

# 투자한계효율충격과 소비의 공행성

김광환\* · 이창기\*\*

본 논문에서는 투자한계효율충격에 대한 소비의 공행성 문제가 해결될 수 있는 조건에 대해 알아보고자 하며 이 조건이 미국경제 및 한국경제에 통용될 수 있는지, 만일 국가적 특수성이 있다면 어떤 것이 있는지 확인해 보고자 한다. 이를 위해 DSGE모형에서 활용되는 모든 유형의 효용함수를 포괄할 수 있는 Jaimovich and Rebelo (2009) 효용함수를 기반으로 한 모형에 대해 베이지안 추정을 실시한다. 추정 결과 국가적 특수성에 관계없이 동충격에 대해 양(+)의 소비충격반응을 얻기 위해서는 효용함수가 반드시 소비노동간 비분리성이어야 함을 알 수 있었다. 이 때 미국의 경우 소비습관의 정도가 높아서 자본가동률 조정비용을 GHH방식으로 설정해야만 소비의 공행성 문제가 해결되고 GHH방식과 CEE방식 간에 경기변동에 대한 설명력 차이도 상당한 반면, 한국의 경우 소비의 습관정도가 높지 않아서 GHH방식 및 CEE방식 모두에서 소비의 공행성 문제가 해결되며, 두 방식 간에 경기변동에 대한 설명력 차이도 확연히 줄어드는 등, 소비충격반응에 영향을 미치는 자본가동률 조정비용 정의방식의 효과는 소비습관의 정도에 의존적임을 알 수 있었다. 또한 미국의 경우와 마찬가지로 우리나라에서도 투자한계효율충격이 경기변동을 설명하는 중요한 요소가 됨을 확인할 수 있었다.

JEL Classification: E22, E32, E52

핵심 주제어: 투자한계효율충격, 효용함수의 비분리성, 자본가동률 조정비용, 소비습관, 소비의 공행성

\* 교신저자, 연세대학교 상경대학 경제학부 부교수 (E-mail: kimkh01@yonsei.ac.kr, Tel: 02-2123-6568)

\*\* 공동저자, 한국은행, 연세대학교 상경대학 경제학부 박사과정 (E-mail: owons23@bok.or.kr, Fax: 02-393-1158)

논고의 질적 향상 및 완성도 제고에 통찰력 있는 논평으로 많은 도움을 주신 익명의 심사위원분들께 감사의 말씀을 드린다. 또한 논고의 작성 및 진행과정에 많은 도움을 주신 한국은행에도 감사의 말씀을 드린다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자들의 책임임을 밝힌다.

논문 투고일: 2016.8.29, 논문 수정일: 2016.10.24, 게재 확정일: 2016.12.12

## I. 서론

투자한계효율(marginal efficiency of investment, 이하 “MEI”)충격은 최근 경기변동에 관한 연구들 사이에서 경기변동을 발생시키는 주요충격으로 알려져 있다. Greenwood, Hercowitz, and Krusell (2000)은 MEI충격이 미국 GDP변동성의 약 30%를 설명해준다고 하였으며, Fisher (2006)는 GDP 및 노동변동성의 절반가량을 기술중립충격과 MEI충격이 설명해주는데 이중 MEI충격의 중요도가 더 높게 나타난다고 하였다. Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010, 2011), Khan and Tsoukalas (2012) 역시 MEI충격이 1954년 이후 미국 GDP 변동성을 약 50%까지 설명해줄 정도로 절대적인 영향력을 가진다고 하였다. 하지만 MEI충격의 중요성을 강조하는 모형에서도 소비가 GDP, 투자, 노동과 같은 경제주요변수와 공행성을 나타내는 실제데이터의 속성을 반영하지 못하는 점은 여전히 문제점으로 남아 있다. 양(+의 MEI충격에 대해 주요변수들은 모두 양(+의 충격반응을 나타내는 반면 소비는 음(-)의 충격반응을 나타낸다. 따라서 우리는 MEI충격에 대한 소비공행성 문제가 해결될 수 있는 조건에 대해 알아보하고자 하며, 이 조건을 미국경제 및 한국경제에 각각 적용하여 국가 간 특성에 관계없이 동 조건이 통용될 수 있는지, 만일 국가적 특수성이 있다면 어떤 차이가 있는지 분석해보고자 한다. 또한 미국과 마찬가지로 한국경제에서도 투자한계효율충격이 경기변동을 설명하는 중요한 요소가 되는지 확인해 보고자 한다. 기존에 동 문제를 해결하기 위한 몇몇의 연구가 있었지만 아직 일반적인 모형에 대한 해결방법이 없다는 점, 이 문제를 한국경제에 적용한 연구가 없다는 점은 우리의 연구에 상당한 가치를 부여할 것임을 예상하게 한다. 특히 중규모 DSGE모형을 토대로 소비공행성 문제를 해결할 수 있는 방안을 마련함으로써, 통화정책을 운영하는데 중규모 DSGE모형을 활용하는 중앙은행이 보다 정확한 통화정책을 입안하고 모형의 정합성을 높이는데 기여를 할 것으로 기대된다.

우리는 대표적인 중규모 DSGE모형인 Smets and Wouters (2003, 2007), Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010, 2011)에 기반하여 가계, 노동조합, 최종재 생산기업, 중간재 생산기업, 통화당국의 5가지 경제주체들로 모형을 구현하였다. 효용함수의 형태에 따라 소비공행성 문제의 해결방법이 달라질 수 있다는 점을 감안하여, DSGE모형에서 활용되는 모든 유형의 효용함수를 포괄

할 수 있는 Jaimovich and Rebelo (2009)효용함수를 도입하였다. 소비의 변동성에 영향을 미칠 수 있는 소비습관을 모형에 포함시켰으며, 자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 다르게 나타나는 자본가동률의 변동성이 소비충격반응에 영향을 미칠 수 있다는 점을 감안하여, 동 조정비용을 물리적 자본에 대한 유지보수비용으로 정의하여 가계예산제약식 내에서의 손실로 나타내는 CEE (Christiano et al., 2005)방식과 자본축적식 내에서 자본가동률에 대한 감가상각함수로 나타내는 GHH (Greenwood et al., 1988)방식으로 각각 구현한 후 차이점을 분석하였다.

그 결과 우리는 다음의 몇 가지 결론을 얻을 수 있었다. 첫째, 미국 및 한국의 경우 모두 MEI충격에 대한 양(+)의 소비충격반응을 얻기 위해서는 효용함수가 반드시 소비노동간 비분리성이어야 하며, 이 때 비분리성 정도가 클수록 보다 큰 소비충격반응이 나타남을 알 수 있었다. 둘째, 미국의 경우 소비습관의 정도(degree)가 높아서 자본가동률 조정비용을 GHH방식으로 설정해야만 소비의 공행성 문제를 해결할 수 있었으며, GHH방식과 CEE방식 간에 경기변동에 대한 설명력 차이도 상당하였다. 반면 한국의 경우 소비의 습관정도가 높지 않아서 GHH방식 및 CEE방식 모두 소비의 공행성 문제를 해결할 수 있었으며, 두 방식 간에 경기변동에 대한 설명력 차이도 미국에 비해 확연히 줄어들었다. 따라서 소비충격반응이 다르게 나타나도록 하는 자본가동률 조정비용 정의방식의 효과는 소비습관의 정도에 의존적임을 알 수 있었다. 셋째, 미국의 경우와 마찬가지로 우리나라에서도 투자한계효율충격이 경기변동을 설명하는 중요한 요소가 됨을 확인할 수 있었다.

소비공행성 문제와 관련된 연구 중 Khan and Tsoukalas (2011) 및 Furlanetto and Seneca (2010)도 자본가동률 조정비용의 정의방식을 고려한 바 있으나, 우리의 논문은 그 논문들과 여러 측면에서 상당한 차이를 보인다. 첫째, Khan and Tsoukalas는 자본가동률 조정비용을 GHH방식으로 정의하면 항상 양(+)의 소비충격반응을 얻을 수 있다고 하였으나, 우리는 그들과 다른 충격확률과정<sup>1)</sup>(shocks process), 데이터 종류 및 기간<sup>2)</sup>을 사용하여 투자한계효율충격에 대한

1) Khan and Tsoukalas (2011)는 통합된 투자충격 및 기술충격으로 모형을 구현한 반면, 우리모형에서는 투자충격을 투자고유기술충격(investment specific technology shock) 및 투자한계효율충격으로 세분하고, 기술충격을 정상적 중립기술충격(stationary neutral TFP shock) 및 비정상적(nonstationary) 중립기술충격으로 세분하였다.

2) 미국데이터 및 한국데이터 각각에 대해, 글로벌 금융위기상황 전후 각각에 대해 베이지안 추정을 실시하고 결과를 분석하였다.

소비공행성 문제를 해결함에 있어 가장 중요한 요인은 자본가동률 조정비용 정의방식의 차이가 아니라 효용함수의 비분리성 여부임을 밝혔다. 실제로 효용함수가 소비노동간 분리성인 대표적 모형 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010)를 GHH방식으로 구현하면 음(-)의 소비충격반응이 나타나는 점은, 자본가동률 조정비용 정의방식보다 효용함수의 비분리성이 본질적인 필요조건임을 방증한다. 둘째, Khan and Tsoukalas는 소비의 변동성과 밀접한 관계에 있는 소비습관을 모형에 포함하지 않아, 양(+)의 소비충격반응이 나타나는 메커니즘이 소비습관의 제외에 따른 것인지 자본가동률 조정비용에 따른 것인지 모호한 반면, 우리는 소비습관의 정도와 자본가동률 조정비용 정의방식의 상호작용을 분석하여 자본가동률 조정비용 정의방식의 차이 발생은 소비습관의 정도에 종속적임을 밝혔다. 셋째, Furlanetto and Seneca는 특정한 GHH선호<sup>3)</sup> 효용함수를 사용한 모형의 캘리브레이션을 통해 효용함수가 GHH선호이기만하면 GHH방식 및 CEE방식에 관계없이 항상 양(+)의 소비충격반응을 얻을 수 있다고 하였으나, 가격 및 임금 경직성이 있는 경우 노동공급의 부의효과는 상당한 크기<sup>4)</sup>로 추정되어 노동공급의 부의효과가 없는 GHH선호를 사용하는 것은 실제데이터의 속성과 일치하지 않음을 알 수 있다. 반면 우리모형은 노동공급의 부의효과에 특별한 제한을 두지 않았고<sup>5)</sup>, 동 계수 전 범위 값에 대해 베이지안 추정을 실시하여 실제데이터의 속성이 보다 정확하게 반영되도록 하는 등 캘리브레이션 방식의 Furlanetto and Seneca (2010)와 차이를 보였다.

도출한 결과의 신뢰성을 확보하기 위해 우리는 다각적인 강건성 점검(robustness check)을 실시하였다. 우선 다양한 모형구성<sup>6)</sup>에 대해 분리성 및 비분리성 효용함수로 모형을 구현하고 각각 CEE방식 및 GHH방식을 적용하여 MEI충격에 대한 소비충격반응이 어떻게 달라지는지 확인해 본 결과, 모든 경우에 대해 본문에서 도출한 결과와 동일한 결과가 나타남을 확인할 수 있었다. 또한 관측변수데이터의 기간에 관계없이 도출된 결과가 일치하는지 알아보기 위해 데이터 기간을 글로벌 금융위기 상황이 포함된 최근까지 연장하여 분석

3) Greenwood, Hercowitz, and Huffman (1988)에서 소개된 소비노동간 비분리성인 효용함수로, 노동공급의 부의효과를 제거한(0으로 설정한) 형태의 효용함수이다.

4) 가격 및 임금경직성을 포함한 Khan and Tsoukalas (2011, 2012), 김광환-이창기(2016)모형에서 노동공급의 부의효과계수는 0.53~0.87로 추정되었다.

5) 노동공급의 부의효과 가능범위를 모두 포괄하는 Jaimovich and Rebelo (2009)효용함수를 사용하여, 노동공급 부의효과계수가 실제데이터에 근거한 베이지안 추정을 통해 결정되도록 하였다.

6) 가격 및 임금마크업충격을 ARMA(1,1)에서 AR(1)으로 수정하였을 때, 생산함수 내 자본비중을 달리 하였을 때, 테일러준칙에서 GDP갭 부분을 제외하였을 때, 노동공급의 부의효과가 없거나 포화상태일 때 각각에 대해 양(+)의 소비충격반응이 나타나는지 확인하였다.

을 실시한 결과, 역시 동일한 결과가 나타나 도출 결과는 모형구성 및 데이터 기간에 관계없이 일관적임을 확인할 수 있었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 노동공급의 부의효과에 제한을 두지 않는 효용함수를 사용하는 DSGE모형을 세부적으로 설명한다. 3장에서는 분리성 및 비분리성 효용함수 각각에 대해 CEE 및 GHH방식으로 모형을 구현하고, 미국데이터 및 한국데이터를 관측변수로 하여 모형 파라미터에 대한 베이즈안 추정을 실시한다. 또한 충격반응그래프, 로그한계우도값<sup>7)</sup>, 분산분해 등과 같은 결과를 통해 효용함수의 소비노동간 비분리성, 소비습관 및 자본가동률 조정비용의 정의방식이 어떻게 양(+의 소비충격반응을 만들어 내는데 역할을 하는지 알아본다. 4장에서는 다양한 모형구성 및 데이터 기간에 관계없이 3장에서 도출한 결론이 강건성을 보이는지 점검한다. 5장에서는 결론을 제시하며 본 논문을 마친다.

## II. 모형

효용함수의 소비노동간 비분리성 여부, 소비습관의 정도 및 자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 소비의 충격반응이 어떻게 달라지는지 알아보기 위해 우리는 분리성 효용함수 및 비분리성 효용함수 각각에 대해 CEE방식 및 GHH방식으로 4가지 모형을 구현하고 각 결과를 비교해 보았다. 분리성 효용함수 모형으로는 대표적인 중규모 DSGE모형중 하나인 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010, 2011)모형을 사용하였으며, 비분리성 효용함수 모형으로는 위의 분리성 모형에 Jaimovich and Rebelo (2009)효용함수를 결합한 모형을 사용하였다. Jaimovich and Rebelo 효용함수는 노동공급의 부의효과 가능범위를 모두 포괄하는 효용함수로, 동 효과에 대한 특정한 제한을 두지 않음으로써 DSGE모형에서 활용되는 모든 유형의 비분리성 효용함수를 포괄하기 위해 도입되었다. 분리성 및 비분리성모형은 효용함수의 형태에서 차이를 보이며, CEE방식 및 GHH방식모형은 가계 예산 제약식, 자본 축적식, 총자원 제약식에서 차이를 가진다. 각 모형에는 다수의 실질 및 명목마찰들<sup>8)</sup>과 9가지의 충격

7) Geweke (1999)에서 소개된 수정조화평균추정량(modified harmonic mean estimator)에 의해 계산되는 값으로써, 모형이 실제데이터를 적합(fitting)시키는 정도를 나타낸다.

8) 소비의 내적습관, 투자조정비용, 자본가동률, 가격 및 임금경직성이 모형에 포함되었다.

들<sup>9)</sup>이 포함된다. 각 모형은 공히 가계, 노동조합, 최종재 생산기업, 중간재 생산기업 및 통화당국의 5가지 경제주체들로 구성하였으며, 소비공행성 문제 해결을 위한 필요조건이 되는 가격 및 임금경직성<sup>10)</sup>을 가정하였다.

## 1. 가계

각 가계<sup>11)</sup>는 (1) 또는 (2)와 같은 효용함수를 극대화하기 위해 소비( $C_t$ )를 선택하고, 차별화된 고유의 노동을 노동시장에 독점적으로 공급한다. 또한 기업에 실패자본을 임대해주고 투자를 하며 자본가동률을 설정한다. 효용함수가 소비노동간 분리성일 경우 가계  $j$ 는 효용함수 (1)을, 효용함수가 비분리성일 경우 가계  $j$ 는 효용함수 (2)를 각각 극대화하게 된다. 여기서  $X_t$ 는 (3)과 같이 현재의 소비수준과 과거의 소비수준에 대한 기하평균을 나타낸다.

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \epsilon_{t+s}^b \left\{ \log(C_{t+s} - h C_{t+s-1}) - \chi L_{t+s}(j)^{1+\sigma_l} \right\} \quad (1)$$

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\epsilon_{t+s}^b (C_{t+s} - h C_{t+s-1} - \chi L_{t+s}(j)^{1+\sigma_l} X_{t+s})^{1-\sigma_c} - 1}{1 - \sigma_c} \quad (2)$$

$$\text{where } X_t = (C_t - h C_{t-1})^\omega X_{t-1}^{1-\omega} \quad (3)$$

$\beta$ 는 할인율,  $\epsilon_t^b$ 는 *i.i.d*<sup>12)</sup>인 정규오차항  $\eta_t^b$ 와 함께  $\ln \epsilon_t^b = \rho_b \ln \epsilon_{t-1}^b + \eta_t^b$ 의 AR(1) 확률과정을 따르는 선호충격(preference shock)이다.  $h$ 는 내적 습관(internal habit) 파라미터를,  $\chi > 0$ 는 효용함수중 노동의 비효용(disutility)에 대한 비중을,  $L_t(j)$ 는 가계  $j$ 의 노동공급을 각각 나타낸다.  $\sigma_c$ 는 기간 간 대체탄력성,  $\sigma_l$ 는 노동공급탄력성을 나타내며, 비분리성 효용함수에만 존재하는  $\omega \in [0, 1]$ <sup>13)</sup>는

9) 정상적 중립 기술 충격(stationary neutral TFP shock), 비정상적 중립 기술 충격(nonstationary neutral TFP shock), 정상적 투자한계효율충격(stationary marginal efficiency of investment (MEI) shock), 비정상적 투자고유기술충격(nonstationary investment specific technology (IST) shock), 선호충격(preference shock), 가격마크업충격(price mark-up shock), 임금마크업충격(wage mark-up shock), 정부지출충격(government spending shock), 및 통화정책충격(monetary policy shock)의 9가지 충격이 본 모형에 포함되었다.

10) Monacelli and Perotti (2009), Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010), Furlanetto and Seneca (2010) 등은 MPL과 MRS를 결합한 노동시장균형조건을 통해 소비가 양(+)의 충격반응을 얻기 위해서는 가격 및 임금이 반드시 경직적이어야 함을 보였다.

11) 경제 내에  $j \in (0, 1)$ 인 개별 가계의 연속체가 존재한다고 가정한다.

12) 상호독립적이고 동일한 분포를 가짐(independent and identically distributed)을 의미한다.

13) 노동공급의 부의 효과가 포화상태이면( $\omega = 1$ ), 그 선호는 King, Plosser, and Rebelo (1988)의 선호

노동공급의 부의 효과 크기를 결정하는 파라미터이다. 비분리성 효용함수 (2)는  $\sigma_c = 1$ ,  $\omega = 1$ 이면 분리성 효용함수 (1)과 동일해진다.

기업에 임대해주는 실효자본은 식 (4)와 같이 물리적자본( $\overline{K}_t$ )에 자본가동률( $u_t$ )을 곱한 형태로 나타낸다.

$$K_t = u_t \overline{K}_{t-1} \quad (4)$$

이 자본가동률을 모형에 포함할 경우, 자본가동률을 조정하게 되면 그에 대한 조정비용이 발생하게 되는데, DSGE모형에서 통상 두 가지 방식 중 하나로 정의된다. 이 중 CEE방식은 동 조정비용을 물리적 자본에 대한 유지보수비용으로 정의하여 가계예산제약식 내에서의 손실로 정의하며, GHH방식은 동 조정비용을 자본축적식 내에서 자본가동률에 대한 감가상각함수로 표현한다. CEE방식의 예산제약식은 다음의 식 (5)와 같다.

$$C_t + V_t^{-1} I_t + \frac{B_t}{R_t P_t} - T_t \leq \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t(j)L_t(j)}{P_t} + \frac{R_t^k u_t \overline{K}_{t-1}}{P_t} - a(u_t) \overline{K}_{t-1} V_t^{-1} - \frac{\Phi_w}{2} \left( \frac{W_t(j)}{\Pi^w W_{t-1}(j)} - 1 \right)^2 \frac{W_t}{P_t} + \frac{Q_t(j)}{P_t} + \frac{Di_t}{P_t} \quad (5)$$

식에서와 같이 자본가동률 조정비용은  $a(u_t)$ 로 나타내어져 총 예산에서 음(-)으로 나타난다.  $a(u_t)$ 는 Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005)에서와 같이 정상상태(steady state)( $u = 1$ )에서는  $a(1) = 0$ 이 되어 자본가동률에 대한 탄력성은  $\psi \equiv \frac{a'(1)}{a(1)}$ 이 되는 특징이 있다. 반면, GHH방식에서는 동 조정비용이 예산 제약식에 포함되지 않음에 따라, 다음의 식 (6)과 같이 나타난다.

$$C_t + V_t^{-1} I_t + \frac{B_t}{R_t P_t} - T_t \leq \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t(j)L_t(j)}{P_t} + \frac{R_t^k u_t \overline{K}_{t-1}}{P_t} - \frac{\Phi_w}{2} \left( \frac{W_t(j)}{\Pi^w W_{t-1}(j)} - 1 \right)^2 \frac{W_t}{P_t} + \frac{Q_t(j)}{P_t} + \frac{Di_t}{P_t} \quad (6)$$

---

와 동일해진다. 반면 노동공급의 부의 효과가 없는 상태이면( $\omega = 0$ ), Greenwood, Hercowitz, and Huffman (1988)의 선호와 동일해진다. 따라서  $X_t$ 는 이 모형의 선호가 가장 널리 사용되는 두 선호(KPR, GHH)를 포함한 모든 노동공급의 부의효과 가능범위를 포괄하게 해준다.

두 식에서  $\phi_w$ 는 임금경직성을 나타내는 임급의 Rotemberg파라미터인데, 이와 같이 임금경직성은 Rotemberg (1982)방식을 적용하여 가계예산식 내 2차함수 형태의 조정비용으로 나타내었다.  $Q_t(j)$ 는 상태조건부 증권 보유에 따르는 가계  $j$ 의 순현금유입을,  $Di_t$ 는 기업의 소유권으로부터 얻는 이익분배금을 각각 의미한다.  $V_t^{-1}$ 는 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2011)와 같이 투자의 상대가격( $V_t^{-1} = \frac{P_{I,t}}{P_t}$ )을 나타내며, 이때  $P_t$ 는 소비 한단위의 가격,  $I_t$ 는 투자,  $P_{I,t}$ 는 투자재 한 단위의 가격을 의미한다.  $B_t$ 는 정부채권,  $R_t$ 는 총명목금리,  $T_t$ 는 정액세,  $R_t^k$ 는 명목자본임대비용을,  $W_t(j)$ 는 차별화된 노동임금을 의미한다.

CEE방식모형 및 GHH방식모형은 자본가동률 조정비용의 정의방식의 차이로 인해 자본축적식도 식 (7), (8)과 같이 다르게 나타난다.

$$\bar{K}_t = (1 - \delta)\bar{K}_{t-1} + \epsilon_t^i \left[ 1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] I_t \quad (7)$$

$$\bar{K}_t = (1 - \delta(u_t))\bar{K}_{t-1} + \epsilon_t^i \left[ 1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] I_t \quad (8)$$

GHH방식은 식 (8)과 같이 동 조정비용을 자본가동률에 대한 감가상각함수  $\delta(u_t)$ 로 나타낸다. 감가상각함수는  $\delta'(u_t) > 0$ ,  $\delta''(u_t) \geq 0$ 의 속성을 가지고 있어서 높은 자본가동률에 대해 감가상각은 더욱 빠르게 진행되고, 따라서 조정비용이 더욱 빠르게 증가하도록 한다. 반면, CEE방식의 경우 감가상각률을 상수  $\delta$ 로 고정하여 자본가동률과는 무관하게 된다. 여기서  $\epsilon_t^i$ 는 투자한계효율충격(MEI)을 의미하는데, 다음과 같은 AR(1)을 따른다고 가정한다.

$$\ln \epsilon_t^i = \rho_i \ln \epsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \quad ( \eta_t^i \text{는 } i.i.d N(0, \sigma_i^2) ) \quad (9)$$

함수  $S$ 는 투자조정비용을 나타내며, 정상상태에서는  $S = S' = 0$  및  $S'' > 0$ 이라고 가정한다.

## 2. 노동조합

다수의 경쟁적인 고용대행기관들은 가계 고유의 특화된 노동들을 식 (10)에 의해 총노동(aggregate labor input)  $L_t$ 로 결합한다(Erceg, Henderson, and Levin (2000)).



$$L_t = \left[ \int_0^1 L_t(j)^{\frac{1}{1+\epsilon_t^w}} dj \right]^{1+\epsilon_t^w} \quad (10)$$

$\epsilon_t^w$ 는 임금 마크업을 나타내는데, 식 (11)과 같이 ARMA(1,1)을 따른다고 가정한다( $\epsilon_t^w$ 는 정상상태(steady state)에서의  $\epsilon_t^w$ 의 값).

$$\ln(1 + \epsilon_t^w) = (1 - \rho_w)\ln(1 + \epsilon^w) + \rho_w\ln(1 + \epsilon_{t-1}^w) + \eta_t^w - \mu_w\eta_{t-1}^w$$

where  $\eta_t^w$ 는 *i.i.d*  $N(0, \sigma_w^2)$  (11)

고용대행기관들의 이윤극대화 문제를 통해 식 (12)을 얻으며, 식 (12)를 (10)과 결합하여 총노동공급에 대한 임금식 (13)을 얻는다.

$$L_t(j) = \left( \frac{W_t(j)}{W_t} \right)^{-\frac{1+\epsilon_t^w}{\epsilon_t^w}} L_t \quad (12)$$

$$W_t = \left[ \int_0^1 W_t(j)^{-\frac{1}{\epsilon_t^w}} dj \right]^{-\epsilon_t^w} \quad (13)$$

또한 가계는 식 (14)의 임금연동식(wage indexation rule)<sup>14)</sup>에 따라 자신들의 임금을 갱신한다.

$$W_t(j) = W_{t-1}(j) \left( \pi_{t-1} \exp^{g_{t-1}^z + \frac{\alpha}{1-\alpha} g_{t-1}^v} \right)^{\zeta_w} \left( \pi \exp^{g^z + \frac{\alpha}{1-\alpha} g^v} \right)^{1-\zeta_w} \quad (14)$$

$0 \leq \zeta_w \leq 1$ 는 임금연동 파라미터이며,  $g_t^z$  및  $g_t^v$ 는 각각 비정상(nonstationary) TFP 및 IST충격의 확률과정에 대한 증가율을 나타낸다.  $g^z$  및  $g^v$ 는 각각 정상상태(steady state)에서의  $g_t^z$  및  $g_t^v$ 의 값들을 의미한다.

### 3. 최종재 생산기업

다수의 완전경쟁기업인 최종재 생산기업은 독점적경쟁기업의 연속체

14) 임금인플레이션의 지속성을 좀 더 정교하게 관찰하기 위해 Christiano, Eichenbaum and Evans (2005)에 설명된 바와 같이 안정상태의 인플레이션 값을 사용하는 static price updating scheme과 인플레이션 관성의 특성을 반영하는 dynamic price updating scheme을 결합한 형태를 사용하여 두 방식의 장점을 혼합하고자 하였다.

( $0 \leq m \leq 1$ )로부터 공급된 중간재  $Y_t(m)$ 들을 Dixit-Stiglitz형태로 합성하여 최종재  $Y_t$ 를 만든다고 가정한다. 최종재 생산기업의 생산기술은 다음과 같이 정의된다.

$$Y_t = \left[ \int_0^1 Y_t(m)^{\frac{1}{1+\epsilon_t^p}} dm \right]^{1+\epsilon_t^p} \quad (15)$$

최종재 가격  $P_t$ 와 중간재 가격  $P_t(m)$ 을 주어진 것으로 간주하며, 가격마크업  $\epsilon_t^p$ 는 식 (16)과 같이 ARMA(1,1)를 따른다고 가정한다. ( $\epsilon^p$ 는 정상상태(steady state)에서의  $\epsilon_t^p$ 의 값)

$$\ln(1 + \epsilon_t^p) = (1 - \rho_w)\ln(1 + \epsilon^p) + \rho_w \ln(1 + \epsilon_{t-1}^p) + \eta_t^p - \mu_p \eta_{t-1}^p$$

where  $\eta_t^p$ 는 *i.i.d*  $N(0, \sigma_p^2)$  (16)

최종재 생산기업의 이윤극대화 문제를 통해 식 (17)의 중간재 수요함수와 식 (18)의 최종재 가격  $P_t$ 를 얻는다.

$$Y_t(m) = \left( \frac{P_t(m)}{P_t} \right)^{-\frac{1+\epsilon_t^p}{\epsilon_t^p}} Y_t \quad (17)$$

$$P_t = \left[ \int_0^1 P_t(m)^{-\frac{1}{\epsilon_t^p}} dm \right]^{-\epsilon_t^p} \quad (18)$$

#### 4. 중간재 생산기업

각 중간재 기업들은 실효자본  $K_t(m)$ 와 노동  $L_t(m)$ 을 고용하여 다음과 같은 생산함수에 따라 중간재  $m$ 을 생산한다.

$$Y_t(m) = \begin{cases} (\epsilon_t^a)^{1-\alpha} K_t(m)^\alpha \{Z_t L_t(m)\}^{1-\alpha} - V_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} Z_t F & \text{if } (\epsilon_t^a)^{1-\alpha} K_t(m)^\alpha \{Z_t L_t(m)\}^{1-\alpha} \geq V_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} Z_t F \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (19)$$

여기서  $F$ 는 생산의 고정비용이며, 정상상태에서의 이윤이 0이 되도록 정해진다(Rotemberg and Woodford (1995) and CEE (2005)). 이 때 합성기술충격과정  $V_t^{1-\alpha} Z_t$ 가  $F$ 에 곱해져 균형성장경로(balanced growth path)가 확보된다.  $\epsilon_t^a$ 는 정상적 중립기술충격(stationary neutral TFP shock)을 의미하며, 식 (20)과 같이 AR(1)을 따른다고 가정한다.

$$\ln \epsilon_t^a = \rho_a \ln \epsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \quad ( \eta_t^a \text{는 } i.i.d N(0, \sigma_a^2) ) \quad (20)$$

$Z_t$ 는 비정상적 중립기술충격(nonstationary neutral TFP shock)이며, 식 (21)과 같이 임의보행(random walk)을 따른다.  $Z_t$ 의 증가율  $g_t^z$ 는 식 (22)와 같이 AR(1)을 따르는데, 이는 기술수준이 비정상적임을 의미한다.

$$\ln Z_t = \ln Z_{t-1} + g_t^z \quad (21)$$

$$g_t^z = \rho_z g_{t-1}^z + (1 - \rho_z) g_t^z + \eta_t^z \quad ( \eta_t^z \text{는 } i.i.d N(0, \sigma_z^2) ) \quad (22)$$

$V_t$ 는 비정상적인 투자고유기술충격(nonstationary investment specific technology (IST) shock)을 의미하며  $Z_t$ 와 유사하게 (23)의 임의보행을 따른다고 가정한다.  $V_t$ 는 외생적으로 주어지며, 소비재  $V_t$ 의 증가율  $g_t^v$  역시 식 (24)와 같이 AR(1)을 따른다.

$$\ln V_t = \ln V_{t-1} + g_t^v \quad (23)$$

$$g_t^v = \rho_v g_{t-1}^v + (1 - \rho_v) g_t^v + \eta_t^v \quad ( \eta_t^v \text{는 } i.i.d N(0, \sigma_v^2) ) \quad (24)$$

II -1절의 임금경직성의 경우와 같이 중간재 생산기업은 Rotemberg (1982)방식의 가격조정비용함수형태로 가격경직성을 갖는다고 가정한다. 최적화 가격  $\tilde{P}_t(m)$ 는 식 (17)의 중간재수요와 중간재투입비용최소화문제에 식 (25)를 풀어서 얻는다.

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{A_{t+s}}{P_{t+s}} \left[ \tilde{P}_{t+s}(m) Y_{t+s}(m) - MC_{t+s}(m) Y_{t+s}(m) - \frac{\Phi_p}{2} \left( \frac{\tilde{P}_{t+s}(m)}{\pi_{t+s-1}^{\zeta_p} \pi^{1-\zeta_p} \tilde{P}_{t+s-1}(m)} - 1 \right)^2 P_{t+s} Y_{t+s} \right] \quad (25)$$

여기서  $\phi_p$ 는 가격경직성을 나타내는 가격의 Rotemberg 파라미터이다. 기업들은 식 (26)의 가격연동식(price indexation rule)에 따라 가격을 갱신한다.

$$P_t(m) = P_{t-1}(m)\pi_{t-1}^{\zeta_p}\pi^{1-\zeta_p} \quad (26)$$

$\pi_t$ 는 인플레이션,  $\pi$ 는 정상상태의 인플레이션,  $0 \leq \zeta_p \leq 1$ 는 가격연동 파라미터를 나타낸다.

### 5. 통화당국

중앙은행은 다음의 규칙(generalized taylor rule)에 따라 명목금리를 정한다 (Smets and Wouters (2007)).

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^\rho \left[ \left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{r_\pi} \left(\frac{X_t^{GDP}}{X_t^{GDP^*}}\right)^{r_y} \right]^{1-\rho} \left[ \frac{X_t^{GDP}}{X_{t-1}^{GDP}} \right]^{r_{\Delta y}} \epsilon_t^r \quad (27)$$

여기서  $R$ 은 정상상태의 명목금리를,  $\rho$ 는 금리평활(interest rate smoothing) 파라미터를 나타낸다. 명목금리는 전기( $t-1$ )와 정상상태의 명목금리차, 현재시점과 정상상태의 인플레이션차, GDP갭<sup>15</sup> 및 GDP갭의 증감률에 반응하여 점진적으로 조정된다.  $r_\pi, r_y$  및  $r_{\Delta y}$ 는 각각 명목금리조정폭에 대해 인플레이션, GDP갭, GDP갭 증감률의 비중을 나타낸다.  $\epsilon_t^r$ 는 통화정책충격(monetary policy shock)으로, *i.i.d*인 다음의 확률과정을 따른다.

$$\ln \epsilon_t^r = \rho_r \ln \epsilon_{t-1}^r + \eta_t^r \quad ( \eta_t^r \text{는 } i.i.d N(0, \sigma_r^2) ) \quad (28)$$

$X_t^{GDP}$ 는  $X_t^{GDP} = C_t + I_t + G_t$ 으로 구성되는 국내총생산(GDP)을 나타내는데, 자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 시장청산조건이 차이를 보임에 따라 두 방식에 대해 다르게 나타난다. CEE방식모형에서는 식 (29)와 같이 총자원제약식에서 정의된 국내총생산을  $X_t^{GDP}$ 로 사용한다.

$$X_t^{GDP} = Y_t - a(u_t)\bar{K}_{t-1} = C_t + I_t + G_t \quad (29)$$

15) 신축모형가정하의 GDP수준과 실제 GDP수준 간의 차이를 의미한다(Woodford, 2003).

반면 GHH방식모형의 경우 총자원제약식에  $a(u_t)$ 항이 존재하지 않으므로 식 (30)과 같이  $Y_t$ 를  $X_t^{GDP}$ 로 동일하게 사용한다.

$$X_t^{GDP} = Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (30)$$

재정정책(fiscal policy)은 완전 리카르디안<sup>16)</sup> 방식을 따른다고 가정하며, 정부지출  $G_t$ 는 식 (31)과 같이 외생적으로 변화한다고 가정한다.

$$G_t = \left(1 - \frac{1}{\epsilon_t^g}\right) Y_t \quad (31)$$

여기서  $\epsilon_t^g$ 는 정부지출충격으로 (32)의 확률과정을 따른다고 가정한다( $\epsilon^g$ 는 정상상태(steady state)에서의  $\epsilon_t^g$ 의 값).

$$\ln \epsilon_t^g = (1 - \rho_g) \ln \epsilon^g + \rho_g \ln \epsilon_{t-1}^g + \eta_t^g \quad ( \eta_t^g \text{는 } i.i.d \ N(0, \sigma_g^2) ) \quad (32)$$

### Ⅲ. 추정 및 결과 분석

Ⅱ장에서 소개한 바와 같이 분리성 효용함수, 비분리성 효용함수 각각에 대해 CEE방식 및 GHH방식으로 4가지 모형을 구현하고, 각 모형에 대해 An and Schorfheide (2007)에 나온 방법을 바탕으로 베이지안 추정을 실시하였다. 이 방법은 최근 DSGE모형분석에 보편적으로 쓰이고 있는 방법론이며, 추정 절차들을 수행하기 위해 Dynare program<sup>17)</sup>을 사용하였다. 또한 데이터 생성과정(Data Generating Process)에 따라 소비의 공행성 문제가 해결되는 조건이 달라질 수 있다는 점을 고려하여, 미국데이터 및 한국데이터 각각에 대해 모든 추정을 동일하게 반복 실시하였다. 그리고 추정을 통해 도출한 충격반응, 로그한계우도값, 분산분해 결과 등을 이용하여 각 모형의 결과를 비교분석하였다.

#### 1. 데이터 및 방법론

우선 Ⅱ장에서 서술된 모형변수들의 추세를 제거하고, 제거된 변수들에 대해

16) 매기마다 단기국채를 발행함으로써 예산적자를 매기에 충당하는 방식이다.

17) <http://www.dynare.org>에서 프로그램 및 사용방법을 얻을 수 있다.

비정상상태값들을 구한다. 이를 활용하여 정상상태 근방에서 로그선형근사화를 실시하고, 도출된 식들로 이루어진 합리적 기대 방정식들의 선형시스템을 풀어 상태공간모형으로 나타낸다. 나타낸 시스템에 칼만필터(Kalman filter)를 적용하여 우도함수(likelihood function)를 얻는다. 끝으로 베이즈정리(Bayes' theorem)에 의해 도출된 우도함수에 모형파라미터들의 사전분포들을 결합하여 동 파라미터들의 사후분포들을 얻는다.

베이저안 추정을 위해 GDP, 소비, 투자, 임금, 노동, 인플레이션, 명목금리 및 투자의 상대가격에 대한 분기 시계열데이터를 사용하였는데, 미국의 경우 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010) 및 Khan and Tsoukalas (2011)와 산출 결과 및 통계량의 정합성 등을 비교해 보기 위해 데이터 기간을 동일하게 한 1954:3~2004:4로 설정하여 추정을 실시하였다. 모든 자료들은 GDP디플레이터로 나누어 실질로 변환하였으며, 생산, 소비, 투자 및 노동은 1인당 변수<sup>18)</sup>로 변환하였다. 명목소비는 비내구재와 서비스에 대한 개인소비지출의 합으로, 명목총투자는 내구재에 대한 개인소비지출과 총민간국내투자의 합으로 정의하였다. 실질임금은 비농업부문의 노동에 대한 보상액을 GDP디플레이터로 나눈 것으로 정의하였으며, 노동은 비농가부문 모든 인구의 노동시간을 전체인구로 나눈 값에 로그를 취하여 정의하였다. GDP디플레이터의 분기로그차분으로 인플레이션을 정의하였으며, 명목금리는 연방기금실효금리를 이용하였다. 명목금리를 제외한 모든 데이터들은 로그화 및 계절변동조정하였으며, 모든 데이터는 FRED<sup>19)</sup>자료를 이용하였다. 한국데이터의 경우에는 미국과 동일한 시계열항목에 대해 한국은행이 물가안정목표제 및 금리중시 통화정책을 실시한 시점을 감안하여 데이터기간을 2000:1~2015:1로 하였고, 임금 및 노동시간을 제외하고는 모두 한국은행 경제통계시스템(ECOS<sup>20)</sup>)자료를 이용하였다. GDP, 소비, 투자 및 노동시간은 미국과 달리 15세 이상 인구로 나누어 1인당 변수가 되도록 하였으며, 임금과 노동시간은 고용노동부 5인 이상 사업체 근로자 1인당 월 평균 근무시간을 이용하였다. 이때 총노동시간은 1인당 노동시간과 취업자수의 곱으로 계산하였으며, 취업자수는 통계청 자료를 이용하였다.

추정을 위해 우리는 DSGE모형 베이저안 추정에 표준적으로 사용되는 메트로폴리스 해이스팅스 알고리즘(Metropolis-Hastings algorithm)을 적용하여, 파라미터

18) 16세 이상의 민간경제활동인구로 나누어 구한다.

19) Federal Reserve Economic Data (<https://fred.stlouisfed.org>)에서 동 자료를 얻을 수 있다.

20) Economic Statistics System (<http://ecos.bok.or.kr>)에서 동 자료를 얻을 수 있다.

들의 사후분포를 도출하였다. 이때 관측변수들은 (33)과 같이 실질GDP, 실질소비, 실질투자 및 실질임금의 로그차분들과 노동시간의 로그값, GDP디플레이터의 로그차분, 연방기금금리 및 투자의 상대가격에 대한 로그차분으로 구성하였다.

$$Y_t = \left[ \Delta \ln X_t, \Delta \ln C_t, \Delta \ln I_t, \Delta \ln \frac{W_t}{P_t}, \ln L_t, \pi_t, r_t, \Delta \ln \frac{P_{I,t}}{P_t} \right] \quad (33)$$

위의 관측변수는 CEE방식모형 기준이며, GHH방식의 경우  $\Delta \ln X_t$ 는  $\Delta \ln Y_t$ 로 대체하였다.

## 2. 미국 및 한국데이터에 대한 각 모형의 사전 및 사후분포

<Table 1> 및 <Table 2>는 각각 미국데이터를 관측변수로 하는 분리성 효용함수 및 비분리성 효용함수에 대한 CEE, GHH방식 모형의 사전분포, 평균값, 표준편차, 사후분포평균 및 10%, 90% HPD(highest posterior density)구간을 보여준다. 우리는 Smets and Wouters (2007), Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010), 및 Khan and Tsoukalas (2011, 2012)에서 사용된 사전분포 정보들을 참조하여 사전분포값들을 설정하였다. 분리성 및 비분리성 효용함수의 파라미터 사전분포들은 소비의 기간간탄력성계수와 노동공급의 부의효과계수를 제외하고는 동일한데, 분리성 효용함수의 경우 효용함수 (2)가  $\sigma_c = 1$ ,  $\omega = 1$ 인 경우에 해당되므로, 두 값에 대해 별도로 추정을 하지 않았다. CEE모형과 GHH모형의 사전분포들은 자본가동률에 관한 것을 제외하고는 동일한데, CEE모형에서는 자본가동률 조정비용 탄력성의 역수인  $\psi$ 의 사전분포 평균값이 5.0으로 (탄력성  $\frac{1}{\psi}$ 은 0.2) 설정되었다. 반면 GHH모형에서는 동 탄력성에 관련된  $\delta''$ 의 사전분포 평균값이 0.15로(탄력성  $\frac{r^k}{\delta''}$ 은 0.22) 설정되었다.

표에 나오지 않은 일부 파라미터들은 캘리브레이션 방식으로 설정하였다. 정상상태에서의 자본감가상각률  $\delta$ 는 많은 관련논문에서와 같이 0.025로 설정하였고, 정상상태에서의 가격마크업( $\epsilon^p$ ) 및 임금마크업( $\epsilon^w$ )은 Schmitt-Grohe and Uribe (2012)논문을 참조하여 0.15로 설정하였다. 정상상태에서의 GDP내 정부지출의 비중( $1 - \frac{1}{\epsilon^g}$ )은 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010)에서와 같이 0.22로 설정하였다.

<Table 1> Prior and Posterior Distributions with Separable Utility Function (Using U.S. Data)

Parameter	Description	Dist.	Prior		Posterior						
			Mean	Stdv.	Mean	CEE 10%	90%	Mean	GHH 10%	90%	
$\sigma_c$	Inverse intertemporal elasticity	Normal	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\omega$	Wealth elasticity of labor	Beta	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$h$	Consumption habit	Beta	0.50	0.10	0.85	0.82	0.88	0.87	0.85	0.90	
$\Phi_p$	Rotemberg prices	Gamma	50.00	20.00	62.58	43.21	80.78	76.61	51.01	101.93	
$\zeta_p$	Price indexation	Beta	0.50	0.15	0.26	0.13	0.38	0.24	0.12	0.36	
$\Phi_w$	Rotemberg wages	Gamma	50.00	20.00	137.10	90.29	182.65	147.84	100.04	194.75	
$\zeta_w$	Wage indexation	Beta	0.50	0.15	0.43	0.24	0.63	0.41	0.22	0.59	
$\sigma_l$	Inverse labor elasticity	Gamma	2.00	0.75	1.16	0.60	1.71	1.37	0.75	1.96	
$\psi$	Capital utilization elasticity(CEE)	Gamma	5.00	1.00	5.30	3.72	6.83	-	-	-	
$\delta''$	Capital utilization elasticity(GHH)	Gamma	0.15	0.10	-	-	-	0.05	0.02	0.08	
$S''$	Investment adjustment cost	Gamma	4.00	1.00	2.07	1.32	2.80	2.83	1.76	3.89	
$r_\pi$	Taylor rule inflation	Normal	1.70	0.30	2.04	1.78	2.32	2.02	1.75	2.29	
$\rho$	Taylor rule smoothing	Beta	0.60	0.20	0.78	0.75	0.82	0.78	0.75	0.82	
$r_y$	Taylor rule GDP gap	Normal	0.13	0.05	0.04	0.02	0.07	0.04	0.01	0.07	
$r_{\Delta y}$	Taylor rule GDP gap growth	Normal	0.13	0.05	0.19	0.15	0.24	0.20	0.16	0.25	
$\alpha$	Share of capital	Normal	0.30	0.05	0.17	0.16	0.19	0.18	0.17	0.20	
$\pi$	Steady state inflation	Normal	0.50	0.10	0.45	0.35	0.54	0.45	0.35	0.54	
$100(\beta^1 - 1)$	Discount factor	Gamma	0.25	0.10	0.19	0.07	0.31	0.24	0.09	0.38	
$\ln L^*$	Steady state hours	Normal	0.00	0.15	-0.22	-0.45	0.02	-0.26	-0.48	-0.03	
$g^z$	TFP trend	Normal	0.20	0.05	0.28	0.22	0.34	0.28	0.21	0.34	
$g^v$	IST trend	Normal	0.50	0.05	0.43	0.37	0.49	0.44	0.38	0.50	
$\rho_a$	Stationary TFP persistence	Beta	0.60	0.20	0.94	0.91	0.97	0.92	0.87	0.97	
$\rho_z$	TFP growth persistence	Beta	0.40	0.20	0.51	0.38	0.63	0.45	0.33	0.57	
$\rho_v$	IST growth persistence	Beta	0.20	0.10	0.20	0.11	0.30	0.20	0.10	0.29	
$\rho_i$	MEI persistence	Beta	0.60	0.20	0.86	0.82	0.91	0.87	0.82	0.91	
$\rho_b$	Preference persistence	Beta	0.60	0.20	0.22	0.10	0.35	0.27	0.14	0.41	
$\rho_g$	Government spending persistence	Beta	0.60	0.20	0.99	0.98	1.00	0.99	0.98	1.00	
$\rho_r$	Monetary policy persistence	Beta	0.40	0.20	0.16	0.06	0.26	0.16	0.06	0.26	
$\rho_p$	Price markup persistence	Beta	0.60	0.20	0.95	0.92	0.99	0.95	0.91	0.99	
$\rho_w$	Wage markup persistence	Beta	0.60	0.20	0.99	0.98	1.00	0.99	0.98	1.00	
$\mu_p$	Price markup MA	Beta	0.50	0.20	0.59	0.44	0.74	0.59	0.43	0.76	
$\mu_w$	Wage markup MA	Beta	0.50	0.20	0.72	0.61	0.84	0.73	0.62	0.84	
$\sigma_a$	Stationary TFP std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.66	0.57	0.76	0.57	0.45	0.69	
$\sigma_z$	TFP growth std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.48	0.33	0.62	0.58	0.43	0.73	
$\sigma_v$	IST <sup>1)</sup> growth std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.65	0.60	0.71	0.65	0.60	0.71	
$\sigma_i$	MEI <sup>2)</sup> std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	4.97	3.80	6.14	6.23	4.63	7.68	
$\sigma_b$	Preference std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	2.53	1.96	3.10	3.21	2.48	3.95	
$\sigma_g$	Government spending std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.35	0.32	0.38	0.35	0.32	0.38	
$\sigma_r$	Monetary policy std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	0.23	0.21	0.25	0.23	0.21	0.25	
$\sigma_p$	Price markup std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	0.18	0.16	0.21	0.17	0.15	0.20	
$\sigma_w$	Wage markup std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	0.52	0.45	0.60	0.50	0.43	0.57	

Notes: 1) IST is investment specific technology.  
 2) MEI is marginal efficiency of investment.  
 3) Inv.Gam. is Inverse Gamma distribution.



<Table 2> Prior and Posterior Distributions with Nonseparable Utility Function (Using U.S. Data)

Parameter	Description	Dist.	Prior		Posterior					
			Mean	Stdv	Mean	CEE	10%	90%	Mean	10%
$\sigma_c$	Inverse intertemporal elasticity	Normal	1.00	0.38	1.65	1.32	1.97	2.21	1.88	2.55
$\omega$	Wealth elasticity of labor	Beta	0.50	0.20	0.48	0.03	0.95	0.85	0.72	0.98
$h$	Consumption habit	Beta	0.50	0.10	0.75	0.68	0.83	0.73	0.66	0.80
$\Phi_p$	Rotemberg prices	Gamma	50.00	20.00	77.81	46.64	174	86.72	58.46	114.63
$\zeta_p$	Price indexation	Beta	0.50	0.15	0.21	0.08	0.33	0.19	0.08	0.29
$\Phi_w$	Rotemberg wages	Gamma	50.00	20.00	120.87	51.35	186	145.58	98.98	192.30
$\zeta_w$	Wage indexation	Beta	0.50	0.15	0.30	0.11	0.51	0.43	0.26	0.61
$\sigma_l$	Inverse labor elasticity	Gamma	2.00	0.75	0.78	0.40	1.17	0.95	0.41	1.45
$\psi$	Capital utilization elasticity(CEE)	Gamma	5.00	1.00	5.20	3.60	6.77	-	-	-
$\delta''$	Capital utilization elasticity(GHH)	Gamma	0.15	0.10	-	-	-	0.02	0.01	0.04
$S''$	Investment adjustment cost	Gamma	4.00	1.00	2.19	1.25	3.08	3.44	2.07	4.67
$r_\pi$	Taylor rule inflation	Normal	1.70	0.30	2.17	1.87	2.45	2.00	1.72	2.26
$\rho$	Taylor rule smoothing	Beta	0.60	0.20	0.82	0.78	0.85	0.80	0.77	0.84
$r_y$	Taylor rule GDP gap	Normal	0.13	0.05	0.06	0.02	0.10	0.06	0.03	0.09
$r_{\Delta y}$	Taylor rule GDP gap growth	Normal	0.13	0.05	0.16	0.09	0.23	0.20	0.16	0.24
$\alpha$	Share of capital	Normal	0.30	0.05	0.18	0.17	0.19	0.20	0.19	0.22
$\pi$	Steady state inflation	Normal	0.50	0.10	0.52	0.42	0.63	0.60	0.49	0.71
$100(\beta^{-1} - 1)$	Discount factor	Gamma	0.25	0.10	0.18	0.07	0.29	0.27	0.10	0.43
$\ln L^*$	Steady state hours	Normal	0.00	0.15	-0.19	-0.47	0.09	-0.28	-0.51	-0.04
$g^z$	TFP trend	Normal	0.20	0.05	0.26	0.19	0.32	0.27	0.21	0.32
$g^v$	IST trend	Normal	0.50	0.05	0.42	0.36	0.49	0.42	0.36	0.48
$\rho_a$	Stationary TFP persistence	Beta	0.60	0.20	0.95	0.93	0.98	0.94	0.91	0.98
$\rho_z$	TFP growth persistence	Beta	0.40	0.20	0.54	0.44	0.65	0.38	0.26	0.50
$\rho_v$	IST growth persistence	Beta	0.20	0.10	0.21	0.11	0.30	0.19	0.10	0.28
$\rho_i$	MEI persistence	Beta	0.60	0.20	0.85	0.75	0.95	0.65	0.54	0.76
$\rho_b$	Preference persistence	Beta	0.60	0.20	0.24	0.07	0.40	0.18	0.06	0.29
$\rho_g$	Government spending persistence	Beta	0.60	0.20	0.99	0.99	1.00	0.99	0.99	1.00
$\rho_r$	Monetary policy persistence	Beta	0.40	0.20	0.13	0.04	0.21	0.11	0.03	0.19
$\rho_p$	Price markup persistence	Beta	0.60	0.20	0.96	0.93	0.99	0.95	0.92	0.98
$\rho_w$	Wage markup persistence	Beta	0.60	0.20	0.99	0.97	1.00	0.98	0.97	1.00
$\mu_p$	Price markup MA	Beta	0.50	0.20	0.65	0.50	0.79	0.62	0.46	0.79
$\mu_w$	Wage markup MA	Beta	0.50	0.20	0.79	0.70	0.89	0.80	0.71	0.89
$\sigma_a$	Stationary TFP std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.56	0.39	0.73	0.64	0.54	0.75
$\sigma_z$	TFP growth std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.62	0.39	0.85	0.62	0.49	0.76
$\sigma_v$	IST <sup>(1)</sup> growth std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.65	0.60	0.71	0.65	0.60	0.71
$\sigma_i$	MEI <sup>(2)</sup> std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	4.92	3.63	6.16	8.17	5.32	11.03
$\sigma_b$	Preference std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	2.90	1.71	4.17	2.99	2.07	3.85
$\sigma_g$	Government spending std.dev.	Inv.Gam.	0.50	2.00	0.35	0.32	0.38	0.35	0.32	0.38
$\sigma_r$	Monetary policy std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	0.23	0.21	0.26	0.22	0.20	0.24
$\sigma_p$	Price markup std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	0.18	0.15	0.21	0.17	0.14	0.20
$\sigma_w$	Wage markup std.dev.	Inv.Gam.	0.10	2.00	0.55	0.46	0.65	0.49	0.42	0.57

사후분포는 4가지 모형의 추정치들이 대부분 서로 유사한 가운데 몇 가지에서 차이를 보였다. 우선 효용함수의 비분리성과 관련해서는 분리성 효용함수일 때(CEE:  $\Phi_p = 62.58$ , GHH:  $\Phi_p = 76.61$ )보다 비분리성 효용함수일 때(CEE:  $\Phi_p = 77.81$ , GHH:  $\Phi_p = 86.72$ ) 가격경직성이 더 높게 나타났다. 양(+의 MEI 충격이 발생하면 생산수요는 높아지고 가격경직성으로 인해 가격을 올리지 못하는 기업은 생산을 높여 초과수요를 맞추게 되는데(Monacelli and Perotti (2009)), 이때 노동수요는 상승하여 소비와 노동의 보완성을 통해 소비를 높이게 된다. 따라서 보다 높은 가격경직성은 비분리성 효용함수가 분리성 효용함수에 비해 양(+의 소비충격반응을 보다 잘 만들어낼 수 있는 형태임을 보여주고 있다. 또한 비분리성 효용함수일 때 소비의 기간간탄력성계수  $\sigma_c$ 의 사후평균(CEE:  $\sigma_c = 1.65$ , GHH:  $\sigma_c = 2.21$ )은 분리성 효용함수( $\sigma_c = 1$ )보다 훨씬 크게 나타난다.  $\sigma_c$ 가 1.0보다 크고 크기가 클수록 소비와 노동의 보완성은 높아지고 소비의 충격반응은 더욱 크게 나타나므로(Kim and Katayama (2013)), 소비의 공행성 문제는 효용함수가 소비노동간 비분리성일 때에 한하여 해결될 수 있음을 알 수 있다. 노동공급의 부의효과계수  $\omega$ 는 효용함수가 비분리성일 때 0.48(CEE방식) 및 0.85(GHH방식)로 추정되는데, 이와 같이 가격 및 임금이 경직적이면  $\omega$ 가 상당한 값으로 추정되어(Khan and Tsoukslas (2011, 2012), 김광환·이창기(2016)) 노동공급의 부의효과가 없다는 가정<sup>21)</sup>은 더 이상 맞지 않는 것을 알 수 있다.

자본가동률 조정비용과 관련해서도 CEE 및 GHH방식의 추정값들이 대부분 유사한 가운데 GHH방식의 가격경직성이 CEE방식보다 높음을 알 수 있다. 따라서 앞서 언급한 대로 GHH방식이 양(+의 소비충격반응을 보다 잘 만들어낼 수 있는 형태임을 보여주고 있다. 또한 효용함수가 비분리성일 때  $\sigma_c$ 의 값이 각각 1.65(CEE방식), 2.21(GHH방식)로 나타나, GHH방식에서 소비노동간 보완성이 더 높고 소비충격반응이 크게 나타날 가능성이 높음을 알 수 있다.

<Table 3>은 한국데이터를 관측변수로 하는 분리성 효용함수 및 비분리성 효용함수에 대한 CEE, GHH방식 모형의 사후분포 통계량들을 보여준다. 파라미터들의 사후분포값들은 대부분 미국데이터의 값들과 크게 차이를 보이지 않는 가운데, 일부 값들에서 명확한 차이를 보였다. 한국데이터의 가격경직성은

21) 가격 및 임금이 신축적인 모형에서는 노동공급의 부의효과가 없는( $\omega = 0$ ) 것으로 추정되었다 (Schmitt-Grohe and Uribe (2012), Jaimovich and Rebelo (2009)).

분리성 및 비분리성 효용함수 모두 미국데이터보다 높게 나타났으며, 임금경직성은 분리성 및 비분리성 효용함수 모두 미국의 경우보다 낮게 나타났다.

<Table 3> Posterior Distributions Using Korea Data

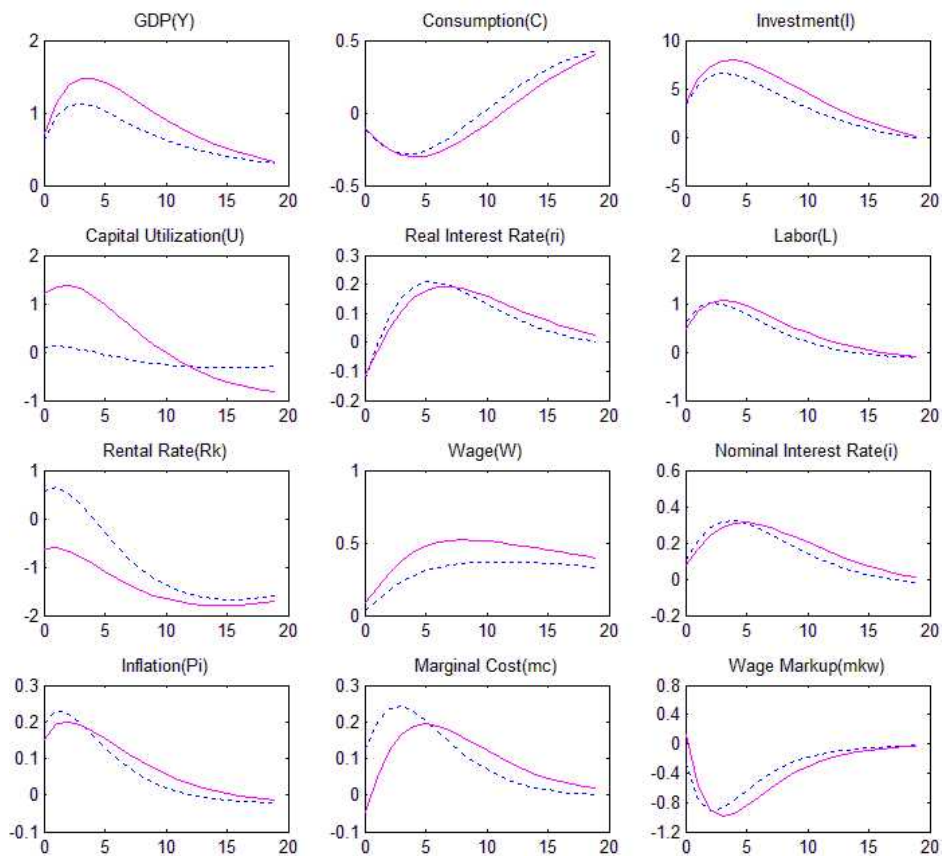
Parameter	Description	Separable						Nonseparable					
		CEE			GHH			CEE			GHH		
		Mean	10%	90%	Mean	10%	90%	Mean	10%	90%	Mean	10%	90%
$\sigma_c$	Inverse intertemporal elasticity	-	-	-	-	-	-	1.29	1.09	1.50	1.33	1.10	1.57
$\omega$	Wealth elasticity of labor	-	-	-	-	-	-	0.83	0.69	0.98	0.75	0.58	0.94
$h$	Consumption habit	0.58	0.47	0.69	0.60	0.49	0.70	0.53	0.43	0.64	0.54	0.44	0.65
$\Phi_p$	Rotemberg prices	94.17	53.78	130.46	104.1	65.63	144.11	94.82	48.04	140.17	107.82	73.02	143.64
$\zeta_p$	Price indexation	0.42	0.19	0.64	0.39	0.17	0.61	0.44	0.22	0.67	0.37	0.18	0.56
$\Phi_w$	Rotemberg wages	79.48	44.66	111.99	80.25	47.64	113.27	84.57	50.77	116.87	81.31	49.04	112.23
$\zeta_w$	Wage indexation	0.36	0.16	0.55	0.38	0.18	0.58	0.35	0.15	0.55	0.36	0.15	0.57
$\sigma_l$	Inverse labor elasticity	2.05	1.03	3.07	2.20	1.12	3.24	2.40	1.18	3.55	3.05	1.77	4.35
$\psi$	Capital utilization elasticity(CEE)	5.08	3.44	6.66	-	-	-	4.71	3.32	6.09	-	-	-
$\delta''$	Capital utilization elasticity(GHH)	-	-	-	0.08	0.02	0.15	-	-	-	0.04	0.01	0.07
$S''$	Investment adjustment cost	2.79	1.60	3.96	2.85	1.54	4.02	2.50	1.57	3.39	2.34	1.54	3.08
$r_\pi$	Taylor rule inflation	1.56	1.17	1.94	1.55	1.15	1.94	1.56	1.17	1.93	1.53	1.14	1.91
$\rho$	Taylor rule smoothing	0.93	0.90	0.95	0.93	0.90	0.95	0.93	0.91	0.95	0.93	0.91	0.95
$r_y$	Taylor rule GDP gap	0.14	0.07	0.22	0.14	0.06	0.21	0.16	0.09	0.23	0.16	0.09	0.23
$r_{\Delta y}$	Taylor rule GDP gap growth	0.02	0.00	0.03	0.02	0.00	0.04	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00	0.02
$\alpha$	Share of capital	0.23	0.21	0.25	0.24	0.22	0.26	0.23	0.21	0.25	0.24	0.22	0.26
$\pi$	Steady state inflation	0.44	0.31	0.57	0.46	0.32	0.60	0.48	0.35	0.62	0.53	0.39	0.65
$100(\beta^{-1}-1)$	Discount factor	0.25	0.10	0.40	0.30	0.13	0.46	0.24	0.09	0.37	0.24	0.10	0.39
$\ln L^*$	Steady state hours	-0.15	-0.39	0.09	-0.13	-0.36	0.10	-0.11	-0.34	0.11	-0.03	-0.20	0.15
$g^z$	TFP trend	0.20	0.13	0.28	0.21	0.13	0.30	0.22	0.14	0.30	0.22	0.16	0.29
$g^v$	IST trend	0.48	0.40	0.56	0.47	0.40	0.54	0.48	0.39	0.55	0.49	0.41	0.58
$\rho_a$	Stationary TFP persistence	0.60	0.39	0.83	0.64	0.46	0.84	0.71	0.54	0.90	0.78	0.63	0.92
$\rho_z$	TFP growth persistence	0.75	0.57	0.94	0.82	0.69	0.95	0.58	0.30	0.86	0.69	0.49	0.90
$\rho_v$	IST growth persistence	0.09	0.02	0.16	0.09	0.02	0.16	0.09	0.01	0.15	0.08	0.02	0.14
$\rho_i$	MEI persistence	0.17	0.05	0.29	0.19	0.06	0.31	0.16	0.05	0.26	0.15	0.05	0.25
$\rho_b$	Preference persistence	0.73	0.42	0.98	0.66	0.31	0.98	0.65	0.33	0.97	0.72	0.43	0.98
$\rho_g$	Government spending persistence	0.99	0.97	1.00	0.98	0.97	1.00	0.99	0.98	1.00	0.99	0.97	1.00
$\rho_r$	Monetary policy persistence	0.17	0.05	0.28	0.18	0.05	0.30	0.17	0.04	0.28	0.14	0.02	0.24
$\rho_p$	Price markup persistence	0.80	0.67	0.94	0.75	0.60	0.91	0.81	0.69	0.94	0.77	0.63	0.91
$\rho_w$	Wage markup persistence	0.55	0.31	0.80	0.51	0.26	0.76	0.49	0.26	0.74	0.58	0.33	0.84
$\mu_p$	Price markup MA	0.53	0.30	0.77	0.47	0.22	0.71	0.55	0.32	0.78	0.52	0.30	0.75
$\mu_w$	Wage markup MA	0.53	0.23	0.92	0.45	0.17	0.72	0.51	0.23	0.90	0.57	0.30	0.82
$\sigma_a$	Stationary TFP std.dev.	2.37	1.92	2.79	2.50	2.07	2.94	2.29	1.87	2.73	2.51	2.08	2.93
$\sigma_z$	TFP growth std.dev.	0.52	0.18	0.86	0.44	0.16	0.73	0.81	0.30	1.37	0.61	0.22	0.98
$\sigma_v$	IST <sup>1)</sup> growth std.dev.	3.52	2.99	4.04	3.54	3.00	4.08	3.52	2.97	4.05	3.55	2.99	4.08
$\sigma_i$	MEI <sup>2)</sup> std.dev.	21.60	11.20	32.19	21.76	11.56	31.17	19.28	12.08	25.95	17.89	11.40	23.44
$\sigma_b$	Preference std.dev.	0.47	0.02	1.60	0.27	0.02	0.90	0.11	0.02	0.20	0.10	0.02	0.19
$\sigma_g$	Government spending std.dev.	0.59	0.50	0.68	0.60	0.51	0.69	0.58	0.50	0.67	0.60	0.51	0.69
$\sigma_r$	Monetary policy std.dev.	0.09	0.07	0.10	0.09	0.07	0.10	0.08	0.07	0.10	0.08	0.07	0.10
$\sigma_p$	Price markup std.dev.	0.52	0.41	0.64	0.51	0.39	0.62	0.53	0.41	0.65	0.53	0.40	0.65
$\sigma_w$	Wage markup std.dev.	2.27	1.77	2.77	2.27	1.76	2.75	2.25	1.77	2.73	2.38	1.88	2.87

노동탄력성의 역수  $\sigma_l$ 는 미국데이터보다 한국데이터에서 높게 나타나, 부의효과를 고려하지 않을 경우 임금의 변동에 대해 한국에서의 노동공급의 변동성이 작음을 알 수 있었다. 또한 MEI충격에 대한 지속성 계수  $\rho_i$ 와 관련하여 한국데이터의 값이 확연히 작은 반면 일시적인 MEI충격의 변동성은 높게 나타났다. 소비습관과 관련하여서는 분리성 및 비분리성 효용함수의 경우 모두 미국데이터와 비교하여 소비습관 파라미터의 값이 낮게 추정되었다.

### 3. 미국 및 한국데이터에 대한 각 모형의 충격반응

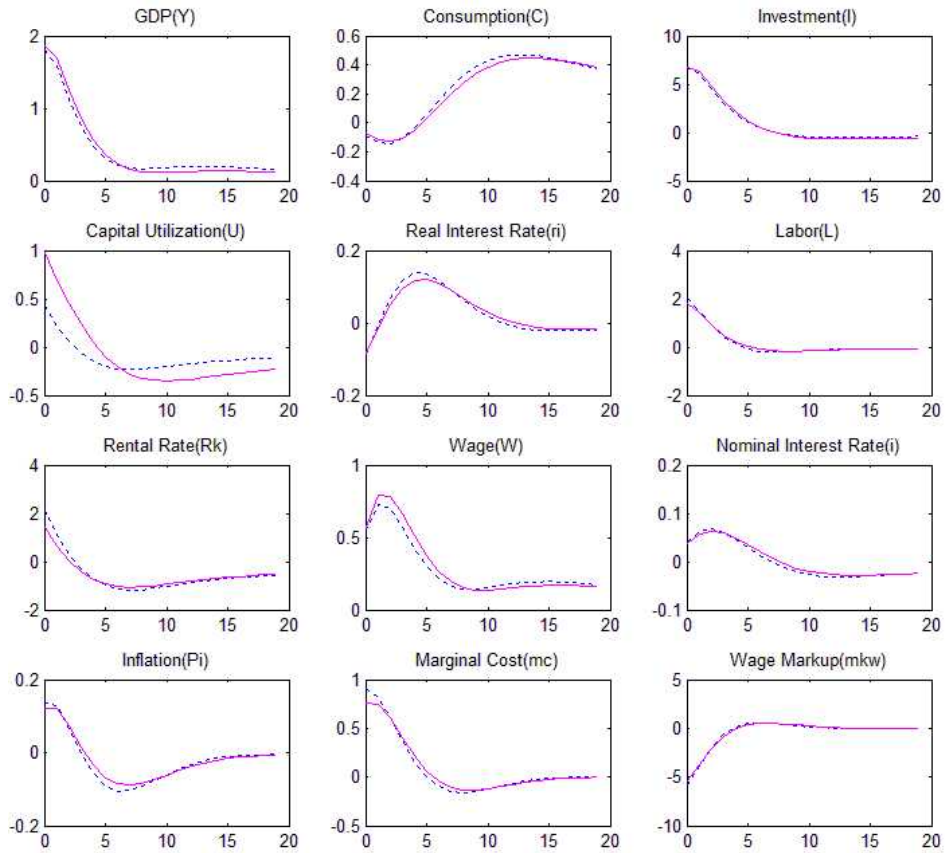
<Figure 1>과 <Figure 2>는 각각 미국데이터 및 한국데이터에 대한 분리성 효용함수의 투자한계효율충격 충격반응을 나타낸다. 그림과 같이 효용함수가 소비노동간 분리성일 때는 미국 및 한국의 경우 모두 자본가동률 조정비용의

<Figure 1> Impulse Responses to a MEI Shock with Separable Utility Function (Using U.S. Data)



Note: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.

<Figure 2> Impulse Responses to a MEI Shock with Separable Utility Function (Using Korea Data)

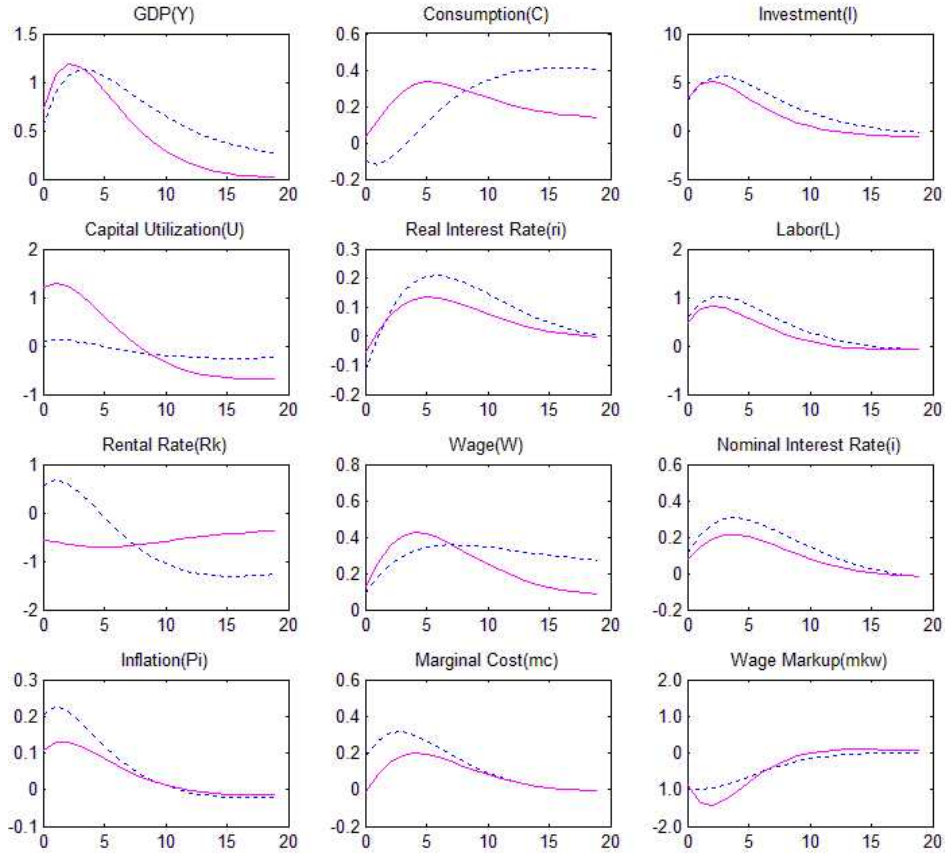


Note: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.

정의방식에 관계없이 소비충격반응이 음(-)으로 나타나는 것을 알 수 있다. 미국데이터와 한국데이터의 경우 충격반응의 낙타등모양(humped-shape) 형태가 미국데이터 쪽에서 상대적으로 더 뚜렷하게 나타나는 점을 제외하고는 충격반응의 양(+)과 음(-)은 동일한 부호로 나타나 투자한계효율충격에 대한 메커니즘은 국가 간 특성에 관계없이 유사함을 알 수 있다.

<Figure 3>과 <Figure 4>는 각각 미국데이터 및 한국데이터에 대한 비분리성 효용함수의 MEI충격 충격반응을 나타내는데, 분리성의 경우와 달리 이번에는 양(+)의 소비충격반응이 나타나게 됨을 확인할 수 있다. 미국데이터의 경우 효용함수가 비분리성이고 GHH방식인 경우, MEI충격에 대해 양(+)의 소비충격반응을 보였으며, CEE방식의 경우 음(-)의 소비충격반응이 나타났지만 효용함수가 분리성일 때와는 달리 아래로 볼록한 형태가 아니므로 분리성일 때 보다는 상대적으로 큰 소비충격반응이 나타났다고<sup>22)</sup> 할 수 있다. 한국데이터의 경우

〈Figure 3〉 Impulse Responses to a MEI Shock with Nonseparable Utility Function (Using U.S. Data)



Note: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.

효용함수가 비분리성이면 GHH방식 및 CEE방식 모두 양(+)의 소비충격반응을 보였으며, 미국의 경우와 달리 자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 소비충격반응에 차이가 나지 않는 특징을 보였다. 따라서 두 나라의 결과를 종합해보면, MEI충격에 대해 양(+)의 소비충격반응을 얻기 위해서는 우선 효용함수가 소비노동간 비분리성인 것이 필요조건이 됨을 알 수 있다.

효용함수의 비분리성이 양(+)의 소비충격반응을 만들어 내기 위한 필요조건임을 확인하기 위해 소비의 상승은 실질이자율의 하락을 통해 유발된다는 점에 착안하여 식 (34)의 채권( $B_t$ ) FOC식과 피셔방정식을 결합하여 식 (35)로 만들어 보면,

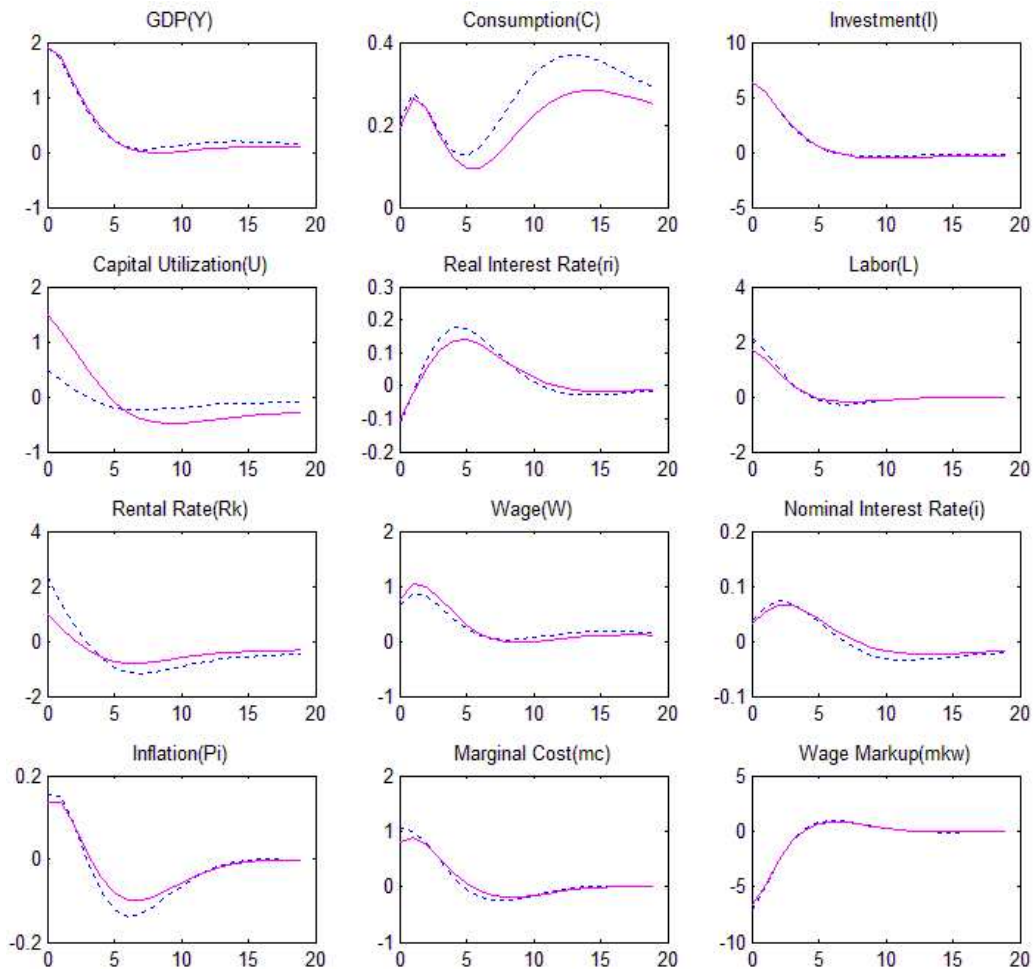
22) 효용함수가 분리성일 때에서 비분리성으로 바뀔 때, 소비노동간 보완성이 클수록( $\sigma_c$ 가 클수록) 소비충격반응은 아래로 볼록한 형태에서 위로 볼록한 형태로 바뀌고, 점진적으로 양(+)의 방향으로 상승한다.

$$\Lambda_t = \beta R_t E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}, \quad i_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (34)$$

$$\hat{r}_t = \hat{\Lambda}_t - E_t \hat{\Lambda}_{t+1} \quad (35)$$

실질이자율이 하락하기 위해서는  $t+1$ 기의 소비한계효용  $E_t \hat{\Lambda}_{t+1}$ 이  $t$ 기의 소비한계효용  $\hat{\Lambda}_t$ 보다 커야 함을 알 수 있다. 이 때 효용함수가 비분리성이면 증가된 노동을 통해 소비한계효용을 높이는 채널이 존재하여,  $\hat{\Lambda}_t < E_t \hat{\Lambda}_{t+1}$ 를 만족시키면서 노동을 통해 높아진 한계효용만큼 한계효용을 하락시킬 수 있는 여력이 발생한다. 따라서 소비한계효용하락을 가져오는 소비상승이 가능하게 된다.

〈Figure 4〉 Impulse Responses to a MEI Shock with Nonseparable Utility Function (Using Korea Data)



Note: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.

하지만 효용함수가 분리성인 경우, 노동이 한계효용을 높여주는 채널이 존재하지 않아, 한계효용하락을 가져오는 이유로  $\hat{\Lambda}_t < E_t \hat{\Lambda}_{t+1}$ 를 만족시키는 소비의 상승은 발생할 수 없게 된다. 이를 수식을 통해 확인해보면(계산의 편의를 위해 선호충격, 소비습관 및 추세는 일시적으로 없다고 가정),

$$\text{분리성효용함수} : \ln C_t - \chi \frac{L_t^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l}, \text{ 소비의 } FOC : \Lambda_t = C_t^{-1}, \text{ 로그근사화식} : \hat{\Lambda}_t = -\hat{C}_t \quad (36)$$

$$\text{비분리성효용함수} : \frac{(C_t - \chi L_t^{1+\sigma_l} X_t)^{1-\sigma_c} - 1}{1-\sigma_c}, X_t = C_t^\omega X_{t-1}^{1-\omega}$$

$$\text{i) } \omega=0 \text{ 일 때 (GHH선호): 효용함수} : \frac{(C_t - \chi L_t^{1+\sigma_l})^{1-\sigma_c} - 1}{1-\sigma_c}, \text{ 소비의 } FOC : \Lambda_t = (C_t - \chi L_t^{1+\sigma_l})^{-\sigma_c}$$

$$\text{로그근사화식} : \hat{\Lambda}_t = -\sigma_c \frac{C}{(C - \chi L^{1+\sigma_l})} \hat{C}_t + \sigma_c \frac{C \chi (1+\sigma_l) L^{1+\sigma_l}}{(C - \chi L^{1+\sigma_l})} \hat{L}_t$$

$$\text{ii) } \omega=1 \text{ 일 때 (KPR선호): 효용함수} : \frac{\{C_t(1 - \chi L_t^{1+\sigma_l})\}^{1-\sigma_c} - 1}{1-\sigma_c},$$

$$\text{소비의 } FOC : \Lambda_t = \{C_t(1 - \chi L_t^{1+\sigma_l})\}^{-\sigma_c} (1 - \chi L_t^{1+\sigma_l})$$

$$\text{로그근사화식} : \hat{\Lambda}_t = -\sigma_c \hat{C}_t + (\sigma_c - 1) \frac{C \chi (1+\sigma_l) L^{1+\sigma_l}}{(1 - \chi L^{1+\sigma_l})} \hat{L}_t \quad (\sigma_c > 1, \text{ 비분리성, 보완재})$$

iii)  $0 < \omega < 1$  일 때:  $\omega = 0, 1$  일 때 성립하고,  $0 < \omega < 1$ 에 대해 효용함수( $\sigma_c \neq 1$ )가 연속이므로, 성립

(37)

식 (36)과 같이 분리성 효용함수의 경우, 소비의 한계효용식은 노동이 배제된 소비만으로 구성되어,  $\hat{\Lambda}_t(C_t) < E_t \hat{\Lambda}_{t+1}(C_{t+1})$ 가 성립하기 위해서는  $\hat{C}_t > E_t \hat{C}_{t+1}$ 가 되어야 하고, 따라서 소비는 하락하게 된다. 반면, 비분리성 효용함수의 경우  $\omega$ 의 전 범위에 대해 소비의 한계효용식에 계수가 양(+)인 노동이 존재하여, 증가된 노동에 대해  $\hat{\Lambda}_t(C_t, L_t) < E_t \hat{\Lambda}_{t+1}(C_{t+1}, L_{t+1})$ 를 만족시키는 힘이 있으므로, 노동에 대한 힘을 초과하지 않으면서,  $\hat{C}_t < E_t \hat{C}_{t+1}$ 일 수 있는 여력이 존재하고, 따라서 소비는 상승하게 된다.

정리해보면, 양(+)의 MEI충격은 생산성이 높은 신자본 도입에 인센티브를 부여하고 기설치된 자본의 가치를 낮추게 된다. 이에 따라 기존자본의 대체비용이 낮아져 <Figure 1> ~ <Figure 4>에서 나타나는 바와 같이 효용함수의 비분리성 여부에 관계없이 자본가동률은 증가하고, 이는 노동수요를 상승시키게 되어 노동은 증가한다. 이 때 소비노동간 비분리성은 소비와 노동이 서로 보완



재가 되도록 하여( $U_{CL} > 0$  또는  $U_{LC} > 0$ <sup>23</sup>),  $\Lambda_t (= U_{c,t})$ , 증가된 노동이 소비의 한계효용  $U_C$ 를 높이도록 한다. 따라서 실질이자율이 하락하는 조건을 유지하는 선에서 증가된 노동이 소비한계효용을 높인 만큼 소비는 상승할 수 있게 된다. 이 때 소비노동간 보완정도가 클수록, 즉 비분리성이 높을수록( $\hat{L}_t$ 항의 계수  $\sigma_c$ 의 값이 클수록) 소비한계효용을 높이는 노동의 힘은 커지게 되고 따라서 소비의 증가폭은 커지게 된다. 반면 효용함수가 분리성인 경우, 증가된 노동이 한계효용을 높여주는 채널이 존재하지 않아 위의 메커니즘이 작동하지 않게 되어 <Figure 1>과 <Figure 2>와 같이 모든 경우에서 소비는 하락하게 된다. 따라서 미국경제와 한국경제에서 모두, 국가적 특성에 관계없이 공통적으로 소비의 공행성 문제가 해결되기 위해서는 효용함수가 반드시 소비노동간 비분리성이어야 함을 알 수 있다.

이제 효용함수가 소비노동간 비분리성이어야 하는 필요조건을 충족시켰을 때, 왜 미국과 한국의 MEI충격에 대한 소비충격반응에 차이가 나는지, 특히 자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 소비충격반응이 상이하게 나타나는 측면에서도 왜 차이가 나는지 분석해 본 결과, 소비습관의 정도에서 그 원인을 찾을 수 있었다. 소비습관은 그 정도가 클수록 소비충격반응에 대한 변동성을 낮추고 정도가 낮으면 변동성이 높아지도록 하는데, 따라서 양(+의) MEI충격이 가해질 때 효용함수의 비분리성이 충분할 경우, 소비습관의 정도가 높으면 소비변동성의 감소로 인하여 양(+의) 소비충격반응이 나타나기 어렵지만, 소비습관의 정도가 낮거나 소비습관이 모형에서 제외되면, 소비변동성이 감소하는 효과가 제거되어 양(+의) 소비충격반응이 나타나게 된다. 이를 소비의 FOC식을 통해 확인해보면(계산의 편의를 위해 추세는 일시적으로 없다고 가정),

23) 효용함수가 노동공급의 부의효과 전 구간을 포괄하는 것을 감안하여  $\omega$ 의 값에 따라 구분하면,

i)  $\omega=0$ 인 경우 :  $U_{CL} = -e_t^b(-\sigma_c)\{C_t - \chi L_t^{1+\sigma_i}\}^{-\sigma_c-1} \chi(1+\sigma_i)L_t^{\sigma_i} > 0$

ii)  $\omega=1$ 인 경우 :  $U_{CL} = -e_t^b C_t^{-\sigma_c}(1-\sigma_c)\{1 - \chi L_t^{1+\sigma_i}\}^{-\sigma_c} \chi(1+\sigma_i)L_t^{\sigma_i} > 0$

iii)  $0 < \omega < 1$ 인 경우 :  $U_{CL} = e_t^b \chi(1+\sigma_i)L_t^{\sigma_i} X_t \{C_t - \chi L_t^{1+\sigma_i} X_t\}^{-\sigma_c-1} (\sigma_c - \omega) \left\{ 1 - \omega \chi L_t^{1+\sigma_i} \frac{X_t}{C_t} \right\} > 0$

가 되어  $\sigma_c > 1$ 일 때, 항상  $U_{CL} > 0$  임을 알 수 있다.

$$\text{분리성일때 소비식} : \hat{\Lambda}_t = \frac{h}{(1-\beta h)(1-h)} \hat{C}_{t-1} - \frac{1+\beta h^2}{(1-\beta h)(1-h)} \hat{C}_t + \frac{\beta h}{(1-\beta h)(1-h)} \hat{C}_{t+1} \quad (38)$$

$$\begin{aligned} \text{비분리성}(\omega=0\text{일때})\text{소비식} : \hat{\Lambda}_t &= \frac{h\sigma_c C}{(1-\beta h)\{(1-h)C-\chi L^{1+\sigma_l}\}} \hat{C}_{t-1} - \frac{\sigma_c(1+\beta h^2)C}{(1-\beta h)\{(1-h)C-\chi L^{1+\sigma_l}\}} \hat{C}_t \\ &+ \frac{\beta h\sigma_c C}{(1-\beta h)\{(1-h)C-\chi L^{1+\sigma_l}\}} \hat{C}_{t+1} + f(L_t, L_{t+1}) \\ (\omega=1\text{일때})\text{소비식} : \hat{\Lambda}_t &= \frac{h\sigma_c}{(1-\beta h)(1-h)} \hat{C}_{t-1} - \frac{\sigma_c(1+\beta h^2)}{(1-\beta h)(1-h)} \hat{C}_t + \frac{\beta h\sigma_c}{(1-\beta h)(1-h)} \hat{C}_{t+1} + g(L_t, L_{t+1}) \end{aligned} \quad (39)$$

식 (38), (39)에서와 같이 소비습관이 모형에 포함되면, 소비습관이 제외된 식 (36), (37)과 달리 현재소비의 한계효용은 현재소비뿐만 아니라 과거 및 미래 소비에도 영향을 받게 되는데, 이 때 각 소비계수의 부호가 교차되는 이유로 가계의 기간 간 한계효용의 변동폭은 줄어들고, 이에 따라 소비변동폭 또한 줄어들게 된다. 따라서 효용함수의 소비노동간 비분리성을 통해 소비가 상승할 수 있는 조건이 되더라도 소비습관의 정도가 높으면 그 상승폭이 현저히 낮아지므로, 소비습관의 정도가 낮아야 MEI충격에 대해 양(+)의 충격반응을 얻을 가능성이 높아짐을 알 수 있다. 실제 미국데이터의 경우 효용함수가 비분리성일 때, 소비습관 파라미터가 CEE방식의 경우 0.75, GHH방식의 경우 0.73으로 높게 추정된 반면, 한국데이터의 경우 CEE방식이 0.53, GHH방식이 0.54로 낮게 추정되어, 자본가동률 조정비용의 정의방식에 관계없이 한국데이터에서는 CEE 방식 및 GHH방식 모두 양(+)의 소비충격반응이 나타난 것임을 알 수 있다.

양국간 소비습관의 정도차로 인해 자본가동률 조정비용 정의방식이 소비충격반응에 미치는 효과가 달라지는 점을 좀 더 확인해보고자, 미국데이터 및 한국데이터에 대한 로그한계우도값을 <Table 4>와 같이 비교해 보았다. 그 결과 미국데이터에서는 GHH방식으로 모형을 구현하였을 때 CEE방식보다 경기변동

<Table 4> The Log Marginal Likelihoods

U.S.		Korea	
CEE specification	GHH specification	CEE specification	GHH specification
-1492.6	-1458.6	-824.8	-823.3

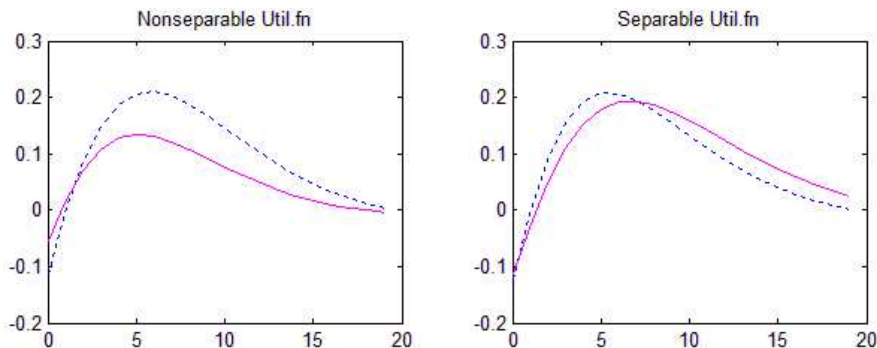
Note: 1) The utility function is nonseparable between consumption and labor.

에 대한 설명력이 확연히 높았으나 한국데이터의 경우 GHH방식과 CEE방식 간 설명력 차이가 미미한 것으로 나타나, 자본가동률 조정비용 정의방식에 따른 효과는 소비습관의 정도가 높은 미국의 경우에만 나타나는 것을 재차 확인할 수 있었다.

그렇다면 왜 소비습관의 정도가 높을 때만 자본가동률 조정비용 정의방식의 차이가 소비충격반응에 영향을 미치는가? 이 물음에 답하기 위해 우리는 다시 실질이자율과 소비의 관계에 주목하였고, 자본가동률 조정비용 정의방식에 따라 미래의 실질이자율 증가폭에 차이가 발생하는 것에서 그 원인을 찾을 수 있었다.

<Figure 5>는 MEI충격에 따른 실질이자율의 충격반응을 나타낸 것인데, 미국데이터에 대해 효용함수가 비분리성이고 소비습관이 높은 경우, CEE방식은 GHH방식보다 낮은 음(-)의 충격반응을 나타내며, 약 2기 이후의 실질이자율의 변동폭은 CEE방식이 GHH방식보다 확연하게 크을 알 수 있다. 앞서 언급한 바와 같이 양(+)의 MEI충격에 대해 실질이자율이 하락하면 효용함수가 비분리성인 경우 소비는 증가하는데, 두 방식 모두 실질이자율이 하락하므로 소비는 증가하려는 움직임을 갖게 된다. 하지만 약 2기 이후에는 두 방식 모두 실질이자율이 양(+)으로 전환되게 되고 CEE방식에 대한 미래의 실질이자율이 GHH방식보다 높게 형성되므로, 투자수익을 최대화 하고자 하는 가계는 더 많은 투자를 위해 CEE방식에서 미래소비를 더 축소시키게 된다. 이 때 소비습관의 정도가 높으면, 미래소비가 줄어드는 것에 대해 소비의 변동성을 줄이는 움직임이 발생하므로, 가계는 소비평활화를 위해 현재의 소비를 미리 낮추게 되고, CEE

<Figure 5> Impulse Responses of Real Interest Rate to a MEI Shock (U.S.)



Note: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.

방식에서 미래소비의 축소폭이 상대적으로 더 크므로, 현재소비도 상대적으로 더 낮아지게 된다. 따라서 소비습관으로 인한 소비의 하락작용과, 실질이자율 하락에 따른 소비의 상승작용이 경합하게 되고, 최종적인 소비충격반응은 두 작용 중 우세한 측면의 작용 쪽으로 정해지게 된다. 그러므로 소비습관의 정도가 높아야만 효용함수가 비분리성인 경우 자본가동률 조정비용 정의방식에 따른 소비충격반응에 차이가 발생하게 되고, 이때 GHH방식이 CEE방식보다 양(+ )의 소비충격반응을 만들어낼 가능성이 높아짐을 알 수 있다.

#### 4. 미국 및 한국데이터에 대한 각 모형의 분산분해

이번에는 기존의 연구결과와 마찬가지로 투자한계효율충격이 경기변동을 설명하는 중요한 요소인지 확인해보기 위해 <Table 5> ~ <Table 8>과 같이 미국 데이터 및 한국데이터 각각에 대한 CEE방식 및 GHH방식모형의 분산분해결과를 도출해 보았다. 그 결과 미국데이터 및 한국데이터 모두에서 투자한계효율이 매우 중요한 충격으로 나타남을 확인할 수 있었다. 미국데이터의 경우 특히 GDP증감률, 투자증감률, 명목이자율에 관해 50%가 넘는 설명력을 보이는 등 MEI충격의 비중이 매우 크게 나타났으며, 실물에서 GHH방식모형일 때의 MEI충격의 설명력이 CEE방식일 때의 설명력보다 전체적으로 크게 나타났다. 이는 GHH방식의 자본가동률식에는 CEE방식과 달리 토빈  $Q$ 값<sup>24)</sup>이 포함되어, 양(+ )의 MEI충격에 대해 자본가동률을 더욱 증폭시키는 채널이 존재하여 상대적으로 높아지는 생산, 투자<sup>25)</sup> 등을 통해 MEI충격의 비중이 높아지기 때문이다. MEI충격이 경기변동을 설명하는데 있어 매우 중요한 충격임과 동시에 임금마크업 충격이 노동 및 임금증감률을 상당부분 설명하는 점 등은 우리의 분산분해 결과가 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010), Khan and Tsoukalas (2011, 2012) 등의 결과와 일관성이 있음을 보여준다.

24) 기설치 된 자본 한 단위의 가치로 정의되는데, CEE방식의 경우 자본가동률식이  $\hat{u}_t = \frac{a'(1)}{a(1)} \hat{r}_t^k$  로 나타나 토빈  $Q$ 값이 포함되지 않는 반면, GHH방식에서는  $\hat{u}_t = \frac{\delta'(1)}{\delta(1)} (\hat{r}_t^k - \hat{Q}_t)$  로 나타나 토빈  $Q$ 값이 포함된다.

25) 소비증감률의 경우 MEI충격의 설명력이 CEE방식보다 GHH방식에서 낮게 나타나고 있는데, 이는 분산분해 정의상 충격의 단기 및 장기요소가 결합되어 표시되는 가운데 <Figure 3>에서 볼 수 있는 바와 같이 CEE방식에서 장기요소의 변동폭이 단기요소(시작시점에서의 변동성)보다 높기 때문인 것으로 판단된다. 전체구간의 변동폭(그래프의 최고점-최저점)은 GHH방식의 경우 약 0.35, CEE방식의 경우 약 0.5로 CEE방식에서 더 높게 나타났다.

〈Table 5〉 Variance Decomposition for CEE Specification (U.S.)  
(When Utility Function is Nonseparable<sup>26</sup>)

Observable Variables	Technological shocks				Non-technological shocks					Total	
	$\epsilon^a$	$\epsilon^z$	$\epsilon^i$	$\epsilon^v$	$\epsilon^b$	$\epsilon^g$	$\epsilon^r$	$\epsilon^p$	$\epsilon^w$	Tech.	Non-tech.
GDP growth	5.00	24.75	41.82	0.96	6.28	7.87	2.57	3.44	7.32	72.53	27.48
Consumption growth	2.41	34.90	9.15	0.57	39.28	1.76	1.09	1.08	9.76	47.03	52.97
Investment growth	4.64	8.15	76.22	1.21	1.06	0.13	2.05	3.41	3.12	90.22	9.77
Hours	0.99	0.83	19.51	0.26	0.56	5.17	0.76	5.03	66.88	21.59	78.40
Wage growth	3.93	37.52	4.02	0.28	0.74	0.09	1.08	21.16	31.18	45.75	54.25
Interest rate	3.98	2.76	69.91	1.08	1.90	0.80	5.36	2.12	12.10	77.73	22.28
Inflation	4.10	3.44	42.35	0.46	1.18	0.44	6.62	12.65	28.77	50.35	49.66
RPI growth	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00

〈Table 6〉 Variance Decomposition for GHH Specification (U.S.)  
(When Utility Function is Nonseparable)

Observable Variables	Technological shocks				Non-technological shocks					Total	
	$\epsilon^a$	$\epsilon^z$	$\epsilon^i$	$\epsilon^v$	$\epsilon^b$	$\epsilon^g$	$\epsilon^r$	$\epsilon^p$	$\epsilon^w$	Tech.	Non-tech.
GDP growth	4.61	12.36	57.93	1.11	6.40	6.89	1.66	3.23	5.80	76.01	23.98
Consumption growth	2.67	29.05	5.07	0.27	44.36	1.76	2.17	2.08	12.56	37.06	62.93
Investment growth	4.03	2.89	86.61	1.42	0.18	0.07	0.78	2.43	1.60	94.95	5.06
Hours	1.26	0.67	14.40	0.43	0.54	4.06	0.83	5.30	72.52	16.76	83.25
Wage growth	4.10	30.49	9.60	0.78	0.79	0.08	0.84	24.84	28.49	44.97	55.04
Interest rate	8.69	3.17	51.01	1.43	1.44	1.52	7.37	5.34	20.03	64.30	35.70
Inflation	6.28	2.82	20.63	0.49	0.53	0.57	5.75	21.84	41.10	30.22	69.79
RPI growth	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00

한국데이터의 경우에도 미국데이터와 마찬가지로 GDP증감률 및 투자증감률에 대한 설명력이 50%를 초과하며, 노동시간에 대한 설명력도 30%를 상회하는 등 투자한계효율충격이 경기변동을 설명하는 주요충격으로 나타났다. 다만 미국데이터의 경우와 달리 명목변수(명목이자율 및 인플레이션)에 대한 설명력이 현저히 낮아져 한국데이터에서 MEI충격은 주로 실물변수에 파급효과가 큰 것을 알 수 있었다.

26) 각국의 분리성 효용함수에 대한 분산분해결과는 지면공간의 제약으로 수록하지 않았으며, 분리성 효용함수의 경우에도 비분리성 효용함수와 유사한 수준으로 투자한계효율충격의 설명력이 매우 높음이 확인되었다.

〈Table 7〉 Variance Decomposition for CEE Specification (Korea)  
(When Utility Function is Nonseparable)

Observable Variables	Technological shocks				Non-technological shocks					Total	
	$\epsilon^a$	$\epsilon^z$	$\epsilon^i$	$\epsilon^v$	$\epsilon^b$	$\epsilon^g$	$\epsilon^r$	$\epsilon^p$	$\epsilon^w$	Tech.	Non-tech.
GDP growth	12.68	6.60	63.60	5.77	0.00	2.67	2.39	5.85	0.43	88.65	11.34
Consumption growth	16.30	41.55	7.78	7.50	0.04	10.01	8.41	7.29	1.12	73.13	26.87
Investment growth	9.15	0.71	76.78	8.80	0.00	0.01	0.65	3.73	0.18	95.44	4.57
Hours	25.30	1.88	32.84	5.72	0.00	11.19	2.65	19.29	1.12	65.74	34.25
Wage growth	6.91	5.31	9.50	2.46	0.00	0.12	1.59	31.09	43.01	24.18	75.81
Interest rate	14.43	8.62	7.29	54.46	0.00	2.54	2.16	9.94	0.56	84.80	15.20
Inflation	20.95	2.11	9.36	14.81	0.00	0.33	7.80	41.93	2.70	47.23	52.76
RPI growth	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00

〈Table 8〉 Variance Decomposition for GHG Specification (Korea)  
(When Utility Function is Nonseparable)

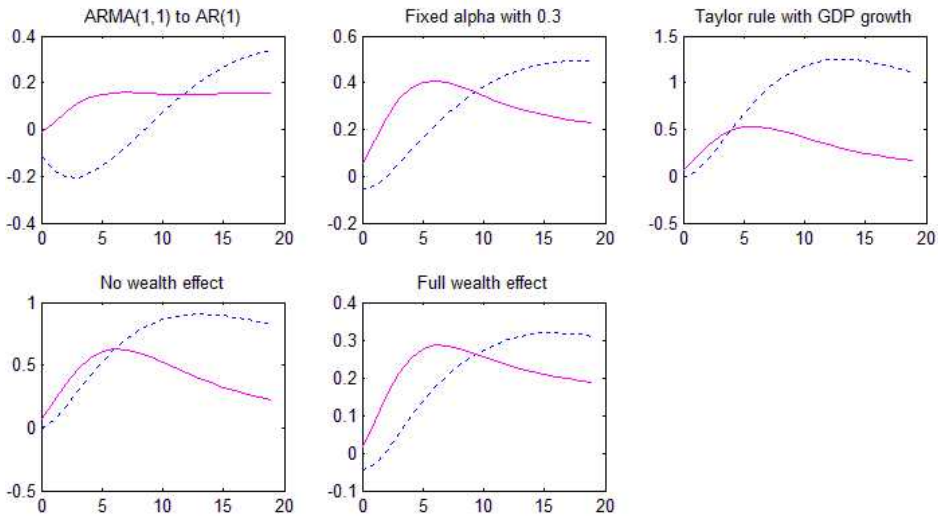
Observable Variables	Technological shocks				Non-technological shocks					Total	
	$\epsilon^a$	$\epsilon^z$	$\epsilon^i$	$\epsilon^v$	$\epsilon^b$	$\epsilon^g$	$\epsilon^r$	$\epsilon^p$	$\epsilon^w$	Tech.	Non-tech.
GDP growth	14.79	6.10	59.59	7.42	0.00	2.68	2.50	6.47	0.44	87.90	12.09
Consumption growth	16.15	46.55	6.79	3.13	0.04	9.21	8.03	8.57	1.52	72.62	27.37
Investment growth	11.96	0.74	71.70	9.98	0.00	0.01	0.96	4.49	0.16	94.38	5.62
Hours	23.75	1.71	30.64	10.04	0.00	12.52	3.30	15.54	2.50	66.14	33.86
Wage growth	8.53	5.31	11.55	3.99	0.00	0.17	2.24	26.92	41.30	29.38	70.63
Interest rate	16.69	7.89	6.29	52.62	0.00	3.80	2.48	9.67	0.56	83.49	16.51
Inflation	16.95	1.43	6.43	11.16	0.00	0.43	8.12	52.92	2.56	35.97	64.03
RPI growth	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00

## IV. 강건성 점검

### 1. 다양한 모형구성에 대한 강건성

지금까지 도출된 결과가 다양한 조건의 모형구성에 관계없이 일관성을 유지하는지 알아보기 위한 강건성 점검을 실시하였다. Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010)을 참고하여 가격 및 임금마크업 충격에 대해 ARMA(1,1)에서 MA요소를 제외한 AR(1)으로 수정하여 추정해 보고, 본문에서 추정된 생산함수 내 자본비중이 0.17~0.20으로 낮게 추정된 점을 감안하여 이 값을 0.3으로 고정시킨 후 모형을 추정해보았다. 또한 테일러준칙에서 GDP갭부분을 제외한 경우에 대해 모형을 추정해 보았으며, 노동공급 부의효과를 제외하였을 때와 포화상태일 때 각각에 대해 모형을 추정하였다.

〈Figure 6〉 Consumption Impulse Responses to a MEI Shock (U.S.)  
(For Various Restricted Models)



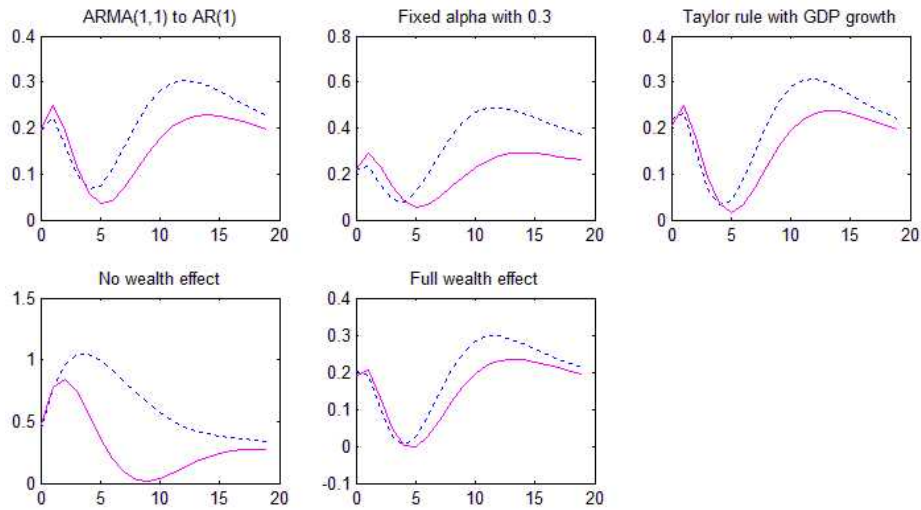
- Notes: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.  
 2) MA components are calibrated to 0.0 in ARMA(1,1).  
 3)  $\alpha$  is calibrated to 0.3.  
 4)  $\omega$  is calibrated to 0.0001 for no wealth effect and to 1.0 for full wealth effect.  
 5) Taylor rule responds to observable output growth instead of the output gap.

그 결과 <Figure 6>에서 확인할 수 있는 것과 같이 미국데이터에 대해 효용 함수가 비분리성이고 소비습관을 포함하였을 때, GHH방식으로 모형을 구현할 경우 모든 경우<sup>27)</sup>에 대해 양(+)<sup>27)</sup>의 소비충격반응을 얻을 수 있는 등 CEE방식보다 항상 높은 소비충격반응을 얻을 수 있음을 확인할 수 있었다. 이 때 소비습관 파라미터는 모두 0.7~0.8로 추정되어 미국데이터의 경우 소비습관의 정도가 높게 형성됨을 재차 확인할 수 있었다. CEE방식의 경우 음(-)의 충격반응을 나타내거나 양(+)<sup>27)</sup>의 충격반응을 보이더라도 거의 원점에 가깝게 나타나는 등 항상 GHH방식보다 소비충격반응이 낮게 나타났다.

<Figure 7>과 같이 한국데이터에 대해서도 동일한 강건성 점검을 실시한 결과, 모든 경우에 대해 본문에서 도출한 결과와 동일한 결과가 나타남을 확인할 수 있었다. 미국의 경우와 달리 한국데이터에서는 소비습관 파라미터가 모두 0.5~0.6으로 낮게 추정되어, 자본가동률 조정비용 정의방식에 관계없이 GHH방식 및 CEE방식 모두에서 양(+)<sup>27)</sup>의 소비충격반응이 나타남을 확인할 수 있었다.

27) ARMA(1,1)을 AR(1)으로 대체하였을 때 GHH방식으로 모형을 구현할 경우 거의 원점에 가까운 (0.0023) 양(+)<sup>27)</sup>의 충격반응을 얻을 수 있었다.

〈Figure 7〉 Consumption Impulse Responses to a MEI Shock (Korea)  
(For Various Restricted Models)



- Notes: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.  
 2) MA components are calibrated to 0.0 in ARMA(1,1).  
 3)  $\alpha$  is calibrated to 0.3.  
 4)  $\omega$  is calibrated to 0.0001 for no wealth effect and to 1.0 for full wealth effect.  
 5) Taylor rule responds to observable output growth instead of the output gap.

또한 미국데이터 및 한국데이터에서 모두, 어떤 조건의 경우에 대해서도 효용함수를 분리성으로 구현할 경우 음(-)의 충격반응만이 나타나<sup>28)</sup>, 소비의 공행성 문제가 해결되기 위해서는 효용함수가 반드시 소비노동간 비분리성이어야 함을 다시 확인할 수 있었다.

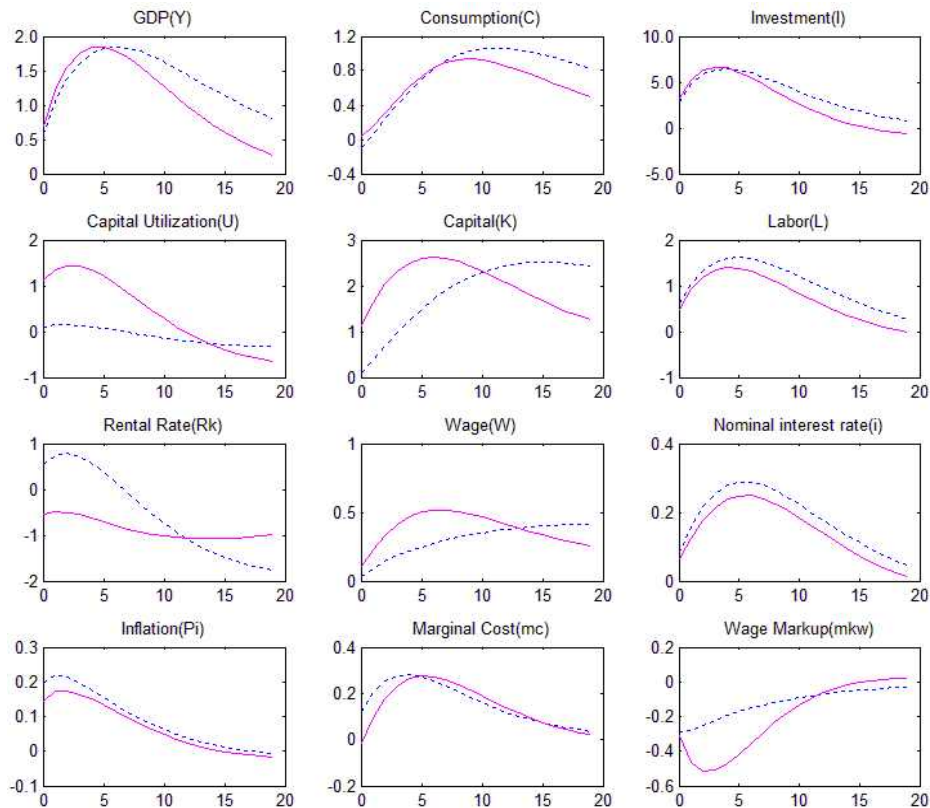
## 2. 데이터 기간에 대한 강건성

이번에는 도출된 결과가 관측변수데이터의 기간에 관계없이 일관성을 유지하는지 확인하기 위해 데이터기간을 최근까지 연장한 후 결과를 비교해 보았다. 본문에서는 주요 관련 논문인 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010) 및 Khan and Tsoukalas (2011)와 산출 결과 및 통계량의 정합성 등을 비교해 보기 위해 미국데이터에 대한 데이터 기간을 1954:3~2004:4로 동일하게 하였다. 하지만 이 경우 최근의 경기변동성, 특히 변화가 심했던 2007~2008년 글로벌 금융위기 상황을 반영하지 않아, 동 기간을 포함할 경우 도출된 결과가 상이하게 나타날 가능성이 있다. 따라서 우리는 관측변수 데이터의 기간을 최근까지 (1954:3~2016:1) 연장하여 앞선 결과가 동일하게 나타나는지 확인해 보았다.

28) 지면공간의 제약으로 인해 효용함수가 분리성일 때의 소비충격반응은 별도로 표시하지 않았다.



〈Figure 8〉 Impulse Responses to a MEI Shock (U.S.)  
(With Extended Data and Nonseparable Utility Function)



Note: 1) Solid line is for GHH specification and dotted line is for CEE specification.

그 결과 <Figure 8>에서 볼 수 있는 바와 같이 효용함수가 비분리성이고 소비 습관을 모형에 포함시켜 추정할 경우, GHH방식은 양(+)<sup>1)</sup>의 소비충격반응을 나타내고 CEE방식은 음(-)<sup>2)</sup>의 충격반응이 나타나, 3장의 도출결과와 일치함을 알 수 있었다. 또한 효용함수가 분리성이면, 자본가동률 조정비용의 정의방식에 관계없이 항상 음(-)<sup>3)</sup>의 소비충격반응이 나타나는 점도 동일함을 확인할 수 있었다. 한국데이터의 경우 데이터 기간이 상대적으로 짧고, 최근의 자료까지 반영되어 별도로 강건성 점검을 실시하지 않았다.

## V. 결론

본 논문에서는 투자한계효율(MEI)충격에 대한 소비의 공행성 문제가 해결될 수 있는 조건에 대해 알아보고 도출한 조건을 미국 및 한국경제에 적용해 보았다. 그 결과 국가적 특성에 관계없이 소비의 공행성 문제가 해결되기 위해서는

효용함수가 반드시 소비노동간 비분리성이어야 한다는 사실을 알 수 있었다. 그리고 소비습관의 정도에 따라 자본가동률 조정비용 정의방식이 소비충격반응에 미치는 영향이 달라지는 것을 알 수 있었는데, 소비습관의 정도가 높은 미국의 경우 자본가동률 조정비용 정의방식을 GHH방식으로 구현해야만 양(+)의 소비충격반응을 얻을 수 있는 반면, 소비습관의 정도가 낮은 한국의 경우 자본가동률 조정비용 정의방식에 관계없이 CEE 및 GHH방식 모두 양(+)의 소비충격반응이 나타남을 확인할 수 있었다. 또한 미국의 경우와 마찬가지로 우리나라에서도 투자한계효율충격은 경기변동을 설명하는데 중요한 요소임을 알 수 있었다.

마지막으로 투자한계효율충격이 미국 및 한국의 경기변동의 중요한 동인(driving force)이라는 본 논문의 결론은 중앙은행의 통화정책에 대해 중요한 시사점이 있다고 판단된다. 기존의 최적통화정책 연구에서는 투자한계효율충격에 대해서 중앙은행이 여러 거시변수 간에 어떠한 상충관계에 직면하게 되는지 최적의 통화정책은 어떤 형태로 나타나는지에 대한 연구는 이루어지지 않고 있는 상황이다. 이전 연구에서는 주로 중립적 기술충격, 가격 및 임금의 마크업(markup) 충격에 대한 최적의 통화정책 도출 및 그것을 실현할 수 있는 정책적 수단에 대해서만 다루어졌다. 따라서 앞으로의 연구는 투자한계효율충격의 경기변동에서의 중요성에 비추어 볼 때 이러한 충격에 대한 최적의 통화정책을 분석하고 그것을 달성가능하게 하는 통화정책 수단을 탐색하는 방향으로 진행되어야 할 것이다. 이러한 투자한계효율충격에 대한 최적통화정책 연구는 향후 연구과제로 남겨두고 후속 논문에서 본격적으로 다루고자 한다.

## 〈참고문헌〉

- 김광환·이창기(2016), “가변자본가동률 조정비용은 DSGE모형에서 어떻게 구현되어야 하는가?” mimeo
- An, S., and F. Schorfheide (2007), “Bayesian Analysis of DSGE Models,” *Econometric Reviews*, Vol. 26, pp. 113-172.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans (2005), “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, Vol. 113, pp. 1-45.
- Erceg, C., D. Henderson, and A. Levin (2000), “Optimal Monetary Policy with Staggered Wages and Price Contracts,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, pp. 281-313.
- Fisher, J. (2006), “The Dynamic Effects of Neutral and Investment Specific Technology Shocks,” *Journal of Political Economy*, Vol. 114(3), pp. 413-451.
- Fuhrer, J. C. (2000), “Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models,” *American Economic Review*, Vol. 90(3), pp. 367-390.
- Furlanetto, F., and M. Seneca (2010), “Investment-specific Technology Shocks and Consumption,” Norges Bank Working Paper, 2010/30.
- Geweke, J. (1999), “Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models : Inference, Development and Communication,” *Econometric Reviews*, Vol. 18, pp. 1-73.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and G. Huffman (1988), “Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle,” *American Economic Review*, Vol. 78, pp. 402-417.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell (2000), “The Role of Investment-specific Technological Change in the Business Cycle,” *European Economic Review*, Vol. 44, pp. 91-115.
- Jaimovich, N., and S. Rebelo (2009), “Can News about the Future Drive the Business Cycle?” *American Economic Review*, Vol. 91, pp. 778-794.
- Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti (2010), “Investment Shocks and Business Cycles,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57, pp. 132-145.
- Justiniano, A., G. Primiceri, and A. Tambalotti (2011), “Investment Shocks and the Relative Price of Investment,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 14, pp. 101-121.
- Khan, H., and J. Tsoukalas (2011), “Investment Shocks and the Comovement Problem,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 35, pp. 115-130.
- Khan, H., and J. Tsoukalas (2012), “The Quantitative Importance of News Shocks in Estimated DSGE Models,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 44(8), pp. 1535-1561.

- Kiley, M. T. (2007), "Habit Persistence, Non-Separability between Consumption and Leisure, or Rule-of-Thumb Consumers: Which Accounts for the Predictability of Consumption Growth," FEDS Working Paper No. 2007-48
- Kim, K. H., and M. Katayama (2013), "Non-separability and Sectoral Comovement in a Sticky Price Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 37(9), pp. 1715-1735.
- King, R., C. Plosser, and S. Rebelo (1988), "Production, Growth, and Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, pp. 195-232.
- Monacelli, T., and R. Perotti (2009), "Fiscal Policy, Wealth Effects, and Markups," NBER Working Paper, 14584.
- Rotemberg, J. J. (1982), "Sticky Prices in the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, pp. 1187-1211.
- Rotemberg, J. J., and M. Woodford (1995), "Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets," *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Chap. 9, pp. 243-293.
- Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe (2012), "What's News in Business Cycle?" *Econometrica*, Vol. 80(6), pp. 2733-2764.
- Smets, F., and R. Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, pp. 1123-1175.
- Smets, F., and R. Wouters (2007), "Shocks and Frictions in the US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, Vol. 97, pp. 586-606.
- Woodford, M. (2003) "Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy," *Princeton University Press*.

# Marginal Efficiency of Investment (MEI) Shock and Comovement of Consumption

Kwang Hwan Kim<sup>\*</sup>, Chang-kee Lee<sup>\*\*</sup>

This paper seeks to resolve the consumption comovement problem in DSGE models: Consumption falls after a positive marginal efficiency of investment (MEI) shock, whereas other major economic variables such as GDP, investment, and labor rise. We perform a Bayesian estimation of the standard medium-scale DSGE model augmented with Jaimovich and Rebelo (2009) utility function and habit formation using U.S. and Korean data. We find that nonseparability between consumption and labor in the utility function is an essential element to resolve the comovement problem in both U.S. and Korean economy. The strength of habit formation in turn affects the ability of different specifications of introducing variable capital utilization to resolve the comovement problem. Finally, MEI shock is a most important driver of Korean business cycles as it is in U.S. economy.

JEL classification: E22, E32, E52

Key Words: Marginal efficiency of investment (MEI) shock, Nonseparability, Capital utilization, Consumption habit, Comovement of consumption

---

<sup>\*</sup> Corresponding Author, Associate Professor, School of Economics, Yonsei University  
(E-mail: kimkh01@yonsei.ac.kr, Tel: +82-2-2123-6568)

<sup>\*\*</sup> The Bank of Korea & Ph.D Candidate, School of Economics, Yonsei University  
(E-mail: owons23@bok.or.kr, Fax: +82-2-393-1158)