

우리나라 경기변동에서 투자충격의 역할*

장근호**

요약

본고에서는 기존의 경험적 연구에서 제한적이라고 알려져 왔던 경기변동에서의 투자충격의 역할을 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2011)의 모형에 근거해서 재검증하고 2000년 이후 한국 자료를 통해 실증분석을 하였다. 모형의 추정결과, 실물적 요인의 투자특유기술충격보다는 투자한계효율충격의 경기변동에서의 역할이 크게 나타났다. 경기역행적 가격마크업 등 마찰요인으로 인해 투자한계효율충격은 생산, 소비, 투자, 노동시간 등 내생변수들의 공행성을 잘 나타내며 동 충격이 경기변동에 미치는 영향력도 크게 증폭되는 것으로 드러났다. 한편, 투자한계효율충격은 기업의 차입여건, 금융·외환시장 상황과 관련이 높은 것으로 드러났다. 따라서 2000년 이후 우리나라의 경기변동은 기업의 투자에 영향을 주는 금융여건의 변화에 크게 기인한 것으로 유추할 수 있다.

주제분류 : B030108

핵심 주제어 : 투자충격, 금융마찰요인

I. 서론

투자는 총수요를 구성하는 요소중 변동성이 가장 높으며 GDP 등과 높은 상관관계를 지녀 경기변동의 원인 및 전달경로를 제대로 이해하기 위해서는 투자의 변동에 대한 심도있는 분석이 필요한 것으로 생각되어 왔다. 경제모형에서도 이와 같은 인식에 부합되게 투자부문의 변동을 초래하는 고유한

* 본고에 대해 유익하고 세심한 논평을 해 주신 익명의 두 분의 심사위원께 감사드린다. 본고의 내용은 연구자 개인의 의견으로서 연구자가 소속된 기관의 견해와는 무관하다.

** 연세대학교 경제학과 박사과정, e-mail: jkh1028@bok.or.kr

충격이 의미를 지니기 위해서는 다음의 3가지 사항에 대한 점검이 요구되어졌다. 먼저 경기변동의 동인으로서 투자충격이 지니는 중요도가 첫 번째 관심의 대상이다. 경기변동 주기에서 생산, 노동시간 등 주요변수의 변동성에 투자충격이 유의미한 영향을 주어야 할 것이다. 둘째로는 경기변동의 특징적 사실들을 잘 설명할 수 있어야 한다. 특히 투자충격이 경기변동 과정에서 나타나는 주요 경제변수간의 공행성(co-movements)이라는 특징적 사실을 잘 구현할 수 있는지가 문제된다. 셋째로는 투자충격의 성격에 대한 규명이 필요하다. 투자는 자본재의 증설 혹은 신규구입 등을 의미한다는 점에서 투자재 부문의 생산성과 관련된 실물적 요인과 투자재원 조달이라는 금융적 측면이 혼재되어 있으므로 보다 엄밀한 분석을 위해서는 양 측면을 구분하여 중요도 등을 파악하는 것이 필요하다.

해외 문헌을 중심으로 앞서 3가지 논점에 대한 논의를 살펴보면 다음과 같다. 첫 번째 사항과 관련하여서는 실물경기변동 동태적 확률일반균형모형(real business cycle dynamic stochastic general equilibrium model, 이하 "RBC DSGE") 계열의 연구인 Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988, 이하 "GHH") 및 Greenwood, Hercowitz, and Krusell(1997, 2000, 이하 "GHK")에서 투자충격이 장기의 노동생산성 증가와 경기변동주기에서 생산변동 등에 큰 역할을 함을 제시하였다. 동 연구는 Kydland and Prescott(1982) 이후 동 계열에서 전통적으로 중시되던 중립적 기술충격(neutral technology shocks)을 대신하여 투자충격을 기술충격에 의해 주도되는 경기변동(technology-driven business cycle) 이론의 주요한 경기변동 원인으로 제시하였다. 새 케인즈학과(New Keynesian) DSGE 계열의 연구에서도 투자충격을 경기변동의 중요한 원인으로 주목하였는데 동 계열의 대표적 연구인 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2010, 이하 "JPT")은 경기변동주기(6~32분기)의 생산, 노동시간, 투자 등의 주요 변동요인으로 제시하였다. 한편, 구조 벡터자기회귀(VAR) 모형을 활용한 분석인 Fisher(2006)에서도 GHK(1997)의 균제성장경로(balanced growth path)에서 성립하는 관계를 이용한 2개의 장기식별 제약¹⁾을 통해 투자부문에 한정된 기술충격과 중립적 기술충격

1) ① 장기에 투자부문의 충격만이 투자재 상대가격에 영향을 준다. ② 장기에 중립적 기술충격과 투자부문 충격만이 노동생산성에 영향을 준다.

을 구별하고 경기변동에서 투자충격의 중요성을 확인하였다.

두 번째 사항과 관련해서는 투자충격은 Barro and King(1984) 이후 오랫동안 전형적인 신고전파 모형하에서 경기변동 과정에서 나타나는 주요 경제변수간의 공행성이라는 특징적 사실을 잘 설명하지 못한다고 알려져 왔다. 이 점이 특히 투자충격이 경기변동의 주요인으로 등장하는데 걸림돌이었는데 GHH(1988) 및 GHK(2000) 이후 RBC DSGE 계열에서는 자본가동률과 투자조정비용 등의 마찰요인을 통해 이를 극복하였다. 반면, 새 케인즈학과 DSGE 계열은 상품 및 노동시장의 독점에 의한 마찰요인에 기인한 경기역행적 마크업(countercyclical markup)이 핵심적인 공행성 구현요인임을 밝혔다.

세 번째와 관련해서는 RBC DSGE 계열에서는 투자충격을 소비재부문과 비교한 투자재부문의 생산성 격차를 가져오는 실물적 성격의 충격으로 상정하였다. 반면, JPT(2011) 등 새 케인즈학과 DSGE 계열에서는 금융마찰요인과의 관련성을 중시하였다. 한편, 투자충격의 성격논의는 관측변수로서 투자재 상대가격과도 관련성이 크다. 보다 자세한 논의는 제2장의 제1절 등에서 후술토록 하겠다.

국내문헌중 투자충격의 역할에 주목한 연구로는 DSGE 모형을 이용한 분석으로 Kim and Yoon(2004)과 Yoon(2006) 등이 있다. 동 연구에서는 Mendoza(1991a, 1991b, 1995)의 소규모 개방경제 RBC 모형에 GHH(1988) 및 GHK(1997, 2000) 모형을 결합하여 투자충격이 중립적 기술충격과 함께 경기변동을 설명하는 주요 충격임을 보였다. 구조 VAR 모형을 통한 분석으로는 김배근(2012)과 Kim and Kim(2010) 등이 있는데 Fisher(2006)의 방법론을 응용하여 제조업 특유 기술변동이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 하지만, 아직까지 국내 기존 연구에서는 중규모(medium scale) 새 케인즈학과 DSGE 모형에 기반하여 투자충격의 역할에 초점을 맞춘 연구는 없는 것으로 보인다. 다만, 배병호(2013, 2014), 김건홍(2012), 김현의·엄상민(2011) 등 최근 다수의 연구에서 투자충격을 모형내 여러 충격중의 하나로 고려하였다.

본고는 JPT(2011)의 모형을 원용하여 새신고전학과 종합(new neo-classical synthesis) 관점의 중규모 DSGE 모형하에서 앞서의 3가지 논점을 우리나라 자료를 대상으로 분석하였다. 동 모형은 추정을 통해 부여되

는 모수값에 따라 전형적인 RBC 모형에서 새 케인즈학파의 모형까지 구현할 수 있어 경기변동에 관한 다양한 시각을 포괄하고 있다. 각 학파별 입장에 따라 특정 구조충격에 편향된 시각을 내포할 수 있다는 점에서 분석이전의 자의적 선택을 배제하고 실제 자료에 기반하여 설명되도록 한 동 모형은 특정 구조충격의 영향력을 객관적으로 살펴보는 데 적절하다고 판단된다. 본고의 모형 설명 및 투자충격의 전달경로 등과 관련한 이론 전개 등은 JPT(2010, 2011)에서의 논의를 상당부분 참고하였다.

한편, 본고는 폐쇄경제 모형을 사용하였는데 이는 우리나라가 JPT(2011)의 분석대상인 미국과 달리 소규모 개방경제의 특성을 지닌 점에서 한계를 지닐 수밖에 없다. 그럼에도 불구하고 폐쇄경제 모형을 선택한 이유는 먼저 투자충격의 역할과 관련된 JPT(2011)의 주목할 결과가 우리나라에도 적용되는 지를 살펴보기 위해 모형의 동일성과 간결성을 유지하고자 함이다. 또 한편으로는 투자충격은 그 전달경로 등에서 가계의 기간간 선택 등과 밀접한 관련성을 지니는데 일반적으로 알려진 대로 소규모 개방경제 모형에서 이론상 성립하는 유위험 이자율평형정리(UIP condition)가 현실에서 기각되는 경우가 빈번하다는 점 등에서 소규모 개방경제 모형 자체의 한계도 있다. 다만 폐쇄경제 모형을 사용한 한계점 등을 보완하기 위하여 본고의 제5장에서는 투자재 상대가격중 환율에 영향받는 부분을 제거한 분석결과, 제6장의 강건성 분석에서는 투자재 수입부문을 추가한 모형의 결과를 제시하였다.

본고의 이하 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 투자충격이 포함된 폐쇄경제하의 중규모 DSGE 모형을 구축하고 베이지안(Bayesian) 방법으로 추정한다. 제3장에서는 추정된 모형에 기반한 분산분해를 통해 투자충격을 중심으로 각 구조충격이 경기변동에 미치는 영향력을 분석한다. 더불어 투자충격이 포함된 모형과 제외된 모형을 비교하여 전자가 현실적합성이 더 높다는 것을 제시한다. 제4장에서는 충격반응분석을 통해 투자충격의 공행성 구현여부를 확인하고 이를 가능토록 하며 충격의 효과를 증폭시키는 충격전달과정상에서의 마찰요인을 분석한다. 제5장에서는 투자충격과 금융변수와의 상관관계를 살펴보고, 금융마찰요인과의 관련성을 제시한다. 제6장에서는 강건성 점검을 실시하고 제7장에서는 분석결과를 정리하고 결론을 맺는다.

II. 모형의 설정 및 추정

1. 투자충격의 성격

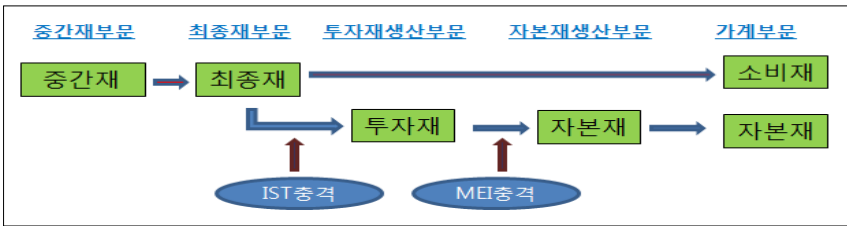
투자충격으로 불리는 구조충격은 그 성격상 ① 투자특유기술충격(IST shocks: Investment-specific technology shocks, 이하 “IST충격”)과 ② 투자한계효율충격(MEI shocks: Shocks to marginal efficiency of investment, 이하 “MEI충격”)의 2가지로 크게 분류할 수 있다. 이와 같은 구분은 투자충격이 영향을 주는 신규 자본재(new capital)의 형성과정을 2개의 과정(투자재 생산과정, 자본재 생산과정)으로 분리하고 각 과정에서 작용하는 별도의 충격으로 나누어 보는 접근법과 관련된다. 투자재 생산과정과 관련된 IST충격²⁾은 최종재(소비재) 생산부문에 생산된 재화를 구입하여 이를 투입물로 투자재를 생산할 때의 효율성과 관련된 충격이다. 따라서 이전보다 더 적은 소비재를 투입하여 더 많은 혹은 보다 양질의 투자재를 생산할 수 있게끔 하는 생산기술상의 향상이 있다면 양(+)의 IST충격으로 해석할 수 있게 된다. 보다 자세히는 후술하겠지만 동 기술이 선형 형태(linear transformation)이며, 투자재 생산부문이 완전경쟁인 경우에 IST충격은 투자재의 소비재에 대한 상대가격의 역수와 일치하게 된다. 반면, 자본재 생산과정과 관련된 MEI충격은 앞서 투자재 생산부문에 생산된 투자재를 다시 신규 자본재로 전환하는 과정에서 영향을 주는 충격을 의미한다. IST충격이 관측가능(observable)하고 구체적인 성질을 갖는 투자재 상대가격과 밀접한 관련이 있는 반면 MEI충격은 관측불가능한 은닉(latent) 변수로서 투자에 영향을 주는 다양한 요인의 결합물로서의 성격을 지닌다. JPT(2011)에서는 MEI충격이 금융마찰(financial frictions) 요인과 밀접한 관련이 있음³⁾을 제시하였으며 본고의 제5장에서도 이를 확인하였다.

2) GHK(1997, 2000)은 신규 설비투자재에 체화된 기술향상으로 설명하며 그 예로서 컴퓨터 기술에서의 진보, 조립라인의 로봇화, 더 신속하고 풍부한 통신수단 등을 들었다.

3) 예컨대 자본재 생산자가 투자재를 구입하기 위하여 차입을 하여야만 하는 경우 자본재 생산은 자본재 생산자의 신용에의 접근가능성, 금융시스템의 신용공급과 관련된 효율성 등에 영향을 받게 된다(JPT, 2011).

한편, 투자충격의 역할을 분석한 연구에 따라 모형내 상정한 투자충격의 유형이 상이하고 이에 따라 분석결과가 달라지는 경우가 있다. 본고에서는 상기 두 유형의 투자충격을 모두 포함하여 분석하였으되 투자재 상대가격을 관측변수로 사용하여 각각을 구별하고 각 유형의 투자충격의 경기변동에서의 영향력을 비교평가하였다.

〈그림 1〉 재화의 생산·소비 흐름과 투자충격간 관계(Relationship between goods and investment shocks)



2. 부문별 경제주체

본고의 모형은 투자충격을 비롯한 구조적 충격과 각종 실물 및 명목 마찰 요인(frictions)⁴⁾을 부가한 중규모 DSGE 모형으로서 크게 기업, 가계, 정부 등 3부문의 경제주체들로 구성되어 있다. 기업부문은 중간재 생산과 관련한 독점적 경쟁과 명목가격경직성하에서 이윤극대화를 통해 가격필립스 곡선을 도출한다. 기업부문은 재화의 생산흐름상 최종재, 투자재, 자본재 생산부문으로 구분된다. 가계부문은 효용극대화를 위해 소비, 투자 등과 관련된 의사결정을 한다. 노동공급 측면에서 독점경쟁적 요소와 명목임금경직성이 존재한다고 상정하고 임금필립스 곡선을 도출한다. 정부는 리카디안(Ricardian) 방식에 의해 운영되는 재정당국과 명목금리를 테일러 준칙(Taylor rule)으로 결정하는 중앙은행으로 구성된다.

4) 가격 및 임금경직성, 가격 및 임금에 대한 과거연동(indexation), 가격 및 임금에 대한 마크업, 소비 습관, 자본의 가변이용률, 투자조정비용 등을 고려하였다.

(1) 기업

$$Y_t(i) = \max \left\{ e_t K_t(i)^\alpha (A_t L_t(i))^{1-\alpha} - A_t \gamma_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} F ; 0 \right\} \quad (1)$$

독점적 경쟁시장의 i 번째 중간재 생산기업의 생산함수는 (1)과 같다. A_t 는 영구적인 기술충격(permanent technology shock)의 확률과정으로 확률적 추세를 지니며, 그 성장률($z_t \equiv \Delta \log A_t$)이 정상적인(stationary) AR(1) 과정을 따른다. e_t 는 일시적인 기술충격(temporary technology shock)의 확률과정이다. γ_t 는 IST충격의 확률과정으로 역시 확률적 추세를 지니며 성장률($v_t \equiv \Delta \log \gamma_t$)이 안정적 확률과정을 따른다. F 는 정상상태에서 이윤이 0이 되도록 도입된 고정비용으로서 균제성장경로(balanced growth path)를 보장하기 위해 그 앞에 경제의 종합적 기술수준인 $A_t \gamma_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$ 가 곱해진다.

$$\frac{K_t(i)}{L_t(i)} = \frac{W_t}{r_t^k} \frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (2)$$

$$MC_t = \frac{1}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} (r_t^k)^\alpha \left(\frac{W_t}{A_t \gamma_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \right)^{1-\alpha} \quad (3)$$

중간재 생산기업의 비용극대화 조건으로부터 자본·노동의 최적결합비율이 (2)와 같이 도출된다. 동 비율은 모든 중간재 기업에 동일하므로 모든 중간재 기업에 동일하게 적용되는 명목한계비용이 (3)과 같이 도출된다. W_t 와 r_t^k 는 명목임금과 자본서비스 명목임대비용이다.

$$P_t(i) = P_{t-1}(i) \pi_{t-1}^{\iota_p} \pi^{1-\iota_p} \quad (4)$$

단, $\pi_t \equiv P_t / P_{t-1}$, π 는 각각 실제 및 정상상태에서의 총인플레이션

$$0 = E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \xi_p^s A_{t+s} \tilde{Y}_{t+s} \left[\tilde{P}_t \Pi_{t,t+s} - (1 + \lambda_{p,t+s}) MC_{t+s} \right] \right\} \quad (5)$$

$$\text{단, } \Pi_{t,t+s} = \prod_{k=1}^s (\pi_{t+k-1}^{\iota_p} \pi^{1-\iota_p})$$

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1 + \iota_p \beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\iota_p}{1 + \iota_p \beta} \hat{\pi}_{t-1} + \kappa \hat{s}_t + \kappa \hat{\lambda}_{p,t} \quad (6)$$

단, κ 는 모수의 함수

매기 ξ_p 의 비율의 중간재 생산기업은 최적가격을 설정할 수 없는 대신 (4)의 가격연동 규칙에 따라 가격을 조정한다고 상정한다. 나머지 비율의 기업은 중간재에 대한 수요함수 (8)을 제약조건으로 가격 $P_t(i)$ 를 미래기 대이윤함의 현재할인가치를 극대화함으로써 결정한다고 할 때 최적가격 (\tilde{P}_t) 결정과 관련된 일계조건은 (5)와 같다. 동 조건과 개별 중간재의 가격과 경제전체 물가사이의 관계식인 (9)와 결합하고 로그선형화하면 (6)과 같은 가격필립스 곡선이 도출된다. 단, $\hat{\cdot}$ 이 취해진 변수는 정상상태로부터 변화율을 의미한다.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{1/(1+\lambda_{p,t})} di \right]^{1+\lambda_{p,t}} \quad (7)$$

완전경쟁기업인 최종재 생산자는 차별화된 중간재 $\{Y_t(i)\}$, $i \in [0, 1]$ 를 결합하여 매 t 기 생산기술 (7)에 따라서 최종소비재 Y_t 를 생산한다. 중간재간의 대체탄력성과 역의 관계인 $\lambda_{p,t}$ 는 중간재기업의 한계비용에 대한 마크업으로 가격마크업 충격에 해당한다.

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-(1+\lambda_{p,t})/\lambda_{p,t}} Y_t \quad (8)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1/\lambda_{p,t}} di \right]^{\lambda_{p,t}} \quad (9)$$

이윤극대화 및 무이윤 조건에 의해 중간재 i 에 대한 수요함수와 최종재 가격이 각각 (8), (9)식과 같이 도출된다.

$$P_{It} I_t - P_t Y_t^I \quad (10)$$

$$I_t = \gamma_t Y_t^I \quad (11)$$

$$\frac{P_{I_t}}{P_t} = \gamma_t^{-1} \quad (12)$$

완전경쟁기업인 투자재 생산기업은 Y_t^I 단위의 최종재를 구입하여 I_t 의 투자재를 생산하여 자본재 생산자에게 P_{I_t} 의 가격에 판매한다. 동 기업은 (11)의 생산기술을 제약조건으로 하여 목적함수 (10)을 극대화하고자 한다. 생산기술을 선형함수(linear function) 형태로 상정하였다.⁵⁾ 완전경쟁적인 투자재 생산자에 의한 이윤극대화조건에 의해 투자재 가격(P_{I_t})과 명목한계비용($P_t \gamma_t^{-1}$)이 일치하게 된다. 이에 따라 (12)와 같이 소비재 단위로 표현된 투자재 가격은 IST충격의 역수와 일치하게 된다. 즉, 완전경쟁적인 투자재 시장에서 투자재 생산기술의 개선과 관련된 이득이 투자재 가격 하락으로 반영됨을 의미한다.

$$i_t = \mu_t \left(1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right) I_t \quad (13)$$

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s A_{t+s} [P_{kt+s} i_{t+s} - P_{It+s} I_{t+s}] \quad (14)$$

$$P_{kt} i_t = P_t \tilde{I}_t \quad (15)$$

단, $\tilde{I}_t \equiv \frac{P_{I_t}}{P_t} I_t$ 는 소비재단위로 표현된 실질투자

완전경쟁기업인 자본재 생산기업은 투자재를 구입하여 자본재로 변환한 후 이를 가계에 판매한다. 신규 자본재(i_t) 생산기술은 (13)과 같다. 함수 $S(\cdot)$ 는 투자조정비용이다. 정상상태에서 $S = S' = 0$ 이며 $S'' > 0$ 으로 상정한다. 한편, MEI충격(μ_t)은 투자재가 자본재로 전환되는 과정에서 영향을 주는 외생적 충격을 의미한다. 자본재 생산자는 (14)의 기대할인이윤함을

5) 본고에서는 동 생산기술이 선형함수인지 별도로 검증하지 않았다. 다만, Schmitt-Grohe and Uribe(2011)에서는 $I_t = \gamma_t^\xi Y_t^I$ 의 형태로 상정한 후 $\xi = 1$ 인지를 검증하였다. 그 결과 $\xi = 1$ 이라고 볼 수 있어서 선형함수의 형태가 타당한 것으로 나타났다.

극대화하고자 한다. 단, P_{kt} 는 효율단위당 자본재의 가격이다. 자본재 생산자의 무이윤 조건(zero profit condition)으로부터 (15)의 조건이 도출된다.

(2) 가계

$$E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s b_{t+s} \left[\log(C_{t+s} - hC_{t+s-1}) - \phi \frac{K_{t+s}(j)^{1+\nu}}{1+\nu} \right] \right\} \quad (16)$$

$$P_t C_t + P_{kt} i_t + T_t + B_t \leq R_{t-1} B_{t-1} + Q_t(j) + \Pi_t \\ + W_t(j) L_t(j) + r_t^k u_t \bar{K}_{t-1} - P_t \frac{a(u_t)}{\gamma_t} \bar{K}_{t-1} \quad (17)$$

$$K_t = u_t \bar{K}_{t-1} \quad (18)$$

$$\bar{K}_t = (1 - \delta) \bar{K}_{t-1} + i_t \quad (19)$$

가계는 (16)과 같이 소비재(C_t)와 여가(노동시간: L_t)로 구성된 효용함수의 값을 극대화하고자 한다. 소비의 내적 습관형성(internal habit formation)을 고려하였다. b_t 는 할인율에 영향을 주는 기간간 선호충격이다. 가계가 자본을 소유하고 자본가동률 u_t 을 결정하는 것으로 상정했다. 자본가동비용은 물적자본 단위당 $P_t a(u_t)/\gamma_t$ 인데 균제성장경로를 보장하기 위해 γ_t 로 나누었다. 실효자본(effective capital) 혹은 자본서비스(capital service) K_t 는 물적자본(physical capital) \bar{K}_{t-1} 에 자본가동률 u_t 를 곱한 (18)과 같다. 정상상태에서 $u = 1$, $a(1) = 0$ 이며, 탄력성은 $\chi \equiv a''(1)/a'(1)$ 이다.

가계는 매기 발생소득을 소비재 구입이외에도 자본재 i_t 구입, 정액세 T_t 납부, 정부채권 B_t 구입 등에 사용한다. 가계소득은 임금소득, 자본서비스 임대소득, 상황조건부 증권(state-contingent securities)으로부터의 현금순유입액 $Q_t(j)$, 보유채권의 이자소득, 기업이윤의 배당소득 Π_t 등에서 발생한다. 상황조건부 증권으로 인해 개별 가계의 임금소득과 관계없이 균형에서 모든 가계의 수입은 동일하다. 즉, 사전적으로(ex ante) 모든 가계가 동일하여 임금 및 노동시간을 제외한 나머지 변수에 관해 동일한 선택을

하게 되므로 동 변수를 제외하고는 개별 가계를 구분하는 j 색인($j \in [0,1]$)이 첨부되지 않았다. 물적자본의 축적과 관련된 방정식은 (19)와 같다. δ 는 감가상각률이다.

$$[C_t]: P_t \Lambda_t = \frac{b_t}{C_t - hC_{t-1}} - h\beta E_t \frac{b_{t+1}}{C_{t+1} - hC_t} \quad (20)$$

$$[B_t]: \Lambda_t = \beta R_t E_t \Lambda_{t+1} \quad (21)$$

$$[\bar{K}_t]: \Phi_t = \beta E_t [\Lambda_{t+1} (r_{t+1}^k u_{t+1} - P_{t+1} a(u_{t+1}) / \gamma_t)] + (1 - \delta) \beta E_t \Phi_{t+1} \quad (22)$$

$$[\tilde{I}_t]: P_t \Lambda_t = \Phi_t \mu_t \gamma_t \left[1 - S \left(\frac{\gamma_t \tilde{I}_t}{\gamma_{t-1} \tilde{I}_{t-1}} \right) - \left(\frac{\tilde{I}_t}{\tilde{I}_{t-1}} \right) \left(\frac{\gamma_t}{\gamma_{t-1}} \right) S' \left(\frac{\gamma_t \tilde{I}_t}{\gamma_{t-1} \tilde{I}_{t-1}} \right) \right] + \beta E_t \left[\Phi_{t+1} \mu_{t+1} \left(\frac{\gamma_{t+1} \tilde{I}_{t+1}}{\gamma_t \tilde{I}_t} \right)^2 S' \left(\frac{\gamma_{t+1} \tilde{I}_{t+1}}{\gamma_t \tilde{I}_t} \right) \gamma_t \right] \quad (23)$$

$$[u_t]: r_t^k = P_t a'(u_t) / \gamma_t \quad (24)$$

가계의 효용극대화를 위한 일계조건은 (20)~(24)와 같다. Λ_t 와 Φ_t 는 각각 가계의 예산제약, 자본의 운동법칙과 관련된 식의 라그랑지 승수이다. 내적 소비 습관형성으로 인해 소비의 한계효용은 현재뿐만 아니라 과거 및 미래의 소비수준에도 영향을 받는다(식 (20)). 채권보유와 관련된 일계조건으로부터 식 (21)와 같은 오일러 조건(Euler condition)이 도출된다. 실물자본에 대한 일계조건으로부터 실물자본의 잠재가격(shadow price)인 Φ_t 는 감가상각과 자본가동비용을 감안한 미래 자본임대수입의 할인합(discounted sum)임을 알 수 있다(식 (22)). 투자의 일계조건으로부터 투자충격과 투자조정비용이 존재하지 않을 경우 토빈의 q ($\equiv \Phi_t / P_t \Lambda_t$)가 1이 됨을 알 수 있다(식 (23)). 자본가동률의 일계조건으로부터 명목자본수익률과 자본가동률 조정의 명목한계비용이 일치함을 알 수 있다(식 (24)).

(3) 임금결정

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t(j)^{1/(1+\lambda_{w,t})} dj \right]^{1+\lambda_{w,t}} \quad (25)$$

$$L_t(j) = \left(\frac{W_t(j)}{W_t} \right)^{-(1+\lambda_{w,t})/\lambda_{w,t}} L_t \quad (26)$$

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t(j)^{1/\lambda_{w,t}} dj \right]^{\lambda_{w,t}} \quad (27)$$

완전경쟁시장하의 노동공급기업(labor packer)이 (25)와 같이 차별화된 노동력을 결합하여 동질적 노동으로 변환한 후 중간재기업에 판매한다. 가계의 한계대체율과 실질임금 사이에 차이를 가져오는 임금마크업충격 $\lambda_{w,t}$ 은 노동시간의 선택과 관련한 일계조건에 영향을 주므로 노동공급 충격으로도 해석가능하다. 완전경쟁 노동공급기업의 이윤극대화조건에 의해 노동수요함수는 (26)과 같이 도출된다. (27) 식에서 $W_t(j)$ 는 j 유형의 노동에 대한 임금이며 동질적 노동투입 1단위에 대해 중간재기업이 지불하는 임금은 W_t 와 같다.

$$W_t(j) = W_{t-1}(j)(\pi_{t-1} e^{z_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha}v_{t-1}})^{\iota_w} (\pi e^{\gamma_z + \frac{\alpha}{1-\alpha}\gamma_v})^{1-\iota_w} \quad (28)$$

$$0 = E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^s A_{t+s} \tilde{Y}_{t+s} \left[\tilde{W}_t \Pi_{t,t+s}^w - (1 + \lambda_{w,t+s}) b_{t+s} \phi \frac{\tilde{L}_{t+s}^\nu}{A_{t+s}} \right] \right\} \quad (29)$$

단, $\Pi_{t,t+s}^w = \prod_{k=1}^s \left[(\pi e^{\gamma_z + \frac{\alpha}{1-\alpha}})^{1-\iota_w} (\pi_{t+k-1} e^{z_{t+k-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha}v_{t+k-1}})^{\iota_w} \right]$

$$\begin{aligned} \hat{w}_t = & \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \hat{w}_{t-1} - \kappa_w \hat{g}_{w,t} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{1+\beta\iota_w}{1+\beta} \hat{\pi}_t \quad (30) \\ & + \frac{\iota_w}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\iota_w}{1+\beta} \hat{z}_{t-1} - \frac{1+\beta\iota_w - \rho_z \beta}{1+\beta} \hat{z}_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\iota_w}{1+\beta} \hat{v}_{t-1} \\ & - \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{1+\beta\iota_w - \rho_z \beta}{1+\beta} \hat{v}_t + \kappa_w \hat{\lambda}_{w,t} \end{aligned}$$

단, κ_w 는 모수의 함수

$$\hat{g}_{w,t} = \hat{w}_t - (\nu \hat{L}_t + \hat{b}_t - \hat{\lambda}_t) \quad (31)$$

각 가계는 차별화된 노동 $L_t(j)$ 에 대한 독점적 공급자로서 임금을 설정할 수 있는 능력이 있다. 다만, 명목경직성으로 인해 매기 ξ_w 비율의 가계는 자유로이 임금을 설정할 수 없고 (28)의 연동규칙(indexation)에 따른

다고 상정한다. 나머지 가계는 노동수요함수인 (26)의 제약조건하에서 노동공급에 따른 비효용과 임금소득 획득에 따른 효용을 고려하여 최적임금 (\bar{W}_t)을 선택하는데 이와 관련된 일계조건은 (29)와 같다. 이를 개별 가계의 임금과 경제전체 평균임금사이의 관계식인 (27)과 결합하고 로그선형화하면 (30)과 같은 실질임금 필립스 곡선이 도출된다. 노동공급과 관련된 독점요인으로 인해 실질임금은 식 (31)과 같은 임금마크업($\hat{g}_{w,t}$)에 영향을 받는다.

(4) 정부

$$B_t - R_{t-1}B_{t-1} + T_t = P_t G_t \quad (32)$$

$$G_t = \left(1 - \frac{1}{g_t}\right) Y_t \quad (33)$$

재정당국은 (32)와 같이 지출재원을 세입과 단기국채 발행으로 조달하며, 정부지출은 (33)과 같이 정부지출충격 g_t 에 의해 외생적으로 결정된다.

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\rho_R} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\phi_\pi} \left(\frac{X_t}{X_t^*}\right)^{\phi_X}\right]^{1-\rho_R} \left[\frac{X_t/X_{t-1}}{X_t^*/X_{t-1}^*}\right]^{\phi_{dX}} \eta_{mp,t} \quad (34)$$

중앙은행은 (34)와 같은 테일러 준칙에 의하여 명목금리를 결정한다. R 은 정상상태의 총명목금리(gross nominal interest rates)이다. 중앙은행이 결정하는 명목금리는 인플레이션 갭(π_t/π) 및 GDP 갭(X_t/X_t^*)에 반응하도록 설정하되 통화정책 충격 $\eta_{mp,t}$ 에 영향을 받는다.

(5) 시장청산 조건

$$C_t + \tilde{I}_t + G_t + \frac{a(u_t)}{\gamma_t} \bar{K}_t = Y_t \quad (35)$$

상품시장의 청산조건은 가계의 예산제약에 정부 예산제약과 최종재기업의 무이윤 조건을 대입함으로써 (35)와 같이 도출된다. 이외에 노동, 자본 서비스, 채권시장 등에서도 청산이 이루어진다고 상정한다.

3. 모형의 추정

(1) 자료

먼저 분석대상기간은 우리나라 경제가 외환위기의 충격에서 어느 정도 벗어난 한편 한국은행이 물가안정목표제 및 금리중시 통화정책을 실시한 시점⁶⁾ 등을 감안하여 2000년 1분기부터 2015년 1분기까지로 하였다.

관측변수로는 실질GDP, 실질소비, 실질투자, 실질임금, 인플레이션, 명목금리, 노동시간 및 투자재 상대가격 등 8개 변수를 사용하였다.⁷⁾ 모두 분기기준 변화율로 기준을 통일하였으며, 금리를 제외하고는 계절조정 변수를 사용하였다. GDP, 소비, 투자, 노동시간 등은 15세이상 인구(생산가능인구)로 나눠 1인당 변수화하였다. 소비는 비내구재 및 서비스소비를, 투자는 민간투자(재고투자 포함)와 내구재소비의 합을 이용하였다. GDP는 실질국민소득이 연쇄가중법(chained weight rule)으로 인해 가법성(additivity)이 성립하지 않는 점 등으로 인해 관측변수중 GDP 구성항목(소비+투자)과 정부지출, 미분류 소비 구성항목의 합으로 하였다. 물가는 CPI 등락률을, 금리는 콜금리를 이용하였다. 임금 및 노동시간 외에는 모두 한국은행 자료(ECOS)를 이용하였다. 실질임금은 고용노동부의 5인 이상 사업체 근로자 1인당 명목임금 총액을 소비자물가지수로 나눈 금액을 이용하였다. 노동시간은 1인당 노동시간×취업자수로 계산하였다. 1인당 노동시간으로 고용노동부의 5인 이상 사업체 근로자 1인당 월평균 근무시간을, 취업자수로는 통계청 자료(KOSIS)를 각각 이용하였다. 한편, 1인당 노동시간 자료의 경우 주5일제 근무 실시 등으로 인해 분석대상 기간중 하향추

6) 한국은행은 1999년 5월부터는 통화정책방향에서 콜금리 목표를 구체적인 수치로 제시하기 시작하였다.

7) “명목금액/소비재 디플레이터” 방식의 JPT(2011)와 달리 GDP, 소비, 투자의 실질 자료로 국민계정 실질자료를 직접 이용한 이유는 미국과 달리 우리나라의 GDP 디플레이터와 소비재 디플레이터간의 움직임에 상당한 차이가 보이므로 최종재와 소비재 양 부문에 동일한 가격지수를 적용하는 것이 부적절한 것으로 판단되기 때문이다.

세를 보이는 것으로 나타났다. 검정결과, 1인당 노동시간 자료에 단위근(unit roots)이 존재하여, HP 필터로 추세를 제거한 1인당 노동시간을 사용하였다.⁸⁾ 한편, 이 같은 자료처리 방식이 분석결과에 영향을 주는지 확인하기 위하여 노동시간 원자료를 사용하되 모형에 별도의 추세를 반영했을 경우의 결과를 제6장의 강건성 점검에 제시하였다.

투자재 상대가격은 투자재 디플레이터를 소비자 디플레이터로 나눈 비율로 계산하였다. 각 디플레이터에서 투자와 소비의 정의는 관측자료와 같으며 한국은행의 국민계정 자료를 이용하여 계산하였다. 다만, 이 경우 투자재 부문의 질적 개선의 효과를 충분히 반영하지 못하는 단점이 있다. 따라서 동 변수에 의해 측정된 투자재 부문의 기술진보의 효과는 실제보다 과소평가될 가능성이 크다는 점에 유의하여야 할 것이다. 다만, 우리나라의 경우 동 변수를 대신하여 사용할 변수가 마땅하지 않다는 점에서 본고에서는 부득이 동 변수를 사용하였다.⁹⁾

한편, 본고의 정의에 따른 투자재 상대가격은 <그림 2>와 같이 추세적으로 하락하는 모습을 보인다.¹⁰⁾ 분기 하락률은 2000년 1분기~2015년 1분기중 -0.28%이며 금융위기로 인해 투자재 상대가격이 예외적으로 상승했던 2008년 1분기~2009년 4분기를 제외하였을 때는 -0.4%이다. 이는 JPT(2011)에서 미국 국민계정(NIPA) 자료로 계산한 동일한 방식으로 정의된 투자재 상대가격이 GCV 디플레이터와 유사하게 추세적으로 하락하는 것과 공통된 현상이다. 한편, 경기변동 성분으로 작성된 투자재 상대가격과 투자재 비중(민간투자/민간소비)간에 역의 관계(상관계수: -0.61)가 목격된다(<그림 3>). 이로부터 IST충격이 우리나라 경제의 장기성장경로뿐만 아니라 경기변동주기의 변동성에도 일정정도 영향을 주었을 가능성을 추측

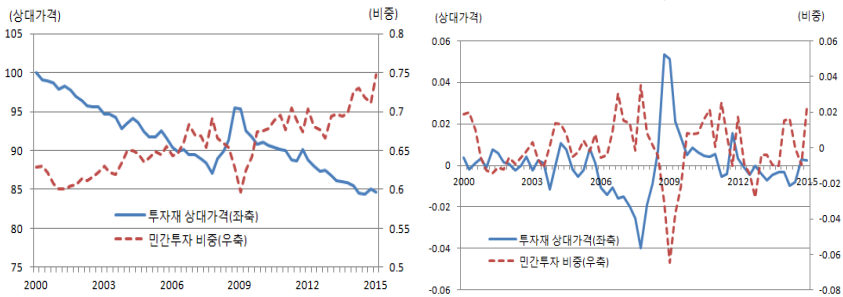
8) 김배근(2012)에서도 우리나라 근로자 1인당 노동시간 자료에 단위근이 존재한다는 점이 지적되고 있다. 다만 김배근(2012)의 경우 분석대상기간인 1990년~2011년 중 경제활동참가율에 이를 상쇄하는 반대방향의 추세가 존재하여 인구 1인당 노동시간은 안정적인 것으로 나타나서 추세제거나 차분하지 않고 원자료를 이용하였다.

9) 미국의 경우(설비)투자재 부문의 질적 개선 효과를 반영한 투자재 디플레이터의 시계열로 Gordon의 자료와 이를 연장한 Cummins and Violante의 자료(GCV 디플레이터)가 존재한다. GHK(1997, 2000)과 Fisher(2006)의 경우에는 동 자료를 이용하였다. 동 시계열은 2000년까지 작성되어 있어 분석대상기간이 이를 넘어서는 JPT(2011)에서는 국민계정(NIPA) 자료로 계산한 지표를 GCV 디플레이터와 비교하여 강건성 점검을 하였다.

10) JPT(2011)과 같이 그림에 사용된 투자재 상대가격에서는 재고투자를 제외하였다.

해 볼 수 있다. 이 같은 측면에서 전체 투자충격중 실물적 성격의 IST충격이 일정 부분 존재한다는 것을 전제로 두 가지 투자충격을 모두 고려한 본고의 분석은 실증적으로도 타당성을 지닐 것이다.

〈그림 2〉 투자재 상대가격과 민간투자 비중 〈그림 3〉 추세제거 투자재 상대가격 및 민간투자 비중 추이(Detrended relative price of investment goods and share of private investments)



주: 각 자료는 HP 필터로 추세제거한 경기변동 성분.

Note: Business cycle components detrended by HP filter.

(2) 베이지안 추정

모형의 구조적 모수의 본격적 추정에 앞서 2개 모수는 캘리브레이션하였다. 자본의 분기 감가상각률(δ)은 일반적으로 사용되는 0.025로 하였다. GDP 대비 정부지출의 정상상태에서의 비율(g)은 0.218로 하였는데 이는 분석대상기간중 우리나라 자료의 평균적인 정부지출 비중(G_t / X_t)에 상응하는 수치이다.

나머지 모수들에 대해서는 베이지안 추정을 실시하였다. 사전분포는 대체로 JPT(2011)에서 제시된 것을 이용하였다. 다만, 투자특유기술의 정상상태 성장률(γ_v)은 분석기간중 투자재 상대가격의 평균하락률의 절대값인 분기당 0.28%로 설정하였다. 중립적 기술의 정상상태 성장률(γ_z)은 정상상태에서의 전체(중립적 기술+투자특유기술) 기술성장률이 분석기간중 1인당 GDP성장률과 일치하도록 분기당 0.30%로 설정하였다. 정상상태의 분기 인플레이션($100(\pi - 1)$)은 우리나라 자료의 해당기간중 평균값에 근거하였다. 다만, 물가안정목표제하에서 목표범위의 중심값이 2000년에는 연평균

2.5%, 2001년 이후 3%로 변경되고 목표범위 내에서 중앙은행이 의도하는 수준이 조정될 수 있는 점을 고려하여 제6장의 강건성 점검에서 인플레이션 목표 충격을 도입한 모형에 대해서도 분석결과를 제시하였다. 생산함수 자본 비중(α), 할인인자($100(\beta^{-1} - 1)$), 역 Frisch 탄력성(ν), Calvo 가격 및 임금 경직성비율(ξ_p, ξ_w) 등은 배병호(2014)의 사전분포값을 이용하였다.

$$\log \epsilon_t = (1 - \rho_\epsilon) \log \epsilon + \rho_\epsilon \log \epsilon_{t-1} + \eta_t \quad (36)$$

단, η_t 는 iid 오차항(error term)

$$\log \lambda_t = (1 - \rho_\lambda) \log \lambda + \rho_\lambda \log \lambda_{t-1} + \eta_{\lambda,t} - \theta \eta_{\lambda,t-1} \quad (37)$$

단, $\eta_{\lambda,t}$ 는 iid 오차항(error term)

가격 및 임금마크업 충격을 제외한 모든 충격의 확률과정은 (36)과 같은 AR(1) 형태를 지닌다고 상정한다. 가격 및 임금마크업 충격의 확률과정은 인플레이션과 실질임금의 이동평균, 고빈도 요소를 포착하기 위하여 (37)과 같이 이동평균(MA: moving average) 항을 추가하였다. 통화정책충격의 자기상관과 관련된 사전분포를 제외한 모든 지속성과 관련된 사전분포는 평균은 0.6이고 표준편차는 0.2인 베타분포로 상정하였다. 통화정책충격의 자기상관과 관련된 사전분포는 테일러 준칙의 금리평활화 계수로 인해 금리의 관성적 움직임이 이미 일정부분 반영되어 있으므로 평균을 0.4로 설정하였다.

한편, 생산과 노동시간에 있어 MEI충격의 사전적 역할은 아주 작은 수준으로 설정하여 사후적으로 분산분해에서 나타나는 결과에 영향을 주지 못하도록 설계¹¹⁾하였다.

사후분포는 각 반복횟수 20만번에 최초 10만개의 표본은 제외(burn-in)한 2개의 체인으로 구성된 임의보행 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘(random walk Metropolis-Hastings algorithm)에 의해 도출하였다.

관측방정식(measurement equations)은 (38)과 같이 작성할 수 있다. 모형구조상 투자재 부문의 성장률이 여타 부문보다 γ_t 만큼 높기 때문에 투자의 경우 GDP, 소비, 실질임금 등과 확률적 추세가 상이하게 반영되었다.

11) 사전분포에 입각한 분산분해에서 경기변동주기의 MEI충격의 생산 및 생산증가율에 대한 기여분이 각각 0.9%, 0.6%에 불과하다. 따라서 사전정보가 투자충격의 역할을 과대평가할 편의는 원천적으로 존재하지 않는다.

관측변수로 추가된 투자재 상대가격은 IST충격과 역의 관계로 표현되었다.

$$\begin{aligned}
 100 \times \Delta \log X_t &= 100 \times \left[\hat{x}_t - \hat{x}_{t-1} + \gamma^* + \hat{z}_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{v}_t \right] \\
 100 \times \Delta \log C_t &= 100 \times \left[\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1} + \gamma^* + \hat{z}_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{v}_t \right] \\
 100 \times \Delta \log I_t &= 100 \times \left[\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} + \gamma^{**} + \hat{z}_t + \frac{1}{1-\alpha} \hat{v}_t \right] \\
 100 \times \Delta \log \frac{W_t}{P_t} &= 100 \times \left[\hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} + \gamma^* + \hat{z}_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{v}_t \right] \\
 \pi_t &= \hat{\pi}_t + \pi_{ss} \\
 R_t &= \hat{R}_t + R_{ss} \\
 100 \times \log L_t &= 100 \times \left[\hat{L}_t + \log L_{ss} \right] \\
 100 \times \Delta \log \frac{P_{It}}{P_t} &= 100 \times \left[-\gamma_v - \hat{v}_t \right] \tag{38}
 \end{aligned}$$

(단, \hat{x}_t , \hat{c}_t , \hat{i}_t , \hat{w}_t 는 각각 추세제거된 GDP, 소비, 투자, 실질임금의 정상상태로부터의 변화율이며, π_{ss} , R_{ss} , L_{ss} 는 각각 정상상태에서의 값이다.

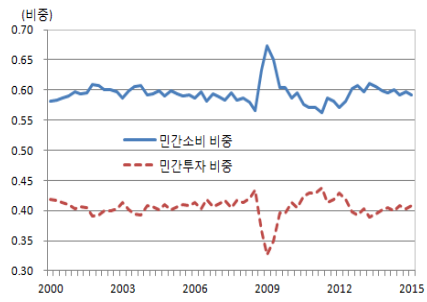
$\gamma^* = \gamma_z + \frac{\alpha}{1-\alpha} \gamma_v$ 와 $\gamma^{**} = \gamma_z + \frac{1}{1-\alpha} \gamma_v$ 는 각각 소비재 부문과 투자재 부문의 확정적 추세성장률이다.)

하지만, 위와 같은 관측방정식을 사용하기 위해서는 실제 자료에서도 모형의 가정과 같이 균제성장경로가 성립하는지를 점검할 필요가 있다. 이는 실제자료에서 GDP 구성성분의 비중이 일정하게 유지되는 지를 점검하여 알 수 있다. 본고의 모형은 이론상 가계의 소비용도 또는 정부의 지출용도로 구입하는 최종재와 투자재간에는 실질 성장속도가 다른데 동 차이는 양재화간의 상대가격에 반영된다. 이를 감안한 양 부문간 명목 성장속도는 동일하게 되어 균제성장경로가 보장된다. 따라서 모형과 자료가 상응하기 위해서는 명목기준으로 GDP 대비 구성성분의 비중이 일정하면서 동시에 실질기준으로는 민간투자의 비중은 추세적으로 상승하는 반면 민간소비 및 정부지출 부문의 비중은 각각 유사한 정도로 추세적으로 하락하는 모습을 보여야 한다. 일단, <그림 4>와 <그림 5>와 같이 민간소비와 민간투자만을 놓고 관찰할 때는 금융위기의 영향으로 민간투자가 급락한 2008년 하반기~

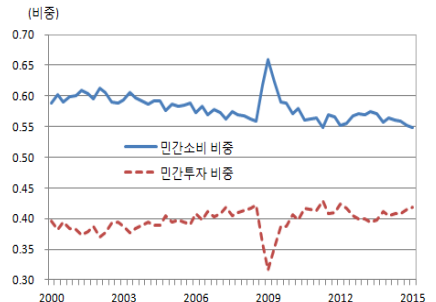
2009년 사이를 제외하고는 양자간에 명목비중이 일정한 가운데 실질비중은 민간소비가 하락하고 민간투자가 상승하고 있어 동 조건을 어느 정도 만족시킨다. 하지만 <그림 6>와 <그림 7>과 같이 정부지출을 포함시킨 전체 폐쇄경제 GDP 기준으로는 명목 및 실질기준 모두에서 정부지출 부문의 빠른 성장으로 인해 GDP 구성비중 추이가 모형의 가정과 부합되지 않는 모습을 보인다.

이에 따라 본고에서는 Christiano et al.(2014) 등에서와 같이 관측방정식의 좌변의 실제 자료는 평균을 제거한 것(demeaned data)을 사용하고, 우변의 확정적 추세항들도 제거한 방식으로 관측방정식을 작성하였다.¹²⁾ 다만, 관측방정식의 확정적 추세는 모수의 함수로 구성되어 있어 이를 포함하는 것이 모수식별에 도움이 된다는 점에서 관측변수중 GDP, 민간소비, 민간투자를 제외한 다른 변수에 대해서는 자료의 평균을 제거하지 않고 확정적 추세도 남긴 채 추정하였다. 한편, 관측방정식의 확정적 추세를 모두 제거하고 자료의 평균을 제거한 방식의 추정결과를 제6장의 강건성 점검에 제시하였다.¹³⁾

<그림 4> 명목기준 민간소비 비중 및 민간 투자 비중 추이(Nominal private consumption and investment share) <그림 5> 실질기준 민간소비 비중 및 민간 투자 비중 추이(Real private consumption and investment share)



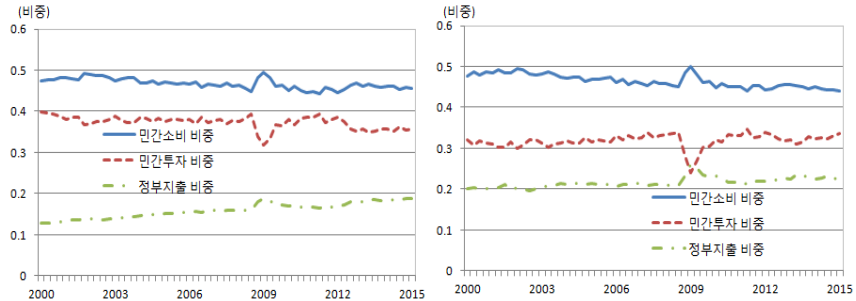
주: 민간소비+민간투자 기준.
Note: Private consumption plus private investment basis.



주: 민간소비+민간투자 기준.
Note: Private consumption plus private investment basis.

12) JPT(2011)는 평균을 제거하지 않은 자료와 관측방정식을 이용하였다. 이는 미국 경제는 균제성장경로가 상당히 잘 성립하는 점을 반영했기 때문인 것으로 추측된다.
13) 이 경우에 정상상태에서의 GDP 구성부문별 비중과 금리 수준(국고채 3년물 기준)을 자료에 근접시키기 위해 생산합수 자본비중, 중립적 기술성장률, 투자특유 기술성장률, 시간선호율 등을 캘리브레이션하였다.

〈그림 6〉 명목기준 GDP 구성성분 비중 추 〈그림 7〉 실질기준 GDP 구성성분 비중 추
 이(Nominal GDP components' shares) 이(Real GDP components' shares)



주: 폐쇄경제 GDP 기준.

Note: Closed economy basis.

주: 폐쇄경제 GDP 기준.

Note: Closed economy basis.

〈표 1〉 주요 모수의 사전분포 및 사후분포 추정치(Selected prior and posterior distribution)

추정계수	설명	사전분포			사후분포		
		분포종류 ¹⁾	평균	표준편차	평균	중위값	(5, 95)
α	생산함수 자본비중	N	0.33	0.05	0.19	0.19	(0.17, 0.22)
l_p	가격 연동계수	B	0.5	0.15	0.35	0.34	(0.14, 0.55)
l_w	임금 연동계수	B	0.5	0.15	0.35	0.35	(0.17, 0.54)
$100\gamma_z$	정상상태 중립적 기술성장률	N	0.3	0.05	0.29	0.29	(0.22, 0.37)
$100\gamma_v$	정상상태 투자특유 기술성장률	N	0.28	0.05	0.31	0.31	(0.25, 0.37)
h	소비습관	B	0.5	0.1	0.72	0.72	(0.63, 0.82)
λ_p	정상상태 가격마크업	N	0.15	0.05	0.20	0.20	(0.12, 0.28)
λ_w	정상상태 임금마크업	N	0.15	0.05	0.15	0.15	(0.07, 0.23)
$100(\pi - 1)$	정상상태 분기 인플레이션	N	0.68	0.1	0.63	0.63	(0.51, 0.75)
$100(\beta^{-1} - 1)$	할인인자	G	0.2	0.1	0.12	0.11	(0.03, 0.21)
ν	역 Frisch 탄력성	G	1.2	0.7	0.85	0.79	(0.19, 1.47)
ξ_p	Calvo 가격경직성비율	B	0.7	0.1	0.96	0.96	(0.93, 0.99)
ξ_w	Calvo 임금경직성비율	B	0.7	0.1	0.68	0.68	(0.55, 0.81)
χ	자본이용비용 탄력성	G	5	1	4.97	4.89	(3.25, 6.57)
S''	투자조정비용	G	4	1	3.66	3.59	(2.22, 4.98)
ϕ_π	테일러준칙 인플레이션계수	N	1.7	0.3	1.55	1.54	(1.05, 2.03)
ϕ_X	테일러준칙 생산계수	N	0.13	0.05	0.17	0.17	(0.10, 0.24)
ϕ_{dX}	테일러준칙 생산증가율계수	N	0.13	0.05	0.09	0.09	(0.05, 0.15)
ρ_R	테일러준칙 금리평활화계수	B	0.6	0.2	0.94	0.94	(0.91, 0.96)
ρ_v	IST충격 지속성	B	0.6	0.2	0.11	0.10	(0.02, 0.20)
ρ_μ	MEI충격 지속성	B	0.6	0.2	0.27	0.27	(0.10, 0.44)
σ_v	IST충격 표준편차	IG	0.05	1	0.04	0.04	(0.03, 0.04)
σ_μ	MEI충격 표준편차	IG	0.05	1	0.21	0.20	(0.12, 0.29)

주: N(정규분포), B(베타분포), G(감마분포), IG(역감마분포).

Note: N(normal), B(beta), G(gamma), IG(inverse gamma).

구조모수의 사후추정치를 살펴보면, 다음과 같은 특징이 발견된다. 생산 함수 자본비중(α)이 0.19로 추정되어 일반적으로 생각되어지는 크기보다 낮게 나타났다. 이러한 결과는 다른 기존 연구에서도 발견되는데, JPT (2011)에서는 0.17, Smets and Wouters(2007)에서는 0.19로 역시 낮게 추정되었다. 비확률적 정상상태에서의 가격마크업의 크기가 다소 높게 나타났는데 이는 우리나라의 상품시장에 상당정도 독점적 요소가 있는 것으로 해석될 수 있다. 또한 가격경직성이 매우 높은 수준인 반면, 임금경직성은 크게 높지는 않은 것으로 나타난다. 통화정책과 관련하여 정책금리의 평활화의 정도가 매우 높은 수준이다. MEI충격과 관련해서는 충격의 지속성은 크게 낮은 편인 반면 변동성의 폭은 매우 높은 수준으로 나타나서 현실에서의 투자의 급격한 움직임이 반영된 것으로 보인다.

Ⅲ. 우리나라 경기변동에서 투자충격의 중요도

1. 경기변동주기에서의 투자충격의 역할

본 절에서는 주요 거시변수의 분산분해(variance decomposition) 결과를 살펴보도록 하겠다. 임의보행 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘에 의한 모수의 추정치중 1,000개의 부분추출(sub-draws)로부터 각각 모형을 작성하고 분산분해를 실시하여 경기변동 주기에 해당하는 6~32분기의 값(중위값 기준)을 평균한 수치이다. 분산분해는 각 충격의 설명비중의 합이 1이 되도록 환산하였다. <표 2>는 MEI충격이 생산의 변동성의 62%, 노동시간의 변동성의 48%, 투자의 변동성의 72%를 설명하여 해당 변수에 대해 가장 큰 몫의 설명력을 지님을 보여준다. MEI충격은 생산 증감률, 투자 증감률, 노동시간 증감률의 변동에 대해서도 각각 72%, 92%, 47%로 높은 비중의 설명력을 지닌다. 이로부터 우리나라의 경우에도 미국자료를 대상으로 한 JPT(2011)에서와 같이 MEI충격이 경기변동의 가장 중요한 원인이라고 판단할 수 있다. 국내연구중에서는 투자효율성충격이 경기변동에 큰 역할을 하는 것으로 나타난 이준희(2011) 등과 유사한 결과로 볼 수 있다.

반면, IST충격은 대체로 주요 변수의 변동성에 대한 설명력이 MEI충격

에 비해 높지 않은 것으로 나타났다¹⁴⁾. 하지만 이를 IST충격의 영향력이 실제로도 동 분산분해 결과와 유사하게 크지 않은 것으로 해석하는 데는 주의를 요해야 할 것이다. 모형에 부여된 제약이 이 같은 결과에 상당부분 영향을 주었을 가능성이 있기 때문이다.

투자재 생산기술이 선형이며 동 생산부문을 완전경쟁으로 상정하고 이로부터 IST충격과 투자재 상대가격의 역수가 완벽히 일치하게 모형에서 제약을 부여하였다. 이를 제2장의 관측방정식과도 연관지어 JPT(2011) 방식에 의한 IST충격 식별이 지닌 근본적 한계점을 설명할 수 있다. 식 (38)의 관측방정식에서 $(\Delta \log C_t - \Delta \log I_t) = (\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1}) - (\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1}) - \gamma_v - \hat{v}_t$ 와 같이 소비와 투자의 관한 식의 차가 도출된다. 추세제거된 두 부문의 실질성장률이 비슷하다면¹⁵⁾ $(\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1}) \approx (\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1})$ 이므로 $(\Delta \log C_t - \Delta \log I_t) \approx -\gamma_v - \hat{v}_t$ 와 같다. 한편, JPT(2011)의 방식에 의한 양 부문의 실질성장률의 차이는 투자재 상대가격과 정확히 일치하므로 투자재 상대가격과 관련된 식은 $\Delta \log \frac{P_{It}}{P_t} = (\Delta \log C_t - \Delta \log I_t) = -\gamma_v - \hat{v}_t$ 와 같다. 이로부터 투자재 상대가격과 관련된 식이 소비 및 투자 관련 관측방정식에 의해 거의 도출된다는 점에서 관측방정식의 선형독립성(linear independence)이 문제된다. 따라서 투자재 상대가격과 관련된 식이 추가적인 정보를 제공하지 못하는 문제가 발생한다. 이와 같은 문제점이 분산분해 결과에서 JPT(2011)의 경우 IST 충격이 투자재 상대가격을 제외한 나머지 변수에 대해 0의 설명력을 지닌 것¹⁶⁾과 연관되는 것으로 추측된다.

이같은 문제점을 해결하기 위해서는 투자재 상대가격과 IST충격의 역수간의 완벽한 일치관계에 균열을 주어야 한다. 예컨대 투자재 생산기술이 비선형이거나 혹은 투자재 생산부문을 불완전경쟁으로 상정하여 IST충격과 투자재 상대가격간에 마크업만큼의 간극(wedge)이 존재하는 등의 추가적 고려가 없는 한 IST충격의 역할이 제대로 평가되기 힘들다.

14) 더욱이 IST충격은 후술할 MEI충격의 반응과 달리 소비의 공행성을 구현하지 못한다. IST충격의 반응은 지면관계상 생략하지만 요청시 제공할 것이다.

15) 즉, 추세제거된 두 부문의 실질성장률 차이는 IST충격의 크기만큼이라는 의미이다. 또 다른 의미로는 균세성장경로가 장기뿐만 아니라 단기에서도 잘 성립하여 두 부문의 명목성장률이 거의 비슷하다는 것이다.

16) 이는 JPT(2011)뿐만 아니라 IST충격에 대한 동일한 식별방식을 적용한 Schmitt-Grohé and Uribe(2012) 등에서도 관찰되는 현상이다.

다만, JPT(2011)과 달리 본고에서는 IST충격이 소비의 변동성과 여타 변수에 대한 일부 설명력을 지니는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 분산분해 결과(Posterior variance decomposition)

대상\충격	영구적 기술	일시적 기술	MEI	통화 정책	정부지출	가격 마크업	임금 마크업	선회	IST
생산 ¹⁾	0.04	0.01	0.62	0.23	0.02	0.02	0.00	0.00	0.05
소비 ¹⁾	0.22	0.01	0.13	0.13	0.00	0.01	0.00	0.02	0.47
투자 ¹⁾	0.03	0.01	0.72	0.11	0.00	0.01	0.00	0.00	0.13
노동시간	0.03	0.15	0.48	0.18	0.02	0.01	0.00	0.00	0.12
임금 ¹⁾	0.14	0.00	0.04	0.12	0.00	0.05	0.57	0.00	0.08
인플레이션	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.97	0.01	0.00	0.00
금리	0.02	0.16	0.27	0.35	0.00	0.04	0.02	0.01	0.13
생산 증감률	0.05	0.00	0.72	0.04	0.14	0.00	0.00	0.01	0.03
소비 증감률	0.47	0.02	0.03	0.12	0.00	0.01	0.00	0.33	0.01
투자 증감률	0.01	0.00	0.92	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05
노동시간 증감률	0.02	0.38	0.47	0.02	0.09	0.00	0.00	0.01	0.01
임금 등락률	0.10	0.00	0.01	0.01	0.00	0.08	0.79	0.00	0.02
투자재상대가격 등락률	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

주: 1) 추세를 제거한 수준변수(level variables).

Note: 1) Detrended level variables.

한편, 많은 연구에서 가장 중요한 충격으로 여겨지는 중립적 기술충격(영구적+일시적 기술충격)의 역할이 크지 않은 것으로 나타났다¹⁷⁾. 다만 일시적 기술충격이 노동시간 및 그 증감률에, 영구적 기술충격이 소비 및 그 증감률에 상당한 영향을 준 것으로 나타났다. 가격마크업 충격과 임금마크업 충격은 각각 인플레이션과 임금의 변동에 높은 설명력을 지니며, 동 변수들의 움직임이 거의 대부분 외생적인 마크업의 변동에 의해 유발되었음을 보여 주고 있다. 특히 가격마크업 충격은 인플레이션에 대한 절대적인 설명력(97%)을 보인다. 이는 임금 및 자본임대비용 외의 요인에 인플레이션이

17) 중립적 기술충격의 영향력이 작게 나온 것은 모형설정 방식과도 연관된다. 본고에서는 중립적 기술충격과 관련된 고빈도(high frequency)에서 발생하는 움직임이 저빈도(low frequency)에 왜곡되어 반영되지 않도록 JPT(2011)과 달리 일시적 기술충격을 추가하였다. 만일 일시적 기술충격을 제외한 JPT(2011)의 모형설정 방식을 따를 경우 영구적 기술충격의 영향력은 생산 및 생산증감율 각각에서 25%, 25%로 높게 나온다. 다만, 베이스 팩터가 $e^{12.6}$ 으로 일시적 기술충격이 포함된 모형이 그렇지 않은 모형에 비해 적합도가 높다.

크게 영향을 받음을 의미한다.¹⁸⁾ 가격경직성 Calvo 계수값과 필립스곡선의 한계비용항 앞의 계수값은 역의 관계라는 점에서 제2장에서 가격경직성 Calvo 계수값의 사후추정값이 매우 높게 나타난 것 또한 동일한 맥락에서 임금 및 자본서비스 임차비용으로 상정한 한계비용이 인플레이션을 잘 설명하지 못한다는 것을 의미할 수 있다.

나머지 구조충격에 대해 살펴보면, 선호충격은 소비증감률의 변동성에 큰 영향을 준 것으로 나타났다. 정부지출 충격은 생산증감률 등의 변동성에 어느 정도 설명력을 지닐 수 있다. 통화정책 충격은 인플레이션을 제외한 주요변수의 변동에 어느 정도의 영향력을 지니고 있으며 특히 금리에 대해 영향력이 큰 것을 확인할 수 있다.

이하에서는 경기변동에 가장 큰 영향력을 지닌 것으로 나타난 MEI충격을 중심으로 내용을 전개하겠다.

2. 모형의 적합도 평가: MEI충격이 제외된 모형과의 비교

MEI충격을 제외한 모형의 분산분해 결과,¹⁹⁾ 무엇보다도 생산(0.85), 소비(0.63), 투자(0.85), 노동시간(0.65) 등 주요 변수에 있어 선호충격이 절대적인 설명력을 지니게 된다. 이 같은 결과는 선호충격과 MEI충격이 소비의 한계효용에 미치는 효과가 “관측상 동일(observationally equivalent)”하기 때문인 것으로 추측된다. 소비의 습관형성 및 투자조정비용이 없다고 가정할 때, 소비와 투자의 일계조건은 각각 $P_t \Lambda_t = \frac{b_t}{C_t}$ 와 $P_t \Lambda_t = \Phi_t \mu_t$ 로 나타난다. 따라서 선호충격과 MEI충격은 시점간 소비선택을 통해 투자에 영향을 주는 오일러 조건에도 대등한 효과를 지니게 된다. 이러한 점에서 MEI충격이 없는 모형에선 선호충격이 그 역할을 상당부분 대신한 것으로 추측된다. 하지만, 양 충격의 성격이 서로 구별되므로 MEI충격을 제외한

18) 필립스 곡선이 $\hat{\pi}_t = 0.7463E_t \hat{\pi}_{t+1} + 0.2532\hat{\pi}_{t-1} + 0.0012m\hat{c}_t + \hat{\lambda}_{p,t}$ 와 같이 추정 (모수 사후추정치중 중위값 기준)되는데 한계비용항 앞의 계수값이 0.0012로서 Cho and Moreno(2006) 등을 비롯한 많은 선행연구에서와 같이 매우 낮은 값을 보이므로 가격마크업 충격이 한계비용에 비해 상대적으로 인플레이션에 크게 영향을 줄 가능성이 높다. 본고의 모형에서 제외되었으나 환율 등 대외요인, 수입원자재 가격 등과 같이 물가에 큰 영향을 주는 요인이 외생적인 가격마크업 충격에 반영되었을 가능성이 의심된다.

19) 지면관계상 생략하나 요청시 제공토록 하겠다.

모형은 일종의 “필요변수 누락 문제(omitted variable problem)”과 유사한 문제점을 지닐 수 있다. MEI충격을 제외한 모형(모형B)이 지니는 문제점은 후술하는 적합도 비교를 통해 확인할 수 있다.

1,000개의 모수추정치 부분추출(sub-draws) 각각으로부터 작성한 모형에서 100개씩의 자료를 생성한 후 처음 40개의 자료를 버리고 실제 자료의 시계열의 개수인 60개만 취하는 과정을 10번씩 실시하여 모형으로부터 표본을 생성하였다. 모형의 2차 모멘트 값은 이렇게 생성된 10,000개의 생성 표본에 대해 계산한 것이다. <표 3>에서 드러나듯이, MEI충격이 고려된 모형(모형A)은 자료와의 2차 모멘트 비교를 통한 적합도(model fit) 측면에서 비교적 우수한 것으로 판단된다. 표준편차, 상대적 표준편차²⁰⁾의 경우 노동시간을 제외하고는 실제 자료에 근접한 값이 도출되었음을 알 수 있다. 자기상관계수의 경우에도 MEI충격을 포함하지 않은 모형에 비해 우수한 모습을 보인다.

〈표 3〉 자료와 모형의 2차 모멘트 비교(Second moments of data and models)

		생산 증감률	소비 증감률	투자 증감률	노동 시간	임금 등락률	인플 레이션	금리	투자재 상대가격 등락률
표준편차	자료	2.04	0.71	6.65	2.07	1.87	0.56	0.26	3.50
	모형A	2.45	0.98	7.64	5.92	2.00	0.63	0.33	3.59
	모형B	3.64	2.82	15.01	12.03	2.60	0.61	0.71	3.67
상대적 표준편차	자료	1.00	0.35	3.26	1.01	0.92	0.28	0.13	1.72
	모형A	1.00	0.40	3.12	2.42	0.82	0.26	0.14	1.47
	모형B	1.00	0.78	4.14	3.30	0.72	0.17	0.19	1.01
자기 상관계수	자료	-0.02	0.43	0.03	0.45	0.07	0.00	0.94	-0.36
	모형A	0.18	0.40	0.37	0.84	0.14	0.22	0.90	0.09
	모형B	0.59	0.34	0.76	0.95	0.35	0.19	0.94	0.14
교차 상관계수	자료	1.00	0.40	0.96	0.31	-0.04	0.18	-0.04	-0.24
	모형A	1.00	0.45	0.73	0.19	0.24	-0.05	-0.19	0.17
	모형B	1.00	0.40	0.72	0.23	0.30	-0.08	-0.03	-0.04

주: 모형의 값은 중위값(median)이며, 모형A는 MEI충격이 포함된 모형이고, 모형B는 제외된 모형이다.

Note: For the models, median values are reported. While model A includes MEI shocks, model B excludes them.

20) 상대적 표준편차는 생산증감률의 표준편차에 대비한 값이며 교차상관계수는 생산증감률과 각 변수와의 당기 상관계수이다.

이에 반해 MEI충격이 제외된 모형(모형B)의 경우 고려된 모형(모형A)에 비해 적합도가 매우 낮은 게 확인된다. 실제 자료에 비해 표준편차 값이 과대하며 자기상관계수의 경우에도 실제 자료의 값과 크게 동떨어진 값을 보인다.

추가적인 적합도 평가를 위하여 Wald 검정을 실시하였다. 검정의 귀무가설(H_0)은 “MEI충격이 제외된 모형이 참이다.”이며 대립가설(H_1)은 “MEI충격이 포함된 모형이 참이다.”이다. 귀무가설은 $H_0: R\beta = q$ (단, R 은 $2 \times k$ 행렬로 MEI충격의 표준편차(σ_μ)와 MEI충격 과정의 자기상관계수(ρ_μ) 자리는 1의 값, 그 외는 0의 값을 지니며, $q = [0 \ 0]'$, k 는 추정모수의 개수, β 는 모형의 모수)과 같이 표현할 수 있다. 검정통계량(W)의 분포는 귀무가설이 참이라는 전제하에서 점근적으로 $W = (R\hat{\beta} - q)' [R\hat{V}R']^{-1} (R\hat{\beta} - q) \sim \chi^2(m)$ 이다. (단, m 은 제약의 개수로 여기에선 $m = 2$ 이며, \hat{V} 는 $\hat{\beta}$ 의 공분산행렬 추정치) 검정통계량의 값은 31.8로서 유의수준 1%(기각역: 9.2)에서 귀무가설이 기각되고 대립가설이 채택되어 실제 자료가 MEI충격이 포함된 모형을 선호하는 것으로 나타났다. 하지만 본고에서 사용한 자료의 기간이 60분기에 불과하여 검정통계량 분포의 점근적 정규성(asymptotic normality)이 성립하기 힘든 한계가 있음에 유의해야 할 것이다.

베이저안 방식의 모형선택 기준(model selection criteria)으로 일반적으로 사용되는 베이스 팩터(Bayes factor; BF)로도 적합도를 평가하였다. 베이스 팩터는 비교대상 모형의 우도값의 비율($\exp[\ln(Y | M_1) - \ln(Y | M_0)]$), 단, M_0, M_1 은 모형, Y 는 데이터)로 두 모형의 사전분포 값이 동일할 경우 사후오즈비율(posterior odds ratio)과 일치한다. 분석결과 그 값이 $e^{123.6}$ 으로서 매우 강하게 MEI충격이 포함된 모형을 그렇지 않은 모형에 비해 선호하는 것으로 나타났다.²¹⁾

21) Jeffreys(1961)에 의하면 그 값에 따라 약한 증거($1 < BF \leq 3$), 긍정적 증거($3 < BF \leq 12$), 강한 증거($12 < BF \leq 150$), 아주 강한 증거($BF > 150$)로 해석한다. 한편, 우도(likelihood) 값은 Geweke(1999)의 수정조화평균추정치(modified harmonic mean estimator) 방식에 의해 계산된 값을 사용하였다.

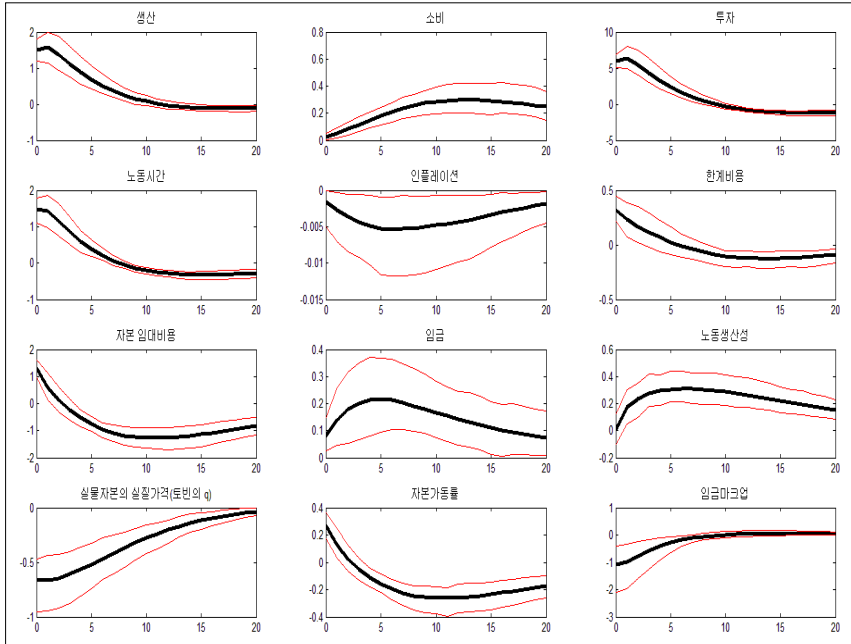
IV. MEI충격의 공행성 및 효과증폭 메커니즘:

MEI충격의 전달경로

1. MEI충격에 대한 주요 변수의 반응

제1장에서 언급된 바와 같이 전형적인 신고전과 모형하에서 투자충격은 주요 거시변수들간의 공행성을 잘 설명하지 못해 경기변동의 주요인으로 부각되지 못하였다. 하지만 <그림 8>에서 보이듯이 본고에서 추정된 MEI충격에 대한 주요 거시변수의 반응은 공행성을 잘 나타내고 있다. 생산, 소비, 투자, 노동시간, 임금 등 실질변수가 경기순응적(pro-cyclical) 모습을 보임을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 후술하는 마찰요인이 없는 신고전과 모형과 차별되는 전달메커니즘에 기인한다.

<그림 8> MEI충격에 대한 충격반응(Impulse responses to a MEI shock)



주: 표준편차 1단위 MEI충격에 대한 충격반응이며, 바깥쪽 붉은선은 사후 중위값 주변의 90% 사후확률구간이다.

Note: Responses to a one standard deviation shock are reported. Outer red lines represent 90 percent posterior probability bands around posterior median.

충격반응을 보다 자세히 살펴보면, 먼저 양(+)²²의 MEI충격이 실물자본의 실질가격(토빈의 q)을 하락시킴에 따라 실물자본의 대체비용 감소로 기존 자본(existing capital)의 가동률이 증대되고 노동수요 증대를 유발한다. 이와 함께 한계비용의 상승이 그와 음(-)의 관계에 있는 가격마크업의 하락을 나타내며, 임금마크업도 MEI충격시 하락하는 것으로 나타나 양자의 합인 소비-여가간 한계대체율과 노동의 한계생산성 사이의 간극(wedge)이 후술하듯이 MEI충격의 반대방향으로 움직이는 것이 확인된다.

2. MEI충격과 노동시장의 균형조건: 마찰요인의 역할

(1) 이론적 검토²²⁾

MEI충격의 공행성 발생 및 충격증폭 메커니즘을 알아보기 위해 먼저 마찰요인이 없는 신고전과 경제모형의 노동시장 균형조건을 살펴볼 필요가 있다.

$$MRS\left(\underset{+}{C}, \underset{+}{L}\right) = MPL\left(\underset{-}{L}\right) \quad (39)$$

가계의 노동공급과 기업의 노동수요와 관련된 일계조건을 실질임금을 매개로 하여 결합하면 (39)와 같은 노동시장의 균형조건이 도출된다. 따라서 소비재와 여가가 모두 정상재(normal goods)인 일반적인 상황에서 당기에 노동시간을 증대시키지만 노동의 한계생산성의 이동(shift)이 없는 충격이 발생한다면 소비가 감소해야 한다. 이러한 이유로 Barro and King (1984) 등 전형적인 신고전과 모형에서는 투자충격은 공행성을 설명하지 못하는 것으로 제시되었다. 그 대신 투자충격과 달리 노동의 한계생산성에 이동을 초래할 수 있는 중립적 기술충격이 자연스럽게 RBC DSGE 계열의 연구에서 중요한 경기변동의 원인으로 여겨졌다.

따라서 투자충격이 공행성을 발생시키기 위해서는 전형적인 신고전과 모형과 차별되는 마찰요인이 필요한데 서론에서 언급한 바와 같이 GHK (2000)에 의한 RBC DSGE 계열의 자본가동률의 내생적인 변동 및 투자조정비용과 JPT(2010)가 제시한 새 케인즈학과 DSGE 계열의 독점적 요

22) 본 소절의 내용은 MEI충격과 IST충격을 구별하지 않은 일반적인 투자충격에 관한 논의이다.

인에 의한 마크업의 내생적인 변동이 그 역할을 담당할 수 있다.

먼저 양(+)의 투자충격은 기존 자본의 가동률을 높임으로써 노동의 한계 생산성, 즉 노동수요 곡선을 우상향 이동시킨다. 또한, 투자조정비용의 존재로 인해 급격한 투자확대에 따른 소비감소가 방지된다. 이에 따라 노동시간 증가 및 임금 상승과 소비 증가 등 공행성이 구현될 수 있다.

$$\omega(L)MRS(C, L) = MPL(L) \quad (40)$$

단, ω 는 한계대체율과 노동의 한계생산성 사이의 “간극”(wedge)

한편, 상품 및 노동시장에서의 독점적 경쟁에 의한 한계생산성과 한계대체율사이의 간극이 내생적으로 발생한다면 노동시장의 균형조건이 (40)으로 달라진다.

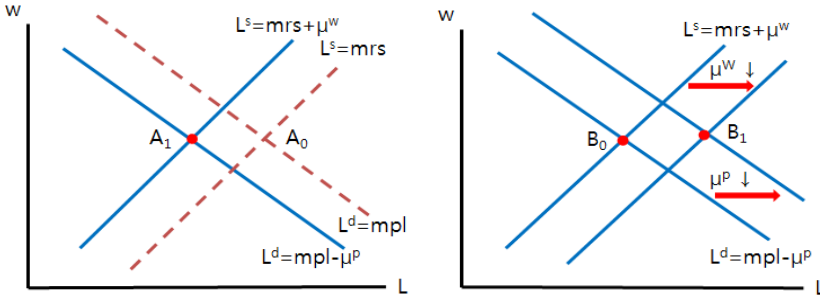
간극 ω 는 가격마크업²³⁾과 임금마크업²⁴⁾의 합으로 구성되어 있다. 만일 동 마크업들이 경기역행적(countercyclical)이라면 소비와 노동시간이 투자충격에 대해 같은 방향으로 움직이더라도 (40)번의 균형식이 계속 성립할 수 있다. 보다 상세히 설명하면, <그림 9>과 같이 노동시장의 독점으로 인해 가계는 완전경쟁시장에 비해 임금마크업(μ^w)만큼 임금을 더 받고자 하며, 상품시장의 독점으로 인해 기업은 가격마크업(μ^p)만큼 덜 지불하고자 한다. 따라서 독점이 있을 경우 노동시장의 균형은 없을 때의 균형인 A_0 대신 A_1 에서 형성된다. 이와 같은 상황에서 투자충격으로 인해 마크업이 경기역행적으로 움직인다면 <그림 10>와 같이 노동수요 및 노동공급의 우측으로의 이동을 초래한다. (균형점 $B_0 \rightarrow B_1$) 완전경쟁의 경우²⁵⁾와 달리 이와 같은 노동수요 및 공급곡선의 이동은 소비수준의 감소 없이 노동시간의 증가를 유발한다. 즉, (40)번 식은 경기역행적으로 움직이는 마크업이 공행성을 위배하지 않으면서 투자충격의 효과를 증폭시킬 수 있음을 보여준다.

23) 가격마크업은 로그를 취할 경우 로그가격과 로그명목한계비용간의 격차로 정의되므로 음(-)의 로그실질한계비용이 된다. 또한 노동의 한계생산성과 실질임금의 차이와 일치한다.

24) 실질임금과 한계대체율간의 격차로 정의된다.

25) 완전경쟁하에서는 양(+)의 투자충격으로 인해 가계가 소비를 투자로 대체함에 따라 소비-여가간 한계대체율이 하락하여 노동공급이 증가한다. 즉, 소비감소를 전제로 하여 노동공급이 증가한다.

〈그림 9〉 독점적 마찰요인 고려시 노동시장 〈그림 10〉 마크업의 변동에 따른 노동시장
 균형(Labor market's equilib-
 riums under perfect and
 monopolistic competition)
 균형 변화(Change in labor
 market's equilibrium by
 change of markups)



노동시장의 균형조건과 관련된 앞서 2가지 마찰요인 외에도 내적 소비습 관(internal habit)도 추가적 요인으로서 고려가능하다. 제2장의 가계의 소비와 관련한 일계조건(식 (20))에서 유추되듯이 내적 소비습관을 가정시 한계대체율은 현재 소비뿐만 아니라 과거 소비 및 미래 기대소비의 함수가 된다. 그 결과, 가계의 시점간 소비조정폭이 줄어들므로 양(+)의 투자충격에 의해 소비가 급격하게 감소할 가능성이 낮아진다.

(2) 계량적 분석(quantitative analysis)

이하에서는 앞서 설명한 마찰요인들의 역할을 계량적으로 분석하기 위해 마찰요인을 제거한 수정모형을 재추정하고 분산분해를 실시하였다.

〈표 4〉는 각 모형별 MEI충격의 경기변동주기(6~32분기)에서의 생산변 동성에 대한 기여분을 나타낸다. 소비습관 불포함의 경우를 제외하고 마찰 요인 제거시 경기변동에 대한 MEI충격의 기여분이 감소하였다. 그중에서 도 상품시장의 불완전경쟁(D)이 가장 중요한 역할을 하는 것으로 나타났 다. 이 경우 MEI충격의 기여분은 생산 및 그 증감율에 대해 각각 12%와 29%로 하락하였다. 이로부터 우리나라 상품시장은 독점의 정도가 상당하 고 이와 같은 시장구조가 경기변동 과정에서도 중요한 영향을 주고 있음을 추론할 수 있다. 한편, 내생적 자본가동률 및 투자조정비용(B)과 노동시장 에서 불완전경쟁을 제거하는 것(E)도 상당한 역할을 한 것으로 나타났다. 반면, 소비의 내적 습관(A)은 기본모형의 결과에 별 영향을 주지 않는 것으 로 나타났다. 마지막으로 마찰요인이 없는 모형(F)에서는 MEI충격의 기여

분이 거의 사라짐을 알 수 있다. 따라서 기본모형에서 마찰요인을 제거함으로써 도출된 신고전과 형식의 모형에서 MEI충격은 경기변동에 영향력이 거의 없는 것이 확인된다.

한편, <표 4>의 한계우도값(marginal likelihoods)에서 보이듯이, MEI 충격을 경기변동의 주된 원인으로 제시한 기본모형이 다른 모든 모형에 비해 적합도가 우월하게 나타났다. 따라서 MEI충격이 상품시장의 독점을 비롯한 각종 마찰요인에 힘입어 경기변동에서 중요하다는 결과가 실증적으로도 뒷받침되는 것이 확인된다.

<표 4> 기본모형과 수정모형간의 분산분해 비교^{1),2)}(Variance share of output by baseline model and restricted models^{1),2)})

대상 변수 \ 모형유형	기본 모형	소비습관 불포함 (A)	투자조정비용 및 가변자본비용 불포함 (B)	완전경쟁 상품·노동시장 (C)	완전경쟁 상품시장 (D)	완전경쟁 노동시장 (E)	마찰요인 불포함 (F)
생산	0.62	0.76	0.28	0.04	0.12	0.22	0.06
생산증가율	0.72	0.72	0.20	0.10	0.29	0.26	0.01
로그 한계우도값 ³⁾	-833.9	-856.9	-884.5	-936.3	-928.9	-847.9	-914.5

주: 1) 분산분해는 각 모형의 중위값(median) 기준이며 분산분해의 합이 1이 되도록 표준화하였다.

2) A모형은 $h = 0.01$ 로, B모형은 $S'' = 0.01$, $1/\chi = 0.001$ 로, C모형은 $\lambda_w = \xi_w = \iota_w = \lambda_p = \xi_p = \iota_p = 0.05$ 로, D모형은 $\lambda_p = \xi_p = \iota_p = 0.05$ 로, E모형은 $\lambda_w = \xi_w = \iota_w = 0.05$ 로, F모형은 A~E모형의 모든 요소를 고려한 모형이다.

3) Geweke(1999)의 수정조화평균 추정치(modified harmonic mean estimator)에 의해 계산하였다.

Notes: 1) Variance decompositions are performed at the median of each specification.

2) A model: h calibrated at 0.01.

B model: S'' calibrated at 0.01.

C model: $\lambda_w, \xi_w, \iota_w, \lambda_p, \xi_p,$ and ι_p calibrated at 0.05.

D model: $\lambda_p, \xi_p,$ and ι_p calibrated at 0.05.

E model: $\lambda_w, \xi_w,$ and ι_w calibrated at 0.05.

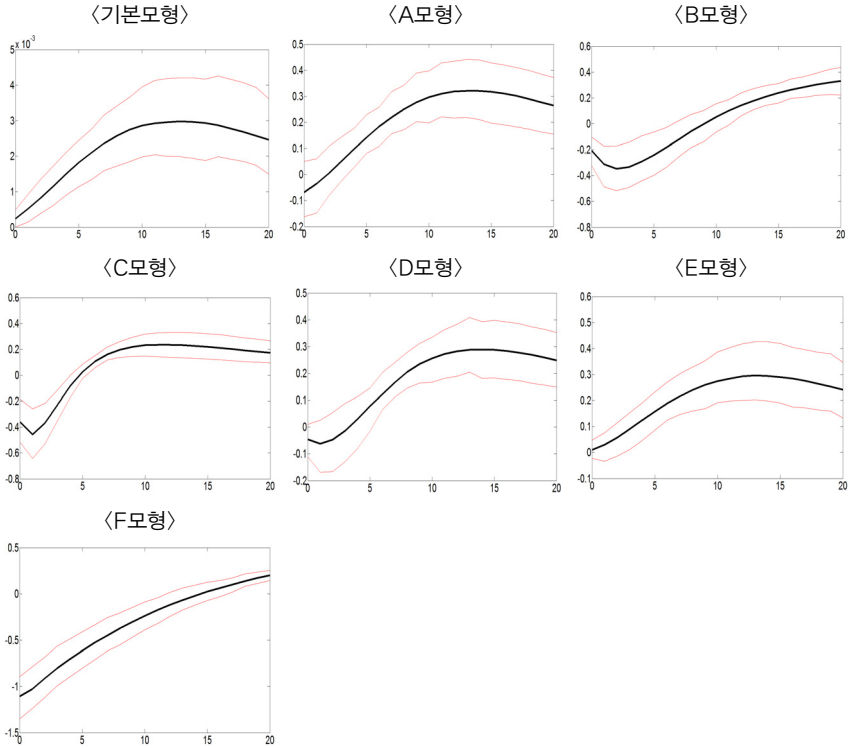
F model: Combines the calibration for the all specifications above, except baseline.

3) Computed by modified harmonic mean estimator.

또한 <그림 11>과 같이 기본모형은 마찰요인을 포함하지 않은 여타 모형과 달리 충격이 온 당기에도 소비가 감소하지 않는 모습을 보여 투자충격에 대한 소비의 공행성을 잘 나타내는 것으로 드러났다. 이로부터 상품시장의 독점적 요소 등 모형에 포함된 각종 마찰요인이 MEI충격에 대한 소비의 공

행성 설명에서 중요한 역할을 함을 확인할 수 있다.

〈그림 11〉 모형별 MEI충격에 대한 소비의 충격반응(Consumption's impulse response to a MEI shock by each specification)



주: 표준편차 1단위 MEI충격에 대한 충격반응이며, 바깥쪽 붉은선은 사후 중위값 주변의 90% 사후확률구간이다.

Note: Responses to a one standard deviation shock are reported. Outer red lines represent 90 percent posterior probability bands around posterior median.

V. MEI충격의 성격 규명

1. 금융변수와의 관계

IST충격과 달리 성격이 모호한 MEI충격의 본질을 제2장에서 언급된 바와 같이 금융마찰요인으로부터 찾으려는 경향이 있다. JPT(2011)은 MEI

충격을 금융부문이 가계의 저축을 신규 자본재 형성을 위한 재원으로 중개하는 데 있어서의 효율성을 나타내는 대리변수라고 보고 이를 구체적으로 보여주기 위해 모형에서 도출된 MEI충격과 외부차입프리미엄의 지표로서 신용스프레드 간에 강한 음(-)의 상관관계가 있음을 제시하였다.

본고에서는 우리나라의 경우에도 MEI충격이 금융마찰요인과 유의미한 관계가 있음을 발견하였다. <표 5>에서 보이듯이, 모형으로부터 칼만 스무더(Kalman smoother)를 이용하여 도출된 MEI충격은 기업자금사정과는 상당한 정도의 양(+)의 상관관계가 존재한다. 또한 금융시장의 자금상황과 외화자금사정 등을 각각 나타내는 신용스프레드, CDS 프리미엄 등과도 상당정도의 음(-)의 상관관계를 나타낸다. 이로부터 MEI충격이 많은 부분 금융마찰요인을 대리하며 기업의 투자에 영향을 주는 금융여건이 2000년 이후 우리나라 경기변동의 주원인이었다고 추론할 수 있다. 이런 맥락에서 김건홍(2012), 이준희·여택동(2008), 배병호(2013) 등 최근 국내연구들에서 금융마찰요인이 경기변동의 주요인으로 제시되는 것은 본고의 발견점과 궤를 같이 한다고 할 수 있다. 또한, 금융마찰요인과 투자충격을 동시에 모형에 반영한 연구에서 투자충격의 역할이 작게 나타나는 경우가 보이는데²⁶⁾ 이 역시 투자충격의 성격이 금융마찰요인과 유사한 성격을 지니고 있음을 반증하는 것이라 할 수 있다. 한편, 관측변수로서 투자재 상대가격은 자본재의 상당부분을 수입하는 우리나라의 특성상 환율의 영향을 크게 받을 수 있다. 따라서 투자재 부문의 기술향상만을 온전히 대리하는 것으로 보기 힘들다는 비판이 가능하다. 이에 따라 투자재 상대가격중 환율에 의해 설명되는 부분을 제외한 나머지 부분을 관측변수로 한 분석결과(괄호안의 수치)도 제시하였다. 이 경우에도 MEI충격과 금융여건 지표와의 상관관계는 비슷하거나 약간 더 높음을 알 수 있다.

26) 후술하듯이 Christiano et al.(2014)에서 MEI충격의 영향력은 자본재 수요측 금융마찰요인과 관련된 충격인 리스크 충격(risk shocks) 등에 의해 잠식되는 것으로 나타났다. 이외에도 금융마찰요인이 고려된 Liu et al.(2013)과 Kamber et al.(2012) 등에서도 금융마찰요인과 관련된 충격에 비해 MEI충격의 영향력이 낮게 나오는 모습이 보인다.

〈표 5〉 MEI충격과 주요 금융여건 지표와의 상관계수¹⁾(Correlation¹⁾ between MEI shocks and selected financial indicators)

기업자금사정 ²⁾	신용스프레드 ³⁾	CDS 프리미엄 ⁴⁾
0.55 (0.60)	-0.44 (-0.50)	-0.48 (-0.55)

주: 1) 괄호안의 숫자는 투자재 상대가격에 대해 대미 명목환율을 설명변수로 회귀분석한 후 얻어진 잔차를 이용하여 구한 관측변수를 사용하여 분석한 경우의 값.

2) 한국은행의 기업경기조사(BSI)중 전체산업 자금사정 실적치 (2003.1분기~2015.1분기).

3) 회사채금리(AA-, 3년)—국고채금리(3년) (2000.1분기~2015.1분기).

4) 한국정부 발행 외화채권에 대한 5년만기 CDS(Credit Default Swap) 프리미엄 (2004.1분기~2015.1분기).

Notes: 1) The numbers in parenthesis are computed using residuals obtained by regressing relative price of investment on nominal Korean won/US dollar exchange rates as observables.

2) All industries' financial situation BSI (2003.1Q~2015.1Q).

3) Corporate bond yields(AA-, 3yr) — Treasury bond yields(3yr) (2000.1Q~2015.1Q).

4) Premiums on Credit Default Swap(5yr) for foreign currency-denominated bonds issued by Korean government (2004.1Q~2015.1Q).

2. 금융마찰요인과의 관련성

MEI충격의 금융마찰요인과의 관련성을 이론적 측면에서 보다 심도 있게 살펴보면 다음과 같다.²⁷⁾ 일단, 본고의 모형은 금융기관을 명시적으로 도입하지 않았으나 자본재 생산부문이라는 별도의 부문을 도입하여 동 부문의 자본재 생산과 관련하여 금융의 역할이 개입될 암묵적 가능성을 열어두었다. 일반적으로 금융가속기(financial accelerator) 모형을 중심으로 한 금융마찰요인에 관한 연구에서는 경기변동에 미치는 금융의 역할을 도입하기 위하여 전통적으로 가계에 전담된 저축-투자 의사결정의 일부를 기업가(entrepreneurs) 부문에 이전시킨다. 즉, 새로이 등장한 기업가 부문이 자본재 구입(수요)과 관련된 의사결정을 하게 되고, 자본재의 공급은 별도의 자본재 생산부문 등에서 담당한다. 기업가의 자본재 수요 그리고 자본재 생산부문의 자본재 공급은 금융기관을 통해 차입된 자금을 통해 영향을 받게 된다. 기업가의 경우 차입규모는 순부(net worth)의 크기 혹은 Christiano et

27) MEI 충격과 금융마찰요인과의 관계를 보다 명확하게 지적해 준 익명의 심사위원께 감사드린다.

al.(2014)에서와 같이 원 자본(raw capital)을 실효자본(effective capital)으로 전환하는 과정에서의 리스크 충격(risk shocks) 등에 영향을 받게 된다. 자본재 공급부문의 경우에도 자본재 생산 투입요소로서 투자재의 구입자금을 조달하는데 금융중개 기관의 효율성 등이 영향을 미친다. 본고의 모형은 별도의 기업가 부문이 없이 자본재 생산부문의 MEI충격만 도입된 점에서 금융마찰요인중 자본재의 공급에 영향을 주는 요인만이 고려되었다.

따라서 이 점은 본고의 한계로 작용할 수 있다. 자본재 공급충격은 수요충격과 달리 자본재의 실질가격을 하락시킨다. 이 사실은 <그림 8>에서 MEI충격에 대해 토빈의 q 가 하락하는 것에서도 확인된다. 하지만, 실물자본의 실질가격을 반영하는 주가지수는 경기순응적이라는 점에서 이는 현실과 배치된다. 더욱이 Christiano et al.(2014)에서와 같이 자본재 공급 및 수요충격을 모두 도입하고 주가지수를 관측변수로 이용한 연구에서 MEI충격의 기여도가 자본재 수요와 관련된 충격에 비해 매우 낮게 나온다. 따라서 이 같은 점들은 자본재 공급측면만 고려된 본고의 한계점이라 할 수 있다.

VI. 모형의 강건성 점검(Robustness Check)

앞서의 분석결과가 조건변화에도 일관성(consistency)을 유지하고 있는지를 알아보기 위하여 다음의 사항을 점검해 보았다.

먼저 제2장에서 언급된 바와 같이 추정된 생산함수 자본비중(α)이 0.19로 통상 간주되는 값에 비해 작는데 이 경우 정상상태에서의 총수요 구성요소의 비중이 실제 자료와 괴리되는 문제가 있다. 따라서 본 장에서는 생산함수 자본비중(α)을 통상적인 값인 0.33으로 캘리브레이션하고 분산분해 값을 살펴보았다.²⁸⁾ <표 6>에서와 같이 MEI충격의 생산 및 그 증감률에 대한 설명력은 여전히 높게 나타나는 것을 알 수 있다.

둘째로 Smets and Wouters(2007)의 모형을 이용하되 소비와 투자에

28) 이외에도 관측방정식을 Chirstiano et al.(2014)과 같이 전부 평균을 제거한 형태로 작성하였다.

대해 본고에서 사용한 관측자료 정의에 입각하여 점검하였다. 이는 대표적인 중규모 새 케인즈학과 모형인 Smets and Wouters(2007)에서는 투자충격이 초단기를 제외하고는 거의 영향력이 없음을 발견하였기 때문이다.²⁹⁾ 이 경우 MEI충격의 설명력이 다소 낮아지기는 했지만 여전히 높은 수준인 것이 확인된다. 한편, Smets and Wouters 모형에는 본고의 모형에 없는 리스크프리미엄충격이 포함되어 있다. 앞 장에서 살펴본 바와 같이 신용스프레드 등과 MEI충격은 밀접한 관련성이 있다는 점에서 리스크프리미엄 충격³⁰⁾의 성격은 본고의 MEI충격의 성격과 유사한 측면이 있다. 동충격과 MEI충격의 설명력을 합산할 경우 높은 수치를 보여 우리나라 경기변동에서 금융마찰요인의 영향력을 확인할 수 있다.

셋째로 제2장에서 지적한 노동시간 자료에서 확인되는 추세를 제거하지 않고 원래의 자료를 사용하되 모형에 이와 관련된 I(1) 계열의 충격을 추가한 모형³¹⁾을 분석하였다. 이는 Chang et al.(2007)에서 노동시간 자료의 안정적이지 않을 경우 사용한 2가지 방법중 하나이다. 이 경우에도 MEI충격의 영향력은 크게 나타났다.

넷째로 제2장에서 언급하였듯이 표본대상기간중 중앙은행의 물가안정목표의 중심치가 변동하였으며 물가안정목표 범위내에서 중앙은행이 의도하는 목표치가 변동가능하다는 점 등을 감안하여 인플레이션 목표충격을 포함한 모형을 점검하였다. 이에 따라 기업과 가계가 가격 및 임금을 조정하지 못할 경우의 연동방식(indexation) 등도 수정하였다.³²⁾ 이 경우에도 MEI충

29) 이에 대해 JPT(2010)는 Smets and Wouters(2007)가 관측변수(observables)로 사용한 소비와 투자가 일반적인 정의(definition)와 다른 데 기인하는 결과임을 지적하였다. Smets and Wouters(2007)에서는 내구재 지출을 소비에 포함시켰으며 채고투자를 생산에서는 제외하지 않았으나 투자에서는 제외하였다.

30) 채권금리(위험수익률)를 중앙은행이 결정하는 명목정책금리(무위험수익률)로부터 이탈시키는 충격이다.

31) $Y_t(i) = \max\{e_t K_t(i)^\alpha (A_t^1 L_t(i))^{1-\alpha} - A_t F; 0\}$ 인 중간재 기업의 생산함수에서 영구적 기술충격은 $A_t = A_t^1 \times A_t^2$ (단, A_t^2 가 노동시간의 추세충격)로서 2개의 I(1) 계열의 충격의 곱으로 구성되고, 추세가 제거된 안정적인 노동시간은 $\tilde{L}_t = L_t/A_t^2$ 와 같이 표현된다.

32) 목표인플레이션 충격의 확률과정($\hat{\pi}_t^T = \rho_{\pi,T} \hat{\pi}_{t-1}^T + \epsilon_{\pi,T}$)을 포함하고, 가격연동규칙

$$(P_t(i) = P_{t-1}(i) \pi_{t-1}^{t_p} (\pi_t^T)^{1-t_p}), \quad \text{임금연동규칙 } (W_t(j) = W_{t-1}(j)$$

$$(\pi_{t-1} e^{z_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha} v_{t-1}})^{t_w} (\pi_t^T e^{\gamma + \frac{\alpha}{1-\alpha} v})^{1-t_w}) \text{ 등을 수정하였다.}$$

격의 영향력은 높게 나타났다.

마지막으로 소규모 개방경제모형을 사용하지 않은 한계점을 보완하는 한편 우리나라 자본재의 상당부분이 수입자본재라는 점을 반영한 모형³³⁾에 대해 검증하였다. 이 경우에도 MEI충격의 영향력은 상당한 수준을 보인다.

〈표 6〉 강건성 검정을 위한 모형별 분산분해 비교(Variance share of output by each specification for robustness check)

	기본모형	생산함수 자본비중(α) =0.33	S-W 모형 ¹⁾	노동시간 추세 반영 모형	인플레이션 목표 충격 포함 모형	수입자본재 고려 모형
생산	0.62	0.49	0.32 (0.73)	0.35	0.35	0.30
생산 증감율	0.72	0.59	0.62 (0.86)	0.56	0.52	0.47

주: 괄호 안의 값은 리스크프리미엄 충격의 몫을 합한 수치이다.

Note: The numbers in parenthesis are computed by adding variance shares of risk premium shock to those of MEI shocks.

VII. 결 론

본고는 2000년 이후 우리나라의 경기변동을 새신고전과 종합(new neo-classical synthesis)의 관점에서 분석하였다. 실물적 성격의 투자충격과 그 외 성격의 투자충격을 구분하기 위하여 투자재 상대가격을 관측자료로 포함하였다. 그 결과 우리나라의 경기변동에서 투자한계효율(MEI)충격이 생산, 투자, 노동시간 등 주요변수의 변동에 가장 중요한 설명요인임을 발견하였다. MEI충격이 포함된 모형이 제외된 모형에 비해 현실설명력이 크게 높다는 점 또한 적합도 비교를 통해서 확인하였다. 또한 MEI충격에 대한 충격반응분석을 실시한 결과 주요 거시경제변수의 공행성을 잘 나타내어 주는 것으로 드러났다. 이 점은 분산분해 결과와 함께 MEI충격이

33) 제2장의 식(11)의 투자재 생산기술이 $I_t = \gamma_t \left[(1 - \omega_i)^{1/n_i} (I_t^d)^{(n_i-1)/n_i} + \omega_i^{1/n_i} (I_t^m)^{(n_i-1)/n_i} \right]^{n_i/(n_i-1)}$ 와 같이 바뀐다. (단, ω_i 는 수입투자재 비중, I_t^d , I_t^m 은 각각 국산투자재, 수입투자재이다.) 수입투자재의 가격은 수입자본재물가지수 상승률(자료: 한국은행)을 관측변수로 사용하여 외생적으로 결정되는 것으로 상정하였다.

우리나라 경기변동의 주원인임을 다시 확인시켜 준다. MEI충격의 공행성 및 충격의 증폭메커니즘을 알아보기 위해 모형에 포함된 개별 마찰요인을 하나씩 제거하는 방식으로 분석한 결과 상품시장에서의 불완전 경쟁으로 인해 경기역행적으로 움직이는 마크업 등이 중요한 경로임을 발견하였다.

한편, MEI충격은 기업의 차입여건, 금융·외환시장 상황 등을 나타내는 지표와 상당한 정도의 상관관계를 보여 동 충격이 금융마찰요인을 나타내는 것으로 해석할 소지가 높아 보인다. 따라서 2000년 이후 우리나라의 경기변동은 기업의 투자의 영향을 주는 금융여건의 변화에 크게 기인하였다는 것이 본고에서 시사된다.

향후 연구에서는 투자충격의 본질적 성격 등을 보다 면밀히 분석하기 위하여 Christiano et al.(2014) 등과 같이 금융부문의 중개능력과 관련된 자본축적 과정의 마찰요인을 공급 및 수요 측면 모두에서 명시적으로 포함시킨 모형을 발전시켜 나갈 필요성이 있다. 또한 우리나라가 처한 소규모 개방경제의 특징을 적절하게 반영하여 투자충격의 역할을 분석한 모형을 발전시킬 필요가 있는 것으로 생각된다.

투고 일자: 2016. 6. 17. 심사 및 수정 일자: 2016. 9. 11. 게재 확정 일자: 2016. 11. 6.

◆ 참고문헌 ◆

- 김건홍 (2012), “한국의 경기변동에서 금융부문의 역할”, 『한국경제학보』, 제19권 제1호, 177-212.
- Kim, K. (2012), “Role of Financial Factors in Korean Business Cycle”, *The Korean Journal of Economics*, 19(1), 177-212 (written in Korean).
- 김배근 (2012), “기술혁신은 고용없는 성장을 야기하는가?”, 『경제학연구』, 제60집 제3호, 5-54.
- Kim, B. (2012), “Do Technological Innovations Cause Jobless Growth?”, *Kyong Je Hak Yon Gu*, 60(3), 5-54 (written in Korean).
- 김현의·엄상민 (2011), “통화정책과 은행의 역할: 은행부문이 포함된 DSGE 모형에서 통화정책 대응 분석을 중심으로”, 『경제분석』, 제17권 제1호,

45-101.

- Kim, H., and S. Aum (2011), "The Role of Money and Banking in Monetary Policy: Does It Matter Quantitatively for the Korean Economy?", *Economic Analysis*, 17(1), 45-101 (written in Korean).
- 배병호 (2013), "거시금융연계 DSGE 모형을 이용한 경기변동 요인 및 통화정책 효과 분석", 『BOK 경제연구』, 제2013-30, 1-42.
- Bae, B. (2013), "The Role of Financial Factors in the Business Cycle and the Transmission of Monetary Policy in Korea", *BOK Working Paper*, 2013-30, 1-42 (written in Korean).
- _____ (2014), "경제전망 및 정책분석을 위한 New BOK-DSGE 모형 구축 결과", 『조사통계월보』, 2014년 5월호, 16-52.
- _____ (2014), "Report on Construction of New BOK-DSGE Model for Economic Forecasting and Policy Analysis", *Monthly Bulletin*, 2014-5, 16-52 (written in Korean).
- 이준희·여택동 (2008), "소규모 개방경제 베이지안 동태확률일반균형모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석", 『무역학회지』, 제33권 제1호, 175-204.
- Lee, J. and T. Yeo (2008), "An Analysis of Korean Business Cycles with an Open Economy Bayesian DSGE Model", *Journal of Korea Trade*, 33(1), 175-204 (written in Korean).
- 이준희 (2011), "담보차입제약 금융가속기가 부가된 명목가격 경직성 모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석", 『경제학연구』, 제59집 3호, 187-216.
- Lee, J. (2011), "An Analysis of Korean Business Cycles with a DSGE Model with Collateral Constraints", *Kyong Je Hak Yon Gu*, 59(3), 187-216 (written in Korean).
- Barro, R. J., and R. G. King (1984), "Time-Separable Preference and Intertemporal-Substitution Models of Business Cycles", *Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 817-839.
- Cho, S. and A. Moreno (2006), "A Small-Sample Study of New-Keynesian Macro Model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(6), 1461-1481.
- Christiano, J., R. Motto, and M. Rostagno (2014), "Risk Shocks", *American Economic Review*, 114(1), 27-65.
- Fisher, J. D. M. (2006), "The Dynamic Effects of Neutral and Investment-specific Shocks", *Journal of Political Economy*,

114(3), 413-451.

Greenwood, J., Z. Hercowitz, and G. W. Huffman (1988), "Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle", *American Economic Review*, 78(3), 402-417.

Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell (1997), "Long Run Implications of Investment-Specific Technological Change", *American Economic Review*, 87(3), 342-362.

_____ (2000), "The Role of Investment-Specific Technological Change in the Business Cycle", *European Economic Review*, 44(1), 91-115.

Justiniano, A., G. E. Primiceri, and A. Tambalotti (2010), "Investment Shocks and Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 57, 132-145.

_____ (2011), "Investment Shocks and the Relative Price of Investment", *Review of Economic Dynamics*, 14, 102-121.

Kamber, G., C. Smith, and C. Thoenissen (2015), "Financial Frictions and the Role of Investment-Specific Technology Shocks in the Business Cycle", *Economic Modelling*, 51, 571-582.

Kim, Bae-Geun., and Kwang-Hwan Kim (2010), "The Role of Manufacturing-Specific Technology in Determining the Composition of Hours Worked in Korea", *Global Economic Review*, 39(2), 197-214.

Kim, Jun-Young, and Jai-Hyung Yoon (2004), "Investment-Specific Technology Shock in an International Real Cycle Model: The Korea Case", *Korean Economic Review*, 20(1), 75-93.

Liu, Z., P. Wang., and T. Zha (2013), "Land Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations", *Econometrica*, 81(3), 1147-118.

Mendoza, E. G. (1991a), "Capital Controls and the Gains from Trade in a Business Cycle Model of a Small Open Economy," *IMF staff papers*, 38, 480-505.

_____ (1991b), "Real Business Cycles in a Small Open Economy", *American Economic Review*, 81, 797-818.

Mendoza, E. G. (1995), "The Terms of Trade, the Real Exchange, and

Economic Fluctuation”, *International Economic Review*, 36, 101-137.

Schmitt-Grohé, S., and M. Uribe (2011), “Business Cycles with a Common Trend in Neutral and Investment-specific Productivity”, *Review of Economic Dynamics*, 14, 122-135.

_____ (2012), “What’s News in Business Cycles”, *Econometrica*, 80(6), 2733-2764.

Smets, F., and R. Wouters (2007), “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian Approach”, *American Economic Review*, 97(3), 586-606.

Yoon, Jai-Hyung. (2006), “The Impact Effects of Investment-Specific Technology Shock in a Small Open Economy Model: Value Function Iteration Approach”, *Journal of Economic Research*, 11, 129-158.

Investment Shocks in Korea's Business Cycles

Keunho Jang*

Abstract

This paper reinvestigates the role of investment shocks in accounting for business cycles based on the model of Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2011) and analyzes them empirically using post-2000 Korea's data. Estimation results show that shocks to marginal efficiency of investment play much more important roles rather than investment-specific technology shocks reflecting real factors. Due to frictions such as countercyclical price markup, shocks to marginal efficiency of investment successfully generate co-movements between endogenous variables such as output, consumption, investment and hours, and their impacts on business cycles are greatly amplified as well. Meanwhile, estimated shocks to marginal efficiency of investment are correlated with both firms' financing conditions and financial and foreign exchange market conditions. Hence, it is inferred that a significant part of business cycles in Korea is attributal to financial conditions influencing firms' investments for the post-2000 era.

KRF Classification : B030108

Key Words : investment shocks, financial frictions

* PhD Student, School of Economics, Yonsei University, Seoul, Korea,
e-mail: jkh1028@bok.or.kr