

구조적 VAR 모형 및 서울자료를 이용한 재정정책의 효과 분석*

김 배 근**

논문초록 재정정책의 산출효과를 추정하기 위해 본 논문은 기존 국내연구와 마찬가지로 Blanchard and Perotti(2002)의 구조적 VAR 모형을 이용하되 이용통계 및 변수 처리 방법을 달리하고 재정지출을 소비지출, 투자지출, 이전지출 등으로 보다 세분하였다. 이와 함께 조세수입이 포함된 구조적 VAR 모형의 경우 감세효과를 제대로 식별할 수 없다는 우려를 감안하여 국내에서는 최초로 1970년 이후의 소득세율 및 법인세율 자료를 추적·입수하여 서울변경에 따른 산출효과를 직접적으로 추정하였다.

그 결과 재정지출 확대의 산출효과가 뚜렷하지 않거나 감세보다 효과가 작다는 기존 연구와는 달리 재정지출 확대의 산출효과가 상당히 큰 것으로 나타났다. 감세의 경우 VAR 모형에서는 그 효과가 작았으나 서울자료를 직접 이용한 분석에서는 그 효과가 더욱 커지는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 재정정책, 재정지출, 감세

경제학문헌목록 주제분류: E62, E63

투고 일자: 2011. 6. 16. 심사 및 수정 일자: 2011. 6. 28. 게재 확정 일자: 2011. 9. 19.

* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해준 익명의 심사위원, 한국은행 김현정 거시경제연구실장, 한국개발연구원 김영준 박사, 그리고 한국조세연구원 박형수 예산분석센터장에게 감사드립니다. 특히 소득세율 및 법인세율 역사자료를 제공해주신 박형수 예산분석센터장에게 깊이 감사드립니다.

** 중앙대학교 경제학부 조교수, e-mail: kimbg@cau.ac.kr

I. 머리말

재정정책의 효과를 측정하는 것은 경제학계의 오래된 관심사항이다. 경기침체에 대응하는 정책수단으로서 통화정책에 비해 재정정책이 더욱 효과적이라는 케인즈학파(Keynesian) 거시경제학이 확산된 이후 미국 등 주요국을 중심으로 재정정책의 효과에 대한 이론적·실증적 연구가 활발하게 진행되었다.

최근에는 글로벌 금융위기 발생으로 인한 극심한 경기침체에 대응하는 과정에서 재정정책의 효과에 대한 관심이 더욱 증대되었다. 무엇보다도 재정정책 수단중 지출확대 및 감세의 상대적 효과에 대한 논의가 크게 증가하였다. 그런데 우리나라의 경우 재정정책의 효과에 대한 연구가 몇몇 진행되었으나 아직까지는 설득력 있는 연구가 부족한 것으로 보인다.

우리나라에서의 연구는 Blanchard and Perotti(2002)가 제시한 구조적 VAR 모형에 의한 접근법이 다수를 이루고 있으나 다음과 같은 점에서 분석결과의 해석에 많은 제약이 따른다. 우선 재정지출은 경제적 기능에 따라 소비지출, 투자지출, 이 전지출 등으로 다양하게 분류될 수 있고 각 지출항목의 거시경제 파급효과도 다를 것으로 예상되나, 기존 연구에서는 전체 재정지출의 효과에 주안점을 두어 기능별 재정지출의 효과를 충분히 고려하지 못하였다.

기존 연구는 이용통계의 적합성 면에서도 한계를 지니고 있는 것으로 보인다. 이들은 정부소비지출 및 정부투자지출의 효과를 분석하는 경우에 통합재정수지자료의 경상지출 및 자본지출 통계를 이용하는 경향을 보인다. 그러나 통합재정수지자료의 경상지출에는 이자지급, 보조금, 경상이전 등이 포함되어 있고 자본지출에는 토지 및 무형자산 매입 등 경제 전체의 고정자본형성과 관련이 없는 항목이 포함되어 있다. 또한 통합재정수지자료의 경우 포괄범위에 지방정부가 제외되어 있는 것도 한계이다.

한편 기존 연구에서 동일한 통계를 이용하더라도 추세제거 등 데이터 처리방법에 따라 분석결과가 상이하게 나타나고 있다. 재정지출은 한 번 늘어나면 원래 수준으로 축소되기 어려운 속성을 지니고 있는 만큼 산출에도 영구적인 영향(permanent effect)을 미칠 가능성이 크다. 이에 따라 재정지출 변동은 산출의 추세적 변동을 야기할 가능성이 매우 높다고 할 수 있다. 그런데 기존 연구에서는 재정지출의 효과를 추정할 때 추세를 제거한 변수간의 관계를 파악하는 접근방법을 보이고 있는데

이는 재정지출의 효과를 과소추정할 소지가 있다.

마지막으로 우리나라의 경우 조세수입은 각종 세목의 징세기기 차이 및 변경, 징세기기의 일시적 연기, 세원 확대 등에 따라 매우 불규칙한 움직임을 보일 가능성이 있어 Blanchard-Perotti 방법으로는 서울변경과 같은 정책적 요인의 과급효과 분석이 어려울 수 있다.

이러한 기존문헌의 한계를 극복하기 위해 본 논문에서는 다음과 같은 점을 시도한다. 우선 소비지출, 투자지출, 이전지출 등 재정지출의 성격에 따른 효과차이를 명시적으로 분석하였다. 이를 위해 지방정부의 재정지출이 포함되어 있는 국민계정의 정부소비지출 및 정부고정자본형성 통계를 이용하여 정부의 소비 및 투자지출 효과를 측정하였다. 이전지출의 대응변수로는 통합재정수지자료의 비영리기구 및 가계에 대한 경상이전지출 통계를 이용하였다. 다음으로 Blanchard-Perotti 방법 적용시 변수의 수준으로 구성된 VAR(level VAR) 모형을 이용함으로써 추세제거에 따른 추정상의 오류를 방지하고자 하였다. 또한 1970년대 이후의 소득세율 및 법인세율 개정추이 자료를 입수하여 서울변동에 따른 산출효과를 보다 직접적으로 추정해보았다. 이러한 접근방법은 본 논문에서 처음 시도되는 것으로 Blanchard-Perotti 방법을 우리나라에 적용할 때 나타나는 문제점을 상당 정도 보완할 수 있는 것으로 보인다. 마지막으로 본 논문에서는 실질GDP 전체에 미치는 영향뿐만 아니라 민간소비, 설비투자, 건설투자 등에 미치는 영향을 세부적으로 분석할 뿐만 아니라, 통화정책 대응에 따라 재정정책의 효과가 어느 정도 달라지는지를 추가적으로 살펴보는 등 기존 문헌에 비해 보다 다양한 분석을 시도한다.

이하에서는 우선 제Ⅱ장에서 재정정책의 효과에 관한 기존의 연구결과를 간략히 살펴본 다음, 제Ⅲ장에서 우리나라의 통계자료를 이용하여 재정지출 확대 및 감세의 효과를 측정한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 요약과 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기존 연구결과

재정정책의 효과에 관한 논의는 오랜 기간 동안 이루어져 왔지만 이론적으로 보다 진일보한 차원의 논의가 이루어진 것은 1980년대 초반 이후라고 볼 수 있다. Hall(1980)과 Barro(1981)는 일시적(temporary) 정부소비지출 확대가 영구적(permanent) 정부소비지출 확대보다 산출효과가 크다는 주장을 하였다. 이들에 따

르면 정부소비지출 확대는 현재와 미래의 조세부담을 높이기 때문에 가계의 항상소득과 소비를 감소시킨다. 그런데 정부소비지출이 영구적으로 늘어나는 경우 이러한 陰의 富效果(negative wealth effect)가 더욱 크게 나타나고 소비가 더 큰 폭으로 감소하기 때문에 정부소비지출에 따른 산출증가에도 불구하고 최종적인 산출효과는 작아진다는 것이다. 그러나 Aiyagari, Christiano and Eichenbaum(1992)과 Baxter and King(1993)은 신고전학과 모형을 통한 엄밀한 분석결과 영구적 정부소비지출 확대의 산출효과가 일시적인 경우보다 더 커짐을 보였다. 이들에 따르면 정부소비지출이 영구적으로 늘어날 경우 陰의 富效果로 노동공급이 늘어날 뿐만 아니라 생산증가에 따른 투자수요가 가세하여 일시적으로 정부소비지출이 확대되는 경우에 비해 산출효과가 더 커질 수 있다. 아울러 이들은 영구적 정부소비지출 확대의 승수효과는 장단기 모두에 있어 1보다 클 수 있다고 보았다.

Rotemberg and Woodford(1992)는 케인즈학파의 관점에서 총수요 변동이 노동수요에 미치는 영향을 분석하는 과정에서 정부소비지출의 효과에 관심을 보였다. 이들에 따르면 생산물시장에 불완전경쟁이 있는 상황에서 총수요가 증가하면 개별기업의 가격인하 유인이 커지게 되어 적정마크업률(desired markup ratio)이 하락하게 된다. 이처럼 적정마크업률이 경기역행적(countercyclical)인 모습을 보일 경우 총수요 증가시 노동수요가 늘어나면서¹⁾ 고용이 증가함과 동시에 실질임금이 상승할 수 있다. 이러한 주장에 대한 근거로 제시된 것이 정부소비지출 변동의 파급효과에 대한 실증분석 결과이다. 이들은 외생적 총수요 변동의 예로서 군비지출(military spending) 변동을 선정하고 실증분석을 통해 군비지출이 확대될 경우 고용이 늘어나고 실질임금이 상승하게 됨을 보였다. 한편 신고전학과 모형에서는 정부소비지출이 확대될 경우 노동공급이 늘어나면서 고용이 증가하고 실질임금이 하락하는 것으로 나타난다. 이와 같이 각 학파마다 정부소비지출 확대가 거시경제변수에 미치는 영향에 대해 다른 의견을 제시하는 만큼 어느 학파의 이론이 현실경제를 더 잘 설명할 수 있는지를 가리는 차원에서 정부소비지출 확대, 그리고 더 나아가 감세의 효과에 대한 실증분석이 이후 활발하게 진행되었다.

1) 완전경쟁모형에서 기업의 노동수요는 노동의 한계생산(MP_L)과 실질임금(w)이 같아지는 수준에서 결정된다. 그러나 불완전경쟁이 있는 경우 기업의 노동수요는 $MP_L/\mu = w$ (μ : 적정마크업률)인 관계에 의해 결정된다. 따라서 총수요가 증가하는 상황에서 기업의 적정마크업률이 하락할 경우 노동수요는 증가하게 된다.

그동안 이에 대한 실증분석을 위해 크게 두 가지 접근방법이 제시되었는데 최근에는 두 가지 방법을 절충한 방법이 시도되고 있기도 하다. 정부소비지출 확대의 효과에 대한 실증분석은 소비와 실질임금에 미치는 영향을 중심으로 진행되었다. 케인즈학과 및 신고전학과 모형 모두에서 정부소비지출 확대시 산출 및 고용이 증가하는 것으로 나타난다. 반면 정부소비지출 확대시 현재소득의 영향을 강조하는 케인즈학파의 모형에서는 소비가 증가하는 것으로, 항상소득의 영향을 중시하는 신고전학과 모형에서는 陰의 富效果(negative wealth effect)로 소비가 감소하는 것으로 나타난다. 또한 정부소비지출 확대시 케인즈학과 모형에서는 노동수요가 늘어나 실질임금이 상승하는 것으로, 신고전학과 모형에서는 陰의 富效果로 노동공급이 증가하므로 실질임금이 하락하는 것으로 나타난다. 따라서 어느 이론이 타당한지를 검증하기 위해서는 정부소비지출이 소비와 실질임금에 미치는 영향을 파악하는 것이 관건이라고 할 수 있다.

첫 번째 접근방법은 정부소비지출이 크게 확대된 역사적 사건을 찾아내고 그 이후 거시경제변수들이 어떠한 움직임을 보였는지를 분석하는 방법(narrative approach, episode/event study)이다. Ramey and Shapiro(1998)는 외생적 정부소비지출이 크게 늘어난 사례로서 한국전쟁, 베트남전쟁 및 카터-레이건정부 군비증강 3개를 선정하고 더미변수를 이용하여 정부소비지출 확대의 파급효과를 실증분석하였다. 이후 Edelberg, Eichenbaum and Fisher(1999), Burnside, Eichenbaum and Fisher(2004), Ramey(2009) 등도 이러한 접근방법을 이용하였다. 이들은 실증분석 결과 정부소비지출이 크게 확대되는 시기에는 생산과 고용은 증가하더라도 소비가 감소하고 실질임금이 하락하는 것으로 나타나 신고전학과파의 모형이 타당하다는 주장을 펼쳤다. 역사적 사건을 분석하는 다른 예는 Romer and Romer(2010)에서 찾아볼 수 있다. 이들은 조세수입 변동의 효과를 추정하기 위해 미 의회 및 행정부의 기록을 조사하고 이를 통해 외생적 조세수입 변동규모를 추산하였다. 이어서 이들은 외생적 조세수입 변동을 조세충격으로 간주하고 동 충격에 대한 산출의 반응을 추정한 결과 감세의 산출증가 효과가 뚜렷함을 보였다.

두 번째 접근방법은 Blanchard and Perotti(2002)가 개발한 구조적 VAR 모형을 이용하는 방법(SVAR approach)이다. 이들은 정부소비지출 및 조세수입 변동 중에서 예상하지 못한 외생적 변동(unanticipated and exogenous changes)을 추출해 내고 이러한 변동에 대한 산출의 반응을 측정하였다. 이어서 Perotti(2007)는 동 방법

을 이용하여 정부소비지출의 변동이 보다 다양한 거시경제변수에 미치는 효과를 추정하였다. 그런데 구조적 VAR 모형을 이용한 분석에서는 대체로 소비가 증가하고 실질임금이 상승하는 것으로 나타나기 때문에 동 분석결과는 케인즈학파의 이론이 더 타당하다는 주요 논거로 이용되고 있다.

첫 번째 접근방법은 고려된 역사적 사건의 수가 많지 않을 경우 특정 역사적 사건 발생 이후의 경제상황에 의해 추정결과가 크게 영향을 받는 단점을 지니고 있다. 이에 비해 두 번째 접근방법은 관측치수의 부족 문제를 해결할 수 있으나 정책 결정후 집행까지 시차(implementation lag)가 있을 경우 재정정책충격이 집행 전에 미리 예상될 가능성이 있고 이에 따라 추정결과가 왜곡될 소지가 있다. 최근에는 양자의 문제점을 보완하고자 기대효과가 고려된 VAR(expectation-augmented VAR) 모형이 시도되고 있기도 하다. Tenhofen and Wolff(2007)는 동 방법을 이용하여 재정정책의 효과를 추정하였는데 그 결과 정부소비지출중 국방비 지출(defense spending)은 그 변동이 미리 예상된다고 가정하면 그렇지 않은 경우에 비해 파급효과가 상당히 다른 점을 발견하였다. 반면 이들은 국방비 이외의 지출(non-defense spending)은 예상된 변동의 고려 여부에 상관없이 그 효과가 비슷하게 나타남을 보였다.

한편 우리나라에서는 재정정책의 효과에 관한 연구가 주로 재정지출 확대 및 감세의 상대적 유효성에 대한 실증분석을 중심으로 진행되었는데 주요 연구로는 김우철(2006), 김성순(2007), 허석균(2007), 백웅기·서은숙(2009) 등을 들 수 있다. 이들 연구는 Blanchard-Perotti 방법을 주로 이용하는 가운데 Cholesky 분해, 세입내 세출 가정²⁾ 등을 적용한 VAR 분석도 병행하였다. 우선 김우철(2006)은 Blanchard-Perotti 방법을 적용하여 재정지출 확대보다는 감세가 더 효과적이라는 결론을 제시하였다. 김성순(2007)도 역시 Blanchard-Perotti 방법을 이용한 결과 재정지출 확대는 실질GDP를 감소시키는 것으로, 감세는 실질GDP를 증가시키는 것으로 보았다. 허석균(2007)은 Blanchard-Perotti 방법, Cholesky 분해 및 세입내 세출 가정 모두를 적용한 결과 재정지출 확대 및 감세의 산출효과가 뚜렷하지 않은 것으로 보았다. 마지막으로 백웅기·서은숙(2009)도 Blanchard-Perotti 방법,

2) 1980년대 이후 재정당국이 증시한 '세입내 세출 원칙'에 근거하여 세수 증가에 대한 재정지출 증가 탄력성을 추정한 후 이를 VAR의 제약조건으로 이용하는 방법을 의미한다. 보다 자세한 것은 허석균(2007)을 참조하기 바란다.

Cholesky 분해 및 세입내 세출 가정 모두를 이용하였는데 기존 연구에 비해서는 재정지출 확대의 효과가 훨씬 크나 감세가 상대적으로 더 효과적이라는 결론을 제시하였다.

III. 재정정책의 효과 분석

1. 구조적 VAR 모형에 의한 분석

우리나라에서 재정정책의 효과를 분석할 때 미국과 같이 역사자료를 체계적으로 정리한 선행연구가 전무한 상황에서 역사적 사건을 분석하는 방법(narrative approach)을 시도하기는 어려울 수 있다. 이러한 점에서 구조적 VAR 모형을 이용하는 방법이 선택가능한 대안으로 보인다. 구조적 VAR 모형을 통한 분석을 위해 본 논문에서는 Blanchard and Perotti(2002)의 식별조건을 적용하고자 한다. 기존 국내연구에서와 같이 세입내 세출 가정을 적용한 VAR은 외환위기 이후 기간에 대해서는 적절하지 못한 것으로 판단되기 때문이다. 즉 외환위기 이후 우리나라에서도 국채발행을 통한 재정자금 조달이 활성화된 점을 고려할 때 동 가정의 적용은 타당하지 못한 것으로 보인다. 이하에서는 우선 Blanchard-Perotti의 방법을 간략히 설명하고자 한다.

(1) 개요

Blanchard and Perotti(2002)가 제시한 구조적 VAR 모형에서는 정부소비지출 및 조세 충격을 식별해내는 것이 관건이다. 동 충격은 정부소비지출 및 조세수입의 변동 중에서 예상되지 못하고 외생적인 부분을 의미하며 다음과 같은 과정을 거쳐서 식별된다. 우선 아래와 같은 축약형 VAR(reduced-form VAR)을 추정한다.³⁾

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + U_t \quad (1)$$

여기에서 $X_t = [\log G_t, \log T_t, \log Y_t]'$ 는 내생변수벡터이며, G_t 는 실질정부소비지

3) 식 (1)에서 상수항은 편의상 생략되어 있으나 실제 추정에서는 상수항이 포함되어 있다.

출, T_t 는 실질조세수입, Y_t 는 실질GDP를 나타낸다. $U_t = [g_t, t_t, y_t]'$ 는 축약형 VAR의 잔차항으로 각 변수의 예상되지 못한 움직임을 나타낸다. 각 변수의 예상되지 못한 변동은 각종 구조적 충격에 의해 야기되는데 구조적 VAR 모형에서는 잔차항과 구조적 충격간의 관계를 설정하는 것이 분석의 요체가 된다. 이들은 잔차항과 구조적 충격간에 다음과 같은 관계를 상정하였다.

$$g_t = a_1 y_t + a_2 \xi_t^g + \xi_t^g \quad (2)$$

$$t_t = b_1 y_t + b_2 \xi_t^g + \xi_t^t \quad (3)$$

$$y_t = c_1 g_t + c_2 t_t + \xi_t^y \quad (4)$$

여기에서 ξ_t^g 는 정부소비지출 충격, ξ_t^t 는 조세충격, 그리고 ξ_t^y 는 산출에 영향을 미치는 기타 충격을 나타낸다.

Blanchard and Perotti는 재정정책이 경기상황과 연계되어 자동적으로 이루어지는 부분과 재량적으로 이루어지는 부분으로 구분할 수 있다고 보고, 식 (2)와 (3)에서 예상되지 못한 정부소비지출(g_t) 및 조세수입(t_t) 변동은 예상되지 못한 산출변동(y_t)에 자동적으로 반응하거나 재량적인 정책에 의해 유발된다고 보았다. 한편 이들은 정부소비지출 계획이 실행되기 위해서는 의회에서의 논의를 거쳐야 하는 등 정책결정시차(decision lag)가 존재하기 때문에 예상되지 못한 경기상황 변화에 대한 대응이 당해 분기에 이루어지기는 어려운 것으로 보았다. 이러한 점을 반영하여 이들은 식 (2)에서 $a_1 = 0$ 이라는 제약을 설정하였다. 다른 한편 조세수입은 통상 소득규모와 연계되어 있기 때문에 GDP 변동에 대한 조세수입 변동의 탄력성을 알 수 있으면 식 (3)에 있는 b_1 에 사전적인 값을 부여할 수 있다고 보았다. 이들은 조세수입의 GDP 탄력성이 조세제도에 의해 결정된다고 보고 미국의 조세제도에 기초하여 동 탄력성을 직접 추정하였다($b_1 = 2.08$).

식 (2)와 (3)에서 예상하지 못한 산출 변동(y_t)에 자동적으로 반응하는 부분을 제거하고 나면 예상되지 못한 정부소비지출(g_t) 및 조세수입(t_t) 변동은 정부소비지출 충격과 조세충격에 의해 야기되는 부분만 남게 된다. 조세충격이 예상되지 못한 정부소비지출 변동에 영향을 줄 수 있다거나, 정부소비지출 충격이 예상되지 못한 조세수입 변동에 영향을 줄 수 있다고 보는 것은 정부예산에서 지출과 수입이 연

계적으로 고려되어야 하는 특성이 감안된 것으로 보인다. 이들은 정부예산에서 지출이 수입보다 먼저 결정된다는 가정($a_2 = 0$)과 수입이 지출보다 먼저 결정된다는 가정($b_2 = 0$)을 모두 적용하여 두 가정에서 나온 추정결과를 비교해 보는 방식을 채택하였다. 즉 $a_2 = 0$ 이라고 가정할 경우 식 (2)에서 정부소비지출 충격을 추출해 낼 수 있고 이를 식 (3)의 설명변수로 사용하면 b_2 를 추정함과 동시에 조세충격을 식별해 낼 수 있다. 반대로 $b_2 = 0$ 이라고 가정할 경우 식 (3)에서 조세충격을 추출해 낼 수 있고 이를 식 (2)의 설명변수로 사용하면 a_2 를 추정함과 동시에 정부소비지출 충격을 식별할 수 있다. 한편 이러한 과정을 통해 추출해낸 정부소비지출 충격과 조세충격을 식 (4)의 도구변수로 사용하면 c_1 과 c_2 를 추정할 수 있다.

(2) 우리나라의 분석모형 설정 및 추정

재정정책의 산출효과를 추정하기 위해 Blanchard-Perotti 방법대로 실질정부소비지출, 실질조세수입 및 실질GDP로 구성된 3변수 VAR을 기준모형(모형1)으로 설정하였다. 추정기간은 외환위기 이후인 1999년 1/4분기~2010년 1/4분기로 한다. 통합재정수지자료의 조세수입통계가 이용가능한 1994년 1/4분기 이후 기간에 대해서 분석을 할 경우 정부소비지출 확대시 완화적 통화정책이 가세하여 산출증가 효과가 매우 크게 나타난다. 반면 외환위기 이후 기간 중에는 통화정책이 재정정책에 대해 대체로 중립적인 입장을 보인 것으로 나타난다. 이러한 점에서 통화정책 효과가 가미되지 않은 재정정책 효과를 측정하기 위해서는 외환위기 이후 기간에 초점을 맞추는 것이 더 바람직하다고 할 수 있다. 추정기간별로 통화정책 대응과 재정정책 효과가 다른 점에 대해서는 뒤에서 보다 자세히 다루기로 한다. VAR 모형의 추정을 위해 실질정부소비지출은 국민계정(2005년 기준년)의 명목 정부소비지출을 GDP 디플레이터로 나누어 계산하였고, 실질조세수입은 통합재정수지자료의 국세수입⁴⁾을 GDP 디플레이터로 나누어 계산하였다. 마지막으로 실질GDP는 국민계정의 자료를 이용하였다. 실질GDP 이외의 변수는 공식적인 계절조정 통계가 없어 실질변수를 계산한 후 X12-ARIMA 방법을 이용하여 계절조정을 하였다. VAR 모형의 시차수는 2로 설정하였다.

정부소비지출이 예상치 못한 당해 분기 경기상황 변화에 바로 반응하지 않는다는

4) 소득세 및 법인세, 재산세, 재화 및 용역세, 관세 및 기타 국세수입으로 구성된다.

가정은 우리나라에서도 상당히 타당한 것으로 보인다. 우리 경제가 지니고 있는 소규모 개방경제의 특성을 고려하여 외생변수라고 판단되는 변수를 도구변수(세계경제 성장률⁵⁾ 또는 세계경제 수입물량 증가율)로 활용할 경우⁶⁾ 식 (2)의 a_1 을 추정할 수 있는데 그 결과 <표 1>에서 보듯이 추정치가 작고 유의성이 없는 것으로 나타났다.

<표 1> 구조적 VAR 모형내의 파라미터(a_1 , b_1) 추정결과

도구변수	a_1 추정치	b_1 추정치
세계경제 성장률	-0.139 (0.454)	2.067 (3.419)
세계경제 수입물량 증가율	-0.197 (0.423)	2.706 (3.165)

- 주: 1) 도구변수의 최근 시계열이 2009년 4/4분기까지 이용가능하여 추정기간은 1999년 1/4분기~2009년 4/4분기로 함.
 2) ()내는 표준오차.

또한 이러한 도구변수를 활용하여 예상치 못한 GDP 변동에 대한 조세수입 변동의 탄력성(b_1)을 추정해 볼 수도 있는데 추정결과 세계경제 성장률을 도구변수로 하였을 경우 추정치는 2.067로 나타나 미국 경제에 대한 Blanchard and Perotti (2002)의 추정치(2.08)와 거의 비슷하다. 세계경제 수입물량 증가율을 도구변수로 선택하였을 경우 추정치는 2.706으로 높아졌다. 한편 앞에서 소개된 선행연구에서는 모두 b_1 의 값으로 1.09가 사용되었는데 이는 박기백·박형수(2002)가 추정한 세목별 조세수입의 GDP 탄력성에 GDP 대비 세목별 비중을 적용하여 계산된 것이다. 이 점에서 예상치 못한 GDP 변동에 대한 조세수입 변동의 탄력성은 1~3 정도의 값을 가지는 것으로 예상되나, 추정결과와 유의성이 낮은 점에서 동 탄력성의 크기에 상당한 불확실성이 있는 것으로 보인다. 또한 동 탄력성이 0과 다르지 않다는 가설을 기각할 수 없기 때문에 정부소비지출의 경우처럼 $b_1 = 0$ 이라는 제약을 두는 것도 가능하다. 그런데 박기백·박형수(2002)가 제시한 세목별 조세수입의

5) IMF가 발표하는 세계경제 실질GDP는 연간계열만 이용가능하다. 본 연구에서는 Chow and Lin(1971)의 방법을 이용하여 분기계열이 이용가능한 세계경제 수입물량(=세계경제 수입액/세계경제 수입단가)을 설명변수로 하는 회귀분석을 통해 세계경제 실질GDP의 분기계열(1970.1/4~2009.4/4)을 추정하였다.
 6) 도구변수로 국제유가(brent 기준) 변동률을 고려할 수도 있다. 그러나 이 경우 1단계 회귀분석에서 국제유가 변동이 실질GDP에 미치는 영향이 예상과 달리 (+)로 추정되어 동 변수는 도구변수로 적합하지 않은 것으로 판단하였다.

GDP 탄력성은 외환위기 이전 기간도 포함하여 추정된 결과이다. 한편 통합계정수지자료가 이용가능한 1994년 이후 기간에 대해 <표 1>에서와 같이 세계경제 성장률을 도구변수로 하여 b_1 을 추정하면 추정치가 1.079로 나타나 박기백·박형수(2002)의 추정결과를 이용하여 계산된 총조세수입의 GDP 탄력성(1.09)과 거의 비슷하다. 이러한 점에서 세계경제 성장률을 도구변수로 활용하여 b_1 을 추정하는 방법이 상당히 타당한 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 외환위기 이후 기간을 분석대상으로 하는 점에서 박기백·박형수(2002)의 추정결과를 이용하지 않고 세계경제 성장률을 도구변수로 선정했을 때의 추정치를 b_1 에 대한 값으로 사용하였다.⁷⁾

<표 2> 구조적 VAR 모형내의 파라미터(a_2 , b_2) 추정결과

	b_2 추정치 ($a_2 = 0$ 가정)	a_2 추정치 ($b_2 = 0$ 가정)
모형1 : [정부소비지출, 조세수입, GDP]	0.016 (1.130)	0.000 (0.020)
모형2 : [정부투자지출, 조세수입, GDP]	-0.632 (0.267)	-0.203 (0.085)
모형3 : [민간경상이전지출, 조세수입, GDP]	-0.044 (0.054)	-0.338 (0.410)
모형4 : [정부소비지출, 순조세수입, GDP]	0.544 (2.631)	0.001 (0.008)

주: 1) 추정기간은 1999년 1/4분기~2010년 1/4분기로 함. 단, 정부투자지출을 포함한 모형2의 경우 국민계정의 정부고정자본형성에 대한 분기자료가 2000년 1/4분기부터 이용가능하기 때문에 추정기간을 2000년 3/4분기~2010년 1/4분기로 함.

2) ()내는 표준오차.

다음으로 Blanchard and Perotti의 방식대로 정부예산에서 지출이 수입보다 먼저 결정된다는 가정($a_2 = 0$)과 수입이 지출보다 먼저 결정된다는 가정($b_2 = 0$)을 모

7) 박기백·박형수(2002)가 추정한 세수탄력성 1.09는 연간 탄성치이므로 본 연구에서처럼 분기 탄성치를 추정하면 이보다 클 가능성도 있다. 한편 심사위원의 지적에 따라 동 탄력성으로 0~3 사이의 다양한 값을 적용하여 보았는데 그 결과 정부소비지출 확대 및 감세의 산출효과가 크게 달라지지 않았다. 다만, 감세의 경우 동 탄력성이 낮아질수록 초기에 실질GDP가 감소하는 것으로, 동 탄력성이 높아질수록 초기에 실질GDP가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 경기상황 악화에 따른 세수감소를 구조적 VAR 모형에 적절히 반영해주지 않을 경우 감세정책이 오히려 초기에 실질GDP를 감소시키는 것으로 추정될 수 있음을 시사한다. 이 점에서 본 논문의 제약 $b_1 = 2.067$ 은 무난한 선택으로 보인다. 동 분석결과는 저자에게 요청하면 바로 구할 수 있음을 밝혀둔다.

두 적용하여 다른 계수를 추정하여 보았다. 그 결과는 <표 2>에 나타나 있는데(모형1에 대한 결과) 각각의 경우 계수 추정치가 매우 작고 추정결과의 유의성도 낮아 $a_2 = b_2 = 0$ 이라는 제약을 추가적으로 부여하여도 무방한 것으로 보인다.

마지막으로 Blanchard and Perotti는 식 (4)의 c_1 과 c_2 를 추정하기 위해 식 (2)와 (3)에서 추출한 정부소비지출 충격과 조세충격을 도구변수로 활용하였으나, 본 논문에서는 이들 계수를 직접 추정하지 않고 다른 방법을 이용하여 충격반응함수를 계산하였다. 즉 식 (2), (3), (4)를 풀면 축약형 VAR의 잔차항과 구조적 충격들 사이에 다음과 같은 관계가 성립함을 알 수 있다.

$$\begin{pmatrix} g_t \\ t_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_t^g \\ \xi_t^t \\ \xi_t^y \end{pmatrix} \quad (5)$$

그런데 정부소비지출 충격 및 조세충격에 대한 VAR 모형내 변수들의 반응을 분석하기 위해서는 위 식 행렬의 첫 번째 열 및 두 번째 열의 계수값만 알면 된다. 따라서 아래와 같이 t_t 를 피설명변수로 ξ_t^g 및 ξ_t^t 를 설명변수로 하는 회귀식에서 c_{21} 및 c_{22} 를 추정할 수 있으며, y_t 를 피설명변수로 ξ_t^g 및 ξ_t^t 를 설명변수로 하는 회귀식에서 c_{31} 및 c_{32} 를 추정할 수 있다.

$$t_t = c_{21}\xi_t^g + c_{22}\xi_t^t + error_t$$

$$y_t = c_{31}\xi_t^g + c_{32}\xi_t^t + error_t$$

이러한 방법은 식 (4)를 직접 추정할 때 발생할 수 있는 모형설정오류를 방지할 수 있다는 장점이 있다. 즉 식 (4)의 설정에 관계없이 식 (2)와 (3)의 제약만으로 항상 식 (5)와 같은 잔차항과 구조적 충격들 간의 관계를 얻을 수 있기 때문에 식 (4)의 c_1 과 c_2 를 굳이 추정하지 않아도 정부소비지출 충격 및 조세충격에 대한 충격반응함수를 구할 수 있는 것이다. 또한 이러한 방법은 VAR 모형내 변수를 늘릴 경우 추가적인 제약이 필요하지 않다는 장점도 있다. 뒤에서 다시 논의하게 되겠지만 재정정책이 소비, 투자 등 GDP 구성요소에 미치는 영향을 분석하는 경우에

Blanchard and Perotti(2002)는 GDP 구성요소의 움직임에 대한 추가적인 제약을 설정하고 있지만, 본 논문의 방법은 이러한 추가적 제약을 필요로 하지 않아 설정 오류를 방지할 수 있다.

한편 본 연구에서는 재정지출의 경제적 기능이나 용도에 따른 효과차이를 추가적으로 분석하고자 하는데 이를 위하여 정부투자지출과 민간에 대한 경상이전지출(이하 민간경상이전지출)의 산출효과도 분석하였다. 이러한 분석은 실질정부소비지출, 실질조세수입 및 실질GDP로 구성된 기준모형(모형1)에서 첫 번째 변수를 실질정부투자지출(모형2) 또는 실질민간경상이전지출(모형3)로 대체함으로써 실시되었다. 한편 경상이전지출은 陰의 조세(negative tax)라고도 볼 수 있으므로 기준모형의 실질조세수입을 실질순조세수입으로 대체한 모형(모형4)도 추가적으로 고려하였다.⁸⁾ 어느 모형이든 관계없이 $a_1 = 0$ 이라는 제약을 부여하였고 b_1 에 대한 값으로 <표 1>에 제시된 외환위기 이후 기간에 대한 조세수입의 GDP 탄력성 추정치인 2.067을 사용하였다. 한편 a_2 와 b_2 중에서 하나가 0이라는 가정 하에 다른 계수를 추정해 보았는데 <표 2>에서 보듯이 모형3과 모형4의 경우에는 두 계수가 모두 0에 가까운 것으로 추정되었으나, 모형2의 경우에는 5% 수준에서 두 계수가 모두 유의한 것으로 나타났다. 그러나 실제 재정정책효과 분석결과는 a_2 와 b_2 에 대한 제약에 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타나 모든 모형에 대해 $a_2 = b_2 = 0$ 이라는 가정을 적용하였을 때의 충격반응함수를 제시하고자 한다.⁹⁾

실질정부투자지출은 국민계정 주체별 총자본형성표의 정부고정자본형성을 GDP 디플레이터로 나누어 계산하였고, 실질민간경상이전지출은 통합재정수지자료에 나타나 있는 비영리기구에 대한 경상이전 및 가계에 대한 경상이전 합계를 GDP 디플레이터로 나누어 계산하였다. 실질순조세수입은 통합재정수지자료의 국세수입에서 민간경상이전지출을 차감한 순조세수입을 GDP 디플레이터로 나누어 계산하였다. 앞서와 마찬가지로 실질GDP 이외의 변수는 공식적인 계절조정 통계가 없어 실질변수를 계산한 후 X12-ARIMA 방법을 이용하여 계절조정을 하였다. 마지막으로 모형2~모형4의 경우에도 VAR 모형의 시차수는 기준모형과 마찬가지로 2로 설정

8) 순조세수입은 조세수입에서 민간경상이전지출을 차감하여 계산하였으며 Blanchard and Perotti(2002)의 경우도 이러한 접근방법을 채택하였다.

9) 다만 모형2의 경우 <표 2>의 추정치를 적용한 결과도 부록에 제시함으로써 그 결과를 비교할 수 있도록 하였다.

되었다.

한편 자료의 포괄대상 측면에서 정부소비지출 및 정부투자지출은 조세수입 및 민간경상이전지출과 차이가 있음을 밝혀둔다. 정부소비지출과 정부투자지출은 국민계정의 통계를, 조세수입과 민간경상이전지출은 통합재정수지 자료를 이용하는 관계로 전자는 일반정부(중앙정부 및 지방정부)를, 후자는 중앙정부만을 대상으로 하고 있다. 지방세 및 지방정부의 이전지출에 대한 분기별 자료를 얻기 어려운 현실적 제약으로 자료의 포괄대상 차이는 불가피한 측면이 있다. 그러나 이러한 차이로 감세 및 민간경상이전지출 확대의 산출효과가 어느 정도 왜곡될 가능성에도 항상 주의를 기울일 필요가 있다.

본고의 VAR 모형내에 포함되는 실질GDP 등의 변수는 대부분 상향추세를 보이고 있지만 특정변수가 추세안정적(trend stationary) 확률과정을 따르는지, 차분안정적(difference stationary) 확률과정을 따르는지에 따라 VAR 모형내 변수처리에 세심한 주의를 요한다.¹⁰⁾

여러 변수들(로그값 기준)에 대한 단위근 검정결과를 보면 <표 3>에 나타나 있듯이 실질GDP, 실질정부소비지출 및 실질정부투자지출은 단위근을 가질 가능성이 높다. 실질정부소비지출 및 실질정부투자지출의 경우 ADF 및 PP 방법 모두에서 단위근의 존재가능성을 강하게 시사하였다. 실질GDP의 경우 ADF 방법은 10% 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나지만, PP 방법은 전통적 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 이렇듯 실질GDP의 경우 두 가지 검정방법의 결과가 다소 엇갈리게 나오고 있지만 ADF 방법의 경우 단지 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각되는 점, 그리고 단위근의 존재가능성을 보여주는 선행연구 등에 비추어 단위근을 가질 가능성이 높은 것으로 보인다. 실질조세수입, 실질민간경상이전지출 및 실질순조세수입의 경우 단위근의 존재가능성과 관련하여 상반된 근거가 혼재하고 있다. 이들 변수에 대해 직접 단위근 검정을 실시할 경우 단위근을 가진다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각되어 이들 변수가 추세안정적 확률과정을 따를 가능성을 강하게 시사하였다. 그러나 이들 변수와 실질GDP와의 연관성을 고려하면 단위근의 존재가능성을 완전히 배제하

10) Blanchard and Perotti(2002)의 경우 두 가지 설정을 모두 고려하였다. 이들의 분석결과에 따르면 재정정책충격에 대한 실질GDP의 장기적 반응은 차이가 있으나 단기적 반응형태는 비슷한 것으로 나타났다.

기가 어렵다. <그림 1>은 항목별 재정지출 및 조세수입(모두 실질 기준)의 실질 GDP 대비 비율 추이를 나타내고 있는데 이중 정부소비지출의 비율이 가장 뚜렷한 상승세를 보였다. 동 비율들(로그값 기준)에 대해 단위근 검정을 실시하면 실질조세수입, 실질민간경상이전지출 및 실질순조세수입의 경우 안정적(stationary) 확률과정을 따를 가능성을 강하게 시사하였다. 그런데 이들 변수(로그값)는 실질GDP(로그값)와 실질GDP 대비 비율(로그값)의 합으로 표현될 수 있으므로, 실질GDP가 단위근을 가지고 실질GDP 대비 비율이 안정적인 확률과정을 따른다면 이들 변수는 단위근을 가지는 차분안정적 확률과정을 따를 가능성이 높다.¹¹⁾

〈표 3〉 각 변수에 대한 단위근 검정 결과

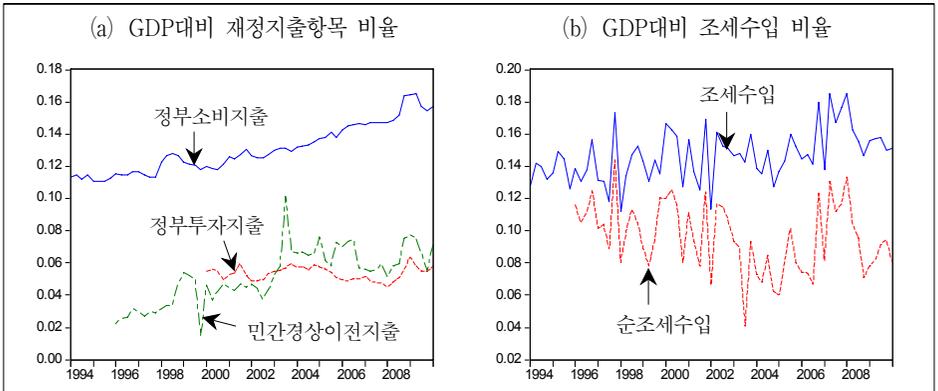
	ADF 방법	PP 방법
실질GDP	-3.335* (1)	-2.511 (1)
실질정부소비지출	-3.094 (0)	-3.043 (2)
실질조세수입	-8.337*** (0)	-8.343*** (3)
실질정부투자지출	-2.647 (0)	-2.614 (4)
실질민간경상이전지출	-5.199*** (0)	-5.211*** (2)
실질순조세수입	-6.003*** (0)	-6.141*** (3)
실질정부소비지출/실질GDP	-0.290 (0)	0.109 (7)
실질조세수입/실질GDP	-3.794*** (1)	-7.910*** (5)
실질정부투자지출/실질GDP	-2.345 (0)	-2.378 (4)
실질민간경상이전지출/실질GDP	-3.273** (0)	-3.047** (2)
실질순조세수입/실질GDP	-5.833*** (0)	-6.021*** (4)

주: 1) 실질정부투자지출(2000.1/4~2010.1/4), 실질민간경상이전지출(1996.1/4~2010.1/4) 및 실질순조세수입(1996.1/4~2010.1/4)을 제외하고는 1994.1/4~2010.1/4 기간중의 자료를 이용하여 추정하였음.

- 2) 모든 통계량은 t-통계량을 의미함. ()내의 숫자는 최적치차를 표시하는데 최적치차는 ADF 방법의 경우 SIC(Schwarz Information Criterion)에 의해, PP 방법의 경우 Newey-West 자동시차선정방법(automatic bandwidth)에 의해 선정되었음. 아울러 PP 방법의 경우 오차항의 장기분산(long-run variance)을 추정하기 위해 Bartlett kernel이 사용되었음.
- 3) *, ** 및 ***는 단위근이 있다는 귀무가설이 각각 10%, 5% 및 1% 유의수준에서 기각됨을 의미함.

11) 예를 들면 $\log(\text{실질조세수입}) = \log(\text{실질GDP}) + \log(\text{실질조세수입/실질GDP})$ 이므로 $\log(\text{실질GDP}) \sim I(1)$, $\log(\text{실질조세수입/실질GDP}) \sim I(0)$ 이라면 $\log(\text{실질조세수입}) \sim I(1)$ 이어야 한다.

〈그림 1〉 재정지출항목 및 조세수입의 GDP대비 비율 추이



이러한 점에서 본 논문에서는 VAR 모형내의 모든 변수가 차분안정적 확률과정을 따르는 변수인 것으로 판단하고 특정변수에서 선형추세(linear trend)를 제거하지 않은 상태에서 그 변수가 가지고 있는 정보를 그대로 이용하고자 한다. 한편 차분안정적 확률변수로 구성된 VAR 모형을 추정함에 있어 수준 VAR(level VAR)을 추정하는 방법과 차분 VAR(difference VAR)을 추정하는 방법을 고려할 수 있다. 일반적으로 수준 VAR의 경우 설정오류를 방지할 수 있는 장점이 있는 것으로 알려져 있다(Christiano, Eichenbaum and Vigfusson, 2003). 반면 차분 VAR의 경우 변수간 공적분(cointegration)이 없으면 보다 효율적 추정이 가능하나 변수간 공적분이 있는 경우에는 설정오류가 발생하는 것으로 알려져 있다(Rotemberg and Woodford, 1992). 변수간 공적분이 있는 경우에는 차분변수로 구성된 내생변수벡터에 대한 VAR 표현(vector autoregressive representation)이 존재하지 않고 대신 VECM 표현(vector error correction model representation)이 존재한다는 것은 주지의 사실이다(Hamilton, 1994). 앞에서 보았듯이 몇몇 변수의 실질GDP 대비 비율이 안정적인 확률과정을 따를 가능성이 높다는 점은 이들 변수와 실질GDP 사이의 공적분 관계를 강하게 시사한다. 따라서 이 경우에는 차분 VAR 대신 VECM 또는 수준 VAR을 추정하는 것이 바람직하다. 본 연구에서는 수준 VAR을 추정하기로 한다.¹²⁾ 이는

12) Sims, Stock and Watson(1990)에 의해 수준 VAR의 타당성이 입증되면서 Rotemberg and Woodford(1992), Christiano, Eichenbaum and Evans(2005) 등 많은 연구에서 수준 VAR을 이용하고 있음에 유의할 필요가 있다.

VECM의 경우 여러 변수들 사이에 존재하는 공적분 관계를 찾아내야 하는데 이를 위한 검정절차에 오류가 수반될 수 있기 때문이다.

우리나라의 기존 연구에서는 선형추세를 제거하거나 HP필터로 확률적 추세를 제거한 변수로 VAR 모형을 구성하는 경우가 많다. 앞에서 보았듯이 정부소비지출 및 정부투자지출은 단위근을 가질 가능성이 높는데 이는 이들 변수에 충격이 발생할 경우 그 영향이 영구적으로 남아 있음을 의미한다. 또한 재정지출의 영구적 변동은 실질GDP 추세에 영향을 미칠 수 있는데 추세를 제거한 변수로 VAR 모형을 구성하게 되면 재정지출 충격의 영향을 과소평가할 가능성이 높아진다.

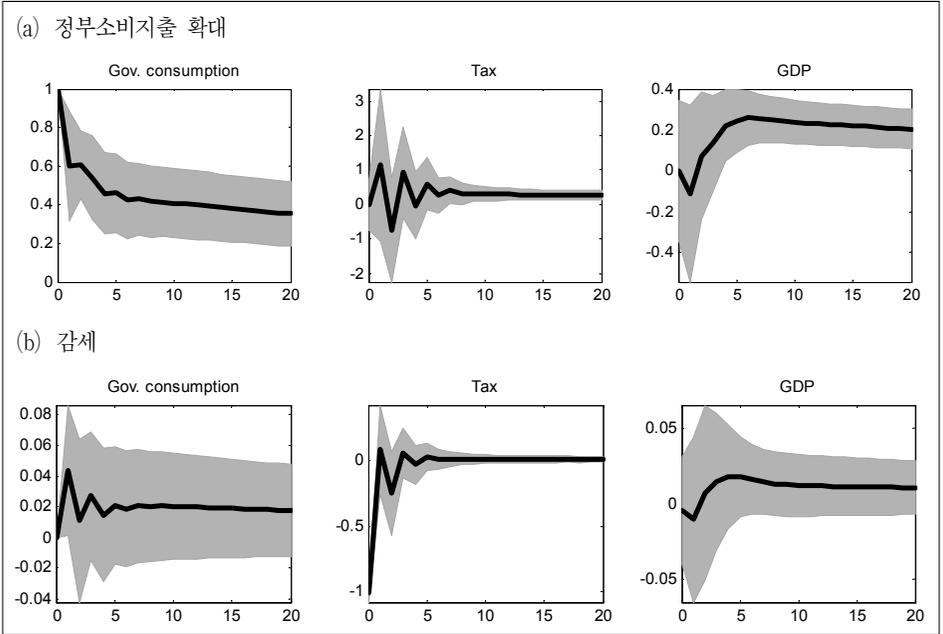
(3) 분석결과

외환위기 이후 기간에 대해 지금까지 설명한 VAR 모형을 이용하여 재정정책의 효과를 추정한 결과 정부소비지출 및 정부투자지출 확대의 산출증가 효과는 뚜렷한 반면 민간경상이전지출 확대 및 감세의 산출증가 효과는 상대적으로 작고 추정결과 의 유의성도 낮은 것으로 나타났다. 이하에서 제시되는 충격반응함수는 각 재정지출항목이 1% 확대되는 경우와 조세수입이 1% 감소하는 경우를 상정하여 그 효과를 측정한 것이다. 모든 그림에서 수평축은 충격발생후의 분기수를, 수직축은 퍼센트 변동을 나타낸다. 그리고 굵은 실선은 점추정치(point estimate)를, 음영은 bootstrap 방법으로 계산된 95%의 신뢰구간을 표시한다.

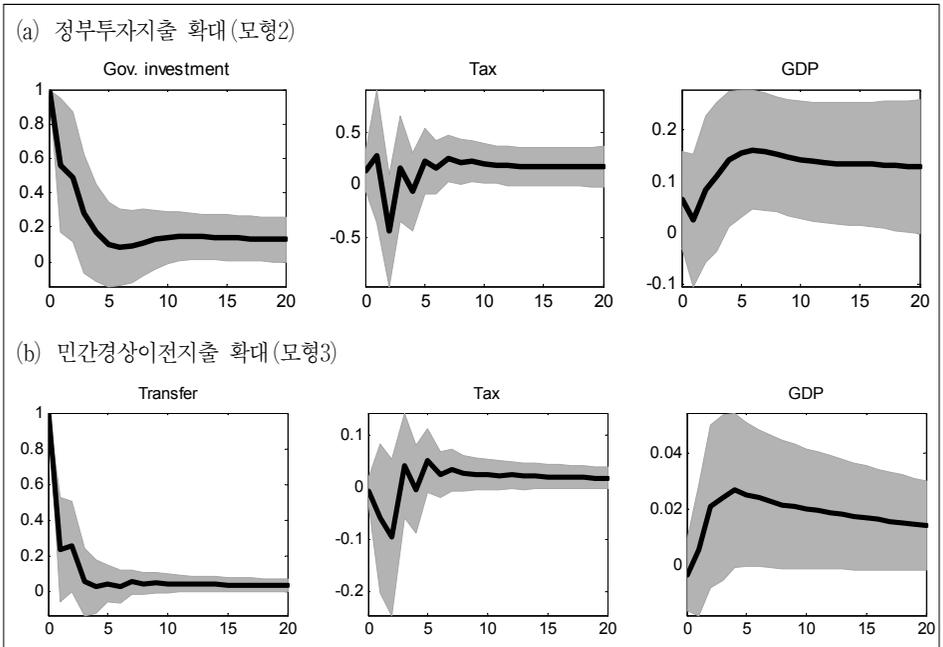
우선 <그림 2>에 제시되어 있는 기준모형의 분석결과를 보면 정부소비지출이 확대되는 경우 초기에 실질GDP가 증가하는 효과는 다소 불확실한 반면 1년 정도 지나면 그 효과가 매우 뚜렷하였다.¹³⁾ 감세의 경우 시간이 지나면서 실질GDP가 소폭 증가하였으나 추정결과 의 유의성이 높지 않은 것으로 나타났다. 한편 정부소비지출은 충격발생 시점에 일단 늘어났다가 어느 정도 줄어들기는 하나 지속적으로 원래 수준보다 높은 수준을 유지하는 점은 정부소비지출이 일단 늘어나면 축소되기 어려운 속성을 보여주는 것으로 <그림 1>에서 보았듯이 그동안 GDP 대비 정부소비지출 비율이 계속 높아진 요인으로 작용한 것으로 보인다.

13) 충격발생후 1분기가 지나 실질GDP가 소폭 감소하는 것으로 추정된 것은 Blanchard-Perotti 방법의 불완전성에 기인할 수 있다. 이에 대한 자세한 설명은 뒤에서 제시하기로 한다.

〈그림 2〉 정부소비지출 확대 및 감세의 산출효과(모형1)



〈그림 3〉 정부투자지출 및 민간경상이전지출 확대의 산출효과



정부투자지출(모형2) 및 민간경상이전지출(모형3) 확대의 산출효과는 <그림 3>에 나타나 있다.¹⁴⁾ 정부투자지출이 확대되는 경우 정부소비지출 확대의 경우와 마찬가지로 1년 정도 지나서 산출증가 효과가 뚜렷하게 나타났다. 민간경상이전지출이 늘어나는 경우에는 1년 정도 지나서 실질GDP가 어느 정도 증가하는 것으로 나타났다. 다만 민간경상이전지출의 산출증가 효과는 정부소비지출이나 정부투자지출에 비해서는 상당히 작은 것으로 분석되었다.¹⁵⁾

그런데 기존 연구에 비해 본 연구에서 정부투자지출 확대의 효과가 매우 뚜렷하게 나타난 것은 이용통계의 차이에서 비롯되는 것으로 보인다. 기존의 연구는 주로 통합재정수지자료의 자본지출통계를 이용하여 정부투자지출 확대의 효과를 측정하였는데 기존의 연구처럼 자본지출통계를 이용하여 분석해본 결과 <그림 4>에서와 같이 실질GDP가 증가하기는 하나 그 정도가 작고 추정결과의 유의성도 매우 낮은 것으로 나타났다.¹⁶⁾ 본 연구에서 이용한 국민계정의 정부고정자본형성 통계는 지방정부의 투자지출을 포함할 뿐만 아니라 투자지출의 경제적 개념을 제대로 반영하는 장점이 있다. 통합재정수지자료의 자본지출은 고정자산 취득, 재고자산 매입, 토지 및 무형자산 매입, 비금융공기업 자본지출 및 자본이전으로 구성되는데 이중 재고자산 매입과 토지 및 무형자산 매입은 경제 전체의 고정자본형성과 관련이 없고 비금융공기업 자본지출과 자본이전도 전적으로 고정자본형성으로 연결되는지가 불분명하다. 다만 국민계정의 정부고정자본형성 통계는 시계열이 짧은 단점이 있기는 하나 <그림 3>에서 보았듯이 짧은 시계열을 통한 추정에도 불구하고 산출효과의 유의성이 상당히 높은 것으로 나타났다. <그림 5>에서 국민계정의 정부고정자본형성과 통합재정수지자료의 자본지출을 비교해 보면 후자의 경우 규모가 작고 그 움

14) 본 논문에 나타내지는 않았으나 모형2와 모형3에서도 감세효과가 추정될 수 있다. 그러나 그 결과를 보면 모형1의 결과에 비해 감세효과가 더 작고 추정결과의 유의성도 낮은 것으로 나타났다.

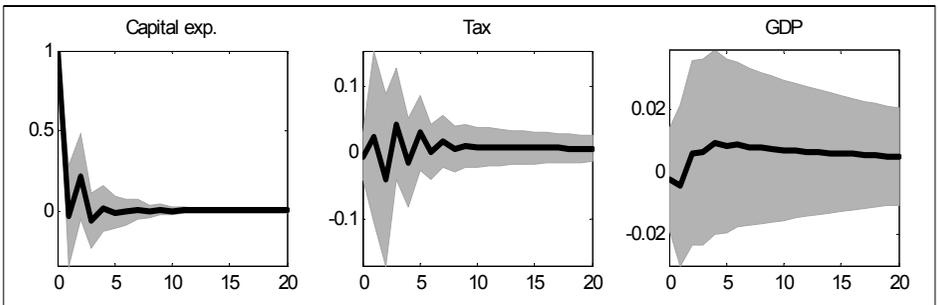
15) 실질GDP의 반응은 각 재정지출항목이 1% 증가하는 경우의 효과를 나타내기 때문에 각 재정지출항목의 규모(GDP 대비)가 클수록 실질GDP가 증가하는 정도가 커질 수 있다. 그러나 뒤에서 다루게 되는 바와 같이 동일한 규모의 재정지출 확대에 대한 산출효과를 의미하는 재정승수 기준으로 보더라도 민간경상이전지출의 산출증가 효과는 정부소비지출이나 정부투자지출에 비해 훨씬 작은 것으로 나타난다.

16) 이러한 분석을 위해 1999년 1/4분기~2010년 1/4분기 기간을 대상으로 모형2 대신 [실질자본지출, 실질조세수입, 실질GDP]로 VAR 모형을 구성(단, 실질자본지출은 명목자본지출/GDP 디플레이터로 계산)하고 $a_1 = 0$, $b_1 = 2.067$, $a_2 = b_2 = 0$ 이라는 제약을 부여하였다.

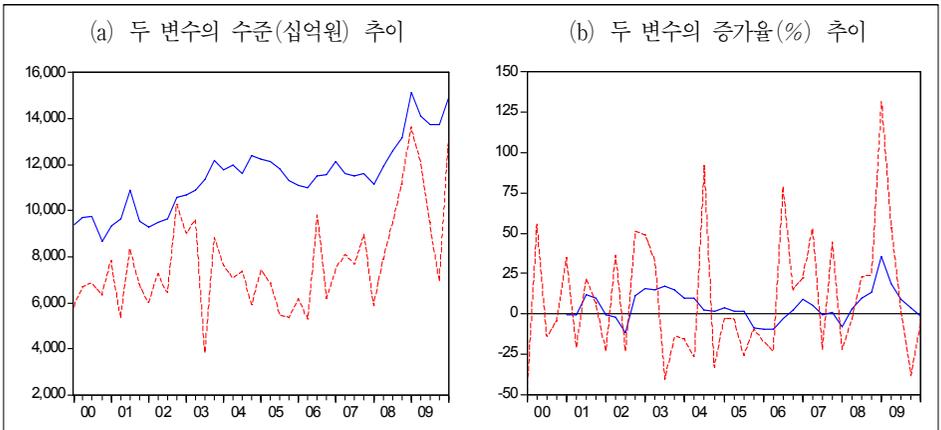
직업이 매우 불규칙한 특징을 지니고 있다. 이러한 점은 재정지출 확대의 효과를 측정할 때 포괄범위 및 경제적 개념을 제대로 반영할 수 있는 통계를 이용하는 것이 매우 중요함을 단적으로 보여준다. 기존의 연구에서 정부투자지출 확대의 효과가 뚜렷하지 않게 나타난 것은 정확성이 높지 않은 대용지표를 이용한 점에 기인한 것이라고 판단된다.

마지막으로 모형4를 통해서 감세효과를 순조세수입 기준으로 측정하더라도 그 효과가 그리 크지 않은 것으로 분석되었다(〈그림 6〉). 기준모형과 비교했을 때 정부 소비지출의 산출효과는 근소하게 작아진 반면 감세의 산출효과는 거의 비슷한 것으로 나타났다.

〈그림 4〉 정부투자지출 확대의 산출효과(자본지출통계 이용시)

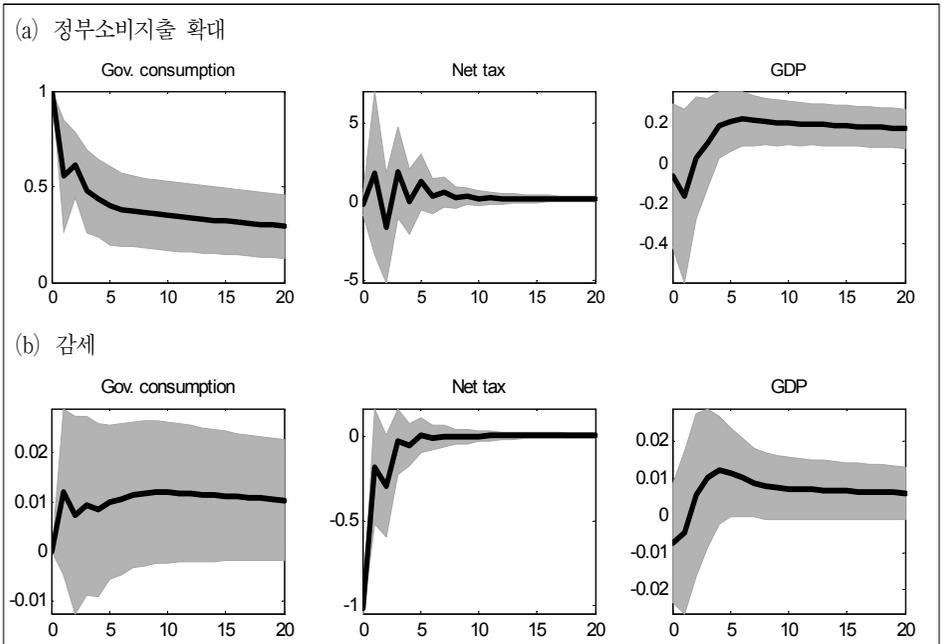


〈그림 5〉 정부고정자본형성 및 자본지출 비교(실질변수 기준)



주: 1) 패널 (a), (b)에서 실선은 정부고정자본형성을, 점선은 자본지출을 표시함.

〈그림 6〉 정부소비지출 확대 및 감세(순조세 기준)의 산출효과(모형4)



(4) GDP 구성요소에 대한 영향

소비, 투자 등 지출측면에서 GDP를 구성하는 요소들에 대한 재정정책의 효과를 파악하기 위해서는 Blanchard and Perotti (2002) 처럼 3변수 VAR 모형을 다음과 같이 4변수 VAR 모형으로 수정할 필요가 있다. 우선 식 (1) 축약형 VAR의 내생변수 벡터는 $X_t = [\log G_t, \log T_t, \log Y_t, \log Y_t^i]'$ 로, 잔차항은 $U_t = [g_t, t_t, y_t, y_t^i]'$ 로 수정된다. 여기에서 Y_t^i 는 민간소비 등 GDP 구성요소를, y_t^i 는 그 GDP 구성요소의 예상되지 못한 움직임을 나타낸다.

재정정책이 민간소비, 설비투자 및 건설투자에 미치는 영향은 내생변수벡터의 마지막 변수를 민간소비, 설비투자 또는 건설투자로 순차적으로 선택함으로써 구성된 VAR을 통해 측정되었다. 민간소비, 설비투자 및 건설투자로의 국민계정에 나와 있는 명목변수를 GDP 디플레이터로 나누어 실질화한 변수를 이용하였다. 이와 같이 GDP 구성요소 각각에 대한 실질변수로 국민계정에 나와 있는 공식적인 실질계열을 이용하지 않고 GDP 단위(GDP unit)로 환산한 변수를 이용한 것은 구성요소간 상대가격 변동에 따른 영향을 감안하기 위해서이다. 국민계정의 공식적인 실질민간

소비, 실질설비투자 및 실질건설투자의 경우 상대가격 변동에 따라 장기적으로 실질GDP와 동일한 정도로 변동하지 않아 이들 변수와 실질GDP 간의 관계가 불안정해질 수 있다. 반면 GDP 단위로 환산한 실질변수를 이용할 경우 각 구성요소가 장기적으로 실질GDP와 보다 안정적인 관계를 보이게 된다.¹⁷⁾ 본 연구에서는 각 구성요소와 실질GDP 사이의 안정적 관계를 VAR 모형에 반영하기 위해서 GDP 단위로 환산한 실질변수를 이용하였다. 추정기간과 VAR 모형의 시차수는 앞에서와 동일하다.

한편 Blanchard and Perotti (2002)는 재정정책 충격의 영향을 식별하기 위해 축약형 VAR의 잔차항과 구조적 충격 사이에 다음과 같은 관계를 가정하였다.

$$g_t = a_1 y_t + a_2 \xi_t^g + \xi_t^g \quad (2)$$

$$t_t = b_1 y_t + b_2 \xi_t^g + \xi_t^t \quad (3)$$

$$y_t = c_1 g_t + c_2 t_t + \xi_t^y \quad (4)$$

$$y_t^i = d_1 g_t + d_2 t_t + \xi_t^{y^i} \quad (6)$$

여기서 새로 추가된 $\xi_t^{y^i}$ 는 GDP 구성요소에 영향을 미치는 충격을 나타낸다. 식 (2), (3), (4)는 3변수 VAR에 적용된 제약식을 한 번 더 표시한 것이며, 식 (6)은 GDP 구성요소의 예상되지 못한 변동에 대한 제약을 보여준다. 식 (4)에서와 마찬가지로 개별 GDP 구성요소의 예상되지 못한 변동(y_t^i)은 정부소비지출 및 조세수입의 예상치 못한 움직임(g_t 및 t_t)에 영향을 받거나 그 구성요소에 직접적 파급효과를 가지는 개별 충격($\xi_t^{y^i}$)에 의해 영향을 받는 것으로 가정된다.

식 (6)의 d_1 과 d_2 를 추정하기 위해서는 식 (2)와 (3)에서 추출한 정부소비지출 충격과 조세충격을 도구변수로 활용할 수 있으나, 앞에서 설명한 바와 같이 본 논문에서는 이들 계수를 직접 추정하지 않고 다음의 방법으로 충격반응함수를 추정하고자 한다. 즉 $a_1 = 0$, $b_1 = 2.067$, $a_2 = b_2 = 0$ 이라는 제약을 부과한 후 식 (2), (3), (4), (6)을 풀면 축약형 VAR의 잔차항과 구조적 충격들 사이에 다음과 같은 관계가 성립함을 알 수 있다.

17) 이에 대한 자세한 내용은 김배근(2009)을 참조하기 바란다.

$$\begin{pmatrix} g_t \\ t_t \\ y_t \\ y_t^i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_t^g \\ \xi_t^t \\ \xi_t^y \\ \xi_t^{y_i} \end{pmatrix} \quad (7)$$

그런데 정부소비지출 충격 및 조세충격에 대한 VAR 모형내 변수들의 반응을 분석하기 위해서는 위 식 행렬의 첫 번째 열과 두 번째 열의 계수값만 알면 된다. 따라서 아래와 같이 t_t 를 피설명변수로 ξ_t^g 및 ξ_t^t 를 설명변수로 하는 회귀식에서 c_{21} 및 c_{22} 를 추정할 수 있고, y_t 를 피설명변수로 ξ_t^g 및 ξ_t^t 를 설명변수로 하는 회귀식에서 c_{31} 및 c_{32} 를 추정할 수 있으며, y_t^i 를 피설명변수로 ξ_t^g 및 ξ_t^t 를 설명변수로 하는 회귀식에서 c_{41} 및 c_{42} 를 추정할 수 있다.

$$t_t = c_{21}\xi_t^g + c_{22}\xi_t^t + error_t$$

$$y_t = c_{31}\xi_t^g + c_{32}\xi_t^t + error_t$$

$$y_t^i = c_{41}\xi_t^g + c_{42}\xi_t^t + error_t$$

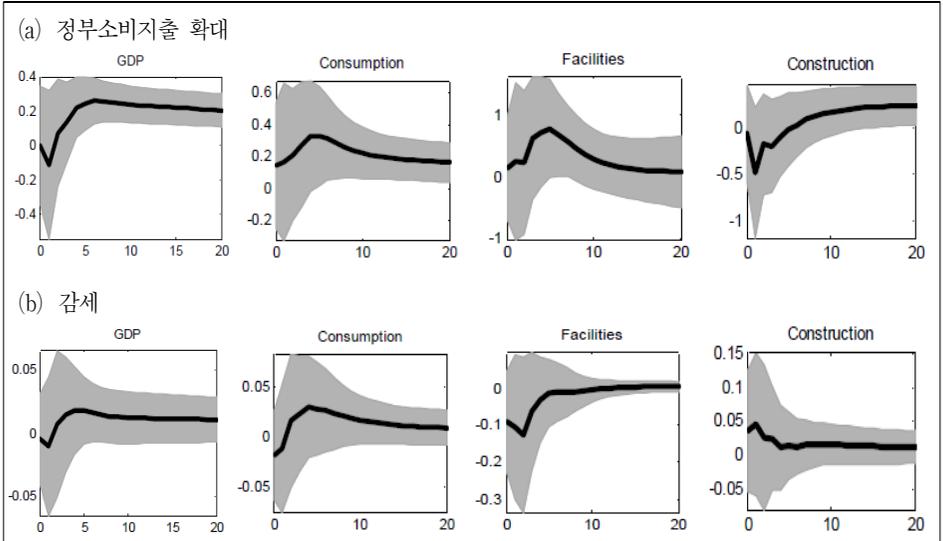
이러한 방법은 식 (4), (6)과 같이 다소 자의적인 제약 없이도 재정정책 충격의 파급효과를 측정할 수 있다는 점에서 설정오류를 방지할 수 있는 장점이 있다.

<그림 7>과 <그림 8>은 재정정책이 GDP 구성요소에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 여기에서 실질GDP에 대한 파급효과는 3변수 VAR에서의 결과를 다시 한 번 표시한 것이고¹⁸⁾ 민간소비 등 GDP 구성요소에 대한 파급효과는 그 구성요소가 포함된 4변수 VAR에서의 결과를 나타낸 것이다. 우선 <그림 7>에서 정부소비지출이 확대되는 경우를 보면 소비와 설비투자가 비교적 뚜렷하게 증가하는 것으로 나타났다. 건설투자는 초기의 반응은 마이너스로 나타났으나 추정결과의 유의성이 낮았고 시간이 지나면서 점차 증가하는 모습을 보였다. 감세의 경우 소비 및 건설투자는 대체로 증가하였고 설비투자는 감소하였으나 추정결과의 유의성이 높지 않았다.

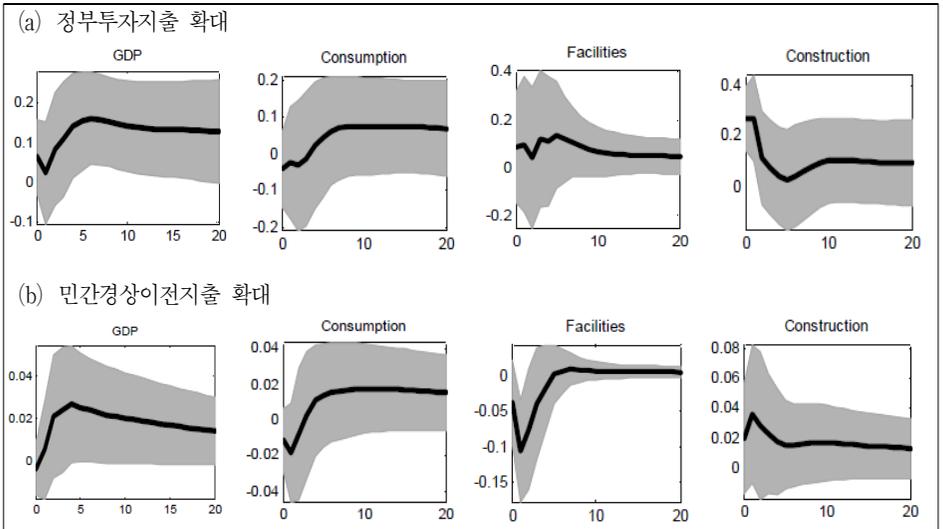
아울러 정부소비지출 외에 정부투자지출 및 민간경상이전지출 확대의 파급효과

18) 4변수 VAR에서 재정정책 충격이 실질GDP에 미치는 영향은 3변수 VAR의 결과와 크게 다르지 않다.

〈그림 7〉 정부소비지출 확대 및 감세의 효과



〈그림 8〉 정부투자지출 및 민간경상이전지출 확대효과



도 추가적으로 살펴보기 위해 4변수 VAR의 첫 번째 변수를 실질정부투자지출 또는 실질민간경상이전지출로 대체한 후 분석을 진행해 보았다. 그 결과는 〈그림 8〉에 제시되어 있는데 정부투자지출이 확대되는 경우 건설투자가 매우 뚜렷이 증가하는

것으로 나타났다. 민간소비 및 설비투자는 대체로 증가하는 것으로 나타났으나 추정결과의 유의성이 높지 않았다. 민간경상이전지출이 확대되는 경우에는 민간소비와 건설투자는 대체로 증가하는 것으로 나타났으나 추정결과의 유의성이 낮았으며, 설비투자는 유의하게 감소하는 것으로 나타났다.

(5) 통화정책 대응에 따른 재정정책효과

앞에서 언급한 바와 같이 기간별로 재정정책에 대한 통화정책당국의 대응이 달라질 수 있고 이에 따라 재정정책의 산출효과도 달라질 가능성이 있다. 이를 살펴보기 위해 우선 실질정부소비지출, 실질조세수입 및 실질GDP로 구성된 3변수 VAR을 1994년 이후 기간(1994년 3/4분기~2010년 1/4분기)을 대상으로 추정하여 보았다.¹⁹⁾

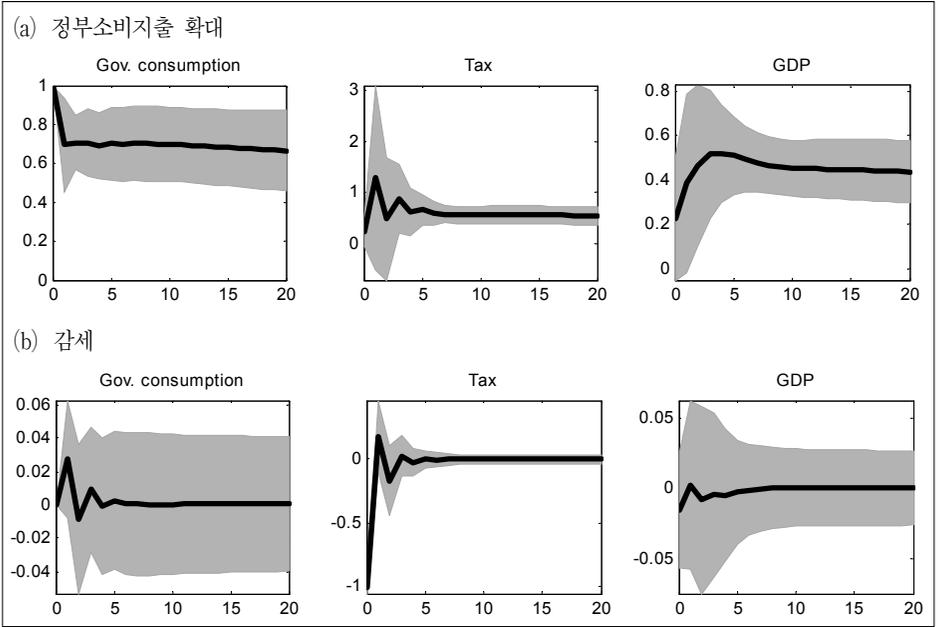
그 결과는 <그림 9>에 나타나 있듯이 감세의 경우 산출증가 효과가 미미하였으나 정부소비지출이 확대되는 경우에는 산출증가 효과가 외환위기 이후 기간에 비해 상당히 커지는 것으로 나타났다. 예를 들면 정부소비지출이 1% 확대된 경우 외환위기 이후 기간(<그림 2>)에서는 실질GDP가 20분기후 0.2% 정도 증가한 데 비해 1994년 이후 기간에서는 0.4% 정도 증가하였다.

이와 같이 외환위기 이전을 포함한 기간에서 정부소비지출 확대의 효과가 더 크게 나타난 것은 여러 가지 요인이 있겠으나 재정지출 확대에 대한 통화정책의 대응행태가 상당 정도 영향을 미친 것으로 보인다. 이 점을 살펴보기 위해 세 변수 외에 콜금리 및 금리스프레드(국고채수익률-콜금리)를 추가한 5변수 VAR 모형을 구성하고²⁰⁾ 기간별로 재정정책의 효과를 분석하여 보았다. 콜금리는 1일물 무담보콜금리(중개거래 기준)를, 국고채수익률은 3년물 국고채 유통수익률을 이용하였다. 국고채수익률 통계가 1995년 2/4분기부터 이용 가능하므로 1995년 4/4분기~2010년 1/4분기 기간에 대한 분석결과를 외환위기 이후 기간(1999년 1/4분기~2010년 1/4분기)에 대한 분석결과와 비교하였다.

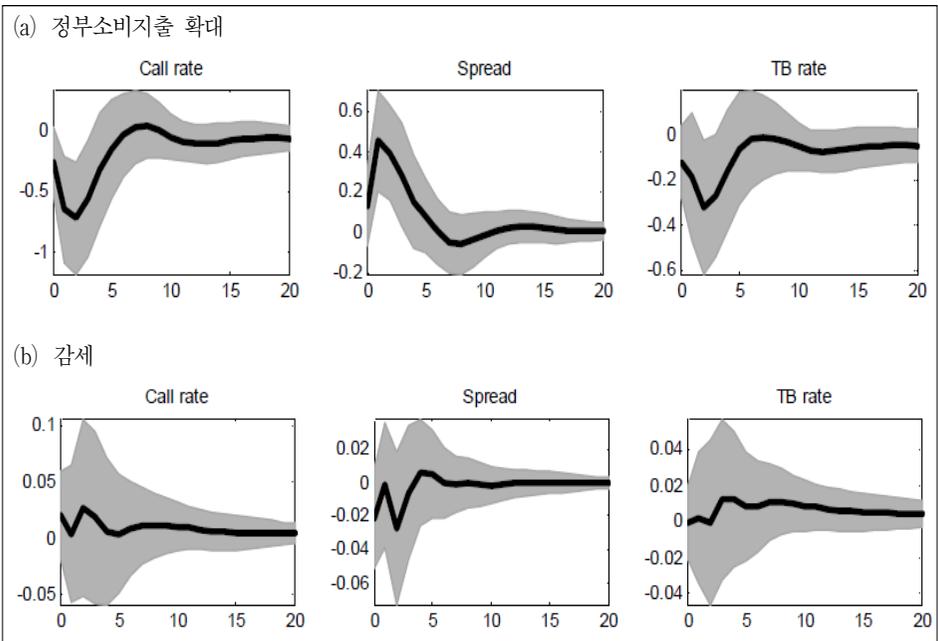
19) $a_1 = 0$, $b_1 = 1.079$, $a_2 = b_2 = 0$ 이라는 제약을 부여하였다. b_1 에 대한 값은 세계경제 성장률을 도구변수로 활용하여 식 (3)을 추정한 결과이다.

20) 앞서와 마찬가지로 VAR 모형의 시차수는 2로 선정되었다. 또한 구조적 충격의 식별을 위해 식 (2), (3)의 제약만 부여하고, 식 (7)을 5변수의 경우로 확장하는 방법을 통해 충격반응함수를 추정하였다.

〈그림 9〉 정부소비지출 확대 및 감세의 산출효과(1994.3/4 이후)



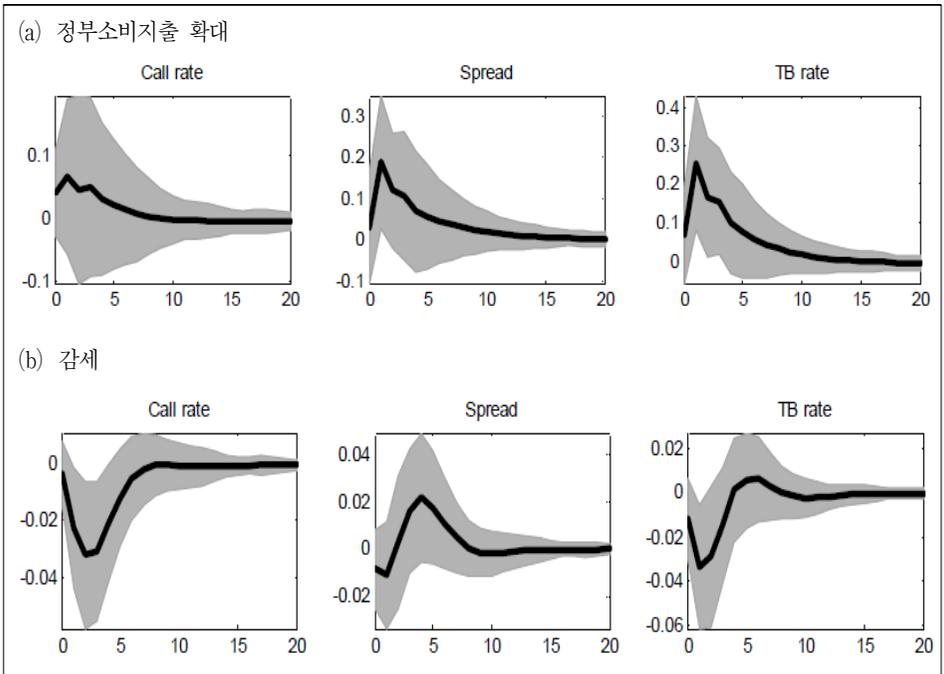
〈그림 10〉 정부소비지출 확대 및 감세의 금리효과(1995.4/4 이후)



〈그림 10〉과 〈그림 11〉은 재정정책충격에 대한 금리 및 금리스프레드의 반응을 보여주는 것으로 수직축은 퍼센트 포인트를 나타낸다. 우선 외환위기 이전을 포함한 기간에 대한 추정결과(〈그림 10〉)를 보면 정부소비지출이 확대되는 경우 금리스프레드가 상승(최고 40bp 정도)하는 데서 보여지듯이 시장금리(국고채수익률)가 상승압력을 받게 된다. 그러나 통화정책당국의 완화적 정책대응(콜금리 하락)에 힘입어 결과적으로 시장금리는 하락한 것으로 나타났다. 다음으로 외환위기 이후 기간(〈그림 11〉)에서도 정부소비지출이 확대되는 경우 금리스프레드가 상승(최고 20bp 정도)하면서 시장금리가 상승압력을 받는 것으로 나타났다. 그러나 동 기간에서는 통화정책이 어느 정도 중립적 입장을 견지하여 정책금리에 큰 변동이 없는 것으로 나타났다. 이에 따라 결과적으로 시장금리가 상승하여 소비, 투자 등을 다소 위축시키는 요인으로 작용하였을 수 있다.

한편 감세에 대해서는 기간에 따라 통화정책의 반응행태가 다르기는 하나 반응정도가 매우 작고 추정결과의 유의성도 높지 않아 통화정책의 대응행태가 기간별로 큰 차이를 보이지 않은 것으로 보인다.

〈그림 11〉 정부소비지출 확대 및 감세의 금리효과(1999.1/4 이후)



이러한 분석은 통화정책의 대응행태에 따라 재정정책의 효과가 어느 정도 달라질 수 있음을 시사한다. 정부소비지출 확대의 산출증가 효과가 외환위기 이전을 포함한 기간에서 더 크게 나타난 것은 완화적 통화정책이 가세한 데 기인할 수 있다. 동 분석결과는 통화정책을 고려하는지 여부에 따라 재정정책의 효과가 달라질 수 있다는 백용기·서은숙(2009)의 분석결과와 비슷하다. 다만 이들은 VAR 모형에 통화정책변수를 포함시킬 경우 재정정책의 산출효과가 작아진다고 보았으나, 본 연구에서는 통화정책변수의 포함여부가 재정정책의 산출효과에 큰 영향을 미치지 않았다.²¹⁾ 본 연구의 분석결과는 오히려 재정정책에 대해 통화정책이 완화적 태도를 보이는지, 중립적 입장을 견지하는지에 따라 재정정책의 산출효과가 달라질 수 있음을 의미한다.

2. 서울자료에 의한 감세효과 분석

(1) 분석방법

지금까지 Blanchard-Perotti 방법을 이용하여 재정지출 확대 및 감세의 효과를 분석하였다. 동 방법에 의할 경우 재정지출 확대의 효과는 뚜렷하게 나타났으나, 감세는 산출증가 효과가 상당히 작고 추정결과의 유의성도 높지 않았다. 이와 같이 감세효과가 불확실한 것은 <그림 1>에서 보듯이 조세수입 변동이 여러 가지 불규칙한 요인에 영향을 받아 VAR 모형을 통해 식별된 조세충격이 재량적 정책 변화를 제대로 포착하지 못하는 데 기인할 수 있다.

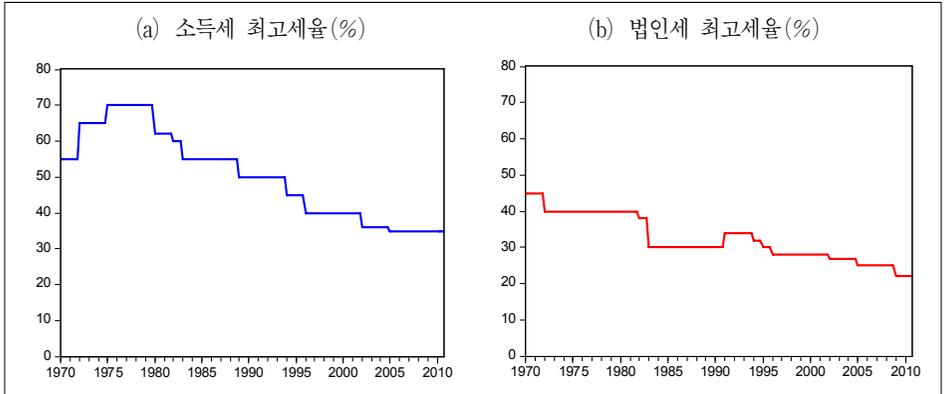
이러한 가능성을 고려하여 본 절에서는 서울자료를 직접 이용하여 감세효과를 추정하고자 한다. 이를 위해 우선 재정경제부 자료, 대한민국법령 등을 이용하여 1970년 이후의 소득세율 및 법인세율 자료를 추적·입수하였다.²²⁾ 그런데 서울은 과표구간별로 다르기 때문에 각 시기의 대표세율을 어떻게 구할지에 대한 검토가 필요하다. 만약 과표구간별 조세수입 규모에 대한 자료를 구할 수 있으면 이를 이용하여 평균세율을 계산하는 것이 바람직할 수 있다. 그러나 1970년 이후 전체 기

21) <그림 10>과 <그림 11>에 생략되어 있는 실질GDP의 반응은 3변수 VAR 모형의 실질GDP 반응과 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

22) 두 가지 세율의 역사자료는 한국조세연구원 박형수 예산분석센터장이 제공한 것으로 재정경제부의 각 연도 『간추린 개정 세법』과 국가법령정보센터(www.law.go.kr)의 법령 자료를 조사하여 입수한 것이다.

간에 대한 과표구간별 조세수입 규모 자료를 구하기는 어려웠다. 따라서 본 연구에서는 이에 대한 대안으로 최고세율(최고 과표구간에 대해 적용되는 세율)을 이용하여 세율변동 효과를 측정하였다.

〈그림 12〉 우리나라의 소득세 및 법인세 최고세율 추이



〈그림 12〉는 우리나라의 소득세 및 법인세 최고세율 추이를 보여주고 있다. 소득세 최고세율은 1970년초에 55%이었으나 1972년초 및 1975년초 두 차례에 걸쳐 인상되어 1979년까지 70%의 높은 수준에서 유지되었다. 그러나 1980년초부터 지속적으로 인하되기 시작하여 2010년 현재 35% 수준을 보이고 있다. 법인세 최고세율은 1970년초 45%이었다가 1991년초 한 차례의 인상(30% → 34%)을 제외하고는 지속적으로 인하되어 2010년 현재 22% 수준을 보이고 있다.

한편 이러한 변동추이를 보인 서울자료를 이용하여 세율변동효과를 측정하기 위해서는 세율변동의 내생성 여부, 기대효과 등에 대한 분석이 필요하다. 만일 세율변동이 당시의 경기상황을 반영하여 경기안정화 정책의 일환으로 취해진 것이라면 세율변동을 조세충격으로 간주하기가 어려울 것이다. 또한 변경된 세율이 적용되는 시점이 상당 기간 후라면 미래지향적 경제주체의 경우 시행시점 이전에 미리 반응하기 때문에 통상적인 회귀분석으로는 세율변동의 효과가 포착되지 않을 수 있다.

우선 세율변동이 당시의 경기상황을 반영하여 내생적으로 이루어졌을 가능성은 높지 않은 것으로 보인다. 〈표 4〉에서 보듯이 실질GDP의 전기대비 증가율과 세율변동간 시차상관관계 또는 실질GDP갭과 세율변동간 시차상관관계가 매우 약하기

때문이다. 다음으로 우리나라의 경우 세율변경이 결정된 시점과 시행시점 사이에 큰 차이가 없어 기대효과는 미미한 것으로 보인다. 즉 우리나라의 경우 세율변경안의 국회통과는 대부분 12월중에 이루어졌고 동 세율변경이 익년초에 바로 시행된 경우가 많아 분기자료를 이용한 분석에서 이 정도의 시점 차이는 거의 영향이 없을 가능성이 높다. 물론 세율변경안이 국회를 통과하기 훨씬 이전에 세율변경이 예상 되었을 수 있으나, 정책결정 과정의 불확실성이 매우 큰 점에서 이러한 효과는 무시할 수 있을 정도인 것으로 판단하였다.

〈표 4〉 경기상황과 세율변동간 시차상관관계¹⁾

	$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
$(\Delta y_t, \Delta \tau_{t+j}^h)$	0.047	-0.063	0.024	0.052	-0.020
$(\Delta y_t, \Delta \tau_{t+j}^f)$	0.010	0.047	0.062	-0.018	0.023
$(gap_t, \Delta \tau_{t+j}^h)$	-0.069	-0.081	-0.017	-0.015	-0.032
$(gap_t, \Delta \tau_{t+j}^f)$	0.102	0.096	0.067	0.029	0.049

- 주: 1) t 기의 실질GDP 전기대비 증가율(Δy_t)과 $t+j$ 기의 소득세율 변동($\Delta \tau_{t+j}^h$) 및 법인세율 변동($\Delta \tau_{t+j}^f$) 간의 시차상관계수 또는 t 기의 실질GDP갭(gap_t)과 $t+j$ 기의 소득세율 변동($\Delta \tau_{t+j}^h$) 및 법인세율 변동($\Delta \tau_{t+j}^f$) 간의 시차상관계수.
 2) 실질GDP갭은 HP필터로 추출.
 3) 표본기간 : 1970. 2/4~2010. 3/4.

이러한 점에서 세율변동이 외생적일 뿐만 아니라 시행시점에 조세충격이 발생하는 것으로 볼 수 있기 때문에 Romer and Romer (2010)와 유사하게 다음과 같은 회귀식을 이용하여 세율변동의 산출효과를 추정할 수 있다.

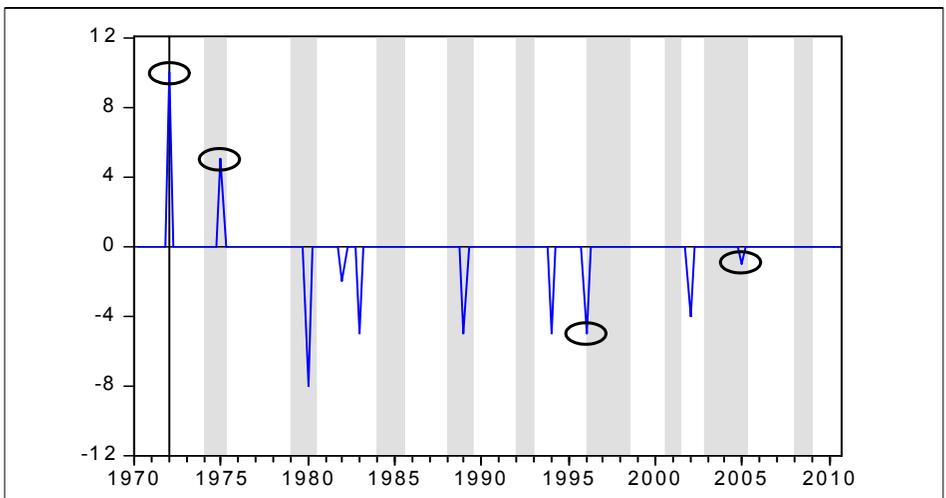
$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_j S_{t-j} + \epsilon_t \tag{8}$$

여기서 y_t 는 실질GDP의 로그값을, S_t 는 조세충격을, ϵ_t 는 오차항을, 그리고 Δ 는 차분(difference)을 나타낸다. 위 식 우변의 세 번째 항은 조세충격이 실질GDP 변동에 미치는 당해분기 및 시차 효과를 포착하기 위한 것이다. 두 번째 항은 실질GDP 증가율의 시차항으로 이는 통상적 실질GDP 변동의 동학을 반영할 뿐만 아니

라 실질GDP에 영향을 미치는 다른 요인들에 의해 야기되는 계열상관(serial correlation) 현상을 통제하는 역할을 한다. 조세충격으로 Romer and Romer (2010)의 경우에는 자체 추산한 외생적 세수변동 규모를 이용하였으나, 본 연구에서는 <그림 13>과 <그림 14>에 제시되어 있는 소득세 최고세율 변동폭($\Delta\tau_t^h$), 법인세 최고세율 변동폭($\Delta\tau_t^f$) 또는 이 둘의 가중평균($\Delta\tau_t$)을 이용하였다. 한편 조세충격이 실질GDP에 미치는 시차효과를 충분히 반영하기 위해서는 위 식 두 번째 및 세 번째 항의 시차를 길게 잡을 필요가 있는데 본 연구에서는 선행연구의 사례를 참조하여 $p = 8$, $q = 12$ 로 설정하였다.

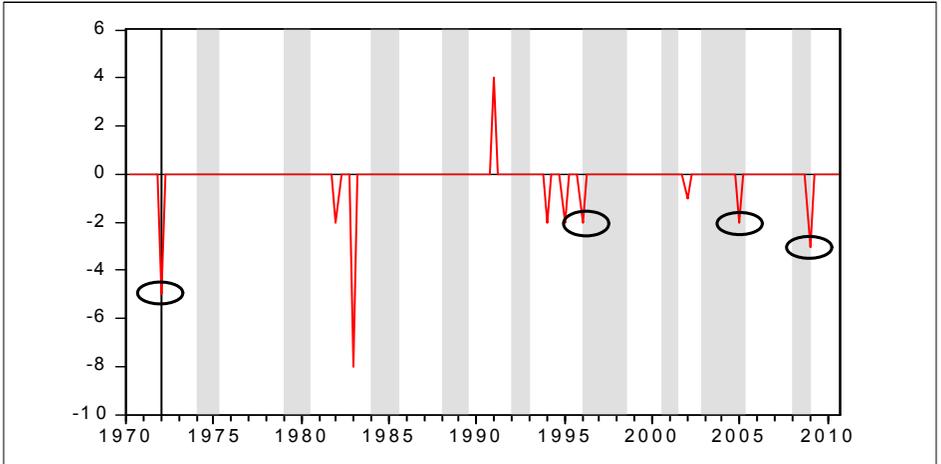
그런데 우리나라의 경우 세율을 변경한 사례가 많지 않아 세율변동이 실질GDP에 미치는 영향을 추정할 경우 다음과 같은 문제점이 있을 수 있다. 즉 세율변동에 대한 관측치가 많지 않은 상태에서 특정 시기의 경제상황에 의해 추정치가 크게 영향을 받을 수 있다. 예를 들어 경기가 나빠지기(좋아지기) 직전에 세율을 인하(인상)할 경우 세율인하(세율인상)가 산출감소(산출증가)로 이어지는 가성적 관계가 나타날 수 있으며, 반대로 경기가 좋아지기(나빠지기) 직전에 세율을 인하(인상)할 경우 비록 감세(증세) 효과가 없더라도 추정결과에서는 세율인하(세율인상)가 산출증가(산출감소)로 이어지는 관계가 나타날 수 있다. 이러한 가성적 관계의 영

<그림 13> 경기순환국면과 소득세 최고세율 변동



주: 1) 1972년 1/4분기에 표시된 수직선은 경기저점을 나타내며, 음영은 경기수축기를 표시.

〈그림 14〉 경기순환국면과 법인세 최고세율 변동



주: 1) 1972년 1/4분기에 표시된 수직선은 경기저점을 나타내며, 음영은 경기수축기를 표시.

향을 제거하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 접근방법을 따른다. 즉 세율변동이 실질GDP에 미치는 가성적 관계는 경기전환점 부근에서 나타날 가능성이 높으므로 경기전환점 및 동 전환점 전후 1분기에 단행된 세율변동을 제외하기로 한다. 〈그림 13〉과 〈그림 14〉는 두 가지 최고세율의 전기대비 변동폭을 경기순환국면과 비교하여 표시한 것이다. 그림에서 보듯이 소득세 및 법인세 최고세율은 1970년 이후 각각 10번 변경되었다. 이중 소득세 최고세율은 경기전환점 부근에서 4번(타원형으로 표시된 부분) 변경되었으며 법인세 최고세율도 경기전환점 부근에서 4번(타원형으로 표시된 부분) 변경되었다.

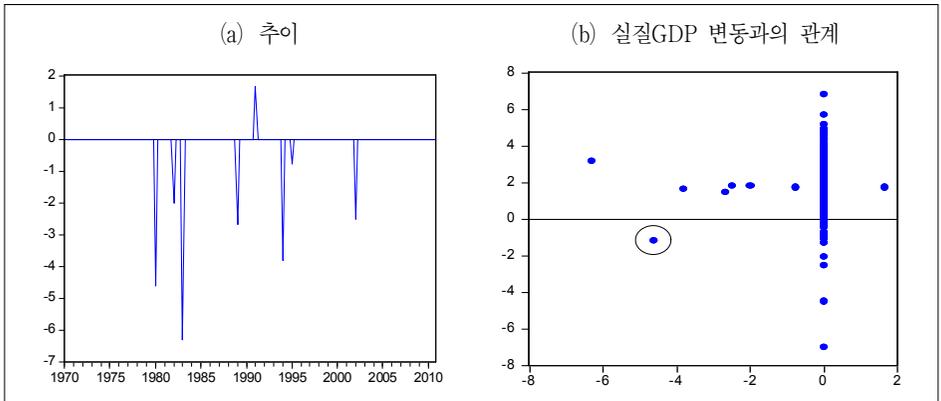
한편 식 (8)에 소득세 최고세율 변동폭 또는 법인세 최고세율 변동폭을 교대로 집어넣어 각각의 세율변동 효과를 분석할 경우 추정된 결과가 실제 세율변동효과를 제대로 반영하지 못할 가능성이 있다. 이는 〈표 5〉에서 보듯이 두 가지 세율변동 간에 높은 상관관계가 존재하기 때문이다. 즉 소득세율 및 법인세율 변경은 종종 동시적으로 단행되었을 가능성이 높는데 각각의 세율변동 효과에는 자칫 다른 세율변동의 효과가 포함되어 있을 수 있다. 이러한 문제에 대한 해결책으로 두 가지 세율변동을 가중평균한 변수를 추가로 작성하여 가중평균세율 변동($\Delta\tau_t$)에 따른 산출효과를 측정하였다.²³⁾

23) 두 가지 세율의 가중평균을 구하기 위해 연도별 소득세 및 법인세 규모를 이용하여 각 세목이

〈표 5〉 두 서울변동간 상관관계¹⁾

	1970. 2/4~2010. 3/4	1981. 1/4~2010. 3/4
모든 관측치를 포함한 경우	0.085	0.593
경기전환점 부근의 관측치를 제외한 경우	0.470	0.611

주: 1) $\Delta\tau_t^h$ 와 $\Delta\tau_t^f$ 사이의 상관계수.

〈그림 15〉 가중평균세율 충격($\Delta\tau_t$)¹⁾

주: 1) 경기전환점 부근의 서울변동을 제외한 경우.

- 2) 패널 (a)에서 수직축은 %포인트를 나타냄. 패널 (b)에서 수평축은 $t-1$ 기의 가중평균세율 충격($\Delta\tau_{t-1}$, %포인트)을, 수직축은 t 기의 실질GDP 전기대비 증가율(%)을 표시함.

마지막으로 1980년초의 소득세율 인하는 제2차 석유파동의 충격으로 경기가 계속 침체되는 상황에서 단행되었는데 이에 따라 소득세율 인하 이후에도 실질GDP는 여러 분기에 걸쳐 감소하는 모습을 보였다. 〈그림 15〉의 패널 (b)에서 현재의 실질GDP 전기대비 증가율과 1분기전의 조세충격 사이의 관계를 살펴보면 1980년초의 상황(타원형으로 표시된 부분)이 두 변수간의 관계에 있어 특이치(outlier)로 작용하고 있음을 알 수 있다. 이러한 점을 고려하여 1981년 이후의 기간을 대상으

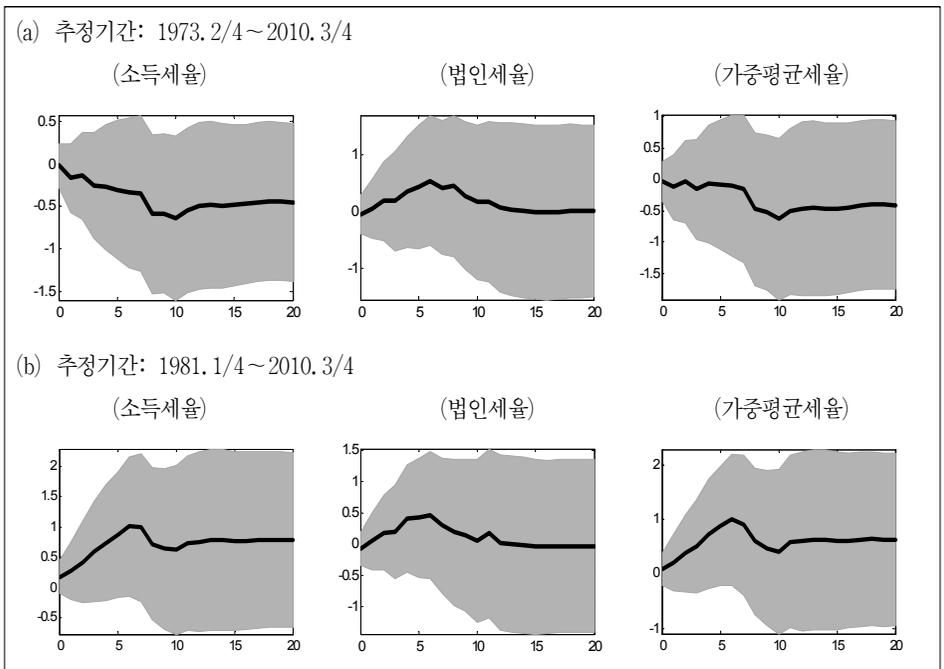
차지하는 비중을 구한 후 이를 각 세율에 대한 가중치로 사용하였다. 분기별 세수 규모 자료의 입수가 용이하지 않아 개별연도의 분기별 가중치는 동일한 것으로 처리하였다. 그런데 두 가지 세율의 가중평균세율($\tau_t = \omega_t \tau_t^h + (1 - \omega_t) \tau_t^f$, 단 ω_t 는 소득세 가중치)을 먼저 계산하고 이를 차분하여 조세충격을 구할 경우 각 세율의 변동뿐만 아니라 가중치 변동의 영향까지 반영될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 조세충격을 $\Delta\tau_t = \omega_t \Delta\tau_t^h + (1 - \omega_t) \Delta\tau_t^f$ 방식으로 계산하였음을 밝혀둔다.

로 서울변동 효과를 별도로 추정함으로써 1980년초의 상황 포함 여부가 추정결과에 어느 정도 영향을 미치는지를 살펴보았다.

(2) 분석결과

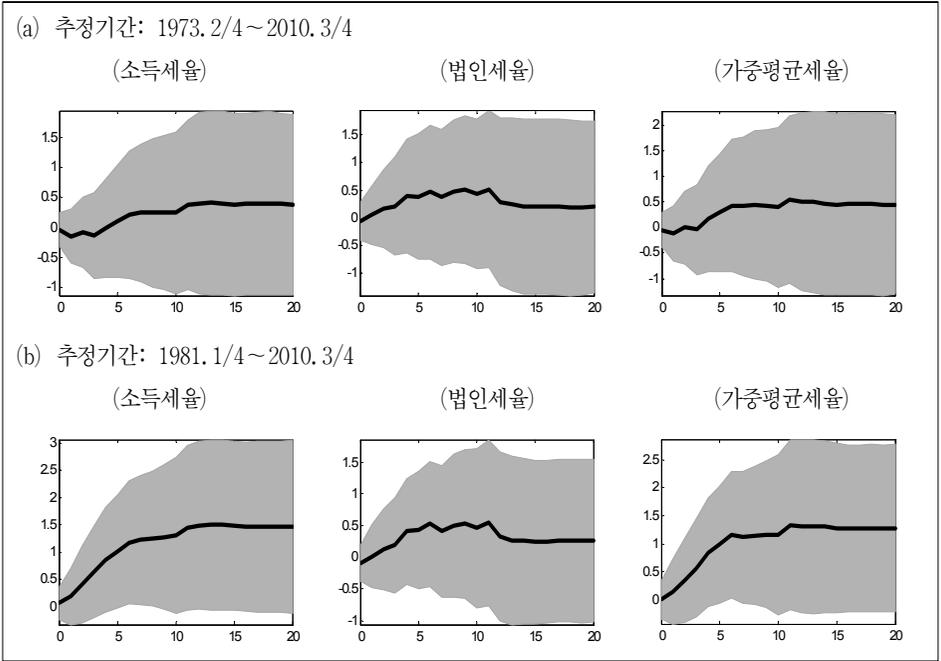
식 (8)의 시차수($p = 8, q = 12$)를 고려하여 1973년 2/4분기~2010년 3/4분기를 대상으로 실증분석을 실시하였다. 또한 앞에서 언급한 바와 같이 1980년초의 특이치 영향을 배제하기 위해 1981년 1/4분기~2010년 3/4분기를 대상으로 별도의 추정결과를 제시하였다. <그림 16>과 <그림 17>은 각각의 서울이 영구적으로 1% 포인트 인하되는 경우를 상정하여 산출효과를 측정한 것이다. 그림에서 굵은 실선은 서울인하가 실질GDP 수준에 미치는 영향²⁴⁾에 대한 점추정치이며, 수평축은 충격발생후의 분기수를, 수직축은 실질GDP의 퍼센트 변동을 표시한다. 음영으로 표시된 부분은 bootstrap 방법으로 계산된 95%의 신뢰구간을 의미한다.

<그림 16> 서울인하의 산출효과(모든 관측치를 이용한 경우)



24) 이는 식 (8)의 추정식을 이용하여 동태적 시뮬레이션을 실시한 후 매기의 실질GDP 변동을 누적함으로써 구해진다.

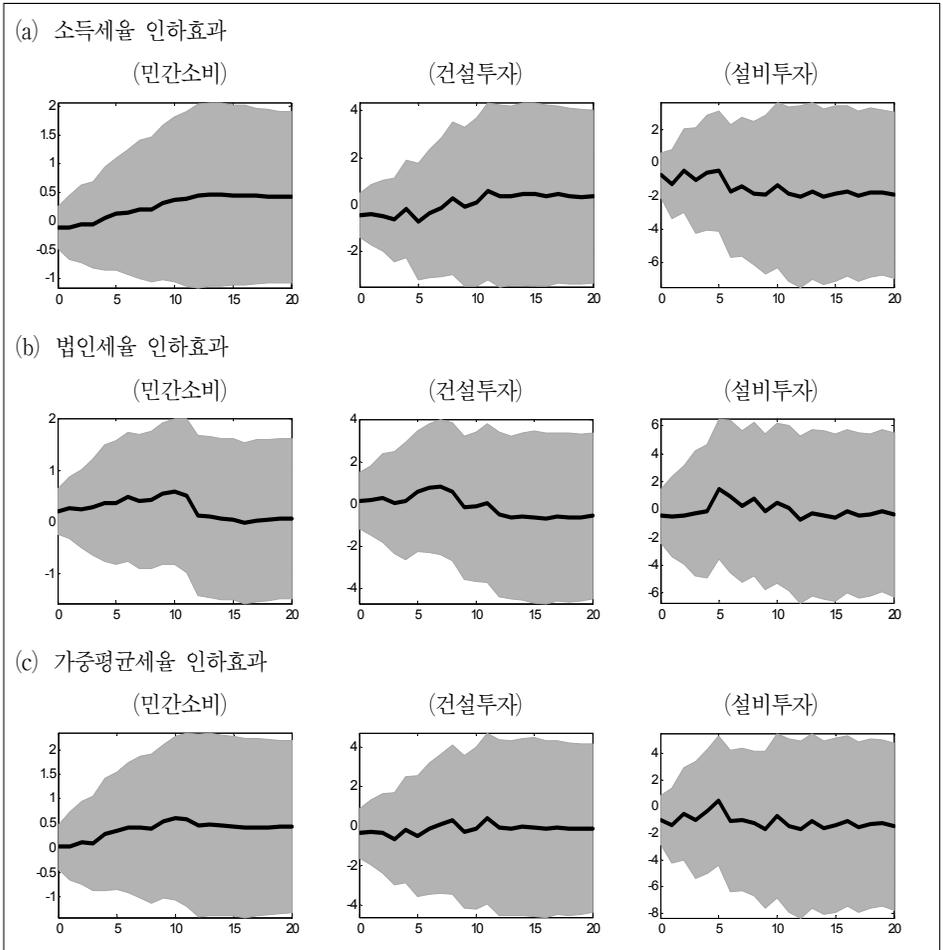
〈그림 17〉 서울인하의 산출효과(경기전환점 부근의 서울변동을 제외한 경우)



우선 〈그림 16〉은 경기전환점 부근의 서울변동을 제외하지 않고 모든 관측치를 이용하여 추정한 서울인하 효과를 나타낸다. 패널 (a)에서 전체 기간에 대한 추정 결과를 보면 법인세율 인하에 대해서는 실질GDP가 증가하였다가 원래 수준으로 돌아가는 것으로 나타났으나, 소득세율 및 가중평균세율 인하에 대해서는 실질GDP가 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 패널 (b)에서 1981년 이후의 추정결과를 보면 법인세율 인하효과는 비슷한 것으로 분석되었으나 소득세율 및 가중평균세율 인하시 실질GDP가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 추정결과와 유의성이 매우 낮았다. 다음으로 경기전환점 부근의 서울변동을 제외하고 추정한 결과는 〈그림 17〉에 나타나 있다. 이 경우 서울인하의 효과가 어느 정도 경제이론의 예상과 부합되는 것으로 보인다. 패널 (a)에서 전체 기간에 대한 추정결과를 보면 모든 경우에 있어서 실질GDP가 증가하는 것으로 나타났다. 다만 신뢰구간이 상당히 넓어 실질GDP 증가효과가 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 보인다. 반면 패널 (b)에서 1981년 이후 기간에 대한 추정결과를 보면 법인세율 인하의 경우에는 전체 기간에 비해 큰 차이가 없으나²⁵⁾ 소득세율 및 가중평균세율 인하의 경우 실질GDP 증가효

과가 상당히 커지는 것으로 나타났다. 또한 비록 실질GDP 증가효과가 5% 수준에서 통계적으로 유의하지는 않지만 추정결과의 유의성이 전체 기간에 비해 상당히 개선된 것으로 나타났다.

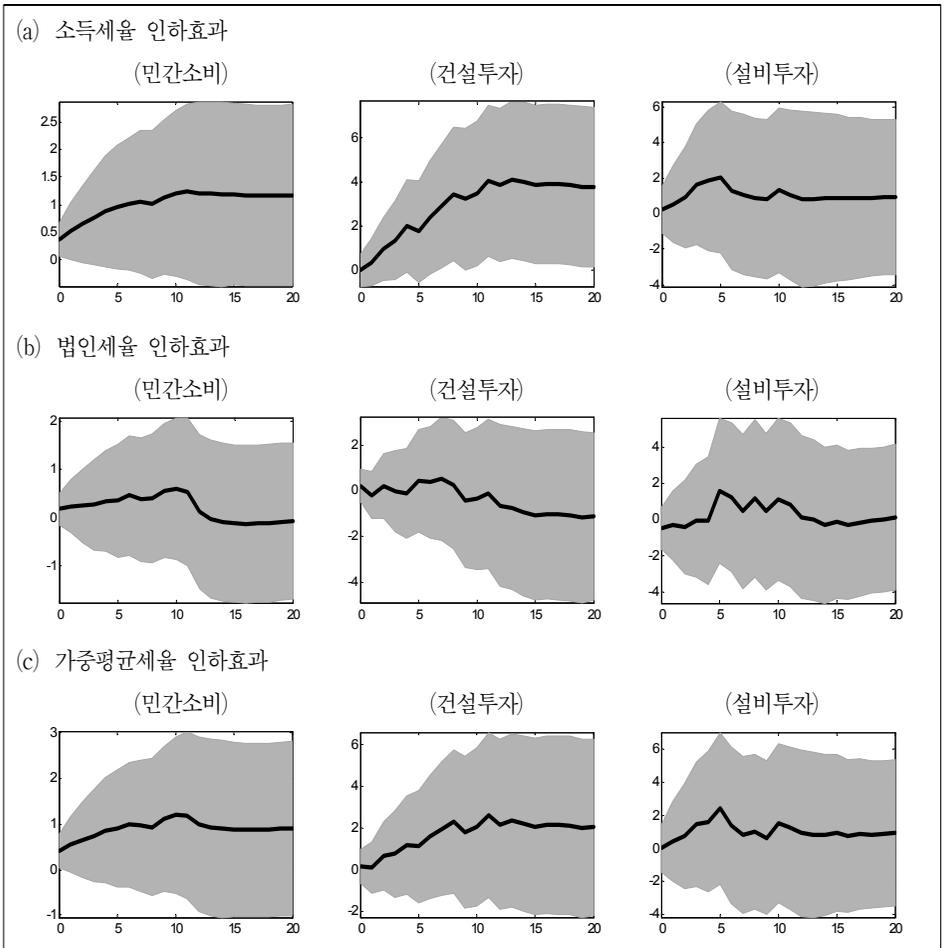
〈그림 18〉 GDP 구성요소에 대한 세율인하 효과
(추정기간: 1973.2/4~2010.3/4)



25) 〈그림 17〉에서 법인세율 1%포인트 인하시 추정기간에 따라 다소 다르기는 하나 실질GDP가 9~11분기후 최대 0.51~0.55%, 20분기후 0.20~0.26% 증가하는 것으로 나타났다. 한편 김명규·김성태(2010) 및 김승래·류덕현(2010)에서는 법인세율 5%포인트 인하시 장기적으로 실질GDP가 각각 0.8% 및 0.99~2.12%(1%포인트 인하시 각각 0.16% 및 0.20~0.42%) 정도 증가하는 것으로 나타났는데 본 논문에서 분석한 법인세율 인하의 중기효과는 이들의 경우에 비해 높은 반면 장기효과는 이들의 경우와 대체로 비슷한 것으로 보인다.

〈그림 19〉 GDP 구성요소에 대한 서울인하 효과

(추정기간: 1981.1/4~2010.3/4)



(3) GDP 구성요소에 대한 영향

서울인하가 실질GDP 뿐만 아니라 소비, 투자 등에 미치는 영향을 살펴보기 위해 식 (8)에서 실질GDP를 실질민간소비, 실질건설투자 또는 실질설비투자로 순차적으로 교체하는 방식을 택하였다.²⁶⁾ 〈그림 18〉과 〈그림 19〉는 경기전환점 부근의

26) 여기서는 GDP 구성요소의 실질변수로 국민계정의 공식 실질계열을 사용하였다. 구조적 VAR에서는 실질GDP와의 관계를 고려하여 GDP 단위로 환산한 실질변수를 사용하였으나 여기에서의 분석은 단일 방정식에 의존하는 점을 고려하여 실질변수를 GDP 단위로 환산하지 않았다. 그러나 GDP 단위로 환산한 실질변수를 이용하더라도 추정결과에 큰 차이가 없는 것으로

세율변동을 제외한 경우의 추정결과로서, 전자는 전체 기간에 대한 추정결과를, 후자는 1981년 이후 기간에 대한 추정결과를 보여준다.

우선 전체 기간에 대한 추정결과를 보면 소득세율 또는 법인세율 인하시 민간소비는 대체로 증가하는 것으로 나타났으나, 건설투자 및 설비투자의 증가효과는 미약하였다. 가중평균세율 기준으로 보더라도 민간소비는 대체로 증가한 반면 건설투자 및 설비투자가 증가하는 정도는 뚜렷하지 않았다. 또한 모든 경우에 있어서 추정결과의 유의성이 높지 않았다. 다음으로 1981년 이후 기간에 대한 추정결과를 보면 소득세율 인하에 대한 건설투자의 반응을 제외하면 전체 기간과 마찬가지로 추정결과의 통계적인 유의성은 낮은 것으로 나타났다. 다만 점추정치를 볼 경우 소득세율 인하시 민간소비, 건설투자 및 설비투자 모두가 상당폭 증가하였고, 법인세율 인하시에는 건설투자를 제외하고는 다른 GDP 구성요소가 대체로 증가하는 것으로 나타났다. 가중평균세율 기준으로도 세율인하시 소비, 투자 등이 상당폭 증가하였다.

3. 종합 평가

지금까지 Blanchard and Perotti(2002)의 구조적 VAR 모형과 세율자료를 직접 이용한 방법을 통해 우리나라 재정정책의 효과를 측정하여 보았다. 구조적 VAR 모형에 의할 경우 정부소비지출 및 정부투자지출 확대의 산출증가 효과는 뚜렷한 반면 감세효과는 뚜렷하지 않은 것으로 추정되었다. 반면 세율자료를 이용한 분석에서는 감세효과가 상당히 커지는 것으로 나타났다.

앞에서는 언급하지 않았지만 구조적 VAR 모형을 이용하여 재정정책의 효과를 측정할 때 충격발생 시점 또는 1분기후에 실질GDP 또는 그 구성요소가 감소하는 현상이 때때로 발견되었는데 이는 Blanchard-Perotti 모형의 방법론적 한계에 기인할 수 있다. 이들은 재정지출 및 조세수입의 예상치 못한 변동 중에서 당해 분기의 예상치 못한 산출 변동에 내생적으로 반응하는 부분을 제외한 나머지 부분을 재정지출 충격 또는 조세충격으로 파악하였다. 그러나 재정정책은 현재 뿐만 아니라 가까운 미래의 경제전망을 토대로 이루어질 수도 있다. 예를 들면 가까운 미래에 경기

가 나빠질 것이라고 예상한 상태에서 재정지출 확대가 이루어질 수 있는데 이러한 재정정책의 내생성을 고려하지 못하고 이를 재정지출 충격으로 간주할 경우 재정지출 확대가 오히려 실질GDP 감소로 이어지는 추정결과가 나타날 수 있다. 이는 미국경제를 대상으로 통화정책충격의 과급효과를 추정할 때 나타나는 물가퍼즐(price puzzle)과 비슷한 현상이라고 보여진다. 즉 미 연준이 미래에 물가상승률이 높아질 것으로 예상한 상태에서 정책금리를 미리 올리는 선제적 통화정책을 수행하였다고 하자. 이때 만일 통화정책의 내생성을 고려하지 않고 이를 통화정책충격으로 간주할 경우 정책금리 인상이 물가상승률 확대로 이어지는 추정결과를 얻게 되는 것이다. Blanchard-Perotti 방법의 단점을 극복하기 위해서는 정부가 재정계획을 수립할 당시의 경제전망치를 입수하고 미래의 경제상황에 대한 예상이 재정정책에 미치는 영향을 통제해줄 필요가 있다. 그러나 이 방법 역시 과거 경제전망치(분기별 자료)를 입수하기가 어려운 현실적 제약이 있는 것이 사실이다.

〈표 6〉 구조적 VAR 모형에 의한 재정승수 추정결과¹⁾

		시점별 재정승수				
		4분기후	8분기후	12분기후	16분기후	20분기후
재정지출	정부소비지출	1.640	1.854	1.705	1.609	1.516
	정부투자지출	2.673	2.865	2.555	2.484	2.395
	민간경상이전지출	0.462	0.373	0.323	0.280	0.243
조세	총조세	0.118	0.087	0.077	0.073	0.069
	순조세	0.132	0.086	0.074	0.070	0.065

주: 1) 1999년 이후 기간에 대한 추정결과.

마지막으로 외환위기 이후 기간에 대한 추정결과를 토대로 재정지출 확대 및 감세의 산출효과를 비교해 보고자 한다. 우선 구조적 VAR 모형에서의 산출효과는 항목별 재정지출(조세수입) 1% 증가(감소)에 대한 실질GDP의 퍼센트 변동을 나타내므로 동일한 기준에서 정책효과를 평가하기 위해서는 재정지출의 1원 증가 또는 조세수입의 1원 감소에 대한 실질GDP 증가폭, 즉 재정승수($\Delta Y/\Delta G$, $-\Delta Y/\Delta T$)를 비교하는 것이 바람직하다. 구조적 VAR 모형을 통한 분석에서 충격반응함수의 수치는 재정지출 또는 조세수입 변동에 대한 실질GDP의 탄력성을 의미하므로, 이를 실질GDP 대비 항목별 재정지출 비율 또는 조세수입 비율로 나누어(각 변수의 실

질GDP 대비 비율은 추정기간중 평균비율을 적용) 재정승수를 계산할 수 있다.²⁷⁾

이와 같이 계산된 재정승수는 <표 6>에 정리되어 있다. 우선 정부소비지출의 승수는 1보다 상당히 큰 것으로 나타났다. 이러한 점에서 정부소비지출 확대가 야기하는 구축효과와 정도는 그리 크지 않은 것으로 판단한다. 앞에서 보았듯이 외환위기 이후 기간에서는 정부소비지출이 확대될 경우 통화정책이 중립적인 입장을 견지하면서 시장금리가 다소 상승하였다. 시장금리 상승으로 일부 구축효과가 발생하였을 수 있으나 정부소비지출 확대의 산출효과가 상당히 큰 점에서 이러한 상쇄효과는 매우 작았던 것으로 보인다. 정부투자지출의 승수는 2를 넘는 것으로 나타났는데 이는 전통적 견해에 부합한다고 할 수 있다. 이러한 값은 Baxter and King (1993) 이 이론모형으로 제시한 값(2.64)에 근접하는 수준이다. 정부소비지출과 비교했을 때 정부투자지출은 직접적으로 생산물에 대한 수요로 작용할 뿐만 아니라 경제 전체의 생산능력을 증대시킬 수 있다는 점에서 정부소비지출보다 승수효과가 큰 것으로 예상되어 왔다. 다만 그동안 실증분석에서 이를 뒷받침하기가 용이하지 않았는데 본 연구에서는 통합재정수지자료의 자본지출 대신 국민계정의 정부고정자본형성을 이용함으로써 이러한 결과를 도출할 수 있었다. 이에 비해 민간경상이전지출의 승수는 시점에 따라 다르기는 하나 0.5를 밑도는 것으로 추정되었고 조세승수는 총조세 기준의 감세인지 또는 순조세 기준의 감세인지 여부에 관계없이 상당히 작은 것으로 나타났다.

이처럼 민간경상이전지출 확대 및 감세의 산출효과가 정부소비지출 및 정부투자지출 확대에 비해 상대적으로 작게 나타난 점은 생산물에 대한 직접적인 수요로 작용하는 재정정책이 소득을 통해 영향을 미치는 재정정책에 비해 그 효과가 더 큼을 의미한다. 다만 민간경상이전지출 확대 및 감세의 산출효과가 상대적으로 작게 추정된 것은 이용통계의 차이에 의해서 어느 정도 영향을 받았을 가능성에도 유의할 필요가 있다. 즉 정부소비지출 및 정부투자지출은 국민계정 자료를 이용하고 민간경상이전지출 및 조세수입은 통합재정수지 자료를 이용하는 관계로 전자는 중앙정부 및 지방정부 모두를 대상으로 하는 반면 후자는 중앙정부만을 대상으로 하고 있다. 이에 따라 민간경상이전지출 확대 및 감세의 효과가 과소 추정되었을 가능성을

27) 예를 들어 재정지출 승수는 $\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{\Delta Y/Y_0}{\Delta G/G_0} \div \frac{G_0}{Y_0}$ 인 관계를 통해 계산할 수 있다(단, G :

재정지출, Y : 실질GDP, G_0 : 충격발생전 재정지출 수준, Y_0 : 충격발생전 실질GDP 수준).

배제할 수 없다. 그러나 지방정부의 이전지출 및 지방세에 대한 분기별 자료가 발표되지 않고 있기 때문에 본 논문의 자료선택은 불가피한 측면이 있다. 따라서 향후 지방정부에 대한 분기별 재정통계가 이용가능할 경우 본 논문에서의 분석을 다시 시도해 보는 것도 의미가 있을 것으로 보인다.

〈표 7〉 서울자료에 의한 감세효과 추정결과¹⁾

	시점별 산출효과				
	4분기후	8분기후	12분기후	16분기후	20분기후
전체 기간	0.167	0.433	0.498	0.450	0.443
1981년 이후	0.850	1.154	1.312	1.275	1.278

주: 1) 가중평균세율 1%포인트 인하에 대한 실질GDP의 퍼센트 변동(경기전환점 부근의 세율변동을 제외한 경우).

한편 서울자료를 이용하여 분석한 감세효과는 〈표 7〉에 정리되어 있다. 여기에서는 소득세율 및 법인세율 변동이 독립적이지 않았을 가능성을 고려하여 가중평균세율 기준으로 서울인하의 효과를 표시하였다. 다만 이 표에서의 감세효과는 〈표 6〉과 달리 조세승수가 아니라 세율 1%포인트 인하에 대한 실질GDP의 퍼센트 변동을 나타낸다.²⁸⁾ 세율 1%포인트 인하가 실질GDP에 미치는 영향은 앞서 보았듯이 추정기간별로 큰 차이가 있다. 전체 기간에 대한 추정결과에서는 세율 1%포인트 인하시 실질GDP가 1년후 0.17%, 5년후 0.44% 증가하는 것으로 나타났다. 이에 비해 1981년 이후 기간에서는 세율 1%포인트 인하시 실질GDP가 1년후 0.85%,

28) 〈표 7〉의 추정결과는 다음과 같은 제한적인 가정 하에서 조세승수로 해석할 수 있다. 즉 세율과 소득 간에 비례적 관계가 있고 모든 세율이 동일하게 변경된다고 가정해 보자. 이 경우 세율인하에 따른 외생적 조세수입 변동은 충격발생전 소득 수준에 세율인하폭을 곱한 규모로 볼 수 있다($T = \tau Y$ 인 관계에서 세율인하에 따른 외생적 조세수입 변동은 $\Delta T = \Delta \tau \cdot Y_0$ 가 됨). 따라서 조세승수는

$$-\frac{\Delta Y}{\Delta T} = -\frac{\Delta Y}{Y_0} \frac{Y_0}{\Delta T} = -\frac{\Delta Y}{Y_0} \frac{Y_0}{\Delta \tau \cdot Y_0} = \frac{\Delta Y}{Y_0} \frac{1}{(-\Delta \tau)}$$

(단, T : 조세수입, τ : 세율, Y : 실질GDP, Y_0 : 충격발생전 실질GDP 수준)

형태로 변형될 수 있다. 세율을 1%포인트 인하할 경우 $-\Delta \tau = 0.01$ 이므로 결국 실질GDP의 퍼센트 변동 자체가 조세승수가 된다. 그러나 실제에 있어서는 각종 공제 등이 세수에 영향을 미칠 수 있는 점, 모든 세율이 동일하게 변경되지 않은 점 등으로 〈표 7〉의 추정결과는 조세승수와 상당히 괴리될 수 있으므로 이러한 해석에 주의를 요한다.

5년후 1.28% 증가하는 것으로 추정되는 등 세율인하의 효과가 훨씬 큰 것으로 분석되었다.

이와 같이 구조적 VAR 모형을 이용하여 감세효과를 분석한 결과와 세율자료를 이용하여 감세효과를 분석한 결과가 상당한 차이를 보이는 것은 여러 가지 요인에 기인하는 것으로 보인다. 우선 구조적 VAR 모형을 이용하여 측정한 감세효과에는 여러 가지 감세정책의 효과뿐만 아니라 불규칙한 요인의 효과가 복합적으로 나타났을 가능성이 있다. 감세정책은 세율인하 외에도 비과세 및 감면 확대 등 다양한 방법으로 시행될 수 있다. 구조적 VAR 모형에서는 이러한 다양한 방법에 의한 영향이 조세충격에 반영되었을 수 있고 이에 더하여 징세시기의 변경 또는 일시적 연기 등 불규칙한 요인이 조세충격으로 간주되었을 수도 있다.²⁹⁾ 반면 세율자료를 이용한 경우에는 세수에 영향을 미치는 가장 중요한 요소인 세율인하에만 국한하여 감세효과를 분석하고 있기 때문에 분석결과가 보다 뚜렷하게 나타났을 수 있다.

다른 한편으로 구조적 VAR 모형에서의 감세효과는 일시적 충격에 대한 영향인 반면 세율자료를 이용하여 측정한 감세효과는 영구적 충격에 대한 영향일 가능성이 있다. 앞서 언급하였듯이 <표 3>의 단위근 검정결과 및 <그림 1>의 추이를 보면 GDP 대비 조세수입 비율이 상당히 안정적인 것으로 나타나는데 이는 전체 세수 측면에서는 우리나라의 조세충격이 일시적인 성격을 지녔음을 시사한다. <그림 2>의 패널 (b)에서 보더라도 조세수입은 초기 시점에 감소하였다가 빠른 속도로 원래 수준으로 돌아가는 모습을 보이는데 이러한 점에서 구조적 VAR 모형에서 측정된 감세효과는 일시적 감세의 효과를 나타낼 수 있다. 반면 세율자료를 이용한 분석에서는 세율이 영구적으로 인하되는 경우를 상정하였으므로 동 분석에서의 감세효과는 영구적 감세의 효과를 나타낸다. 통상적인 경제이론에서 일시적 감세보다는 영구적 감세가 가계의 향상소득 및 소비에 미치는 영향이 더 큰 점에서 세율자료를 이용한 분석에서 감세효과가 더 뚜렷하게 나타난 결과도 이러한 점이 반영된 것이라고 해석할 수 있다.

29) 세목별 징세시기가 달라 계절에 따라 조세수입이 큰 폭으로 변동할 수 있는데 세목별 징세시기가 일정할 때에는 계절변동 조정시 이러한 움직임이 제거될 수 있다. 그러나 특정 세목의 징세시기가 제도적으로 변한 경우에는 계절변동 조정과정에서 걸리지 않아 조세충격으로 간주될 가능성이 있다.

IV. 맺음말

미국 등 주요국에서는 오래전부터 재정정책의 효과에 관한 연구가 이론적·실증적 차원에서 활발하게 진행되어 왔는데 그 효과는 국가별로 상당히 다르다는 것이 일반적 인식이다. 우리나라에서 재정정책의 효과에 관한 연구는 주로 실증적 차원에서 이루어졌는데 재정지출 확대의 산출효과가 뚜렷하지 않거나 감세보다 효과가 작다는 것이 대체적인 분석결과이다. 이러한 분석은 Blanchard and Perotti (2002)가 제시한 구조적 VAR 모형을 통해 이루어졌는데 재정지출의 기능별 차이를 충분히 고려하지 못한 점, 이용통계의 적합성이 낮은 점, 재정지출의 영구적 효과를 감안하지 못한 점 등에서 분석결과의 해석에 많은 제약이 따른다.

본 논문은 기존 연구와 마찬가지로 Blanchard and Perotti (2002)의 구조적 VAR 모형을 이용하되, 기존 연구에서 노정된 문제점을 해결하기 위해 이용통계 및 변수처리 방법을 달리하고 재정지출을 소비지출, 투자지출, 이전지출 등으로 보다 세분하여 산출효과를 살펴보았다. 이용통계 면에서는 통합재정수지 자료 대신 지방정부의 재정지출이 포함되어 있는 국민계정의 정부소비지출 및 정부고정자본형성 통계를 이용하였다. 변수처리 면에서는 기존 연구처럼 추세를 제거한 변수를 이용할 경우 재정정책의 영구적 영향을 포착하기 어려운 점을 고려하여 수준 변수를 이용하여 산출효과를 추정하였다.

이와 함께 조세수입 자료를 이용한 구조적 VAR 모형의 경우 감세효과뿐만 아니라 불규칙한 요인의 효과가 복합적으로 나타날 수 있다는 우려를 감안하여 국내에서는 최초로 1970년 이후의 소득세율 및 법인세율 자료를 추적·입수하여 세율변경에 따른 산출효과를 직접적으로 추정하였다. 이는 Romer and Romer (2010)의 방법을 우리나라의 자료에 적용한 새로운 시도이다.

본 논문의 주요 연구결과를 요약하면 우선 구조적 VAR 모형을 이용한 분석에서는 정부소비지출 및 정부투자지출 확대의 산출효과가 기존 연구에 비해 큰 것으로 나타났고 감세효과는 상대적으로 작은 것으로 추정되었다. 재정지출 확대의 산출효과가 상당히 큰 점에서 재정지출 확대가 야기하는 구축효과의 정도는 우리나라에서 그리 크지 않은 것으로 보인다. 재정지출 항목별로는 전통적 견해와 마찬가지로 정부투자지출의 효과가 정부소비지출의 효과보다 큰 것으로 나타났다. 정부소비지출 및 정부투자지출 확대가 감세에 비해 산출효과가 큰 것은 생산물에 대한 직접적인

수요로 작용하는 경로가 소득을 통해 영향을 미치는 경로보다 더 크게 작동한 결과로 풀이된다. 그러나 우리나라의 조세수입이 정책변화 외에도 여러 가지 불규칙한 요인에 크게 영향을 받는 점, 조세수입의 변동이 일시적인 점, 조세수입에 지방세가 포함되어 있지 않은 점 등에서 감세효과가 제대로 측정되지 않았을 가능성을 배제할 수 없다.

한편 세율자료를 이용하여 별도의 회귀분석을 실시한 결과에서는 감세효과가 구조적 VAR 모형에 비해 더욱 커지는 것으로 나타났다. 동 분석에서의 산출효과는 세율이 영구적으로 인하되는 경우를 전제로 측정된 것이므로 이러한 분석결과는 영구적 감세효과가 일시적 감세효과보다 상당히 커질 수 있음을 시사한다. 다만 우리나라의 경우 세율을 변경한 사례가 충분히 많지 않아 동 방법을 이용하더라도 추정 결과에 상당한 불확실성이 있다는 점에 유의하여야 할 것이다.

본 논문의 분석에서 보듯이 어느 자료를 이용하는지에 따라 재정정책의 효과 추정결과가 크게 달라진다. 이 점에서 적합성이 높은 자료를 이용하는 것이 재정정책의 효과 측정에 관건이 되므로 앞으로도 보다 정확한 재정통계를 확보하는 데 많은 관심을 보여야 할 것이다. 특히 조세수입, 이전지출 등의 경우 지방정부의 재정통계가 포함되지 않은 점이 감세 및 이전지출 확대 효과에 대한 추정결과를 왜곡시킬 수 있으므로 지속적으로 관련 자료를 입수하고 재정정책의 효과를 측정해 보는 노력이 필요하다.

■ 참 고 문 헌

1. 김명규·김성태, “동태 CGE모형을 이용한 한국 법인세 인하의 경제적 파급효과 분석,” 『경제학연구』, 제58집 제3호, 2010, pp. 75-119.
(Translated in English) Kim, Myoung Kyu and Sung Tai Kim, “An Analysis on the Economic Effect of Corporate Income Tax Reduction in Korea Using Dynamic Computable General Equilibrium Model,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, 58(3), 2010, pp. 75-119.
2. 김배근, “제조업과 서비스업의 기술진보 격차가 고용에 미치는 영향,” 금융경제연구 제370호,

한국은행 금융경제연구원, 2009.

(Translated in English) Kim, Bae-Geun, "The Effects of Neutral and Manufacturing-Specific Technology Shocks on Employment in the Korean Economy," BOK Institute Working Paper No. 370, The Bank of Korea, 2009.

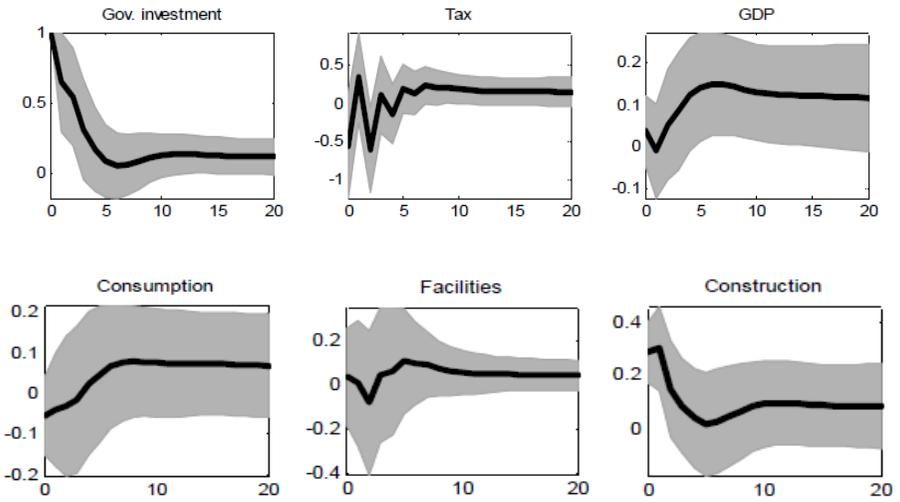
3. 김성순, "SVAR 모형을 이용한 정부지출과 조세 변화의 경제적 효과 분석," 『재정논집』, 제22집 제1호, 2007, pp. 3-33.
(Translated in English) Kim, Seong Suhn, "The Economic Effects of Government Spending and Taxes in Korea: A Structural VAR Approach," *Korean Journal of Public Finance*, 22 (1), 2007, pp. 3-33.
4. 김승래 · 류덕현, "감세의 경제적 효과와 재정운용," 연구보고서 10-05, 한국조세연구원, 2010.
(Translated in English) Kim, Seung-Rae and Deockhyun Ryu, "The Economic Effects of Deficit-Financed Tax Cut in Korea," Working Paper No. 10-05, Korea Institute of Public Finance, 2010.
5. 김우철, "세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석," 『재정포럼』, 한국조세연구원, 2006, pp. 24-41.
(Translated in English) Kim, Woocheol, "The Effects of Changes in Government Spending and Taxes on National Income," *Monthly Public Finance Forum*, Korea Institute of Public Finance, 2006, pp. 24-41.
6. 박기백 · 박형수, 『재정의 경기조절기능 연구』, 한국조세연구원, 2002.
(Translated in English) Park, Ki-baeg and Hyung-soo Park, *Fiscal Role in Economic Stabilization*, Korea Institute of Public Finance, 2002.
7. 백웅기 · 서은숙, "우리나라 재정정책의 산출효과 분석," 미발간 외부연구용역보고서, 한국은행, 2009.
(Translated in English) Baek, Ehung Gi and Eun Sook Seo, "The Output Effects of Fiscal Policy in Korea," Unpublished Research Project Report, The Bank of Korea, 2009.
8. 허석균, "우리나라 재정정책의 유효성에 관한 연구," 『한국개발연구』, 제29권 제2호, 한국개발연구원, 2007, pp. 1-40.
(Translated in English) Hur, Seok-Kyun, "On the Efficacy of Fiscal Policy in Korea during 1979~2000," *Journal of Economic Policy*, 29 (2), Korea Development Institute, 2007, pp. 1-40.
9. Aiyagari, S. Rao, Lawrence Christiano and Martin Eichenbaum, "The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption," *Journal of Monetary Economics*, 30, 1992, pp. 73-86.
10. Barro, Robert, "Output Effects of Government Purchases," *Journal of Political Economy*, 89 (6), 1981, pp. 1086-1121.
11. Baxter, Marianne and Robert King, "Fiscal Policy in General Equilibrium," *American Economic Review*, 83 (3), 1993, pp. 315-334.
12. Blanchard, Olivier and Roberto Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, November, 2002, pp. 1329-1368.
13. Burnside, Craig, Martin Eichenbaum and Jonas Fisher, "Fiscal Shocks and their

- Consequences,” *Journal of Economic Theory*, 115, 2004, pp.89-117.
14. Chow, Gregory and An-loh Lin, “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series,” *Review of Economics and Statistics*, 53, 1971, pp.372-375.
 15. Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Charles Evans, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113(1), 2005, pp.1-45.
 16. Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Robert Vigfusson, “What Happens after a Technology Shock?,” NBER Working Paper, No. 9819, 2003.
 17. Edelberg, Wendy, Martin Eichenbaum and Jonas Fisher, “Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases,” *Review of Economic Dynamics*, 2, 1999, pp.166-206.
 18. Hall, Robert, “Labor Supply and Aggregate Fluctuations,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12, 1980, pp.7-33.
 19. Hamilton, James, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
 20. Perotti, Roberto, “In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy,” NBER Macroeconomics Annual, 2007, pp.169-226.
 21. Ramey, Valerie, “Identifying Government Spending Shocks: It’s All in the Timing,” *NBER Working Paper*, No. 15464, 2009.
 22. Ramey, Valerie and Matthew Shapiro, “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, 1998, pp.145-194.
 23. Romer, Christina and David Romer, “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks,” *American Economic Review*, 100(3), 2010, pp.763-801.
 24. Rotemberg, Julio and Michael Woodford, “Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity,” *Journal of Political Economy*, 100(6), 1992, pp.1153-1207.
 25. Sims, Christopher, James Stock and Mark Watson, “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” *Econometrica*, 58, 1990, pp.113-144.
 26. Tenhofen, Jörn and Guntram Wolff, “Does Anticipation of Government Spending Matter? Evidence from an Expectation Augmented VAR,” Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 14, 2007.

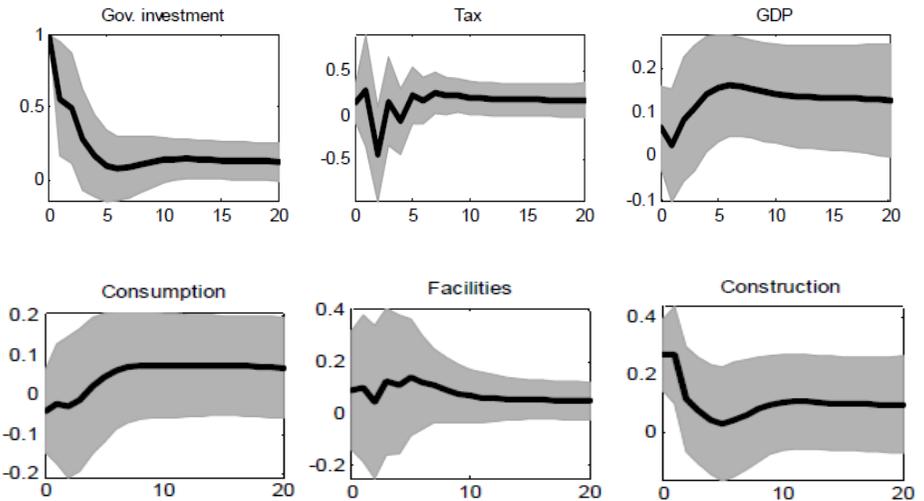
〈부 록〉

제약조건에 따른 정부투자지출 확대의 효과

1. $a_2 = 0$ 이라고 가정한 경우



2. $b_2 = 0$ 이라고 가정한 경우



Estimating the Effects of Fiscal Policy Using Structural VARs and Tax Rates

Bae-Geun Kim*

Abstract

This paper examines the output effects of fiscal policy based on two approaches. The first approach employs SVARs. However, it differs from previous studies in data sources, classification of government expenditures, and treatment of data to allow for permanent effects of fiscal policy. The second one is the first attempt in Korea to estimate the effects of a tax cut using historical data on tax rates since 1970. Results show that the effects of an increase in government expenditures are much bigger than those found in previous studies. The effects of a tax cut estimated with tax rates are more pronounced than in SVARs.

Key Words: fiscal policy, government expenditures, tax cut

Received: June 16, 2011. Revised: June 28, 2011. Accepted: Sep. 19, 2011.

* Assistant Professor, Department of Economics, Chung-Ang University, 221, Heukseok-Dong, Dongjak-Gu, Seoul 156-756, Korea, Phone: +82-2-820-5490, e-mail: kimb@cau.ac.kr