

우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석*

김영덕** · 조정엽***

본고에서는 재정정책의 경기조절효과를 분석하기 위하여 구조적인 재정정책 충격이 거시경제, GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향이 어떠한지를 구조적 VAR를 이용하여 분석하였다. 1994년 1/4분기~2006년 1/4분기를 대상으로 통합재정수지 분기자료의 추정결과, 첫째 재정정책의 경기조절효과를 가늠하는 정부지출과 정부수입의 재량적 충격 모두에서 GDP의 반응은 장기적으로 지속되지 못하고 일시적이며 또한 미약한 반응을 나타내는 것으로 추정되었다. 둘째, 재정정책의 두 가지 수단인 정부지출정책과 정부수입정책에 대해서 두 정책 모두 효과적이지 못하다는 점을 나타내고 있다. GDP의 충격반응으로부터 계산한 두 정책의 재정승수가 모두 1보다 작은 값을 갖는 것으로 추정되었다. 셋째, 정부지출 충격의 경우 충격 후에 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 정책 방향이 나타나고 있어, 세수 기반 없는 정부지출 증대정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+)의 충격은 정부 회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 정부지출의 증대를 나타내고 있다. 이러한 결과로부터 정부의 재정정책을 무리하게 사용하는 것은 경기조절 기능효과를 크게 달성하지 못하면서 경기안정화 기능을 희생할 수 있는 가능성도 있음을 인식할 필요가 있다.

핵심주제어: 재정정책, 경기조절효과, SVAR

경제학문헌목록 주제분류: C3, E6, H3

I. 서 론

경제활동에 대한 재정정책의 역할을 논의한 연구는 다양하고 광범위하다. 그럼에도 불구하고 재정정책이 경제에 미치는 영향에 대해서 실증적으로 정형화

* 이 논문은 부산대학교 자유과제 학술연구비(2년)에 의하여 연구되었음. 본 논문을 세심하게 읽고 유익한 논평을 해 주신 두 분의 심사위원에게 감사드린다.

** 부산대학교 상과대학 경제학과 부교수(제1저자), 전화: (051) 510-3777, E-mail: ydkim@pusan.ac.kr

*** 한국경제연구원 선임연구위원(공동저자), 전화: (02) 3771-0042, E-mail: glcho@keri.org
논문투고일: 2008. 1. 31 수정일: 2008. 9. 16 게재확정일: 2008. 9. 19

된 사실들을 정리하는 것은 쉽지 않다. 실증적 연구에서 통계적인 방법론과 분석대상 국가와 기간에 따라서 다양한 결과들이 나타나고 있다. 이론적인 연구에서도 재량적 재정정책효과의 방향과 규모는 연구들이 전제하는 가정과 모형에 따라서 다양한 결과를 도출하고 있다. 다만, 재정정책의 효과는 일반적으로 가격경직성의 존재 여부, 노동공급의 임금탄력성, 투자의 이자율탄력성, 화폐수요의 이자율과 소득탄력성, 경제의 개방 정도, 부(wealth)의 효과의 크기 등에 따라서 다르게 나타날 수 있는 것으로 설명되고 있다.

재정정책의 효과에 대한 실증적 연구들의 추정결과는 추정방법, 대상기간 및 자료에 따라 다르게 나타나고 있다. 최근 구조적 VAR(Structural VAR)를 사용한 연구에서는 대체로 재정지출 증대와 세금감면은 생산에 대하여 단기적으로 양(+)¹⁾의 승수를 가지는 것을 보여 주고는 있으나 그 크기와 지속성에 대해서는 뚜렷하고 일관된 결과를 보여 주지는 않고 있다. 또한 OECD 국가를 대상으로 1980년 이전과 이후를 비교한 연구에 의하면 1980년 이전에는 재정정책효과가 상대적으로 크게 나타나는 반면, 1980년 이후에는 상대적으로 재정정책효과가 축소되는 추정결과를 보여 주고 있다.¹⁾ 재정정책효과의 상대적인 감소추세에 대한 최근의 연구결과는 재정정책의 영향과 파급경로에 대한 연구의 중요성을 더욱 부각시키고 있다.

한국을 대상으로 한 실증연구에서 김성순(2003)은 외생적 정부지출 충격의 GDP에 대한 영향이 외환위기 이전에는 음(-)인 반면, 외환위기 이후에는 양(+)²⁾으로 나타나고 있음을 강조하였다. 허석균(2004)은 1994년부터의 통합재정수지상의 정부 수입과 지출을 사용하여 추정한 결과, 세출이 GDP에 미치는 영향은 나타나지 않는 반면, 세수증대를 통한 재정축소는 GDP에 일시적이지만 경기확장적 효과가 나타나고 있음을 제시하였다. 한편, 김우철(2006)은 정부지출의 증가와 감세 모두 소득을 증가시키는 것으로 추정되었으며, 경기부양 측면에서 감세정책이 재정지출 확대보다 더욱 지속적이며 상대적으로 큰 효과를 갖는다고 논하고 있다. 한국을 대상으로 한 실증적 연구에서도 외생적 재정정책이 국민소득에 미치는 영향이 연구에 따라 다르게 추정되고 있음을 알 수 있다.

재정정책의 효과가 연구마다 다르게 추정되는 것은 대상기간의 차이에서 비롯될 수도 있음을 주목할 필요가 있다. Perotti(2004)의 연구에서는 미국 등 주요 선진국에서 재량적 재정정책의 효과가 1980년대 이전과 이후에서 차이가 발생하며, 1980년대 이후에 재정정책의 효과가 약해지는 것으로 추정되고 있다.

1) 이에 대한 자세한 내용은 Perotti(2004)를 참조할 수 있다.

이러한 모습은 한국에서도 나타나고 있는데, 이삼호(2006)에 따르면 1987년 이후 민주화의 진행으로 재정정책이 경기에 대하여 민감할 것으로 예상되었지만, 오히려 재정정책이 경기에 대하여 둔감하게 반응하는 것으로 논의하고 있다. 실제로 정부의 경기에 대한 시각과 재정정책 기조를 반영하는 예산제안서를 살펴보면 1990년대부터는 건전재정의 원칙을 유지하면서도 재정의 적극적 역할을 강조하는 경향이 나타나고 있음에도 불구하고, 재량적 재정정책이 경기상황에 대응하는 정도는 약화되는 것으로 나타나고 있다. 1990년대 들어 재정정책의 경기조절 의도가 명확함에도 불구하고 재정정책과 경기의 상관관계가 약해지는 현상은 1990년대부터 대상기간을 한정하여 재정정책의 경기조절효과를 살펴볼 필요가 있음을 제공하고 있으며, 이로부터 재정정책의 효과를 명확하게 분석함으로써 정부의 재정정책에 대한 방향설정에 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 배경으로 본고에서는 대상기간을 1990년 이후로 제한하여 1990년대와 그 이후를 대상기간으로 설정하고, 이를 충족하는 분기별 통합재정수지 자료를 이용하였다.

물론 본 연구의 목적은 외생적인 재량적 재정정책이 GDP에 어떠한 방향과 크기로 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하는 것이다. 재정정책의 효과가 어떠한 경로로 GDP에 영향을 주는지를 확인하기 위해서는 보다 다양한 설명변수가 필요하다. 우리나라를 대상으로 한 연구에서는 재정정책이 GDP에 미치는 영향에 초점을 맞추어 그 정책효과를 추정하고 있으며, 특히 VAR를 이용한 연구에서는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법을 적용한 3변수 추정형식을 취하고 있다.²⁾ 본고는 이를 조금 더 외연적으로 확장하여 거시경제의 내생변수이면서 거시경제의 움직임을 설명하는 변수인 물가와 이자율을 추가하였다. 5변수를 추정하는 경우 재량적 재정정책을 더욱 명확하게 식별할 수 있고, 내생적 변수들의 변화에 대한 반응을 통해 재정정책의 반응을 보다 명확히 인식할 수 있으며, 이로부터 재정정책의 파급경로를 더욱 구체적으로 파악할 수 있다. 다양한 내생변수와 파급경로로 상정되는 변수들을 포함하는 것이 바람직하나 모형변수들을 지나치게 확대하는 것 또한 제한된 시계열 자료에 대한 문제를 가지므로 최근의 재정정책 연구들이 다루는 변수들의 범위를 넘어서지 않는 범위에서 가장 기본적인 거시경제변수들만을 포함하였다.³⁾

2) 이와 같은 연구들로는 허석균(2004)과 김우철(2006)을 열거할 수 있다.

3) 본 연구와 동일한 5변수를 사용하고 있는 최근의 연구로는 Fatas and Mihov(2001b); Perotti(2004); de Castro and Hernandez de Cos(2006); Favero and Giavazzi(2007) 등을 열거할 수 있다.

이러한 배경으로 본고에서는 한국을 대상으로 분기별 통합재정수지 자료를 이용할 수 있는 1994년부터를 기본적인 대상기간으로 설정하여 구조적 VAR모형을 구성하고, 이를 이용하여 정부지출과 정부수입이 경제의 내생적 변수인 GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향을 실증적으로 조명하고자 하였다. 재정정책 충격에 대한 거시경제의 반응을 실증적으로 분석한 연구들은 대부분 구조적 VAR모형에 기반을 두고 있으며, 이러한 연구들은 재정정책 충격을 식별하는 방법에 따라 서로 차이를 나타내고 있다. 본고에서는 Blanchard and Perotti (2002)와 Perotti(2004)의 외생적 재정정책 충격 식별을 원용하고 정책수행시의 사결정의 시차와 경제활동에 대한 재정변수의 탄력성에 대한 정보를 이용하여 재정정책의 외생적 충격을 식별하였다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제I절 서론에 이어, 제II절에서는 구조적 VAR모형의 설정과 외생적 재정충격의 식별에 대해서 살펴보고, 제III절은 실증 분석에 사용하는 자료에 대하여 설명하였다. 제IV절에서는 구조적 VAR로 추정된 재정정책의 효과에 대한 추정결과를 정리하여 설명하였으며, 제V절에서는 결론을 도출하였다.

II. 구조적 VAR모형과 식별가정

거시경제를 구성하는 VAR모형은 Blanchard and Perotti(2002)의 모형과 식별가정을 기준으로 Perotti(2004)에서 제시하는 거시경제를 대표하는 5변수를 사용하였다. 5개 변수와 관련한 변수는 다음과 같이 정의하였다.

- g_t : 1인당 실질정부지출의 로그수준으로 여기서 정부지출은 정부소비와 정부투자를 포함한다.
- t_t : 1인당 실질정부수입의 로그수준
- y_t : 1인당 실질소득의 로그수준
- p_t : GDP 디플레이터의 로그수준
- i_t : 명목이자율
- X_t : 내생변수의 벡터
- U_t : 축약형 오차의 벡터

상기의 5변수는 재정정책 변화의 동태적 효과를 분석하는데 필요한 거시경제

를 구성하는 변수의 최소집합으로 생각할 수 있다. 5변수를 추정하는 경우 재정정책을 더욱 명확하게 식별할 수 있고, 내생적 변수들의 변화에 대한 반응을 통해 재정정책의 반응을 명확히 인식할 수 있으며, 이로부터 재정정책의 파급경로를 구체적으로 파악할 수 있다. 대체로 GDP, 물가, 이자율의 변화에 대해서 재정변수들이 속한 예산 및 세출이 변경될 수 있다. 예를 들면, 물가가 두 배로 상승하는 경우 명목세입은 두 배로 증가할 수 있지만 실질세입은 그대로 일 것이다. 이러한 물가에 대한 실질세입의 움직임은 물가에 대한 실질세입의 당기반응에 제약을 주게 된다. 따라서 물가를 모형에 포함시킴으로써 세입충격을 더욱 뚜렷하게 식별할 수 있게 된다. 이자율 역시 유사한 이유로 재정정책 식별에 도움을 주게 된다. 5변수보다 많거나 적은 수의 변수를 포함하기도 하지만, 최근의 재정정책 연구들의 기본적인 모형은 상기의 5변수 모형을 기준으로 삼고 있다.⁴⁾

상기의 변수 정의를 이용하면 축약형(reduced form) VAR는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + U_t. \quad (1)$$

여기서 $X_t \equiv [g_t, t_t, y_t, p_t, r_t]'$ 이며 $U_t \equiv [u_t^g, u_t^t, u_t^y, u_t^p, u_t^r]'$ 이다. 즉, X_t 는 1인당 정부지출, 1인당 정부수입, 1인당 국내총생산, 물가, 이자율을 포함하고 있으며, X_t 에 포함된 변수들에 대한 재정정책의 효과를 분석하기 위하여 축약형 오차벡터인 U_t 로부터 관찰된 충격들을 식별하는 과정이 우선적으로 필요하다. 모든 식은 각 내생변수의 4기 시차를 포함하고 있으며, 상수항과 분기더미, 선형 추세 등도 포함되어 있다.⁵⁾

재정정책의 충격을 어떻게 식별하는가에 대한 논의는 다수의 연구에서 이루어져 왔다. 여기서는 VAR 접근에서 가장 일반적으로 사용되고 있는 Blanchard and Perotti(2002), Perotti(2004), Favero and Giavazzi(2007)의 연구를 따르기로 한다.⁶⁾ Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)에서처럼 g_t 와 t_t 식에서의 축

4) 최근의 연구로는 Perotti(2004); Fatas and Mihov(2001b); Favero and Giavazzi(2007) 등을 참조할 수 있다.

5) 외환위기 이후의 구조적 변화를 고려하기 위하여 더미변수를 포함하였으나 그 결과는 큰 차이가 없어, 여기서는 외환위기의 구조적 변화를 포함하지 않았다.

6) 재정정책의 효과를 분석하기 위한 다양한 접근이 기존의 연구들에서 제시되고 있다. VAR를 이용하는 경우, 재정정책을 식별하는 것이 필요하다. 이에 대해서 Blanchard and Perotti(2002) 이외의 방법을 제시한 연구들은 다음과 같다. Edelberg, Eichenbaum, and Fisher(1999)와 Burnside, Eichenbaum, and Fisher(2004)의 경우에는 외생적이고 유의적인

약형 오차항인 u_t^g 와 u_t^t 는 다음의 세 구성요소의 선형결합으로 생각할 수 있다. 첫째, 국내총생산, 물가, 이자율의 변동(innovations)에 대한 재정지출과 재정수입의 자동적 반응(automatic response)을 생각할 수 있다. 예를 들면, 주어진 세율에 대해서 산출충격에 대한 반응으로서 기대하지 않은 세금의 변화를 생각해 볼 수 있다. 둘째, GDP, 물가, 이자율의 변화(innovation)에 대한 정책입안자의 체계적인 재량적 반응(systematic discretionary response)을 생각할 수 있다. 예를 들면, 불황에 대한 반응으로서의 체계적으로 시행되는 세율감면 등을 예로 들 수 있다. 셋째, 재정정책에 대한 무작위적 재량충격(random discretionary shocks)을 생각할 수 있다. 이는 구조적인 재정충격으로서 축약형 오차와는 달리 다른 구조적 충격과 상관관계가 없다고 생각할 수 있다.

이러한 세 구성요소의 선형결합에 대해서 다음과 같이 축약형 오차를 표현할 수 있다.

$$u_t^g = a_{gy}u_t^y + a_{gp}u_t^p + a_{gr}u_t^r + \beta_{gt}e_t^t + e_t^g, \quad (2)$$

$$u_t^t = a_{ty}u_t^y + a_{tp}u_t^p + a_{tr}u_t^r + \beta_{tg}e_t^g + e_t^t. \quad (3)$$

여기서 e_t^g 와 e_t^t 는 구조적 재정충격을 의미하며, 이러한 두 충격이 거시경제에 미치는 영향을 추정하는 것이 이 연구의 주요 내용이다. 이 두 충격의 거시경제 영향을 분석하기 위해서는 상기의 a_{ij} 와 β_{ij} 계수를 추정하는 것이 필요하다. a_{ij} 계수는 세 가지 선형결합의 다른 두 구성요소를 표현하고 있다. e_t^g 와 e_t^t 가 축약형의 오차항과 상관관계를 가지고 있으므로 식 (2)와 식 (3)을 추정하는 데 있어서 OLS를 이용할 수는 없다.

실제로 분기나 월 자료를 이용하여 추정하는 경우 GDP, 물가, 이자율에 대한 정부의 재량적 반응이 정책으로 수립되고 새로운 정책수단으로 시행되는데 3개월 이상의 시간이 경과되기 때문에 재량정책의 즉각적 반응은 없는 것으로 설정할 수 있다. 이러한 경우 a_{ij} 계수는 다른 거시경제변수의 변화에 대한 재정정책의 자동조절적 반응만을 반영한다고 할 수 있다.

정부의 재정지출과 재정수입을 어떻게 정의하여야 하는가에 대한 문제와 직접적으로 연결되겠지만, 정부지출과 정부수입이 정부부채에 대한 이자지급을

재정지출이 발생한 시점을 더미변수를 구성하고 이를 이용하여 재정정책의 효과를 분석하였는데, 이는 통화정책에 이 방법을 이용한 Romer and Romer(1989)에서 제시하고 있는 방법이다. 한편, Mountford and Uhlig(2002)는 충격반응함수의 부호에 제약을 가함으로써 정부지출과 정부수입의 충격을 식별하였으며, Fatas and Mihov(2001b)는 재정충격을 식별하기 위하여 출레스키 서열배정을 이용하였다.

포함하고 있지 않다면 이자율 변동에 대한 정부지출과 순세입의 탄력성은 0으로 가정할 수 있다. 즉, a_{gr} 과 a_{tr} 은 0으로 규정할 수 있다. 그러나 이러한 가정은 정부지출에서는 정당한 것으로 보일 수 있으나, 정부수입의 경우에는 다소 문제를 안고 있다. 여기서는 이자율 변동에 대한 지출과 수입의 자동조절적 반응이 당기에서는 크지 않다고 가정하고, 또 자동조절적 반응이 존재한다고 하더라도 그 반응의 탄력성에 대한 실증적인 자료가 미비하다는 점을 인정하여, 0이라는 가정을 적용하였다.⁷⁾

정부지출이 경제활동에 어떻게 반응하는지에 대하여 식 (2)를 다시 살펴보자. 경제활동에 대한 정부지출의 자동조절적 반응이 존재한다고 생각할 수 있다. 정부지출에서 실업관련 지출이 존재하며, 경제활동에 대한 자동조절적 안정화 기능이 존재한다고 가정하였다. 박기백·박형수(2002)에 따르면 재정지출의 GDP 탄력성으로서 실업관련 재정지출의 GDP 탄력성을 제시하고 있다. 이에 따르면 비이자 경상지출은 실업관련 재정지출의 변동에 비례한다고 보고 비이자 경상지출의 GDP 탄력성을 계산하여 제시하였다. 실업관련 재정지출이 비이자 경상지출에서 차지하는 평균비중 계산시 실업관련 재정지출에 포함되는 지출항목은 공공근로사업, 직업훈련, 청년실업대책, 취업관련 보조금, 장애인고용대책, 실업급여 등이며 이 비중은 우리나라에서 약 6.4%로 제시되고 있다. 본고에서는 정부지출의 GDP 탄력성은 $-0.2 \sim -0.3$ 정도로 예상하여 $a_{gy} = -0.2$ 로 설정하였다.⁸⁾

반면에 가격변동에 대한 정부지출의 자동조절적 반응은 다르게 접근할 수 있다. 정부지출에는 정부의 고용에 대한 지출이 포함되어 있고, 이는 물가에 영향을 받으므로 가격변동에 대한 정부지출은 자동적으로 변동할 수 있다. 다시 말해, 재정지출의 일부분은 물가수준에 대하여 반응하기 쉽다. Perotti(2004)에서는 이러한 점을 고려하여 재정지출의 가격탄력성을 -0.5 로 설정하였다. 그러나 이러한 임의적 선택 역시 제한적이며, 가격탄력성을 0으로 설정한다 하더라도 추정결과에 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 여기에서도 이러한 점을 감안

7) 순세입의 이자율 탄력성은 0으로 가정하는 것이 타당하지만, 순세입이 아니라 정부수입의 경우에는 이자율 탄력성이 0이 아닐 수도 있다. 다만 한 분기 내에서 이자율의 변동이 정부수입에 영향을 주는 정도를 고려할 때, 장기이자율이 변동한다고 해서 그 분기 내에 정부수입이 크게 영향을 받을 것이라고 판단하기는 어렵다. 이러한 배경하에서 이자율에 대한 정부수입의 탄력성이 당기에서는 0이라고 가정할 수 있다.

8) $-0.2 \sim -0.3$ 의 범위에서 -0.3 과 -0.25 를 설정하여 추정하여도 결과에 큰 영향을 미치지 않았다.

〈표 1〉 재정수입 및 재정지출의 GDP 탄력성

구 분	재정수입 형태별 GDP 탄력성				재정수입의 GDP 탄력성	재정지출의 GDP 탄력성	재정수지의 GDP 탄력성
	소득세	법인세	간접세	사회보장기여금			
우리나라	1.38	1.36	0.80	0.71	1.09	-0.28	0.21
OECD평균	1.0	1.3	0.9	0.8		-0.3	0.49

자료: 박기백·박형수(2002)에서 인용.

하여 가격탄력성을 0으로 설정하였다.

식 (3)에서는 정부수입이 어떻게 경제활동에 대해서 자동적으로 반응하는지에 대하여 생각할 수 있다. 정부수입의 경우, 산출이 증가하면 자동적으로 세수가 증가하므로 이 계수값이 계산될 필요가 있다. Blanchard and Perotti(2002)와 Perotti(2004)의 경우에는 정부수입의 산출과 가격탄력성을 추정하거나 계산하여 이를 고정된 값으로 식 (3)에 대입하는 방식을 사용하고 있다. 박기백·박형수(2002)에 따르면 우리나라의 경우 세수의 GDP 탄력성은 1.09로 제시되고 있다.⁹⁾ 본고에서는 특정한 값을 찾기 어려워 박기백·박형수(2002)에서 제시하는 탄력성 1.09를 고정하여 대입하는 방식을 취하였다.

한편, 정부수입의 가격탄력성에 대하여 우리나라를 대상으로 한 연구를 찾는 것은 쉽지 않으므로, 외국의 사례를 참고로 하여 정부수입의 가격탄력성을 대입하였다. 스페인의 경우 가격탄력성이 0.78로 제시되어 있어 이를 고려하여 정부수입의 GDP 탄력성은 1.09, 가격탄력성은 0.70으로 적용하였다.¹⁰⁾

자동적 반응에 대한 GDP 탄력성과 가격탄력성이 구해지면 다음과 같은 적응적 재정충격(u^{CA})을 도출할 수 있다.

$$u_t^{g, CA} \equiv u_t^g - (\alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{gp}u_t^p + \alpha_{gr}u_t^r = \beta_{gt}e_t^g + e_t^g, \quad (4)$$

$$u_t^{t, CA} \equiv u_t^t - (\alpha_{ty}u_t^y + \alpha_{tp}u_t^p + \alpha_{tr}u_t^r) = \beta_{tg}e_t^g + e_t^t. \quad (5)$$

식 (4)와 식 (5)에서는 상기의 계수값이 주어진 상태에서 재정정책의 역할이나 기능으로부터 재정충격을 식별하는 더 세밀한 가정이 필요하다. 예를 들어, 재정지출의 의사결정이 세입에 대한 의사결정보다 앞서 진행되었다면, β_{gt} 를 0으로 설정할 수 있고, 이렇게 된다면 β_{tg} 를 추정할 수 있다. 반대로 세입에 대

9) 그러나 허석균(2004)에 따르면 탄력성을 1.09로 놓고 추정하는 경우와 거꾸로 -1.09 로 대입하여 추정하는 경우 설명력에 차이가 없음을 제시하고 있다.

10) 이와 같은 값 이외에도 GDP 탄력성 1.0, 가격탄력성 1.0의 값을 대입하여 추정한 경우에도 결과에 큰 영향을 미치는 것은 아니었다.

한 의사결정이 더 먼저 이루어진다면, β_{tg} 를 0으로 설정하고 β_{gt} 를 추정할 수 있게 된다. Perotti(2004)의 경우에는 이러한 두 가지 상황을 모두 추정하여 재정충격에 대한 식별을 도출하고 충격반응을 도출하였다. 본고에서는 재정지출의 의사결정이 먼저 이루어지는 것으로 가정하고 β_{gt} 를 0으로 설정하고, β_{tg} 를 추정하는 것으로 한다. 일반적으로 재량적 지출에 대한 의사결정이 정부수입보다는 먼저 이루어지는 것이 타당성을 가진다고 볼 수 있다.

5개 변수 중 재정정책변수에 대한 당기구조계수의 식별은 상기와 같이 가정하고, 나머지 3개 변수에 대한 식별가정에 대하여는 다음의 식 (6)~(8)로 식별가정을 두었다. 식 (6)은 GDP의 당기구조계수에 대한 가정으로 GDP는 당기에 재정정책변수들의 축약형 오차에 대하여 반응하지만 다른 거시경제변수의 축약형 오차에 대해서는 반응하지 않는 것으로 가정하였다.

$$u_t^y = \gamma_{yt}u_t^t + \gamma_{yg}u_t^g + e_t^y \tag{6}$$

물가의 당기구조계수를 식별하는 식은 다음의 식 (7)으로 표현한다. 식 (7)에서는 물가는 당기에서 GDP와 재정정책의 축약형 오차에 대하여 반응하는 것으로 식별하였다.

$$u_t^p = \gamma_{pt}u_t^t + \gamma_{pg}u_t^g + \gamma_{py}u_t^y + e_t^p \tag{7}$$

이자율의 경우에는 식 (8)과 같이 당기구조계수에 대한 식별가정을 구성하였다. 이자율은 당기에서 거시경제 모든 변수의 축약형 오차와 관련되어 있음을 표현하고 있다.

$$u_t^r = \gamma_{rt}u_t^t + \gamma_{rg}u_t^g + \gamma_{ry}u_t^y + \gamma_{rp}u_t^p + e_t^r \tag{8}$$

지금까지 5개 변수의 당기구조계수의 식별가정을 종합하여 행렬의 형태로 표현하면 다음의 식 (9)와 같이 표현할 수 있다.

$$AU_t = Be_t \tag{9}$$

여기서 e_t 는 5변수의 구조적 충격을 포함하는 벡터이며, 구체적인 행렬은 다음과 같은 일반형의 모습을 가진다.

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{gy} & -\alpha_{gp} & -\alpha_{gr} \\ 0 & 1 & -\alpha_{ty} & -\alpha_{tp} & -\alpha_{tr} \\ -\gamma_{yg} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{pg} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{rg} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix},$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{gt} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{tg} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

이러한 계수행렬은 일반적인 가정이며, 앞에서 추가적으로 구체적인 값들을 제시한 것들은 그대로 고정값을 주었다. 계수들의 고정값과 추정값은 추정결과에서 제시하기로 한다.

III. 자 료

앞서 기술한 바와 같이 1990년대부터의 재정정책의 경기조절효과를 분석하고자 하며, 이를 위해 통합재정수지를 이용하였다. 통합재정수지는 1994년부터 분기별로 추계가 가능하지만, 세부항목에 대한 통계는 2003년 이후에는 제공되지 않고 있다. 2003년 이후에는 경상수입, 경상지출, 자본지출 등 대분류의 항목만이 통계에 제시되고 있을 뿐이고 자세한 세부항목의 자료는 제시되지 않고 있다. 따라서 조금이라도 시계열을 확보하기 위하여 재정정책변수의 정의를 다소 확대할 필요가 있다. 본고에서는 이러한 점을 감안하여 재정지출변수인 정부지출은 경상지출과 자본지출의 합인 총지출로 정의하고, 재정수입변수인 정부수입은 정부순수입이 아니라 정부 총수입을 그대로 사용하는 것으로 하여 1994년 1/4분기에서 2006년 1/4분기까지 시계열을 이용하였다. 이 경우 정부지출에는 순융자만이 제외되게 된다.¹¹⁾ 따라서 정부지출은 총지출, 정부수입은 총수입으로 정의하게 된다. 이러한 정책변수 정의가 오히려 정책결정자의 재정수지 차원의 의사결정에 있어서는 더욱 중요한 변수일지도 모른다. 정부지출에는 이자

11) 순융자를 포함하여 재정지출을 정의하여 사용하였으나 결과에는 차이가 없었다.

지급과 보조금 및 경상이전 그리고 자본이전이 포함되게 되며, 이 경우 재정승수는 순수한 의미에서 재정승수라고 할 수는 없다. 또한 정부수입은 순세입이 아니라 총수입으로 확대되게 되며 정부가 순수하게 가용할 수 있는 수입과는 차이가 발생할 수 있다. 이러한 점을 감안한 정책변수자료의 정의는 아래와 같다. 국내총생산, GDP 디플레이터, 국채수익률은 통계청의 자료를 이용하였으며, 아래 정의된 정부지출, 정부수입, 국내총생산을 가지고 1인당 정부지출, 1인당 정부수입, 1인당 GDP를 구하여 사용하였다. 인구는 통계청의 인구추계자료를 이용하였다.¹²⁾

- 기간: 1994년 1/4분기~2006년 1/4분기
- 재정지출변수 = 경상지출 + 자본지출 = 총지출(정부지출)
- 재정수입변수 = 총수입(정부수입)
- 총생산 = 국내총생산(GDP)
- 이자율 = 국채수익률(3년)
- 물가 = GDP 디플레이터

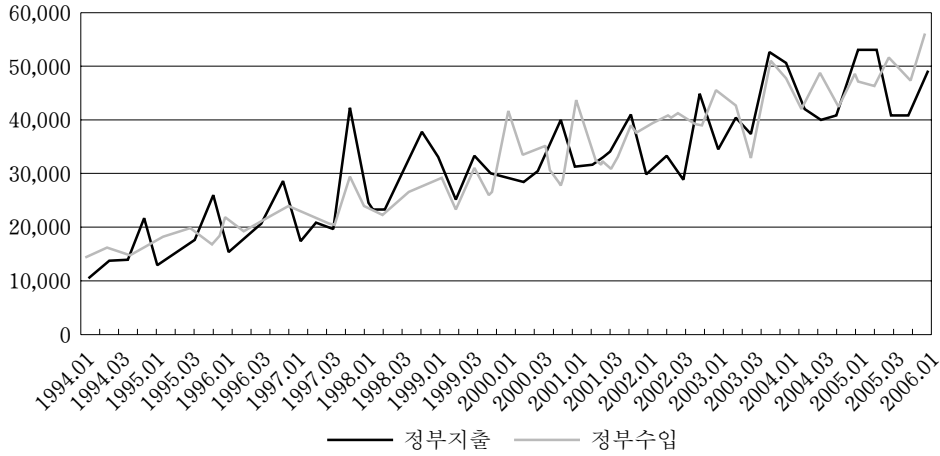
이제 상기의 재정정책변수 정의로부터 정부지출과 정부수입 변수의 추이를 살펴보면 <그림 1>과 같다. 정부지출과 정부수입 모두 대상기간 동안 증가하는 추세를 나타내고 있으며, 대상기간에 걸쳐 추세선을 따라 등락이 거듭되는 양상을 보이고 있다. 두 변수 모두 계절적 변동이 추세 등락의 대부분을 설명하고 있다. 정부수입의 변동은 1999년까지는 완만한 추세를 보이고 있으나, 2000년부터는 등락폭이 확대되는 형태를 나타내고 있다. 반면에 정부지출은 등락폭의 변동이 나타나는 것은 아니며 계절적 변동이 지속적으로 나타나고 있다. 1997년 이전까지 일관적인 형태의 계절적 변동이 나타났으나 1998년 이후에는 계절적 변동의 일관성이 약해지며 등락이 거듭되는 형태를 보이고 있다.

상기의 정부수입과 정부지출의 차이로 재정수지를 정의하고 대상기간에 걸쳐 이의 추세를 살펴보면 <그림 2>와 같다. 재정수지 추이는 1998년을 중심으로 패턴에 변화가 나타나고 있음을 알 수 있다. 1997년까지는 분기별 등락폭이 크지 않은 것으로 나타나고 있는 반면, 1999년부터는 등락폭이 확대되는 모습과 재정흑자가 나타나고 있으며, 2003년 이후에는 재정흑자규모가 축소되는 모습을 보이고 있다.

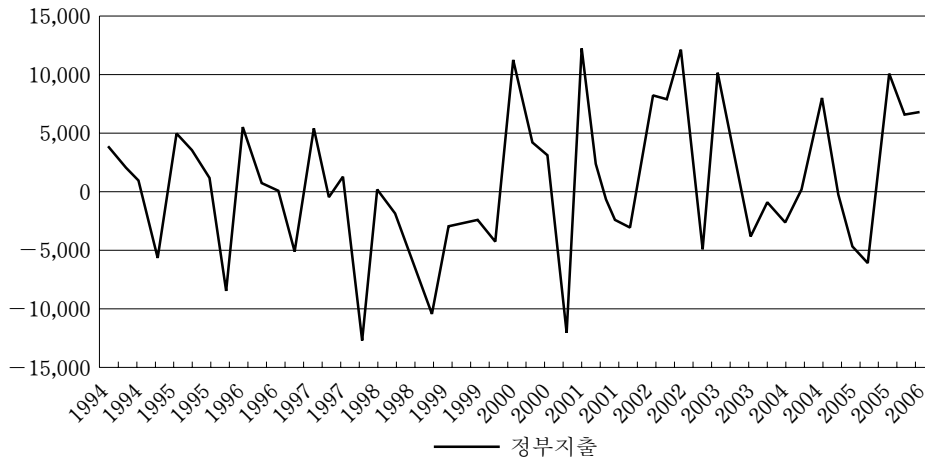
여기서 정의한 정부지출과 정부수입이 GDP에서 차지하는 비중은 <표 2>에

12) 인구추계는 연도별로 작성되어 있으므로 이를 분기로 내삽하여 전환하였다.

42 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석



〈그림 1〉 정부지출 vs. 정부수입 추이



〈그림 2〉 재정수지(정부수입-정부지출) 추이

〈표 2〉 정부지출과 정부수입의 GDP 비중

대상기간	정부지출/GDP	정부수입/GDP
1994년 1/4분기~2006년 1/4분기	19.431%	21.523%

제시되고 있다. 1994년 1/4분기에서 2006년 1/4분기까지의 기간 동안 정부지출은 GDP의 약 19.4%를 차지하고 있으며, 정부수입은 동 기간에 평균적으로 약 21.5%의 비중을 나타내고 있다. 분기별로 나타난 GDP에 대한 정부지출 비중의 범위는 13~28%이며, 정부수입의 비중은 15~30%로 나타나고 있다. 1994

년 1/4분기에서 2006년 1/4분기 기간 동안 평균적으로 정부수입이 정부지출에 비하여 약 2%p 정도 큰 것으로 나타나고 있으며, 재정수지면에서 균형에 가까운 흑자를 기록하는 것으로 나타나고 있다.

〈그림 2〉에서 재정수지의 모습은 등락이 심하고, 변동이 급하며, 연간으로는 재정수지 흑자이나 변동이 심한 모습을 나타내고 있으며, 2003년 이후에는 재정수지 균형을 중심으로 등락을 보이는 모습을 보여 주고 있다. 이는 2003년부터 정부지출이 상향 이동한 반면, 정부수입은 기존의 증가세를 유지하고 있기 때문에 나타난 현상이라고 할 수 있다. 2003년 이후 재정정책에서 지출이 증대한 것이 원인을 제공하고 있음을 알 수 있으며, 이러한 지출의 증대는 정부구매를 통해서가 아니라 보조금이나 경상이전 지출의 증대를 통하여 이루어진 것으로 보인다. 이는 2003년 이후 정부의 재정지출정책이 구조적 변화를 보이고 있다고 할 수 있다. 이러한 구조적 변화는 상대적으로 짧은 기간 동안 나타나는 것이어서 이러한 변화가 표본기간 동안의 전반적인 재정정책의 효과에 영향을 미칠 정도로 뚜렷이 나타나지는 않을 것으로 판단된다. 따라서 이러한 구조적 변화를 고려하는 것이 필요하나, 그 변화의 지속성 여부를 판단하기에는 시계열이 부족하기 때문에 여기서는 이를 고려하지 않고, 충분한 시계열이 확보되는 향후의 과제로 남겨둘 수밖에 없다. 재정지출의 구조적 변화가 양적으로 그리고 구성에서도 나타나는 것으로 보임에 따라 이 두 가지를 모두 분석하는 것이 필요하다.

IV. 추정결과

여기서는 통합재정수지의 분기별 자료를 그대로 이용하면서 재정지출변수로 정부지출을 사용하고 재정수입변수로 정부수입을 이용하여 5변수 VAR을 추정하였다. 재정지출을 대표하는 변수로 정부지출을, 재정수입은 정부수입을 이용하여 5변수 VAR모형을 구성하여 추정한 경우, 거시경제부문의 축약형 오차의 공분산행렬은 〈표 3〉에 나타나 있다.

이제 앞에서 설명한 당기구조계수행렬의 추정결과에 대하여 살펴보자. 식별가정을 설정하고 특정한 계수에 대하여 고정값을 주어 계수를 고정시키고, 나머지 당기구조계수행렬의 계수를 최우추정법(MLE)으로 추정한 결과는 〈표 4〉에 제시되어 있다.

〈표 3〉 거시경제부문 축약형 오차의 공분산행렬

구분	LY	LP	IR	LG	LT
LY	4.97774e-05				
LP	-3.95548e-05	1.16137e-04			
IR	-4.25904e-06	2.46709e-06	1.95195e-06		
LG	1.04918e-04	-4.12872e-05	-2.01590e-06	0.00527	
LT	1.39708e-04	-7.82463e-05	-1.14742e-05	8.23238e-04	0.00303

〈표 4〉 당기구조계수의 고정값 가정

계 수	α_{gy}	α_{gp}	α_{gr}	α_{ty}	α_{tp}	α_{tr}	β_{gt}
고 정 값	-0.2	0.0	0.0	1.09	0.7	0.0	0.0

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{gy} & -\alpha_{gp} & -\alpha_{gr} \\ 0 & 1 & -\alpha_{ty} & -\alpha_{tp} & -\alpha_{tr} \\ -\gamma_{yg} & -\gamma_{yt} & 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{pg} & -\gamma_{pt} & -\gamma_{py} & 1 & 0 \\ -\gamma_{rg} & -\gamma_{rt} & -\gamma_{ry} & -\gamma_{rp} & 1 \end{pmatrix},$$

$$B = \begin{pmatrix} 1 & \beta_{gt} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{tg} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

상기의 구조계수행렬 A와 B에서 식별가정을 통하여 고정된 계수는 〈표 4〉와 같으며, 추정된 계수들의 추정치는 〈표 5〉와 같다.

〈표 5〉는 당기구조계수를 추정한 결과를 나타내고 있다. β_{tg} 가 기대한 바와 같이 양(+)의 값으로 추정되었지만, 유의성은 약한 것으로 나타나고 있다. 하지만 구조적 재정지출 충격이 발생하는 경우 정부수입이 증가하는 반응을 보이는 것은 재정지출과 정부수입의 관계를 적절히 반영한 것으로 평가할 수 있다. 그러나 γ_{py} 와 γ_{ry} 의 계수가 음(-)의 값에서 유의적인 것으로 추정된 것은 다소 기대한 것과는 상반된 결과라고 할 수 있다.

〈그림 3〉은 구조적 VAR에 의해서 도출된 충격반응함수를 나타내고 있다. 정

〈표 5〉 당기구조계수의 추정결과

계 수	β_{tg}	γ_{yg}	γ_{yt}	γ_{pg}	γ_{pt}
계 수 값 (표준오차)	0.1429 (0.1527)	0.0157 (0.0190)	0.0357 (0.0250)	0.0099 (0.0275)	-0.0075 (0.0378)
계 수	γ_{py}	γ_{rg}	γ_{rt}	γ_{ry}	γ_{rp}
계 수 값 (표준오차)	-0.8321 (0.2923)***	0.0014 (0.0037)	0.0000 (0.0050)	-0.0979 (0.0445)**	-0.0115 (0.0276)

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 안에서 계수값이 0이 되는 귀무가설을 채택하는 유의 수준을 의미함.

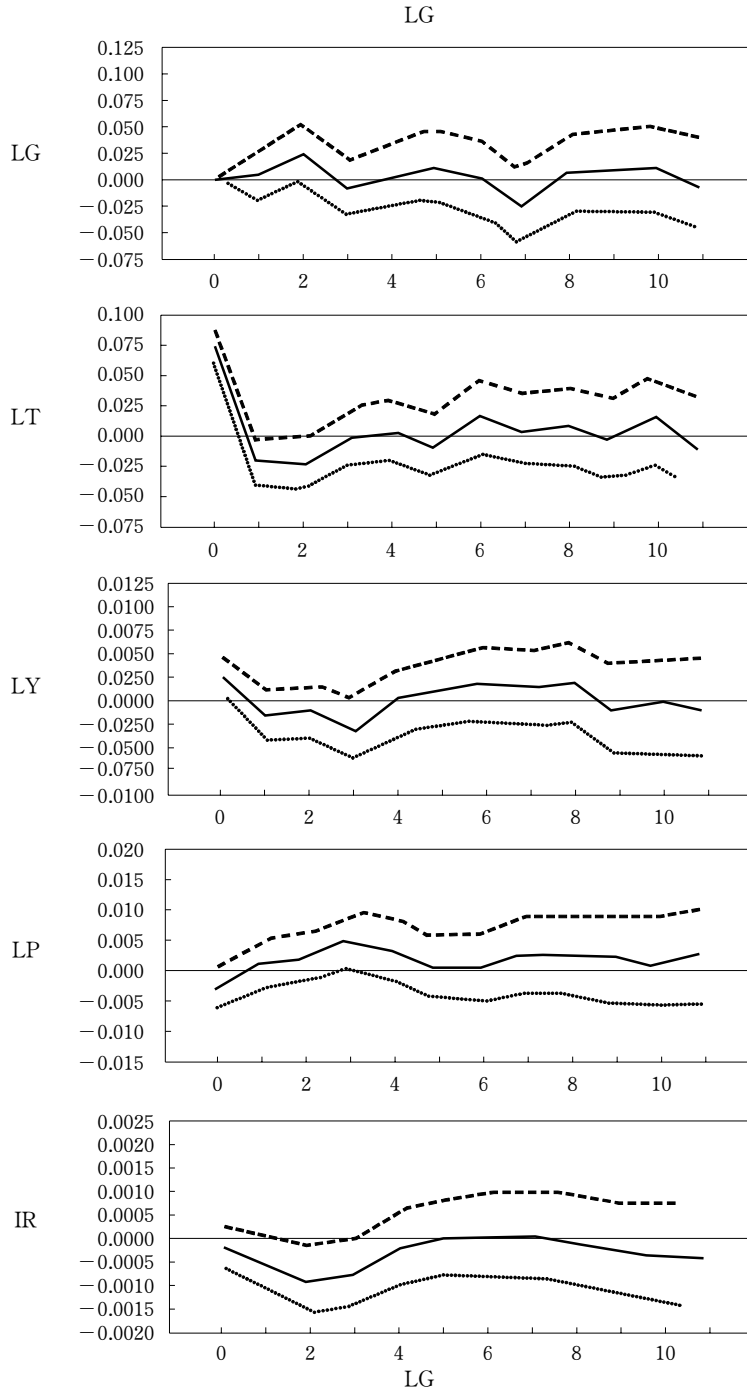
부지출 충격에 대한 정부지출 자신의 반응은 〈그림 3〉의 첫 열의 첫 번째 그림에 제시되어 있으며, 정부지출의 증가충격이 일시적이고 그 다음 2분기에 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 정부지출 충격은 일시적이며 지속성이 나타나지 않으며, 충격 후에 잠시 정부지출이 줄어드는 반응을 나타내고 있다. 정부지출 충격에 대한 정부수입의 반응은 1분기와 3분기 후에 음(-)의 반응을 나타내고 있어 최소한 회계단위 기간 동안 정부지출 충격이 정부수입의 증가 없이 수행되고 있음을 반영하고 있다.

정부수입 충격에 대한 정부수입의 반응은 〈그림 3〉의 둘째 열의 두 번째 그림에서 나타나고 있으며, 정부수입의 증가충격이 일시적이고 다음 기에 정부수입이 감소하며, 지속성을 가지지 않는 것으로 나타나고 있다. 한편, 정부수입 증가충격에 대하여 정부지출은 충격 2분기 후에 증가하는 반응을 나타내고 있어, 재량적 정부수입 증가가 정부지출을 유도하는 형태를 취하고 있다.

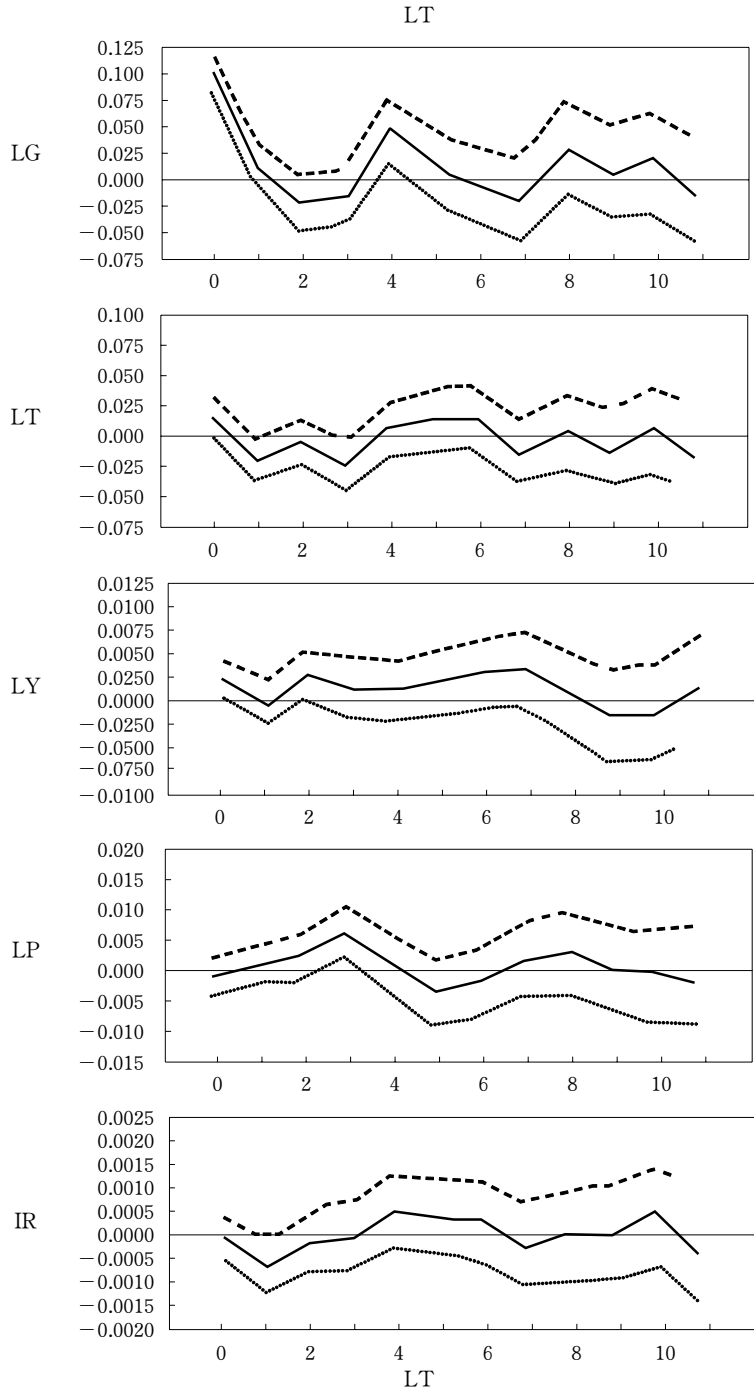
〈그림 3〉으로부터 정부지출과 정부수입의 구조적 정책충격은 동질성과 이질성을 동시에 보여 주고 있다. 정부지출과 정부수입의 충격은 서로 일시적이며 지속성이 없으며, 충격 후 2분기에는 충격을 상쇄하는 반응을 보인다는 점에서 동질적이다. 반면에 상대의 충격에 대한 반응은 다소 다른 방향을 가지는데, 확장적 정부지출 충격에 대하여 정부수입은 단기적으로 음(-)의 반응을 보임으로써 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 반응하는 반면, 정부수입의 양(+)의 충격에 대한 정부지출의 반응은 2분기 후에 양(+)의 반응을 나타내고 있어 긴축적 정부수입정책을 완화하는 또는 상쇄하는 방향으로 반응하고 있음을 나타내고 있다.

정부지출의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응을 살펴보면, 충격 2분기 후에 GDP가 상승하는 반응이 통계적 유의성을 가지고 나타나고 있으나 그 이후에는

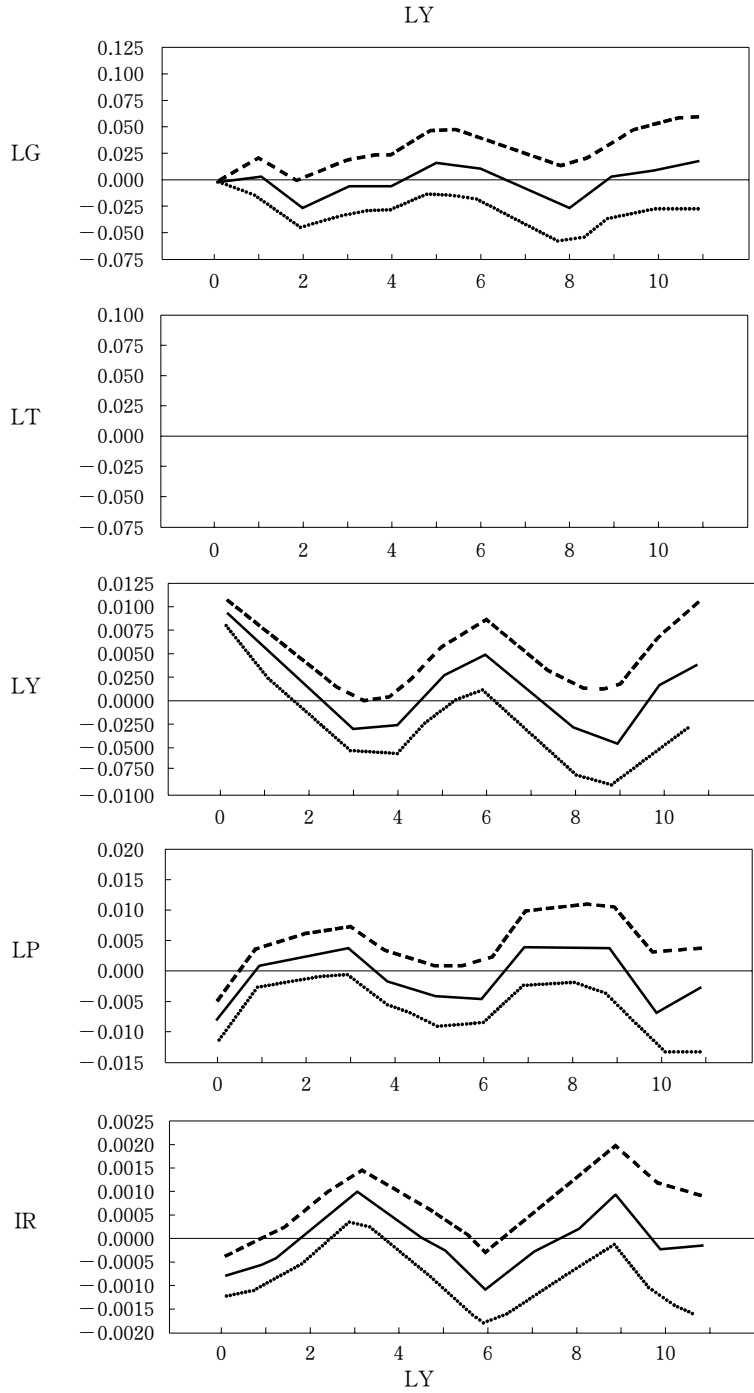
46 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석



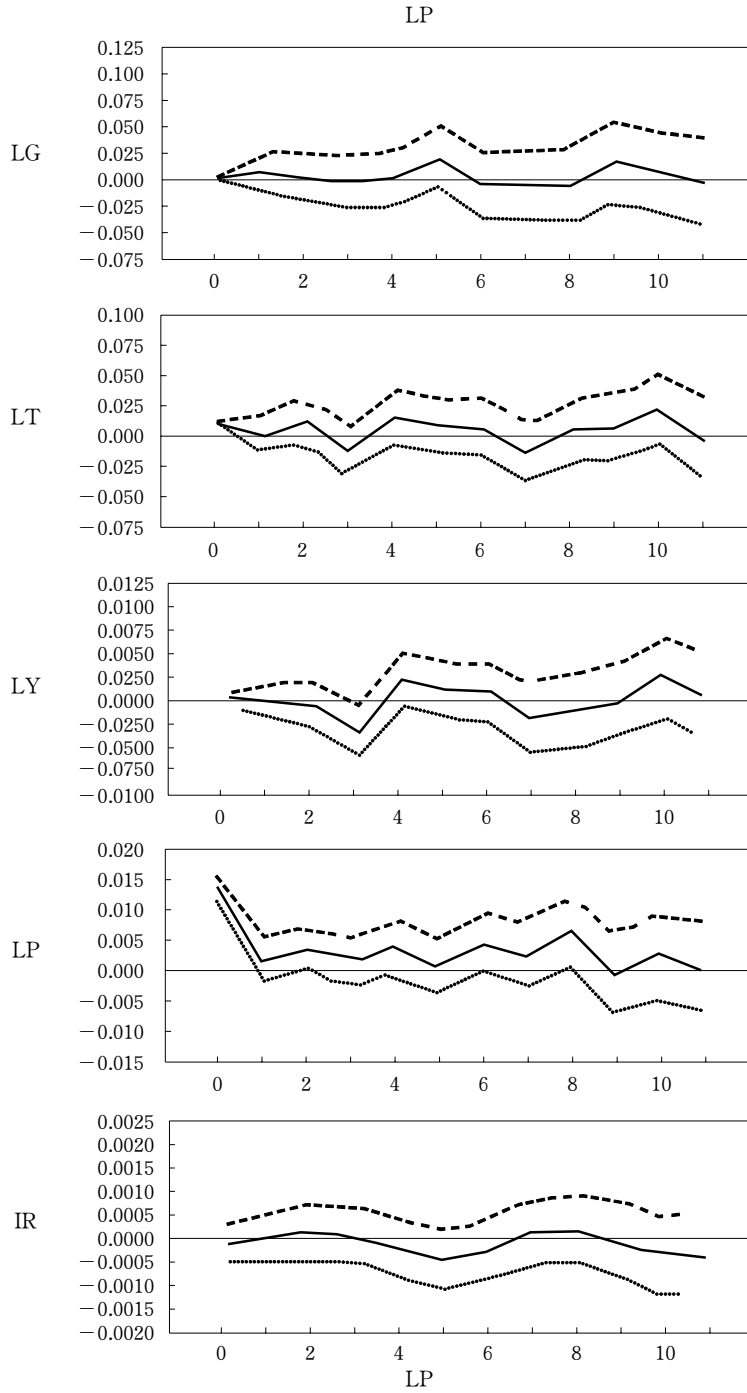
〈그림 3〉 5변수 SVAR 충격반응함수의 추정결과(1994.1~2006.1)



〈그림 3〉 계 속

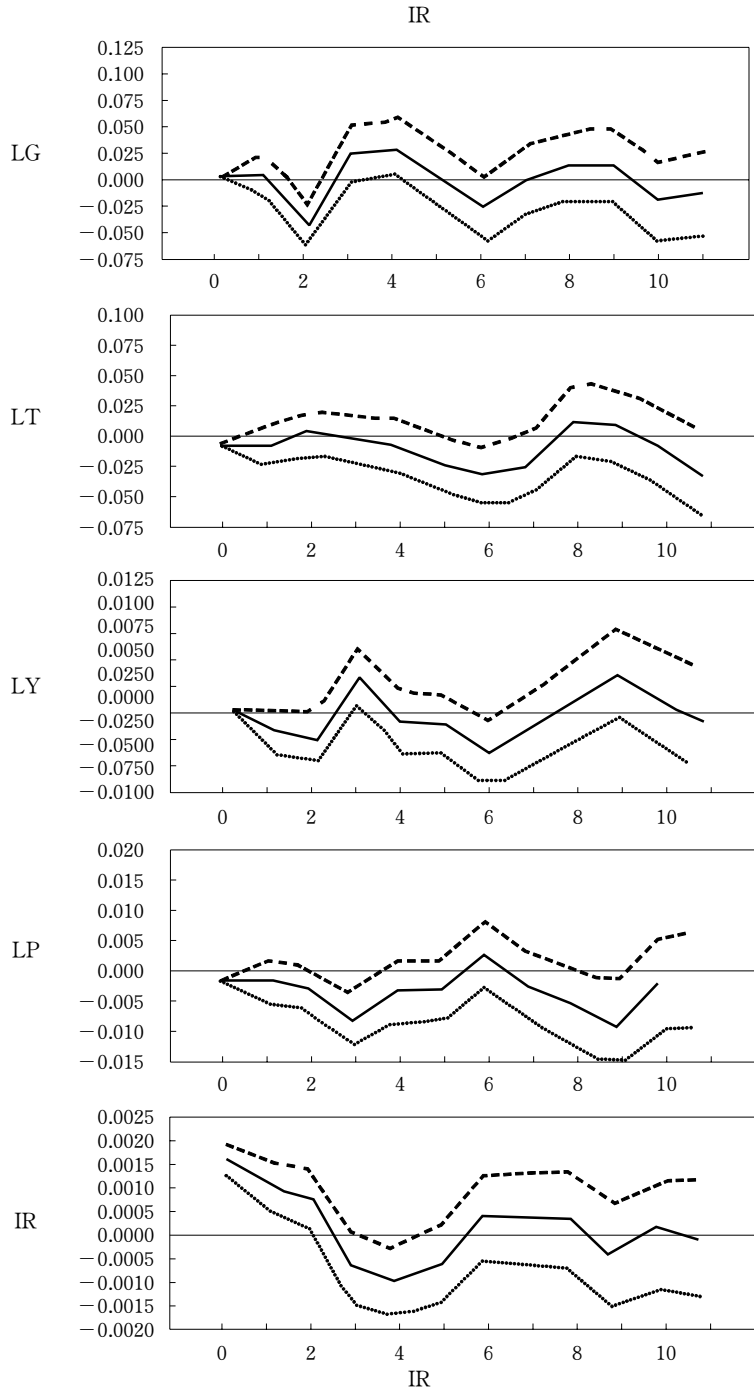


〈그림 3〉 계 속



〈그림 3〉 계 속

50 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석

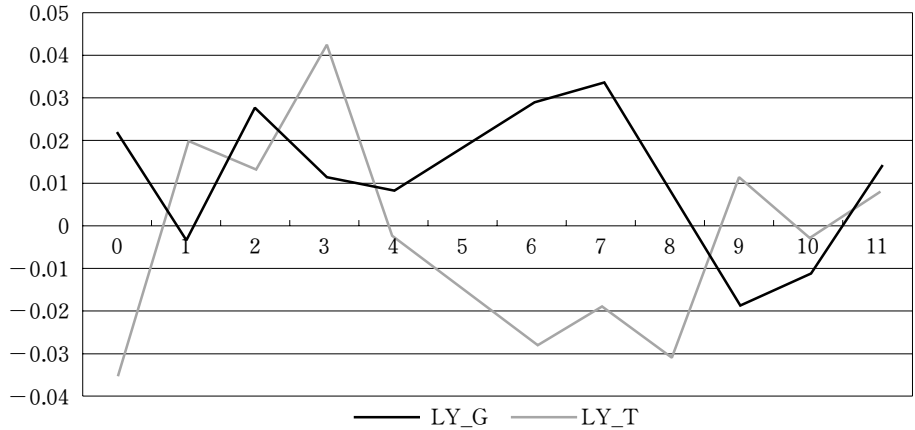


〈그림 3〉 계 속

유의적인 양(+)¹의 반응이 뚜렷이 나타난다고 보기 어렵다. 따라서 재정지출 증가의 구조적 충격은 일시적으로만 GDP를 증대시키는 일시적인 경기조절 기능을 가진다고 말할 수 있다. 한편, 정부지출의 증가충격은 충격 3분기 후에 물가를 상승시키고, 이자율은 충격시 하락한 후 반응이 비유의적인 모습을 나타내고 있다. 재량적 정부지출의 증가충격은 단기적이며 일시적인 GDP 증대와 물가상승, 그리고 일시적인 하락 후 유의적이지 않은 이자율의 반응으로 해석할 수 있다. 이러한 충격반응은 1970년대와 1980년대를 포함하는 자료를 이용한 추정결과와는 차이가 있다. 김성순(2003)과 김우철(2006)에 따르면 재정지출 충격에 대한 GDP 반응은 유의적인 양(+)¹의 반응이 지속성을 가지고 나타나는 것으로 추정되었다. 반면에 1994년 이후의 통합재정수지를 이용한 허석균(2004)의 경우에는 정부지출 충격에 대한 GDP의 반응이 유의적이지 않은 것으로 추정되고 있다. 이러한 기존연구와 함께 추론할 수 있는 것은 1990년대부터 정부지출 충격이 GDP에 미치는 영향에 변화가 있었다는 점이다. 이는 정부지출 충격의 성격이 변화하였거나, 정부지출 충격에 대한 경제의 파급경로가 변화하였거나, 또는 파급효과가 약해졌을 가능성을 시사하고 있다. 정부지출 증가충격에 대해서 물가의 반응이 일시적 상승을 나타내고 있어 정부지출 충격이 일시적인 총수요 증대에 그치고 있음을 알 수 있다. 한편, 정부지출 증가충격에 대해 이자율이 일시적 하락 후 뚜렷한 반응이 나타나지 않고 있는 것으로 보아 실질이자율은 일시적인 하락에 그치고 장기적인 GDP 증대에는 영향을 주지 못하는 것으로 해석할 수 있다. 재정지출 충격에 대해서 이자율(실질이자율과 명목이자율)의 반응이 미약하고 장기적으로 무감각한 모습을 나타내는 것으로 보아 재정지출이 이자율을 변동시키는 경로를 통하여 경제에 영향을 미치는 것은 아니라고 할 수 있다. 김영덕(2007)에 따르면, 1980~2003년을 대상으로 재정지출 충격에 대한 GDP, 물가, 이자율의 반응을 구조적 VAR를 통하여 추정한 결과 GDP와 물가는 장기적으로 상승하는 반응을 나타내나 명목이자율은 단기적인 상승에 그쳐 실질이자율이 장기적으로 하락하는 효과를 가지고, 이는 투자증대로 이어져 GDP의 증가가 지속적으로 나타나는 것으로 추정되었다. 이와 비교하면 상기의 추정결과는 실질이자율 반응에서 차이를 가지고 있으며, 1990년대와 2000년대의 재정지출 충격이 이자율로 파급되는 경로가 연결되지 못하는 변화가 발생한 것으로 추론할 수 있다.

정부수입의 구조적 충격에 대한 GDP의 반응을 살펴보면, 정부수입 증가충격 3분기 후에 GDP가 일시적으로 감소하는 반응을 나타내고 있으며, 오차밴드 내

52 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석

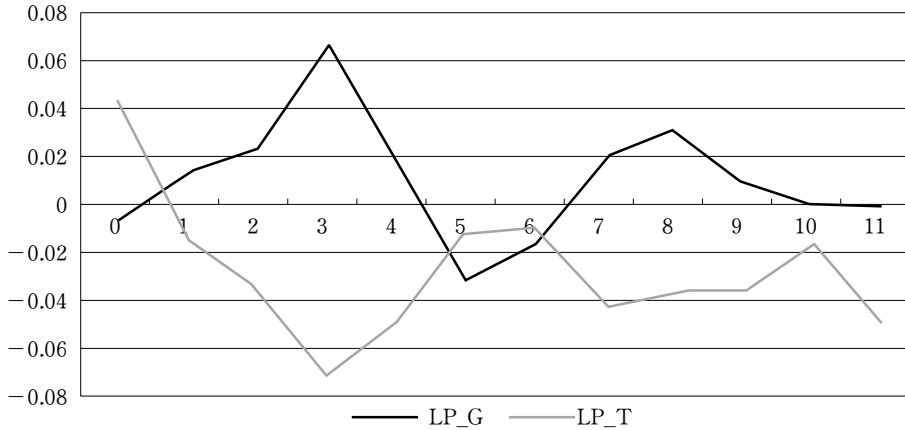


〈그림 4〉 정부지출 증가와 정부수입 감소충격에 대한 GDP의 충격반응

에서 감소를 나타내고 있어 통계적 유의성도 가지고 있다. 이는 재정수입의 구조적 충격이 경기조절에서 일시적 기능만을 유지하고 있음을 의미한다. 정부수입의 증가는 물가를 일시적이지만 상승시키는 반응을 초래하는 것으로 추정되었으며, 이자율도 일시적으로 하락하는 반응을 나타내고 있다. 이러한 이자율과 물가의 반응은 감세정책을 추진하였을 때 일시적인 이자율 하락과 물가의 상승을 가져와 일시적인 경기확대를 구축하는 효과가 나타날 가능성을 시사하고 있다.

재정지출 증가와 재정수입 감소충격이 동일한 단위로 발생하였을 때 GDP의 동태적 반응은 〈그림 4〉에 제시되어 있다.¹³⁾ 동일한 충격에 대한 GDP의 반응은 단기적으로는 재정수입의 감소가 재정지출의 증대보다 더 효과적인 것으로 나타나는 반면, 보다 장기적으로는 재정지출의 증가가 더 효과적인 것으로 나타나고 있다. 재정수입의 감소는 단기적으로 GDP를 상승시키는 정도가 더 강한 것으로 나타나고 있는 반면, 재정지출의 증가는 그 강도면에서 상대적으로 미약하지만 장기적으로 양(+)의 영향이 지속되는 것이 특징적이거나 통계적으로 유의적인 것은 아니다. 그러나 두 정책의 효과는 절대적인 크기에 있어서 지속

13) 충격반응함수는 표준오차의 충격으로부터의 반응을 의미한다. 정부지출과 정부수입의 표준오차가 다르므로 동일한 단위에 의한 충격반응함수를 표현하지는 못한다. 즉, 동일한 단위의 충격을 주어야만 정부지출 증가와 정부수입 감소의 충격반응을 서로 비교할 수 있다. 여기서는 지출과 수입충격을 표준오차로 나누어 단위를 맞추고 그 충격에 대한 충격반응함수를 도출함으로써 충격의 단위가 서로 동일한 충격반응을 구하고 이를 서로 비교하였다. 따라서 충격반응함수의 움직임은 〈그림 3〉과 같지만 충격반응함수의 단위는 다르다.



〈그림 5〉 정부지출 증가와 정부수입 감소충격에 대한 물가의 충격반응

적이고 강력한 경기조절 능력을 가지고 있다고 보기는 어렵다. 정책효과가 나타나는 시차를 고려한다면, 재정수입 감소에 따른 GDP 증가가 상대적으로 더 효과적이라고 할 수 있으며, 재정지출의 증가는 상당한 기간(여기서는 약 2년)의 시차를 가지고서야 GDP의 증가효과가 나타나므로 정책효력이 나타나는 시점에 대한 고려가 요구된다고 할 수 있다.¹⁴⁾ 재정수입 감소정책은 단기적으로는 경기조절적 기능을 일시적으로 가진다고 할 수 있다.

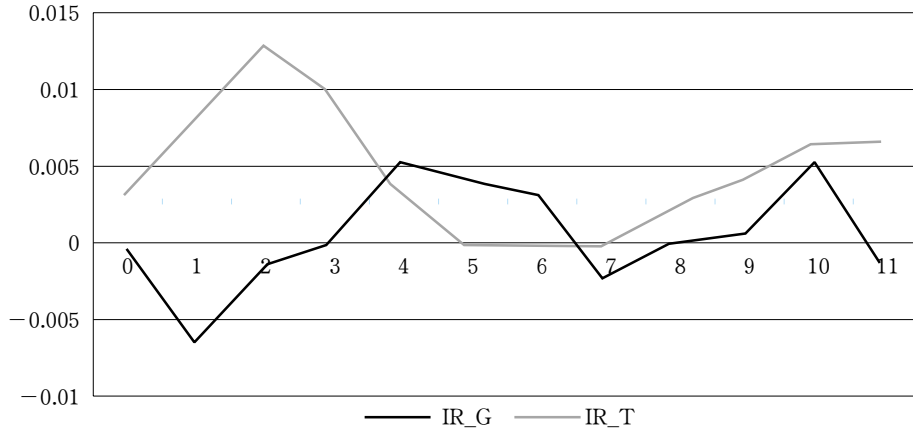
〈그림 5〉는 정부지출 증가와 정부수입 감소가 동일한 단위로 발생하였을 때의 물가(GDP deflator)의 반응을 제시한 것이다. 정부지출 증가와 정부수입 감소는 물가의 정반대 방향의 반응을 초래하는 것으로 추정되었다. 두 충격에 대한 반응의 방향은 반대이지만 반응규모는 매우 유사하다.

〈그림 6〉은 정부지출 증가와 정부수입 감소가 동일한 단위로 시행되었을 때 장기이자율의 반응을 제시한 그림이다. 물가의 반응과 마찬가지로 두 충격에 대해서 반대 방향의 충격반응을 나타내고 있으며, 정부지출 충격에 대해서 이자율이 하락하는 반면, 정부수입 충격에 대해서는 이자율이 상승하는 반응을 보이고 있다.

상기에 보는 바와 같이 재정정책의 수단이 일시적인 경기조절효과를 가지고 있지만, 두 정책수단이 경기조절 기능에 대해서 효과적이라고 보기는 어렵다. 재정정책의 경기조절효과를 살펴보기 위하여 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책의 승수를 살펴보자. 우선 두 정책 충격의 크기는 표준오차의 크기로 측

14) 물론 유의적이지 않다는 점을 고려하여야 한다.

54 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석



〈그림 6〉 정부지출 증가과 정부수입 감소충격에 대한 이자율의 충격반응

정되며, 여기서 정부지출 충격의 경우 0.0989로 추정되었으며, 정부수입의 경우 0.0744로 추정되고 있다. 한편, 정부지출이 GDP에서 차지하는 비중은 약 19.4%이며, 표본기간 동안 13~28%의 범위에 놓여 있다. 정부수입이 GDP에서 차지하는 비중은 약 21.5%이며, 표본기간 동안 15~30%의 범위에 놓여 있다. 〈그림 3〉에서의 두 정책 충격에 대한 GDP의 반응추정치들을 이용하면 두 정책수단에 대한 승수의 평균값과 범위를 파악할 수 있다. 정부지출의 승수는 0.308을 평균으로 가지며 그 값의 범위는 약 0.210~0.460 정도로 계산되었다. 정부수입의 승수는 평균적으로 0.348이며 0.240~0.500의 범위를 가지는 것으로 계산되었다. 이는 승수 차원에서 재정정책의 효과가 두 정책 수단 모두에서 1보다 작으므로, 두 정책수단의 경기조절효과가 미미함을 확인할 수 있다.

재정정책수단인 정부지출과 정부수입의 재량적 충격에 대한 경제의 반응을 요약하여 정리하면, 첫째 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책 충격은 지속적으로 나타나지 않고 일시적인 특성을 가진다.

둘째, 정부지출 충격은 정부수입을 감소시키는 반응을 초래하는 반면, 정부수입 충격은 정부지출을 증대시키는 반응을 나타내게 한다. 정부지출 충격의 경우 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+)의 충격은 정부 회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 재정지출의 증대를 나타내고 있다.

셋째, 정부지출 증대와 정부수입 감소충격은 GDP를 증대시키는 방향의 반응을 초래한다. 그러나 두 정책 모두 GDP의 일시적 증대 반응만을 가지므로 재정적 재정정책 충격은 일시적인 경기조절효과만을 가진다고 할 수 있다.

넷째, 정부지출 증대정책 충격은 물가가 상승하고 이자율이 하락하는 반응을 가지는 반면, 정부수입 감소정책 충격은 물가가 하락하고 이자율이 상승하는 반응을 가진다. 두 정책 충격에 대한 물가와 이자율의 반응은 일시적이다. 이러한 차이는 재정정책수단에 따라서 이자율 경로에 대한 차별적인 반응이 나타난다고 할 수 있다.

다섯째, 승수로 판단하였을 때 두 정책 모두 1보다 작은 승수를 나타내고 있어 경기조절효과가 미미함을 나타내고 있다.

다음은 1994년 1/4분기~2006년 1/4분기의 기간을 대상으로 재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 분석하였다. <그림 7>은 정부수입-정부지출을 재정수지로 정의하고, 이러한 재정수지와 거시경제변수인 GDP, 물가, 이자율을 포함하여 4변수, 4시차 VAR를 추정하여 충격반응함수를 도출한 그림이다.¹⁵⁾

재정수지 흑자충격은 그 자체가 단기적으로 등락을 거듭하기는 하나 지속성을 가지지 않는 일시적인 충격임을 나타내고 있으며, 초기 재정흑자 충격은 다음 기에 재정적자로 반응하기는 하지만 상쇄할 정도로 크지 않은 것을 알 수 있다.

<그림 7>의 첫 열, 두 번째 그림에서 나타나는 바와 같이 재정수지의 구조적 흑자충격에 대하여 GDP는 단기적으로 일시적인 음(-)의 반응을 나타내고 있다. 수지균형을 유지하지 않는 재정수지 흑자충격은 일시적이지만 GDP를 감소시키는 경기조절효과를 가지고 있는 것으로 보인다. 재정적자의 충격인 경우에 세수기반 없는 재정지출은 일시적으로 GDP를 증대시키는 효과가 있음을 의미한다. 반면, 물가는 거의 변동하지 않는 것으로 나타났으며, 장기이자율은 일시적으로 하락하는 경향의 반응을 나타내고 있지만 유의적인 것은 아니다.

상기의 추정결과를 요약하면 다음과 같이 정리할 수 있다. 우선 1994년 1/4분기~2006년 1/4분기를 대상기간으로 하는 통합재정수지 분기자료의 추정결과에서 재정정책수단 충격에 대한 다음과 같은 경제의 반응을 관찰할 수 있다. 첫째, 재정정책의 경기조절효과에 관한 것으로 재정정책변수로 사용한 정부지

15) 재정수지를 포함하는 SVAR의 식별가정은 앞서 설명한 5변수 SVAR의 식별가정과 유사하다. 다만, 정부지출과 정부수입이 아닌 재정수지를 포함하였다는 점이 다르다. 식별가정에서 사용한 고정계수값은 재정수지의 탄력성을 사용한 점이 다르다. 구체적인 값은 김영덕(2007)의 pp. 75~77을 참조할 수 있다.

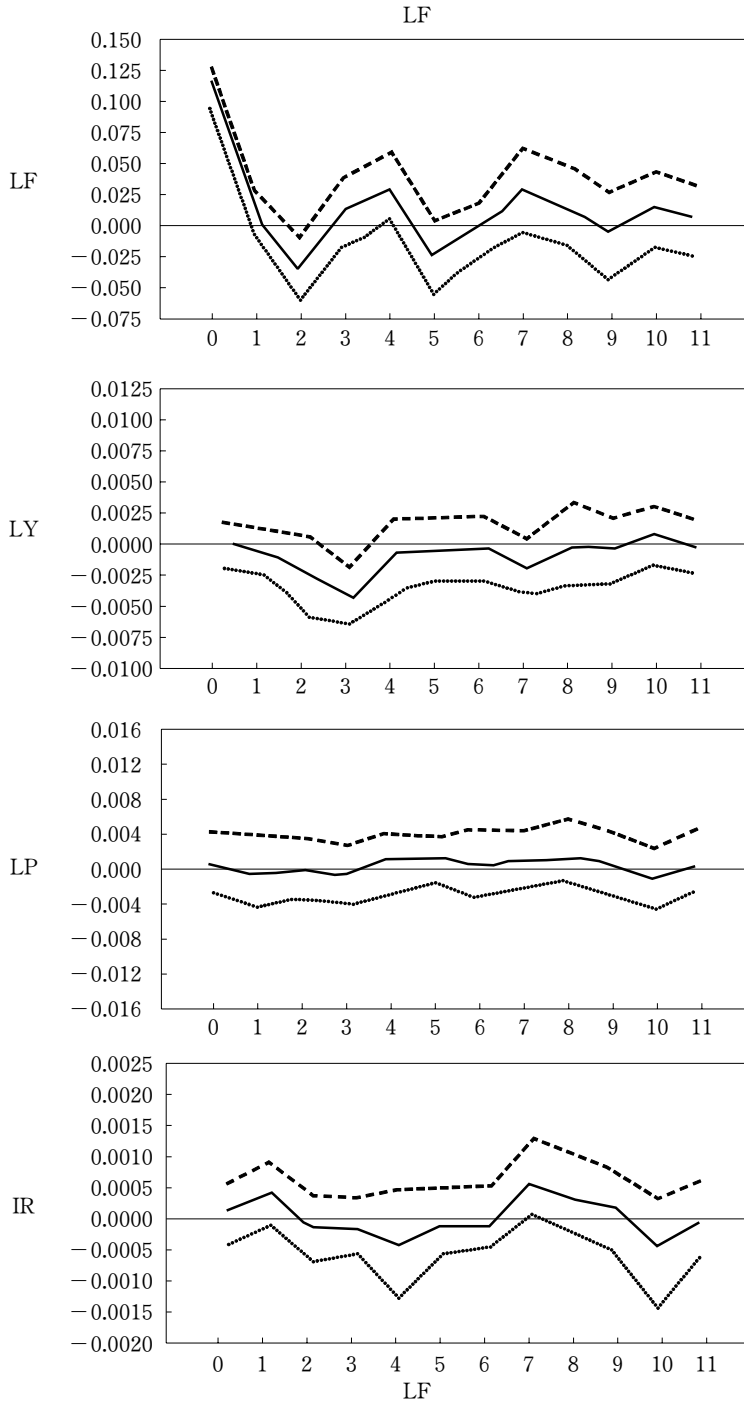
출과 정부수입의 재량적 충격은 GDP에 대한 효과가 미약하다는 것이다. 두 정책 충격 모두에서 GDP의 반응은 장기적으로 지속되지 못하고 일시적임에 불과한 미약한 반응을 나타내는 것으로 추정되었다. 따라서 1990년대 중반 이후 우리나라의 재량적 재정정책은 경기조절효과가 미미하다는 점을 언급할 수 있다. 그러나 모형과 자료 그리고 대상기간이 제한되어 있어 이러한 제약요소로부터 상기의 결과가 도출되었을 가능성도 배제할 수는 없다. 우선 본고에서 사용한 자료가 통합재정수지 자료로서 정부의 정책을 표현하지 못하였을 가능성이 있다. 또한 1994년 이후 한국 경제는 외환위기를 거치면서 정책의 방향과 목표가 변경되었을 가능성이 있으며, 이와 더불어 민간경제에서 정부정책에 대한 반응의 경로가 달라졌을 가능성이 있다.

둘째, 재정정책의 두 가지 수단인 지출정책과 수입정책에 대해서 두 정책 모두 효과적이지 못하다는 점을 나타내고 있다. GDP의 충격반응으로부터 계산한 두 정책의 승수가 모두 1보다 작은 값을 갖는 것으로 계산되었다. 이는 정책에 사용한 자원이 정책효과보다 과도하게 투입되었음을 의미한다. 정부수입의 승수는 0.348이고 정부지출의 승수는 0.308로서 둘 다 1보다 작으며, 두 승수도 역시 서로 다르지 않은 것으로 나타나 두 가지 수단의 재정정책 모두 효과가 미미하다는 점을 제시하고 있다.

셋째, 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책은 충격 자체가 일시적이며 지속성을 가지지 않는다는 유사성이 있는 반면, 서로에 대한 반응형태에는 다소 차이가 있다. 정부지출 충격의 경우 충격 후에 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+의 충격은 정부회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수의 확보를 통한 일부 재정지출의 증대가 발생하였음을 나타내고 있다.

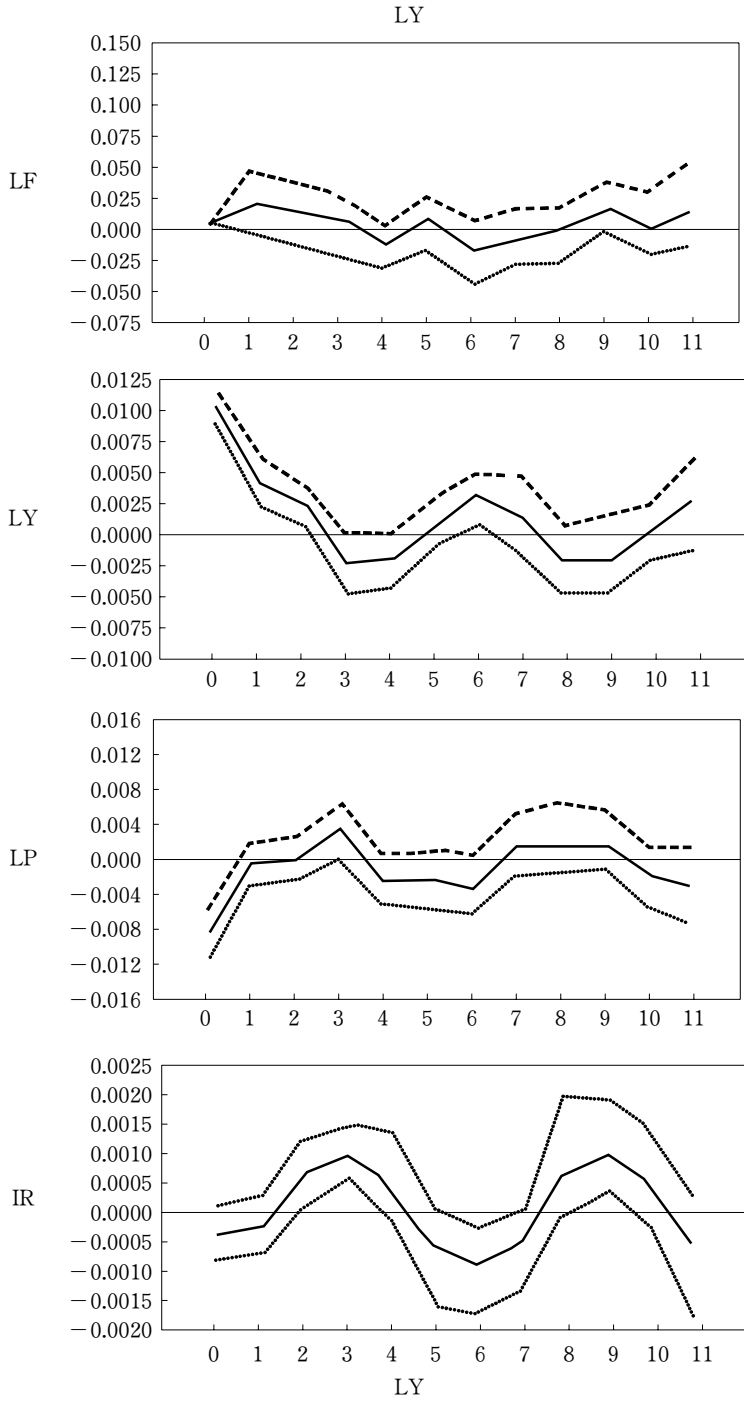
정부수입에서 정부지출을 차감한 형태의 정의틀 가진 재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 추정하여 살펴보면 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 재정수지 흑자충격은 일시적이며 충격 후 회계기간 내에 재정적자 반응이 나타나지만 흑자충격을 상쇄할 정도로 크지 않다는 점이다. 이는 재정수지의 구조적 충격이 회계기간 내에 재정균형의 범위에서 벗어날 수도 있다는 점을 의미한다.

둘째, 재정수지 흑자의 재량적 정책충격에 대한 GDP의 반응은 일시적이고 미약한 음(-)의 반응을 나타내고 있으며, 물가와 이자율은 충격에 대하여 무감각한 반응을 나타내고 있다.

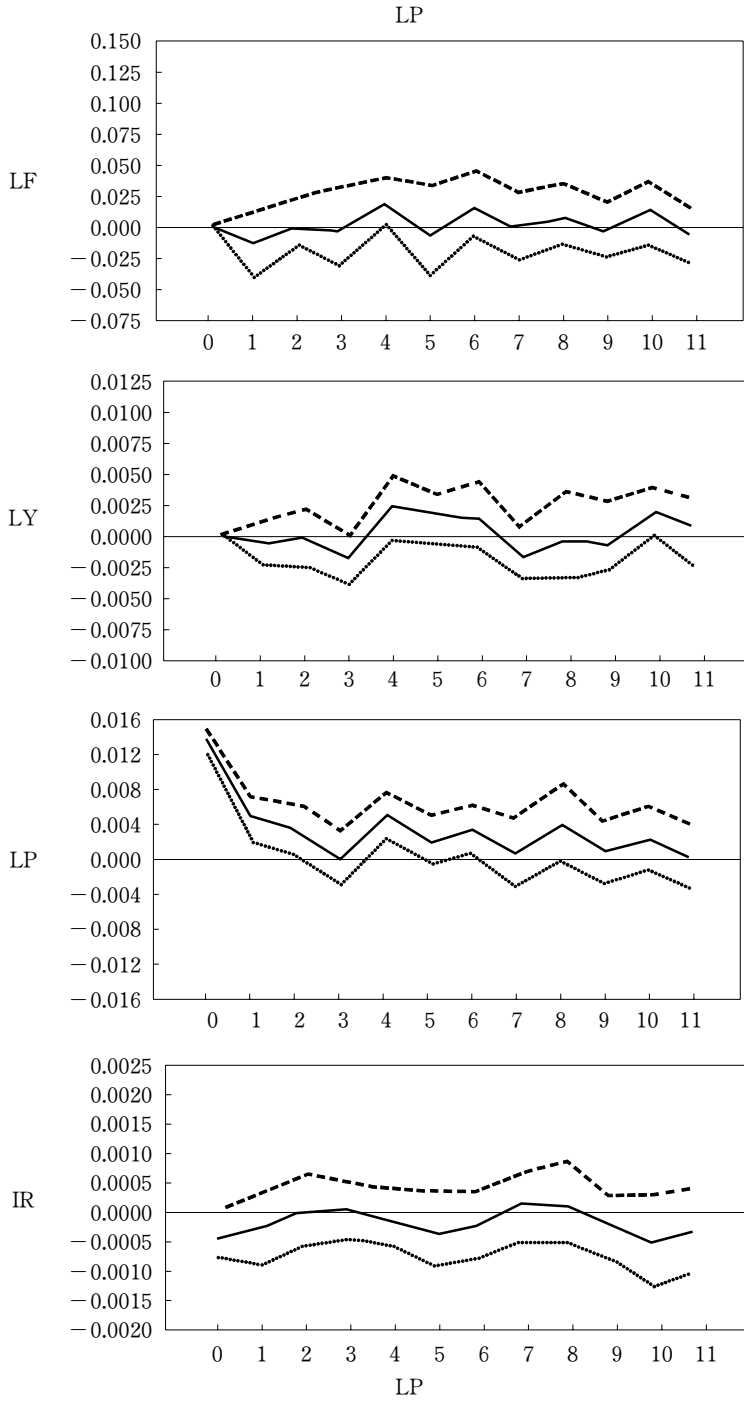


〈그림 7〉 충격반응함수의 추정결과(1994.1~2006.1)

58 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석

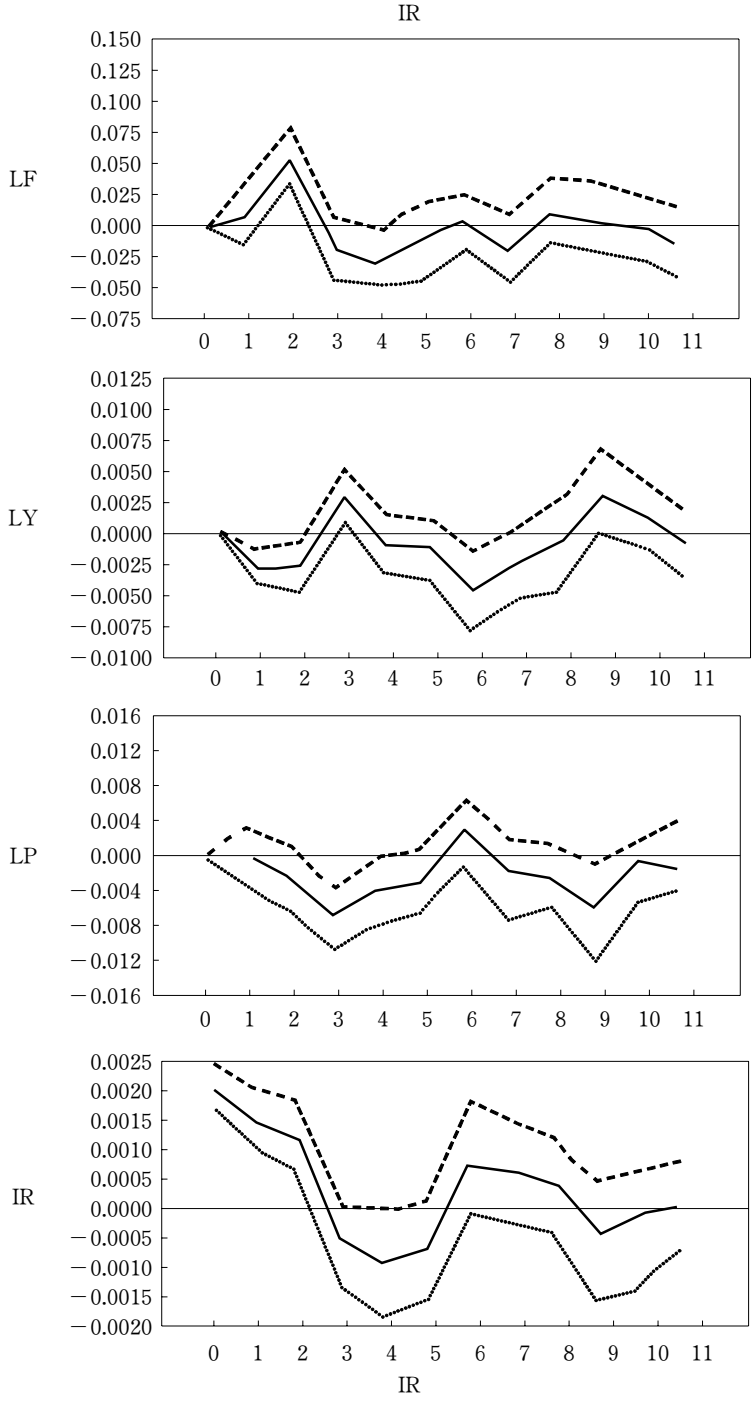


<그림 7> 계 속



<그림 7> 계 속

60 우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석



<그림 7> 계 속

V. 결론 및 시사점

재정정책의 경기에 대한 영향을 분석한 이론적 연구에서는 재정정책의 경기 조절 능력이 존재하고 1보다 큰 재정승수 가능성도 제시할 뿐만 아니라, 불경기하에서 경기부양을 의도하는 재정정책이 경기를 활성화하고 사회적 후생도 개선할 수 있는 효과가 있다고 분석하고 있다. 반면에 실증적 연구에서는 재정정책이 GDP에 대하여 양(+)의 효과를 가지는지에 대하여도 일관되고 일치된 결론에 이르지 못하는 것도 사실이다. 우리나라를 대상으로 한 경우에도 사용한 자료와 추정대상기간에 따라 재정정책이 경기에 어떠한 영향을 미치는지도 다를 뿐만 아니라, 어떤 재정정책수단이 효과적인지에 대하여도 다른 결과를 제시하고 있다. 게다가 최근의 실증연구에 따르면 선진국에서 1980년 이후 재정정책의 효과가 그 이전보다 다소 약해진 모습을 보여 주고 있다. 우리나라에서도 재정정책효과를 추정한 경우 최근의 경기상황과 재정정책의 효과에 대해서 일치된 결과가 제시되고 있지는 않다. 따라서 본고에서는 1990년대 중반 이후가 대상기간인 우리나라의 통합재정수지를 이용하여 재정정책의 효과와 정책수단 간의 정책효과를 비교하여 재정정책의 경기조절 능력을 실증적으로 분석하였다.

본 연구에서는 재정정책의 경기조절효과를 분석하기 위하여 재정정책의 두 가지 기능인 자동안정화 기능과 경기조절 기능을 구분하고, 경기조절 기능에 초점을 맞추어 구조적이고 외생적인 재정정책 충격이 거시경제, GDP, 물가, 이자율에 미치는 영향이 어떠한지를 분석하였다. 이를 위하여 경기조절 기능과 자동안정화 기능을 구분하는 식별가정을 통하여 재량적 재정정책의 구조적 충격을 식별하고, 이러한 식별된 재정정책의 충격에 대하여 경제가 어떻게 반응하는지를 구조적 VAR를 이용하여 충격반응함수를 추정하여 제시하였다. 통합재정수지를 이용하여 재량적 재정정책 충격에 대한 경제의 반응을 추정한 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

우선 1994년 1/4분기~2006년 1/4분기를 대상기간으로 하는 통합재정수지 분기자료의 추정결과, 첫째 재정정책의 경기조절효과에 관한 것으로 재정정책의 변수로 사용한 정부지출과 정부수입의 재량적 충격은 GDP에 대한 효과가 미약하다는 것이다. 두 정책 충격 모두에서 GDP의 반응은 장기적으로 지속되지 못하고 일시적이며 또한 미약한 반응을 나타내는 것으로 추정되었다. 따라

서 1990년대 중반 이후 우리나라의 재량적 재정정책은 경기조절효과가 미미하였다는 점을 결론적으로 제시할 수 있다. 그러나 통합재정수지의 대상기간이 충분한 시계열을 제공하기에는 제한적이어서 상기의 추정결과는 추가적인 자료가 축적된다면 변화될 가능성도 가지고 있다. 또한 통합재정수지 자료가 정부의 정책을 표현하지 못하였을 가능성이 있으며, 한국 경제가 외환위기를 거치면서 정책의 방향과 목표가 변경되었을 가능성이 있으며, 민간경제의 정부정책에 대한 반응경로가 달라졌을 가능성도 있다.

둘째, 재정정책의 두 가지 수단인 재정지출정책과 재정수입정책에 대해서 두 정책 모두 효과적이지 못하다는 점을 나타내고 있다. GDP의 충격반응으로부터 계산한 두 정책의 재정승수가 모두 1보다 작은 값을 갖는 것으로 계산되었다. 이는 정책에 사용한 자원이 정책효과보다 과도함을 의미한다.

셋째, 정부지출과 정부수입의 재량적 재정정책은 충격 자체가 일시적이며 지속성을 가지지 않는다는 유사성이 있는 반면, 서로에 대한 반응의 형태에는 다소 차이가 있다. 정부지출 충격의 경우 충격 후에 정부수입도 같이 감소하여 확장적 재정정책을 강화하는 방향으로 정책방향이 나타나고 있어, 세수기반 없는 정부지출 증대정책을 시사하고 있다. 반면에 정부수입의 양(+)의 충격은 정부 회계기간 내에 일시적인 정부지출을 증대시키는 반응을 보여 주고 있어, 세수확보를 통한 일부 재정지출의 증대를 나타내고 있다.

정부수입에서 정부지출을 차감한 형태의 정의를 가진 재정수지 충격에 대한 거시경제의 반응을 살펴보면 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 재정수지 흑자 충격은 일시적이며, 충격 후 회계기간 내에 재정적자 반응이 나타나지만 흑자 충격을 상쇄할 정도로 크지 않다는 점이다. 이는 재정수지의 구조적 충격이 회계기간 내에 재정균형의 범위에서 벗어날 수도 있다는 점을 의미한다.

둘째, 재정수지 흑자의 재량적 정책충격에 대한 GDP의 반응은 일시적이고 미약한 음(-)의 반응을 나타내고 있으며, 물가와 이자율은 충격에 대하여 비유리적인 반응을 나타내고 있다.

재정정책과 재정수지 충격에 대한 경제의 반응을 추정한 결과를 요약하면, 1994년 이후 재량적 재정충격은 경기조절효과가 일시적으로만 기능하고 있으며, 정책수단 간 비교를 통해서 살펴보면 정부지출 증대와 정부수입 감소 모두 같은 방향으로 GDP에 영향을 주며, 그 영향도 일시적으로 나타나고 있어 어느 한 수단에서 일방적인 우월성이 존재한다고 보기는 어렵다. 1990년대 이후의 재정정책의 특성은 정부지출이나 정부수입 모두 일시적인 경기조절적 효과만을

가지고 있으며, 정책수단 측면에서 세수와 지출 모두 정책적 효과를 기대하기에는 미흡할 수 있음을 시사하고 있다. 따라서 정부의 재정정책을 무리하게 사용하는 것은 경기조절 기능효과를 크게 달성하지 못하면서 경기안정화 기능을 희생할 수 있는 가능성도 있음을 인식할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김성순, 「우리나라 외환위기 이후 재정정책의 구조변화에 관한 연구」, 『경제분석』 제9권 제4호, 2003, 70~100.
- 김영덕, 「재정정책이 거시경제에 미치는 영향」, 한국경제연구원, 2007.
- 김우철, 「세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석」, 『재정포럼』, 2006, 24~40.
- 박기백·박형수, 「재정의 경기조절기능 연구—재정지표를 중심으로」, 한국조세연구원, 2002.
- 이삼호, 「재정정책의 경기 대응에 대한 평가」, 『한국개발연구』 제28권 제2호, 2006, 1~43.
- 허석균, 「재정정책의 경기조절기능에 관한 연구」, 고영선 편저, 『재정지출의 생산성 제고를 위한 연구』 제10장, 2004, 373~409.
- Blanchard, O. and R. Perotti, “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 2002, 1329~1368.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, and J. Fisher, “Fiscal Shocks and their Consequences,” NBER Working Paper 9772, NBER, 2003.
- de Castro, F. and P. Hernandez de Cos, “The Economic Effects of Exogenous Fiscal Shocks in Spain: A SVAR Approach,” Working Paper Series No. 647, European Central Bank, 2006.
- Edelberg, W., M. Eichenbaum, and J. Fisher, “Understanding the Effects of Shocks to Government Purchases,” *Review of Economic Dynamics*, 2, 1999, 166~206.
- Fatas, A. and I. Mihov, “The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence,” 2001, mimeo.
- Favero, C. and F. Giavazzi, “Debt and the Effects of Fiscal Policy,” NBER Working

Paper 12822, NBER, 2007.

Mountford, A. and H. Uhlig, “What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?” CEPR Discussion Paper No. 3338, 2005.

Perotti, R., “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries,” 2004, mimeo.

Romer, C. and D. Romer, “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz,” in Blanchard O. and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, 1989, 121 ~ 170.

[Abstract]

Empirical Analysis on the Countercyclical Effectiveness of Korea's Fiscal Policy

Youngduk Kim · Gyeong Leob Cho

To investigate the countercyclical effectiveness of fiscal policy, this paper analyzed how the structural shock of fiscal policy has an effect on macroeconomics, GDP, prices, and interest rates by employing structural VAR model. Estimation from quarterly data of the consolidated public sector balance during the period from the first quarter of 1994 to the first quarter of 2004 revealed the following. First, while the discretionary shocks of both government spending and government revenue serve as a telling indicator of countercyclical effectiveness of fiscal policy, GDP's reaction was not lasting in the long term, temporary, and weak. Second, fiscal policy adopts government spending and government revenue as its two main tools, but both were not effective in achieving policy goals. Fiscal multipliers of both policies were calculated from impulse response of GDP and their estimations were both less than 1. Third, after a government spending shock, government revenue also decreased and the direction in policy headed for strengthening expansionary fiscal policy, which suggests increase in government spending without tax revenue basis. On the other hand, positive (+) shock of government revenue increased temporarily government spending within the governmental fiscal period, implying some increase in government spending through securing tax revenue. From these results, the government needs to realize that its excessive use of fiscal policy can result in undermining the function of stabilizing the economy while the countercyclical effect was insignificant.

Keywords: fiscal policy, stabilization, SVAR

JEL Classification: C3, E6, H3