문이다. 따라서 외환위기 이후의 구조변화를 반영하는 더미변수를 포함하는 대신 연속적으로 관찰되는 실질실효환율을 사용하였다.

의 충격식별은 다음과 같은 과정을 거친다. 우선 기존의 세 변수 간의 관계는 식 (4)~(6)을 그대로 따른다. 대신 새로 도입되는 해외부문 변수와 이 세 변수 간에는 해외부문 충격이 선행하는 형태로 촐레스키 분해가 가능하도록 정의하였다.

<표 7>은 4-변수 VAR 체계에 식 (4)~(6)을 대입하여 추정한 충격반응 결과를 탄력성의 형태로 정리한 것이다. 탄력성은 95% 신뢰구간에서 통계적으로 유의한 충격반응함수값만을 직교화(orthogonalized)된 교란항$(e_t^x, e_t^t, e_t^g, e_t^y)$의 표준편차로 나눈 값으로, 1기간 탄력성과 누적 탄력성으로 구분하였다.[41] 먼저, 1기간 탄력성은 통계적으로 유의한 부호를 갖는 충격반응함수값 중 절대크기가 가장 큰 분기의 값을 의미하며, 누적탄력성에는 통계적으로 유의한 부호를 갖는 기간 동안의 충격반응함수값을 합한 결과를 기록하였다.

그룹 (I)과 (III)은 선형추세선을 제거한 자료에 대한 VAR 결과이고, 그룹 (II)와 (IV)는 H-P 필터로 확률적 추세선을 제거한 자료에 대한 결과이다. 또한 그룹 (I)과 (II)는 해외부문변수로 미국의 로그화된 1인당 실질 GDP를 대입한 것이고, 그룹 (III)과 (IV)는 로그화된 실질실효환율을 적용한 경우이다. 각 그룹별로 앞 절에서 제시한 세 가지 식별방법에 따라 각각 모형을 추정하였다.

3-변수 모형에 대한 추정결과와 비교해 보면, 해외부문변수를 포함한 4-변수 모형의 추정결과는 다음과 같은 특징을 갖는다. 첫째, 4-변수 모형은 3-변수 모형에 비해 재정부문(조세나 재정지출 모두에 있어)의 경기부양효과가 더 유의하게 나타났다. 이는 해외부문변수를 추가시킴으로 인해 우리나라 1인당 실질 GDP 변동 중 재정정책이 설명하지 못하던 부분을 제거하였기 때문으로 보인다.

둘째, 추정된 탄력성으로부터 변환시킨 재정승수의 크기가 여전히 작은 수준이다. <표 7>을 보면 16개의 세수충격 중 단지 3개, 지출충격의 경우 한 개의 경우만이 누적 재정승수가 1이 넘는 것으로 나타났다.[42] 그러나 유독 선형추세선이 제거된 자료에서만 누적 재정승수가 1이 넘는 경우가 생기는 것으로 보아 실질 GDP의 비선형적인 움직임을 제어하는 데

40) 추가적으로 교역조건을 식 (2)의 외생변수로 대입하여 분석해 보았으나 그 결과는 이전과 다름이 없었다.

41) 각 탄력성을 GDP에서 재정지출 또는 정부수입이 차지하는 비중(원화 단위)으로 나누면 쉽게 재정승수를 구할 수 있다. GDP에서 재정지출 또는 정부수입이 차지하는 비중은 해마다 그 값이 다르겠지만 대략 25~ 30%를 차지한다. 따라서 <표 7>에서 제시된 탄력성에 3~4를 곱하면 재정승수를 구할 수 있다.

42) 1은 누적재정승수에 대해 설정한 임의의 기준치이다. 재정팽창정책을 시행한 이후에도 수지균형을 맞추기 위해서는 누적재정승수가 균형예산승수인 $\frac{1}{\tau}(\tau = \frac{Tax\ Revenue}{GDP})$을 넘어야 한다. 한국의 경우 $\tau \approx 0.25$이므로 균형예산승수는 약 4가 되어야 할 것이다. <표 4>에 따르면 조세부문의 재정승수는 단지 세 경우만 4보다 큰 것으로 나타나, 승수효과의 유의성은 논외로 하더라도 재정팽창정책이 중장기적으로 재정건전성을 악화시킬 우려가 있는 것으로 예상된다.

〈표 7〉 The Elasticities of Real GDP to Various Shocks

Group	Identification Strategy	Elasticity	Shock		
			Exogenous	Government Revenus	Government Expenditure
I	Cholesky decomposition	1temporal	NA	NA	0.086(0)
		accumulation	NA	NA	0.153(0~1)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	NA	0.043(1)	0.137(2)
		accumulation	NA	0.081(0~1)	**0.384(0~2)**
	BP(2002): b_1=0	1temporal	NA	-0.170(3)	NA
		accumulation	NA	**-1.745(0~13)**	NA
	EWR	1temporal	NA	-0.131(7)	0.094(1)
		accumulation	NA	**-1.492(0~17)**	0.171(0~1)
II	Cholesky decomposition	1temporal	NA	NA	0.069(0)
		accumulation	NA	NA	0.135(0~1)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	NA	0.042(0)	0.107(0)
		accumulation	NA	0.042(0)	0.199(0~1)
	BP(2002): b_1=0	1temporal	NA	-0.044(0)	0.079(0)
		accumulation	NA	-0.078(0~1)	0.151(0~1)
	EWR	1temporal	NA	NA	0.078(0)
		accumulation	NA	NA	0.152(0~1)
III	Cholesky decomposition	1temporal	-0.283(2)	NA	0.068(0)
		accumulation	-1.316(0~5)	NA	0.068(0)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	-0.283(2)	0.053(0)	0.097(0)
		accumulation	-1.316(0~5)	0.249(0~3)	0.097(0)
	BP(2002): b_1=0	1temporal	-0.283(2)	-0.125(2)	NA
		accumulation	-1.316(0~5)	**-1.848(0~24)**	NA
	EWR	1temporal	-0.277(2)	NA	0.070(0)
		accumulation	-1.102(0~4)	NA	0.070(0)
IV	Cholesky decomposition	1temporal	-0.203(1)	0.043(0)	0.071(0)
		accumulation	-0.659(0~3)	0.043(0)	0.071(0)
	BP(2002): a_2=0	1temporal	-0.203(1)	0.060(0)	0.095(0)
		accumulation	-0.659(0~3)	0.116(0~1)	0.095(0)
	BP(2002): b_1=0	1temporal	-0.203(1)	-0.048(1)	0.072(0)
		accumulation	-0.659(0~3)	-0.142(0~3)	0.072(0)
	EWR	1temporal	-0.198(1)	NA	0.072(0)
		accumulation	-0.638(0~3)	NA	0.072(0)

Note: ( ): denotes the quarter corresponding to the elasticity.

선형추세선을 사용하는 방법이 적합하지 않기 때문인 것으로 판단된다. 또한 Blanchard and Perotti(2002)의 식별방법은 $b_1 = 0$이고, 선형추세선을 사용하는 경우 세수부문의 충격 전달경로를 지나치게 과장하는 것으로 판단된다.

셋째, 재정충격, 특히 세수부문의 충격은 오래 유지되지 못하여 16개의 경우 중 세 경우를 제외하면 3분기 이상을 지속하지 못하는 것으로 관찰되었다. 물론 이와 같은 지속성 여부 역시 시계열추세의 제거방법과 연관이 있어 보인다.

지금까지 해외부문으로부터의 충격을 따로 식별함으로써 재정정책의 효율성이 더 유의하게 검증될 수 있는지에 대해 살펴보았다. 그 결과 선형추세선을 사용한 일부 경우를 제외한 대부분의 경우에서 재정승수의 크기와 지속기간이 매우 작거나 짧은 것으로 나타났다.

4. 완건성(Robustness) 검토

이상의 분석결과, 재정정책의 유효성이 통계적으로 유의한 수준에서 확인되지 않았다. 이에 이러한 결과가 도출과정에서 부여된 여러 제약들로 인한 것인지를 확인해 볼 필요성이 제기되었다. 따라서 본절에서는 시차, 자료기간, 그리고 장기추세선 및 비정상변수에 대한 차분 등의 선택을 달리하여 재정정책의 유효성에 대한 추정결과의 완건성(robustness)을 검토해 본다.

먼저, 다른 기준으로 시차를 결정하였다. 분석모형에서는 Akaike's Information Criteria(AIC)에 의거하여 시차를 선택하였으나, AIC는 실제 시차를 과대평가하는 경향이 있는 반면 Bayesian Information Criteria(BIC)는 실제 시차와 일치하게 선택할 수 있다는 Lutkepohl(1993)의 연구결과에 따라 BIC에 의거하여 시차를 결정하였다. 그 결과 선택한 시차는 1로서, AIC에 의해 선택한 시차 4에 비해 매우 작은 값이다. 그러나 앞서 행한 VAR 모형을 시차 1로 줄여 다시 추정해 보아도 역시 이전의 추정결과와 같이 재정정책의 유효성을 발견할 수 없었다.

둘째로, 더미변수를 이용하여 1997년 후반 외환위기 전후를 구분하여 추정하였으나 역시 유의한 수준에서 재정정책의 효율성을 관찰할 수 없었다.[43]

셋째로, H-P 필터 대신 Baxter and King(1995)의 band pass 필터로 추세선을 제거해 보았으나 결과는 H-P 필터로 추세를 제거한 경우와 비슷하였다.

마지막으로, 본 연구에서는 비정상성(non-stationary)을 가진 변수를 처리하기 위해 모든 변수 또는 실질GDP만을 차분하여 대입하였다. 한편, 비정상성을 처리

43) 분석기간이 2000년 4/4분기까지이므로 외환위기 이후의 관측치의 수가 매우 작기 때문에 1994년부터 2005년 2/4분기까지의 통합재정 자료로부터의 결과와 비교하였다.

하는 또 다른 방법으로 벡터오차수정모형(vector error correction form)을 사용한 추정작업(Hamilton[1994])도 시도하였다. 그러나 그 결과는 차분한 자료로 추정하였을 때와 마찬가지로 재정팽창효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구는 우리나라 재정정책의 유효성이 뚜렷이 관찰되지 않으며, 이러한 패턴은 조세감면이나 지출확대 양 정책수단에 대해서 동일하게 성립한다는 결론에 도달하였다.[44] 설사 유의한 결과를 보이는 경우가 있다 하더라도 재정정책의 효과는 그 크기가 매우 작거나 매우 빠르게 소멸되었고, 주로 선형추세선이 사용된 자료[45]에서 관찰되었다. 이러한 재정정책의 낮은 경기조절 기여도[46]는 추후 연구진행방향을 결정함에 있어서 많은 시사점을 던져준다.

재정정책의 경기조절기능이 잘 나타나지 않는 원인에 대해서는 여러 가지 설명이 가능하다. 가장 쉽게 생각할 수 있는 것이 재정정책의 무효성을 강조하는 신고전파 이론이 예측하는 대로 재정정책의 경기조절능력이 없었을 가능성이다. 하지만 이 경우 대부분의 다른 나라에서는 어느 정도(크건 적건 간에) 확인된 재정정책의 경기조절기능이 유독 우리 경제에서만 없다는 점이 납득하기 어렵다.[47]

두 번째로 생각해 볼 수 있는 가설은 재정팽창-경기확장, 재정긴축-경기수축의 관계가 일의적으로 성립하지 않는 경우이다. 다시 말해서 재정수단들이 비선형적 형태의 경기조절효과를 가지거나, 또는 관찰 불가능한 생략된 변수가 있어 그 변수가 재정정책수단과 경기조절방향 간의 관계를 좌우할 때, 본 연구에서 사용

44) Lee and Sung(2005)은 여러 나라의 GDP 변동에 따른 재정부문의 반응을 OLS와 IV 모형으로 각각 추정하였으며, 그 결과 우리나라의 경우 OLS 추정량과 IV 추정량이 거의 일치한다고 보고하였다. 이는 IV를 이용한 추정이 재정부문이 거꾸로 GDP에 미치는 영향으로 인한 편의(bias)를 제거하기 위한 방법임을 감안할 때, 우리나라에서는 재정팽창으로 인한 경기부양효과가 (적어도 단기적으로는) 크지 않다는 것을 간접적으로 보여주는 것이다.

45) 4개의 변수를 대입하여 추정한 SVAR의 결과에서 재정승수가 1보다 큰 네 경우는 모두 선형추세선을 사용한 자료로 추정했을 때이다.

46) 한국은행 자료 대신 통합재정 자료를 사용하는 경우에도 재정정책의 효율성이 유의하게 관찰되지 않는다.

47) 선행분석을 위해 World Development Indicator(World Bank)의 국가별 횡단면 시계열 자료로 재정정책의 유효성을 비교・검토하였다. 그 결과 정부부문이 국가경제에서 차지하는 비중이 클수록 경기조절효과가 크게 나타난 반면 재정규모의 변동성은 경기안정화와 동조하지 않았다. 일견 모순적인 이와 같은 현상은 정부부문의 규모가 커짐에 따라 경기가 더 조절될 수 있기 때문이 아니라 정부부문보다 변동이 더 심한 개인부문을 구축하였기 때문으로 판단된다.

된 VAR 모형이 제대로 재정의 경기조절 기능을 파악하지 못했을 가능성이 있다는 의미이다.[48]

세 번째로 생각해 볼 수 있는 설명은, 앞서 지적한 바와 같이, 분석에 사용된 한국은행『조사통계월보』자료의 한계와 관련한 것이다. 대안으로 거론되고 있는 통합재정수지와의 공존기간인 1994년 1분기부터 2000년 4분기까지의 기간 동안 두 자료로부터 구한 로그 1인당 실질세수와 세출의 상관관계를 수준(level), 1계 차분, 그리고 2계 차분 등에 걸쳐 구해본 결과, 세수 간의 상관계수는 0.85, 0.55, 0.49로, 세출 간의 상관계수는 0.90,0.81, 0.82로 각각 나타났다. 이 결과는 특히 세수에 있어『조사통계월보』자료의 움직임이 정부의 재정상태를 제대로 파악하지 못하였을 가능성이 있으며, 이로 인해 재정정책의 유효성이 제대로 지지되지 않는 결과가 도출되었을 가능성이 있음을 시사한다. 하지만, 김성순(2007)의 경우 통합재정수지(1994~2006년) 자료를 이용한 분석에서 재정정책의 유효성을 기각하는 결과를 제시하였고, 김우철(2007)은 본 연구보다 긴 1970년부터의『조사통계월보』자료를 이용하여 재정정책의 유효성을 대체적으로 지지하는 결과를 제시하였다. 이러한 사실에 비추어 볼 때,『조사통계월보』자료의 한계가 재정정책의 유효성을 기각하는 방향으로 작용하였다고 보기는 어렵다.

여하튼 통상적으로 받아들여져 온 케인지언적인 지식과는 확연히 구분되는 분석결과가 나오고 있는 것이 사실이나 신고전학파의 이론을 지지하기에는 미진한 점이 있다는 것을 상기시키지 않을 수 없다. 예를 들어, 재정정책의 무효성에 대한 리카디안 동등성정리가 재정정책의 모든 전달경로를 평가한 것이 아니듯이 본 연구에서 추정한 모형 역시 리카디안 동등성정리가 경제 내에서 성립하는지 구체적으로 식별하지 않는다. 따라서 재정정책의 다른 전달경로를 이론적으로 증명하고, 그것이 거시경제에 미치는 효과를 실증적으로 비교하는 작업이 후속 연구로 이어져야 할 것으로 판단한다.

논의를 종합하여 볼 때, 재정정책의 유효성이 조세 및 지출 양측에서 유의하게 관측되지 않는다는 본 연구의 결과가 분석자료의 한계나 추정모형의 적합성에 대한 비판으로부터 자유롭다고 할 수는 없을 것이다. 따라서 그 결과를 해석함에 있어 이와 같은 분석상의 한계에 대해서도 분명히 인식하여야 할 것이다.

48) 재정변수 및 1인당 GDP 성장률의 변동성 간의 VAR에서 재정지출의 변동성이 증가할수록 GDP 증가율의 변동성이 줄어들어 재정정책의 경기안정화효과가 부분적이나마 나타난 점이 이러한 가설을 간접적으로 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

참 고 문 헌(References)

(In Korean)

김우철, 「세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석」, 『재정포럼』, 2006. 9.
김우철, 「세입과 세출의 인과관계에 관한 분석」, 『재정포럼』, 2007. 1.

Choi, Jong-Soo, "An Empirical Analysis on the Barro-Ricardo Equivalence Hypothesis," *Korean Jouranl of Public Economics*, Vol. 7, No. 1, The Korean Association of Public Finance and Economics, 2002. 5.

Kim, Seong-Suhn, "Relative Economic Effects of Sectoral Government Expenditures on Consumption, Investment and Income," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol. 12, No. 1, 1997. 12.

Kim, Seong-Suhn, "A Study on the Structural Change of Fiscal Policy after Korean Currency Crisis," *Quarterly Economic Analysis*, Vol. 9, No. 4, Institute for Monetary & Economic Research The Bank of Korea, 2003.

Kim, Seong-Suhn, "A Comparison Study on the Fiscal Spending Effects to Income, Price Money between pre- and post- Currency Crisis Periods in Korea," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol.20, No.1, 2005. 8.

Kim, Seong-Suhn, "The Economic Effects of Government Spending and Taxes in Korea : A Structural VAR Approach," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol. 22, No. 1, 2007. 8.

Kook, Joong-Ho, "A Study on the Tax Structure in Korea and Japan Using the Classification of Income, Consumption, and Property Taxation," *Korea Institute of Public Finance*, 1998.

Koh, Young-Sun, "The Impact of Budget Deficits on Inflation and Private Savings," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 22, No. 1, 2, 2000.

Lee, Kye-Sik and Koh, Young-Sun, "The Macroeconomic Impact of Budgetary Items," *The KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 17, No. 2, 1995.

Park, Ha-Seob and Choi, Jong-Soo, "Some Empirical Tests on the Ricardian Neutrality Hypothesis in Korea," The Korean Journal of Public Finance, Vol. 12, No. 2, *The Korean Association of Public Finance and Economics*, 1997. 12.

Park, Ki-Baeg, "Korean Fiscal Management-Past Experience," Korea Institute of Public Finance, 2001.

Park, Ki-Baeg, and Park, Hyung-soo, "Fiscal Role in Economic Stabilization," Korea Institute of Public Finance, 2002.

Park, Jong-Koo, "Government Spending and Private Consumption," *The Korean Journal of Public Finance*, Vol.9, The Korean Association of Public Finance and Economics, 1995.3.

Bank of Korea, *Monthly Statistical Bulletin*, various issues.

(In English)

Agenor, P-R., C. J. McDermott, and E.S. Prasad, "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts," IMF Working Paper, 1999.

Amisano, G. and C. Giannini, Topics in Structural VAR Econometrics 2nd ed., Heidelberg, Springer, 1997.

Baxter, M. and King, R., "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series," NBER Working Paper #5022, 1995.

Becker, T., "An Investigation of Ricardian Equivalence in A Common Trends Model," *Journal of Monetary Economics*, 1997, pp.405~431.

Bernanke, B., "Alternative Explanation of the Money-Income Correlation," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1986, pp.49~100.

Blanchard, O. J. and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, V.117, 2002, pp.1329~1368.

De Castro, F, "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy in Spain," Banco de Espana Working Paper, 2004.

De Castro, F and P. Hernandez de Cos, "The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: A SVAR Approach," European Central Bank Working Paper #647, 2006.

Edelberg, W., M. Eichenbaum and J. Fisher, "Understanding the Effects of Shocks to Government Purchases," *Review of Economic Studies*, 1999, pp.166~206.

Fatas, A. and I. Mihov, "The Effects of Fiscal Policy on consumption and Employment: Theory and Evidence," INSEAD, mimeo, 2000.

Favero, C., "How do European Monetary and Fiscal Authorities Behave?," CEPR Working Paper No. 3426, 2002.

Feldstein, M., "Government Deficits and Aggregate Demand," *Journal of Monetary Economics*, V. 9, pp.1329~1368, 1982.

Gali, J., J. Lopez_Salido, and J. Valles, "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption," NBER Working Paper #11578, 2005.

Hamilton, J., Time Series Analysis, Princeton, 1994.

Hemming, R., M. Kell, and S. Mahfouz, "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity－A Review of the Literature," IMF Working Paper, 2002.

Hoppner, F., "Fiscal Policy and Automatic Stabilizers: A SVAR Perspective," Institute for Internation al Economics, University of Bonn Lennestr, 2002.

Koh, Y., 2002, Public Expenditure Management in Korea, mimeo.

Kormendi, R., "Government Debt, Government Spending and Private Sector Behavior," *American Economic Review*, 1983, pp.994~1010.

Krusec, D., "The Effects of Fiscal Policy on Output in a Structural VEC Model Framework: The Case of Four EMU and Four Non-EMU OECD," European University Institute Florence, Italy, 2003.

Lee, Y. and T. Sung, "Fiscal Policy, Business Cycles, and Economic Stabilization: Evidence from Industrial and Developing Countries," Working Paper, 2005.

Lutkepohl, H., Introduction to multiple time series analysis 2nd ed., New York, Springer, 1993.

Mountford, A. and H. Uhlig, "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks," CEPR Working Paper No. 3338, 2002.

Perotti, R., "Fiscal Policy in Good Times and Bad," *Quarterly Journal of Economics*, V.114, 1999, pp.1399~1436.

Perotti, R., "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries," IGIER Working Paper, 2004.

Ramey, V. and M. Shapiro, "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy V.48 pp.145~194, 1998.

Sims, C, "Identifying Policy Effects," *Empirical Macroeconomics for Independent Economies* ed. by Bryant, R, C. Dale, W. Henderson, G. Holtman, P. Hooper, and S Symansky, Brookings Institutions, pp.305~321, 1988.