

# 우리나라 조세정책 변화와 고용창출효과 분석

황진영\* · 이종하\*\*

본 연구는 우리나라 1994~2010년의 분기별 자료를 이용해 조세항목별(소득세, 법인세 및 사회보장기여금) 변동이 취업자 수의 변동에 미친 영향을 파악하였다. 이를 위해 본 연구는 재정수입, 재정지출 및 취업자 수로 구성된 3변수 SVAR 모형과 Blanchard and Perotti(2002)의 식별조건을 사용해 구조적 충격반응함수와 취업에 대한 재정변수의 승수를 도출하였다. 구조적 충격반응함수의 추정결과, 조세의 유형에 관계없이 구조적 조세충격과 재정지출 충격은 취업에 대해 각각 음(-)과 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 소득세 충격과 법인세 충격은 음의 값으로 7분기까지 지속되었으며, 법인세 충격은 소득세의 경우보다 낮은 수준으로 관측되었다. 그러나 사회보장기여금 충격은 매우 작은 음의 값으로 2분기까지만 그 효과가 지속되었다. 한편, 취업에 대한 조세항목별 승수는 음(-)의 값으로 나타났으며 그 크기는 소득세 승수, 법인세 승수, 사회보장기여금 승수의 순서로 나타났다. 재정지출 승수는 조세 승수에 비해 상당히 작은 값으로 관측되었다. 조세 승수는 시간이 경과함에 따라 누적 승수가 점점 증가하지만, 재정지출 승수는 시간의 경과에 따라 크게 변동하지 않았다. 따라서 본 연구의 결과는 조세의 변동에 따른 고용창출효과는 비교적 장기간 지속될 수 있지만, 재정지출의 변동에 따른 고용창출효과는 단기에 집중되었음을 시사한다.

핵심주제어: 조세정책, 취업, 조세 승수, 재정지출 승수, SVAR 모형  
경제학문헌목록 주제분류: C22, E24, E62

## I. 머리말

최근 들어 많은 국가에서는 정부의 역할이 증대될 뿐만 아니라 그 중요성이 강조되고 있다. 왜냐하면 인구의 고령화가 진전되고 계층 간·지역 간 불평등이 심화됨에 따라 재정지출의 요구는 점증하고 있는 반면, 국가 간 혹은 지역 간 조세경쟁(tax competition) 등의 이유로 말미암아 재정수입은 감소하고 국가부채

\* 주저자, 한남대학교 경제학과, 전화: (042) 629-7581, E-mail: jyh17@hnu.kr  
\*\* 교신저자, IBK경제연구소 연구위원, 전화: (02) 729-6024, E-mail: jhlee.eco@gmail.com  
논문투고일: 2012. 12. 20 수정일: 2013. 1. 19 게재확정일: 2013. 1. 25

의 부담이 가중되고 있기 때문이다. 우리나라도 MB정부의 감세정책과 함께 2008년 말 글로벌 금융위기 이후 재정지출이 확대되면서 그 부작용을 우려하는 목소리가 커지고 있다. 즉, 시장에 대한 정부의 개입이 증대되면서 정부의 역할에 대한 재검토의 필요성이 점증하고 있다.

이상의 시대적 상황을 반영해 재정지출과 재정수입(조세)의 경제적 효과에 대한 분석이 활발히 진행되고 있다. 예를 들어, 최근의 우리나라 자료를 이용한 선행연구는 재정지출과 재정수입의 구조적 변동이 국민 소득수준을 어떻게 변동시킬 수 있는지 분석하였다(김성순, 2007; 김영덕·조경엽, 2008; 김우철, 2006; 허석균, 2007).<sup>1)</sup> 즉, 선행 연구는 재정지출과 재정수입이 국민 소득수준에 미치는 영향의 상대적 유효성을 분석하는 데 집중되었다.

일반적으로 재정이 소득수준뿐 아니라 고용이나 취업에도 영향을 미칠 수 있다는 사실에도 불구하고 고용이나 취업에 대한 재정변수의 유효성을 분석한 연구는 미미한 실정이다. 특히, 우리나라 경제가 ‘고용 없는 성장’(jobless growth)의 시대에 접어들었음을 감안할 때 재정변수의 변동이 고용 혹은 취업에 미치는 영향을 파악하려는 노력은 상당한 의의를 지닌다. 또한 선행연구는 전체의 재정수입 자료를 사용함으로써 어떤 조세항목이 취업에 더 큰 영향을 미칠 수 있는지 분석하지 않았다. 즉, 조세정책의 변동이 취업에 미치는 광범위한 효과를 체계적으로 분석한 연구는 부족한 실정이다.

따라서 본 연구에서는 거시동태적 측면에서 조세정책의 변동이 취업의 변동에 어떤 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 구체적으로 본 연구에서는 우리나라의 1994~2010년 기간을 대상으로 분기별 자료를 이용해 조세항목별(소득세, 법인세 및 사회보장기여금) 변동이 취업의 변동에 미치는 구조적 충격반응함수를 도출하고, 이를 바탕으로 조세항목별 승수와 재정지출 승수를 파악하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 재정변수의 유용성을 분석한 다양한 국내외 선행 연구를 검토한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석을 위한 추정모형과 식별조건 등을 제시한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석에서 사용된 자료를 설명한다. 제Ⅴ절에서는 구조적 충격반응함수를 도출하고 취업에 대한 소득세, 법인세 및 사회보장기여금 승수 및 재정지출 승수를 추정한다. 마지막으로 제Ⅵ절에서는 본 연구의 요약과 시사점을 기술한다.

1) 이들 선행연구의 대부분은 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론에 기초하고 있는데, 이는 다음 절에서 검토한다.

## II. 선행 연구 검토

재정정책의 변화에 따른 국민경제적 영향을 분석한 연구는 두 가지 유형, 즉 ‘모형에 기초한 모의실험’과 ‘축약형 방정식을 사용한 계량검증’ 방법으로 요약된다. ‘모형에 기초한 모의실험’ 방법은 일반균형모형을 구성해 관측 가능한 자료와의 일치성을 검증하거나 정부의 재정기조 변동에 따른 전달경로를 제시한다. 이 방법은 모형이 경제이론에 근거하기 때문에 추정된 결과의 이론적 해석이 가능할 뿐만 아니라 내부적 일관성(internal consistency)을 높이는 데 유용하다. 그러나 명시적인 해(closed form solution)를 구하기 위해서는 시뮬레이션(simulation) 기법을 이용해야만 하기 때문에 선택된 가정에 따라 결과가 편향될 수 있다는 문제점이 있다.

‘축약형 방정식을 사용한 계량검증’ 방법은 재정변수와 거시적 경제변수들 간의 축약형 회귀분석(reduced form regression)을 설정해 계산한다. 이 방법은 상대적으로 간단하게 분석할 수 있다는 장점을 갖는 반면, 경제적 이론에 근거하지 않는다는 단점이 있다. 따라서 이 방법을 사용할 때 생겨나는 단점을 보완하기 위해서는 적절한 이론적 배경이 제공되어야 한다. 본 연구에서는 후자의 방법, 즉 ‘축약형 방정식을 사용한 계량검증’ 방법을 사용해 조세항목별 변동이 취업에 미치는 효과를 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 각 변수들의 내생성(endogeneity) 혹은 동시성(simultaneity) 문제를 완화할 수 있는 구조적 벡터자기회귀(Structural Vector Auto-Regression, 이후 SVAR로 나타냄) 모형을 사용한다. 즉, SVAR 모형을 이용함으로써 경제적 이론이 존재하지 않는다는 전통적인 벡터자기회귀(Vector Auto-Regression, 이후 VAR로 나타냄) 모형의 단점을 보완할 수 있다.

축약형 방정식을 사용해 재정정책의 유효성을 분석한 외국문헌은 대부분 VAR 모형 혹은 SVAR 모형을 사용하였다. 구체적으로 De Castro and Hernandez de Cos(2006)는 선행 연구를 충격(재정충격)의 식별전략(shock identification strategy)에 따라 다섯 가지 유형으로 구분하였다(〈표 1〉 참조). 즉, 선행 연구는 VAR 모형이 갖는 한계점을 극복하기 위해 VAR 모형에 제약을 가하거나 내생변수들 간에 발생할 수 있는 외생성 및 공적분 문제를 완화할 수 있는 SVAR 모형을 사용하였다.

〈표 1〉에 제시된 선행 연구 중에서 몇몇의 연구결과를 살펴보면 다음과 같

〈표 1〉 재정충격의 설정전략에 따른 외국의 선행 연구 분류

선행 연구	재정충격의 식별전략
Ramey and Shapiro(1998), Edelberg <i>et al.</i> (1999), Burnside <i>et al.</i> (2000)	특정 사건(시점)을 고려하는 더미변수를 포함한 VAR 모형
Fatas and Mihov(2000), Favero(2002)	SVAR 모형(출레스키 분해법)
Mountford and Uhlig(2002)	부호 제약 하의 VAR 모형
Blanchard and Perotti(2002), Perotti(1999), Hoppner(2002)	제도적 정보와 분기의존성에 기초한 SVAR 모형
Becker(1997), Krusec(2003)	Structure Vector Error Correction 모형

주: De Castro and Hernández de Cos(2006)에서 인용함.

다. Ramey and Shapiro(1998)는 제2차 세계대전 후 미국의 군비 증강이 거시경제에 미치는 영향을 분석했으며, 외생적인 군비 증강의 충격에 대해 소비, 실질생산임금, 제조업 생산성이 감소했음을 보였다. Blanchard and Perotti(2002)는 제2차 세계대전 후 미국의 재정지출과 조세의 변화에 따른 동태적 효과를 분석했으며, 양(+의 재정지출과 조세충격은 산출량에 각각 양(+의 효과)과 음(-의 효과를 나타낸다는 일관성 있는 결과를 추정하였다. Mountford and Uhlig(2002)는 재정정책의 충격을 경기변동 및 금융정책과 구분이 가능하도록 모형을 설정했으며, 경기를 촉진하는 데 가장 유효한 방법은 감세정책이라고 제시하였다.

최근 들어 많은 외국문헌은 Blanchard and Perotti(2002)가 제안한 SVAR 모형에 기초해 재정정책의 유효성을 실증적으로 분석하였다. 예를 들어, Favero and Giavazzi(2007)는 미국 자료를 이용해 조세와 정부지출이 이자율, 물가 및 1인당 GDP에 미친 영향을 동태적으로 파악하였다. 또한 Heppke-Falk *et al.*(2006)은 독일 자료를 이용해 정부지출의 충격이 산출량, 민간소비 및 민간투자에 미친 영향을 분석했으며, 그 결과 정부지출의 충격이 12분기까지 산출량을 증대시켰으나 민간투자에 미친 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 관측되었다.

국내의 실증적 선행연구를 살펴보면, 2000년대 중반 이전과 이후의 연구에는 차이가 있다. 2000년대 중반 이전의 연구는 재정정책이 실물경제에 미치는 영향을 소득 중심으로 분석한 연구와 소비 중심으로 분석한 연구로 대별된다. 소득 중심의 연구는 재정지출의 증가가 소득을 증가시키는 반면, 조세의 증가는 소득을 감소시킨다는 일반적인 결론을 도출하였다. 또한 소비 중심의 연구는 재정지출의 증가가 대체로 소비를 증가시키거나 혹은 거의 반응이 없는 것으로 분석하였다. 재정정책의 유효성과 관련된 2000년대 중반 이전 국내 연구는 김

〈표 2〉 국내 선행연구의 주요 내용 요약

선행연구	표본기간/자료	방법론	주요 결과
김성순 (2007)	-1994~2006년 분기별 자료 -재정경제부, 통합 재정수지; 한국은행, 국민계정	-SVAR 모형(재정정책의 식별은 BP(2002) 방법론에 기초) -재정정책이 실질소득, 물가, 이자율에 미치는 영향 분석(분산분해)	-정부지출의 확장적 충격: 실질GDP, 물가 및 이자율 감소 -감세정책: 국민경제를 개선 -새고전학과 이론 지지
김영덕 · 조경엽 (2008)	-1994 ~ 2006(1 / 4)년 분기별 자료 -재정경제부, 통합 재정수지	-BP(2002), Perotti(2004) 방법론에 기초한 5변수 SVAR 모형 -5변수: 재정수입, 재정지출, GDP, 물가 및 이자율	-재량적 충격의 효과는 일시적이며, 미미한 반응 -재정 승수의 값이 1보다 작음
김우철 (2006)	-1970~2000년 분기별 자료 -한국은행, 조사통계월보와 국민계정	-BP(2002) 방법론에 기초한 SVAR 모형 -충격반응함수 분석	-정부지출의 증가와 감세 모두 소득을 증가시킴 -경기부양의 측면에서 감세정책이 정부지출 확대에 비해 보다 지속적이며 큰 효과
김필현 (2010)	-2000년 이후 분기별 자료 -22개 OECD 국가간 비교 -IMF, GFS	-BP(2002) 방법론에 기초한 재정 승수를 추정 -국제경기 변동요인은 SVAR 모형에 포함한 factor augmented VAR 모형	-우리나라 재정지출 승수는 1.192~0.552: 다른 OECD 국가의 평균수준 -재정수입 승수는 1.085~0.938: 다른 OECD 국가에 비해 감세의 경기부양효과가 큼
삼성경제연구소 (2010)	-2000~2009년 분기 자료 -재정경제부, 통합 재정수지	-BP(2002) 방법론에 기초한 SVAR 모형 -1인당 정부수입, 1인당 정부지출, 1인당 GDP 사용, 미국 1인당 GDP	-재정수입 승수: 0.465~0.808 -재정지출 승수: 0.615~1.242
허석균 (2007)	-1979~2000년 분기별 자료 -한국은행, 조사통계월보	-BP(2002)와 De Castro(2004) 방법론에 기초 -재정수입, 지출 및 국민소득의 3변수 SVAR 모형 -외부경제로부터 충격 반영: 4변수 SVAR 모형	-추정된 재정승수의 규모와 지속기간이 매우 짧음 -통계적 유의성도 높지 않음 -3변수 SVAR 모형과 4변수 SVAR 모형의 결과는 대체로 유사함

주: BP(2002)는 Blanchard and Perotti(2002), GFS(Government Finance Statistics)는 IMF에서 발행하는 통합재정통계를 나타냄.

우철(2006)에 요약되어 있다.

최근 들어 재정정책의 유효성을 분석한 국내 연구는 활발히 진행되고 있는데, 대부분 연구는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론, 즉 제도적 정보(institutional information) 및 분기의존성(quarterly dependence)의 식별조건에 기초한 SVAR 모형을 사용하였다. 2006년 이후 SVAR 모형을 사용한 국내 선행 연구의 구체적 내용을 요약하면 <표 2>와 같다.

## II. 추정방법 및 모형의 식별

Sims(1980)가 제안한 VAR 모형은 특정한 경제이론을 가정하지 않으면서 경제의 수요와 공급을 모두 고려함으로써 정책이 실물경제에 미치는 효과를 분석할 수 있다는 점에서 널리 이용되고 있다. 또한 VAR 모형은 경제이론에 대한 의존을 배제하고 실제 경제현상을 나타낼 수 있는 일부의 거시경제 변수만을 이용함으로써, 통계적 실증모형이 주는 경제적 함의에 충실하고자 한다. 그러나 초기의 VAR 모형은 이론에 근거하지 않은 자의적인(ad hoc) 체계라는 비판을 받고 있다. 왜냐하면 대부분 경제이론은 순차적인 방정식 체계(recursive system of equations)가 아닌 구조적인 방정식 체계(structural system of equations)를 형성하기 때문이다. 또한 VAR 모형 체계에서는 사용되는 변수의 종류가 지수화된 것인지 혹은 차분변수인지, 그리고 변수의 배열순서에 따라 분석결과가 예민하게 변동하게 된다. 따라서 자의적인 변수의 배열에 근거한 충격반응함수 및 예측오차의 분산분해는 변수들 간의 진정한 동태적 관계를 이해하는 데 큰 도움을 주지 못한다.

이와 같은 VAR 모형의 결점을 보완하기 위해 Bernanke(1986), Blanchard and Watson(1986), Sims(1986) 등은 SVAR 모형을 제안하였다. SVAR 모형은 축약형 VAR 모형과는 달리 경제이론에 입각한 최소한의 제약조건 하에서 외생적 충격을 식별하고, 이를 근거로 주요 내생변수들의 동학적 경로와 함께 각 외생적 충격들이 내생변수에 미치는 영향을 분석할 수 있다는 장점이 있다.

따라서 본 연구에서는 재정정책, 특히 재정수입이 취업에 미치는 효과를 분석하기 위해 SVAR 모형을 이용한다. 구체적으로 본 연구의 실증분석은 거시경제가 재정수입, 재정지출 및 취업자 수로 구성된 3변수 SVAR 모형을 사용해 재정변수의 변동이 취업에 미친 구조적 충격반응함수를 도출하고, 이를 바탕으로

로 취업에 대한 재정변수의 승수를 추정하고자 한다. 또한 취업에 대한 조세항목별 영향을 파악하기 위해 소득세, 법인세 및 사회보장기여금(social security contribution)과 같은 세 가지 다른 조세항목을 사용한다. 거시경제를 대표하는 3 변수들의 축약형 VAR 모형은 다음과 같다.

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

여기서  $X_t = [T_t, G_t, N_t]$ 는 로그를 취한 1인당 분기 실질 재정수입( $T_t$ , 즉 소득세, 법인세 혹은 사회보장기여금), 재정지출( $G_t$ ) 및 취업자 수( $N_t$ )로 이루어진  $3 \times 1$  벡터;  $C(L)$ 은  $3 \times 3$  계수행렬(coefficient matrix);  $U_t = [u_t^T, u_t^G, u_t^N]$ 는 축약형 방정식의 예측오차 벡터로 계열 상관이 없다고 가정한다. 시차는 통상적으로 VAR 모형에서 사용되는 Schwartz 정보기준(Schwartz information criteria)에 의거해 2기가 선택되었다.

축약형 방정식의 예측오차  $U_t$ 는 다음의 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다. 이때  $\epsilon_t^T$ ,  $\epsilon_t^G$  및  $\epsilon_t^N$ 은 동시 및 시차 교차 상관관계가 없는 완전히 독립적이며 정규화된(orthonormal) 구조적인 충격을 나타낸다.

$$\begin{aligned} u_t^T &= a_1 u_t^G + a_2 u_t^N + a_3 \epsilon_t^T + a_4 \epsilon_t^G + a_5 \epsilon_t^N \\ u_t^G &= b_1 u_t^T + b_2 u_t^N + b_3 \epsilon_t^T + b_4 \epsilon_t^G + b_5 \epsilon_t^N \\ u_t^N &= c_1 u_t^T + c_2 u_t^G + c_3 \epsilon_t^T + c_4 \epsilon_t^G + c_5 \epsilon_t^N \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)에서 재정수입(혹은 재정지출)의 변동은 재정지출(혹은 재정수입)과 취업자 수의 변동, 그리고 재정변수와 취업자 수의 구조적 충격의 합으로 구성된다. 또한 취업자 수의 변동은 재정변수의 변동과 재정변수와 취업자 수의 구조적 충격의 합으로 이루어진다.

선행연구에서는 이상의 모형 추정에 필요한 충격의 식별을 위해 두 가지 방법을 사용하였다.<sup>2)</sup> 첫 번째 방법은 출레스키 분해법(Cholesky decomposition)을 사용해 잔차항을 식별하였다. 이 방법은 동 기간의 교란항 사이에 존재할 수 있는 상호관계를 반영하지 못하며, 충격의 순서를 결정하기 위해 그랜저(Granger)

2) 구조방정식에서 알려지지 않은 파라미터는 축약형 방정식의 공분산 행렬의 알려진 파라미터 수보다 많기 때문에 최소한의 경제이론을 이용해 제약을 부과하게 되는데, 이를 식별 조건(identification condition)이라 한다.

인과관계 검정을 사용해야 한다. 이 경우 인과관계의 명확한 규정이 어렵기 때문에 연구자의 선험적 경제논리에 입각해 결정해야 하는 어려움이 있다.

두 번째 충격식별 방법은 제도적 정보과 분기의존성을 고려하는 Blanchard and Perotti(2002)의 추정방정식에 기초한다. Blanchard and Perotti(2002)는 재정정책의 유효성을 분석하기 위해 금융정책과는 다른 재정정책의 특수한 상황을 고려하였다. 다시 말해, 그들은 재정정책을 실행함에 있어 금융정책과는 다른 두 가지 사항, 즉 시차의 문제(결정시차(decision lag)와 실행시차(implementation lag) 등)와 자동안정화 장치의 역할이 외생적 충격을 식별할 때 충분히 고려되어야 한다고 제시하였다.

본 연구의 실증분석은 <표 2>에서와 같이 최근 연구에서 가장 많이 활용되고 있는 Blanchard and Perotti(2002)의 방법론, 즉 제도적 정보와 분기의존성에 기초해 충격을 식별하는 형태의 SVAR 모형을 사용한다. 식 (2)에서 미정계수의 수는 총 15개이며, 충격이 완전식별(just identification)되기 위해서는 9개의 제약식이 필요하다. 구체적으로 충격식별을 위한 제약식은 다음과 같다.

첫째, 재정변수의 축약형 예측오차  $u_t^r$ 와  $u_t^g$ 는 예상하지 못한 취업자 수에 대한 자동적 반응(예를 들어, 자동안정화 장치), 재정변수의 무작위적이고 구조적 충격 및 재정정책에 대한 무작위적인 구조적 충격에 의해 영향을 받는다. 즉,  $a_1 = b_1 = 0$ 이다.

둘째, 분기의존성에 기초해 취업자 수의 예측오차는 당기 재정변수의 무작위적이고 구조적인 충격에 영향을 받지 않는다고 가정해  $c_3 = c_4 = 0$ 으로 설정한다. 또한 취업자 수의 무작위적인 구조적 충격( $\epsilon_t^N$ )은 재정변수의 축약형 예측오차에 영향을 미치지 않는다. 즉,  $a_5 = b_5 = 0$ 이다.

셋째, 재정지출의 결정이 재정수입보다 먼저 이루어진다. 즉, 재정수입의 무작위적이고 구조적인 충격은 재정지출의 예측오차에 영향을 미치지 않는다고 가정할 경우  $b_3 = 0$ 이 된다. 따라서 재정수입의 무작위적이고 구조적인 충격으로 인해 생겨나는 재정수입의 변화는 정부의 부채를 증가시키거나 감소시킨다.

넷째, 분기의존성에 기초해 당기의 취업자 수의 무작위적이고 구조적인 충격은 재정지출의 예측오차에 영향을 미치지 않는다고 가정한다. 즉,  $b_2 = 0$ 이다.

마지막으로, 취업이 조세수입에 미치는 자동안정화 효과, 즉 재정수입의 취업탄력성( $a_2$ )은 시간에 의존하므로 선행연구의 추정치를 사용할 수 있다. 그러나 재정수입의 취업탄력성을 직접적으로 추정한 선행 연구는 존재하지 않는다. 다만 몇몇 선행 연구에서는 재정수입의 GDP 탄력성을 추정했는데, 본 절에서는



〈표 3〉 GDP 대비 조세항목별 비중 및 소득탄력성

구분	소득세	법인세	간접세	사회보장기여금	총조세수입
GDP 대비 비중(%)	0.22	0.14	0.52	0.12	-
소득탄력성	1.38	1.36	0.80	0.71	1.09

주: 박기백·박형수(2002) 참조.

재정수입의 취업탄력성 대신 GDP 탄력성을 이용하고자 한다. 왜냐하면 김영덕·조경엽(2007), 허석균(2007)에서 제시한 바와 같이 탄력성이 다소 다르더라도 전체적인 결과에는 큰 영향을 미치지 않을 뿐만 아니라<sup>3)</sup> 취업과 GDP 간의 상관관계가 매우 크기 때문이다.

또한 본 연구는 취업에 미친 조세항목별 영향을 추정하기 때문에 소득세, 법인세 및 사회보장기여금의 취업탄력성을 사용해야 한다. 박기백·박형수(2002)는 1991~2002년 통합재정수지에서 제공하는 자료를 이용해 GDP 대비 네 가지 조세항목별(소득세, 법인세, 간접세 및 사회보장기여금) 비중과 조세항목별 소득탄력성을 계산했는데, 이를 정리하면 〈표 3〉과 같다. 본 연구에서는 소득세, 법인세 및 사회보장기여금의 취업탄력성 대신 〈표 3〉에 나타난 조세항목별 소득탄력성을 이용한다.

이상의 충격식별을 위한 제약식을 바탕으로 축약형 방정식의 예측오차를 행렬로 다시 나타내면 식 (3)과 같다.

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & -a_2 \\ 0 & 1 & 0 \\ -c_1 & -c_2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} U_t^T \\ U_t^G \\ U_t^N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_3 & a_4 & 0 \\ 0 & b_4 & 0 \\ 0 & 0 & c_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t^T \\ \epsilon_t^G \\ \epsilon_t^N \end{pmatrix} \quad (3)$$

지금까지 고려한 식별조건을 종합해 행렬의 형태로 표현하면  $AU_t = B\epsilon_t$ 와 같다. 이때 좌변은 변수들의 동시적 관계를, 그리고 우변은 구조적 충격과 축약형 잔차 간의 선형관계를 나타낸다. 여기서  $\epsilon_t$ 는 구조적 충격을 포함하는 벡터이며, 독립적 충격을 조사하기 위해 직교적(orthogonal)이라 가정한다.

따라서 VAR 모형의 구조적 형태는  $AX_t = AC(L)X_{t-1} + AU_t = AC(L)X_{t-1} +$

3) 심지어 허석균(2007)은 재정수입의 GDP 탄력성을 1.09(즉, 〈표 3〉의 총조세수입의 소득탄력성 참조)로 설정하고 추정한 결과와 -1.09로 설정하고 추정한 결과 간 설명력에는 큰 차이가 없다고 제시하였다.

$B\epsilon_t$ 로 표현되는데, 이를 일정한 조건 하에서 역변환(inverse transformation)해 이동평균 형태(moving average representation)로 표현했을 때 그 계수는 충격반응을 나타낸다. 즉, 재정변수에 대해 1 표준편차만큼의 외생적 충격이 발생하면, 그 충격에 대한 내생변수의 반응을 장기간에 걸쳐 관찰함으로써 그 재정변수에 대한 취업의 반응을 동태적으로 분석할 수 있게 된다. 즉, 상기 VAR 모형의 구조적 형태식을 이동평균 형태로 표현하면,  $X_t = [I - C(L)]^{-1} A^{-1} B\epsilon_t$ 와 같은 구조적 충격반응함수(structural impulse response function)가 도출된다.

실증분석은 계절효과를 제거한 1인당 실질변수를 이용해 식 (1)을 추정한다. 왜냐하면 김영덕(2007), 김필현(2010)에서 지적한 바와 같이 재정정책은 의도적으로 계절효과를 반영하는 형태로 시행될 가능성이 존재하기 때문이다. 또한 통상적으로 재정변수와 취업은 뚜렷한 계절효과를 나타내기 때문에 계절효과를 제거함으로써 정확한 추정결과를 유도할 수 있다. 그러나 계절효과를 제거할 경우 재정정책의 식별이 부정확해질 수 있으며, 이로 인해 추정결과가 유의하지 않을 가능성이 있다는 주장도 존재한다. 이상의 상반된 주장에도 불구하고 대부분의 선행연구에서는 계절조정된 변수를 사용해 재정승수를 추정하였다. 본 연구에서도 미국 상무부 센서스국(Census Bureau)의 X-12 ARIMA(auto-regressive moving average) 방법론을 이용해 계절조정된 변수를 사용한다.

마지막으로 경제발전과 더불어 재정지출의 규모는 일반적으로 증가하기(소위 ‘바그너 법칙,’ Wagner’s Law) 때문에 재정수입과 재정지출은 증가하기 마련이다. 따라서 경제발전(혹은 경제성장)과 이와 관련된 변수들이 재정변수에 미치는 영향을 통제할 필요가 있다. 본 연구에서는 차분(differencing)을 이용해 이러한 시간추세를 제거(detrending)한 후 실증분석을 실시한다.

#### IV. 자 료

본 연구에서 사용하는 세 종류의 조세항목은 소득세, 법인세 및 사회보장기여금이다. 먼저 이들 조세와 재정지출 자료는 『한국통합재정수지』<sup>4)</sup>를 활용하는

4) 기획재정부(2011)에서 발행하는 통합재정수지는 국고를 기준으로 작성하는 조사통계월보(한국은행에서 발간)와는 달리 현금주의에 입각해 작성한다. 즉, 통합재정수지에서 세입은 국고 수납 단계에서, 그리고 세출은 현금지급 단계에서 작성한다. 한편, 조세통계월보는 한국은행 국고 대차대조표 기준으로 작성되어 월별 자료까지 집계되었으며, 2000년 11월 까지 조사된 후 통합재정수지로 대체되었다. 한편, 통합재정수지의 작성 목적은 재정수지

데, 이는 기획재정부에서 매년 발간한다. 통합재정수지는 1979년부터 IMF의 ‘정부재정통계편람’(A Manual on Government Finance Statistics) 작성기준에 따라 연도별 통합재정수지를 산출했으며, 분기자료는 1994년 이후 제공하고 있다. 또한 재정수입과 재정지출의 분류기준은 1999년을 기준으로 그 이전과 이후는 다소 차이가 있다.

자료들에 대한 구체적 설명은 다음과 같다. 먼저 소득세, 법인세 및 사회보장기여금 자료는 통합재정수지에서 제공하는 1994~2010년 기간의 분기자료(17년×4분기=68개의 관측치)이다. 그러나 통합재정수지는 2000년 이후 소득세와 법인세를 통합해 제공하기 때문에 2000년 이후 분기자료를 이용할 수 없다는 문제점이 있다. 다시 말해, 통합재정수지에서 제공하는 분기자료의 경우 1994년 1/4분기부터 1999년 4/4분기까지는 직접세 중 소득세와 법인세를 구분해 공시했으나, 2000년 1/4분기부터는 소득세 및 법인세로 통합해 제공하고 있다.

따라서 소득세와 법인세를 구분해 사용할 경우 가용자료가 1994년 1/4분기~1999년 4/4분기에 한정되어 시계열 기간이 상당히 짧을 뿐만 아니라 최근의 동향을 파악할 수 없다는 문제점이 생겨난다. 이상의 문제점을 완화하기 위해서는 2000년 1/4분기~2010년 4/4분기의 소득세 및 법인세로 통합해 제공된 자료를 소득세와 법인세로 구분해야 하며, 이는 국세통계를 이용해 어느 정도 가능해진다. 국세통계는 1981년 이후 소득세와 법인세를 구분해 연간 자료를 제공하고 있다. 즉, 국세통계를 이용해 연간 소득세와 법인세를 합한 재정수입(소득세+법인세) 대비 소득세와 법인세 각각의 재정수입 비중을 구분할 수 있으며, 이를 정리해 나타내면 <표 4>와 같다. <표 4>에서와 같이 2000~2009년 기간 소득세 및 법인세(즉, 소득세+법인세) 대비 소득세와 법인세의 평균 비중은 각각 49%와 51%이며, 10년 동안 크게 변동하지 않았다.

국세통계를 이용해 연간 소득세와 법인세를 구분한다고 할지라도 분기별로 다른 행태를 보이는 소득세와 법인세의 특성을 포착하는 데에는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 <표 5>와 같이 1994~1999년의 분기별 특성, 즉 연간 소득세와 법인세에서 각 분기별 비중을 산출해 이를 2000~2010년 기간에 적용함으로써 분기별 소득세와 법인세 각각 도출한다.

한편, 사회보장기여금은 사회보험제도를 운영함에 있어 일정한 사회구성원으

를 정확히 계산할 뿐만 아니라 포괄범위 내의 각종 회계 및 기금 간의 내부거래를 제외시켜 타 경제부문과의 외부거래만을 일정 기준에 따라 통합하는 데 있다. 따라서 재정정책이 실물경제에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 통합재정수지를 이용하는 것이 적절하며, <표 2>에 제시된 대부분 국내의 선행 연구도 통합재정수지 자료를 사용하였다.

〈표 4〉 국세통계에 기초한 연간 소득세 및 법인세 비중

(단위: %)

구분	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	평균
소득세 비중	0.49	0.52	0.50	0.45	0.49	0.45	0.51	0.52	0.48	0.49	0.49
법인세 비중	0.51	0.48	0.50	0.55	0.51	0.55	0.49	0.48	0.52	0.51	0.51

자료: 국세통계(통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr/> 제공)를 이용해 계산함.

〈표 5〉 1994~1998년의 분기별 평균 비중

(단위: %)

구분	1분기	2분기	3분기	4분기
소득세	0.20	0.29	0.25	0.26
법인세	0.31	0.16	0.33	0.21

주: 1999년의 경우 2분기 법인세가 음(-)의 값으로 나타났는데, 이는 특수한 경우이기 때문에 1999년을 배제한 1994~1998년의 분기자료에 기초해 분기별 비중을 산출했음.

로부터 사회보험료를 각출할 필요가 있을 때 각출되는 사회보험료를 지칭한다. 사회보장기여금은 사회보장분담금 또는 사회보장세라고 불리기도 한다. 우리나라는 국민연금제·의료보험제·산업재해보상보험제 등 각종 사회보험제도를 운영함에 있어서 기본적으로 국가·사업주·근로자 등 사회구성원으로부터 일정 수준의 사회보장기여금, 즉 사회보험료를 징수하고 있다.<sup>5)</sup>

이상의 논의를 바탕으로 1994~2010년의 분기별 1인당 실질 소득세, 법인세 및 사회보장기여금의 기초통계량은 〈표 6〉에 나타나 있으며, 시계열 추이는 〈그림 1〉과 같다. 〈표 6〉과 〈그림 1〉에서 한 가지 흥미로운 사실은 1인당 실질 소득세, 법인세 및 사회보장기여금이 비슷한 수준일 뿐만 아니라 시계열적으로 그 변동이 유사하게 나타났다는 점이다. 또한 법인세와 사회보장기여금의 변동 폭이 소득세의 경우에 비해 크게 나타났다.

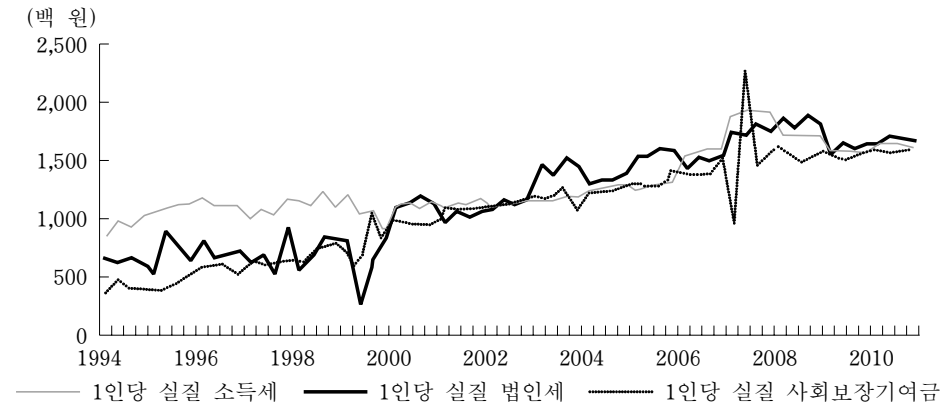
재정지출은 경상지출, 자본지출 및 순융자로 구성된다. 일반적으로 정부의 재정지출은 경상지출과 자본지출을 의미하기 때문에 본 연구에서는 순융자를 제외한 재정지출을 사용한다. 또한 전체 재정지출에서 순융자가 차지하는 비율은 1995~2009년 동안 평균 7.6%로 작은 수준이기 때문에 분석결과에는 큰 영향을 미치지 않을 것으로 예상된다. 재정지출의 기초통계량과 시계열 추이는 각

5) 이상의 사회보장기여금에 대한 정의는 학양서방(2009)에서 발행한 『의회용어사전』에 기초하고 있다. 강인수 외 4인(2008)은 사회보장기여금을 “연금(국민연금, 공무원연금, 사립학교교원연금, 군인연금 및 보훈기금), 건강보험, 산재보상보험기금 및 고용보험기금을 합한 개념”으로 정의하고 있다.

〈표 6〉 변수들의 기초통계량(1994~2010년의 분기자료)

구 분	1인당 실질 소득세	1인당 실질 법인세	1인당 실질 사회보장기여금	1인당 실질 재정지출	취업자 수
평 균	1,278.52	1,171.69	1,054.88	8,094.65	21,913
중 위 수	1,155.38	1,150.99	1,116.62	8,330.21	22,097
최 대 값	1,931.37	1,885.16	2,248.18	13,576.51	23,934
최 소 값	835.25	235.93	356.83	4,409.01	19,686
표준편차	280.51	438.92	423.41	2,381.71	13,373
관측치 수	68	68	68	68	68

주: 1) 조세와 재정지출의 단위는 백 원이며, 취업자 수의 단위는 천 명임.  
 2) 모든 변수는 미국 Census Bureau X-12 ARIMA로 계절조정하였음.

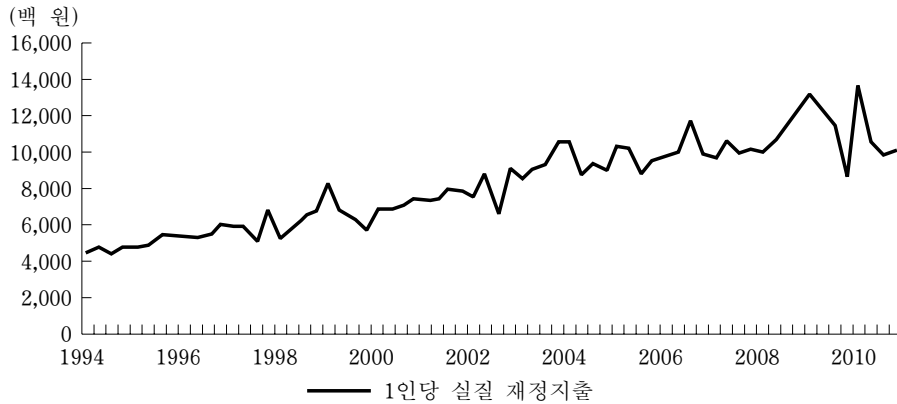


〈그림 1〉 1인당 실질 재정수입: 계절조정계열, 분기

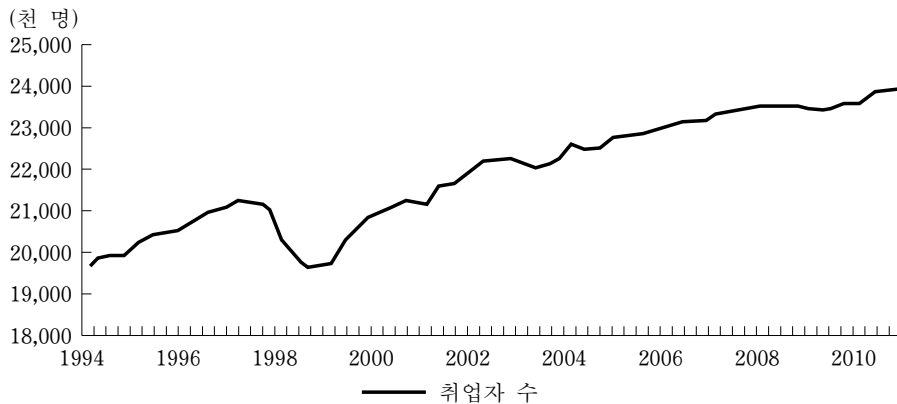
각 〈표 6〉과 〈그림 2〉와 같다. 〈그림 2〉에서 우리나라의 1인당 실질 재정지출은 재정수입의 경우와 마찬가지로 시계열적으로 꾸준히 증가하고 있다. 또한 2009년 이후 분기별 재정지출의 변동 폭이 상당히 증가한 것으로 나타났다.

취업자 수의 시계열 변동은 통계청에서 매월 조사 및 발표하는 경제활동인구 조사의 취업자 수를 활용한다. 이때 우리는 통계의 작성기준을 고려할 필요가 있다. 경제활동인구 조사의 경우 1999년 6월 이전에는 구직활동이 1주를 기준으로 취업자, 고용자 및 실업자 등을 구분했으나, 1999년 6월부터는 구직활동이 4주를 기준으로 한 통계를 공식 통계로 공표하고 있다. 따라서 본 연구에서는 연도별 분석의 일관성을 유지하기 위해 1주 기준의 취업자 수를 이용한다. 우리나라의 1994~2010년 기간 분기별 취업자 수의 기초통계량은 〈표 6〉을, 그리

82 우리나라 조세정책 변화와 고용창출효과 분석



〈그림 2〉 1인당 실질 재정지출: 계절조정계열, 분기



〈그림 3〉 취업자 수: 계절조정계열, 분기

고 시계열 변동은 〈그림 3〉을 통해 알 수 있다. 〈그림 3〉에서 1997~1998년 금융위기 기간을 제외한 나머지 기간 동안 취업자의 수가 꾸준히 증가했음을 보여준다.

## V. 실증분석 결과

많은 거시경제 자료는 불안정적(non-stationary)인 특징을 갖기 때문에 실증분석에서 사용하는 자료가 I(1), 즉 1차 적분계열(integrated of order one)인지 판단하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정은 전통적인 ADF

〈표 7〉 단위근 검정결과

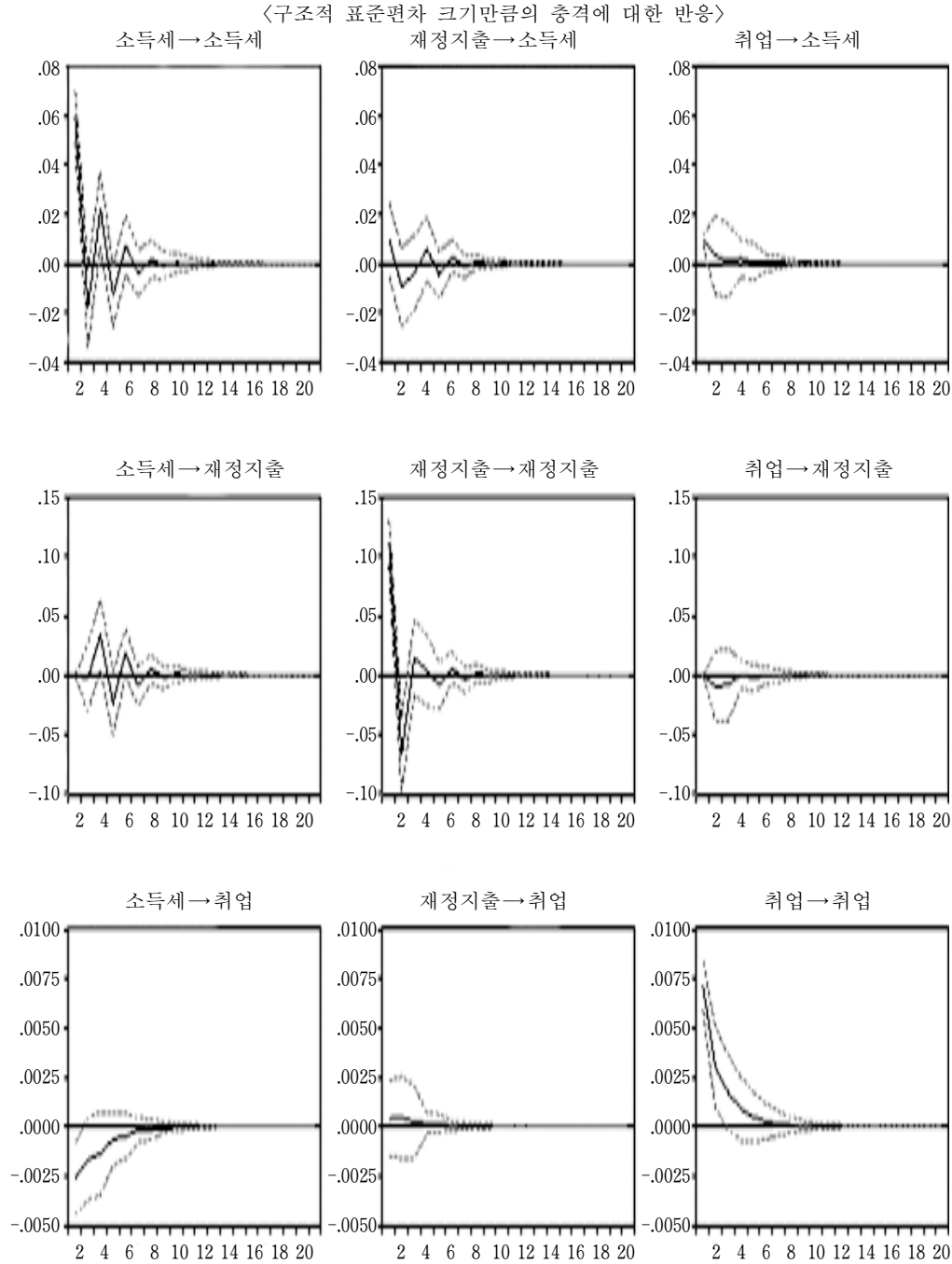
변수	유형	ADF 검정			PP 검정			
		C	T+C	N	C	T+C	N	
조세	소득세	수준	-0.93 (0.77)	-2.30 (0.43)	1.08 (0.93)	-1.48 (0.54)	-2.26 (0.45)	0.91 (0.90)
		1차 차분	-11.05*** (0.00)	-10.97*** (0.00)	-10.92*** (0.00)	-10.75*** (0.00)	-10.67*** (0.00)	-10.62*** (0.00)
	법인세	수준	-1.11 (0.71)	-4.38*** (0.00)	0.71 (0.87)	-1.09 (0.72)	-4.37*** (0.00)	1.21 (0.94)
		1차 차분	-11.47*** (0.00)	-11.38*** (0.00)	-11.38*** (0.00)	-15.39*** (0.00)	-15.26*** (0.00)	-12.96*** (0.00)
	사회보장 기여금	수준	-1.15 (0.69)	-10.19*** (0.00)	2.01 (0.99)	-1.75 (0.40)	-9.96*** (0.00)	1.13 (0.93)
		1차 차분	-8.39*** (0.00)	-8.41*** (0.00)	-11.78*** (0.00)	-18.89*** (0.00)	-18.75*** (0.00)	-24.42*** (0.00)
재정지출	수준	-1.58 (0.49)	-6.87*** (0.00)	0.49 (0.82)	-1.87 (0.34)	-6.87*** (0.00)	0.77 (0.88)	
	1차 차분	-13.78*** (0.00)	-13.71*** (0.00)	-13.75*** (0.00)	-24.74*** (0.00)	-25.97*** (0.00)	-17.12*** (0.00)	
취업자 수	수준	-0.94 (0.77)	-2.85*** (0.19)	1.52 (0.97)	-0.94 (0.77)	-2.42*** (0.36)	2.02 (0.99)	
	1차 차분	-4.88*** (0.00)	-4.84*** (0.00)	-4.56*** (0.00)	-4.96*** (0.00)	-4.92*** (0.00)	-4.63*** (0.00)	

주: 1) ( ) 안의 수는  $p$ -값을 나타냄.  
 2) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함.  
 3) C는 상수항만을 고려한 경우, T+C는 추세와 상수항을 고려한 경우, 그리고 N은 고려한 사항이 없는 경우를 나타냄.

(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips Perron) 검정을 실시했으며, 최적 차수는 Schwartz 정보기준(Schwartz information criteria)에 의거해 ‘상수항’, ‘상수항+추세’, ‘없음’과 같이 모든 경우를 고려하였다. 〈표 7〉에서와 같이 절편이나 추세항의 포함에 관계없이 대부분 변수들은 수준변수에서 단위근을 갖고 있으나 1차 차분을 통해 안정화되기 때문에 I(1) 변수로 판정이 가능하다.

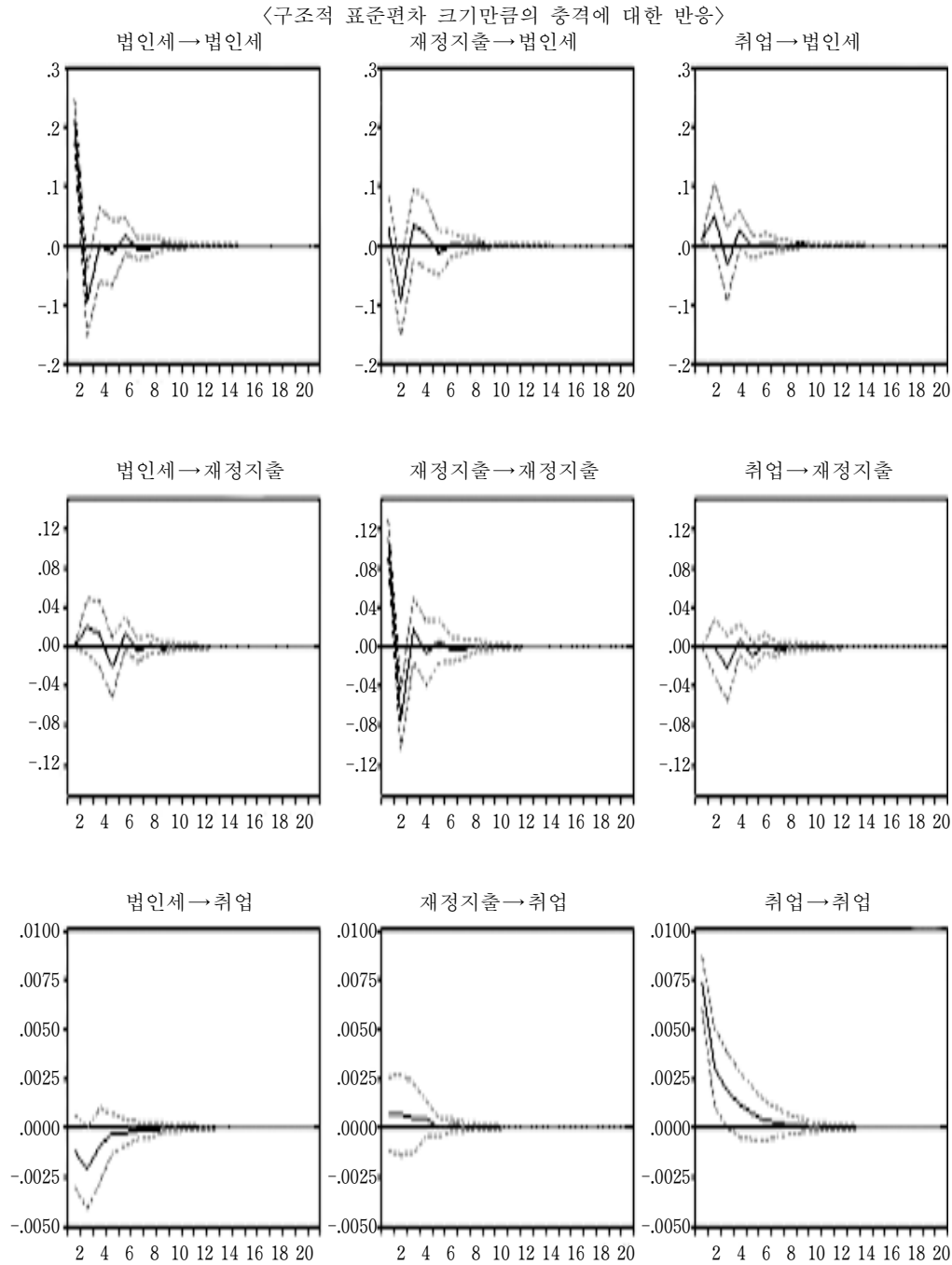
모형의 식별과정을 통해 도출한 구조적 충격이 각 변수에 미친 동태적 효과를 살펴보기 위해 구조적 충격반응함수를 사용할 수 있다. 조세항목으로 소득세, 법인세 및 사회보장기여금을 사용해 추정된 충격반응함수는 〈그림 4〉~〈그

84 우리나라 조세정책 변화와 고용창출효과 분석

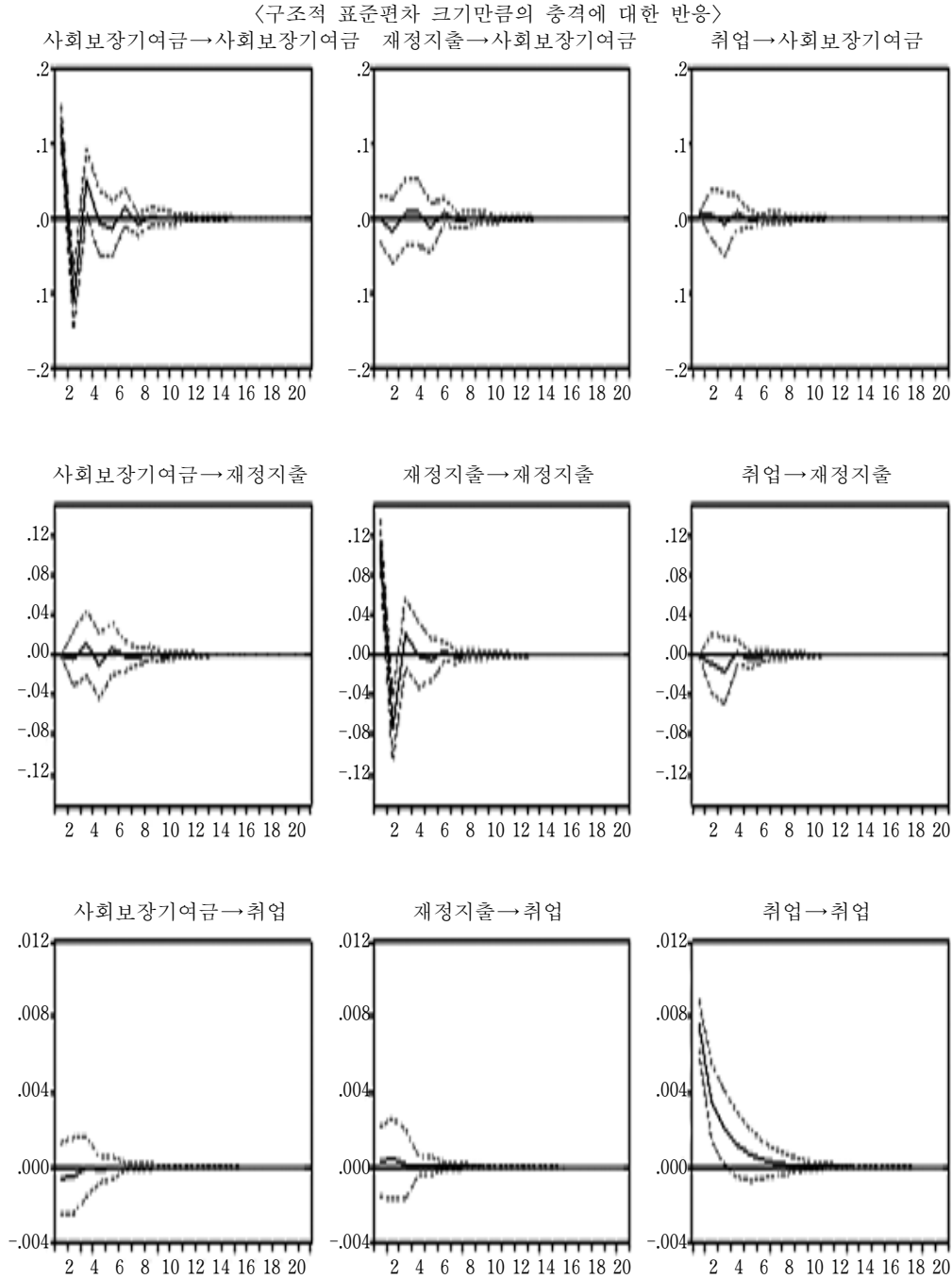


〈그림 4〉 충격반응함수 추정결과: 소득세





〈그림 5〉 충격반응함수 추정결과: 법인세



〈그림 6〉 충격반응함수 추정결과: 사회보장기여금

림 6)과 같다. 즉, <그림 4>~<그림 6>은 구조적 1단위 표준편차 크기만큼의 충격에 대한 반응을 나타낸다. 이때 실선은 구조적 충격에 대한 각 변수의 반응을 나타내며, 점선은 정규분포를 이용한 95% 신뢰구간을 의미한다.

<그림 4>~<그림 6>를 살펴보면, 조세의 유형에 관계없이 구조적 조세충격이 취업에 음(-)의 효과를, 그리고 재정지출 충격이 취업에 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 조세항목별 충격에 대한 취업의 반응은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 조세항목으로 소득세를 사용할 경우, 즉 <그림 4>에서 소득세 충격에 대한 취업의 반응은 음(-)의 값으로 7분기까지 지속적으로 나타났다. 이때 재정지출 충격에 대한 취업의 반응은 양(+)의 값으로 매우 작게 나타났으며, 3분기 이후 그 효과는 사라졌다.

둘째, <그림 5>는 조세항목으로 법인세를 사용한 경우이며, 법인세 충격에 대한 취업의 반응은 소득세 충격의 경우와 유사하게 음의 값으로 7분기까지 지속되었다. 그러나 법인세 충격이 취업에 미친 동시효과는 소득세 충격의 경우보다 다소 낮은 수준이다. 또한 <그림 5>에서 재정지출 충격에 대한 취업의 반응은 소득세를 사용한 <그림 4>의 경우에 비해 다소 큰 양의 값으로 4분기까지 지속된 것으로 관측된다.

마지막으로, 조세항목으로 사회보장기여금을 사용한 <그림 6>를 살펴보면, 사회보장기여금 충격 및 재정지출 충격에 대한 취업의 반응은 각각 매우 작은 음과 양의 값으로 2분기까지 그 효과가 지속되었다. 즉, 사회보장기여금 충격이 취업에 미친 동시 및 누적효과는 미미한 수준이다.

이상과 같은 충격반응함수에서 도출된 추정치를 이용해 취업에 대한 누적재정 승수를 계산할 수 있다. 통상적으로 재정 승수는 재정활동이 경제에 미치는 효과를 측정하는 것으로 재정변수의 한계적 변화에 대하여 경제수준이 얼마만큼 변하는지를 나타낸다. 이때 취업에 대한 재정 승수는 재정변수의 구조적 충격으로 인한 취업의 증감분으로 정의한다. 즉, 취업에 대한 재정수입 승수는  $\Delta N/\Delta T$ , 재정지출 승수는  $\Delta N/\Delta G$ 로 정의할 수 있다. 여기서  $N$ 은 취업자 수,  $T$ 는 재정수입(조세), 구체적으로 ① 소득세, ② 법인세 및 ③ 사회보장기여금의 수입, 그리고  $G$ 는 재정지출을 의미한다.

식 (1)에서 각 변수는 로그 차분한 값이기 때문에 충격반응함수를 통해 추정된 수치는 재정충격에 대한 취업탄력성으로 해석할 수 있다. 따라서 취업에 대한 재정 승수는 추정된 취업탄력성에 재정지출과 각각의 재정수입(즉, 소득세, 법인세 및 사회보장기여금 수입) 대비 취업자 수를 곱함으로써 재정 승수를 계

〈표 8〉 취업에 대한 재정변수의 승수

구분	범위	모형(A): 소득세		모형(B): 법인세		모형(C): 사회보장기여금	
		재정수입	재정지출	재정수입	재정지출	재정수입	재정지출
단기 (동시효과)	평균	-0.7700	0.0097	-0.1050	0.0166	-0.1007	0.0061
	최대값	-0.5567	0.0063	-0.0713	0.0108	-0.0516	0.0040
	최소값	-1.0588	0.0160	-0.4684	0.0274	-0.2674	0.0101
중기 (1년 누적)	평균	-1.8375	0.0304	-0.4006	0.0567	-0.2082	0.0215
	최대값	-1.3285	0.0198	-0.2719	0.0369	-0.1067	0.0140
	최소값	-2.5268	0.0501	-1.7872	0.0935	-0.5530	0.0355
장기 (3년 누적)	평균	-2.0975	0.0356	-0.4532	0.0610	-0.2249	0.0242
	최대값	-1.5165	0.0232	-0.3077	0.0398	-0.1152	0.0158
	최소값	-2.8844	0.0588	-2.0222	0.1007	-0.5972	0.0399

산할 수 있다. 취업자 수와 재정변수는 매분기 변동하기 때문에 이들 변수의 분석기간 중 최대값과 최소값을 이용해 재정 승수 구간(interval)을 구할 수 있다. 또한 본 절에서는 다양한 형태의 재정 승수를 파악하기 위해 동시효과는 물론 4분기(1년)와 12분기(3년)의 누적재정 승수를 계산해 장단기 효과를 분석한다.

누적탄력성을 이용해 취업에 대한 재정변수의 승수를 도출한 결과는 〈표 8〉과 같다. 모형 (A), (B) 및 (C)는 각각 재정수입으로 소득세, 법인세 및 사회보장기여금을 사용했으며, 동시효과의 평균 기준으로 취업에 대한 소득세, 법인세 및 사회보장기여금 승수는 각각 -0.7700, -0.1050 및 -0.1007로 나타났다. 따라서 어떤 분기에 1인당 100원(1년으로 환산하면 400원)의 소득세, 법인세 및 사회보장기여금을 감면하면, 약 770명, 105명 및 101명의 취업자가 증가할 수 있음을 보여준다.<sup>6)</sup> 한편, 취업에 대한 재정지출 승수는 0.0097(소득세 사용), 0.0166(법인세 사용) 및 0.0061(사회보장기여금 사용)로 관측되었는데, 이는 조세 승수에 비해 상당히 낮은 수준이다.

따라서 취업에 대한 조세 승수는 소득세 승수, 법인세 승수, 사회보장기여금 승수의 순서로 나타났다.<sup>7)</sup> 이상의 결과는 시간 경과에 따라서도 크게 다르지

6) 본 연구에서 사용하는 조세와 재정지출의 단위는 백 원이며, 취업자 수의 단위는 천 명이다.

7) 동시효과의 평균 기준으로 취업에 대한 법인세 승수와 사회보장기여금 승수는 유사한 수준이다.

않았다. 즉, 고용에 대한 소득세 승수를 중기(1년 누적)와 장기(3년 누적) 관점에서 살펴보면, 각각  $-2.5268 \sim -1.3285$ 와  $-2.8844 \sim -1.5165$ 로 나타났는데, 이는 분기에 1인당 100원의 소득세를 감면하면, 1년 및 3년간 누적된 취업자 수의 증가는 약 2,569~1,329명 및 2,884~1,517명이 생겨날 수 있음을 제시한다.

중기와 장기의 관점에서 법인세는  $-1.7872 \sim -0.2719$ 와  $-2.0222 \sim -0.3077$ 로 계산되었다. 바꾸어 말하면, 분기에 1인당 100원(1년으로 환산하면 400원)의 법인세를 감면하면, 취업자 수는 중기(1년 누적) 동안 약 1,787~272명과 장기(3년 누적) 동안 약 2,022~308명 증가한다. 법인세 감면에 따른 취업증대효과는 소득세의 경우에 비해 다소 낮은 수준이지만, 그 범위(최대값과 최소값의 차이)는 소득세의 경우에 비해 상당히 크게 나타났다. 이와 같은 결과는 소득세와 법인세의 특성에 기인한다고 할 수 있다. 소득세의 경우 거주자 및 비거주자 모두에게 부과되기 때문에 그 대상이 국가 전체인 반면, 법인세는 부과되는 법인이 제한적이며 다양한 세제혜택이 부여되기 때문에 소득세의 효과가 상대적으로 크게 나타난다고 할 수 있다. 또한 안정적인 수준에서 유지되는 소득세와 달리 법인세는 정부정책의 변화에 따라 크게 변화하기 때문에 그 효과의 변동 폭이 크다고 할 수 있다.

취업에 대한 사회보장기여금 승수는 중기(1년 누적)에 약  $-0.5530 \sim -0.1067$ 과 장기(3년 누적)에 약  $-0.5972 \sim -0.1152$ 로 나타났다. 다시 말해, 분기에 1인당 100원(1년으로 환산하면 400원)의 사회보장기여금을 감면하면, 취업자 수는 중기(1년 누적) 동안 약 553~107명과 장기(3년 누적) 동안 약 597~115명 증가한다. 즉, 취업에 대한 사회보장기여금 승수는 소득세와 법인세의 경우에 비해 상당히 낮은 수준이다.

결론적으로 취업에 대한 소득세 승수가 다른 조세의 경우에 비해 큰 값으로 추정되었다. 그러나 최대값과 최소값의 차이로 측정한 범위의 변동 폭은 법인세 승수가 크게 나타났으며, 사회보장기여금 승수는 소득세와 법인세의 경우에 비해 상당히 낮은 수준으로 관측되었다.

한편, <표 8>에서 재정지출승수는 양의 값으로 관측되었으며, 이는 재정지출이 증가할 때 취업이 증가했음을 의미한다. 그러나 취업에 대한 재정지출 승수는 조세 승수에 비해 상당히 작은 값으로 관측되었다. 예를 들어, 단기의 동시 효과에서 조세항목으로 소득세, 법인세 및 사회보장기여금을 사용할 때 각각  $0.0063 \sim 0.0160$ ,  $0.0108 \sim 0.0274$  및  $0.0040 \sim 0.0101$ 로 추정되었다. 즉, 단기적으로 법인세를 고려한 경우 취업에 대한 재정지출 승수는 소득세와 사회보장기여

금을 고려한 경우에 비해 다소 큰 값으로 나타났다. 중기 및 장기적 관점에서 도 조세항목으로 법인세를 사용할 때 재정지출 승수가 가장 큰 값으로 추정되었다.

그러나 중기(1년 누적)와 장기(3년 누적)의 재정지출 승수 간에는 큰 차이가 생겨나지 않았다. 즉, 취업에 대한 조세 승수는 시간이 경과함에 따라 누적 승수가 점점 증가하고 있는 것을 확인할 수 있는 반면, 취업에 대한 재정지출 승수는 시간의 경과에 따라 크게 변동하지 않았다. 이와 같은 결과는 조세의 변동에 따른 취업효과가 장기간 나타난 것과는 달리 재정지출의 변동에 따른 취업효과는 단기에 집중될 수 있음을 시사한다. 다시 말해, 이상의 결과는 재정지출의 확대가 민간의 경제활동을 구축하는 효과를 통해 그 효과가 작게 나타날 수 있다는 일반적 견해를 반영한다.<sup>8)</sup>

## VI. 요약 및 결론

최근 들어 인구의 고령화 현상, 불평등의 심화 등의 이유로 재정지출과 재정수입(조세)의 효율성 및 경제적 효과에 관한 논의가 증대되고 있다. 이에 따라 선행 연구에서는 재정지출과 재정수입이 국민 소득수준에 미치는 영향의 상대적 유효성을 분석하였다. 그러나 선행 연구는 두 가지 사항이 보충되어야 한다. 첫째, 재정이 고용이나 취업에 직·간접적인 영향을 미칠 수 있기 때문에 고용과 취업에 대한 재정변수의 유효성을 분석해야 한다. 특히, 우리나라 경제가 '고용 없는 성장'의 시대에 접어들었음을 감안할 때 재정이 고용 혹은 취업에 미치는 영향에 대한 분석은 의의를 지닐 수 있다. 둘째, 선행 연구는 재정수입의 전체 자료를 사용했기 때문에 어떤 조세항목이 거시경제변수에 큰 영향을 미치는지 분석할 수 없다는 한계를 지닌다.

따라서 본 연구는 우리나라 1994~2010년의 분기별 자료를 이용해 조세항목별(즉, 소득세, 법인세 및 사회보장기여금) 변동이 취업자 수의 변동에 미친 영향을 파악하려 노력하였다. 이를 위해 본 연구의 실증분석은 우리나라 거시경제가 재정수입, 재정지출 및 취업자 수의 3변수로 대표된다고 가정한 3변수 SVAR 모형을 사용하였다. SVAR 모형을 사용하기 위한 충격식별 방법은 제도

8) 이상의 연구결과는 재정변수의 충격이 소득수준의 변동에 미친 영향을 추정한 김우철(2006), 김필현(2010) 등의 연구결과와 유사하다.

적 정보 및 분기의존성을 고려하는 Blanchard and Perotti(2002)의 추정방정식에 기초하였다. 즉, 본 연구는 재정정책을 실행함에 있어 금융정책과는 다른 두 가지 사항, 즉 시차의 문제(결정시차와 실행시차)와 자동안정화 장치의 역할이 외생적 충격을 식별할 때 충분히 고려할 수 있는 방법을 선택하였다.

특히, 본 연구는 취업에 대한 조세항목별 영향을 파악하기 위해 소득세, 법인세 및 사회보장기여금과 같은 세 가지 다른 조세항목을 사용하였다. 소득세와 법인세는 통합재정수지 및 국세자료를 바탕으로 분기별 자료를 구축하였으며, 분기별 사회보장기여금은 통합재정수지에서 제공한 자료이다. 또한 본 연구에서 사용하는 재정지출 자료는 통합재정수지에서 제공한 것으로 경상지출과 자본지출의 합이며, 취업자 수는 구직활동 1주 기준으로 작성된 통계청 자료이다.

실증분석에서는 1인당으로 측정된 실질변수를 계절조정된 로그 값을 사용하였다. 또한 경제발전(혹은 경제성장)이 재정변수에 미치는 영향을 통제하기 위해 차분을 이용해 시간추세를 제거(detrending)한 이후 실증분석을 실시하였다. 실증분석은 단위근 검정결과를 바탕으로 구조적 충격반응함수와 취업에 대한 재정변수의 승수를 도출하였다. 먼저 모형의 식별과정을 통해 도출한 구조적 충격반응함수의 추정결과, 조세의 유형에 관계없이 구조적 조세 충격과 재정지출 충격은 취업에 대해 각각 음(-)과 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 소득세 충격과 법인세 충격에 대한 취업의 반응은 음의 값으로 7분기까지 지속되었다. 그러나 법인세 충격이 취업에 미친 동시효과는 소득세의 경우보다 낮은 수준으로 관측되었다. 한편, 사회보장기여금 충격에 대한 취업의 반응은 매우 작은 음의 값으로 2분기까지만 그 효과가 지속되었다.

또한 본 연구는 충격반응함수에서 도출된 추정치를 이용해 취업에 대한 재정 승수를 산출했다. 이때 다양한 형태의 재정 승수를 파악하기 위해 동시효과는 물론 4분기(1년)와 12분기(3년)의 누적재정 승수를 계산해 장단기 효과를 분석하였다. 재정 승수의 추정결과 장단기의 구분 없이 취업에 대한 조세항목별 승수는 음(-)의 값으로 나타났으며, 그 크기는 소득세 승수, 법인세 승수, 사회보장기여금 승수의 순서로 나타났다. 또한 취업에 대한 재정지출 승수는 조세 승수에 비해 상당히 작은 값으로 관측되었으며, 재정지출 승수는 법인세를 고려할 때 가장 크게 나타났다. 한편, 취업에 대한 조세 승수는 시간이 경과함에 따라 누적 승수가 점점 증가하지만, 취업에 대한 재정지출 승수는 시간의 경과에 따라 크게 변동하지 않았다. 즉, 조세의 변동에 따른 고용창출효과는 비교적 장기간 지속될 수 있지만, 재정지출의 변동에 따른 고용창출효과는 단기에 집중

되었다. 이러한 결과는 재정정책 수립 및 집행시 재정수입과 재정지출이 경제적으로 파급되는 기간구조를 고려해야 한다는 것을 의미한다. 특히, 재정수입을 위한 조세정책은 조세항목별로 그 영향이 차이를 보이기 때문에 재정정책 수립시 우선순위를 선정할 필요가 있다.

### 참 고 문 헌

- 강인수·김태준·박태호·유재원·유진수, 『한국경제의 이해』, 교보문고, 2008.
- 김성순, “SVAR모형을 이용한 정부지출과 조세 변화의 경제적 효과 분석,” 『재정논집』 제22집 제1호, 2007, 3~33.
- 김영덕, 『재정정책이 거시경제에 미치는 영향』, 한국경제연구원, 2007.
- 김영덕·조경엽, “우리나라 재정정책의 경기조절효과에 대한 실증분석,” 『한국경제연구』 제23권, 2008, 31~65.
- 김우철, “세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석,” 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2006.
- 기획재정부, 『한국통합재정수지』, 2011.
- 김필현, 『재정승수 국제비교와 시사점』, 정책연구 2010-05, 한국경제연구원, 2010.
- 박기백·박형수, 『우리나라 재정운영 형태에 대한 연구』, 한국조세연구원, 2002.
- 삼성경제연구소, 『한국 재정정책의 효과와 재정 건전성』, SERI 경제포커스(제275호), 2010.
- 통계청 국가통계포털(<http://kosis.kr/>).
- 학양서방, 『의회용어사전』, 2009.
- 허석균, “우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구,” 『한국개발연구』 제29권 제2호, 2007, 1~40.
- Becker, T., “An Investigation of Ricardian Equivalence in A Common Trends Model,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 39, 1997, 405~431.
- Bernanke, B. S., “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, 1986, 49~100.
- Blanchard, O.J. and M. W. Watson, “Are Business Cycles All Alike?” in R.J.



- Gordon, eds., *American Business Cycle*, University of Chicago Press, 1986, 123~179.
- 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*, Vol. 117, 2002, 1329~1368.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, and J.D.M. Fisher, "Assessing the Effects of Fiscal Shocks," NBER Working Paper No. 7459, 2000.
- 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*, Vol. 2, 1999, 166~206.
- Fatas, A. and I. Mihov, "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence," INSEAD, 2000, mimeo.
- Favero, C., "How do European Monetary and Fiscal Authorities Behave?," CEPR Working Paper No. 3426, 2002.
- Favero C. and F. Giavazzi, "Debt and the Effects of Fiscal Policy," NBER Working Paper No. 12822, 2007.
- Heppke-Falk, K.H., J. Tenhofen, and G.B. Wolff, "The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: A Disaggregated SAVR Analysis," Discussion Paper No. 41/2006, Deutsche Bundesbank, 2006.
- Hoppner, F., "Fiscal Policy and Automatic Stabilizers: A SVAR Perspective," Institute for International Economics, University of Bonn Lennestr, 2002.
- 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.
- 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*, Vol. 114, 1999, 1399~1436.

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

Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, 1~48.

\_\_\_\_\_, "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 10, 1986, 3~16.

Watson, M., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, 1986, 49~76.

[Abstract]

## Tax Policy Change and Employment Creation Effect in Korea

Jinyoung Hwang\* · Jong Ha Lee\*\*

Using quarterly data over the period 1994~2010, this paper examines the impact of tax policy changes on employment creation in Korea. It is used 3 different types of taxes, such as income tax, corporate tax, and social security contribution. We use a structural vector autoregression (SVAR) model incorporating the identifying restrictions of institutional information and quarterly dependence, suggested by Blanchard and Perotti (2002). The analysis proceeds in estimating the structural impulse-response functions and the multiplier effects of fiscal variables.

The estimation results indicate that the impacts of structural tax shocks and fiscal expenditure shocks on employments provide negative and positive, respectively, without the types of tax. Specifically, the reductions of income tax and corporate tax increase the employment creation persist 7 quarters, and the impact of the former is larger than that of the latter. The shock of social security contribution provides little evidence on the creation of employment, which persists in 2 quarters. On the other hand, taxes' multipliers show negative, and the size of multiplier is income tax, corporate tax and social security contribution in sequence. The multipliers of taxes are bigger than those of fiscal expenditures, and taxes multipliers increase over time. Therefore, we can infer that the shocks of taxes, without the types of tax, on the employment creation have a relatively prolonged impact compared with the case of fiscal expenditure shock.

**Keywords:** tax policy, employment, tax multiplier, fiscal expenditure multiplier, SVAR model

**JEL Classification:** C22, E24, E62

---

\* First Author, Associate Professor, Hannam University, Tel: +82-42-629-7581, E-mail: jyh17@hnu.kr

\*\* Corresponding Author, Research Fellow, IBK Economic Research Institute, Tel: +82-2-729-6024, E-mail: jhlee.eco@gmail.com

\_ |

| \_

| \_