Journal of Economic Theory and Econometrics, Vol. 26, No. 1, Mar. 2015, 1–34

The Relevance of the Fiscal Theory of Price Level in Korea

Yeji Sung Jae Won Lee* Jungsik Hyun Jung Yi Hong

Abstract This paper estimates a small-scale New Keynesian DSGE model using Bayesian methods to address the question of what monetary and fiscal policy regimes characterized the recent Korean data after 2000. We find that a passive monetary policy and an active fiscal policy prevailed. This finding implies that the Fiscal Theory of Price Level (FTPL) is relevant in understanding the dynamics of the key macroeconomic variables in Korea.

Keywords FTPL, Monetary Policy, Fiscal Policy, DSGE model

JEL Classification E13, E31, E32

*Corresponding author. Department of Economics, Seoul National University. Address: 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 151-746, South Korea. Email: jwlee7@snu.ac.kr. Fax: 02-886-4231.

Received February 22, 2015, Revised March 19, 2015, Accepted March 19, 2015

Journal of Economic Theory and Econometrics, Vol. 26, No. 1, Mar. 2015, 1–34

한국에서의 재정적 물가이론의 타당성*

성예지　이재원　현정식　홍정의

Abstract　본 연구는 2000년 이후의 한국 데이터를 이용하여 해당 시기의 통화-재정 정책체제(policy regime)를 규명하고자 한다. 이를 위해 소규모 신케인지안 DSGE 모형을 채택하여 베이지안 방법으로 추정하였고, 소극적 통화정책과 적극적 재정정책에 기반하였을 때 모형의 설명력이 가장 높음을 밝혔다. 이와 같은 결과는 한국 주요 거시경제변수의 움직임을 설명하는 데 있어 재정적 물가이론(The Fiscal Theory of Price Level)이 타당함을 보여준다.

Keywords　재정적 물가이론, 통화정책, 재정정책, DSGE 모형

JEL Classification　E13, E31, E32

*본 논문은 2014년도 한국조세재정연구원「재정전문가 네트워크 사업」연구(이재원 (2014), Monetary-Fiscal Policy Interactions in Korea)에 기초한 논문임.

Received February 22, 2015, Revised March 19, 2015, Accepted March 19, 2015

1. 서론

통화정책과 재정정책의 상호 작용은 우리 경제에 중요한 함의를 가질 수 있음에도 불구하고 기존의 거시경제 모형, 특히 통화정책 분석을 위해 널리 이용되고 있는 신케인지언(New-Keynesian) 모형 내에서 논의가 널리 이루어지지 않았다. 이와 대조적으로, Sargent and Wallace(1981)와 Aiyagari and Gertler(1985)를 필두로 하는 일련의 오랜 연구는 통화정책과 재정정책 모두를 포함하는 경제 모형을 고려해야 비로소 의미 있는 균형을 찾을 수 있다고 강조해왔다. 또한 Leeper(1991), Sims(1994), Woodford(1995) 등은 물가 및 인플레이션이 통화적 요인 뿐만 아니라 재정정책에 의해서도 결정될 수 있음을 보였고, 이 주장은 재정적 물가이론(the Fiscal Theory of Price Level; 약어로 FTPL)으로 발전하였다.

우리나라에서는 1997년 외환위기 이후 정부부채가 꾸준히 증가하여 왔다. 이러한 재정악화는 FTPL이 강조하듯 미래의 재정수지 흑자가 수반되지 않을 경우 물가상승을 통해 해소될 수밖에 없다. 본 논문의 주요 목적은 FTPL이 외환위기 이후 최근 한국의 주요 거시데이터를 이해하는데 유용한지를 검증해 보는데 있다. 이를 위해 본고는 표준적인 동태적 균형모형(Dynamic Stochastic General Equilibrium; 약어로 DSGE) 모형에 통화정책뿐만 아니라 재정정책까지 포함시켜 두 정책의 상호작용 및 효과를 분석하고자 한다. 기존의 연구에서 통화정책의 수단인 명목 이자율이 물가상승률과 산출량에 반응함을 가정하고 있듯, 본 연구에서는 재정정책의 수단으로서 세입이 정부부채와 산출량의 함수라고 가정한다. [1]

이와 같은 모형 하에서는 통화정책과 재정정책이 경제 상황에 얼마나 강경하게 대응하는지에 따라 동적 경제 모형의 균형이 결정되는 양상이 다르다. 여기서 균형이 유일하게 결정되는 경우는 다음의 두 가지이다. 첫 번째는 이자율과 세입이 각각 물가상승률과 정부부채에 민감하게 반응할 때이고, 두 번째는 둘 다 그렇지 않을 때이다. 전자의 경우에 중앙은행은 이자율을 수단으로 물가상승률에 강경하게 대응하고, 정부는 세입을 통해 정부부채를 적정한 수준으로 조정하므로 각각 적극적 통화정책(an active monetary policy; AM)과 소극적 재정정책(a passive fiscal policy; PF)을 펼치고 있다고 볼 수 있다. 반면, 후자의 경우에 중앙은행은 물가상승률에

[1] 이를 통상 feedback rule이라고 칭하는데, 본 연구에서는 통화정책과 재정정책이 각각의 feedback rule을 가지는 셈이다.

온건하게 대처하고, 정부는 세입의 크기를 정할 때 정부의 부채상황에 크게 구애받지 않으므로 소극적 통화정책(a passive monetary policy; PM)과 적극적 재정정책(an active fiscal policy; AF)을 취한다고 할 수 있다. 앞의 두 경우를 순서대로 적극적 통화정책-소극적 재정정책 체제(AMPF 체제)와 소극적 통화정책-적극적 재정정책 체제(PMAF 체제)라고 부르기로 한다. AMPF 체제하에서는 균형이 전통적인 통화이론에 의해 결정되는 반면에, PMAF 체제에서는 FTPL에 의해 결정된다.

한편, 모형의 균형이 존재하나 유일하게 정해지지 않는 경우가 있는데, 이 때 균형의 불확정성(equilibrium indeterminacy)이 발생한다. 이자율이 물가상승률에 온건하게 대응하고 세입이 정부부채에 강하게 반응하는 소극적 통화정책-소극적 재정정책 체제(the passive monetary and passive fiscal policy regime; PMPF 체제)일 때 그와 같은 상황이 발생한다. [2]

본 연구는 크게 다음의 세 가지 문제에 대한 답을 찾고자 한다. 첫째로, 근래의 한국 시계열 자료에 비추어 보았을 때 당국은 어떠한 통화-재정정책 조합을 취해왔는가? 이와 관련하여, FTPL이 한국의 주요 거시데이터를 이해하는데 유용한가? 둘째로, 통화정책과 재정정책은 어떠한 경로를 통해 경제 전반에 영향을 미치는가? 즉 두 정책의 전달 경로(transmission mechanisms)는 무엇이었나? 마지막으로, 당국의 정책체제로 인해 균형의 불확정성이 발생하였는지를 검증하고자 한다.

2. 관련 연구

본 연구의 실증 분석은 이미 방대하게 연구된 베이지안(Bayesian) DSGE 모형 분석과 맥을 같이 한다. 우선 DSGE 모형에서 우도(likelihood)를 도출하고 이를 사전 분포(a prior distribution)와 결합한 후, 대표적인 거시 경제변수 및 재정 변수 데이터를 이용하여 모형을 추정한다. 또한, 베이지안 모형 비교 방법을 사용함으로써 한국 시계열 자료를 가장 잘 설명하는 정책체제(policy regime)를 찾고자 한다. 본 연구의 의의는 통화정책과 재정정책을 동시에 DSGE 모형에 포함시켰을 뿐만 아니라, 두 정책 간 상호작용의 결과로 균형의 불확정성이 발생할 가능성까지 고려하여 모형을 추정한다

[2] 본 연구에서는 통화정책과 재정정책의 조합에 따라 정책체제(policy regime)를 구분하였다. 그리고 편의상, AMPF, PMAF, 그리고 PMPF 체제를 앞서 기술한 각각의 정책 체제를 지칭하는 용어로 사용할 것이다. 보다 자세한 논의는 4장에서 하기로 한다.

는 데에 있다. 추정 과정에서 모형의 해가 유일한 일반적인 경우에는 기존에 널리 이용되고 있는 Sims(2002)의 방법을 이용하고, 불확정성이 생기는 경우에는 Lubik and Schorfheide(2003; 2004)에 제시된 방법을 사용하여 모형의 해와 우도를 도출하는 방법을 택했다.

본 연구는 재정정책의 효과가 반영된 DSGE 모형을 분석한 여러 연구와도 관련이 있다. 이 연구 분야는 최근에 급속히 성장하였는데, 그 중 일부는 필자가 가정하는 재정정책보다 더욱 세분화된 재정정책을 다루기도 한다. 이 분야에 중요한 기여를 했던 연구로는 Drautzberg and Uhlig(2011), Traum and Yang(2011b), Fernandez-Villaverde et al.(2012), Leeper, Richer, and Walker(2012), Kim(2003), Traum and Yang(2011a), Bianchi and Ilut(2012) 그리고 Zubairy(2010)를 들 수 있다. 기존의 연구들과 비교했을 때, 본 연구의 의의는 통화-재정정책의 상호작용을 반영한 간단한 DSGE 모형을 제시하고, 이러한 상호작용의 결과로 균형의 양상이 (불확정성까지 포함) 다양하게 발생할 수 있는 가능성을 고려하여 모형을 추정한다는 데에 있다. 본 연구와 가장 가까운 연구는 Bhattarai, Lee and Park(2012)인데, 본고는 미국이 아닌 한국 경제를 주요 관심 대상으로 삼기 때문에 앞의 연구와는 차별성을 갖는다.

통화정책이 물가를 결정한다는 전통적인 견해에서 벗어나 통화정책과 재정정책의 상호작용에 의해 균형물가가 결정된다고 주장한 Leeper(1991), Sims(1994), Woodford(1995) 등 FTPL에 바탕을 둔 국내 연구나 본고의 논의와 직접적인 관련을 갖는 국내 문헌은 외국 문헌에 비해 많지 않았다. 국내의 선도적인 연구로는 윤택(2001)의 연구가 있다. 윤택(2001)은 재정수지가 외생적으로 결정되어 리카르도 등가성이 성립하지 않는 상황에서 기업이 운전자금을 외부차입으로 조달해야 하는 상황을 고려하였다. 이러한 상황에서는 중앙은행이 물가상승률에 대해 적극적인 이자율 준칙을 실시하는가 혹은 소극적인 이자율 준칙을 실시하는가의 여부에 따라 재정적자의 외생적인 충격이 실물경제에 미치는 효과가 달라진다. 하지만 윤택(2001)은 이러한 이론적인 가능성을 제시하는데 초점을 맞추었으며 국내 데이터를 이용한 분석을 수행하지 않았다. 이주경(2003a)은 재정적 물가이론과 국내 시계열 자료에 기반하여 정량적 정책실험이 가능한 모의실험 모형을 구축한 후 적극적 재정정책 체제 하에서 명목국가부채 충격이 통화정책에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 모의실험을 설계할 때 국내 시계열의 특성이 반영되도록 하였으나 우리나라의 정책 체제가 AMPF, PMAF, PMPF

중 어디에 속하는지 밝히지 않고 있다. 한편, 이주경(2003b)은 Canzoneri et al. (2001)의 방법론을 원용하여 1970년부터 2002년까지 우리나라의 인플레이션은 재정보다는 통화적 현상에 가까웠다는 결론을 내렸다. 하지만 이주경(2003b)의 연구는 (i) 경기변동 분석에 보다 적합한 분기별 데이터를 사용하지 않고 연도별 데이터를 사용하였다는 점, (ii) DSGE 모형을 직접 추정하지 않고 벡터오차수정모형(VEC)을 설정하여 특정 관계식의 계수를 추정하는데 그쳤다는 점 등의 한계를 갖는다. 이에 반해 본고는 분기별 데이터를 이용하여 DSGE 모형을 직접 추정하는 방식으로 우리나라 통화-재정 정책 체제가 AMPF, PMAF, PMPF 중 어디에 속하였는지 밝히고자 하였다. 필자가 아는 한도 내에서 본고는 DSGE 모형을 직접적으로 추정하는 방식으로 우리나라의 통화-재정 정책 체제를 식별하고자 한 최초의 시도이다. 나아가 이주경(2003b)에서 고려되지 않은 외환 위기 이후의 한국 경제를 논의의 대상으로 삼는다는 의의가 있다.

이 밖에 본고의 논의와 직접적인 관련은 없지만 재정정책과 통화정책을 동시에 고려하는 비교적 최근 연구들로는 홍인기(2011)와 김태봉(2014)이 있다. 홍인기(2011)는 1970에서 2009년 사이의 중앙정부 재정수지 자료를 통해 경기변동에 의한 변동분을 통제한 구조적 기초수지의 변화를 파악하고 이를 통화변수, 실질실효환율의 자료와 함께 비교함으로써 경기변동에 대한 정책의 반응이 순응적이었는가 대응적이었는가를 알아보려 하였다. 그 결과, 경기 대응적으로 재정정책이 이루어진 경우가 상대적으로 많았지만, 반대로 경기순응적인 재정정책이 이루어진 사례 역시 적지 않게 있는 것으로 나타났다. 또한 1990년대 이후 호황기에도 확장적인 재정정책을 펴는 경향이 높았는데, 이는 호황기임에도 실질실효환율이 상승하여 대외여건이 불리해지면 재정확장으로 대응하는 경향이 있었기 때문인 것으로 보인다고 분석하였다. 또한, 재정정책에 대응하는 통화정책의 기조를 유연하게 수정하는 데에 시차가 발생하였을 가능성이 있으며 그로 인해 호황기임에도 확장적 재정정책을 사용하는 동시에 금리까지 인하한 경우가 자주 발생했다고 주장하였다. 또한 김태봉(2014)은 소규모 개방경제를 상정한 중간 규모의 동태적 균형모형을 이용하여 2000년대 이후의 변동요인들과 금융위기 기간의 통화정책과 재정정책의 변화요인을 추정하였다. 베이지안 방법을 적용하여 도출한 계수값의 사후 평균 하에서 칼만필터를 통해 구조적 충격을 구한 결과, 금융위기 기간 동안 통화정책은 테일러 준칙에 해당하는 움직임을 보이는 반면 재정정책은 재정준칙보다는 상대적으로 큰 재정충격요인에 의한 변동을 받았던 것으로 파악되었다.

3. 모형

본 연구의 모형은 Woodford(2003)에 소개된 표준적인 신케인지언 모형에 일부 요소가 추가된 형태이다. 본 연구에서 논의하고자 하는 바를 드러내기 위해 몇 개의 필수적인 가정을 더했는데, 그 내용은 다음과 같다.[3] 우선, 경제 주체는 지난 기 총 소비의 일부를 초과하는 이번 기 소비에 대해 효용을 누린다고 가정했고(external habit formation in consumption), 이번 기에 가격 최적화를 할 수 없는 기업은 정해진 규칙에 따라 물가에 연동하여 가격을 조정하도록 했으며(partial dynamic indexation in price setting), 중앙은행의 목표 물가상승률은 매기 바뀐다고(a time-varying inflation target in the monetary policy rule) 전제 하였다. 위의 가정들은 다양한 증폭과 파급 메커니즘(amplification and propagation mechanisms)을 추가로 발생시키기 때문에, 균형이 유일한 경우에도 모형이 관심 변수의 변동성을 잘 설명할 수 있게 하고, 이는 추정결과가 균형의 불확정성이 생기는 방향으로 편향(bias)되지 않도록 도와준다.

필자가 상정한 모형은 상당히 단순화된 형태일 뿐만 아니라 폐쇄 경제(a closed economy)를 가정하고 있기 때문에 우리나라의 상황을 이해하는 데 분명한 한계점을 지닌다. 하지만 이와 같은 단순화는 관련 논의를 처음 전개하는 단계에서는 매우 유용하다.

3.1. 가계

가계는 단위 구간에 연속적으로 존재하며, 각 가계는 특정 노동력을 공급하는 데에 특화되어 있다. j-타입의 노동력을 공급하는 가계는 다음과 같은 효용 함수를 극대화한다.

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \delta_t \left[\log\left(C_t^j - \eta C_{t-1}\right) - \frac{\left(H_t^j\right)^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \right\},$$

위의 함수에서 C_t^j는 가계 j의 소비이고, C_t는 총 소비, H_t^j는 j-타입 노동력의 공급 시간을 가리킨다. 매개변수(parameter) β, φ, 그리고 η는 순서대로

[3] 본격적인 논의에 앞서 본고의 모형은 Bhattarai, Saroj, Jae Won Lee, and Woong Yong Park (2015)의 모형과 동일함을 밝힌다. 그럼에도 불구하고 다음의 3 장에서는 본 논문 내에서의 일관성을 유지하기 위해 모형을 소개하고자 한다. 한편, 앞서 언급하였듯이 본 연구는 한국 데이터를 이용하여 분석을 하였다는 점에서 앞의 연구와 차별성을 갖는다.

할인 인자(discount factor), (Frisch) 노동 공급 탄력성의 역수, 그리고 외생적으로 주어진 습관적 소비의 정도(external habit formation)를 나타낸다. δ_t는 매 기간 간의 선호 충격(preference shock)을 일컬으며 다음과 같은 함수식으로 이루어진다.

$$\delta_t = \delta_{t-1}^{\rho_\delta} \exp(\varepsilon_{\delta,t}),$$

여기서 $\varepsilon_{\delta,t} \sim \text{i.i.d.}\, N\left(0, \sigma_\delta^2\right)$를 따른다. 한편, 위의 가계 j의 매기 예산제약은 다음과 같다.

$$P_t C_t^j + B_t^j + E_t\left[Q_{t,t+1} V_{t+1}^j\right] = W_t(j) H_t^j + V_t^j + R_{t-1} B_{t-1}^j + \Pi_t + S_t - T_t,$$

위 식에서 P_t는 가격 수준, B_t^j는 가계 j가 보유하는 무위험 단일기간 명목 정부채권의 양, R_t는 해당 채권에 대한 이자율, $W_t(j)$는 j-타입 노동력에 대한 경쟁적 명목 임금, Π_t는 중간재 생산 기업의 이윤, 그리고 $(S_t - T_t)$는 정부 이전 지출에서 세금을 제외한 값을 가리킨다.[4] 정부채권 이외에도 가계는 매 t기 시점에 완전한 자산시장을 통해 단일기간 명목증권 V_{t+1}^j(state-contingent nominal securities)을 $Q_{t,t+1}$의 가격에 거래한다고 가정한다. 즉, 개개인에게 가해지는 위험(an idiosyncratic risk) 일체에 대해 가계는 대비할 수 있다.

3.2. 기업

정부와 가계가 소비하는 최종재 Y_t는 완전 경쟁적인 기업에 의해 공급된다. 최종재 생산 기업은 다음의 Dixit and Stiglitz(1977) 생산 기술을 통해 생산하며, 이는 중간재 $Y_t(i)$를 결합해 최종재 Y_t를 생산하는 방식이다.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta_t - 1}{\theta_t}} di\right)^{\frac{\theta_t}{\theta_t - 1}}$$

여기서 θ_t는 중간재 간의 대체탄력성을 일컫는데, 다음과 같은 함수식에 따라 매기 변화하며 균제 상태에서는 $\bar{\theta}$ 값을 가진다.

$$\theta_t = \bar{\theta}^{1-\rho_\theta} \theta_{t-1}^{\rho_\theta} \exp(\varepsilon_{\theta,t})$$

[4] 본 연구에서는 각 가계가 모든 중간재 판매 기업에 대해 동일한 양의 지분을 확보하고 있으며 또한 정부로부터 동일한 수준의 정액 순 이전지출(net transfers)을 받는다고 가정한다.

위의 최종재 생산에 상응하는 가격 지수는 다음과 같다.

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta_t} di \right)^{\frac{1}{1-\theta_t}}$$

여기서 $P_t(i)$는 중간재 $Y_t(i)$의 가격을 나타낸다. 한편, $Y_t(i)$에 대한 최적 수요는 다음과 같이 주어진다.

$$Y_t(i) = (P_t(i)/P_t)^{-\theta_t} Y_t$$

각 중간재는 독점적 경쟁 기업에 의해서 생산되고 그 때의 생산 함수는 다음과 같다.

$$Y_t(i) = A_t H_t(i),$$

여기서 $H_t(i)$는 기업 i가 고용하는 i-타입 노동력의 고용시간이고 A_t는 외생적으로 주어지는 경제 전체의 기술 수준을 말한다. 총 생산 기술의 성장률은 $a_t \equiv A_t/A_{t-1}$로 정의되고, 다음의 식을 따른다.

$$a_t = \bar{a}^{1-\rho_a} a_{t-1}^{\rho_a} \exp(\varepsilon_{a,t}),$$

여기서 $\bar{a}$는 a_t의 균제 상태 값이고 $\varepsilon_{a,t} \sim \text{i.i.d. } N\left(0, \sigma_a^2\right)$의 분포를 가정한다.

Calvo(1983)에서의 방식과 같이 각 기업은 매 기 $1-\alpha$의 확률로 가격을 최적화할 수 있다. 최적으로 가격을 조정하지 못하는 기업은 다음과 같은 부분 가격 연동제를 따른다.

$$P_t(i) = P_{t-1}(i) \pi_{t-1}^{\gamma} \bar{\pi}^{1-\gamma},$$

여기서 γ는 가격 연동의 정도를 나타내며 $\bar{\pi}$는 총(gross) 물가상승률인 $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$의 균제 상태 값을 칭한다. 가격을 최적으로 조정하는 기업은 아래와 같이 미래 이윤의 흐름을 현재 가치로 할인한 값을 최대화하고자 하며 결과적으로 모든 기업은 동일한 P_t^*로 가격을 정하게 된다.

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k Q_{t,t+k} \left[P_t^* X_{t,k} - \frac{W_{t+k}(i)}{A_{t+k}} \right] Y_{t+k}(i),$$

앞서 기술한 부분 가격 연동제의 정의에 따라 $X_{t,k}$는 다음과 같다.

$$X_{t,k} \equiv \begin{cases} (\pi_t \pi_{t+1} \cdots \pi_{t+k-1})^{\gamma} \bar{\pi}^{(1-\gamma)k} & , \ k \geq 1 \\ 1 & , \ k = 0 \end{cases}$$

3.3. 정부

3.3.1 예산 제약

매기 정부는 T_t 만큼의 정액세를 걷고 단일기간 명목 채권 B_t를 발행하여 정부지출 G_t, 정액 이전지출 S_t, 그리고 이자지출을 위한 자금을 조달한다. 따라서 아래와 같은 예산 제약을 갖게 된다.

$$\frac{B_t}{P_t} = R_{t-1}\frac{B_{t-1}}{P_t} + G_t - (T_t - S_t),$$

각 재정 변수를 산출량에 대한 비율로 표시하면 예산 제약을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$b_t = R_{t-1} b_{t-1} \frac{1}{\pi_t}\frac{Y_{t-1}}{Y_t} + g_t - \tau_t + s_t,$$

위 식에서 등장하는 변수들은 다음과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned} b_t &= B_t/(P_t Y_t) \\ g_t &= G_t/Y_t \\ \tau_t &= T_t/Y_t \\ s_t &= S_t/Y_t \end{aligned}$$

3.3.2 통화정책

중앙은행은 테일러 준칙(a Taylor-type rule)을 따라 다음과 같은 방법으로 명목 이자율을 결정한다.

$$\frac{R_t}{\bar{R}} = \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}}\right)^{\rho_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi_t^*}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right)^{\phi_Y}\right]^{1-\rho_R} \exp(\varepsilon_{R,t}), \tag{1}$$

위 식에서 알 수 있듯이 이번 기 이자율은 지난 기 이자율, 그리고 산출량이 자연산출량 Y_t^*에서 벗어난 정도와 물가상승률이 유동 목표 물가상승률 π_t^*에서 벗어난 정도에 체계적으로 반응한다. 즉, 정부는 지난 기 이자율을 감안해서 이번 기 이자율을 조정하는(interest rate smoothing) 동시에, 물가상승률과 산출량이 정부가 겨냥하는 값에서 벗어나는 정도가 클수록 이번 기 이자율을 높게 조정한다. 여기서 자연산출량이란 물가가 탄력적이고 대체 탄력성 θ_t에 가해지는 충격이 전혀 없을 때의 산출량을 말한다. 한편, 균제 상태(steady state)에서의 R_t는 $\bar{R}$이며 외부 충격인 $\varepsilon_{R,t}$는 i.i.d. $N\left(0, \sigma_R^2\right)$

을 따른다고 가정한다. 목표 물가상승률은 다음과 같은 방법으로 외생적으로 변화한다.

$$\pi_t^* = \bar{\pi}^{1-\rho_\pi} \left(\pi_{t-1}^*\right)^{\rho_\pi} \exp(\varepsilon_{\pi,t}),$$

마찬가지로, 여기서 $\varepsilon_{\pi,t} \sim$ i.i.d. $N\left(0, \sigma_\pi^2\right)$이라고 가정한다.

3.3.3 재정정책

기존의 문헌을 따라 본 연구에서는 위의 이자율 준칙 (1)과 유사한 단순화된 재정정책에 초점을 맞춘다. 즉, 재정 당국은 다음과 같은 재정 준칙을 통해 산출량 대비 세입의 규모를 정한다.

$$\frac{\tau_t}{\bar{\tau}} = \left(\frac{\tau_{t-1}}{\bar{\tau}}\right)^{\rho_\tau} \left[\left(\frac{b_{t-1}}{b_{t-1}^*}\right)^{\psi_b} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right)^{\psi_Y} \left(\frac{g_t}{\bar{g}}\right)^{\psi_g}\right]^{1-\rho_\tau} \exp\left(\varepsilon_{\tau,t}\right) \tag{2}$$

재정 준칙 (2)를 통해 이번 기 세입 규모의 결정 요인을 알 수 있다. 우선, 첫 번째 항에서 알 수 있듯이 이번 기 세입은 지난 기 세입에 영향을 받는다. 또한, 세입을 정할 때는 지난 기 산출량 대비 부채의 규모가 목표치 b_{t-1}^*에서 벗어난 정도, 산출량이 자연산출량에서 벗어난 정도, 그리고 산출량 대비 정부지출의 규모가 균제 상태에서의 수준인 $\bar{g}$에서 벗어난 정도를 체계적으로 반영한다. 한편, 세금 정책에 가해지는 외부 충격인 $\varepsilon_{\tau,t}$는 i.i.d. $N\left(0, \sigma_\tau^2\right)$를 따른다고 가정한다. 위에서 언급한 목표 물가상승률과 유사하게 산출량 대비 정부부채의 목표 비율 역시 다음과 같이 외생적으로 주어진다.

$$b_t^* = (1-\rho_b)\,\bar{b} + \rho_b b_{t-1}^* + \varepsilon_{b,t},$$

여기서 $\bar{b}$는 균제 상태에서의 b_t값이며 $\varepsilon_{b,t} \sim$ i.i.d. $N\left(0, \sigma_b^2\right)$임을 가정한다.

마지막으로 정부의 이전지출과 지출은 다음과 같은 외생적 과정(process)을 따른다고 하자.

$$s_t = (1-\rho_s)\,\bar{s} + \rho_s s_{t-1} + \varepsilon_{s,t}$$
$$g_t = (1-\rho_g)\,\bar{g} + \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_{g,t}$$

앞에서와 마찬가지로 각 식에서 나타는 외부 충격에 대해 $\varepsilon_{s,t} \sim$ i.i.d. $N\left(0, \sigma_s^2\right)$와 $\varepsilon_{g,t} \sim$ i.i.d. $N\left(0, \sigma_g^2\right)$를 가정한다.

4. 균형 조건, 정책체제, 그리고 균형의 결정성 여부

경제에 존재하는 모든 가계와 기업의 최적 조건과 정부의 예산 제약, 통화정책과 재정정책 준칙, 그리고 시장 청산 조건을 만족하는 가격체계와 수량이 균형 가격과 균형 수량이다. 보다 구체적으로, 본고의 모형에서는 다음과 같이 상품, 노동, 그리고 자산 시장에서의 청산 조건(clearing conditions)이 만족되어야 한다.

$$\int_0^1 C_t^j dj + G_t = Y_t$$
$$H_t(j) = H_t^j$$
$$\int_0^1 V_t^j dj = 0$$
$$\int_0^1 B_t^j dj = B_t$$

모형의 균형을 찾기 위해서는 우선 균형 성장 경로(a balanced growth path)에서 추세를 제거(detrend)한 후에, 확률적 불확실성이 배제된 균제 상태(steady state)를 중심으로 균형 조건을 일차 근사하였다. 이렇게 선형화된 방정식은 거시경제 연구 분야에서 표준적으로 사용되기에 여기에서는 생략하도록 한다.

본고의 모형에 균형이 존재하는 경우는 다음의 두 가지가 있다 : (i) 통화정책은 적극적이나 재정정책은 소극적인 경우(the active monetary-passive fiscal policy regime; AMPF 체제)와, (ii) 통화정책은 소극적이나 재정정책은 적극적인 경우(the passive monetary-active fiscal policy regime; PMAF 체제)이다. 반면에, 통화-재정정책이 모두 소극적(the passive monetary-passive fiscal policy regime; PMPF 체제)일 경우에는 다수의 균형이 존재한다. 이와 같이 본 연구에서는 통화-재정정책의 조합에 따라 정책체제를 구분하고자 한다. 특히, 우리는 각 정책체제를 구분 짓는 경계를 모형에서 사용되는 매개변수(parameters)로 표현함으로써 그 함의를 분석할 수 있다. 이것이 가능한 이유는 모형을 설정하는 과정에서 정액의 세금과 이전지출을 가정했기 때문이다. 각 정책체제는 통화-재정정책의 성격, 즉 ϕ_π와 φ_b가 취하는 값에 따라 구분 지을 수 있으며, 이때 각 정책체제를 구분 짓는 경계가 되는 ϕ_π와 φ_b의 값을 모형의 구조적 매개변수(the structural model parameters)의 함수로 나타낼 수 있다. 구조적 매개변수를 벡터로 표현한 것을 θ라고 할

때 경계가 되는 ϕ_π와 φ_b의 값은 다음과 같다.

$$\Phi^M(\theta) \equiv 1 - \phi_Y\left(1 - \frac{\gamma+\beta}{1+\gamma\beta}\right)\frac{\alpha(1+\varphi\theta)(1+\gamma\beta)}{(1-\alpha\beta)(1-\alpha)(1+\varphi)}$$
$$\Phi^F(\theta) \equiv \frac{1}{\beta} - 1$$

위에서 $\phi_\pi > \Phi^M(\theta)$ 일 때 통화정책은 **적극적**이고, 이외의 경우에는 **소극적**이다. 마찬가지로, 재정정책은 $\varphi_b > \Phi^F(\theta)$ 일 때 **소극적**이고, 이외의 구간에서는 **적극적**이다. 이러한 정책 체제(policy regimes)를 표 1에 요약하였다.

표 1: 정책 체제

	적극적 통화:$\phi_\pi > \Phi^M(\theta)$	소극적 통화:$\phi_\pi \leq \Phi^M(\theta)$
적극적 재정:$\varphi_b \leq \Phi^F(\theta)$	균형 존재하지 않음	유일한 균형 존재
소극적 재정: $\varphi_b > \Phi^F(\theta)$	유일한 균형 존재	다수의 균형 존재

5. 실증 분석

5.1. 방법론

우선, 상태 공간 표현(the state space representation)에 의거해서 본 연구의 모형에서 도출된 선형화된 방정식을 풀 수 있다. 그 다음, 모형의 균형이 결정될 때에는 Sims(2002)가 제시한 방법으로 합리적 기대 선형모형(the linear rational expectations models)을 풀 수 있으며, 균형이 결정되지 않을 때에는 앞의 방법을 일반화 한 Lubik and Schorfheide(2003,2004) 방식으로 해를 구할 수 있다. 여기서 후자의 방식은 모형의 해를 다음의 식으로 표현한다.

$$\mathbf{z}_t = \Gamma_1^*(\theta)\,\mathbf{z}_{t-1} + \left\{\Gamma_{0,\varepsilon}^*(\theta) + \Gamma_{0,\zeta}^*(\theta)M\right\}\varepsilon_t + \Gamma_{0,\zeta}^*(\theta)\,\zeta_t, \tag{3}$$

위의 식에서 z_t는 모형 변수의 벡터이고, ε_t와 ζ_t는 경제에 가해지는 충격을 나타낸 것이다. ε_t는 근본적인 경제 여건에 영향을 주는 충격(fundamental shocks) 모두를 담은 벡터이고, ζ_t는 ε_t에 속하지 않는 부차적인 충격(sunspot shocks)을 말한다. 계수 행렬인 $\Gamma_1^*(\theta)$,$\Gamma_{0,\varepsilon}^*(\theta)$, 그리고 $\Gamma_{0,\zeta}^*(\theta)$는 모형의 구조적 매개변수 θ의 함수로 표현된다. 균형이 결정될 때에는 $\Gamma_{0,\zeta}^*(\theta) =$

0이 달성되지만, 일반적으로 균형이 결정되지 않을 때에는 그렇지 않다. 따라서 (3)에서 알 수 있듯이, 균형이 결정되지 않을 때에는 매개변수 M과 ζ_t가 추가된다.

본 연구에서는 DSGE 문헌에서 빈번하게 사용되는 베이지안(Bayesian) 방법을 이용해 모형에 데이터를 맞추고자 하였다. 베이지안 방법을 통해 매개변수를 추정할 경우 구조적 매개변수 θ에 대한 사전 분포(a prior distribution)를 명시함으로써 매개변수에 대한 모형 설계자의 사전 믿음(prior belief)을 반영할 수 있다. 이에 더하여 모형의 해에 대한 우도(likelihood)를 도출하기 위해, 경제 충격을 나타내는 ζ_t와 ε_t의 분포에 대한 가정과 데이터를 결합하여 칼만 필터(Kalman filter)를 적용한다. 그 다음에는 베이즈 정리(Bayes theorem)를 이용해서 구조적 매개변수의 사후 분포를 결정할 수 있다.

위의 방식대로는 구조적 매개변수의 사후 분포를 해석적(analytic)인 방식으로 표현하기가 어려우므로 본 연구에서는 마르코프 연쇄 몬테카를로(Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 시뮬레이션을 이용한다. 이를 위해 우선 Christopher A. Sims의 **csminwel** 프로그램을 이용하면 사후적 확률밀도함수(a posterior density)의 최빈값(mode) 수치를 구할 수 있다. 그 다음에는 사후 분포(a posterior distribution)에서 샘플을 얻기 위해 random-walk Metropolis 알고리즘을 사용한다. Random-walk Metropolis 알고리즘의 proposal density는 이전 기에 받아들여진 샘플을 평균으로 하고, 음의 헤시안 행렬(a negative Hessian)의 역수를 분산으로 갖는 정규 분포이도록 하였다. 이때, 음의 헤시안 행렬은 시뮬레이션 이전에 얻은 사후 최빈값(a posterior mode)에서 평가하였다. 그리고 proposal density의 분산을 조정하여 acceptance rate이 30%가 되도록 하였다.

필자는 위와 같은 사후적 시뮬레이션을 통해 매개변수의 수렴 여부를 확인했고, Geweke(1999)가 제시한 대로 조화 평균의 개념(a modified harmonic mean estimator)을 적용하여 한계 우도(marginal likelihoods)를 구해서 모형 간 비교에 이용했다.

5.2. 데이터(Data)

본 연구에서 사용한 주요 관측치는 여섯 종류의 한국 데이터이다. 이를 나열하면, 산출량 증가율, 연간 물가상승률, 연간 명목 이자율, 산출량 대

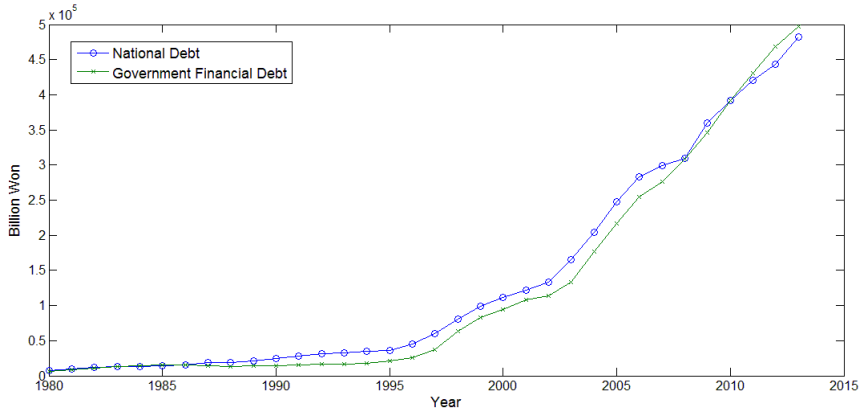
비 조세 수입의 비율, 산출량 대비 정부부채의 비율, 그리고 산출량 대비 정부지출의 비율이다. 데이터 수집(그 중에서도 재정 변수와 관련된 데이터의 수집)이 용이하지 않았기 때문에 필자는 비교적 최근의 한국 상황에 초점을 맞추기로 하고, 2000년 1분기부터 2013년 3분기까지의 데이터를 이용하였다.

본 연구에서 사용한 여섯 종류의 데이터 중 산출량 증가율, 연간 물가상승률, 연간 명목 이자율, 정부지출의 경우 한국은행 경제통계시스템과 국가통계포털에서 제공되는 것을 이용하였다. 구체적으로 산출량은 2005년 기준 명목 국내총생산, 물가지수로는 국내총생산 디플레이터(2005년=100), 명목 이자율로는 무담보콜금리를 사용하였다. 정부지출은 국민계정(2005년 기준)의 최종소비지출 중 정부지출 항목을 이용하였다. 이 네 가지 변수의 경우 거시경제학 모형 분석에 통상적으로 사용되므로 자세한 설명은 생략하도록 한다.

하지만 재정 변수들의 경우 분기별 데이터 수집에 어려움을 겪었으며 연구에 사용된 데이터와 관련해 보다 자세한 논의가 필요하다. 우선, 정부부채 변수로 한국은행에서 제공하는 일반정부 금융부채 데이터를 사용하였다. 우리나라의 경우 "국가채무"란 국가의 회계 또는 기금이 발행한 채권, 차입금, 국고채무부담행위를 포괄한다. 다만, 『국고금관리법』에 따른 재정증권 및 한은 일시차입금, 회계 또는 기금간 내부거래로 발생하는 채권 · 차입금은 제외하고 있다. 하지만 국가채무에 대한 분기별 데이터가 제공되기 시작한 것은 2014년 2월 『월간 재정동향』이 발간된 이후로, 그 이전 시기에 대해서는 분기별 시계열을 얻을 수 없었다. 국가채무의 분기별 데이터가 부재한다는 한계에 더하여, 과연 정부에서 발표하는 "국가채무"가 실질적이고 본질적인 내용을 중심으로 체계적으로 정의되었는지에 대한 논란도 있다. 옥동석(1997, 2010)이 지적하였듯, 우리나라의 경우 2010년 현재 국가채무를 제도단위가 아닌 펀드단위를 중심으로 정의하고 있으며, 이에 따라 정부활동을 제대로 반영하지 못할 뿐만 아니라 국제기준에 부합하지 못하는 측면이 있다. 나아가 옥동석(2007)은 우리나라 정부의 국가채무는 OECD가 사용하는 '일반정부 총금융부채(General Government Gross Financial Liabilities)'와 서로 다른 개념임을 지적하였고, 이에 우리나라도 재정범위를 제도단위 기준의 일반정부로 개편하여 여타 선진국들과 동등하게 재정립할 필요가 있음을 주장하였다. 하지만 엄밀한 의미의 정부부채를 정의하는 작업은 본고의 범위를 넘어서는 주제이므로 필자는 (i) 분

기별 시계열 데이터의 확보가 비교적 용이하고, (ii) 정부에서 발표하는 "국가채무" 데이터와 유사한 움직임을 보이는 대리변수를 정부부채 변수로 이용하기로 하였다. 이에 따라 본고에서는 한국은행 조사통계월보의 금융자산부채잔액표에 수록되어 있는 일반정부 금융부채의 분기별 데이터를 이용하였다. 아래의 그림 1에서 볼 수 있듯 정부에서 발표하는 "국가채무"의 연도별 데이터와 (파란색 선) 조사통계월보 상의 일반정부 금융부채의 연도별 데이터가 (녹색 선) 유사하게 움직임을 확인할 수 있다. 여기서 일반정부는 중앙정부, 지방정부, 사회보장기금, 공공비영리기관으로 구성된다.

그림 1: 국가채무와 일반정부 금융부채의 시계열 (연도별)



한편, 조세수입 데이터로는 통합재정수지의 "조세수입" 항목과 "사회보장기여금" 항목을 더한 값을 사용하였다. 통합재정수지의 "조세수입" 항목은 소득세 및 법인세, 재산세, 재화 및 용역세, 관세, 그리고 기타 항목으로 구성된다. 한편, 사회보장기여금 항목을 포함시킨 이유는 재정적 물가이론(the Fiscal Theory of Price Level)에서 말하는 조세수입이 정부의 수입으로 기능하는 모든 항목들을 포함하는 광의의 개념이고, 일반정부 금융부채의 "일반정부"가 사회보장기금을 포함하므로 일관성 측면에서 사회보장기여금을 조세수입에 포함시키는 것이 타당하다고 사료되었기 때문이다.

마지막으로 수집된 데이터에 대해 필요한 경우 계절조정을 하였으며 모형과의 정합성을 위해 15세 이상 인구로 나눠주어 1인당 변수로 변환을 하였다.

5.3. 사전 분포(Prior distributions)

베이지안 방법으로 측정하는 다른 매개변수와 달리 노동 공급의 탄력성과 중간재 간의 대체탄력성은 추정(calibrate)하였다. 해당 변수는 가격 경직성을 나타내는 매개변수와 분리해서 식별할 수 없기 때문이다. 그리고 본 연구에서 매개변수를 측정하기 위해 가정하는 사전 분포는 모두 관련 연구에서 표준적으로 사용하는 값을 채택하였다. 다음으로는 본 연구의 실증 분석에서 중요한 역할을 하는 사전 분포 두 가지에 대해 상세하게 논하기로 한다.

우선, 통화-재정정책 준칙을 결정하는 매개변수인 ϕ_π와 φ_b에 대해 서술하고자 한다. ϕ_π는 물가상승률의 변동에 이자율이 얼마나 민감하게 반응하는지를 보여주고, 마찬가지로 φ_b는 이번 기에 상환해야 하는 정부부채에 산출량 대비 세입의 비율이 반응하는 정도를 나타낸다. 앞서 언급하였듯이, 필자는 통화-재정정책이 적극적일 때와 소극적일 때를 구분하는 경계값을 각각 $\Phi^M(\theta)$와 $\Phi^F(\theta)$로 칭했다. 나아가, 본 연구에서는 새로운 매개변수 ϕ_π^*와 φ_b^*를 도입해, ϕ_π와 φ_b가 각각의 경계, 즉 $\Phi^M(\theta)$와 $\Phi^F(\theta)$로부터 얼마나 떨어져 있는지를 나타내었다. 이를 이용하여 AMPF, PMAF, 그리고 PMPF 체제를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\text{AMPF:} \quad & \phi_\pi = \Phi^M(\theta) + \phi_\pi^*;\ \psi_b = \Phi^F(\theta) + \psi_b^*, \\
\text{PMAF:} \quad & \phi_\pi = \Phi^M(\theta) - \phi_\pi^*;\ \psi_b = \Phi^F(\theta) - \psi_b^*, \\
\text{PMPF:} \quad & \phi_\pi = \Phi^M(\theta) - \phi_\pi^*;\ \psi_b = \Phi^F(\theta) + \psi_b^*,
\end{aligned}$$

본 연구에서는 ϕ_π^*와 φ_b^*의 사전 분포가 정의역이 양의 값을 취하는 감마(Gamma) 분포를 따른다고 가정한다. 이와 같이 새로운 매개변수를 도입하면 매번 특정한 정책 체제를 상정하고 매개변수를 측정할 수 있어 정책의 경계점 근처에서 사후 확률밀도함수가 잘 정의된다는 이점이 있다. 또한, 그 결과 안정적인 매개변수 측정 덕에 사후 시뮬레이션(posterior simulation)이 보다 잘 수렴하게 된다. 한편, 각 정책체제를 따르는 ϕ_π와 φ_b의 90% 사전 확률 구간(prior probability interval)은 다음과 같다. ϕ_π의 경우, AM일 때 (1.189, 1.811), PM일 때 (0.185, 0.811) 이고, φ_b의 경우, AF일 때 (-0.102, 0.003), PF일 때는 (0.003, 0.107)이다. (표 2 참조) 본 연구에서 도출된 매개변수 구간 값은 Davig and Leeper(2011)가 밝힌 값을 포함한다.

두 번째 관심 변수는 균형 불확정성으로 인해 추가되는 매개변수이다. 앞서 5.1 장에서 언급했듯이, 균형이 결정되지 않을 때에는 (3)의 M 행렬을

표 2: 통화-재정 정책 매개변수의 사전분포

매개변수	정책	평균	표준 편차	(5분위, 95분위)
$\phi_p i$	적극적 통화(AM)	1.500	0.200	(1.189, 1.811)
	소극적 통화(PM)	0.497	0.200	(0.185, 0.811)
φ_b	적극적 재정(AF)	-0.047	0.040	(-0.102, 0.003)
	소극적 재정(PF)	0.053	0.040	(0.003, 0.107)

고려해야 한다. 본 연구에서는 이 매개변수의 사전 분포에 대해 서로 다른 가정을 해보았다. 우선, Lubik and Schorfheide(2004)에서와 같이 균형이 정해질 때와 그렇지 않을 때의 경계 근처에서 주요 경제 충격 ε_t 에 따른 내생적 변수의 충격 반응(impulse response)이 유사해지도록 매개변수 M의 사전 평균(prior mean)을 정했다. 두 번째로는, M의 사전 평균이 0이 되도록 했다. (3)에서 $\Gamma^*_{0,\varepsilon}(\theta)$과 $\Gamma^*_{0,\zeta}(\theta)$는 직교행렬이므로, 주요 경제 충격 ε_t에 의한 반응과 부차적 충격(sunspot shocks) ζ_t에 의한 초기의 충격 반응은 M의 사전 평균 지점에서는 서로 독립적이어야 한다. 추가적으로, 본 연구에서는 분석 결과가 위의 가정에 따라 민감하게 달라지는지를 확인하기 위하여 M의 사전 분포에 대한 가정을 달리 해보았다.

사전 분포에 대한 가정은 표 3에서 확인할 수 있다.

5.4. 모형 간 비교 및 사후 분포

필자는 데이터를 가장 잘 설명하는 정책체제를 구분해 내기 위하여 모형의 한계 우도(marginal likelihoods)를 이용한다. 로그한계 우도(log marginal likelihoods)는 John F. Geweke(1999)가 제시한 조화 평균 측정 방법을 이용해 구하였다. 표 4에서 확인할 수 있듯이, 본 연구에서 제한한 샘플 기간을 기반으로 필자가 찾은 정책 체제는 PMAF 체제이다. 이 결과는 Bhattarai, Lee, and Park(2012)의 결과와는 대조적이다. Bhattarai, Lee, and Park(2012)은 pre-Volcker 기간에는 PMPF 체제가 우세하였고, post-Volcker 기간에는 AMPF 체제가 지속되었다고 결론을 내렸다.[5] 즉, 제 2차 세계대전 이후에는 재정정책이 소극적이었으며 이는 곧 재정 지출과 세입이 일정하게 유지되는 리카르도 등가 정리가 성립하였음을 의미한다. 표 4는 이와는 다른 결과를 말하고 있다. 한국 데이터를 통해 측정한 결과, 산출량 대비 세입의

[5]Bhattarai, Lee, and Park(2012)은 Paul Volcker가 연방준비은행(Federal Reserve Bank)의 의장직을 맡은 시점을 기준으로 전과 후의 정책체제를 분석하였다.

표 3: 사전 분포

	분포	평균	표준편차	(5분위, 95분위)
ϕ_π^*	정규분포	0.5	0.2	(0.222, 0.868)
ϕ_Y	정규분포	0.12	0.05	(0.051, 0.212)
φ_b^*	정규분포	0.05	0.04	(0.006, 0.129)
φ_Y	정규분포	0.4	0.3	(-0.094, 0.894)
φ_g	정규분포	0.7	0.3	(0.207, 1.194)
α	베타분포	0.5	0.1	(0.335, 0.665)
η	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
γ	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
ρ_g	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
ρ_d	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
ρ_a	베타분포	0.4	0.2	(0.079, 0.722)
ρ_u	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
ρ_s	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
ρ_R	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
ρ_τ	베타분포	0.6	0.2	(0.288, 0.931)
σ_g	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_d	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_a	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_u	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_s	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_R	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_τ	역 감마분포	0.5	2	(0.166, 1.237)
σ_π	역 감마분포	0.06	0.03	(0.032, 0.112)
σ_b	역 감마분포	0.4	0.2	(0.221, 0.746)
$100\bar{a}$	정규분포	0.42	0.1	(0.250, 0.580)
$100\bar{\pi}$	감마분포	0.23	0.1	(0.102, 0.424)
$100\bar{\mu}$	감마분포	0.26	0.1	(0.129, 0.454)
$100\bar{b}$	감마분포	104	2	(100.743, 107.335)
$100\bar{\tau}$	감마분포	15	2	(11.878, 18.436)
$100\bar{g}$	감마분포	14	2	(10.885, 17.434)
균형 불확정 시에 추가되는 매개변수				
σ_ζ	역 감마분포	0.5	2	(0. 166, 1.237)
$M_{g\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{d\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{a\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{u\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{s\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{R\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{\tau\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{\pi\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)
$M_{b\zeta}$	정규분포	0	1	(-1.645, 1.645)

비율이 산출량 대비 정부부채의 비율에 아주 강하게 반응하지는 않았다. 즉, 세입을 정부부채의 크기에 따라 민감하게 조정함으로써 정부의 예산 제약을 만족시키려는 의도는 강하지 않았던 것으로 보인다.

표 4: 데이터의 로그 한계 우도(log marginal likelihoods)

해가 결정될 때		해가 결정되지 않을 때
AMPF	PMAF	PMPF
-472	-464	-498

표 5는 샘플 구간을 가장 잘 설명하는 모형인 PMAF일 때의 사후 측정치를 나타낸다. 대부분의 측정값은 기존 문헌과 유사하게 도출되었기에 필자는 중요한 정책 매개변수의 측정값에 관해 간략히 언급하고자 한다. $\phi_p i$의 사후 평균은 0.302로 측정된 반면에, φ_b는 0.004로 측정되었다. 90% HPD(highest posterior density) 구간은 $\phi_p i$의 경우에는 0.123에서 0.475 사이이고, φ_b의 경우에는 –0.002에서 0.010 사이로 0을 포함한다는 것을 알 수 있다. 이와 같은 측정 결과에 따르면, 중앙은행은 물가상승률의 변동에 강경하게 대응하지 않았다. 이러한 경우에, 표준적인 거시 경제 모형에서처럼 재정정책이 리카르도 등가성을 만족하면 앞서 가정한 경제 모형의 해가 유일하게 결정되지 않는다. 하지만 본 연구에서 다루는 샘플 기간 동안에는 재정정책이 적극적이었고, 따라서 리카르도 등가성이 성립하지 않았다고 추정할 수 있다. 다시 말해, 상환해야 할 정부부채의 변동에 대해 정부의 세입이 민감하게 조정되지 않은 것이다. 이와 같은 PMAF 체제에서는 물가 수준이 정부의 재정 상황에 의해 결정이 되고 그에 따라 모형 내에서 균형이 존재한다. 이러한 결론은 재정정책이 물가 수준을 결정한다는 재정적 물가 이론에서 예상한 바와 동일하다. 요컨대, 세금이 정부부채에 따라 급격하게 조정되지 않으므로 물가가 변동하여 정부의 기간 간 예산제약식을 만족시킨다는 것이다.

그림 2는 산출량 대비 세입의 비율과 산출량 대비 정부부채의 비율을 나타나는데, 본 연구의 샘플 기간 동안 재정 정책이 꽤 적극적이었음을 알 수 있다. 이는 정부부채의 변화에 세입이 체계적으로 반응하지 않았다는 점에서 부각된다. 본 연구에서 도출된 매개변수 분석 결과는 데이터에서 드러나는 이와 같은 특징이 반영되었을 것이라고 짐작할 수 있다.

그림 2: 산출량 대비 세입 및 정부부채

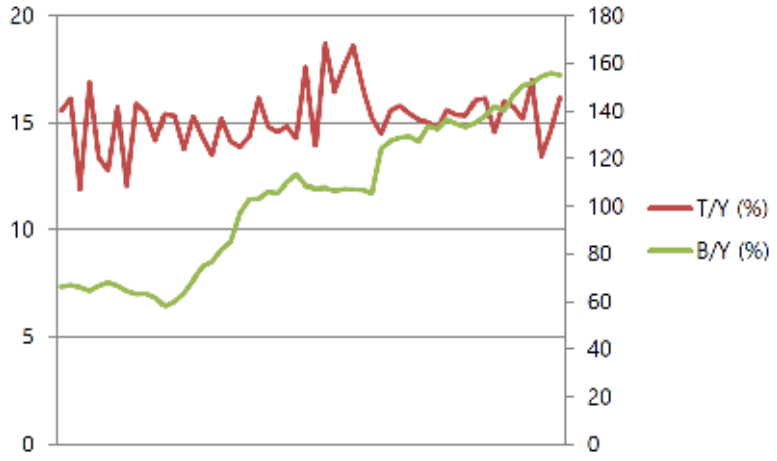


표 5: PMAF 체제 하에서의 사후 분포

	평균	90% HPD
ϕ_π^*	0.694	(0.522, 0.874)
ϕ_π	0.302	(0.123, 0.475)
ϕ_Y	0.225	(0.143, 0.305)
φ_b^*	0.006	(0.000, 0.012)
φ_b	0.004	(-0.002, 0.010)
φ_Y	1.01	(0.733, 1.281)
φ_g	1.351	(1.130, 1.557)
α	0.819	(0.768, 0.870)
η	0.361	(0.229, 0.492)
γ	0.188	(0.044, 0.327)
ρ_g	0.995	(0.990, 0.999)
ρ_d	0.802	(0.679, 0.929)
ρ_a	0.326	(0.051, 0.576)
ρ_u	0.223	(0.069, 0.370)
ρ_s	0.169	(0.047, 0.287)
ρ_R	0.725	(0.631, 0.814)
ρ_τ	0.157	(0.030, 0.279)
σ_g	0.297	(0.251, 0.343)
σ_d	0.287	(0.162, 0.415)
σ_a	0.217	(0.128, 0.303)
σ_u	0.217	(0.168, 0.263)
σ_s	3.552	(2.974, 4.117)
σ_R	0.085	(0.070, 0.100)
σ_τ	1.306	(1.075, 1.527)
σ_π	0.06	(0.027, 0.094)
σ_b	0.415	(0.171, 0.647)
$100\bar{a}$	0.43	(0.362, 0.496)
$100\bar{\pi}$	0.291	(0.112, 0.461)
$100\bar{\mu}$	0.248	(0.128, 0.364)
$100\bar{b}$	104.175	(100.817, 107.364)
$100\bar{\tau}$	15.764	(14.896, 16.625)
$100\bar{g}$	14.006	(13.353, 14.655)

5.5. 통화-재정정책 변화의 전달 경로

그림 3에서 5는 앞에서 측정된 PMAF 체제상에서 통화-재정정책에 충격이 가해졌을 때의 충격반응을 나타낸다. 그림에서도 잘 드러나듯이, 통화-재정정책의 전달 경로는 표준적인 정책체제에서 나타나는 경로와 상당히 다르다. 다시 말해서, 거시 경제 모형에서 표준적으로 상정되는 AMPF 체제일 때에 각 정책에 가해지는 충격에 대한 반응은 이미 잘 알려져 있는데, 본 연구에서 나타나는 PMAF 체제는 그와 다른 양상을 가진다. 원활한 비교를 위해서 그림 6-8에서는 앞 장에서 측정한 AMPF 체제를 가정할 때에 정책 충격에 의한 충격반응을 보였다.

우선 통화 정책에 충격이 가해졌을 때의 상황을 그림 3를 통해 살펴보도록 하자. 명목 이자율이 갑작스럽게 상승할 경우에, 즉 수축적 통화 정책을 시행할 경우에는 정부의 이자 비용 역시 상승해 산출량 대비 부채 비율이 증가함을 그림 3의 다섯 번째 패널에서 확인할 수 있다. 적극적 재정 정책을 펼치는 정부는 이러한 상황에서 세금을 더 올리려는 노력을 하지 않는다. 따라서 이자율 증가로 인한 정부부채의 상승 압력은 가격 수준이 올라가면서 차츰 해소된다. 즉, 수축적 통화 정책으로 인해 물가상승률이 감소하는 것이 아니라 오히려 증가하는데, 이는 앞서 언급했던 FTPL의 주요 논지 중 하나이다. 이와 대조적으로, AMPF 체제일 때는 통상적인 통화 모형에서 예상할 수 있는 충격반응 곡선이 얻어진다. 그림 6 역시 명목 이자율이 갑작스럽게 증가했을 때의 경우를 보여주는데, 이때는 물가상승률이 이전처럼 증가하는 것이 아니라 감소하고 산출량 증가율도 감소해 경기 침체가 발생한다.

목표 물가상승률과 관련해서도 비슷한 비교를 해볼 수 있다. 중앙은행이 목표 물가상승률인 π_t^*를 올렸을 때 물가상승률이 오히려 감소하는 것을 그림 4에서 확인할 수 있다. 다시 말해, 물가상승률과 목표 물가상승률이 다른 방향으로 움직이게 된 것이다. 이 결과는 Cogley, Primiceri, and Sargent(2010)과 같은 이전의 연구와는 대조적이나 그 경제학적 메커니즘은 간단하다. 목표 물가상승률이 감소하면 중앙은행은 Taylor 준칙을 따라 이자율을 올리게 되고, 그에 따라 물가상승률이 높아지는 것이다. AMPF일 때의 경우는 그림 7에서 알 수 있듯이 목표 물가상승률과 물가상승률이 같은 방향으로 움직인다.

마지막으로, 재정정책에 가해지는 여러 충격에 대해 경제 변수들은 FTPL의 예측대로 반응한다. 예컨대, 산출량 대비 세입의 비율이 외생적으로 증가하면 산출량과 물가상승률이 그림 5에서처럼 모두 감소한다. 이 같은 결과는 통상적으로 AMPF 체제에서는 발생하지 않는다. 한편, 물가상승률 하락에 통화정책이 소극적으로 대응하기 때문에 이자율 역시 미세한 정도로 감소한다. 반면에 그림 8은 AMPF 체제 일 때의 충격반응을 보여준다. 마찬가지로 산출량 대비 세입의 비율이 외생적으로 변화했을 때를 상정하는데, 이전과는 상반되는 산출량, 물가상승률, 그리고 이자율의 반응을 확인할 수 있다. 즉, 세입 비율이 늘었을 때 산출량 대비 정부부채는 감소하는 반면에 물가상승률과 산출량, 그리고 이자율은 전혀 반응하지 않는다. 이는 앞서 언급한 리카르도의 등가 정리가 성립하는 경우이다.

이렇듯 그림 3에서 8까지의 충격반응을 통해 경제 내의 다양한 외부충격(innovations)은 정책체제에 따라 상이한 전달 경로를 가짐을 확인하였다. 여기에 더해, 우리는 베이지안 방법을 통해 얻은 사후 분포에 근거하여 실제로 한국경제에서 실현된 외부 충격을 추정하였다. 그림 9는 본고의 모형에서 가정한 여러 외생변수에 가해지는 외부 충격(innovations)의 2000년 이후 경로를 보여준다. 그 중에서도 여섯 번째와 일곱 번째 패널은 통화정책과 재정정책에 직접적으로 영향을 미쳤던 충격, 즉 두 정책의 반응함수에서 non-systematic한 요소의 방향, 크기 및 지속성에 대한 정보를 준다. 우리는 이 그림을 통해 2000년대 전반에 걸쳐 통화정책 보다는 재정정책에 가해진 외부 충격의 크기와 변동폭이 더 컸지만, 금융위기 당시에는 통화정책 또한 비교적 강한 음의 충격을 받았음을 유추할 수 있다. 이는 금융위기 기간 동안 통화정책보다 재정정책이 보다 큰 외부 충격에 노출되었음을 밝힌 김태봉(2014)의 결과와 크게 다르지 않다. 다만 본고의 모형은 세계 인플레이션 등 국제적인 요인을 반영하지 않았기 때문에 추정된 외부 충격의 경로에서 다소간의 차이를 보이는 것으로 사료된다.

6. 결론 및 본 연구의 한계점

본 연구는 한국 데이터를 통해 2000년에서 2013년 사이에 이례적인 통화-재정정책의 조합이 시행되었음을 밝혔다. 소극적 통화정책과 적극적 재정정책이 그 결론인데, 이러한 정책체제 하에서 나타나는 통화-재정정책의 전달 경로는 통상적인 지식과는 확연히 다르다. 예컨대 본 연구의 추정결과에 따르면 수축적인 통화정책 충격이 가해졌을 때 물가상승률이 오히려

증가하는 한편 재정정책에 가해지는 충격은 물가상승률과 산출량에 영향을 주어 리카르도의 등가 정리가 성립하지 않았음을 볼 수 있었다. 즉, FTPL이 2000년 이후의 한국 데이터를 분석하는데 유용한 도구가 될 수 있음을 보여주었다.

정책 분석이나 실증 연구에서 위와 같은 발견은 중요한 함의를 가질 수 있지만, 본 연구의 분석 결과를 있는 그대로 받아들이는 데에는 주의가 요구된다. 이는 앞서 기술한 추정 결과가 모형 및 데이터에 의존하는 바가 크기 때문이다. 이러한 측면에서 볼 때 본 연구는 분명한 한계점을 가지고 있다. 우선, 필자가 상정한 모형은 상당히 단순화된 형태인 데다가 폐쇄경제(a closed economy)를 가정하고 있다. 이와 같은 단순화는 관련 논의를 처음 전개하는 단계에서는 물론 유용하지만 매개변수 측정 결과에 영향을 미칠 수밖에 없다. 둘째로, 충분한 재정 데이터를 수집하는 데에 어려움을 겪었다. 그 중에서도 이번 기에 상환해야 하는 정부의 총 부채에 대한 신뢰성 있는 데이터를 분기별로는 구할 수 없었다. 따라서 본 연구에서는 정부의 금융부채를 총 부채의 대리변수로 사용하였다. 두 변수가 매우 유사하게 움직인다는 점을 확인하였지만, 더 정확한 정부부채 데이터를 사용하는 것이 이상적일 것이다.

요약하자면, 본 연구는 신케인지언 DSGE 모형 하에서 한국 경제의 시계열 데이터를 사용하여 통화-재정정책이 가지는 상호작용을 연구하는 첫 걸음을 내딛은데 그 의미가 있다고 할 수 있지만, 동시에 앞서 언급한 이유로 인해 완전하지는 못했음을 밝히고자 한다. 좀 더 정확하고 신뢰성 있는 결과를 도출하기 위해서는 많은 추가 연구가 필요할 것이다.

그림 3: PMAF 체제일 때, 통화정책 충격에 따른 충격반응

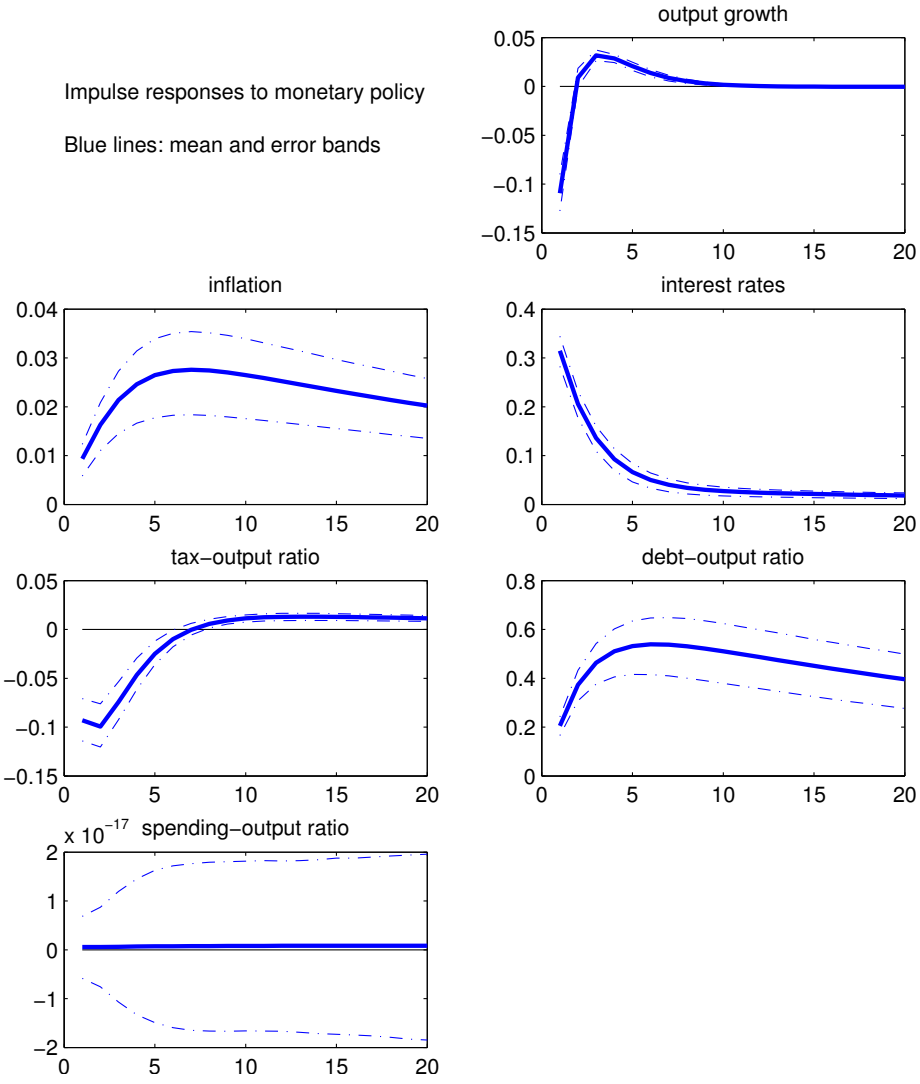


그림 4: PMAF 체제일 때, 목표 물가상승률이 증가했을 때의 충격반응

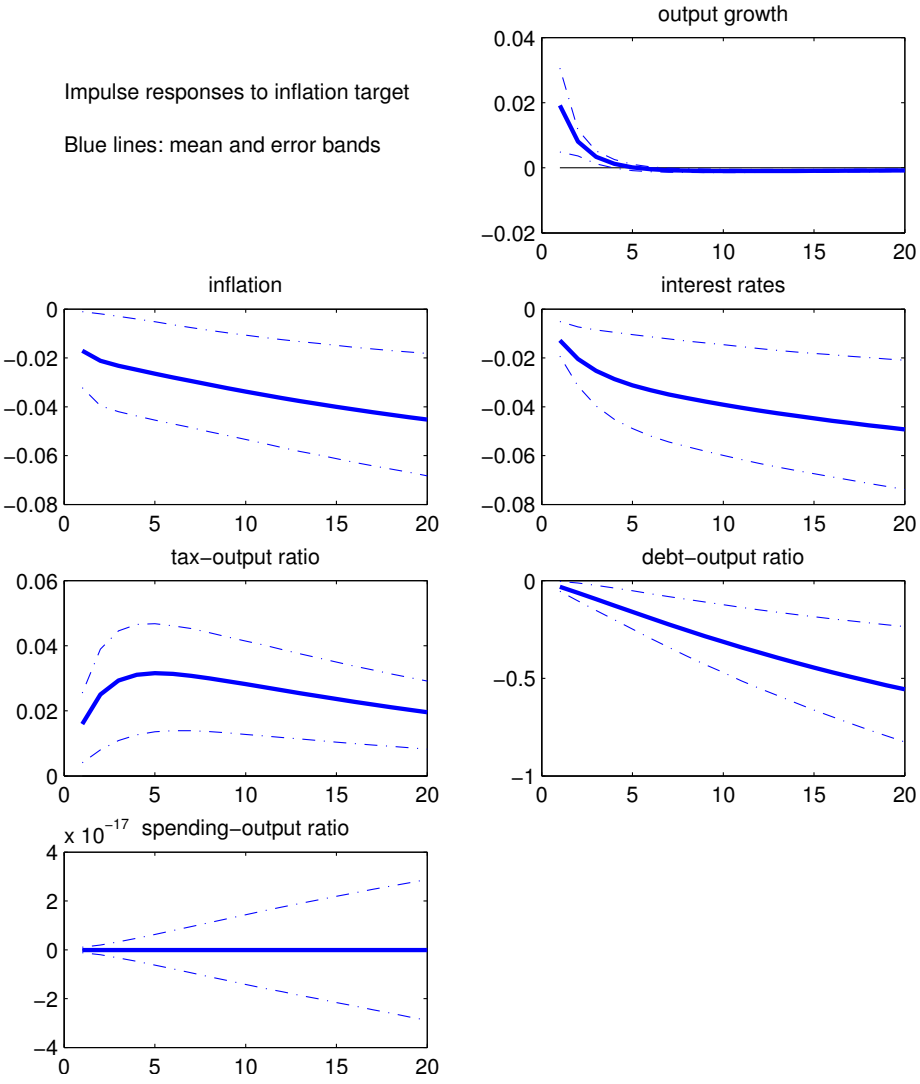


그림 5: PMAF 체제일 때, 재정정책 충격에 따른 충격반응

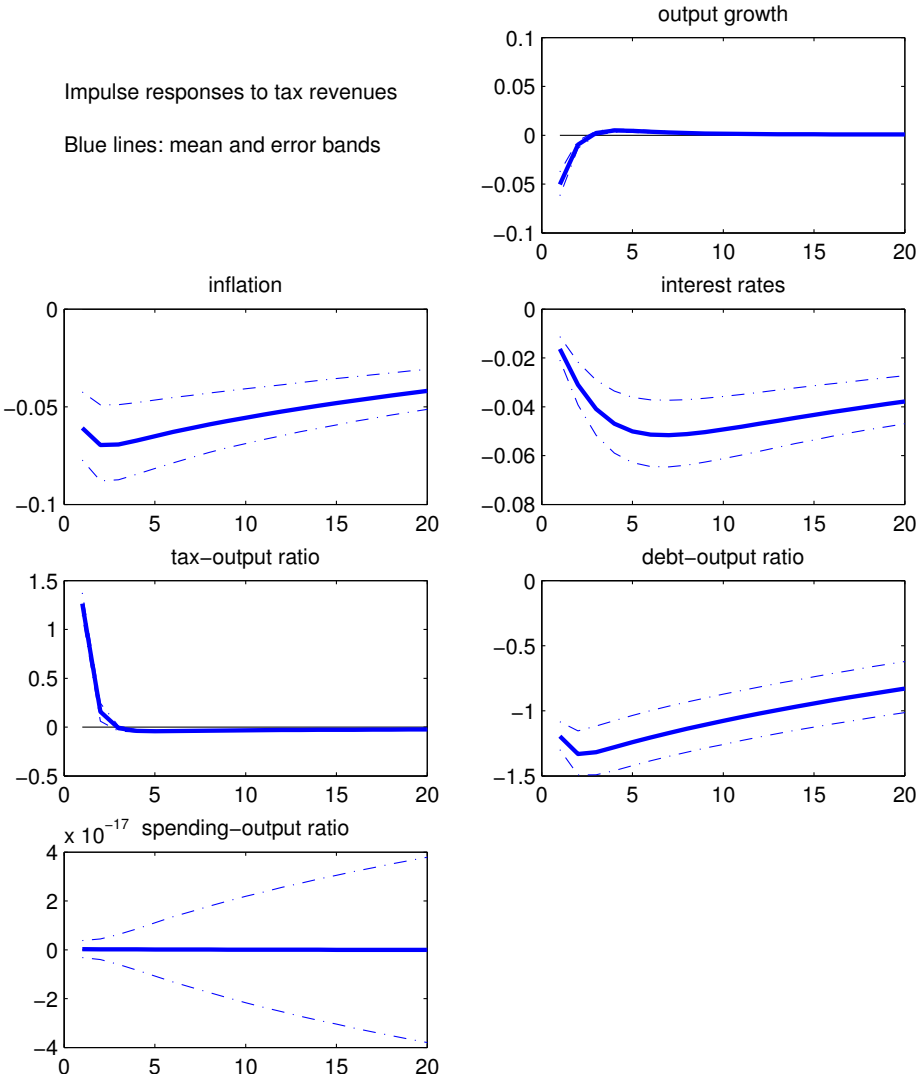


그림 6: AMPF 체제일 때, 통화정책 충격에 따른 충격반응

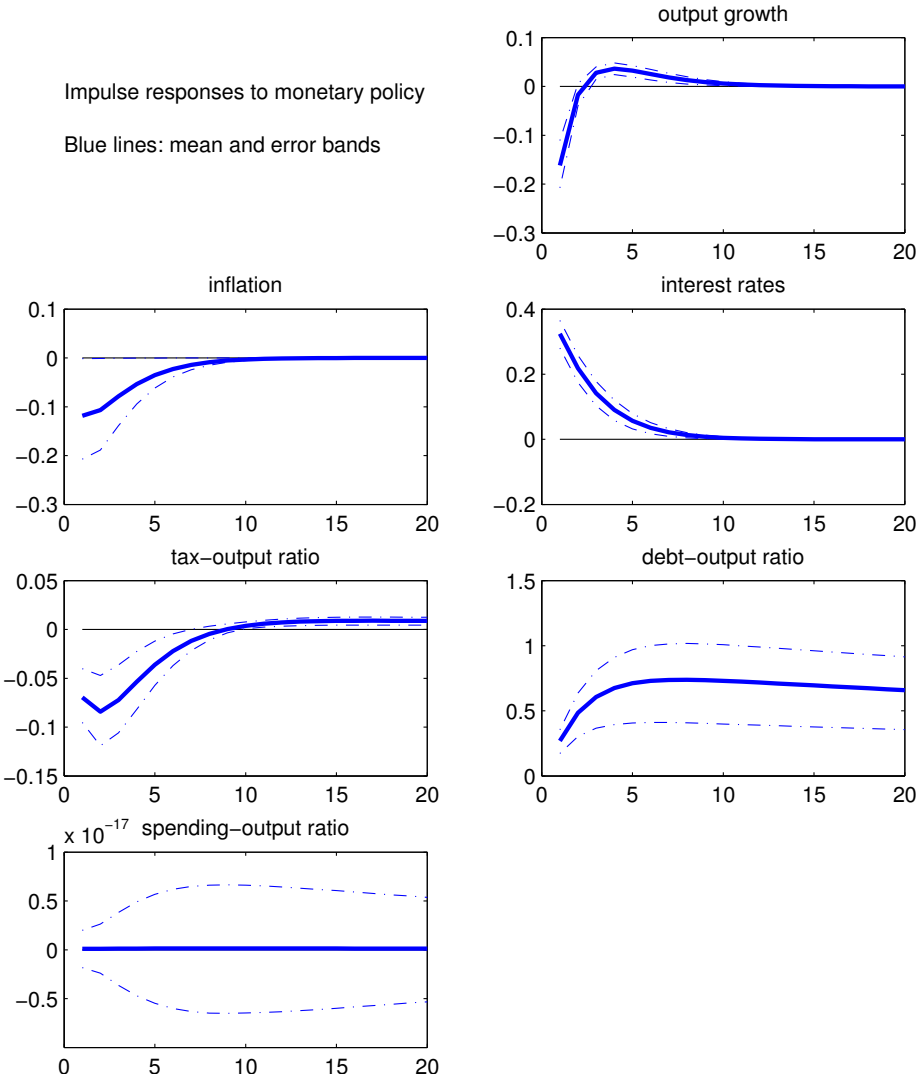


그림 7: AMPF 체제일 때, 목표 물가상승률이 증가했을 때의 충격반응

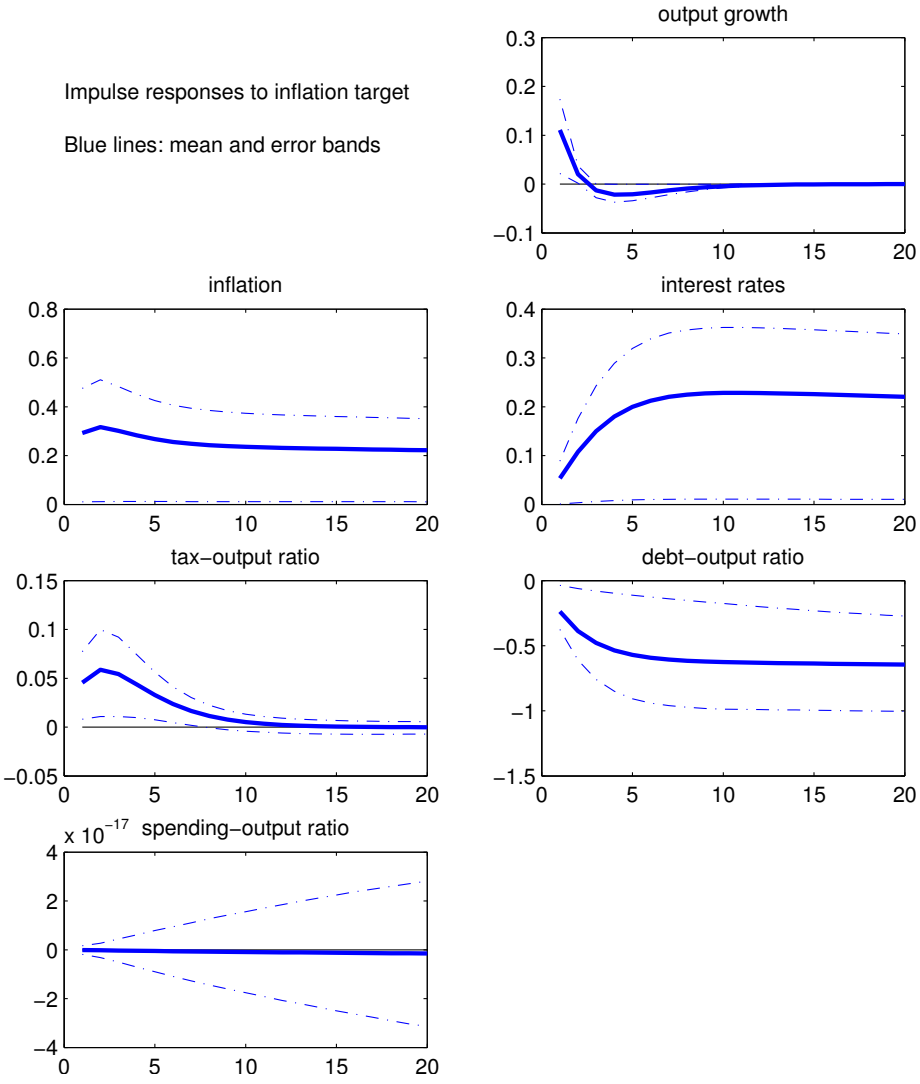


그림 8: AMPF 체제일 때, 재정정책 충격에 따른 충격반응

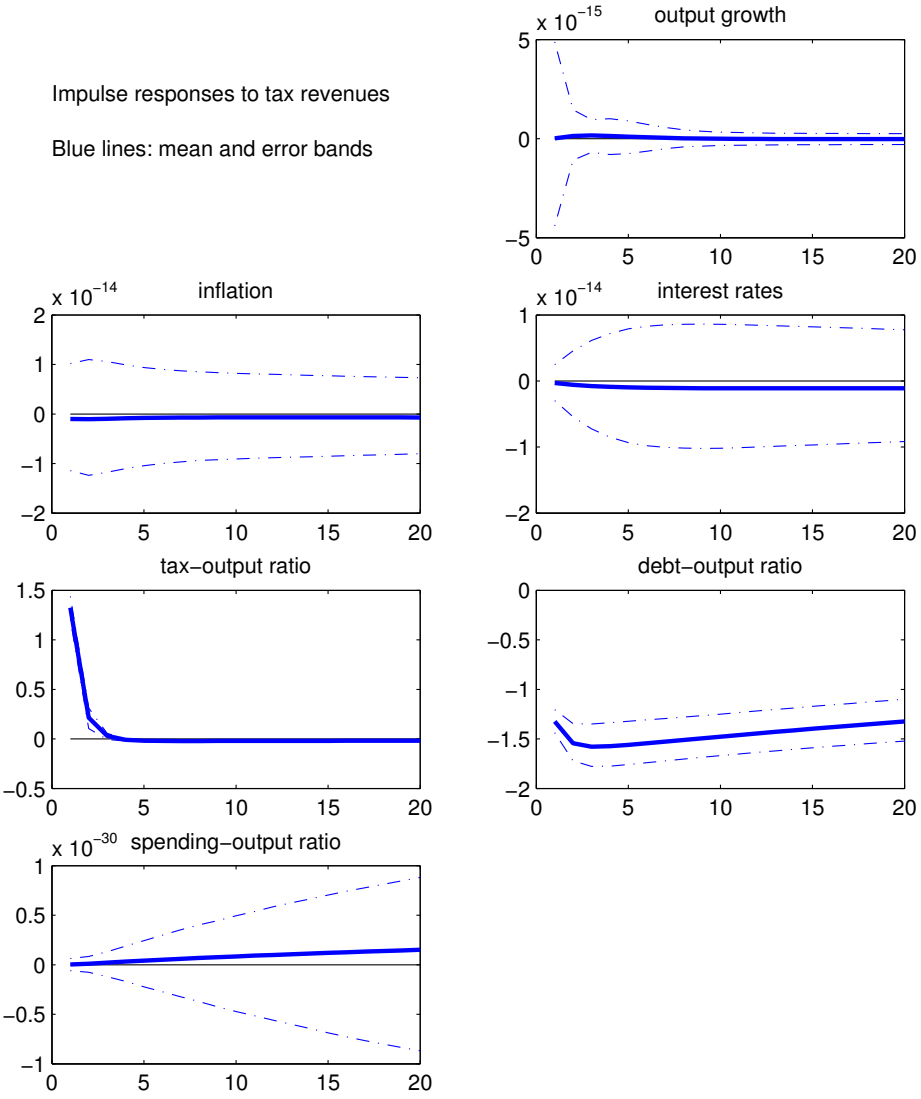
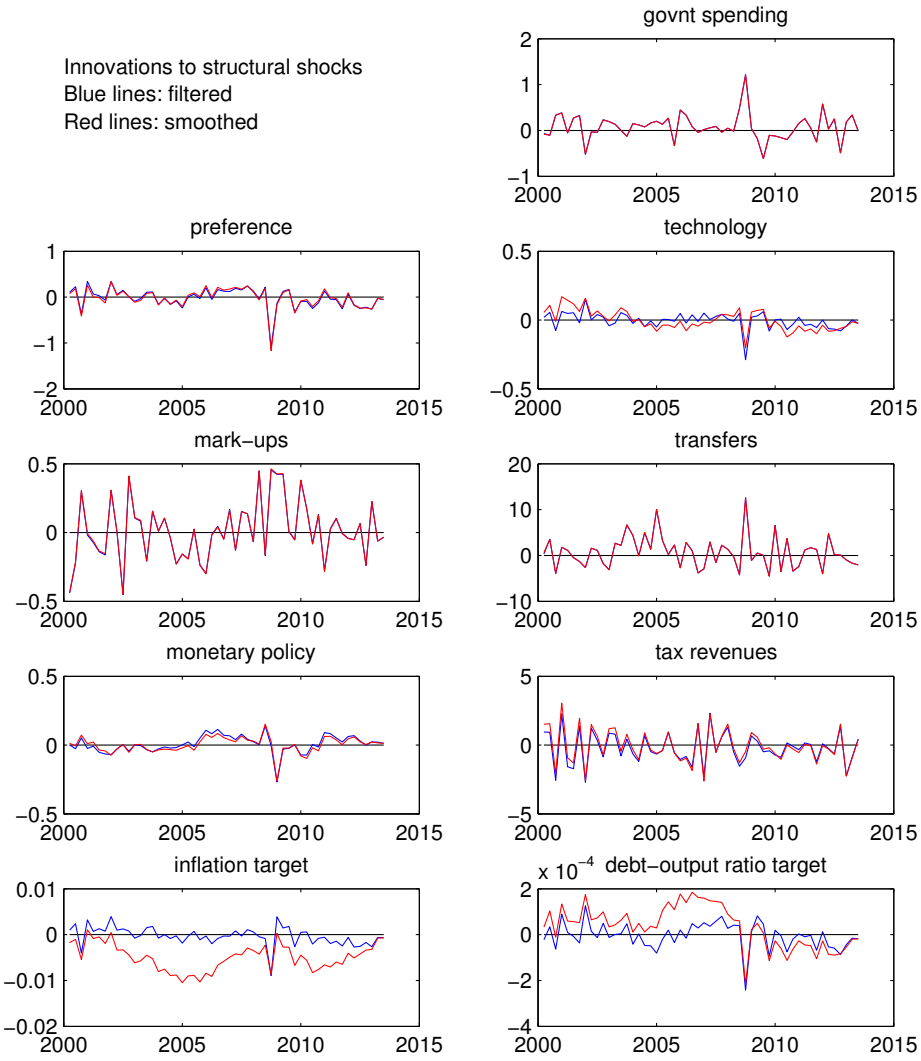


그림 9: 구조적 충격에 가해진 외부 충격의 경로



참고문헌

김태봉 (2014). DSGE 모형 추정을 이용한 2000년 이후 한국의 거시경제 분석 한국개발연구 제 36권 제2호: 1-64, 한국개발연구원.

옥동석 (1997). 공공부문과 국가재정의 범주: 현황, 문제점 및 개선방향,『재정논집』, 12(2): 33-64.

옥동석 (2007). 재정지표로서의 국가채무와 정부부채,『재정논집』, 22(1): 109-136.

옥동석 (2010). 한국의 정부부채, 왜 논란이 거듭되는가?: 펀드단위 vs. 제도단위,『한국경제포럼』, 3(3): 31-58.

윤택 (2001). 재정정책기조와 통화정책의 역할,『국제경제연구』, 7(3): 47-66.

이주경 (2003a). 국가채무와 통화정책의 선택: 재정적 물가이론을 중심으로, 한국금융학회 2003 정기학술발표회 발표논문.

이주경 (2003b). 재정적 물가이론: 이론과 적용가능성,『금융경제연구』, 제160호.

인하대학교 산학협력단 (2012). 조세가 고용에 미치는 영향분석과 평가 연구, 한국고용정보원.

홍인기 (2011). 대외 환경 하에서 재량적 재정정책과 통화정책 간 정책조합의 적절성 검토,『재정정책논집』, 13(2): 3-29.

Aiyagari, S. Rao and Mark Gertler (1985). The Backing of Government Bonds and Monetarism, Journal of Monetary Economics, 16(1): 19-44.

Beyer, Andreas and Roger E. A. Farmer (2007). Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy: Comment, American Economic Review, 97(1): 524-529.

Bhattarai, Saroj, Jae Won Lee, and Woong Yong Park (2012). Monetary-Fiscal Policy Interactions and Indeterminacy in Post-War U.S. Data, American Economic Review, 102(3): 173-178.

Bhattarai, Saroj, Jae Won Lee, and Woong Yong Park (2015). Policy Regimes, Policy Shifts, and U.S. Business Cycles, Working Paper.

Bianchi, Francesco and Cosmin Ilut (2012). Monetary/Fiscal Policy Mix and Agents' Beliefs, Unpublished.

Calvo, Guillermo (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, Journal of Monetary Economics, 12: 983-998.

Canzoneri, Matthew, Robert Cumby, and Behzad Diba (2001). Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?, American Economic Review, 91(5): 1221-1238.

Cogley, Timothy, Giorgio E. Primiceri, and Thomas J. Sargent (2010). Inflation-Gap Persistence in the U.S., American Economic Journal: Macroeconomics, 2(1): 43–69.

Davig, Troy and Eric M. Leeper (2011). Monetary-Fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus, European Economic Review, 55(2): 211-227.

Dixit, Avinash K. and Joseph E. Stiglitz (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, American Economic Review, 67: 297-308.

Drattzberg, Thorsten and Harald Uhlig (2011). Fiscal Stimulus and Distortionary Taxation, NBER Working Paper 17111.

Fernandez-Villaverde, Jesus, Pablo Guerron-Quintana, Keith Kuester, and Juan F. Rubio- Ramirez (2012). Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity, Unpublished.

Geweke, John (1999). Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication, Econometric Reviews, 18(1): 1-73.

Ireland, Peter N (2007). Changes in the Federal Reserve's Inflation Target: Causes and Consequences, Journal of Money, Credit and Banking, 39(8): 1851-1882.

Kim, Soyoung (2003). Structural Shocks and the Fiscal Theory of the Price Level in the Sticky Price Model, Macroeconomic Dynamics, 7(5): 759-782.

Leeper, Eric M (1991). Equilibria under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies, Journal of Monetary Economics, 27(1): 129-147.

Leeper, Eric M., Alexander W. Richter, and Todd B. Walker (2012). Quantitative Effects of Fiscal Foresight, American Economic Journal: Economic Policy, 4(2): 115-144.

Lubik, Thomas A. and Frank Schorfheide (2003). Computing Sunspot Equilibria in Linear Rational Expectations Models, Journal of Economic Dynamics and Control,28(1): 273-285.

Lubik, Thomas A. and Frank Schorfheide (2004). Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy, American Economic Review, 94(1): 190-217.

Sargent, Thomas J. and Neil Wallace (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic, Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 5(3): 1-17.

Sims, Christopher A (1994). A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy, Economic Theory, 4(3): 381-399.

Sims, Christopher A (2002). Solving Linear Rational Expectations Models, Computational Economics, 20(1-2): 1-20.

Traum, Nora and Shu-Chun S. Yang (2011). "Monetary and Fiscal Policy Interactions in the Post-war U.S." *European Economic Review*, 55(1): 140-164.

Woodford, Michael (1995). Price-level Determinacy Without Control of a Monetary Aggregate., Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 43(1): 1-46.

Woodford, Michael (2003). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Zubairy, Sarah (2010). On Fiscal Multipliers: Estimates from a Medium Scale DSGE Model, Unpublished.