Reexamination of Fiscal Policy in a Small Open Economy: The Case of Korea*

Yang, Doo Yong † Jung, Yong Seung ‡

Abstract We empirically estimate the effects of expansionary fiscal policy in Korea to analyze the impacts of the fiscal policy with different exchange rate regime. First, we empirically estimate the Structural VAR to identify the transmission mechanism of major macroeconomic variables from government expenditure shocks in Korea. The government expenditure shocks increase consumption, investment, and GDP. At the same time net exports decrease and foreign exchange rates depreciate in the long run. Second, we set up a small open economy model with financial frictions and discuss the role of financial market frictions in generating a multiplier of government expenditure under PEG and flexible exchange regime. Extended the existing literature on fiscal policy by introducing limited asset market participation and external finance a la Bernanke et al. (1999) into the model. Shown that the multiplier can be larger than one under pegged exchange rate regime, while is smaller than one under flexible exchange rate regime.

Keywords Fiscal Policy, Exchange Rate Regime, Fiscal Mutiplier **JEL Classification** E32, E44

^{*}This work was supported by the National Research Foundation of the Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2014S1A3A2044637).

[†]College of International Studies, Kyung Hee University, Email: yangdy@khu.ac.kr

[‡]Department of Economics, Kyung Hee University, Email: jungys@khu.ac.kr

환율제도에 따른 재정정책 재고찰: 한국 사례를 중심으로 *

양두용[†] 정용승 ‡

Abstract

본고는 한국의 재정정책이 서로 다른 환율제도하에서 어떻한 효과가 있는 가를 실증적으로 분석하고 이론적으로 상이한 환율제도가 재정정책에 미치는 영향을 분석하고 있다. 한국의 재정지출충격에 대한 transimission mechanism을 SVAR을 통해 분석한 결과 재정지출 충격은 총생산, 민간소비, 그리고 민간투자를 증가시키는 것으로 나타났다. 더욱이 재정지출충격에 따라 순수출은 감소한다. 한편, 국내 금리는 단기적으로 감소하였다 상승하였고, 환율은 장기적으로 절하되는 것으로 나타나고 있다. 또한 외환위기 이전인 고정환율제도하에서의 재정지출충격에 대한 총생산의 반응은 외환이기 이후보다 크다. 이는 자유변동환율제하에서 재정승수가 감소함을 의미한다. 신케인지언모형을 통해 재정정책의 효과를 분석한 결과 첫째, 통상적으로 알려진 바와같이 재정지출정책의 효과는 변동환율제보다 고정환율제보다 크게 나타났으나 재정승수가 반드시 1보다 크게 나타나지는 않았다. 둘째, 이론적 모형에서 자산을 보유하지 않은 가계가 존재하는 비중이 클수록 재정지출확대에 따라소비의 증가폭도 크게 나타났는데, 이는 자산을 보유한 가계부문이 재정지출확대에 따라 국내금리상승으로 소비를 지연시키는 효과가 크기 때문이다

Keywords 재정정책, 환율제도, 재정승수

JEL Classification E32, E44

^{*}본 연구는 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임을 밝힌다.(NRF-2014S1A3A2044637)

[†]경희대학교 국제학과 Email: yangdy@khu.ac.kr

[‡]경희대학교 경제학과 Email: jungys@khu.ac.kr

1. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 재정정책 효과에 대한 논의가 활발히 진행 되었다. 가장 큰 이유는 대부분의 국가들이 글로벌 금융위기 이후 확장 재정정 책을 통해 경기를 회복시키고자 하는 정책 시행이 동시적으로 이루어졌다는 것이다. 미국의 American Recovery and Reinvestment Act와 유럽의 European Economic Recovery Plan이 대표적인 예이다. 이와 같은 대규모 확대재정정책 의 시행과 관련해서 그 효과에 대한 다양한 논의가 진행되었다. 논의의 쟁점 은 재정정책 승수(fiscal multiplier)의 크기가 어느 정도인가 하는 것으로 시작 되었다. 1 한편, 재정정책 승수(multiplier)가 경제 상황에 따라 다르게 적용될 수 있다는 점이 제시되었다. 즉 평상시의 승수효과는 크지 않지만 위기시에 는 승수효과가 크기 때문에 재정정책의 효과가 총생산 증가에 도움을 준다 는 것이다. Auerbach and Gorodnichenko(2012)는 경기침체기의 재정승수가 경기확장기보다는 크다는 점을 실증적으로 보여주었다. Corsetti, Meier and Muller(2011)는 OECD 국가들의 패널자료를 이용한 분석에서 금융위기시의 재정승수가 평사시보다 높다는 점을 제시하였다. Christiano, Eichenbaum, and Rebelo (2011) and Woodford(2011)는 이론적 모형을 이용해 zero lower bound 에서 재정승수가 매우 높을 수 있음을 증명하였다.

재정승수에 대한 논의는 선진국과 개도국의 재정승수가 서로 다르다는 주장도 제기되었다. Ilzetzki, Mendoza, and Vegh(2013)는 개도국의 경우 확대재정정책에 따른 총생산 증가 선진국에 비해 크지 않고 상대적으로 일시적이라는 점을 실증적으로 보여주었다. 또한 이들은 상대적으로 폐쇄경제의 경우장기 재정승수가 1.3으로 크지만 개방경제의 경우 장기 재정승수가 마이너스 값을 나타낸다고 주장하였다. 더욱이 한 국가의 국가부채의 규모도 재정승수에 영향을 미친다는 점을 보여주었다.

한편 환율제도에 따라 재정정책의 효과가 다르게 나타날 수 있다. 먼델-프레밍 모형에 의하면 자유변동환율제도하에서의 재정정책은 효과가 없으며, 반면 고정환율제도하에서의 재정효과는 크다고 알려져 있다. 이러한 점을 감안 할때, 유럽 국가들에 있어 유로화에 대해 환율을 고정시킨 EMU국가와 자유변동환율제도를 택하고 있는 영국의 경우 재정정책의 효과가 다르다는 점이 중요한 이슈로 등장하였다. 전통적인 먼델-프레밍 모형하에서는 환율제도는 재정정책의 효과에 직접적인 영향을 미친다. 즉 고정환율제도나 currency union의 경우 재정정책의 효과는 매우 크지만, 자유변동환율제도의 경우 재정

¹대표적인 예가 Barro와 Romer의 논쟁이다. Barro (2009)는 평상시 재정승수가 0에 가깝다고 하였고, Romer는 재정승수가 1.6이라고 주장하였다

정책의 효과는 거의 없다는 것이다.

자유변동환율제도의 경우, 재정지출의 확대는 국내 금리를 상승시키는데 이는 자본 유입을 유발한다. 자본유입이 증가하면 환율이 절상되는데 이는 무역수지를 악화시킨다. 따라서 재정지출의 확대는 무역수지를 악화시켜서 결국 재정지출의 증가에 따른 국내재의 수요 증가가 무역수지 악화에 따른 국내재 수요 감소로 이어지는 구축효과(crowding out effect)가 발생한다. 반면에 고정환율제도의 경우 통화정책의 효과로 환율이 고정됨에 따라 국내재 수요와 공공 수요가 동시에 증가하고 무역수지는 변화하지 않는다. 따라서 재정정책의 승수가 1보다 클 수 있다.

최근 환율제도에 따른 재정정책의 효과에 대해 실증적 분석이 시도되었다. Acconcia, Corsetti and Simonelli(2011) 그리고 Nakamura and Steinsson(2011) 은 고정환율제도하의 국가들의 재정승수가 매우 크다는 것을 실증적으로 분석 하였다. Ilzetzki, Mendoza, and Vegh(2011)는 총 44개 국가들의 자료를 이용해 환율제도에 따른 재정승수 효과를 panel VAR을 이용해 분석하였다. 이들의 결론은 환율을 고정한 국가의 경우 장기승수(long-run multiplier)는 1.65인데 반해서 자유변동환율제를 채택한 국가의 장기승수는 거의 0에 가까다는 것 이다. Corsetti, Meier, and Muller(2011)의 경우 OECD국가들의 자료를 통해 panel VAR 분석을 한 결과 비슷한 결과를 보여주었다. 그러나 이러한 실증 분석들은 대부분 먼델-프레밍 모형이 예측하는 바와 같이 자유변동환율제도 하에서의 무역수지 감소와 환율절상과 같은 재정정책 구축효과가 뚜렸하게 나타나지 않는다고 결론 짓고 있다. 특히 이들은 먼델-프레밍 모형이 예측하 듯이 무역수지 감소를 통한 구축효과 발생보다는 민간소비의 조정이 구축효 과의 원인이라는 점을 강조하고 서로 다른 통화정책에 따라 재정승수 효과의 변화가 발생한다고 주장하였다. 이를 종합하면, 먼델-프레밍 모형에서 예측하 듯이 환율제도에 따라 재정승수효과가 다르게 나타난다는 점은 실증 분석으로 확인되었지만, 자유변동환율제도하에서 승수효과가 미미한 점이 무역수지 감 소와 환율절상으로 인한 구축효과에 있다는 점은 분명하게 보여주지 못하고 있다.

이러한 배경하에서 본 논문은 한국의 시계열 자료를 이용해서 환율제도에 따른 재정정책의 효과를 분석하고자 한다. 한국은 외환위기 이전에 상대적으로 고정환율제도를 채택하였으나, 외환위기 이후 자유변동환율제도로 전환하였다. 따라서 먼델-프레밍 모형에 의하면 재정승수가 축소되어야 한다. 또한 외환위기 이후 한국 경제는 대외개방을 확대함으로써 전체 경제에서 대외부분이 차지하는 비중이 증가하였다. 이러한 변화가 재정정책의 효과에 어떻게 작용하였는가를 살펴보는 것이 본 논문의 주 목적이다.

이론적 모형에서 본 연구에서는 직접적으로 경제위기 가능성을 고려하기 보다 정부부채 부담과 재정정책 수단의 제약이 있는 경우에 초점을 둔다. 즉 불완전 경쟁의 재화시장과 외생적 소비습관(external habit formation)의 실질 마찰이 존재하고 일부 경제주체가 금융시장에 참여할 수 없어 시장의 비효율 성이 존재하는 경제 환경을 상정하고 재정정책의 효과를 분석하고자 한다.

통상적인 신케인지안 모형은 누구나 다 금융시장에 참여할 수 있다는 가정 하에서 통화정책에 대하여 논의를 하고 있으나, 미국이나 유럽뿐만 아니라 우리나라의 경우에도 상당수 소비자들이 금융시장에 참여하지 못하고 있다. 비록 금융시장에 참여할 수 있다고 하더라도 많은 소비자들이 보유한 자산이 대부문 유동성이 떨어지는 부동산이기 때문에 이들의 소비경로는 경상소득경로와 유사하다고 할 수 있다.

다수의 소비자들이 이와 같은 차업제약하에서 의사결정을 한다는 실증연구들을 바탕으로 Gali, Lopez-Salido and Valles (2004 hereafter Gali et al.), Bilbiie (2008), Bilbiie and Straub (2013) 등은 일정 비율의 가계부문만 자산을 보유하고 있는 경우를 상정한 새 케인지안 모형에서 재정정책 및 통화정책을 분석하고 있다. 본 연구의 이론적 모형에서는 이러한 연구를 바탕으로 기업뿐만 아니라 가계부문도 금융시장참가에 일정한 제약이 존재한다는 경제환경을 설정하고 VAR모형을 통하여 발견한 재정정책의 효과를 비교-분석하고자 한다. 보다 구체적으로는 기업가와 금융기관간에 Bernanke et al. (1999)이 상정한 정보의 비대청서이 존재하며, 가계부문은 금융시장에 참여할 수 없는 무자산 가계부문(non-asset holder)과 금융시장에 아무런 제약없이 참여할 수 있는 자산보유 가계부문(asset holder)이 공존할 경우, 환율제도에 따라 재정정책효과가 어떻게 나타나는지를 설펴보고자 한다.

본 연구의 주요 시사점은 다음과 같다. 첫째, 통상적으로 알려진 바와 같이 재정지출정책의 효과는 변동환율제보다 고정환율제보다 크게 나타났으나 재정승수가 반드시 1보다 크게 나타나지는 않았다. 재정지출에 따른 구축효과 (crowding-out effect)가 발생하기도 하였는데, 이러한 효과는 국내재와 수입재간의 대체탄력성 크기에 따라 크게 좌우되는 것으로 나타났다. 만약, 교역조건변화에 따라 소비자나 기업이 국내재에서 수입재로 또는 수입재에서 국내재로 보다 용이하게 대체할 수 있다면, 즉 수입재와 국내재간의 대체탄력성이 클수록 재정지출확대에 따른 해외부문으로의 유출(leakage)이 증가하여 재정지출승수효과는 작게 나나났다. 둘째, 이론적 모형에서 자산을 보유하지 않은 가계가 존재하는 비중이 클수록 재정지출확대에 따라 소비의 증가폭도 크게 나타났는데, 이는 자산을 보유한 가계부문이 재정지출확대에 따른 국내금리 상승으로 소비를 지역시키는 효과가 크기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 우리나라의 자료를 중심으로 실증분석읗 하고 3절에서는 모형과 균형조건을 분석한 후, 4절에서는 2절에 나타난 재정정책의 효과를 이론적 모형에서 어떻게 설명할 수 있으며 어떠한 문제점이 있는지를 살펴보고자 한다. 마지막 5절은 결어이다.

2. 실증 분석

본 절에서는 재정정책의 효과가 서로 다른 환율제도하에서 어떠한 효과를 나타내는가를 한국의 경우를 바탕으로 실증적으로 분석한다. 이를 위해서 한국의 거시경제 변수들이 개정정책 충격에 따른 변화를 살펴보고자 한다.

1. 실증 모형

실증분석을 위해 SVAR(Structural Vector Autoregressive) 모형을 구축하고 이를 Recursive 구조에 따른 Identification을 설정하고 SVAR을 추정하였다. SVAR 축약모형은 다음과 같다.

$$X_t = \mu_0 + \mu_t + A(L)X_{t-1} + u_t, \tag{2.1}$$

여기서 μ_0 는 상수이고, t는 선형시간추세이다. A(L)은 lag polynomal이고 u_t 는 k 차원의 축약 모형에 대한 오차항으로 $E[u_t]=0$, $E[u_tu_t']=\Sigma_u$, 그리고 $s\neq t$ 인 경우 $E[u_tu_s']=0$ 을 만족한다.

이러한 축약모형에서 구조모형을 도출하면 다음과 같은 구조모형을 설정할 수 있다.

$$A_0 X_t = A_0 \mu_0 + A_0 \mu_t + A_0 A(L) X_{t-1} + B \varepsilon_t, \tag{2.2}$$

 $B\mathcal{E}_t = A_0u_t$ 인데 이는 축약모형의 오차항 u_t 과 구조적 충격인 \mathcal{E}_t 의 관계를 나타낸다. 구조적 충격인 \mathcal{E}_t 는 $E[\mathcal{E}_t] = 0$, $E[\mathcal{E}_t\mathcal{E}_t'] = \Sigma_{\mathcal{E}}$ 이며 $\Sigma_{\mathcal{E}}$ 는 diagonal하다. 따라서 matrix A_0 와 B를 추정하기 위해서는 이들 matrix의 파라미터 값에 대한 제약이 필요하다.

이러한 제약 중에 하나가 다음과 같은 recursive 접근 방식이다. 즉 축약모형의 오차항의 공분산과 구조적 총격의 공분산의 관계가 $\Sigma_u = A_0^{-1} \Sigma \varepsilon (A_0^{-1})'$ 으로 decomposition 된다고 가정한다.

이와 같은 recursive 접근방식을 가정하고 X_t 를 세개의 그룹으로 나누어서 order를 설정하였다. 첫째 X_t 의 subset인 X_{1t} 의 n_1 변수들은 재정정책 충격에 동시적으로 반응하지 않는다. 둘째, subset X_{2t} 는 n_2 변수로 구성되어 있는데 이는 재정정책에 동시에 영향을 받는다. 셋째, 재정정책의 변수인 G_t 와 T_t 는 각 각 재정지출과 재정수입의 형태로 구성된 정책 subset이다. 이를 종합하면 모든 변수는 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$X_{t} = [X_{1t}, G_{t}, T_{t}, X_{2t}], (2.3)$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}, \tag{2.4}$$

식(2.4)는 X_{1t} subset은 재정충격에 동시적으로 반응하지 않으며, 정책 subset은 subset X_{1t} 의 정보에 의해 결정된다는 것을 나타낸다. 그리고 subset X_{2t} 는 subset X_{1t} 와 정책변수들에 의해 동시적으로 반응한다는 것을 의미한다.²

2. SVAR 분석

본 장은 식 (2)와 같은 구조 모형을 SVAR(Structural Vector Autoregressive)을 통해 분석하였다. 모든 변수는 분기별 자료이며, 모든 변수는 자연로그값으로 전환하였으며, 이자율과 총생산대비 순수출은 level값을 이용하였다. 자료의 표출기간은 1987년 1분기부터 2016년 4분기까지이다.

재정 충격을 추정하기 위한 subset X_{1t} 의 변수는 총생산(GDP), 민간소비 (consumption), 민간투자(inv), 총생산에 대한 순수출(net export/GDP, nexp), GDP deflator로 선정하였다. 재정충격에 동시적으로 영향을 받는 subset X_{2t} 는 이자율(inter)와 대미원화환율(exe)로 구성되었다.

재정 지출 충격에 따른 전기간(1987년 1분기부터 2016년 4분기까지)의 충격함수는 그림 1에 나타나고 있다. 그림 1은 1% 재정지출 충격 증가에 대한 각변수들의 충격함수이다. 이들의 특징은 다음과 같다. 첫째, 재정지출 충격은 충생산과 민간소비 그리고 민간투자에 긍정적인 영향을 미친다. 1%의 재정지출 충격은 국내 총생산을 최고점인 5분기에 0.24% 증가시키고 민간소비를 3

²이러한 Identification은 Afonso and Sousa(2012)와 Fatas and Mihov(2001)에 의한 것이다

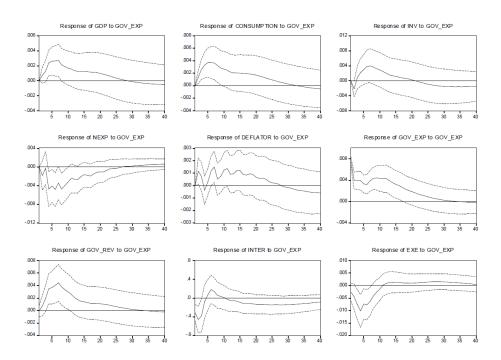


그림 1: 재정지출충격에 대한 충격함수(전기간)

분기에 0.36% 그리고 민간투자를 7분기후에 0.38% 증가시킨다. 둘째, 재정지출 충격에 따라 국내총생산 대비 순수출은 감소한다. 즉 무역적자가 발생한다. 이러한 무역적자는 재정확대정책의 긍정적인 효과를 감소시킨다. 즉 대외부분 개방 정도가 크면 이에 따른 무역적자 규모가 더욱 커져서 국내총생산의증가효과를 감소시킬 수 있다. 한편, 국내 금리는 감소하였다가 상승하고, 환율은 단기적으로 절상되었다가 장기적으로 절하되는 것으로 나타나고 있다. 환율절하는 재정지출 확대로 인해 발생하는 무역적자를 억제하기 위한 정부의환율개입정책에 따른 것이라고 판단된다.

환율제도가 재정충격에 미치는 영향을 분석하기 위해서 외환위기 이전과 외환위기 이후로 기간을 나누어서 식(2)의 SVAR분석을 시도하였다. 즉 외환 위기 이전에는 환율제도가 고정환율제도에 가깝게 운영된 반면, 외환위기 이 후에는 환율제도가 자유변동환율제도에 가깝게 운영되었다는 점을 착안하였 다. 더욱이 외환위기 이전은 대외개방정도가 상대적으로 낮았으나, 외환위기 이후에는 대외개방정도 역시 높아졌다.

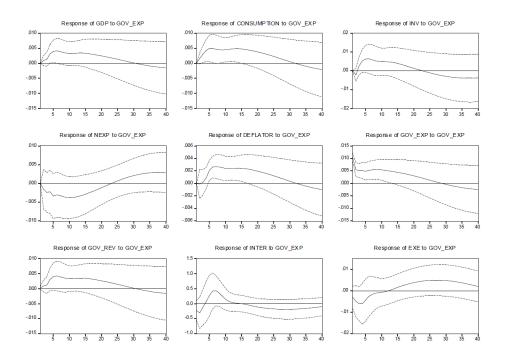


그림 2: 재정지출충격에 대한 충격함수(외환위기이전)

따라서 외환위기 이전 기간(1987년 1분기이후 1997년 4분기까지)은 고정 환율제도와 대외개방정도가 낮은 상황이라고 산정할 수 있다. 그림 2는 외환위기 이전의 충격함수를 나타낸다. 외환위기 이전의 충격함수의 특징은 다음과 같다. 첫째, 재정지출충격에 대한 총생산의 반응은 전기간에 비해 2배 정도로 높게 나타나고 있다. 1% 의 재정지출 충격에 대한 총생산의 증가는 0.42%이다. 둘째 소비와 투자 역시 전기간에 비해 높은 반응을 보이고 있다. 민간소비는 최고점이 5분기에 0.46%이고 투자 역시 0.52%로 전기간에 대한 반응보다 높게 나타나고 있다. 둘째 총생산대비 순수출의 감소 역시 전기간의 분석보다 외환위기 이전이 다소 덜 축소되는 것으로 나타났다. 이는 재정지출 충격이 대외경제에 미치는 영향이 상대적으로 크지 않음을 의미한다고 볼 수 있다. 셋째, 환율이 상대적으로 고정되면서 환율 감소가 외환위기 이전의 환율 절상이 상대적으로 크지 않게 나타났으며 통계적으로 유의하지 않다.

한편, 외환위기 이후에 대한 충격함수는 외환위기 이전과 다른 모습을 보이고 있다. 우선 총생산의 증가가 크지 않다. 1%의 재정지출충격에 대해서

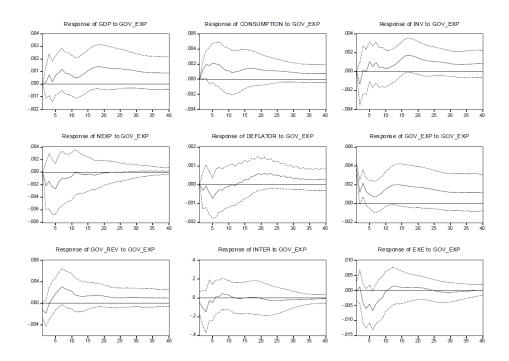


그림 3: 재정지출충격에 대한 충격함수(외환위기이후)

국내총생산은 최고점이 8분기이후의 반응이 0.1%로 외환위기 이전에 비해 4배 이상 축소되었다. 또한 국내 소비와 투자의 반응 역시 외환위기 이전과 비교해 볼 때 2배 이상 축소되었다. 이는 재정지출충격이 외환위기 이후에 국내 총생산, 민간소비, 그리고 민간투자에 대한 영향이 축소되었음을 의미한다.

이를 종합하면, 재정지출충격에 대한 주요 경제변수의 반응은 첫째 전기간을 통해 분석한 결과, 재정지출 충격은 국내총생산, 민간소비 및 민간투자에 긍정적인 영향을 미친다. 둘째, 민간투자는 민간소비에 비해 다소 늦게 반응한다. 셋째, 재정지출충격은 국내 순수출에 부정적인 영향을 미친다. 즉 재정지출충격에 따라 수입이 수출보다 증가하면서 무역수지 적자가 증가한다. 넷째, 재정지출충격은 국내 원달러 환율을 미치는 영향이 크지 않다. 이는 무역수지 감소를 감안할 때 원화환율의 절상이 기대되어야 하는데, 무역수지 감소를 억제하기 위한 정부의 시장개입의 결과라고 볼 수 있다. 따라서 환율 절상이 용인된다면 무역수지 감소가 더욱 확대되어 재정확대 정책의 구축효과가 더욱 커 질 수 있다는 점을 함의한다고 볼 수 있다.

3. 소규모개방 경제모형

본 소절에서는 기업과 가계부문에 금융시장의 마찰이 존재한다고 상정한다. 먼저 가계부문은 일부만 금융시장에 접근할 수 있으며, 기업부문의 경우는 Bernanke et al (1999)와 같이 기업가와 금융기관간에 정보비대칭성에 따른 금융마찰이 존재한다고 상정한다.

1. 가계부문

본 연구에서는 금융시장의 마찰을 고려하기 위해, 가계부문에서 금융거래에 아무런 제약을 받지 않는 자산보유 가계부문(asset-holder)이 $1-\lambda$, 금융거래에 참여하지 못하고 모든 가처분 소득을 소비하는 비자산 가계부문(non-asset holder)이 λ 만큼 존재한다고 상정한다.

2. 자산보유 가계부문

먼저, 자산보유 가계부문은 다음과 같이 일정한 예산제약 하에서 소비, 노동공급과 금융거래를 선택하여 자신의 일생 효용함수를 극대화한다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t} E_{0} \left[\frac{(C_{A,t} - bC_{A,t-1}^{a})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N_{A,t}^{1+\nu}}{1+\nu} \right], \ 0 < \beta < 1, \ \sigma \neq 1$$
 (3.1)

여기서 β 는 경제주체의 시간할인인자이고 σ^{-1} 는 기간간 대체탄력성, v^{-1} 는 임금에 대한 노동공급의 탄력성을 나타내며, E_t 는 t기 정보집합하의 기대연산자이다. 그리고 $C_{A,t+k}$ 와 $N_{A,t+k}$ 는 자산보유 가계부문의 t+k기 소비, 노동공급을 나타낸다. $C_{A,t+k-1}^a$ 는 외생적 소비습관으로 모든 자산보유 가계부문이동일하기 때문에 균형에서 지난 기 대표적 자산보유 경제주체의 소비와 같게되다.

$$C_{A,t-1}^a = C_{A,t-1} (3.2)$$

금융거래에 있어서 제약을 받지 않는 가계부문의 예산제약식은 다음과 같다.

$$C_{A,t} + \frac{B_{H,t}}{P_t R_t} + \frac{S_t B_{F,t}}{P_t R_t^* \Psi(\frac{S_t B_{F,t}}{P_t})} \le \frac{B_{H,t-1}}{P_t} + \frac{S_t B_{F,t-1}}{P_t} + \frac{W_t N_{A,t}}{P_t} + T R_{A,t}. \quad (3.3)$$

즉, 자산보유 가계부문은 국내채권과 외국채권를 R_t^{-1} 및 $R_t^*\Psi(\frac{S_tB_{F_t}}{P_t})^{-1}$ 의 가격으로 매매하며, 노동공급의 대가로 임금 W_t , 정부로부터 이전지급 또는 정액세 TR_t 를 지급받거나 지급하고 소비 및 채권수요를 결정한다. 한편, 국내가계부문의 소비와 물가는 국내재와 수입재간의 집합으로 다음과 같이 정의할수 있다.

$$C_{t} = \left[(1 - \gamma_{c})^{\frac{1}{\psi_{c}}} C_{HJt}^{\frac{\psi_{c} - 1}{\psi_{c}}} + \gamma_{c}^{\frac{1}{\psi_{c}}} C_{FJ}^{\frac{\psi_{c} - 1}{\psi_{c}}} \right]^{\frac{\psi_{c}}{\psi_{c} - 1}}, \tag{3.4}$$

$$P_{t} = \left[(1 - \gamma_{c}) P_{H,t}^{1 - \psi_{c}} + \gamma_{c} P_{F,t}^{1 - \psi_{c}} \right]^{\frac{1}{1 - \psi_{c}}}, \tag{3.5}$$

여기서 ψ_c 는 γ_c 각각 국내재와 수입재간의 대체탄력성과 재화시장의 개방 정도를 나타낸다. 국내외 자산보유가들의 채권선택식을 이용한 재정거래조건 으로부터 실질균형환율 $(\mathcal{E}_t = \frac{P_t}{S_t P_c^*})$ 을 구하면 다음과 같다.

$$E_t\left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{P_{t+1}^*}{P_t^*}\right] = \Psi\left(\frac{S_t B_{F,t}}{P_t}\right) E_t\left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{\mathcal{E}_{t+1}}{\mathcal{E}_t} \frac{P_{t+1}^*}{P_t^*}\right]$$
(3.6)

여기서 Λ_t 와 Λ_t^* , P_t^* 는 t기 국내자산보유가의 소비의 한계효용, 외국가계부문의 소비의 한계효용 및 외국소비자물가를 나타낸다. 상기식을 정상상태에서 로그 선형근사화하면, 실질균형환율의 변화율은 국내외 실질이자율 차이와 국내경제가 보유한 순해외자산에 의존하는 것으로 요약할 수 있다.

$$E_t(\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t) = (r_t - E_t \pi_{t+1}) - (r_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) - \eta_F b_{F,t}$$
(3.7)

 $r_t \equiv lnR_t, r_t^{ast} \equiv lnR_t^*$ 이고 π_t, π_t^* 는 국내 및 외국의 소비자 물가상승률이다. 그리고 $b_{F,t} \equiv \frac{S_tB_{F,t}}{P_tY_t}$ 은 정상상태에서 국내경제가 보유한 국내총생산물대비 t기 순해외 자산규모비율이다.

3. 무자산 가계부문

다음으로 금융시장에 참여할 수 없는 무자산 가계부문은 일정한 예산제약 하에서 소비 및 노동공급을 선택하여 자신의 효용함수를 극대화한다.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^{t} E_{0} \left[\frac{(C_{R,t} - bC_{R,t-1}^{a})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N_{R,t}^{1+\nu}}{1+\nu} \right], \ 0 < \beta < 1, \ \sigma \neq 1$$
 (3.8)

여기서 $C_{R,t}$, $N_{R,t}$ 는 무자산 가계부문의 t기 소비, 노동공급을 나타낸다. $C_{R,t-1}^a$ 는 외생적 소비습관으로 자산 가계부문과 같이 동일하기 때문에 균형에서 지난 기 대표적 무자산 가계부문의 소비와 같다. 금융거래에 있어서 제약을 받는 무자산 가계부문의 예산제약식은 다음과 같다.

$$C_{Rt} = W_t N_t + T R_{Rt} \tag{3.9}$$

 $TR_{R,t}$ 는 무자산 가계부문의 정액세 또는 이전지출이다.

4. 기업

본고에서는 Bernanke et al. (1999)을 따라 기업부문은 국내재 생산기업, 해외생산재 수입기업, 그리고 자본재 생산기업이 존재하며 자신의 자금과 외부자금을 이용하여 이 기업들로부터 자본을 매입하고 여타 기업들에게 자본을 임대하여 주는 기업가로 구성되어 있다고 상정한다.

1. 자본재 생산 기업

Christiano et al. (2009)과 같이 새로운 자본 설치에 조정비용이 소요된다는 가정하에 자본재 생산기업은 이윤의 현재가치를 극대화하기 위해 t기 말에 투자재와 t기에 사용된 기존 실물자본을 구입하여 t+1기에 사용될 새로운 자본재를 생산한다고 상정한다. 지난 기에 설치된 자본과 이번 기에 새로 구입한 자본의 한계전환율(marginal rate of transformation)은 1인 반면, 자본재의 소비재 대비 가격은 Q_{tt} 이기 때문에, 자본재 생산기업의 이윤현재가치의 극대화문제는 다음과 같이 주어진다.

$$\max \cdot_{\{I_{t+j}, K_{t+j}\}} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \Lambda_{t+j} \left(Q_{kt+j} K_{t+j} + (1 - \Psi(I_{t+j}/I_{t+j-1})) I_{t+j} - Q_{kt+j} K_{t+j} - I_{t+j} \right) \right]. \tag{3.10}$$

단, Λ_t 는 국내 자산보유 가계부문의 소비에 대한 한계효용을 나타낸다. 자본조정비용 Ψ 은 지난 기와 이번 기의 투자비율인 I_t/I_{t-1} 에 의존하며, 이 때조정비용함수 $\Psi(I_t/I_{t-1})$ 는 정상상태에서 $\Psi=\Psi'=0$ 이고 $\Psi''>0$ 이라고 상정한다.

2. 국내재 생산기업

동질의 자본과 노동은 기업간에 자유롭게 이동할 수 있으며, 국내재 생산기업 i는 노동과 자본을 사용하여 다음과 같은 규모수익불변의 생산기술을 이용하여 차별화된 재화 i를 생산한다.

$$Y_t(i) = A_t K_t(i)^{\theta} H_t(i)^{1-\theta},$$
 (3.11)

여기서 총요소생산성의 A_t 는 다음과 같은 AR(1)과정을 따른다.

$$\log A_t = \rho_A \log A_t + \xi_{A_t}, \quad -1 < \rho_A < 1, \tag{3.12}$$

여기서 ξ_A 는 i.i.d. 이고 $E[\xi_A] = 0$ 이다.

다음으로 이 기업은 독점적 경쟁시장에서 Calvo-Yun 형태의 가격설정방식을 따라 매기마다 기대이윤의 현재할인가치를 최대화하도록 $1-\alpha$ 의 확률로 자신의 최적 가격 \overline{P}_{HJ} 을 설정한다고 상정한다.

$$\max E_{t}\{\sum_{k=0}^{\infty} \alpha^{k} Q_{t,t+k}[\overline{P}_{H,t} Y_{t,t+k}(i) - M C_{t+k} Y_{t,t+k}(i)]\},$$
(3.13)

subject to

$$Y_{t,t+k}(i) = \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon} Y_{t+k},\tag{3.14}$$

여기서 $Q_{t,t+k} = \beta^k \frac{\Lambda_{t+k}/P_{t+k}}{\Lambda_t/P_t}$ 이다. 는 Dixit-Stiglitz (1970)을 만족시키는 집계화의 재화간 상대가격 탄력성을 나타낸다. Calvo-Yun 형태의 가격 설정하에서국내재 물가지수는 다음과 같이 주어진다.

$$P_{H,t}^{1-\varepsilon} = (1-\alpha)\overline{P}_{H,t}^{1-\varepsilon} + \alpha P_{H,t-1}^{1-\varepsilon}. \tag{3.15}$$

3. 수입재 기업의 가격설정

소규모 개방경제의 수입재 기업 역시 시장지배력을 갖고 자신의 기대이윤 현재가치를 극대화하도록 가격을 설정하게 되는데, 본고에서는 두 가지 형태 를 고려한다. 외국에서 재화를 외국화폐단위로 비용을 지불하고 수입하여 이 를 국내에 판매할 때 국내화폐단위로 가격을 설정할 때 환율변화와 무관하게 수입기업이 적절하게 가격을 설정하는 경우와, 환율변화에 1:1으로 반응하도록 국내가격을 정하는 경우를 모두 고려한다.

먼저, 독점적 경쟁시장에서 국내재를 생산하는 기업의 가격설정 문제와 유사하게 독점력을 갖고 수입품을 판매하는 기업의 가격설정 문제를 모형화하는 불완전환율전가(Imperfect Pass-Through)의 경우를 살펴보자. 외국기업 i가 차별성을 지닌 재화 i를 외국화폐 단위로 $P_{F,t}^*(i)$ 의 가격을 설정할 경우, 이 제품을 수입하는 수입업자 i는 국내화폐 단위로 제품 단위당 $S_tP_{F,t}^*(i)$ 의 한계 생산비용이 지불한다고 할 수 있다. 따라서 수입품 i를 IM(i)만큼 수입하는 국내 수입업자 i는 국내시장에서 자신의 기대이윤의 현재가치를 극대화하도록 국내화폐단위의 판매가격 $\overline{P}_{F,t}(i)$ 를 설정하게 되는 다음과 같은 최적화문제로 나타낼 수 있다.

$$\max_{\overline{P}_{F,t}(j)} E_{t} \{ \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_{F}^{k} Q_{t,t+k} [\overline{P}_{F,t}(i) - S_{t+k} P_{F,t+k}^{*}(i)] IM_{F,t+k}(i) \}, \quad (3.16)$$

subject to

$$IM_{F,t+k}(i) \le \left(\frac{\overline{P}_{F,t}(j)}{P_{F,t+k}}\right)^{-\varepsilon} IM_{F,t+k}.$$
(3.17)

여기서 α_F 는 수입가격이 지난 기와 같은 수준을 유지할 확률이다. 다음으로 완전한 환율전가하의 가격설정식으로 이는 상기 수입재 가격설정식에서 $\alpha_F=0$ 인 경우이다.

5. 기업가와 금융계약

본고에서는 Bernanke et al. (1999)에서와 같이 기업가(entrepreneur)는 자신이 원하는 수준의 자본을 매입할 정도의 충분한 자본을 보유하고 있지 못하고 있으며, 부족한 자금을 금융기관으로 차입하여야 한다고 상정한다. 또한 기업가와 금융기관간에는 비대칭적 정보가 존재하여 표준적 대출계약(standard debt contracts)을 체결하여 자금을 차입한다고 상정한다.

1. 기업가와 금융기관의 문제

자본을 소유하고 이를 국내재 생산기업에게 임대하여 운영할 수 있는 기업가의 진입 및 퇴출을 도입하기 위해 위험 중립적 기업가(entrepreneur)가 다음 기에도 생존할 확률을 κ라고 하자. 또한 기업가가 필요로 하는 자본규모

 K_{t+1} 를 Q_{kt} 가격으로 구입하여여 하는데, 이 규모가 자신이 보유한 순자산규모 NW_t 보다 크기 때문에 부족분 L_t 를 금융중개기관에서 차입하여야 한다고 상정한다.

$$L_t = Q_{kt} K_{t+1} - NW_t. (3.18)$$

또한 기업가의 자본수요는 외부자금 차입에 따른 기대비용 $E_t[R_{t+1}^e]$ 이 자본의 기대수익률과 같아야 한다는 다음의 조건에 의하여 결정된다.

$$E_t[R_{t+1}^e] = E_t \left[\frac{r_{kt+1} + (1 - \delta_k)Q_{kt+1}}{Q_{kt}} \right], \tag{3.19}$$

2. 표준적 대출계약

개별기업가만이 자신에게 가해지는 외부충격의 실현된 값을 관측할 수 있어 이러한 비대칭적 정보가 기업가와 금융중개기관간에 대리인문제(agency problem)를 야기한다고 상정한다. 또한 자금을 차입한 기업가가 파산하였다고 선언하였을 때에만 금융중개기관이 해당기업의 파산여부를 조사하며, 기업가가 파산한 경우에 금융중개기관은 파산기업가가 보유한 총자산중 기업가의 파산여부를 조사하는데 소요되는 비용을 제외한 기업가의 자산전부를 회수하게 된다고 상정한다.

Bernanke et al. (1999)에서와 같이, 외부자금 프리미엄(external finance premium)은 기업가의 순자산가치와 역의 관계에 있기 때문에, 외부자금 프리미엄 $\chi\left(\frac{NW_t}{Q_kK_{t+1}}\right)$ 은 외부자금을 차입한 기업의 보유자산/부채비율, 즉 L_t/NW_t 의 증가함수로 나타낼 수 있다. 따라서 기업가의 자본수요는 다음의 조건을 만족시킨다.

$$E_t[R_{t+1}^e] = (1 + \chi_t)E_t\left[\frac{R_t^* P_t L_t}{P_{t+1}}\right],\tag{3.20}$$

단,
$$\chi_t = \chi\left(\frac{NW_t}{Q_{kr}K_{t+1}}\right), \ \chi^{'}(.) > 0$$
 그리고 $\chi(0) = 0, \ \chi(\infty) = \infty$ 이다.

즉, 부채비휼이 감소하면 기업가는 보다 많은 외부 자금을 차입할 수 있으며 외부자금 프리미엄도 감소하게 되지만, 자본재가격이 하락하면 부채비율이 증가하여 외부자금 프리미엄이 증가하게 된다. 한편, 새롭게 진입하는 기업가가 D_t^t 만큼의 정액을 이전 지급받는다고 가정하면, 순자산은 다음과 같이 변동하게 된다.

상기 식 우변의 첫 번째 항은 기업가의 평균수입을 나타내며, 음의 두 번째 항은 기업가가 금융기관에 지급해야 하는 비용을 나타낸다. 그리고 마지막항은 새로이 진입하는 기업가에게 이전 지급되는 순부를 나타낸다.

$$NW_{t} = \kappa \left[R_{t}^{e} Q_{kt-1} K_{t} - \left[\frac{L_{t-1} R_{t-1}^{*}}{P_{t}/P_{t-1}} \right] + (1 - \kappa) D_{t}^{e}, \right]$$
(3.21)

6. 정부부문

정책당국은 외생적으로 일정하게 지출해야 하는 재정지출 $\{G_t\}_{t=0}^{\infty}$ 의 재원을 정액세를 부과하여 조달한다고 상정하고 재정정책당국은 외생적으로 일정하게 $\{G_t\}_{t=0}^{\infty}$ 을 지출하여야 하며, 동 재정지출은 다음과 같은 AR(1)과정을 따른다고 상정한다.

$$\log(G_t/G) = \rho_G \log(G_{t-1}/G) + \xi_{G,t}$$
(3.22)

본고에서는 환율의 변동폭정도에 따라 재정정책의 효과를 분석하기 위하여 신축적 환율제도와 고정환율제도를 상정한다. 신축적 환율제도하에서는 통화정책당국이 통상적인 이자율 준칙에 따라서 금리를 인플레이션 및 산출물갭 $(\tilde{y_t})$ 을 고려하여 결정한다고 상정한다.

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)(a_{\pi}(1 + \pi_t) + a_{\nu} \widetilde{y}_t) + \xi_{r,t}$$
(3.23)

7. 균형

경제전체의 소비 및 노동, 해외채권보유 $(\overline{B}_{F,t})$ 은 다음과 같은 조건을 만족하다.

$$C_t = (1 - \lambda)C_{A,t} + \lambda C_{R,t} \tag{3.24}$$

$$N_t = (1 - \lambda)N_{A,t} + \lambda N_{R,t} \tag{3.25}$$

$$\overline{B}_{F,t} = (1 - \lambda)B_{F,t} \tag{3.26}$$

표 1: Parameter Values

Parameter	Values	Description and definitions
b	0.5	Degree of externality in consumption
ε	6	Elasticity of demand for a good with respect to its own price
σ	2	Relative risk aversion parameter
ψ_c	1,3/2	Elasticity of substitution between home and foreign goods
ν	1	Inverse of elasticity of labor supply
η_F	0.02	The elasticity of the country spread to net foreign asset
κ	0.0272	Entrepreneur's death rate
NW_{ss}/K_{ss}	1.2	Leverage ratio
rp	0.0035	Risk spread or external finance spread
α, α_F	2/3	Probability of the price not adjusting
λ	0.3	Share of non asset holder
$\Psi^{-1'}$	1, 2	Elasticity of the price of capital to investment
$ ho_G$	0.95	First-order serial correlation of government spending shock
σ_G	0.01	Standard deviation of government spending shock
r	0.016	Steady state real interest rate

8. 주요 모수의 칼리브레이션

본 연구에 사용될 주요 모수들은 표 1과 같이 설정되었다. 기간간 대체탄력성인 σ^{-1} 과 노동공급의 임금탄력성인 v^{-1} 은 Gali (2003) 등 새 케인지안 모형에서 주로 사용하는 보수적인 값, 1로 설정하였다. 그리고 재화간 대체탄력성은 6으로 정상상태의 마크업은 1.2로 설정하였다. 한편 외생적 소비습관정도를 나타내는 b는 Christiano et al. (2005)과 같이 0.5^3 , 명목가격 경직성은 기업은 평균 1년에 1번씩 최적가격을 설정한다고 상정하여 $\alpha=\alpha_F=3/4$ 으로 설정하였다.

또한 본 연구에서 금융시장의 마찰을 나타내는 지표인 무자산 가계부문의 비율에 의해 최적 인플레이션율이 어떻게 영향을 받는지를 살펴보고 자산보유 가계부문과 무자산 가계부문의 비율을 나타내는 λ 는 0.1, 0.3 등으로 설정하였다⁴. 기업의 신용과 관련된 주요 모수들은 Bernanke et al. (1999), Christiano

 $^{^3}$ 외생적 소비습관정도를 나타내는 b의 베이지언 추정 결과는 0.497로 정용승(2011)은 분석 하였다. 따라서 이를 사용하였다

 $^{^4}$ Bilbiie and Straub (2013)가 미국경제를 대상으로 구한 추정치 0.3과 함께 금융혁신과 기술

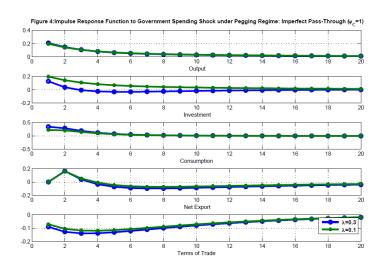


그림 4: 재정지출충격에 대한 충격함수: 고정환율제도(1)

et. (2009) 등에 따라 설정하였는데, 기업 파산시 모니터링에 따른 기업의 총자산대비 비용은 0.12로 설정하였다. 우리나라 제조업의 특징과 관련하여서는 기업의 평균부채비율이 1997년 396%, 2004년 104.2%, 2006년 116% 등으로 부침이 심하였기 때문에 본고에서는 부채대비 자산비율은 1.2로 설정하였다. 또한 은행연합회와 기업데이터 기업정보에 따르면, 2001년부터 2008년 한국기업의 평균부도율이 약 2.5%에 달하므로 기업이 파산할 확률은 2.5%으로 설정하고 위험프리미엄은 Gertler et al. (2007)에 따라 3.5%로 각각 설정하였다. 다음으로 이자율준칙과 관련된 추정치를 보면, 산출물 갭, 인플레이션 갭 및이자율 평활화 계수는 각각 0.11, 1.70, 0.86으로 추정된 값을 사용하였다.

4. 재정지출확대의 효과

본 절에서는 국제금융시장의 신용 스프레드가 예상치 않게 증가할 경우, 통화정책당국의 정책적 대응에 따라 금융시장마찰을 마찰을 포함한 다양한 시장왜곡이 존재하는 경제가 어떻게 반응하는지를 분석하고자 한다. 최근 De Paoli (2009, 2010)는 매우 단순한 소규모 개방경제모형을 통하여 환율페그제가 변동환율제보다 바람직할 수도 있다고 주장하였다. 이러한 점을 고려하여, 환율 안정만을 추구하는 고정환율제 내지 환율 페그(exchange rate peg)제하

발전에 따라 비지산보유가 비율이 감소하고 있다는 점을 고려하여 0.1도 함께 사용하였다.

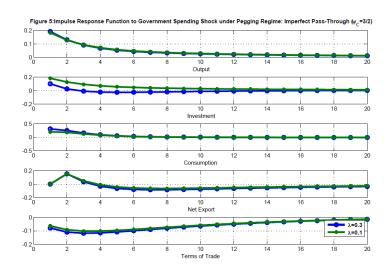


그림 5: 재정지출충격에 대한 충격함수: 고정환율제도(2)

에서의 재정정책효과와 외환위기 이후 변동환율제로 이행한 경제에 있어서 재정정책의 효과를 분석하도록 한다.

1. 고정화율제하에서의 재정정책효과

재정지출확대에 국내경제의 반응에서 핵심적인 역할을 하는 것은 국내금리의 상승폭과 국내재 및 수입재의 대체탄력성(ψ_c)이다. <그림 4>와 <그림 5>는 각각 국내재와 수입재간의 대체탄력성이 1과 3/2인 경우 고정환율제하에서 국내재와 수입재 기업이 시장지배력을 갖고 가격을 설정할 때 재정지출충격에 따른 주요변수들이 어떻게 반응하는 지를 나타내고 있다. 그림에서 (\bigcirc -)와 (*-)는 각각 무자산 가계비중(λ)이 각각 0.3, 0.1일 때 확대재정정책의 효과를 나타내고 있다.

환율이 고정되어 있을 경우, 예상치 않은 재정지출 증가는 국내재 수요증가를 가져오게 되고 이는 소비자들의 소비와 기업의 투자수요를 증대시키고생산도 증가하게 된다. 금융시장에 참여하여 보다 장기적 시야에서 소비경로를 선택할 수 없는 소비자들이 존재하는 경우, 재정지출확대에 따른 소비증대효과는 그렇지 않은 경우보다 크게 나타나게 된다. 그러나 이러한 소비 및투자증가분중 일부는 외국 소비재 및투자재수요로 빠져나가기 때문에 폐쇄경제보다 재정지출확대에 따른 소비 및투자 증가는 작게 나타난다. 즉, 교역조건절상으로 인해 수업재가 국내재보다 저렴하게 되어 국내소비재나 투자재로부

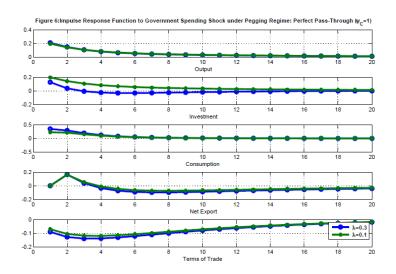


그림 6: 재정지출충격에 대한 충격함수: 고정환율제도(3)

터 외국소비재나 투자재로의 지출이 이전되면서 무역수지는 악화된다. 고정 환율제의 경우, 재정지출확대에 따른 이자율증가는 발생하지 않기 때문에 이자율증가가 수반하는 투자 및 소비의 구축효과는 발생하지 않는다. 국내재와 수입재간의 대체탄력성이 1일 경우, 재정지출확대에 따른 교역조건절상이 수반하는 국내재와 수입재간의 이전지출효과가 작아져 무역수지 악화폭도 줄어들게 된다. 이러한 경우, 국내 재정지출증대는 국내산출물을 1이상 증가시켜 재정지출의 승수가 1보다 다소 크게 나타났다.

<그림 6>과 <그림 7>은 완전한 환율전가하의 고정환율제에서 재정정책의 효과를 나타내고 있는데, 이전지출효과로 인해 불완전한 환율전가에 비해투자 및 소비의 증가폭이 다소 줄어든다.

2. 변동화율제하의 재정정책 효과

<그림 8>과 <그림 9>는 각각 국내재와 수입재간의 대체탄력성이 1과 3/2인 경우 불완전한 환율전가와 변동환율제하에서 재정지출충격에 따라 주요변수들이 어떻게 반응하는 지를 나타내고 있다. 변동환율제의 경우에는 국내 통화정책당국이 여타 세계경제, 즉 미국과 같은 통상적인 테일러 준칙을 따른다고 상정하여 이자율준칙에서 외환시장 상황을 전혀 고려하지 않는 경우를 고려하였다. 본 소절에서는 순수한 변동환율제하에서 통화정책당국은

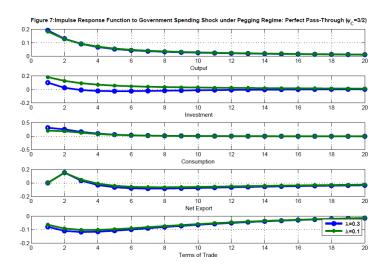


그림 7: 재정지출충격에 대한 충격함수: 고정환율제도(4)

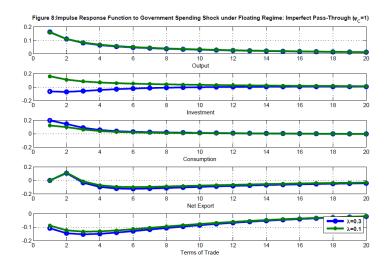


그림 8: 재정지출충격에 대한 충격함수: 자유변동환율제도(1)

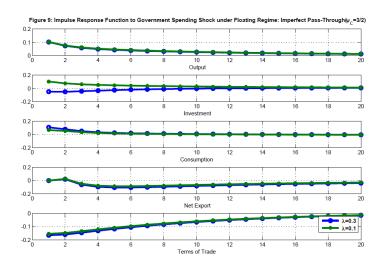


그림 9: 재정지출충격에 대한 충격함수: 자유변동환율제도(2)

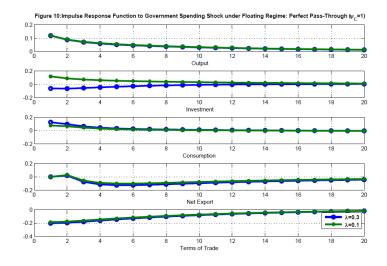


그림 10: 재정지출충격에 대한 충격함수: 자유변동환율제도(3)

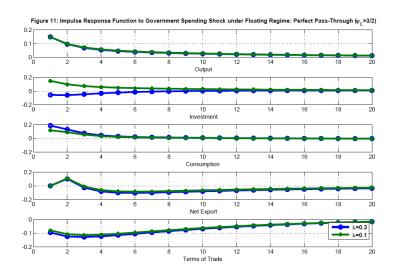


그림 11: 재정지출충격에 대한 충격함수: 자유변동환율제도(4)

외환위기 이후 한국 경제의 자료를 이용하여 베이지안으로 추정한 이자율 준칙의 계수, 즉 $a_{\pi}=1.7$, $a_{y}=0.1$, $\rho_{r}=0.8$ 를 사용한 이자율 준칙을 시행한다고 상정한다. 그림에서 $(\bigcirc -)$ 와 (*-)는 각각 무자산 가계비중 (λ) 이 각각 0.3,0.1일 때 확대재정정책의 효과를 나타내고 있다.

재정지출에 따라 국내생산이 증가하면서 경제가 다소 과열되면 국내통화 정책당국은 경기안정화를 위해 이자율을 다소 올리게 되는데, 이러한 경제안 정화정책으로 인해 국내 소비 및 투자는 고정환율제보다 다소 그 증가폭이 줄어들게 된다. 특히 투자의 경우는 국내 금리의 상승폭에 따라 오히려 줄어들 수 도 있게 된다. 또한 재정지출확대가 수반하는 교역조건절상은 지출이전효 과(expenditure switching effect)로 무역수지 악화를 가져오게 된다.

국내재와 수입재간의 대체탄력성이 감소함에 따라 이전지출효과도 작게 나타났지만, 변동환율제하에서는 국내 재정지출확대에 따른 국내금리 상승으로 구축효과가 지배하여 재정출의 승수는 1보다 작게 나타났다. <그림 10>과 <그림 11>은 완전한 환율전가하의 변동환율제에서 재정정책의 효과를 나타내고 있는데, 이전지출효과로 인해 불완전한 환율전가에 비해 투자 및 소비의 증가폭이 다소 줄어든다.

5. 결론

본고에서는 한국의 재정정책효과를 분석하였다. 일반적으로 고정환율제도하에서 재정정책의 효과는 변동환율제도에서 보다 높은 것으로 알려져 있다. 실증분석의 결과는 이러한 주장을 뒷받침하고 있다. 외환위기 이전과 이후로 나누어서 재정정책의 효과를 분석한 결과 외환위기 이전에는 확대재정정책으로 인해 총생산, 민간소비, 그리고 민간투자가 증가하는 것으로 나타났다. 무역수지는 감소하고 환율은 단기적으로 절상되나, 장기적으로 절하되는 모습을 보였다.

외환위기 이후에 대한 분석에서는 확대재정정책으로 인해 총생산, 민간소비, 민간투자가 증가하나 그 폭은 외환위기 이전보다 크지 않다. 이는 재정 승수효과가 축소되었음을 의미한다. 무역수지의 악화 역시 발생하나 이는 상대적으로 외환위기 이전보다 크지 않으며, 환율은 외환위기 이전과 유사하게 절상후 절하되는 모습을 보인다.

신케인지안 모형에서 불완전 경쟁의 재화시장과 외생적 소비습관(external habit formation)의 실질마찰이 존재하고 일부 경제주체가 금융시장에 참여할수 없어 시장의 비효율성이 존재하는 경제 환경을 상정하고 재정정책의 효과를 분석하였다. 이론적 모형의 분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, 통상적으로 알려진 바와 같이 재정지출정책의 효과는 변동환율제보다 고정환율제보다 크게 나타났으나 재정승수가 반드시 1보다 크게 나타나지는 않았다. 재정지출에 따른 구축효과(crowding-out effect)가 발생하기도 하였는데, 이러한 효과는 국내재와 수입재간의 대체탄력성 크기에 따라 크게 좌우되는 것으로 나타났다. 만약, 교역조건변화에 따라 소비자나 기업이 국내재에서 수입재로 또는 수입재에서 국내재로 보다 용이하게 대체할 수 있다면, 즉 수입재와 국내재간의 대체탄력성이 클수록 재정지출확대에 따른 해외부문으로의 유출(leakage)이 증가하여 재정지출승수효과는 작게 나나났다.

둘째, 이론적 모형에서 자산을 보유하지 않은 가계가 존재하는 비중이 클수록 재정지출확대에 따라 소비의 증가폭도 크게 나타났는데, 이는 자산을 보유한 가계부문이 재정지출확대에 따른 국내금리상승으로 소비를 지연시키는 효과가 크기 때문이다.

재정정책의 효과는 한 경제의 경제상황(state of economy)에 서로 다르게 나타날 수 있다는 점에서 선진국과 개도국 또는 신흥국에서 다르게 나타날 수 있다. 한국의 경우에서 나타나듯이 재정정책의 충격에 따른 각 변수의 transmission mechanism은 환율제도, 금융시장, 상품의 특성 및 소비자의 행동양식 등 다양한 요인에 의해 다르게 나타날 수 있다.

References

- [1] 정용승 (2011), '금융시장 마찰이 존재하는 소규모 개방경제모형을 이용한 대안적 통화정책 분석:한국의 경우', 대외경제연구 15권 3호, pp.85-127.
- [2] Acconcia, Antonio, Giancarlo Corsetti and Saverio Simonelli, "What is the size of the multiplier? An estimate one can't refuse", Voxeu.org 4 April 2011.
- [3] Afonso Antonio and Ricardo Sousa (2012), "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy" Applied Economics 44, pp. 4439-4454.
- [4] Auerbach A. J. and Y. Gorodnichenko. Fiscal multipliers in recession and expansion. in: Alberto Alesina and Francesco Giavazzi (eds.) "Fiscal Policy after the Financial Crisis", forthcoming, 2012.
- [5] Barro, Robert J., Government spending is no free lunch, Wall Street Journal (January 22), 2009.
- [6] Bilbiie, Florin O. (2008). "Limited Asset Markets Participation, Monetary Policy and (Inverted) Aggregate Demand Logic," Journal of Economic Theory 140(1), pp. 162-196.
- [7] Bilbiie, Florin O. and Roland Straub (2013), "Asset Market Participation, Monetary Policy Rules, and the Great Inflation," The Review of Economics and Statistics 95(2), pp. 377-392.
- [8] Bilbiie, Florin O. and Roland Straub (2015) "Changes in the Output Euler Equation and Asset Markets," Journal of Economic Dynamics and Control, forthcoming.
- [9] Calvo, Guillermo A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," Journal of Monetary Economics 12(3), pp. 383-398.
- [10] Chari, V. V., L. Christiano, M. Eichenbaum, and P. Kehoe (1991), "Optimal Fiscal and Monetary Policy: Some Recent Results," Journal of Money, Credit and Banking 23, pp. 519-539.

- [11] Christiano L., M. Eichenbaum, and S. Rebelo. When is the government spending multiplier large? Journal of Political Economy, 119(1):78–121, 2011.
- [12] Christiano, Lawrence J., Mathias Trabandt, and Karl Walentin (2011), "DSGE Models for Monetary Policy." in Friedman, Benjamin, M. and Michael Woodford eds. Handbook on Monetary Economics 3A, pp. 285-367, Elsevier, North-Holland.
- [13] Christiano, Lawrence J., Martin S. Eichenbaum, and Charles L. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," Journal of Political Economy 115(1), pp. 1-45.
- [14] Corsetti G., A. Meier, and G. J. Muller. What determines government spending multipliers? mimeo, 2011.
- [15] FatÆs, A., and I. Mihov (2001). The Eects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. CEPR Discussion Paper 2760. London.
- [16] Ilzetzki E., E. G. Mendoza, and C. A. Vegh, How big (small?) are fiscal multipliers?, Journal of Monetary Economics 60:239-254, 2013.
- [17] Nakamura E. and J.Steinsson. Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from U.S. regions. mimeo, 2011
- [18] Woodford M., Simple analytics of the government expenditure multiplier. American Economic Journal: Macroeconomics, 3:1–35, 2011.
- [19] Woodford, M., (2003), Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- [20] Yun, T. (2005), "Optimal Monetary Policy with Relative Price Distortions," American Economic Review, 95(1), pp. 89-108.