

How the capital utilization adjustment cost should be implemented in DSGE model?

Kwang Hwan Kim and Chang-kee Lee *

Abstract Variable capital utilization is an important element in recent DSGE models. To allow capital utilization to respond to shocks, the cost of varying utilization is modelled in terms of either accelerated depreciation of capital (Greenwood et al., 1988) or foregone consumption (Christiano et al., 2005). We perform a Bayesian estimation of the standard medium-scale DSGE model augmented with news shocks to examine which specification is supported by the data. The former exhibits a superior fit with the data relative to the latter. We show that it is attributable to the fact that the former explains better the properties of nominal variables, such as inflation and nominal interest rates.

Keywords capital utilization, marginal efficiency of investment(MEI) shock, business cycles, nominal variables

JEL Classification E22, E32, E52

*Corresponding author(K.H.Kim). Tel.: +82 2 2123 6568. FAX : + 82 2 393 1158, E-mail : kimkh01@yonsei.ac.kr, owons23@bok.or.kr(C.K.Lee).

가변자본가동률 조정비용은 DSGE 모형에서 어떻게 구현되어야 하는가?

김광환, 이창기 *

Abstract 본 논문에서는 가변자본가동률(variable capital utilization rate) 조정비용을 정의하는 두 가지 방식 중 어느 방식이 경기변동을 더욱 잘 설명하는지 분석해보고자 한다. 이를 위해 여러 마찰들(frictions)과 당기(contemporaneous) 및 뉴스(news) 충격들을 동시에 포함하고 있는 DSGE 모형에 대해 베이지안 추정을 실시한다. 분석 결과, GHH방식으로 자본가동률 조정비용을 정의한 모형이 CEE방식으로 정의한 모형에 비해 항상 경기변동을 잘 설명한다는 것을 알 수 있었다. 이는 주로 GHH방식 모형이 명목변수(명목이자율, 인플레이션)를 실제데이터에 보다 근접하도록 설명해주는데 기인하였다.

Keywords 가변자본가동률 조정비용, 당기 투자한계효율충격, 경기변동 설명력, 명목변수

JEL Classification E22, E32, E52

*교신저자(김광환, 연세대학교 상경대학 경제학부 부교수). Tel.: +82 2 2123 6568. FAX : + 82 2 393 1158, E-mail : kimkh01@yonsei.ac.kr, owons23@bok.or.kr(이창기, 연세대학교 경제학부 박사과정).

1. 서론

최근 경기변동에 관한 연구들에서 가변자본가동률은 다양한 충격들의 확산 메커니즘을 설명하는데 있어 매우 중요하고 필수적이라고 알려져 있다. Burnside and Eichenbaum(1996)는 가변자본가동률이 TFP 충격의 영향을 상당한 수준으로 높이고 확산시켜 모형이 실제 데이터의 관측된 변동성을 보다 잘 설명하게 해준다고 하였다. Greenwood, Hercowitz, and Huffman (1988)은 투자의 한계효율(marginal efficiency of investment, 이하 “MEI”)충격이 경기변동에 중요한 역할을 하기 위해서는 내생적인 가변자본가동률이 모형에 반드시 포함되어야 함을 보였다. 또한 Jaimovich and Rebelo (2009)는 모형이 뉴스 충격에 따른 확산 메커니즘을 가지기 위해서는 투자조정비용(adjustment cost to investment) 및 노동공급의 약단기성 부의 효과(weak short-run wealth effect on the labor supply)와 함께 가변자본가동률을 필수적으로 포함하여야 한다고 하였다. 인플레이션 관성(inertia)과 생산량의 지속성을 설명해주는 모형을 제공한 Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) 역시 적절한 명목 경직성과 더불어 가변자본가동률이 모형의 핵심 요소가 된다고 하였다.

이와 같이 경기변동을 설명하는데 매우 중요한 가변자본변동률을 모형에 포함시킬 경우 자본변동률에 대한 조정비용도 수반되어야 하는데 이 비용은 모형에서 두 가지 방식으로 구현되어지고 있다. 하나는 CEE(Christiano, Eichenbaum, and Evans)방식으로 일컬어지는, 조정비용을 가계예산제약식내에서의 손실로 정의하고 소비재 단위로 표현하는 방식이며,

다른 하나는 GHH(Greenwood, Hercowitz, and Huffman)방식으로, 조정비용을 자본축적식(capital accumulation equation) 내에서 자본가동률에 대한 감가상각함수(capital depreciation function)로 표현하는 방식이다. DSGE 모형들은 두 방식 중 한 가지를 선택하여 동 조정비용을 구현하고 있는데, 어떤 방식을 선택하는 것이 경기변동을 설명하는데 더욱 적합한지 아직 제시된 바가 없는 실정이어서 두 방식이 두루 채택되고 있다¹. 따라서 우리는 두 방식 중 어떤 방식으로 조정비용을 구현하는 것이 모형을 더욱 실증적으로 타당하게 만들고 실제데이터를 잘 설명하는지 비교분석해 보고자 하며, 이는 향후 타 모형에서 가변자본가동률 조정비용을 정의할 때 유의미한 참고자료가 될 것이다. 특히 세계 주요 중앙은행들이 경기변동분석을 위해 가변자본가동률을 포함한 DSGE모형을 활용하고 있다는 점에 비추었을 때, 동 분석결과는 중앙은행이

¹ Christiano, Eichenbaum, and Evans(2001,2005), Smets and Wouters(2003,2007), Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2010,2011)는 가변자본가동률 조정비용을 CEE방식으로 나타내었고, Jaimovich and Rebelo(2009), Schmitt-grohe and Uribe(2012), Katayama and Kim(2014)은 GHH 방식으로 구현하였다.

보다 정확한 통화정책을 입안하고 모형의 적합성을 높이는데 큰 기여를 할 것으로 예상된다.

우리는 Smets and Wouters (2003, 2007), Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2010, 2011) and Khan and Tsoukalas (2011, 2012)에 기반한 중규모 DSGE 모형을 구현하였다. 가계, 노동조합, 최종재 생산기업, 중간재 생산기업, 통화당국의 5가지 개체들로 모형을 구성하였으며, 9가지²의 당기충격을 포함시켰다. 통화정책 충격을 제외한 각 충격들은 각각 4기전(4 quarters ahead) 및 8기전 뉴스 충격을 갖도록 하였다. 특히 경기변동을 설명하는데 있어 뉴스 충격의 중요도가 높다고 서술한 많은 논문들³ 중 가변자본가동률을 뉴스충격 확산 메커니즘의 필수요소로 설명한 Jaimovich and Rebelo(2009)의 경우 가변자본가동률 조정비용을 GHH방식으로 정의한 바 있다. 따라서 우리는 동조정비용이 CEE방식으로 정의되면 뉴스충격이 경기변동을 설명하는 메커니즘이 달라지지는 않는지, 또 설명력은 어떻게 달라지는지 확인해 보기 위해 뉴스충격을 모형에 포함시켰다.

CEE 및 GHH방식 각각에 대해 모형을 구현한 후 두 모형의 차이점들을 분석해본 결과, GHH방식으로 가변자본가동률 조정비용을 정의하는 모형이 CEE방식의 모형에 비해 항상 경기변동을 잘 설명하는 것을 알 수 있었다. 경기변동 설명력의 척도로 사용되는 로그한계우도(log marginal likelihoods)값⁴을 두 방식 간 비교하였을 때, GHH모형이 CEE모형보다 상당히 우세하게 나타나 도출된 결과를 뒷받침하였다. GHH모형은 특히 명목이자율과 인플레이션의 변동성, 이들 명목변수와 GDP증감률사이의 상관계수를 실제데이터의 해당 통계량과 거의 일치시켜 명목변수를 잘 설명하는 것으로 나타났다. 반면 CEE모형으로 구현하였을 경우, 명목변수에 대한 변동성이 다소 과장되게 나타나고, 명목변수와 GDP증감률사이에 음(-)의 상관관계가 있는 실제데이터의 방향성을 반영하지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 GHH모형이 CEE방식보다 경기변동을 잘 설명하는 것은 명목변수를 보다 잘 설명하는데 따름을 알 수

²중규모 DSGE모형에서 보편적으로 고려되는 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.

³Beaudry and Portier(2006), Jaimovich and Rebelo(2009), Schmitt-Grohe and Uribe(2012) 등에서는 뉴스충격의 설명력이 당기충격의 설명력보다 크거나 그게 버금가는 것으로 나타났다.

⁴Geweke(1999)에서 소개된 수정조화평균추정량(modified harmonic mean estimator)에 의해 계산되는 값으로써, 모형이 실제데이터를 적합(fitting)시키는 정도를 나타낸다.

있었다. 한편 가변자본가동률 조정비용의 정의방식은 뉴스충격의 확산 메커니즘에 거의 영향을 미치지 않았으며, CEE방식 및 GHH방식 모두 뉴스충격에 대해 거의 동일한 수준의 설명력과 충격반응을 나타내었다.

GHH모형이 CEE모형보다 명목변수를 더 잘 설명하는 이유를 알아보기 위해 분산분해를 실시한 결과, 당기 투자한계효율(MEI)충격과 임금마크업 뉴스충격이 명목변수에 대해 큰 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 다만 임금마크업 뉴스충격은 두 모형의 선택에 관계없이 거의 동일한 설명력을 보여, 두 모형 간 설명력 차이는 주로 당기 MEI충격에 대한 파급경로의 차이에 기인한다는 것을 알 수 있었다. 특히 CEE방식의 경우 자본임대비용이 MEI충격에 대해 양(+)의 충격반응을 나타낸 반면, GHH방식의 경우 음(-)의 충격반응을 나타내어 결정적인 차이를 보였다. 이는 가변자본가동률 조정비용 정의방식의 차이로 인해 GHH모형에서의 자본가동률은 기설치된 자본 가치(Tobin's marginal q)의 변화에 영향을 받기 때문이다. 양(+)의 MEI충격에 대해 GHH모형의 자본가동률 충격반응이 CEE모형에 비해 확연히 크게 나타나고⁵, 상대적으로 높은 자본가동률은 상대적으로 높은 실효자본⁶을 동반한다. 이에 따라 실효자본대 노동비율도 상대적으로 커져서 실효자본대 노동비율의 반대급부인 자본임대비용의 하락을 유발하는 것이다. 한편 한계비용은 자본임대비용 및 임금으로 구성되므로, CEE모형에서의 자본임대비용의 상대적 증가는 한계비용의 상대적 증가를 가져온다. 이는 한계비용들의 합으로 구성된 인플레이션의 상대적 상승을 유발하며, 인플레이션의 상승은 명목금리 규칙에 의해 명목금리의 상대적 상승을 유발한다. 따라서 CEE모형에서는 한계비용, 인플레이션, 명목이자율의 충격반응이 GHH모형에서보다 높게 나타나 명목변수에 대한 변동성이 과장되게 나타난다. 또한 당기 MEI충격에 대해 GDP증감률은 양(+)인 상태에서, 상대적으로 낮은 GHH모형의 충격반응은 GDP증감률과 명목변수간 음(-)의 상관관계가 있는 실제데이터의 속성을 보다 잘 반영하게 된다.

도출한 결과의 신뢰성을 확보하기 위해 우리는 다각적인 강건성 점검(robustness check)을 실시하였다. 우선 다양한 모형⁷의 구성에 대해 CEE방식 및 GHH방식으로 구현한 후 두 방식이 실제데이터를 얼마나 잘 설명하는지 비교

⁵양(+)의 MEI충격은 상대적으로 생산성이 높은 신자본(new capital)을 도입하는데 인센티브를 부여하고 기설치된 자본의 가치를 낮추게 된다. 이에 따라 자본가동률은 상승하여 기존 자본의 감가상각(depreciation)을 더욱 가속화시킨다.

⁶실효자본은 자본가동률과 물리적자본의 곱으로 정의된다.

⁷가격 및 임금이 신축적인 경우, 가격 경직성만 제외한 경우, 임금 경직성만 제외한 경우, 내적 습관이 없는 경우, 노동공급의 단기성 부의효과가 없거나 포화상태인 경우, 투자조정비용이 없는 경우, 뉴스충격이 없는 경우의 8가지로 모형의 마찰요인을 달리하여 보고, 각 경우에 대해 해당통계량을 비교하였다.

해 보고 특히 명목변수를 얼마나 실제데이터에 근접시키는지 알아보았다. 그 결과 모든 경우에 대해 GHH방식모형의 로그한계우도값이 CEE방식모형의 로그한계우도값보다 크게 나타나 GHH모형이 항상 CEE모형보다 경기변동을 잘 설명하고 있음을 알 수 있었다. GHH방식을 채택할 경우 명목변수(명목이자율, 인플레이션)와 GDP증감률간의 상관계수가 실제데이터의 상관계수에 항상 더 근접하는 것으로 나타나 두 방식의 설명력 차이는 근본적으로 명목변수에 대한 설명력 차이에 기인하는 것을 확인할 수 있었다. 또한 관측변수데이터의 기간에 관계없이 도출된 결과가 일관성을 유지하는지 알아보기 위해 데이터기간을 글로벌 금융위기 상황이 포함된 최근까지 연장한 후 두 모형에 대한 추정결과를 비교해 보았다. 그 결과 여전히 GHH모형의 로그한계우도값이 CEE모형보다 크게 나타나고 명목변수를 더 잘 설명하는 것으로 나타나, 앞선 결과가 경기변동성의 크기 및 기간에 관계없이 일관성을 유지함을 알 수 있었다.

DSGE모형에서 자본가동률 조정비용이 어떤 방식으로 정의되어야 설명력 높은 모형을 구현할 수 있는지 우리의 논문에서 처음 분석하였지만, Khan and Tsoukalas(2011)는 예외적으로 두 방식간의 차이점을 지엽적으로 언급한 바가 있다. 하지만 Khan and Tsoukalas(2011)는 단순히 두 방식의 로그한계우도값만 제시하는데 그쳐, 다음과 같이 우리의 논문과 큰 차이를 보인다. 첫째, 우리 논문은 CEE모형 및 GHH모형의 로그한계우도값 뿐만 아니라 두 방식간 결과의 차이가 나타나는 근본적인 원인을 면밀히 분석하고 관련 충격들의 확산경로를 명확히 기술하였다. 둘째, 모형의 설명력을 상당수준 높이는(Fuhrer(2000), Kiley(2007)) 소비의 내적습관(internal habit) 및 뉴스충격도 모형에 포함하여, 보다 일반적인 DSGE모형에 대한 비교분석결과를 얻고자 하였다. 셋째, 모형내 다양한 마찰요인의 구성에 관계없이 두 방식간 설명력의 차이가 일관적으로 나타남을 보여, 동 결과를 다른 모형에도 적용할 수 있도록 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 CEE 및 GHH방식을 채택한 DSGE 모형들을 각각 설명하고 뉴스충격이 DSGE모형에 어떻게 포함되는지 간략히 설명한다. 3장에서는 본 논문에 사용된 베이지안 추정 방법론과 데이터에 대해 설명하고 모형비교, 충격반응, 분산분해 등과 같은 결과를 통해 가변자본가동률 조정비용을 정의하는 방식이 경기변동을 설명하는데 있어 어떤 영향을 미치는지 분석한다. 4장에서는 결론을 제시하며 본 논문을 마친다.

2. 모 형

가변자본가동률 조정비용을 정의하는 방법에 따라 모형의 설명력이 어떻게 달라지는지 알아보기 위해 우리는 Smets and Wouters(2003, 2007), Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010,2011) 및 Khan and Tsoukalas (2010,2011)모형에 기반한 중규모 DSGE 모형을 도입하였다. 그리고 CEE방식과 GHH방식으로 각각 모형을 구현한 후 그 결과를 비교해 보았다. 두 모형은 기본적으로 동일한 구조를 가지고 있으며 단지 가게 예산 제약식, 자본 축적식, 총자원 제약식에서만 차이를 갖는다. 우리는 두 모형의 공통된 부분들을 소개하면서 차이점이 있을 때 별도로 그것을 서술하도록 한다. 모형에는 다수의 실질 및 명목 마찰들이 포함되며, 9개의 당기 충격들과 16개의 뉴스 충격들⁸이 포함된다. 또한 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2011)에 소개된 투자 상대가격도 모형에 포함된다. 두 모형은 공히 가게, 노동조합, 최종재 생산기업, 중간재 생산기업, 통화당국의 5가지 개체들로 구성된다. 그들의 최적화 문제들 및 마찰들, 확률과정식들(shock processes)에 대한 설명은 각 절에서 자세히 언급된다.

2.1. 가 계

각 경제는 $j \in (0, 1)$ 로 연동되는 개별 가게의 연속체로 구성되어 있다고 가정한다. 각 가게는 재화와 서비스를 소비하고 차별화된 j 타입의 노동을 노동시장에 독점적으로 제공한다. 또한 실효자본을 기업에 임대해주고 투자활동을 하며 자본가동률을 결정한다. 가게 j 는 다음의 효용함수⁹ (1)을 극대화하게 되는데, 여기서 X_t 는 (2)와 같이 현재의 소비수준과 과거의 소비수준에 대한 기하평균을 나타낸다.

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

where

$$X_t = (C_t - hC_{t-1})^\omega X_{t-1}^{1-\omega} \quad (2)$$

⁸가변자본가동률이 투자조정비용 및 노동공급의 약단기성 부의효과와 함께 뉴스충격의 확산 메커니즘을 발생시키는 필수요소라는 점(Jaimovich and Rebelo(2009))을 감안하여 가변자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 뉴스충격의 설명력과 경기변동을 설명하는 메커니즘이 어떻게 달라지는지 확인하기 위해 뉴스충격을 모형에 포함하였다.

⁹Jaimovich and Rebelo(2009)논문에서 소개된 효용함수로, 단기노동공급의 부의 효과를 함수내에 파라미터화하였다.

파라미터 $\beta \in (0, 1)$ 는 할인율을 나타내며 ε_t^b 는 상호독립적이고 동일한 분포를 가진(independent and identically distributed, 이하 “i.i.d”) 정규오차항 η_t^b 와 함께 $\ln \varepsilon_t^b = \rho_b \ln \varepsilon_{t-1}^b + \eta_t^b$ 의 AR(1) 확률과정을 따르는 선호충격(preference shock)이다. C_t 는 소비, h 는 내적 습관(internal habit)을 나타내는 파라미터이며, $\chi > 0$ 는 효용함수중 노동의 비효용(disutility)에 대한 비중을 의미하고 $L_t(j)$ 는 가계 j 에 특화된 노동공급을 나타낸다. 소비에는 개별 가계를 나타내는 j 를 생략할 수 있는데 이는 상태조건부 증권(state-contingent securities)의 존재로 인하여 균형상태에서 모든 가계의 소비와 자산 보유가 동일해지기 때문이다(Erceg, Henderson, and Levin(2000)). σ_c 는 기간간 대체탄력성을, σ_l 는 노동공급탄력성을, $\omega \in [0, 1]$ 는 노동공급의 부의 효과를 각각 결정하는 변수이다. 내적 습관이 포함되지 않고($h = 0$) 노동공급의 부의 효과가 포화상태이면($\omega = 1$), 그 선호는 King, Plosser, and Rebelo(1988, 이하 “KPR”)의 선호와 동일해진다. 반면 내적 습관이 포함되지 않고($h = 0$) 노동공급의 부의 효과가 없는 상태이면($\omega = 0$), 그 선호는 Greenwood, Hercowitz, and Huffman(1988, 이하 “GHH”)의 선호와 동일해진다. 따라서 X_t 는 이 모형의 선호가 경기변동 이론에서 가장 널리 사용되는 두 선호(KPR, GHH)를 포괄하게 해준다.

임금은 경직적이라고 가정하는데 임금경직성은 Rotemberg(1982)방식을 적용하여 가계의 예산식내 2차함수 형태의 조정비용으로 나타낸다. CEE방식 모형의 예산제약식은 다음과 같다.

$$C_t + V_t^{-1}I_t + \frac{B_t}{R_t P_t} - T_t \leq \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t(j)L_t(j)}{P_t} + \frac{R_t^k u_t \bar{K}_{t-1}}{P_t} - a(u_t) \bar{K}_{t-1} V_t^{-1} - \frac{\Phi_w}{2} \left(\frac{W_t(j)}{\Pi^w W_{t-1}(j)} - 1 \right)^2 \frac{W_t}{P_t} + \frac{Q_t(j)}{P_t} + \frac{Div_t}{P_t} \quad (3)$$

여기서 Φ_w 는 임금경직성을 나타내는 임금의 Rotemberg(1982)파라미터이다. CEE모형에서 자본가동률 조정비용 함수는 $a(u_t)$ 로 예산제약식내에 포함되는 반면, GHH모형에서는 자본가동률 조정비용 함수가 예산제약식내에 포함되지 않으며, 예산제약식은 다음과 같다.

$$C_t + V_t^{-1}I_t + \frac{B_t}{R_t P_t} - T_t \leq \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{W_t(j)L_t(j)}{P_t} + \frac{R_t^k u_t \bar{K}_{t-1}}{P_t} - \frac{\Phi_w}{2} \left(\frac{W_t(j)}{\Pi^w W_{t-1}(j)} - 1 \right)^2 \frac{W_t}{P_t} + \frac{Q_t(j)}{P_t} + \frac{Div_t}{P_t} \quad (4)$$

여기서 P_t 는 소비 한단위의 가격, I_t 는 투자, $V_t^{-1} = \frac{P_t}{P_t}$ 는 투자의 상대가격을 소비의 단위로 나타내며, P_t 는 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2011)에서 기술된 것과 같이 투자재 한단위의 가격을 의미한다. B_t 는 정부채권 보유, R_t 는 총명목금리를 나타내며, T_t 는 정액세, $W_t(j)$ 는 j 타입 노동의 임금을 의미한다. R_t^k 는 명목자본임대비용을, u_t 는 식 (5)와 같이 물적자본($\bar{K}_t$)을 실효자본(K_t)으로 전환해주는 자본가동률을 나타낸다.

$$K_t = u_t \bar{K}_{t-1} \quad (5)$$

$a(u_t)$ 는 자본가동률의 함수로 정의되는데, 정상상태(steady state)에서는 $u = 1$, $a(1) = 0$ 이 되어 자본가동률에 대한 탄력성은 $\psi \equiv \frac{a''(1)}{a'(1)}$ 이 된다. $Q_t(j)$ 는 상태 조건부 증권 보유에 따르는 가계 j 의 순현금유입을 의미하고, Div_t 는 기업의 소유권으로부터 얻는 이익분배금이다.

CEE모형 및 GHH모형의 자본축적식은 각각 (6), (7)과 같다.

$$\bar{K}_t = (1 - \delta)\bar{K}_{t-1} + \varepsilon_t^i \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] I_t \quad (6)$$

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

CEE모형에서는 감가상각률이 상수 δ 로 정의가 되어 있는 반면, GHH모형에서는 자본가동률의 함수 $\delta(u_t)$ 로 정의된다. 이 때 감가상각함수는 자본가동률에 대해 볼록함수, 즉 $\delta'(u_t) > 0$, $\delta''(u_t) \geq 0$ 라고 가정되는데, 이는 자본가동률이 높을수록 감가상각은 가속화되며 따라서 자본가동비용이 더 빠르게 증가함을 의미한다. ε_t^i 는 투자한계효율(marginal efficiency of investment, 이하 “MEI”)충격을 의미하는데, 다음과 같은 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln \varepsilon_t^i = \rho_i \ln \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \quad \text{where } \eta_t^i \text{ i.i.d } N(0, \sigma_i^2) \quad (8)$$

함수 S 는 Christiano, Eichenbaum, and Evans(2005)에 소개된 바와 같이 투자조정비용을 나타내는데, 정상상태에서는 $S = S' = 0$ 및 $S'' > 0$ 이라고 가정한다. 각 가계는 서로 다른 임금에 대해 고유의 노동력을 독점적으로 공급한다. 이 때 상태조건부 증권의 존재는 균형상태에서 모든 가계가 동일한 부의 한계효용을 가지게 하여, 모든 가계가 동일한 소비를 하고 동일한 자산을 보유하도록 만든다. 이는 우리가 소비, 물적자본, 투자, 정부채권 보유변수에서 가계 인덱스 j 를 제거해도 무방함을 의미한다.

2.2. 노동조합

각 가계는 차별화된 노동 $L_t(j)$ 의 독점적 공급자가 된다. 이 때 다수의 경쟁적 고용대행기관들은 가계들의 특화된 노동들을 식 (9)에 의해 총노동(aggregate labor input) L_t 로 결합한다고 가정한다(Erceg, Henderson, and Levin (2000)).

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t(j)^{\frac{1}{1+\varepsilon_t^w}} dj \right]^{1+\varepsilon_t^w} \quad (9)$$

여기서 ε_t^w 는 시변적인(time-varying) 임금 마크업을 나타낸다.

우리는 ε_t^w 이 다음 식 (10)과 같이 ARMA(1,1) 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln(1 + \varepsilon_t^w) = (1 - \rho_w) \ln(1 + \varepsilon^w) + \rho_w \ln(1 + \varepsilon_{t-1}^w) + \eta_t^w - \mu_w \eta_{t-1}^w \quad (10)$$

where η_t^w 는 $i.i.d N(0, \sigma_w^2)$. 고용대행기관들의 이윤극대화 문제를 풀면 식 (11)을 얻을 수 있으며, (여기서 $W_t(j)$ 는 가계 j 가 고용대행기관으로부터 받는 임금)

$$L_t(j) = \left(\frac{W_t(j)}{W_t} \right)^{-\frac{1+\varepsilon_t^w}{\varepsilon_t^w}} L_t \quad (11)$$

중간재 생산기업에 의한 총노동공급에 대한 임금은 식 (12)와 같다.

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t(j)^{-\frac{1}{\varepsilon_t^w}} dj \right]^{-\varepsilon_t^w} \quad (12)$$

또한 가계는 식 (13)의 임금연동식(wage indexation rule)에 따라 자신들의 임금을 갱신하게 된다고 가정한다.

$$W_t(j) = W_{t-1}(j) \left(\pi_{t-1} \exp^{g_{t-1}^z + \frac{\alpha}{1-\alpha} g_{t-1}^v} \right)^{\varsigma_w} \left(\pi \exp^{g_t^z + \frac{\alpha}{1-\alpha} g_t^v} \right)^{1-\varsigma_w} \quad (13)$$

여기서 $0 \leq \varsigma_w \leq 1$ 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 정상상태에서의 g_t^z 및 g_t^v 의 값들을 의미한다. g_t^z 및 g_t^v 에 대한 확률과정은 2.4절에서 자세히 소개한다.

2.3. 최종재 생산기업

우리는 독점적경쟁기업의 연속체($0 \leq m \leq 1$)로부터 공급된 중간재 $Y_t(m)$ 들을 합성하여 최종재 Y_t 를 만드는 완전경쟁 기업을 생각한다. 최종재 생산기업의 생산기술은 다음과 같이 정의된다.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(m)^{\frac{1}{1+\varepsilon_t^p}} dm \right]^{1+\varepsilon_t^p} \quad (14)$$

여기서 ε_t^p 는 시변적인 가격 마크업을 나타낸다. 최종재 생산기업들은 최종재 가격 P_t 와 중간재 가격 $P_t(m)$ 을 주어진 것으로 간주하며 ε_t^p 는 식 (15)와 같이 외생적으로 ARMA(1,1) 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln(1 + \varepsilon_t^p) = (1 - \rho_p) \ln(1 + \varepsilon^p) + \rho_p \ln(1 + \varepsilon_{t-1}^p) + \eta_t^p - \mu_p \eta_{t-1}^p \quad (15)$$

where η_t^p 는 $i.i.d N(0, \sigma_p^2)$. 최종재 생산기업의 이윤극대화 문제를 풀면 식 (16)의 중간재 수요함수를 얻을 수 있으며,

$$Y_t(m) = \left(\frac{P_t(m)}{P_t} \right)^{-\frac{1+\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p}} Y_t \quad (16)$$

최종재 가격은 다음과 같이 도출된다.

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(m)^{-\frac{1}{\varepsilon_t^p}} dm \right]^{-\varepsilon_t^p} \quad (17)$$

2.4. 중간재 생산기업

각 중간재 기업들은 다음과 같은 생산함수에 따라 중간재 m 을 생산한다.

$$Y_t(m) = \begin{cases} (\varepsilon_t^a)^{1-\alpha} K_t(m)^\alpha \{Z_t L_t(m)\}^{1-\alpha} - V_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} Z_t F & \text{if } (\varepsilon_t^a)^{1-\alpha} K_t(m)^\alpha \{Z_t L_t(m)\}^{1-\alpha} \geq V_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} Z_t F \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (18)$$

여기서 $K_t(m)$ 및 $L_t(m)$ 은 m 번째 중간재를 생산하기 위해 m 중간재 생산기업이

고용하는 실효자본 및 노동을 의미한다. ε_t^a 는 정상적 중립기술충격(stationary neutral TFP shock)을 의미하며 식 (19)와 같이 AR(1) 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln \varepsilon_t^a = \rho_a \ln \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \quad \text{where } \eta_t^a \text{ i.i.d } N(0, \sigma_a^2) \quad (19)$$

Z_t 는 비정상적 중립기술충격(nonstationary neutral TFP shock)을 의미하는데, 식 (20)과 같이 임의보행(random walk) 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln Z_t = \ln Z_{t-1} + g_t^z \quad (20)$$

Z_t 의 증가율 g_t^z 는 식 (21)과 같이 AR(1) 확률과정을 따르는데

$$g_t^z = \rho_z g_{t-1}^z + (1 - \rho_z) g_z + \eta_t^z \quad \text{where } \eta_t^z \text{ i.i.d } N(0, \sigma_z^2) \quad (21)$$

이는 기술수준이 비정상적임(nonstationary)을 의미한다. V_t 는 비정상적인 투자고유기술충격(nonstationary investment specific technology(IST) shock)을 의미하며 Z_t 와 유사하게 (22)의 임의보행 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln V_t = \ln V_{t-1} + g_t^v \quad (22)$$

V_t 의 증가율 g_t^v 역시 식 (23)과 같이 AR(1) 확률과정을 따르며

$$g_t^v = \rho_v g_{t-1}^v + (1 - \rho_v) g_v + \eta_t^v \quad \text{where } \eta_t^v \text{ i.i.d } N(0, \sigma_v^2) \quad (23)$$

역시 기술수준이 비정상적임을 의미한다. 식 (18)에서 F 는 정상상태에서의 이윤이 0이 되도록 정해지는 생산의 고정비용을 나타낸다(Rotemberg and Woodford(1995) and CEE (2005)). 이 때 균형성장경로(balanced growth path)를 보장하기 위해 합성기술충격과정(composite technological process) $V_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} Z_t$ 가 고정비용 F 에 곱해진다. 기업들은 임금의 경우와 같이 식(24)의 가격연동식(price indexation rule)에 따라 가격을 갱신한다고 가정한다.

$$P_t(m) = P_{t-1}(m) \pi_{t-1}^{\zeta_p} \pi^{1-\zeta_p} \quad (24)$$

여기서 π 는 총인플레이션 $\frac{P_t}{P_{t-1}}$ 를 의미하며, π 는 정상상태에서의 총 인플레이션을, $0 \leq \zeta_p \leq 1$ 는 가격연동 파라미터를 나타낸다. 중간재 생산기업은 Rotemberg방식의 가격조정비용함수형태로 임금경직성을 갖는다고 가정한다. $\tilde{P}_t(m)$ 가 기업 미래이윤의 현재할인가치를 극대화시킴으로서 얻는 최적화 가격이라

고 하면, 이 가격은 중간재수요함수식 (16)과 중간재투입비용최소화의 문제를 조건으로 하여 다음의 식 (25)를 풀어서 얻게 된다.

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

여기서 Λ_t 는 가계예산식과 결합하는 라그랑지안승수(Lagrangian multiplier)를 나타내는데, 이는 가계 명목소득의 한계효용을 의미한다. $MC_t(m)$ 은 명목 한계비용이며, Φ_p 는 가격경직성을 나타내는 Rotemberg파라미터이다.

2.5. 통화당국

통화정책당국은 명목금리를 Smets and Wouters (2007)에 나온 바와 같이 다음의 규칙(taylor rule)에 따라 정한다.

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{r_{\pi}} \left(\frac{X_t^{GDP}}{X_t^{GDP*}} \right)^{r_y} \right]^{1-\rho} \left[\frac{X_t^{GDP}}{X_{t-1}^{GDP}} \right]^{r_{\Delta y}} \varepsilon_t^r \quad (26)$$

여기서 X_t^{GDP} 는 $X_t^{GDP} = C_t + I_t + G_t$ 인 국내총생산(GDP)을 나타내며, R 은 정상상태에서의 명목금리 수준을 나타낸다. CEE모형에서는 다음의 식 (27)과 같이 총자원 제약식에서 정의된 국내총생산을 X_t^{GDP} 로 사용할 수 있다.

$$X_t^{GDP} = Y_t - a(u_t) \bar{K}_{t-1} = C_t + I_t + G_t \quad (27)$$

반면에 GHH모형의 경우 (28)의 총자원 제약식에 자본가동비용 $a(u_t)$ 을 포함하지 않으므로 Y_t 를 GDP로 동일하게 사용할 수 있다.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (28)$$

식 (26)에서 ρ 는 명목금리규칙에서 금리평활(interest rate smoothing)의 정도를 나타내는 파라미터이며, 명목금리는 전기(t-1)의 명목금리와 정상상태 명목금리와의 차이, 인플레이션과 정상상태 인플레이션과의 차이, GDP갭 $\left(\frac{X_t^{GDP}}{X_t^{GDP*}} \right)^{10}$ 의 수준 및 성장률에 반응한다. 정책파라미터 r_{π} , r_y , 및 $r_{\Delta y}$ 는 각각 명목금리가 인플레이션, GDP갭 수준, GDP갭 증감률에 반응하는 정도를 결정한다.

¹⁰ 신축모형가정하의 GDP수준과 실제 GDP수준 간의 차이를 의미한다.(Woodford, 2003)

ε_t^r 는 통화정책충격(monetary policy shock)으로, *i.i.d*인 다음의 확률과정을 따른다.

$$\ln \varepsilon_t^r = \eta_t^r \quad \text{where } \eta_t^r \text{ i.i.d } N(0, \sigma_r^2) \quad (29)$$

재정정책(fiscal policy)은 완전 리카르디안 방식(fully Ricardian)을 따른다고 가정한다. 정부는 매기마다 단기국채(short term bonds)를 발행함으로써 예산 적자(budget deficit)를 충당하게 되며, 재정지출 G_t 는 식 (30)과 같이 매기 시변적인(time-varying) 생산량의 일정부분만큼 외생적으로 변화한다고 가정한다.

$$G_t = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon_t^g}\right) Y_t \quad (30)$$

여기서 ε_t^g 는 정부지출충격으로서 (31)의 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln \varepsilon_t^g = (1 - \rho_g) \ln \varepsilon^g + \rho_g \ln \varepsilon_{t-1}^g + \eta_t^g \quad \text{where } \eta_t^g \text{ i.i.d } N(0, \sigma_g^2) \quad (31)$$

2.6. 뉴스충격

각 모델은 다음과 같이 9가지 외생적 충격을 포함하는데 정상적 중립 TFP 충격, 비정상적 중립 TFP충격, 정상적 투자한계효율충격, 비정상적 투자고유 기술충격, 선호충격, 가격마크업 충격, 임금마크업 충격, 정부지출충격 및 통화정책충격이 그것이다. 통화정책충격을 제외하고 각 충격은 Schmitt-grohe and Uribe (2012)논문에서 나온 것처럼 당기충격 및 뉴스충격을 동시에 갖는다고 가정한다. 따라서 각 충격들의 구조는 식 (32)와 같이 표현될 수 있다.

$$\varepsilon_{x,t} = \varepsilon_{x,t}^0 + \varepsilon_{x,t-1}^1 + \varepsilon_{x,t-2}^2 + \varepsilon_{x,t-3}^3 + \varepsilon_{x,t-4}^4 + \dots \quad (\varepsilon_x = \eta^a, \eta^z, \eta^i, \eta^v, \eta^b, \eta^p, \eta^w, \eta^g) \quad (32)$$

여기서 $\varepsilon_{x,t-k}^s$ ($k = 0, 1, 2, \dots$, $s = 0, 1, 2, \dots$)는 $\varepsilon_{x,t}$ 에 대한 k 기 선행충격(k -period anticipated shock)이 s 기가 지난후에 실제 반영됨을 의미한다. 예를 들어 $\varepsilon_{x,t-2}^2$ 는 t 기에 $\varepsilon_{x,t}$ 의 변화가 실제로 반영되지만 경제주체들은 $t-2$ 기에 해당변수 변화에 대한 정보를 미리 얻을 수 있음을 의미한다. 우리는 $\varepsilon_{x,t}^k$ 가 정규분포 $N(0, \sigma_x^k)$ 를 따르고 시간과 예측공간선(anticipation horizons)에 대해 상관관계가 없다고 가정한다. 다시 말하면 $E\varepsilon_{x,t}^k \varepsilon_{x,t-l}^j = 0$ for $k, j = 0, 1, 2, \dots$ and $l > 0$ 이고 $E\varepsilon_{x,t}^k \varepsilon_{x,t}^j = 0$ if $k \neq j$ 이며, $E\varepsilon_{x,t} = 0$ and $E\varepsilon_{x,t} \varepsilon_{x,t-l} = 0$ for $l > 0$ 임을 의미한다. 이 개념들은 경제주체들이 미래예측적(forward looking)이고, 사전정

보를 바탕으로 다양한 시점에서 $\varepsilon_{x,t}^k$ 의 값을 예측할 수 있다는 가정을 기반으로 만들어진다. 이 개념들과 함께 우리는 매기의 뉴스충격들이 충격확률과정에 각각 독립적으로 더해지고 개별 뉴스충격들의 분포들은 근본적으로 서로 동일하며 단지 시점의 차이만큼 평행이동한 것이라고 가정한다. 과정의 단순화를 위해 충격확률과정이 4기 및 8기 선행뉴스충격만 포함된다고 가정하였으며, 이는 선행연구논문 Schmitt-grohe and Uribe(2012), Khan and Tsoukalas(2012)에서 이미 적용된 방법이다. 예를 들어 정상적 및 비정상적 중립 TFP 충격에 관한 확률과정식은 각각 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$\ln \varepsilon_t^a = \rho_a \ln \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^{a,0} + \eta_{t-4}^{a,4} + \eta_{t-8}^{a,8} \quad (33)$$

$$\ln V_t = \ln V_{t-1} + g_t^v \quad (34)$$

$$g_t^v = \rho_v g_{t-1}^v + (1 - \rho_v) g_v + \eta_t^{v,0} + \eta_{t-4}^{v,4} + \eta_{t-8}^{v,8} \quad (35)$$

3. 추정 및 결과 분석

우리는 An and Schorfheide(2007)논문에 나온 기법을 바탕으로 모형 파라미터들에 대해 베이저안 추정을 실시하였다. 이 방법은 최근 DSGE모형분석에 보편적으로 쓰이고 있는 방법론이다. 이 추정 절차들을 수행하기 위해 우리는 Dynare program¹¹을 사용하였다.

3.1. 방법론

우선 모형변수들의 추세를 제거하고, 제거된 변수들에 대해 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 생산, 소비, 투자, 임금, 노동시간, 인플레이션, 명목 금리 및 투자의 상대가격에 대한 미국 분기데이터(1954:3분기~2004:4분기)를

¹¹ <http://www.cepremap.cnrs.fr/dynare/>에서 프로그램 및 사용방법을 무료로 얻을 수 있다.

사용하였는데, 모든 데이터시계열들은 GDP디플레이터로 나누어¹² 실질로 변환하였다. 또한 생산, 소비, 투자 및 노동시간은 16세와 65세사이의 경제활동인구로 나누어 1인당변수가 되도록 하였다. 명목소비는 비내구재(nondurable goods)와 서비스에 대한 개인소비지출의 합으로 정의되며, 명목총투자는 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2010)논문에서와 같이 내구재에 대한 개인소비지출과 총민간국내투자의 합으로 정의된다. 실질임금은 비농업부문의 노동시간에 대한 보상액을 GDP디플레이터로 나눈것으로 정의되며, 노동시간은 비농가부문 모든인구의 노동시간을 전체인구로 나눈 값의 로그형태로 정의된다. 인플레이션은 GDP디플레이터의 분기로그차분으로 정의되며, 명목금리는 연방기금실효금리를 사용하였다. 명목금리를 제외한 모든 데이터들은 로그화 및 계절변동조정(seasonally adjusted)되었다.

우리는 4개의 체인에 대해 각각 25만번 샘플링을 반복하는 메트로폴리스 해이스팅스 알고리즘(Metropolis-Hastings algorithm)을 적용하여, 파라미터들의 사후분포를 도출하였다. 이때 관측변수들은 (36)과 같이 실질GDP, 실질소비, 실질투자 및 실질임금의 로그차분들과 노동시간의 로그값, GDP디플레이터의 로그차분, 연방기금금리 및 투자의 상대가격에 대한 로그차분으로 구성하였다.

$$Y_t = \left[\Delta \ln X_t, \Delta \ln C_t, \Delta \ln I_t, \Delta \ln \frac{W_t}{P_t}, \ln L_t, \pi_t, r_t, \Delta \ln \frac{P_t}{P_t} \right] \quad (36)$$

Δ 는 1차 차분연산자를 의미한다. 만일 GHH모형으로 구현할 경우, $\Delta \ln X_t$ 는 $\Delta \ln Y_t$ 로 대체한다.

3.2. 사전 및 사후분포

〈표 1〉과 〈표 2〉는 각각 CEE 및 GHH모형에 대한 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 사전분포를 작성하였다. CEE모형과 GHH모형의 파라미터 사전분포값들은 자본가동률에 관한 것을 빼고는 동일한데, CEE모형에서는 자본가

¹²실질변수를 구할 때 실질 소비는 소비 deflator로 실질화하는 등 보다 엄밀한 변환도 가능하겠으나 우리 모형에서는 총자원제약식 $Y_t = C_t + I_t + G_t + a(u_t)\bar{K}_{t-1}$ 을 상태공간모형에 포함시키기 때문에 동 항등식의 양변을 동일한 GDP deflator로 나누었다. Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2010), Khan and Tsoukalas (2011,2012)에서 역시 같은 이유로 해당 명목변수들을 모두 GDP디플레이터로 나누어 실질변수를 구하고 있다.

동물 조정비용 탄력성의 역수인 ψ 의 사전분포 평균값이 5.0으로(탄력성 $\frac{1}{\psi}$ 은 0.2임을 의미) 설정되었다. 반면 GHH모형에서는 동 탄력성에 관련된 δ'' 의 사전분포 평균값이 0.15로(탄력성 $\frac{k}{\delta''}$ 은 0.22임을 의미) 설정되었다.

〈표 1〉과 〈표 2〉에 나오지 않은 일부 파라미터들은 캘리브레이션 방식으로 설정하였다. 자본감가상각률 δ 는 많은 관련논문에서와 같이 0.025로 고정하였고, 정상상태에서의 가격마크업 및 임금마크업은 Schmitt-Grohe and Uribe(2012)논문을 참조하여 0.15로 설정하였다.

정상상태에서의 GDP내 정부지출의 비중은 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010)에서와 같이 0.22로 설정하였다.

사후분포와 관련해서는 CEE모형 및 GHH모형의 추정치들이 대부분 서로 유사하였으나 몇 가지에서 차이를 보였다. 우선 CEE모형의 자본가동률 조정비용 탄력성과 관련한 ψ 는 4.75로 추정(탄력성은 약 0.21)된 반면, GHH모형에서의 δ'' 는 0.02로 추정(탄력성은 약 2.0으로 CEE모형의 약 9.5배)되었다. 노동공급의 부의효과와 관련한 변수 ω 의 추정치는 CEE모형에서 0.87, GHH모형에서 0.73으로 나타나 두 경우 모두 사전분포 평균치인 0.5를 상회하였다. 이는 ω 값이 낮아야 뉴스충격의 효과가 활성화된다는 Jaimovich and Rebelo(2009) 논문에서와는 달리 본 모형에서는 ω 에 관한 특별한 제약이 없음을 의미한다. 투자조정비용과 관련하여서는 GHH모형에서의 값(4.55)이 CEE모형에서의 값(2.64)보다 크게 나타나 GHH모형에서 구자본(old capital)의 소진이 더욱 빠르게 이루어짐을 알 수 있다. GHH모형에서 Rotemberg 가격 파라미터값은 70.22로 CEE모형의 56.42보다 가격경직성이 높게 나타난 반면 Rotemberg 임금 파라미터값은 121.96으로 CEE모형의 180.21보다 낮게 나타났다. 이는 GHH모형에서 임금을 재차 갱신할 수 있는 시간간격이 CEE모형에 비해 상대적으로 길다는 것을 의미한다. 따라서 가게가 임금을 갱신하는데 있어 미래의 정보를 보다 적극적으로 활용하게 되어 뉴스충격에 더욱 민감하게 반응한다고 해석할 수 있다. 당기 투자한계효율(MEI)충격에 대한 표준편차의 사후평균은 GHH모형(10.98)이 CEE모형(6.46)보다 높아 당기 MEI충격의 파급효과가 GHH방식에서 더욱 증폭됨을 짐작할 수 있게 하였다.

3.3. 결과비교

경기변동을 얼마나 잘 설명하는지에 대한 척도로 사용되는 로그한계우도 값을 CEE모형과 GHH모형에 대해 비교하였을 때, GHH(-1512.4)모형이 CEE모형보다(-1539.6) 우월하게 나타났다. 또한 실제데이터, CEE모형, GHH모형 각각에 대해 2차모멘트값들(표준편차, 자기상관계수, GDP에 대한 상대적 표

<표 1> CEE방식 모형의 사건 및 사후분포표

파라미터	정의	분포	사전		사후		
			평균	표준편차	평균	10분위	90분위
σ_π	소비의 기간간 탄력성의 역수	Normal	1.00	0.38	1.73	1.41	2.04
ω	노동의 부의 탄력성	Beta	0.50	0.20	0.87	0.76	0.97
h	내적습관 파라미터	Beta	0.50	0.10	0.77	0.70	0.83
Φ_p	Rotemberg 가격 파라미터	Gamma	50.00	20.00	56.42	38.21	73.63
ζ_p	가격 인덱스 파라미터	Beta	0.50	0.15	0.14	0.05	0.22
Φ_w	Rotemberg 임금 파라미터	Gamma	50.00	20.00	180.21	133.81	224.81
ζ_w	임금 인덱스 파라미터	Beta	0.50	0.15	0.26	0.13	0.39
σ_l	노동탄력성의 역수	Gamma	2.00	0.75	0.94	0.42	1.48
ψ	자본가동률 탄력성	Gamma	5.00	1.00	4.75	3.19	6.31
S^0	투자조정비용	Gamma	4.00	1.00	2.64	1.50	3.69
r_s	명목금리규칙 인플레이션 파라미터	Normal	1.70	0.30	2.17	1.86	2.46
ρ	명목금리규칙 스무딩 파라미터	Beta	0.60	0.20	0.84	0.80	0.87
r_g	명목금리규칙 GDP갭	Normal	0.13	0.05	0.10	0.06	0.14
$r_{\Delta g}$	명목금리규칙 GDP갭 상승률	Normal	0.13	0.05	0.20	0.16	0.24
α	생산함수중 자본비중	Normal	0.30	0.05	0.19	0.17	0.20
π	정상상태 인플레이션	Normal	0.50	0.10	0.48	0.36	0.58
$100(\beta^{-1}-1)$	할인율 팩터	Gamma	0.25	0.10	0.20	0.08	0.31
L^*	정상상태 노동량	Normal	0.00	0.15	-0.31	-0.52	-0.11
g^t	TFP 트렌드	Normal	0.20	0.05	0.24	0.18	0.30
$\hat{g}^t$	IST 트렌드	Normal	0.50	0.05	0.43	0.37	0.50
ρ_u	정상상태 TFP 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.96	0.93	0.98
ρ_v	TFP growth 지속성 계수	Beta	0.40	0.20	0.42	0.29	0.55
ρ_w	IST growth 지속성 계수	Beta	0.20	0.10	0.20	0.10	0.29
ρ_i	MEI 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.70	0.60	0.79
ρ_π	선호(preference) 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.14	0.03	0.22
ρ_g	재정지출 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.99	0.99	1.00
ρ_τ	통화정책 지속성 계수	Beta	0.40	0.20	0.13	0.04	0.22
ρ_p	가격마크업 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.95	0.92	0.99
ρ_u	임금마크업 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.98	0.97	1.00
ρ_p	가격마크업 MA(moving average)	Beta	0.50	0.20	0.69	0.53	0.85
ρ_u	임금마크업 MA(moving average)	Beta	0.50	0.20	0.95	0.92	0.99
σ_π	정상상태 TFP 표준편차	Inv.Gamma ³⁾	0.50	2.00	0.59	0.46	0.72
σ_π	TFP growth 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	0.57	0.38	0.74
σ_π	IST ¹⁾ growth 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	0.51	0.38	0.63
σ_π	MEI ²⁾ 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	6.46	4.07	8.84
σ_π	선호 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	2.60	1.78	3.37
σ_π	재정지출 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	0.23	0.16	0.30
σ_π	통화정책 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	0.22	0.20	0.24
σ_π	가격마크업 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	0.19	0.16	0.22
σ_π	임금마크업 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	0.58	0.51	0.65
σ_π^4	정상상태 TFP 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.15	0.09	0.21
σ_π^4	TFP growth 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.14	0.08	0.20
σ_π^4	IST growth 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.22	0.09	0.36
σ_π^4	MEI 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.30	0.09	0.51
σ_π^4	선호 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.07	0.02	0.13
σ_π^4	재정지출 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.17	0.10	0.23
σ_π^4	가격마크업 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.04	0.02	0.06
σ_π^4	임금마크업 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.06	0.02	0.10
σ_π^8	정상상태 TFP 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.14	0.08	0.20
σ_π^8	TFP growth 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.14	0.09	0.20
σ_π^8	IST growth 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.21	0.09	0.34
σ_π^8	MEI 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.30	0.08	0.56
σ_π^8	선호 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.06	0.02	0.11
σ_π^8	재정지출 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.18	0.11	0.25
σ_π^8	가격마크업 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.04	0.02	0.06
σ_π^8	임금마크업 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.05	0.02	0.09

주 : 1) Investment specific technology(투자고유기술충격)

2) Marginal efficiency of investment(투자한계효율충격)

3) Inverse Gamma distribution(역감마분포)

<표 2> GHM방식 모형의 사전 및 사후분포표

파라미터	정의	분포	사전		사후		
			평균	표준편차	평균	10분위	90분위
σ_e	소비의 기간간 탄력성의 역수	Normal	1.00	0.38	2.17	1.90	2.45
ω	노동의 부의 탄력성	Beta	0.50	0.20	0.73	0.45	0.96
h	내적습관 파라미터	Beta	0.50	0.10	0.73	0.68	0.79
ϕ_p	Rotemberg 가격 파라미터	Gamma	50.00	20.00	70.22	53.12	87.99
ζ_p	가격 인덱스 파라미터	Beta	0.50	0.15	0.12	0.04	0.20
ϕ_w	Rotemberg 임금 파라미터	Gamma	50.00	20.00	121.96	98.63	148.63
ζ_w	임금 인덱스 파라미터	Beta	0.50	0.15	0.32	0.18	0.44
σ_l	노동탄력성의 역수	Gamma	2.00	0.75	0.74	0.36	1.11
δ^c	자본가동률 탄력성	Gamma	0.15	0.10	0.02	0.01	0.02
S^c	투자조정비용	Gamma	4.00	1.00	4.55	3.55	5.57
r_s	명목금리규칙 인플레이션 파라미터	Normal	1.70	0.30	2.02	1.73	2.28
ρ	명목금리규칙 스무딩 파라미터	Beta	0.60	0.20	0.81	0.77	0.84
r_g	명목금리규칙 GDP갭	Normal	0.13	0.05	0.07	0.04	0.10
$r_{\Delta g}$	명목금리규칙 GDP갭 상승률	Normal	0.13	0.05	0.19	0.14	0.23
α	생산함수중 자본비중	Normal	0.30	0.05	0.20	0.19	0.22
π	정상상태 인플레이션	Normal	0.50	0.10	0.61	0.54	0.68
$100(\beta^{-1}-1)$	할인을 팩트	Gamma	0.25	0.10	0.22	0.08	0.35
L^*	정상상태 노동량	Normal	0.00	0.15	-0.15	-0.36	0.06
g^t	TFP 트렌드	Normal	0.20	0.05	0.29	0.23	0.34
$\hat{g}^t$	IST 트렌드	Normal	0.50	0.05	0.44	0.40	0.49
ρ_u	정상상태 TFP 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.94	0.89	0.99
ρ_v	TFP growth 지속성 계수	Beta	0.40	0.20	0.34	0.23	0.45
ρ_w	IST growth 지속성 계수	Beta	0.20	0.10	0.15	0.07	0.24
ρ_i	MEI 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.57	0.49	0.65
ρ_u	선호(preference) 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.14	0.04	0.23
ρ_g	재정지출 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.99	0.99	1.00
ρ_p	통화정책 지속성 계수	Beta	0.40	0.20	0.13	0.03	0.21
ρ_p	가격마크업 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.94	0.90	0.98
ρ_w	임금마크업 지속성 계수	Beta	0.60	0.20	0.98	0.97	1.00
μ_p	가격마크업 MA(moving average)	Beta	0.50	0.20	0.74	0.61	0.88
μ_w	임금마크업 MA(moving average)	Beta	0.50	0.20	0.92	0.86	0.98
σ_e	정상상태 TFP 표준편차	Inv.Gamma ³⁾	0.50	2.00	0.55	0.41	0.70
σ_e	TFP growth 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	0.66	0.51	0.81
σ_e	IST ¹⁾ growth 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	0.36	0.18	0.55
σ_e	MEI ²⁾ 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	10.98	8.55	13.31
σ_e	선호 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	3.03	2.25	3.72
σ_e	재정지출 표준편차	Inv.Gamma	0.50	2.00	0.24	0.17	0.30
σ_e	통화정책 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	0.22	0.20	0.24
σ_e	가격마크업 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	0.19	0.16	0.22
σ_e	임금마크업 표준편차	Inv.Gamma	0.10	2.00	0.57	0.49	0.64
σ_e^4	정상상태 TFP 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.17	0.09	0.24
σ_e^4	TFP growth 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.15	0.09	0.21
σ_e^4	IST growth 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.36	0.15	0.56
σ_e^4	MEI 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.27	0.09	0.48
σ_e^4	선호 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.06	0.02	0.12
σ_e^4	재정지출 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.17	0.10	0.24
σ_e^4	가격마크업 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.04	0.02	0.06
σ_e^8	임금마크업 4기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.09	0.02	0.14
σ_e^8	정상상태 TFP 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.17	0.09	0.25
σ_e^8	TFP growth 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.17	0.09	0.24
σ_e^8	IST 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.26	0.10	0.44
σ_e^8	MEI 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.30	0.08	0.54
σ_e^8	선호 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.10	0.01	0.21
σ_e^8	재정지출 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.35	2.00	0.17	0.10	0.24
σ_e^8	가격마크업 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.04	0.02	0.06
σ_e^8	임금마크업 8기전 뉴스 표준편차	Inv.Gamma	0.07	2.00	0.07	0.02	0.13

<표 3> 관측변수에 대한 기본모형(baseline model)의 2차모멘트

관측변수	표준편차			자기상관계수			GDP에대한상대적표준편차			GDP증감률과의 상관계수		
	실제		기본모형	실제		기본모형	실제		기본모형	실제		기본모형
	데이터	CEE	GHH	데이터	CEE	GHH	데이터	CEE	GHH	데이터	CEE	GHH
GDP증감률	0.98	1.14	1.15	0.33	0.54	0.49	-	-	-	-	-	-
소비증감률	0.49	0.63	0.62	0.28	0.59	0.52	0.50	0.55	0.53	0.57	0.53	0.57
투자증감률	3.57	4.33	4.17	0.27	0.54	0.46	3.63	3.79	3.61	0.89	0.85	0.86
노동	4.08	7.05	5.72	0.98	0.99	0.99	4.15	6.17	4.96	0.01	0.08	0.06
임금증감률	0.61	0.73	0.74	0.20	0.42	0.42	0.62	0.64	0.64	0.20	0.46	0.49
명목이자율	0.83	0.95	0.75	0.96	0.96	0.94	0.84	0.83	0.65	-0.26	-0.13	-0.26
인플레이션	0.64	0.85	0.67	0.85	0.88	0.84	0.65	0.74	0.58	-0.38	-0.01	-0.12
투자상대가격증감률	0.67	0.62	0.61	0.22	0.20	0.14	0.68	0.54	0.53	0.21	0.06	0.07

준편차 및 GDP증감률과의 상관계수)을 <표 3>에 나타내 본 결과 전체적으로 GHH모형의 2차모멘트값들이 CEE모형의 값들보다 실제데이터의 2차모멘트에 근접하는 것을 알 수 있었다.

특히 <표 3>의 표준편차 및 GDP증감률과의 상관계수에 주목한 결과 GHH모형이 CEE모형보다 명목변수(명목이자율 및 인플레이션)의 실제데이터를 잘 설명하고 있음을 알 수 있었다. GHH모형의 인플레이션 표준편차는 0.67로 CEE모형의 0.85에 비해 실제데이터의 표준편차 0.64에 훨씬 근접하였으며, 명목이자율 표준편차도 0.75로 0.95인 CEE모형에 비해 실제데이터의 표준편차 0.83에 근접하였다. GDP증감률과 명목이자율의 상관계수도 GHH모형은 -0.26으로 실제데이터의 그것과 일치하였으나 CEE모형은 -0.13에 불과하였고, GDP증감률과 인플레이션의 상관계수에 대해서도 GHH모형은 -0.12로 실제데이터의 -0.38과 같이 뚜렷한 음(-)의 상관계수를 보인 반면 CEE모형은 -0.01로 음의 상관계수를 거의 보이지 못하였다.

GHH모형이 CEE모형보다 명목변수를 실제데이터에 보다 근접하도록 설명하는 이유를 알아보기 위해 우선 <표 4> 및 <표 5>와 같이 분산분해를 실시하였다. 그 결과 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti (2010)에서 서술한 바와 같이 당기 투자한계효율(MEI)충격이 경기변동을 설명하는데 있어 가장 중요한

충격임을 확인할 수 있었다. CEE모형의 경우 MEI충격의 설명력이 GDP증감률에 대해 49.76%, 투자증감률에 대해 79.79%, 명목이자율에 대해 35.29%로 큰 비중을 차지하고 있었고, GHH모형에서 역시 GDP증감률에 대해 57.64%, 투자증감률에 대해 86.83%, 명목이자율에 대해 30.25%로 큰 역할을 하고 있었다. 또한 임금마크업 뉴스충격도 명목변수에 대해 거의 40%이상¹³의 설명력을 보여 우리는 당기 투자한계효율충격과 함께 이 충격으로 인한 두 방식의 파급경로의 차이점에 주목하였다. 한편 CEE방식 및 GHH방식 모두 임금마크업 뉴스충격을 제외하고는 뉴스충격의 설명력은 크지 않았으며, 이는 가격 및 임금이 경직적이면 뉴스충격의 설명력이 크지 않다는 Khan and Tsoukalas(2012)의 결과와 일치하였다. 또한 두 방식간 뉴스충격의 설명력 및 충격반응에 거의 차이가 없는 것으로 나타나¹⁴ 뉴스충격의 확산 메커니즘은 가변자본가동률 조정비용의 정의방식에 거의 영향을 받지 않는다는 것을 알 수 있었다.

〈그림 1〉의 충격반응그래프에서 보는 바와 같이, 명목변수를 설명하는데 있어 두 모형간 임금마크업 뉴스충격의 설명력에는 큰 차이가 발생하지 않았다. 반면 〈그림 2〉와 같이 당기 MEI충격의 경우에는 명확한 차이가 관찰되어, 우리는 두 모형간 설명력 차이는 주로 당기 MEI충격에 대한 파급경로의 차이점에 기인한다는 것을 알 수 있었다. 〈그림 1〉의 임금마크업 뉴스충격에 대한 명목이자율 및 인플레이션의 충격반응을 보면 명목이자율의 경우 두 방식의 충격반응이 거의 일치하는 모습을 보였고, 인플레이션의 경우도 두 방식간 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 명목변수 이외에도 GDP, 소비, 노동 등 모든 변수에 대해 그래프가 거의 일치하는 모습을 보여 임금마크업 뉴스충격은 가변자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 파급경로를 달리하지 않음을 알 수 있었다. 그러나 〈그림 2〉의 당기 MEI충격의 경우, 명목이자율 및 인플레이션에 대해 CEE모형의 충격반응이 GHH모형의 충격반응보다 크게 나타났다. 뿐만 아니라 자본가동률, 자본, 자본임대비용 등에도 차이가 발생하여 두 방식간 설명력의 차이는 주로 당기 MEI충격에 의해 만들어짐을 확인할 수 있었다. 특히 CEE방식의 경우 자본임대비용이 당기 MEI충격에 대해 양의 충격반응을 나타낸 반면, GHH방식의 경우 자본임대비용이 음의 충격반응을 나타내어 이 차이가 두 방식의 설명력 차이에 결정적인 영향을 미치는 것을 알 수 있었다.

자본임대비용 충격반응간에 차이가 발생하는 이유를 Jaimovich and Rebelo(2009)

¹³CEE방식의 경우 임금마크업 뉴스충격이 명목이자율의 44.86%, 인플레이션의 60.95%를 설명하였고, GHH방식의 경우 명목이자율의 32.86%, 인플레이션의 45.35%를 각각 설명하였다.

¹⁴설명력이 가장 높은 MEI충격과 관련해서도 당기충격에 대해서는 가변자본가동률 조정비용의 정의방식에 따라 확산메커니즘이 다르게 나타난 반면 뉴스충격에 대해서는 설명력 크기 및 충격반응의 형태 모두 유사하게 나타났다.

<표 4> CEE방식 모형의 분산분해 결과

관측변수	기술 충격(Technological shocks)												비기술충격(Non-tech)			
	ϵ^a	$\epsilon^{a(-4)}$	$\epsilon^{a(-8)}$	ϵ^c	$\epsilon^{c(-4)}$	$\epsilon^{c(-8)}$	ϵ^d	$\epsilon^{d(-4)}$	$\epsilon^{d(-8)}$	ϵ^e	$\epsilon^{e(-4)}$	$\epsilon^{e(-8)}$	ϵ^b	$\epsilon^{b(-4)}$	$\epsilon^{b(-8)}$	ϵ^f
GDP증감률	4.07	0.26	0.19	21.31	0.39	0.42	49.76	0.04	0.06	0.7	0.1	0.12	5.27	0.00	0.00	2.46
소비증감률	2.93	0.50	0.32	34.20	1.22	0.72	8.81	0.04	0.06	0.45	0.05	0.09	35.64	0.01	0.01	1.48
투자증감률	3.63	0.09	0.11	8.25	0.07	0.35	79.79	0.06	0.09	0.96	0.14	0.21	0.56	0.00	0.00	2.03
노동	0.56	0.05	0.04	0.81	0.06	0.04	11.23	0.01	0.01	0.14	0.02	0.04	0.30	0.00	0.00	0.64
임금증감률	4.71	0.24	0.16	38.26	0.81	0.70	2.50	0.00	0.00	0.18	0.02	0.02	0.21	0.00	0.00	0.51
명목이자율	3.51	0.10	0.19	3.74	0.29	0.61	35.29	0.04	0.04	0.86	0.08	0.19	1.25	0.00	0.00	5.09
인플레이션	2.84	0.05	0.11	4.18	0.12	0.31	13.43	0.02	0.01	0.26	0.02	0.07	0.43	0.00	0.00	4.69
투자상대가격증감률	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	87.02	6.63	6.35	0.00	0.00	0.00	0.00

관측변수	비기술충격(Non-technological shocks)(con't)								당기충격			뉴스충격			
	ϵ^a	$\epsilon^{a(-4)}$	$\epsilon^{a(-8)}$	ϵ^c	$\epsilon^{c(-4)}$	$\epsilon^{c(-8)}$	ϵ^w	$\epsilon^{w(-4)}$	$\epsilon^{w(-8)}$	기술	비기술	총합	기술	비기술	총합
GDP증감률	3.46	1.98	2.88	1.23	0.27	0.28	0.59	3.15	1.02	75.84	13.01	88.85	1.58	9.58	11.16
소비증감률	0.81	1.04	1.06	0.53	0.25	0.38	0.69	6.59	2.12	46.39	39.15	85.54	3.00	11.46	14.46
투자증감률	0.05	0.02	0.22	1.25	0.27	0.23	0.38	0.90	0.34	92.63	4.27	96.90	1.12	1.98	3.10
노동	1.56	0.60	0.87	1.28	0.48	0.50	1.97	55.79	22.97	12.74	5.75	18.49	0.27	81.21	81.48
임금증감률	0.01	0.01	0.01	12.50	1.52	1.44	34.56	1.07	0.54	45.65	47.79	93.44	1.95	4.59	6.54
명목이자율	0.43	0.11	0.27	1.21	0.13	0.14	1.56	31.96	12.90	43.40	9.54	52.94	1.54	45.51	47.05
인플레이션	0.15	0.03	0.09	7.18	0.61	0.64	3.79	43.88	17.07	20.71	16.24	36.95	0.71	62.32	63.03
투자상대가격증감률	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	87.02	0.00	87.02	12.98	0.00	12.98

주) ϵ^a : 정상(stationary) TFP충격, ϵ^c : 비정상(non-stationary) TFP충격, ϵ^d : 투자한계효율(MEI)충격, ϵ^e : 투자고유기술(IST)충격, ϵ^b : 신호충격, ϵ^f : 통화정책충격, ϵ^w : 재정지출충격, ϵ^v : 가격마이크로충격, ϵ^{wv} : 임금마이크로충격

<표 5> GHM방식 모형의 분산분해 결과

관측변수	기술 충격(Technological shocks)												비기술충격(Non-Tech)			
	ϵ^a	$\epsilon^{a(-4)}$	$\epsilon^{a(-8)}$	ϵ^c	$\epsilon^{c(-4)}$	$\epsilon^{c(-8)}$	ϵ^d	$\epsilon^{d(-4)}$	$\epsilon^{d(-8)}$	ϵ^e	$\epsilon^{e(-4)}$	$\epsilon^{e(-8)}$	ϵ^b	$\epsilon^{b(-4)}$	$\epsilon^{b(-8)}$	ϵ^f
GDP증감률	3.40	0.31	0.21	14.58	0.40	0.29	57.64	0.02	0.02	0.23	0.79	0.10	6.09	0.00	0.00	1.40
소비증감률	2.06	0.58	0.44	30.61	1.52	1.06	7.84	0.01	0.02	0.06	0.16	0.04	40.30	0.00	0.00	2.04
투자증감률	3.18	0.14	0.10	4.03	0.04	0.17	86.83	0.03	0.03	0.30	1.11	0.17	0.24	0.00	0.00	0.60
노동	0.77	0.08	0.08	0.72	0.08	0.07	9.62	0.00	0.01	0.07	0.25	0.04	0.33	0.00	0.00	0.57
임금증감률	3.62	0.28	0.18	30.85	0.85	0.72	7.64	0.00	0.00	0.10	0.31	0.03	0.62	0.00	0.00	0.92
명목이자율	7.25	0.15	0.33	6.78	0.19	0.85	30.25	0.02	0.02	0.20	1.13	0.27	1.38	0.00	0.00	8.66
인플레이션	4.84	0.08	0.18	5.60	0.09	0.41	11.91	0.01	0.01	0.08	0.51	0.12	0.56	0.00	0.00	6.35
투자상대가격증감률	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	21.37	71.23	7.40	0.00	0.00	0.00	0.00

관측변수	비기술충격(Non-technological shocks)(con't)								당기충격			뉴스충격			
	ϵ^a	$\epsilon^{a(-4)}$	$\epsilon^{a(-8)}$	ϵ^c	$\epsilon^{c(-4)}$	$\epsilon^{c(-8)}$	ϵ^w	$\epsilon^{w(-4)}$	$\epsilon^{w(-8)}$	기술	비기술	총합	기술	비기술	총합
GDP증감률	4.12	2.10	2.15	1.14	0.48	0.42	0.70	0.43	3.00	75.85	13.45	89.30	2.14	8.58	10.72
소비증감률	0.77	1.16	0.90	0.71	0.39	0.48	1.37	0.92	6.57	40.57	45.19	85.76	3.83	10.42	14.25
투자증감률	0.05	0.01	0.07	0.90	0.40	0.31	0.22	0.14	0.93	94.34	2.01	96.35	1.79	1.86	3.65
노동	2.48	0.84	0.85	1.36	0.88	0.91	5.64	7.44	66.93	11.18	10.38	21.56	0.61	77.85	78.46
임금증감률	0.09	0.03	0.05	13.12	2.56	2.17	32.00	0.30	3.56	42.21	46.75	88.96	2.37	8.67	11.04
명목이자율	0.84	0.21	0.36	3.63	0.75	0.57	3.30	3.47	29.39	44.48	17.81	62.29	2.96	34.75	37.71
인플레이션	0.30	0.07	0.13	13.28	2.02	1.73	6.39	4.98	40.37	22.43	26.88	49.31	1.41	49.30	50.71
투자상대가격증감률	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	21.37	0.00	21.37	78.63	0.00	78.63

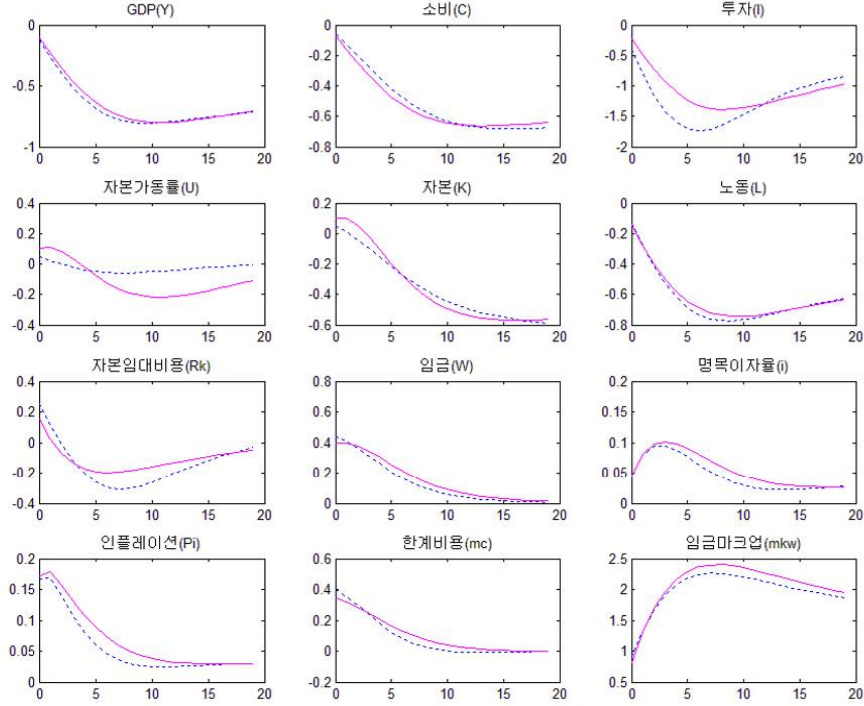


그림 1: 임금마크업 뉴스충격(4기전 및 8기전뉴스의 합)에 대한 충격반응 (CEE모형: 점선, GHH모형:실선)

논문에서 인용된 토빈의 한계 q 값¹⁵을 이용하여 설명하기 위해 우리는 투자에 대한 FOC식을 변형하여 식 (37)을 얻었다.

$$\hat{q}_t = -\hat{\varepsilon}_t^i + S''(1)\Gamma^2 \left[(1 + \bar{\beta}\Gamma)\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} + \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)\hat{g}_t^v + \hat{g}_t^z - \bar{\beta}(e^{-g^v})\Gamma \left\{ \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)\hat{g}_{t+1}^v + \hat{g}_{t+1}^z + \hat{i}_{t+1} \right\} \right] \quad (37)$$

where $\Gamma = (e^{g^v})^{\frac{1}{1-\alpha}} (e^{g^z})$, $\bar{\beta} = \beta \left\{ (e^{g^v})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (e^{g^z}) \right\}^{-\sigma_c}$

또한 두 방식 각각의 자본가동률 FOC는 다음과 같다.

¹⁵기설치된 자본(installed capital) 한 단위의 가치로 정의되며, 모형에서 $q_t = \frac{\lambda_t}{\phi_t}$ 로 나타낸다. (λ_t : 가계예산식에 대한 라그랑지안승수, ϕ_t : 자본축적식에 대한 라그랑지안승수)

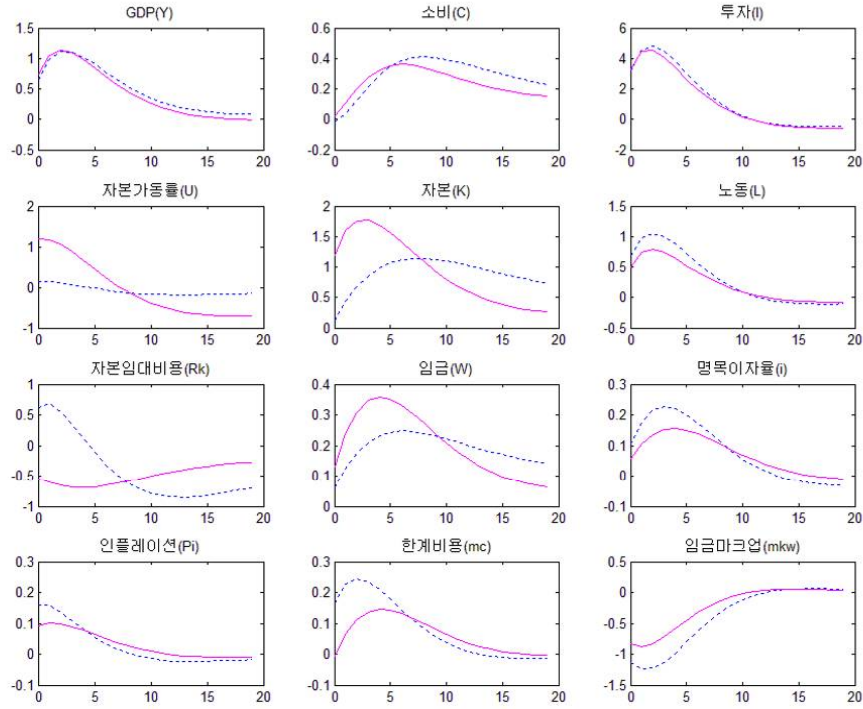


그림 2: 당기 투자한계효율(MEI)충격에 대한 충격반응 (CEE모형:점선, GHH모형:실선)

$$\hat{u}_t = \frac{a'(1)}{a''(1)} \hat{r}_t^k \quad (CEE) \Gamma \setminus \Gamma' FOC \quad (38)$$

$$\hat{u}_t = \frac{\delta'(1)}{\delta''(1)} (\hat{r}_t^k - \hat{q}_t) \quad (GHH) \Gamma \setminus \Gamma' FOC \quad (39)$$

식(37)에서 알 수 있듯이 양(+)의 당기 MEI충격 $\hat{\epsilon}_t^i$ 는 기설치된 자본의 가치($\hat{q}_t$)를 떨어뜨리는데, 이는 양(+)의 MEI충격이 기설치된 자본에 비해 상대적으로 생산성이 높은 신자본 도입에 인센티브를 제공하는 것에 기인한다. $\hat{q}_t$ 의 하락으로 인해 GHH모형에서의 자본가동률에 대한 충격반응은 식 (39)에서 알 수 있는 바와 같이 CEE방식에 비해 확연히 양(+)의 충격반응을 나타내게 된

다. 자본가동률이 GHH모형에서 더 높아짐에 따라 실효자본(자본가동률×물리적자본)도 GHH모형에서 더 크게 나타나고 실효자본대 노동비율 역시 GHH모형에서 더 크게 나타난다. 한편 중간재기업의 비용최소화 문제 FOC식은 $\hat{r}_t^k = \hat{w}_t - (\hat{k}_t - \hat{L}_t)$ 로 주어지는데, 실효자본의 충격반응이 상대적으로 커지고 그 크기가 임금의 충격반응을 넘어섬에 따라 $\hat{r}_t^k$ (자본임대비용)의 충격반응은 음(-)의 충격반응을 나타내게 된다. 반면, CEE모형에서는 식 (38)과 같이 자본가동률 식에 토빈의 한계 q 를 포함하지 않으므로 자본가동률의 충격반응이 상대적으로 낮게 나타나고 따라서 실효자본의 충격반응도 원점에 가까운 작은 충격반응을 보인다. 따라서 실효자본대 노동비율도 작게 나타나 중간재기업의 비용최소화 문제 FOC식에서 임금의 충격반응이 상대적으로 커지게 되어 $\hat{r}_t^k$ 는 양(+)의 충격반응을 나타내게 된다.

한계비용은 자본임대비용 및 임금으로 구성되므로, CEE모형에서의 자본임대비용의 상대적 증가는 한계비용의 상대적 증가를 가져오며, 역시 한계비용들의 합으로 구성된 인플레이션의 상대적 상승을 유발한다. 또한 인플레이션의 상승은 식 (26)의 명목금리 규칙에 의해 명목금리의 상대적 상승을 유발하게 된다. 이와 같은 내용에 대해 <그림 2>에서 확인할 수 있듯이 CEE모형에서의 한계비용, 인플레이션, 명목이자율의 충격반응은 GHH방식의 충격반응보다 높게 나타나 <표 3>의 표준편차에서 나타난 대로 CEE모형에서는 명목변수에 대한 변동성이 과장되게 나타남을 알 수 있다.

한편 <표 3>에서 확인한 바와 같이 실제데이터와 관련하여 GDP증감률과 명목변수(명목이자율 및 인플레이션)간의 상관계수는 각각 -0.26, -0.38로 음(-)의 값을 나타내고 있다. 앞서 언급한 대로 명목변수는 주로 임금마크업 뉴스충격 및 당기 MEI충격의 합으로 설명되는데, <그림 1>에서 GDP(Y) 충격반응을 보면 임금마크업 뉴스충격에 대해 GDP증감률은 음(-)이 되고 명목이자율 및 인플레이션은 모두 양(+)의 충격반응을 나타내어 실제데이터의 음(-)의 상관계수를 잘 반영하고 있다. 다만 두 방식간 충격반응의 차이가 거의 없어 두 방식의 설명력 차이는 주로 당기 MEI충격에 대한 설명력 차이에서 발생함을 알 수 있다. <그림 2>에서 당기 MEI충격에 대한 GDP(Y) 충격반응을 보면 GDP증감률은 양(+)이므로, 실제데이터를 보다 잘 설명하기 위해서는 명목이자율 및 인플레이션은 음(-)의 충격반응을 나타내어야 한다. 그런데 자본임대비용 충격반응의 차이로 인해 GHH모형에서의 명목변수에 대한 충격반응은 CEE방식에서보다 낮게 형성되므로, 상대적으로 낮은 GHH모형의 충격반응은 임금마크업 뉴스충격반응에 더해져 합쳐진 충격반응이 더욱 음(-)의 값을 나타내게 한다. 따라서 GHH모형이 GDP증감률과 명목변수간 음(-)의 상관관계가 있는 실제데이터의 속성을 보다 잘 반영하게 된다.

3.4. 강건성 점검

3.4.1 다양한 마찰요인의 구성 및 뉴스충격 포함여부에 대한 강건성

지금까지 서술한 결과가 다양한 마찰요인의 구성과 뉴스충격의 포함여부에 관계없이 항상 일관성을 유지하는지 알아보기 위해 강건성 점검(robustness check)을 실시하였다. 가격 및 임금의 신축적인 경우, 가격 경직성만 제외한 경우, 임금 경직성만 제외한 경우, 내적 습관이 없는 경우, 투자조정비용이 없는 경우, 노동공급의 단기성 부의효과가 없거나 포화상태인 경우, 뉴스충격이 없는 경우 각각에 대해 CEE모형과 GHH모형을 구현한 후 두 모형의 로그한계우도값들을 비교해 보고 명목변수가 실제데이터를 얼마나 잘 설명하고 있는지 나타내었다. 모든 마찰요인을 포함한 기본모형에서 가격 Rotemberg 파라미터를 0으로, 정상상태에서의 가격마크업을 0.01로 캘리브레이션하여 가격경직성 제외모형을 구현하였고, 동일한 방식으로 해당 마찰요인 파라미터를 각각 캘리브레이션하여 각 경우의 모형을 얻었다. 또한 기본모형에서 4기전, 8기전 뉴스충격을 제외하여 뉴스충격 제외모형을 구현하였다. 그 결과 <표 6>과 같이 모든 경우에 대해 GHH모형의 로그한계우도값이 CEE모형의 로그한계우도값보다 크게 나타나 모형 구성에 관계없이 GHH모형이 항상 CEE모형보다 경기변동을 잘 설명하고 있음을 알 수 있었다.

또한 표에서 보는 바와 같이 신축모형일 때와 가격경직성을 제외하였을 때 전체적으로 로그한계우도값이 급격히 낮아져 가격경직성이 모형의 설명력에 가장 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 두 방식간 설명력 차이는 가격경직성 포함여부에 가장 민감한 반응을 나타내었으며, 노동공급 부의효과 정도에 대해 가장 덜 민감한 반응을 보였다. 뉴스충격을 제외한 경우, 모형의 내생변수 개수가 급격히 줄어들어 따라 전체적인 로그한계우도값이 뉴스충격을 포함한 경우에 비해 높게 나타났다. 하지만 여전히 GHH모형이 CEE모형보다 설명력이 높아 뉴스충격의 포함여부에 관계없이 도출된 결과가 일관성을 유지함을 알 수 있었다.

그리고 <표 7>에서 확인할 수 있는 것과 같이, GHH방식을 채택할 경우 역시 마찰요인의 구성 및 뉴스충격의 포함여부에 관계없이 GDP증감률과 명목변수사이의 상관계수가 실제데이터의 상관계수에 항상 CEE방식보다 근접하는 것을 알 수 있었다. 각 경우에 대해 <그림 2>와 같이 당기 MEI충격에 대한 충격반응그래프를 그려본 결과, 모형 구성에 관계없이 GHH모형에서의 명목이자율, 인플레이션의 충격반응이 항상 CEE모형에서보다 낮게 나타나, 상관계수가 음(-)으로 나타나는 실제데이터의 속성을 보다 잘 반영하였다. 따라서 이를 통해 가변자본가동률 조정비용의 정의방식이 명목변수가 실제데이터를 잘 반

영하도록 하는데 큰 역할을 하고 있다는 것을 알 수 있었다.

3.4.2 데이터 기간에 대한 강건성

이번에는 관측변수데이터의 기간에 관계없이 도출된 결과가 일관성을 유지하는지 알아보기 위해 데이터기간을 최근까지 연장한 후 두 방식 각각으로 모형을 추정하고 그 결과를 비교해 보았다. 3.1절에서는 구현된 모형 및 통계량의 적합성을 대표적인 중규모 DSGE모형의 하나인 Justiniano, Primiceri, and Tambalotti(2010)의 논문과 비교해 보기 위해 데이터 기간을 동일하게(1954:3분기~2004:4분기) 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 관측변수데이터의 기간을 1954:3분기~2016:1분기로 연장하여 앞선 결과가 동일하게 나타나는지 확인해 보았다. 그 결과 데이터의 기간이 늘어남에 따라 로그한 계수도값은 CEE방식모형이 -1889.6, GHH방식모형이 -1857.4로 모두 1954:3분기~2004:4분기 기간에 비해 하락하였으나¹⁶, 여전히 GHH방식 모형이 CEE방식보다 경기변동을 잘 설명하는 것으로 나타났다. GHH방식 모형의 설명력이 상대적으로 높은 이유도 1954:3분기~2004:4분기기간의 경우와 마찬가지로 GHH방식이 CEE방식보다 명목변수를 잘 설명해주는 특징에서 나타났다. <표 8>과 같이 2차모멘트값을 구해본 결과, 전체적으로 실제데이터의 2차모멘트값과의 간격이 1954:3분기~2004:4분기일때와 비슷한 수준을 보이는 가운데 명목변수에 대한 GHH방식의 2차모멘트값이 CEE방식보다 실제데이터의 2차모멘트에 근접하는 모습을 보여주었다. GDP증감률과 명목이자율의 상관계수와 관련하여 GHH방식은 -0.19로 CEE방식의 -0.08에 비해 실제데이터의 -0.15에 근접하였으며, GDP증감률과 인플레이션의 상관계수와 관련해서도 GHH방식은 -0.06으로 실제데이터의 음(-)의 상관관계(-0.27)를 잘 나타낸 반면, CEE방식은 0.06으로 음(-)의 관계를 반영하지 못하였다.

<그림 3>과 같이 당기 투자한계효율충격에 대한 충격반응도 <그림 2>와 마찬가지로 GHH방식에서의 자본임대비용, 한계비용, 인플레이션, 명목이자율의 충격반응이 CEE방식보다 낮게 나타나 명목변수를 보다 잘 설명하는 GHH방식모형의 특징을 잘 나타내어 주었다.

¹⁶1954:3분기~1990:4분기기간에 대해서는 -1235.2(CEE방식), -1202.1(GHH방식)으로 나타나, 데이터 기간의 길이가 길어지면 모형의 적합성(fitting)은 낮아짐을 알 수 있다.

<표 6> 다양한 마찰요인의 구성에 대한 두 방식의 로그한계우도값 비교

	방식	기본모형	신축모형	가격경직성 제외모형	임금경직성 제외모형	내적습관 제외모형	투자조정비용 제외모형	노동공급부의 효과제외모형	노동공급부의 효과포화모형	뉴스충격 제외모형
로그	GHH	-1512.4	-1808.4	-1742.4	-1639.6	-1616.4	-1702.4	-1544.5	-1542.8	-1463.9
한계우도	CEE	-1539.6	-1849.5	-1842.7	-1698.6	-1657.1	-1749.8	-1572.0	-1561.9	-1488.6

주 : 1) 신축모형(가격 및 임금경직성 제거)은 Rotemberg parameter들을 $\phi_p = 0$, $\phi_w = 0$ 으로 설정하고, 정상상태에서의 가격 및 임금 마크업을 각각 0.01로 설정
 2) 내적습관제외 및 투자조정비용제외모형은 각각 $h=0$ 및 $S''=0$ 으로 설정
 3) 노동공급부의효과제외 및 포화모형은 각각 $\omega=0.001$ 및 $\omega=1.0$ 으로 설정

<표 7> 다양한 마찰요인의 구성에 대한 명목변수와 GDP증감률간 상관계수 비교

		기본모형		신축모형		가격경직성 제외모형		임금경직성 제외모형		내적습관 제외모형		투자조정비용 제외모형		노동공급부의 효과제외모형		노동공급부의 효과포화모형		뉴스충격 제외모형	
		명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전	명목 야율	인물 라전
상 관 계 수	실제 데이터	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38	-0.26	-0.38
	CEE	-0.13	-0.01	0.00	-0.19	-0.19	-0.13	0.04	0.09	-0.13	0.02	0.30	0.09	-0.09	0.04	-0.09	0.02	-0.10	-0.01
	GHH	-0.26	-0.12	-0.41	-0.20	-0.39	-0.29	-0.21	-0.03	-0.24	-0.18	0.20	-0.02	-0.32	-0.16	-0.20	-0.08	-0.23	-0.12

<표 8> 데이터 기간을 연장한 모형의 2차모멘트(1954:3분기~2016:1분기)

관측변수	표준편차			자기상관계수			GDP에대한상대적표준편차			GDP증감률과의 상관계수		
	실제 데이터	기본모형 CEE	GHH	실제 데이터	기본모형 CEE	GHH	실제 데이터	기본모형 CEE	GHH	실제 데이터	기본모형 CEE	GHH
GDP증감률	0.93	1.10	1.13	0.34	0.55	0.54	-	-	-	-	-	-
소비증감률	0.48	0.58	0.56	0.35	0.55	0.50	0.51	0.52	0.49	0.59	0.54	0.55
투자증감률	3.42	4.27	4.28	0.32	0.58	0.56	3.66	3.88	3.79	0.88	0.86	0.88
노동	4.95	5.69	4.93	0.99	0.98	0.98	5.30	5.17	4.37	0.07	0.12	0.09
임금증감률	0.75	0.88	0.90	-0.07	0.29	0.31	0.81	0.80	0.80	0.10	0.40	0.43
명목이자율	0.88	0.92	0.78	0.97	0.95	0.94	0.94	0.83	0.69	-0.15	-0.08	-0.19
인플레이션	0.63	0.77	0.69	0.80	0.82	0.79	0.67	0.69	0.61	-0.27	0.06	-0.06
투자상대가격증감률	0.64	0.59	0.57	0.25	0.22	0.21	0.69	0.53	0.51	0.18	0.06	0.05

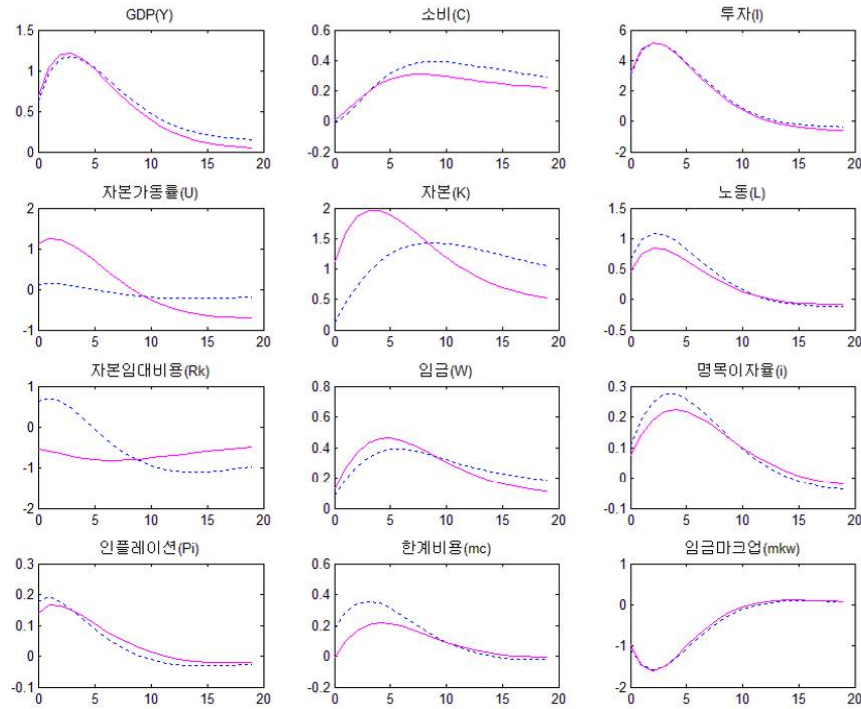


그림 3: 데이터 기간 연장 모형의 MEI충격에 대한 충격반응 (CEE모형:점선, GHH 모형:실선)

4. 결론

본 논문에서는 여러 마찰들과 당기 및 뉴스 충격들을 모두 포함한 일반적인 DSGE모형에서 가변자본가동률 조정비용을 정의하는 두 가지 방식 중 어느 방식을 선택하였을 때 경기변동이 더 잘 설명되는지 분석해 보았다. 그 결과 가변자본가동률을 모형에 포함시키는 경우, GHH방식으로 가변자본가동률 조정비용을 정의하는 모형이 CEE방식의 모형에 비해 항상 경기변동을 잘 설명한다는 사실을 알 수 있었다. 이는 주로 두 방식간 당기 투자한계효율(MEI)충격에 대한 파급경로 차이로 인해 GHH방식 모형이 명목변수를 실제데이터에 보다 근접하도록 설명하는데 기인하였다. 따라서 명목이자율을 정책금리로 통화정책을 수행하고 인플레이션을 안정되게 관리해야하는 중앙은행 DSGE

모형 등에 가변자본가동률을 포함시킬 경우, 자본가동률 조정비용을 GHH방식으로 구현함으로써 명목변수에 대한 설명력 제고를 통해 보다 정확한 통화정책 운영이 가능하도록 할 수 있다는 것을 알 수 있었다. 또한 도출한 결론은 다양한 마찰요인의 구성 및 데이터 기간에 관계없이 일관성을 유지하여, 결과의 높은 강건성과 신뢰성을 보여주었다.

References

- An, S., and Frank Schorfheide. 2007. "Bayesian Analysis of DSGE Models." *Econometric Reviews* 26. pp. 113-172.
- Beaudry, Paul, and Franck Portier. 2006. "Stock Prices, News, and Economic Fluctuations." *American Economic Review* 96. pp. 1293-1307.
- Burnside, Craig and Martin Eichenbaum 1996. "Factor-Hoarding and the Propagation of Business Cycle Shocks" *American Economic Review* 86(5). pp. 1154-1174.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum, and Charles Evans. 2001. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." Working paper no.8403. NBER.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum, and Charles Evans. 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113. pp. 1-45.
- Erceg, Christopher, Dale Henderson, and Andrew Levin. 2000. "Optimal Monetary Policy with Staggered Wages and Price Contracts." *Journal of Monetary Economics* 46. pp. 281-313.
- Fuhrer, Jeffrey C. 2000. "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models" *American Economic Review* 90(3). pp. 367-390.
- Geweke, John. 1999. "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models : Inference, Development and Communication." *Econometric Reviews*

18. pp. 1-73.

Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Gregory Huffman. 1988. "Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle." *American Economic Review* 78. pp. 402-417.

Jaimovich, Nir, and Sergio Rebelo. 2009. "Can News about the Future Drive the Business Cycle?" *American Economic Review* 91. pp. 778-794.

Justiniano, Alejandro, Georgio Primiceri, and Andrea Tambalotti. 2010. "Investment Shocks and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 57. pp. 132-145.

Justiniano, Alejandro, Georgio Primiceri, and Andrea Tambalotti. 2011. "Investment Shocks and the Relative Price of Investment." *Review of Economic Dynamics* 14. pp. 101-121.

Katayama, M. and K.H.Kim. 2014. "Inter-sectoral Labor Immobility, Sectoral Co-movement, and News Shocks." mimeo

Khan, Hashmat, and John Tsoukalas. 2011. "Investment Shocks and the Comovement Problem." *Journal of Economic Dynamics & Control* 35. pp. 115-130.

Khan, Hashmat, and John Tsoukalas. 2012. "The quantitative importance of news shocks in estimated DSGE models." *Journal of Money, Credit and Banking* 44(8). pp. 1535-1561.

Kiley, Michael 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.

King, Robert, Charles Plosser, and Sergio Rebelo. 1988. “Production, Growth, and Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model.” *Journal of Monetary Economics* 21. pp. 195-232.

Rotemberg, J.J. 1982. “Sticky prices in the United States.” *Journal of Political Economy* 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* chap.9. pp. 243-293. Princeton University Press

Schmitt-Grohe, Stephanie, and Martin Uribe. 2012. “What’s News in Business Cycle?” *Econometrica* Vol.80, No.6. pp. 2733-2764.

Smets, Frank, and Raf Wouters. 2003. “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area.” *Journal of the European Economic Association* 1. pp. 1123-1175.

Smets, Frank, and Raf Wouters. 2007. “Shocks and Frictions in the US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach.” *American Economic Review* 97. pp. 586-606.

Woodford, M. 2003. “Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy.” Princeton University Press.