

뉴케인지안 DSGE모형과 필립스곡선의 추정

<요 약>

본 연구는 경기변동 분석에 활발하게 이용되고 있는 뉴케인지안 DSGE모형을 이용하여 필립스곡선을 추정하였다. 가격과 임금의 결정에서 Calvo 방식을 적용할 뿐만 아니라 가격과 임금의 과거치에 연동하는 방식으로 명목경직성을 고려하였다. 또한 선호충격, 통화정책충격, 지출충격, 투자조정비용충격 등의 수요측면의 외생충격과 기술충격, 가격마크업충격, 임금마크업충격 등의 공급측면의 외생충격을 고려하였다. 따라서 명목적 경직성과 다양한 외생충격을 고려함으로써 이들 요인들이 인플레이션 동학에 미치는 영향을 파악할 수 있었다.

2000년부터 2017년간 우리나라의 분기별 자료를 이용하여 베이지안 방법으로 추정된 필립스곡선으로부터 다음과 같은 사실을 발견하였다. 먼저, 과거 인플레이션보다는 기대 인플레이션이 현재 인플레이션에 미치는 영향의 정도가 더 크다. 즉, 미래지향적 요소가 과거지향적 요소에 비해 인플레이션에 더 큰 영향을 미친다. 그리고 실질한계비용에 대한 인플레이션의 반응을 나타내는 필립스곡선의 기울기는 매우 완만한 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 필립스곡선의 기울기가 과거에 비해 더 완만해졌다는 기존 연구결과들과 부합한다.

그리고 인플레이션 변동성에 대한 분산분해 추정결과에 따르면, 비용상승충격으로 해석되는 가격마크업충격이 인플레이션 변동성을 설명하는데 압도적인 기여도를 보여주었고, 통화정책충격과 기술충격이 일정부분 인플레이션의 변동성을 설명하는 것으로 나타났다.

한편, 가격마크업충격에 대한 인플레이션 충격반응함수의 가격경직성에 따른 변화를 모의실험한 결과, 기업들이 과거 인플레이션 연동비율을 높일수록 인플레이션의 반응 폭은 확대되었지만 그 영향이 어느 정도 단기에 그친 반면, 기업들이 자신의 제품가격을 조정할 수 있는 기회가 낮아질수록 인플레이션의 반응이 더 증폭되었을 뿐만 아니라 그 영향이 지속되는 것으로 나타났다.

핵심주제어 : DSGE모형, 필립스곡선, 인플레이션 동학, 베이지안 추정

* 남광희, 국민대 국제통상학과 교수, knam@kookmin.ac.kr

I. 서론

필립스곡선은 인플레이션 동학에 대한 연구에서 중요한 분석도구로서 역할하여 왔다. 필립스(A.W.H. Phillips)가 실업과 임금 인플레이션(wage inflation) 사이의 음(-)의 관계를 실증적으로 분석한 이후 필립스곡선은 여러 형태로 재 정의되어 왔다. 전통적 필립스곡선은 최근에는 뉴케인지안 필립스곡선(New Keynesian Phillips Curve, 이하 NKPC로 표현)으로 변형 발전되어왔다.

예를 들어, Taylor(1980), Rotemberg(1982), Calvo(1983) 등은 NKPC에 미시이론적 근거를 제시하였다. 이들은 가격 경직성을 도입하고, 자신이 생산하는 제품에 대한 독점력을 가진 기업의 이윤극대화조건을 강조하였다. 그런데 미래지향적인(forward-looking) 기업은 매기 자신의 가격을 최적화하는 기회를 가지지 못하기 때문에, 미래의 실질한계비용을 감안하여 현재 가격을 책정한다고 주장하였다. 따라서 NKPC는 전통적 필립스곡선에서 벗어나서 미래지향적인 요소를 감안하게 되었다. NKPC는 현재 인플레이션이 기대 인플레이션과 산출갭이나 한계비용과 같은 실물경제활동에 의존한다는 관계를 밝혀냈다. 그러나 NKPC는 현재 인플레이션이 과거 인플레이션(lagged inflation)에도 의존하는 인플레이션 관성(inflation inertia)을 설명하지 못하는 한계를 가졌다.¹⁾

그래서 Gali & Gertler(1999), Gali, Gertler & Lopez-Salido(2001, 2005)는 앞서 언급된 기본형(baseline) NKPC가 미래지향적 요소만 감안한데 반해 과거지향적(backward-looking) 요소를 반영하는 혼합형(hybrid) NKPC를 제시하였다. 또한 미래지향적 요소가 인플레이션에 미치는 효과가 유의미하며, 더구나 과거지향적 요소보다 강하다는 사실을 계량적으로 규명하였다.²⁾

기본형 NKPC에서 과거 인플레이션의 역할은 없기 때문에 경제주체는 순전히 미래지향적인 형태로만 행동하는 것으로 규정된다. 그러나 실제로 많은 경제주체나 기업들은 가격을 결정할 때 미래지향적 형태뿐만 아니라 과거지향적 형태를 취한다. 따라서 기대 인플레이션뿐만 아니라 과거 인플레이션도 현재 인플레이션의 결정요인으로 작용한다. 이러한 현실을 반영하고자 한 것이 혼합형 NKPC라고 볼 수 있다. 이제 일부 기업들은 과거지향적으로 경험칙(rule of thumb)에 의해 어림짐작으로 가격을 결정하고, 나머지 기업들은 미래지향적으로 최적화문제를 통하여 자신의 제품 가격을 결정한다.³⁾

이러한 이론적 근거를 통하여 과거 인플레이션이 기본형 NKPC에 추가적으로 포함되어 혼합형 NKPC가 탄생되었다. 계량실증분석에서 과거 인플레이션은 현재 인플레이션을 설명하는 유의미한 요소로 평가되었다. 한편, 과거 인플레이션과 미래 인플레이션 가운데 어느 쪽이 현재 인플레이션을 설명하는 더 중요한 요소인가에 대한 논쟁이 새로이 대두되었다.

- 1) NKPC는 관성현상을 제대로 설명하지 못했을 뿐만 아니라, 또 다른 한계점으로 통화정책에 대한 인플레이션의 반응이 실제자료에 부응하지 못한다는 사실이 지적되기도 하였다. NKPC 모형에서 통화정책 충격에 대한 반응은 단기적이고 즉각적인 형태를 보인다. 그러나 실제자료에서 발견되는 반응은 점진적이고 지연된 형태이다.(Mankiw, 2001, Mankiw and Reis, 2002)
- 2) Gali & Gertler(1999), Gali, Gertler & Lopez-Salido(2005)는 미국에 대한 계량분석으로, Gali, Gertler & Lopez-Salido(2001)은 유로지역에 대한 계량분석작업을 행하여, 이러한 사실을 밝혀냈다.
- 3) Gali and Gertler(1999)는 일부 기업은 과거지향적으로 경험칙에 의존한다고 사실을 모형화하였고, 반면 Christiano, Eichenbaum & Evans(2005)는 일부 기업이 물가연동(price indexation) 원칙에 따라 과거지향적으로 가격을 결정한다는 방식으로 모형화하였다.

한편, NKPC에서 인플레이션과 산출갭사이에는 이론적으로 양(+)의 관계를 가져야하지만, 계량실증연구에서는 오히려 음(-)의 관계가 나오거나, 양(+)의 관계라 하더라도 통계적으로 유의미한 관계가 발견되기도 하였다. 그래서 Gali and Gertler(1999)는 산출갭 대신 한계비용을 인플레이션의 설명변수로 사용하였다. 그런데 한계비용 변수는 실제 자료를 구하기 힘들기 때문에 노동소득비중을 대리변수로 이용하였다. Gali & Gertler(1999), Gali, Gertler & Lopez-Salido(2005)는 미국자료에 대하여 노동소득비중이 유의미한 양(+)의 관계를 가지는 것을 발견하였고, 또한 기대 인플레이션에 대한 추정계수가 과거 인플레이션에 대한 추정계수보다 크다는 사실도 발견하였다.

한편, 국내에서도 뉴케인지안 필립스곡선에 대한 연구가 진행되어 왔다. 특히, 혼합형 필립스곡선에서 과거 인플레이션과 기대 인플레이션이 현재 인플레이션에 끼치는 정도에서 차이가 존재하는지, 또는 실물경제활동을 나타내는 산출갭이나 실질한계비용과 인플레이션 사이의 선형적인 관계가 실증분석에서도 확인되는지를 검증하는 연구들이 존재한다.

문성우·윤택·이미혜(2004)는 Christiano, Eichenbaum, and Evans(2005), Woodford(2003)처럼 기업들이 매기 과거 인플레이션을 고려하여 현재 가격을 책정하는 수정된 Calvo 모형에서 필립스곡선을 도출하고, 한편 Gali and Gertler(1999)처럼 일정비율의 기업이 경험적으로 가격을 책정하는 경우를 고전적 Calvo모형에 적용하여 필립스곡선을 도출하여, 양쪽에서 구한 필립스곡선이 같은 형태의 혼합형 NKPC임을 보여주었다. 또한, 이렇게 도출된 혼합형 NKPC에 대한 추정결과, 과거 인플레이션에 대한 추정계수보다 기대 인플레이션에 대한 추정계수가 크게 나왔다. 또한 Gali & Gertler(1999)처럼 산출갭에 대한 대리변수로서 사용된 실질한계비용은 인플레이션에 대한 반응계수가 통계적으로 유의미하고 그 부호가 양(+)임을 발견하였다.⁴⁾

성명기·한성신(2009)은 뉴케인지안의 시각에서 혼합형 NKPC를 계량분석하였다. 다른 연구와 달리 특이한 점은 공급측 요인으로 산출갭이나 한계비용 대신 상대가격 변동성의 표준편차, 왜도(skewness) 및 실업률 변수를 사용하였다. 1985년 1월부터 2008년 6월 자료를 이용하여 추정한 결과에 따르면, 기대 인플레이션에 대한 계수가 과거 인플레이션에 대한 계수보다 크게 추정되었다. 즉, 미래지향적인 요소가 과거지향적인 요소보다 인플레이션에 더 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 그러나 외환위기이후(1997.11~2008.6) 기간으로 국한하면, 과거지향적 요소가 미래지향적 요소보다 더 큰 역전현상이 발견되기도 하였다.⁵⁾

박기석·주상영(2011)은 Gali & Gertler(1999) 추정식을 원용하여 혼합형 NKPC를 계량분석하였다. 공급측 요인으로서 한계비용의 대리변수로 제조업 단위노동비용을 사용하고, 2000년 1사분기부터 2009년 4사분기 사이의 자료를 활용하여 횡단방정식 제약 방법과 베이지안 MCMC 기법을 결합하여 추정하였다. 추정결과에 따르면 인플레이션의 결정과정에 과거 인플레이션보다 기대 인플레이션이 중요한 역할을 하며, 한계비용 또한 뚜렷한 영향을 미치는 것으로 나왔다. 그러나 한계비용의 반응계수가 기존의 다른 연구에 비해 크게 나왔으며, 이는 필립스곡선의 기울기가 다른 연구에 비해 보다 가파르다는 것을 의미한다.

Kim and Ahn(2008)은 혼합형 NKPC에 개방경제적 특성을 반영하고자 하였다. 우리나라 물가는 수입중간재 가격변동에 큰 영향을 받는다는 사실에 주목하여 수입중간재를 인플레이션

4) 추정시 사용한 자료는 도시가계연보의 노동소득분배율로 1980년 이후 분기자료를 활용하였다.

5) 필립스곡선의 기울기를 결정짓는 실물경제활동으로 사용한 상대가격 변동성의 표준편차, 왜도 및 실업률에 대한 계수는 절대값이 작게 나타나서, 필립스곡선이 평평한 형태로 추정되었다. 예를 들어 외환위기이후 기간에서 실업률에 대한 계수는 -0.023의 값으로 추정되었다.

동학에 포함시켰다. 그래서 필립스곡선 추정식에서 실물경제활동 수준을 나타내는 변수로서 실질한계비용뿐만 아니라 총산출대비 부가가치의 변동률을 포함하였다. 1972년 2사분기부터 2005년 3사분기 기간에 대한 추정결과에 따르면 현재 인플레이션은 과거 인플레이션보다 기대 인플레이션에 영향을 받는 정도가 훨씬 크게 나타났다. 또한 추정된 필립스곡선의 기울기는 외환위기이후 최근으로 올수록 완만해진 것으로 나타났다.

Kim(2008)은 Gali & Gertler(1999)가 도출한 혼합형 NKPC를 GMM을 이용하여 추정하였다.⁶⁾ 추정식에 대해서는 구조형(structural form) 및 폐쇄형(closed form) 방정식을 이용하고, 인플레이션 자료도 GDP디플레이터와 비농업제조업 디플레이터의 두 가지 자료를 사용하고, 도구변수에 대해서도 L_2 부스팅 방법을 통해 선정하는 등 다양한 방법과 자료를 적용하여 필립스곡선을 추정하였다. 추정결과에 따르면, 혼합형 NKPC의 추정계수들이 추정모형이나 대상 인플레이션 지표에 관계없이 모두 유의미하게 나타나서 혼합형 NKPC가 우리나라 인플레이션 변동요인을 설명하는 행태방정식으로서 유용하다고 주장하였다. 그러나 일부 추정계수의 값이 선형적인 범위를 벗어나는 경우도 제시되었다.⁷⁾

이상에서 살펴본 기존 연구와 달리 본 연구는 다음과 같은 측면에서 차별성을 가진다. 문성우·윤택·이미혜(2004), 성명기·한성신(2009), 박기석·주상영(2011), Kim & Ahn(2008) 등은 폐쇄형의 단일방정식, 또는 단일방정식내의 변수로 구성된 VAR을 추정방정식으로 설정한데 반해, 본 연구는 우리경제 구조를 대변할 수 있는 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형 전체를 추정방정식으로 설정하였다. 즉, 필립스곡선이라는 하나의 방정식만을 추정하는 대신, 뉴케인지안 모형 전체를 추정하고, 모형을 구성하는 방정식의 하나인 필립스곡선을 살펴보고자 하였다.

한편 Kim(2008)은 구조형으로도 필립스곡선을 추정한 바 있지만, 소규모의 구조방정식을 이용하는데 그쳤다. 대신 본 연구는 더 많은 경제자료들을 추정에 반영할 수 있는 중규모의 뉴케인지안 DSGE모형을 설정하였다. 소규모 뉴케인지안모형은 사실상 IS곡선과 필립스곡선의 두 가지 방정식으로 요약되는 간략한 형태를 가진다. 이에 반해 본 연구에서는 Smets & Wouter(2003, 2007), Christiano, Eichenbaum, & Evans(2005) 처럼 소비와 투자의 오일러 방정식, 자본재 가격의 재정거래 방정식, 자본축적식, 생산함수, 필립스곡선, 자본임대가격 결정식, 가격 및 임금 마크업 결정식, 이자율준칙 등을 포함하는 중규모의 DSGE모형을 설정하였다.^{8),9)}

또한 통화정책충격, 선호충격, 정부지출충격, 투자조정비용충격 등의 수요측면의 충격과 함께 가격 및 임금마크업충격, 기술충격 등의 공급측면의 충격 등을 감안하였기 때문에 이들 외생 충격에 대한 인플레이션의 동학을 검증할 수 있다. 모형에 대한 추정은 베이지안 추정법을 적용하여 우리경제의 현실을 매개변수와 충격항의 추정에 반영하였고, 충격반응함수와 분산분해를 통해 인플레이션 변동의 원인을 분석하였다. 한편 구조모형의 여러 방정식 가운데 하나로서 필립스곡선을 추정하고, 기존연구 결과와 비교하였다. 또한 가격경직성과 Calvo계수 등의

6) 조사대상기간은 1985년 1사분기부터 2007년 4사분기이며, 실질한계비용 변수에 대해 단위노동비용 자료를 활용하였다.

7) 예를 들어, 기대 인플레이션에 대한 추정계수의 값이 음(-)으로 나온 경우도 발견되었다.

8) 이들 모형은 뉴케인지안 DSGE모형으로서 미국과 유럽의 경기변동을 설명하는데 유용한 것으로 평가되고 있다.

9) 남광희(2017)도 유사한 뉴케인지안 DSGE모형을 추정한 바 있다. 그러나 추정대상기간이 상이하고, 인플레이션과 이자율에 대하여 본 연구와 다른 자료를 이용하였다. 또한 남광희(2017)는 최근 경기변동의 특성을 규명하고자 한데 반해 본 연구는 필립스곡선을 추정하는데 주안점을 두었다는 점에서 차이를 가진다.

명목경직성의 변화에 따라 인플레이션의 동학이 어떻게 달라지는가를 비교하는 모의실험을 행하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같이 이루어진다. 제 II장에서는 뉴케인지안 DSGE모형을 구축하고, 추정에 이용된 모형방정식을 정리하였다. 특히 모형의 최적화문제에서 구한 1계조건과 제약조건을 이용하여 필립스곡선을 도출하였다. 제 III장에서는 조사대상자료와 추정방법을 설명하고 매개변수의 추정결과를 제시하였다. 그리고 인플레이션에 대한 예측오차의 분산분해, 충격반응함수를 통해 추정모형의 이론적, 현실적 적합성을 점검하고, 필립스곡선의 추정결과를 해석하고 명목경직성에 따른 인플레이션 동학의 변화를 시뮬레이션한 결과를 제시하였다. 제 IV장에서는 추정결과로부터 얻은 결론을 맺었다.

II. 모 형

2.1. 가계의 소비자 문제

개별 가계(i)는 아래와 같은 기대효용을 극대화하고자 소비($C_t(i)$), 노동시간($L_t(i)$), 채권($B_t(i)$), 투자($I_t(i)$), 자본가동률(capital utilization rate, $u_t(i)$)을 선택한다.

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\epsilon_t^b (C_t(i) - h C_{t-1})^{1-\sigma_c} / (1-\sigma_c) - L_t(i)^{1+\sigma_l} / (1+\sigma_l) \right], \quad (1)$$

여기서 β 는 시간할인율(time discount rate), h 는 소비습관(habit formation)의 정도, σ_c 는 위험회피도(degree of relative risk aversion), σ_l 은 노동공급탄력성(elasticity of labor supply)을 나타낸다. 그리고 ϵ_t^b 는 선호충격(preference shock)으로서 아래와 같은 AR(1) 확률과정을 따른다고 가정한다.¹⁰⁾

$$\ln \epsilon_t^b = \rho_b \ln \epsilon_{t-1}^b + \xi_t^b, \quad \xi_t^b \sim N(0, \sigma_b) \quad (2)$$

그리고 가계는 아래와 같은 예산제약식을 가진다.

$$C_t(i) + I_t(i) + \frac{B_t(i)}{R_t P_t} + \frac{T_t}{P_t} = \frac{B_{t-1}(i)}{P_t} + \frac{W_t(i)L_t(i)}{P_t} + \frac{R_t^k u_t(i)K_{t-1}(i)}{P_t} - \Psi(z_t(i))K_{t-1}(i) + \frac{D_t(i)}{P_t} \quad (3)$$

예산제약식에서 알 수 있듯이, 가계의 소득은 채권상환금, 근로, 자본임대, 배당으로부터 발생한다. 가계는 기업에게 자본, $K_{t-1}(i)$ 에 자본가동률을 곱한 실효자본, $u_t(i)K_{t-1}(i)$ 을 임대한다. 이에 따라 자본임대소득, $R_t^k u_t(i)K_{t-1}(i)$ 을 얻게 되지만, 자본가동률을 조정하게 되면 그에 따른 조정비용, $\Psi(u_t(i))K_{t-1}(i)$ 이 발생한다.¹¹⁾ 그리고 T_t 는 정액세, P_t 는 물가수준,

10) 선호충격은 Smets and Wouters(2007)에서 정의한 위험프리미엄(risk premium)의 음(-)의 충격으로 해석할 수 있다.

$D_t(i)$ 는 배당을 각각 나타낸다. 그리고 자본축적식은 아래와 같이 주어진다.

$$K_t(i) = (1 - \delta)K_{t-1}(i) + \epsilon_t^i \left[1 - S\left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)}\right) \right] I_t(i) \quad (4)$$

여기서 $S(\cdot)$ 는 투자의 조정비용 함수를 의미한다.¹²⁾ γ 는 정상상태 경제성장률, φ 는 정상상태에서 투자조정비용의 탄력성을 나타낸다.(Christiano et al., 2005) 투자의 조정비용 함수에 대한 충격, ϵ_t^i 는 소비재 대비 투자재의 상대가격에 영향을 미치며, 아래와 같은 AR(1) 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln \epsilon_t^i = \rho_i \ln \epsilon_{t-1}^i + \xi_t^i, \quad \xi_t^i \sim N(0, \sigma_i) \quad (5)$$

2.2. 가게의 노동공급 문제

Erceg, Henderson, and Levin(2000) 처럼 가게는 차별화된 노동 $L_t(i)$ 의 독점적 공급자이다. 그리고 대표적인 경쟁적 고용대행기관(employment agency)이 존재하여 가게의 특화된 노동을 아래와 같은 총노동, L_t 으로 결합한다고 가정한다.

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t(i)^{\frac{1}{1+\lambda_{w,t}}} di \right]^{1+\lambda_{w,t}} \quad (6)$$

여기서 $\lambda_{w,t}$ 은 임금마크업충격을 나타내며, ARMA(1,1) 확률과정을 따른다고 가정한다.¹³⁾ (Smets and Wouters, 2007) 즉,

$$\ln \lambda_{w,t} = (1 - \rho_w) \ln \lambda_w + \rho_w \ln \lambda_{w,t-1} + \xi_t^w - \mu_w \xi_{t-1}^w, \quad \xi_t^w \sim N(0, \sigma_w) \quad (7)$$

각 가게 i 가 제공하는 노동공급량, $L_t(i)$ 는 고용대행기관의 이윤극대화 문제로 부터 구할 수 있다. 즉,

$$L_t(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}}} L_t \quad (8)$$

그리고 노동을 수요하는 중간재 생산기업이 지불하게 되는 임금은 아래와 같다.

11) 여기서 자본가동조정비용함수는 Christiano et al.(2005), Smets and Wouters(2003, 2007)와 마찬가지로 정상상태에서 자본가동률, $u=1$ 이 되고, 이 때 자본임대가격에 대한 자본가동률의 탄력성은 $1/\psi - 1 = \Psi'(1)/\Psi''(1)$ 이 되는 특성을 가진다.

12) 정상상태에서는 $S(\gamma)=0$, $S'(\gamma)=0$, $S''(\gamma) \equiv \varphi > 0$ 의 특성을 가진다고 가정한다.

13) 확률과정에 MA항을 포함시킨 이유는 Smets and Wouters(2007)처럼 임금의 고빈도 변동성을 반영하기 위해서다.

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t(i)^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} \right]^{-\lambda_{w,t}} \quad (9)$$

그리고 명목적 경직성을 초래하는 임금설정 방식은 Calvo(1983) 방식을 따른다고 가정한다. 가게는 매기 $1 - \zeta_w$ 의 확률로 임금(\tilde{W}_t)을 재조정할 수 있다. 반면, 임금을 재조정할 수 없을 때에는 경제성장률(γ)와 전기 인플레이션율(π_{t-1}) 및 정상상태 인플레이션율(π^*)을 감안하여 임금인상률을 책정한다. 이 때 임금연동비율(wage indexation rate, ι_w)에 따라 전기 인플레이션을 반영한다고 가정한다. 결국, 총임금지표(aggregate wage index)는 아래와 같이 표현된다.

$$W_t = \left[(1 - \zeta_w) \tilde{W}_t^{-1/\lambda_{w,t}} + \zeta_w (\gamma \pi_{t-1}^{\iota_w} \pi^*^{1-\iota_w} W_{t-1})^{-1/\lambda_{w,t}} \right]^{-\lambda_{w,t}} \quad (10)$$

2.3 최종재 생산기업

최종재 생산기업은 차별화된 중간재, $Y_t(j)$ 를 투입하여 최종재, Y_t 를 아래와 같은 생산기술로 생산한다.¹⁴⁾ 그리고 생산한 최종재를 완전경쟁시장에서 가게에 판매한다고 가정한다.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{1}{1+\lambda_{p,t}}} dj \right]^{1+\lambda_{p,t}} \quad (11)$$

여기서 $\lambda_{p,t}$ 는 최종재 생산기업의 중간재 $Y_t(j)$ 에 대한 수요를 결정하는 매개변수이다. 시변적인(time-varying) 가격마르크업 매개변수로서 $\lambda_{p,t}$ 의 교란항은 아래와 같은 ARMA(1,1)의 확률과정을 따른다고 가정한다.¹⁵⁾

$$\ln \lambda_{p,t} = (1 - \rho_p) \ln \lambda_p + \rho_p \ln \lambda_{p,t-1} + \xi_t^p - \mu_p \xi_{t-1}^p, \quad \xi_t^p \sim N(0, \sigma_p) \quad (12)$$

그리고 j 중간재에 대한 수요함수, $Y_t(j)$ 는 최종재 생산기업의 이윤, $\Pi_t = P_t Y_t - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j) dj$ 를 극대화하기 위한 조건으로부터 도출된다. 즉,

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-(1+\lambda_{p,t})/\lambda_{p,t}} Y_t \quad (13)$$

최종재시장의 완전경쟁으로 인하여 기업의 이윤은 없기 때문에 최종재가격은 다음과 같이 표현된다.

14) 지표 $j \in [0,1]$ 은 개별기업을 표시한다.

15) 인플레이션의 고빈도 변동성을 반영하기 위해 확률과정에 MA항을 포함시켰다(Smets & Wouters, 2007).

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(j)^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} dj \right]^{-\lambda_{p,t}} \quad (14)$$

2.4. 중간재 생산기업

중간재 생산기업은 아래와 같은 생산기술을 가지고 있다고 가정한다.

$$Y_t(j) = \epsilon_t^a K_t^s(j)^\alpha [\gamma^t L_t(j)]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi \quad (15)$$

여기서 $K_t^s = u_t K_{t-1}$ 는 생산에 사용된 자본서비스를 나타내며, 가동된 실효자본(effective utilization of the capital stock)을 의미한다. Φ 는 고정비용을 나타내고, ϵ_t^a 는 총요소생산성에 대한 충격을 나타내며 아래와 같은 확률과정을 가진다고 가정한다.

$$\ln \epsilon_t^a = \rho_a \ln \epsilon_{t-1}^a + \xi_t^a, \quad \xi_t^a \sim N(0, \sigma_a) \quad (16)$$

한편 중간재 생산기업의 생산비용, $W_t L_t(j) + R_t^k K_t(j)$ 를 최소화하기 위한 1계 조건으로부터 자본-노동비율을 구할 수 있다. 즉,

$$\frac{W_t L_t(j)}{R_t^k K_t^s(j)} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \quad (17)$$

또한 개별 기업의 자본-노동비율은 대칭적 균형에서 동일하므로, 총 자본-노동비율(aggregate capital-labor ratio)과 같아진다. 그리고 한계비용, MC_t 도 모든 기업에 동일하게 적용된다. 즉,

$$MC_t = \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{-(1-\alpha)} W_t^{1-\alpha} (R_t^k)^\alpha \gamma^{-(1-\alpha)t} (\epsilon_t^a)^{-1} \quad (18)$$

2.5. 정부정책

통화당국은 테일러방식(Taylor rule)의 이자율준칙에 따라 통화정책을 운영한다고 가정한다.(Smets and Wouters, 2003, 2007) 통화당국은 전기 이자율, 인플레이션, 산출갭 및 그 증가율에 반응하여 이자율을 조정한다. 즉,

$$\frac{R_t}{R^*} = \left(\frac{R_{t-1}}{R^*} \right)^{\phi_r} \left[\left(\frac{\pi_t}{\pi^*} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\phi_y} \right]^{1-\phi_r} \left(\frac{Y_t/Y_{t-1}}{Y_t^*/Y_{t-1}^*} \right)^{\phi_{\Delta y}} r_t \quad (19)$$

여기서 R^* 는 정상상태의 총명목이자율을, Y_t^* 는 잠재산출(potential output)을 나타낸다. 잠재산출은 가격과 임금에 대한 마크업충격이 존재하지 않아서 물가와 임금이 신축적인 경우에

도달가능한 산출수준을 의미한다. 매개변수 ϕ_r 은 이자율 평활화계수(smoothing coefficient)로서 이자율관성 현상을 반영하며, ϕ_π 와 ϕ_y 는 인플레이션과 산출갭에 대한 반응계수를 각각 나타낸다. 그리고 통화정책 충격 r_t 는 아래와 같은 AR(1) 확률과정을 통해 결정된다고 가정한다.

$$\ln r_t = \rho_r \ln r_{t-1} + \epsilon_t^r, \quad \epsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r) \quad (20)$$

정부는 정부지출(G_t)의 재원을 조달하기 위해 가계로부터 정액세(T_t)를 징수하거나 채권(B_t)을 발행할 수 있다. 한편, 정부지출은 확률적 교란(ϵ_t^g)하에 놓여있다고 가정한다. 즉, $G_t = \gamma^t \overline{G} \epsilon_t^g$ 이며, ϵ_t^g 은 다음과 같은 확률과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln \epsilon_t^g = (1 - \rho_g) \ln \epsilon_t^g + \rho_g \ln \epsilon_{t-1}^g + \xi_t^g - \rho_{ga} \xi_t^a, \quad \xi_t^g \sim N(0, \sigma_g) \quad (21)$$

여기서 외생적 지출충격은 AR(1) 확률과정에 추가하여 기술충격 교란항(ξ_t^a)이 관여된다고 가정하였다. 그 이유는 외생적 지출에는 정부지출뿐만 아니라 순수출이 포함된 것으로 자료를 처리하였고, 순수출에는 생산성의 발달이 영향을 미친다고 볼 수 있기 때문이다.(Smets and Wouters, 2007)

정부의 예산제약식은 아래와 같으며, 균형에서 채권의 순공급은 영(zero)이 되고 징수된 세금과 지출금액은 같아진다.

$$P_t G_t + B_{t-1} = T_t + \frac{B_t}{R_t} \quad (22)$$

한편, 정부의 예산제약식과 가계의 예산제약식으로부터 아래와 같은 총자원제약식을 얻게 된다.

$$C_t + I_t + G_t + \Phi(u_t) K_{t-1} = Y_t \quad (23)$$

2.6 필립스곡선의 도출

필립스곡선은 앞에서 살펴본 중간재 생산기업의 가격책정 문제로부터 도출할 수 있다. 중간재 생산기업은 이윤을 극대화하기 위해 가격을 책정할 수 있다. 그런데 가격이 결정되는 규칙에서 Calvo 방식이 적용된다고 가정한다. 가격을 재조정하기 위해서는 $1 - \zeta_p$ 의 확률로 가격조정신호를 받아야 한다. 가격조정신호를 받지 못한 중간재 생산기업은 전기 인플레이션(π_{t-1})과 정상상태 인플레이션(π^*)에 일정비율(ι_p 및 $1 - \iota_p$)로 연동하여 가격을 설정한다고 가정한다.

따라서 만약 어떤 기업이 t 기부터 s 기간 동안 가격조정을 못했다면, 그 기업의 가격은 $\Pi_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1}^{\iota_p} \pi_{t-1}^{1-\iota_p} P_t(j)$ 와 같다. 그리고 가격조정신호를 받은 기업은 자신의 제품에 대한 수요, $Y_{t+s}(j)$ 가 주어진 조건하에 판매수익과 비용의 차익에 따른 이윤의 현재가치를 극대화한

다.¹⁶⁾ 즉,

$$\begin{aligned} \max_{\tilde{P}_t(j)} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \zeta_p)^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \left[\frac{\prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1}^{\iota_p} \pi_*^{1-\iota_p}}{P_{t+s}} \tilde{P}_t(j) - MC_{t+s} \right] Y_{t+s}(j) \\ \text{s.t. } Y_{t+s}(j) = \left[\frac{\prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1}^{\iota_p} \pi_*^{1-\iota_p} P_t(j)}{P_{t+s}} \right]^{-\frac{1+\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}}} Y_{t+s} \end{aligned} \quad (24)$$

식 (24)에 의해 구한 해를 $\tilde{P}_t(j)$ 라고 표시하며, 총물가지표(aggregate price index)는 다음과 같은 규칙에 의해 결정된다.

$$P_t = \left[(1 - \zeta_p) \tilde{P}_t^{-1/\lambda_{p,t}} + \zeta_p (\gamma \pi_{t-1}^{\iota_p} \pi_*^{1-\iota_p} P_{t-1})^{-1/\lambda_{p,t}} \right]^{-\lambda_{p,t}} \quad (25)$$

그리고 식 (24)의 1계 조건을 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \frac{1}{\lambda_{p,t}} (\tilde{P}_t - (1 + \lambda_{p,t}) MC_t) Y_t(j) + \\ E_t \sum_{s=1}^{\infty} (\beta \zeta_p)^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t \lambda_{p,t+s}} (\tilde{P}_t(j) (\prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1}^{\iota_p} \pi_*^{1-\iota_p}) / P_{t+s} - (1 + \lambda_{p,t+s}) MC_{t+s}) Y_{t+s}(j) = 0 \end{aligned} \quad (26)$$

위 식에 대해 P_t 로 나누어 실질단위로 바꾸고, 추세치(γ)를 추출하면 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \frac{1}{\lambda_{p,t}} (\tilde{p}_t - (1 + \lambda_{p,t}) mc_t) y_t(j) + \\ E_t \sum_{s=1}^{\infty} (\bar{\beta} \zeta_p \gamma)^s \frac{\xi_{t+s}}{\xi_t} \frac{1}{\lambda_{p,t+s}} (\tilde{p}_t(j) \frac{\prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau-1}^{\iota_p} \pi_*^{1-\iota_p}}{\prod_{\tau=1}^s \pi_{t+\tau}} - (1 + \lambda_{p,t+s}) mc_{t+s}) y_{t+s}(j) = 0 \end{aligned} \quad (27)$$

여기서 $\tilde{p}_t = \tilde{P}_t / P_t$, $mc_t = MC_t / P_t$, $\bar{\beta} = \beta \gamma^{-\sigma_c}$, $\xi_t = \lambda_t \gamma^{\sigma_c t}$ 를 표시한다. 그리고 중간재 생산기업이 책정하는 가격(\tilde{p}_t)을 정상상태(steady-state)로부터의 로그괴리(log deviation)로 표현하면 아래와 같은 식을 얻게 된다. 이하에서 $\hat{(\cdot)}$ 기호는 정상상태로부터의 로그괴리를 표시한다.

$$\hat{p}_t = \frac{\zeta_t}{1 - \zeta_p} (\hat{\pi}_t - \iota_p \hat{\pi}_{t-1}) \quad (28)$$

이제 식 (28)을 식 (27)에 대입하면 아래와 같은 필립스곡선이 도출된다.

$$\hat{\pi}_t = \beta_1 \hat{\pi}_{t-1} + \beta_2 E_t \hat{\pi}_{t+1} + \beta_3 (\widehat{mc}_t + \frac{\lambda_{p,t}}{1 + \lambda_{p,t}} \hat{\lambda}_{p,t}), \quad (29)$$

16) 식 (24)의 이윤극대화 문제에서 λ_t 는 가격의 효용극대화 문제에서 예산제약식에 대한 라그랑지 승수이며, 소비의 한계효용을 의미한다. 기업의 소유주는 가격이며, 주인-대리인 문제가 없다면, 기업은 할인율과 소비의 한계효용으로 조정된 이윤의 현재가치를 극대화하고자 한다.

$$\beta_1 = \frac{\iota_p}{1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma}, \quad \beta_2 = \frac{\bar{\beta}\gamma}{1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma}, \quad \beta_3 = \frac{(1 - \zeta_p \bar{\beta}\gamma)(1 - \zeta_p)}{(1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma)\zeta_p}$$

따라서 현재의 인플레이션은 기대 인플레이션 뿐만 아니라 과거 인플레이션에도 영향을 받는 혼합형 NKPC의 형태를 가진다. 또한 현재 인플레이션은 실질한계비용 및 가격마크업충격의 영향을 받는다. 위의 혼합형 NKPC는 다음과 같은 성격을 가진다. 첫째 현재 인플레이션이 과거 인플레이션의 영향을 받는 정도(β_1)는 과거 인플레이션 연동 매개변수(ι_p)와 성장률을 감안한 할인율($\bar{\beta}\gamma$)에 의해 결정된다. 그리고 $\partial\beta_1/\partial\iota_p = 1/(1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma)^2 > 0$ 이라는 사실에 따라, 기업들이 가격결정시 과거 인플레이션에 연동하는 비율을 높일수록(ι_p 가 커질수록) 현재 인플레이션은 과거지향적 요소의 영향을 크게 받는다.

둘째, 현재 인플레이션이 기대 인플레이션의 영향을 받는 정도(β_2)는 과거 인플레이션 연동 매개변수(ι_p)와 성장률을 감안한 할인율($\bar{\beta}\gamma$)에 의해 결정되지만, 기업들이 가격결정시 과거 인플레이션에 연동하는 비율을 높일수록(ι_p 가 커질수록), 현재 인플레이션은 미래지향적 요소의 영향을 작게 받는다. 즉, $\partial\beta_2/\partial\iota_p = -(\bar{\beta}\gamma)^2/(1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma)^2 < 0$.

셋째, 현재 인플레이션이 실질한계비용의 영향을 받는 정도(β_3)는 과거 인플레이션 연동 매개변수(ι_p)와 성장률을 감안한 할인율($\bar{\beta}\gamma$) 뿐만 아니라 Calvo 매개변수(ζ_p)에 의해서 결정된다. 그런데 과거 인플레이션 연동 매개변수와 Calvo 매개변수가 커질수록 β_3 는 작아진다.¹⁷⁾ 기업들이 과거 인플레이션에 연동하여 가격을 정하고, 이윤극대화에 따라 자신의 가격을 결정하는 기회가 줄어들수록 인플레이션과 실물경제활동간의 상응관계가 약화된다. 즉, 필립스곡선의 기울기가 완만하게 된다.

III. 실증분석

3.1. 자료 및 매개변수

모형의 매개변수는 개별 매개변수를 확률변수로 취급하여 사전분포를 가정한 후 칼만(Kalman) 필터를 통해 우도함수를 극대화하는 베이지안 방식으로 추정하였다.(Herbst and Schordfheide, 2016) 먼저, 변수들의 정상상태(steady-state)로부터의 로그편리값을 구하고, 상태공간(state space) 모형을 구성하였다. 그리고 Hamilton(1994)에 따라 모형의 매개변수들에 대한 사후분포를 추정하였다.

추정에 사용된 시계열 자료는 산출, 인플레이션, 소비, 투자, 노동시간, 임금, 이자율 등이며 2000년 1사분기부터 2017년 4사분기까지를 대상으로 하였다. 산출, 인플레이션, 소비, 투자는 한국은행 국민계정의 자료가 이용되었다. 산출, 소비, 투자는 실질자료가 사용되었고, 인플레이션은 GDP디플레이터가 활용되었다. 노동시간과 임금은 통계청 노동통계의 전체산업 근로시간과 임금 자료를 이용하였다. 명목이자율은 콜금리가 이용되었고, 명목이자율을 제외한 모든 자료는 계절조정되었으며 로그값을 취하였다. 그리고 명목이자율과 인플레이션을 제외한 모든

17) 이는 $\partial\beta_3/\partial\iota_p = -[(1 - \zeta_p \bar{\beta}\gamma)(1 - \zeta_p)\bar{\beta}\gamma]/[\zeta_p(1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma)^2] < 0$, where $0 < \zeta_p < 1$, $\zeta_p \bar{\beta}\gamma < 1$ 및 $\partial\beta_3/\partial\zeta_p = -(1 + \bar{\beta}\gamma\zeta_p^2)/[(1 + \iota_p \bar{\beta}\gamma)\zeta_p^2] < 0$ 을 통해 확인할 수 있다.

자료는 15세~64세 인구로 나누어 1인당 자료로 정의되었다.

<표 1>에 제시되어 있듯이, 베이지안 추정을 위한 매개변수들에 대한 사전분포는 Christiano et al.(2005), Smets and Wouters(2003, 2007) 등을 참조하여 정하였다. 예를 들어, 위험회피도, 노동공급탄력성, 총고정비용, 이자율 준칙의 인플레이션, 산출갭, 산출갭의 증가율에 대한 반응계수, 정상상태 노동량, 정상상태 순경제성장률, 지출충격의 기술충격 연관계수, 생산함수의 자본비중 등의 매개변수들에 대해서는 정규분포를 설정하였고, 정상상태 인플레이션과 시간선호율은 감마분포를 설정하였다. 선형적으로 0과 1사이의 값을 가지는 매개변수들에 대해서는 베타함수를 적용하였다. 각 충격들의 지속성계수, MA항을 가진 충격들의 MA계수, 임금 및 가격의 연동계수 및 Calvo계수, 이자율준칙의 이자율 지속성계수 등이 여기에 속한다. 그리고 외생충격의 표준편차에 대해서는 역감마분포를 설정하였다.

추정된 사후분포는 기존연구인 이준희(2011), 배병호(2013)의 추정결과와 유사하며, 직관적 기준에서 벗어나는 추정치는 발견되지 않았다. 외생충격의 지속성과 관련된 AR(1)계수들을 보면 기술충격과 지출충격이 상당히 지속성이 높은 것으로 추정된 반면, 투자조정비용충격과 통화정책충격의 지속성은 낮은 것으로 추정되었다. 이것은 투자조정비용충격과 통화정책충격이 다른 외생충격에 비해 일시적이고 변동적인 측면을 반영한 것으로 해석된다. 그리고 임금마크업충격에 비해 가격마크업충격의 AR(1)계수가 커서 가격마크업충격이 임금마크업충격에 비해 지속적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 위험회피도, 소비습관 등 주요 매개변수들도 기존 국내연구와 거의 유사하게 추정되었다. 이자율 준칙과 관련된 계수들도 이자율 지속성이 높게 추정되었고, 인플레이션에 대한 반응이 강한데 비해 산출갭과 그 증가율에 대한 반응은 약하게 추정되었다.

추정계수가운데 특히 주목할 부분인 가격경직성을 나타내는 Calvo 계수(ζ_p)는 0.7677의 값으로 추정되었다. 이는 기업들이 가격을 수정하는데 평균적으로 4분기 이상(4.3분기)을 기다린다는 것을 의미한다. 그리고 과거 인플레이션 연동 계수인 ι_p 은 0.2577의 값으로 추정되었다.¹⁸⁾ 그리고 <표 1>에 표시되지 않은 나머지 매개변수들은 캘리브레이션의 방법으로 설정하였다. 감가상각률(δ)은 기존의 많은 경기변동관련 연구에서 이용하는 0.025의 값(분기기준)을 적용하였다. 정상상태에서의 지출의 GDP비중은 정부의 소비지출과 순수출을 합한 값이 GDP에서 차지하는 비중(0.158)으로 계산하였다. 이는 지출충격을 정부지출과 순수출의 합으로 정의한데 따른 것이다.

18) Gali et al.(2001, 2005)이 추정했던 Calvo계수와 비교하면 미국(0.498)이나 유럽(0.668)보다 높은 값이다. 과거 인플레이션 연동 계수는 유럽(0.03)보다 크며 미국(0.255)과는 비슷한 값이다.

<표 1> 매개변수의 사전분포와 사후분포 추정결과

모수	정의	사전분포			사후분포		
		분포	평균	표준편차	평균	90% HPD 구간	
σ_c	위험회피도	정규	1.5	0.1	1.3487	1.1876	1.4960
h	소비습관	베타	0.6	0.1	0.7473	0.6511	0.8386
σ_l	노동공급 탄력성	정규	2	0.75	0.9576	0.2006	1.6957
ζ_w	임금 Calvo 계수	베타	0.5	0.1	0.6253	0.5330	0.7218
ζ_p	가격 Calvo 계수	베타	0.5	0.1	0.7677	0.6449	0.9358
ι_w	과거 임금 연동	베타	0.5	0.15	0.4127	0.1920	0.6179
ι_p	과거 인플레이션 연동	베타	0.5	0.15	0.2577	0.0928	0.4149
ψ	자본가동률 탄력성관련 계수	베타	0.5	0.15	0.8675	0.7798	0.9613
Φ	총고정비용	정규	1.25	0.12	1.4812	1.2842	1.6615
φ	투자조정비용함수 탄력성	정규	6	1.5	8.5732	6.6851	10.3618
ϕ_π	이자율준칙 인플레이션반응	정규	1	0.2	1.4094	1.0121	1.7049
ϕ_r	이자율준칙 이자율 지속성	베타	0.85	0.1	0.9439	0.9263	0.9627
ϕ_y	이자율준칙 산출갭 반응	정규	0.2	0.1	0.0233	-0.0151	0.0737
$\phi_{\Delta y}$	이자율준칙 산출갭 증가 반응	정규	0.2	0.1	0.0429	0.0256	0.0602
$\bar{\pi}$	정상상태 인플레이션율	감마	0.661	0.1	0.6564	0.5191	0.8068
$\beta^{-1}-1$	시간선호율(%)	감마	0.25	0.1	0.1829	0.0646	0.2950
\bar{l}	(정상상태) 노동량	정규	0	2	1.0163	-2.5395	4.0670
γ	(정상상태) 순경제성장률	정규	0.98	0.1	0.7008	0.5612	0.8287
ρ_a	기술충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.9770	0.9645	0.9902
ρ_b	선호충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.5774	0.3347	0.8322
ρ_g	지출충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.9914	0.9848	0.9987
ρ_i	투자조정비용충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.1963	0.0462	0.3436
ρ_r	통화정책충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.3816	0.2418	0.5295
ρ_p	가격마크업충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.9138	0.8685	0.9623
ρ_w	임금마크업충격 지속성	베타	0.5	0.2	0.5005	0.2271	0.7967
μ_p	가격마크업충격 MA계수	베타	0.5	0.2	0.7798	0.6363	0.9575
μ_w	임금마크업충격 MA계수	베타	0.5	0.2	0.4465	0.1558	0.7043
ρ_{ga}	지출충격 기술충격 연관계수	정규	0.5	0.25	0.1519	0.0460	0.2526
α	생산함수 자본비중	정규	0.3	0.05	0.2693	0.1956	0.3474
σ_a	기술충격 표준편차	역감마	0.1	2	1.6399	1.3564	1.9176
σ_b	선호충격 표준편차	역감마	0.1	2	0.1906	0.0840	0.2910
σ_g	지출충격 표준편차	역감마	0.1	2	0.7529	0.6569	0.8550
σ_i	투자조정비용충격 표준편차	역감마	0.1	2	1.0078	0.8201	1.2167
σ_r	통화정책충격 표준편차	역감마	0.1	2	0.0911	0.0739	0.1051
σ_p	가격마크업충격 표준편차	역감마	0.1	2	0.4151	0.3202	0.5060
σ_w	임금마크업충격 표준편차	역감마	0.1	2	0.8752	0.6986	1.0887

3.2. 추정결과

모형의 추정결과가 실제 인플레이션 동학을 얼마나 잘 반영하는지를 판단하기 위해 먼저, 분산분해(variance decomposition)와 충격반응함수(impulse response function)를 점검하고자 한다. 분산분해를 통해 인플레이션의 변동성을 외생충격이 어느 정도 설명하는가를 살펴보고, 충격반응함수를 통해 외생충격에 대해 인플레이션이 어떻게 반응하는가를 알아보하고자 한다.

<분산분해>

외생충격이 인플레이션의 변동성에 미치는 영향을 검증하기 위해 분산분해를 실시하였다. <표 2>는 예측오차의 시계(time horizon)에 따라 7개의 외생충격이 인플레이션의 변동성에 기여한 정도를 보여주고 있다. 외생충격 가운데 가격마크업충격이 인플레이션의 변동성을 설명하는데 압도적인 비중을 차지하는 것으로 추정되었다. 충격순간에는 80% 이상의 기여도를 보여주고 장기로 갈수록 기여도가 낮아지기는 하지만 절반이상을 차지하고 있다. 다음으로는 통화정책충격이 높은 기여도를 보여주며, 장기로 갈수록 기여도가 높아지는 모습을 보인다. 그 다음으로는 기술충격의 기여도가 높는데, 통화정책충격과 마찬가지로 장기로 갈수록 그 기여도가 높아지는 경향을 보이고 있다. 그러나 선호충격, 지출충격, 투자조정비용충격, 임금마크업충격 등은 인플레이션 변동성에 대한 기여도가 낮은 것으로 나타났다. 결국, 인플레이션 변동성에 가장 큰 영향을 미치는 외생충격은 가격마크업충격으로 밝혀졌다. 가격마크업충격은 본 논문에서 밝히고자하는 필립스곡선의 충격항이라는 사실에 비추어 보면, 필립스곡선을 통해 우리나라 인플레이션의 변동성을 이해하는 것이 유용하다는 것을 알 수 있다.

<표 2> 분산분해

예측오차의 시계	1	2	4	10	40	100
기술충격	4.36	6.16	6.12	4.92	6.82	12.24
선호충격	2.23	4.07	5.81	4.86	4.72	4.43
지출충격	0.86	1.54	2.27	2.28	2.49	2.77
투자조정비용충격	0.33	0.50	0.55	0.60	1.24	1.19
통화정책충격	9.32	17.93	29.53	31.81	29.89	28.00
가격마크업충격	81.97	68.73	54.83	54.73	54.06	50.65
임금마크업충격	0.93	1.06	0.88	0.80	0.77	0.72

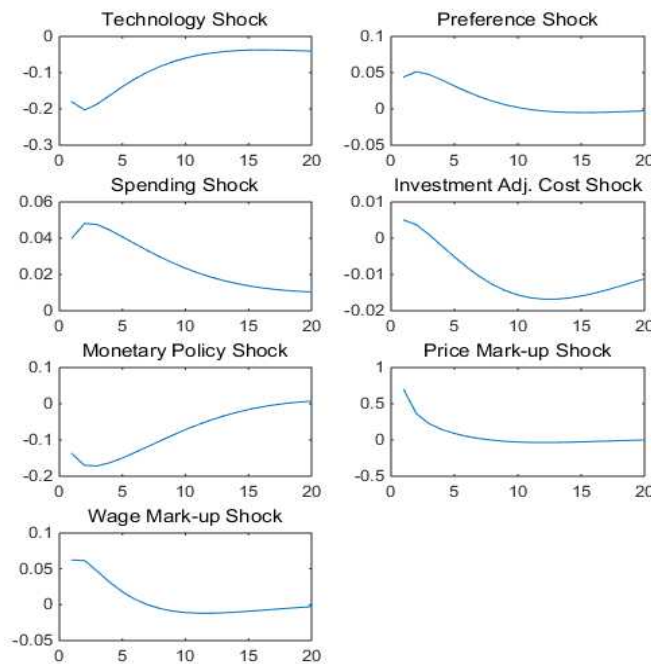
<충격반응함수>

외생충격에 대하여 인플레이션이 어떻게 반응하는지를 알아보기 위해 충격반응함수를 검토하고자 한다. <그림 1>에는 7가지 충격에 대한 인플레이션의 반응이 그려져 있다.

먼저, 기술충격에 대해 인플레이션은 하락하는 반응을 보인다. 기술충격은 양(+의 공급충격을 의미하므로 물가가 하락하기 때문이다. 둘째, 선호충격에 대해 인플레이션은 상승하는 반응을 보인다. 선호충격은 재화에 대한 효용을 증가시키므로 기본적으로 양(+의 수요충격을 의미한

다. 따라서 수요증가에 따른 물가의 상승을 초래한다. 셋째, 지출충격에 대하여 인플레이션은 상승하는 반응을 보인다. 이는 지출충격에 따라 총수요가 증가하기 때문이다. 넷째, 투자조정 비용충격이 가해지면 인플레이션은 상승하는 모습을 보인다. 투자효율성 향상으로 투자수요가 증가함에 따라 인플레이션이 발생한다. 다섯째, 통화정책충격에 대하여 인플레이션은 하락하는 반응을 보인다. 시뮬레이션에서 이자율을 상승시키는 통화정책충격이 가해졌기 때문에 총수요 감소로 인하여 인플레이션을 하락시키는 효과를 가진다. 여섯째, 가격마크업충격이 가해지면 인플레이션이 상승하는 반응을 보인다. 가격마크업충격은 비용상승을 의미하기 때문에 인플레이션을 유발시킨다. 마지막으로 임금마크업충격도 비용상승을 의미하기 때문에 인플레이션이 발생한다. 이상에서 살펴본 인플레이션의 충격반응함수는 선형적인 예측에 부합하며, 추정모형에 대한 신뢰성을 상당부분 담보할 수 있다고 판단된다.

<그림 1> 충격반응함수



<필립스곡선의 추정결과>

아래 <표 3>에는 추정된 매개변수를 이용하여 구한 필립스곡선의 계수가 제시되어 있으며, 기존 연구에서의 추정결과도 함께 기록되어 있다. 추정결과를 보면, 과거 인플레이션에 대한 계수(0.2051)보다 기대 인플레이션에 대한 계수(0.7929)가 큰 것으로 추정되었다. 이는 현재 인플레이션이 과거 인플레이션에 비해 미래 인플레이션에 대한 기대에 영향을 받는 정도가 더 크다는 것을 의미한다. 기존의 연구에서도 비슷한 추정결과가 발견된다. 그러나 과거 인플레이션 대비 기대 인플레이션에 대한 추정계수가 기존 연구에서는 1.5~3배 정도로 추정된데 비하여 본 연구에서는 4배나 큰 것으로 나타났다. 이는 본 연구가 이용한 모형이 확률동학모형이고, 동 모형에서 기대가 매우 중요한 요소이기 때문인 것으로 해석된다.

그리고 실질한계비용에 대한 계수는 0.0566의 값으로 추정되었다. 이는 현재의 실물경제활동이 현재 인플레이션에 미치는 영향의 정도를 나타내는 필립스곡선의 기울기가 완만한 것을 의미한다. 이는 인플레이션이 총수요 압력에 덜 민감하다는 것을 뜻하며, 필립스곡선상에서 인플레이션과 실업간의 상충관계가 약하다는 것을 나타낸다. 이러한 추정결과는 기존의 연구결과와도 부합하는 결과이다. 예를 들어, Kim & Ahn(2008), 성명기·한성신(2009)에서도 외환위기이후 필립스곡선의 기울기가 이전보다 완만해졌다 사실을 발견한 바 있다. 또한 강환구(2010)는 디스인플레이션의 희생비율(sacrifice ratio)이 외환위기이후 높아졌다 사실을 추정한 바 있다.

<표 3> 필립스곡선 추정결과

계수	β_1 (과거 인플레이션)	β_2 (기대 인플레이션)	β_3 (실질한계비용)
본 연구	0.2051	0.7929	0.0566
문성수·윤택·이미혜	0.4020	0.5980	0.0008
성명기·한성신*	0.216	0.379	-.**
박기석·주상영	0.2337	0.7598	0.2929
Kim & Ahn	0.232	0.746	0.154
Kim	0.269~0.545	-0.039~0.609	0.017~0.165

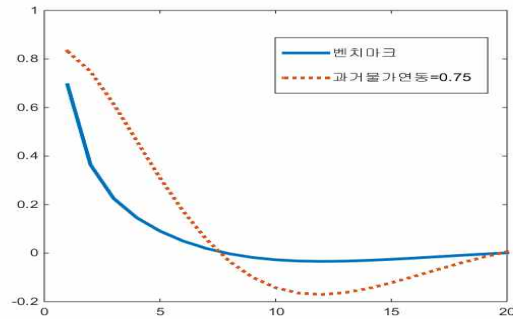
* 성명기·한성신이 외환위기이후(97년 11월~08년 6월)에 국한하여 추정한 결과에 따르면 과거 인플레이션에 대한 계수값이 0.211, 기대 인플레이션에 대한 계수값이 0.202로 추정되었다. 두 추정치가 큰 차이가 없지만 기대 인플레이션보다 과거 인플레이션이 현재 인플레이션에 미치는 정도가 더 큰 것으로 추정되어 여타 연구결과와 다른 결과를 보여주고 있다.

** 성명기·한성신은 실질한계비용대신 상대가격변동성의 표준편차 및 왜도와 실업률 자료를 활용하고, 추정식에 따라 세 가지 변수를 혼용하였기 때문에 여타 연구결과와 직접비교가 어렵다.

<명목경직성에 따른 가격마크업 충격에 대한 인플레이션 반응의 변화>

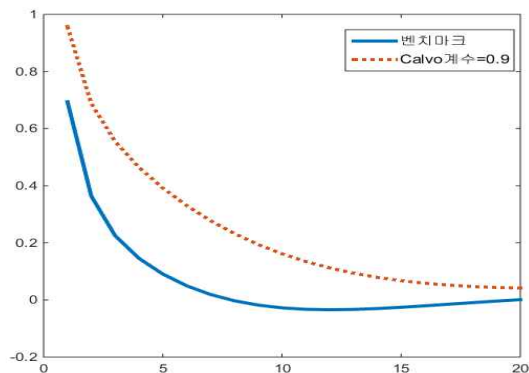
인플레이션 동학이 명목경직성에 따라 어떻게 달라지는가를 알아보기 위해 비용상승충격으로 해석되는 가격마크업충격에 대한 인플레이션의 반응함수를 살펴보고자 한다. 가격마크업충격에 대한 반응함수를 살펴보고자 하는 이유는 동 충격이 필립스곡선에서 충격항으로서 인플레이션에 미치는 효과가 매우 중요하기 때문이다. 즉, 인플레이션 동학에서 가격마크업충격이 가장 주요한 영향을 미치는 외생충격이기 때문에 동 충격에 대해 인플레이션의 반응함수가 어떻게 달라지는가를 조사하고자 한다.

<그림 2> 과거 인플레이션 연동비율과 인플레이션의 반응함수



먼저, 과거 인플레이션 연동 매개변수(ι_p)가 추정치보다 클(0.75) 경우 가격마크업충격에 대한 인플레이션의 반응함수가 어떻게 달라지는가를 살펴보았다. 과거 인플레이션 연동 계수가 높아질수록, 즉 가격최적화 기회를 가지지 못한 기업들이 과거 인플레이션의 반영비율을 높일수록, 충격 초기의 인플레이션은 더 큰 폭으로 반응한다. 그러나 시간이 지나면서 충격의 효과가 사라지면서 인플레이션에 미치는 효과는 약화되는 것으로 나타났다. 따라서 과거 인플레이션 연동비율이 높아지면 인플레이션에 대한 단기적 영향은 커지만, 장기적인 기간에 걸친 영향은 기존 추정치와 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다.

<그림 3> Calvo 매개변수와 인플레이션의 반응함수



이번에는 자신의 제품가격을 책정할 수 있는 기회가 낮아질수록, 즉, Calvo 매개변수(ζ_p)가 커질수록, 인플레이션의 반응함수가 어떻게 변하는지를 살펴보려고 한다.¹⁹⁾ 이는 <그림 3>에 제시되어 있다. Calvo 매개변수가 추정치보다 높아짐에 따라 가격마크업충격이 가해질 때 인플레이션은 더 큰 폭으로 반응한다. 또한 과거 인플레이션 연동비율을 높일 때의 반응과 달리 인플레이션의 지속성이 오랜 기간동안 유지되는 차이점을 보여주고 있다. 따라서 Calvo 매개변수가 커지면 가격마크업충격이 장기간에 걸쳐 인플레이션에 영향을 끼치는 것으로 나타난다.

결국, 과거 인플레이션 연동비율이 높아지면 인플레이션 반응이 커지지만 단기적인 효과에 그

19) 벤치마크 값에서는 기업들이 가격을 수정하기 위해서는 4.3분기를 기다려야 하는 반면, 비교수치($\zeta_p = 0.9$)에서는 10분기를 기다려야 기업들이 가격을 수정할 기회가 온다는 것을 의미한다.

치는데 반해, Calvo 매개변수가 커지면 인플레이션 반응이 커질 뿐 아니라 장기적으로 지속적인 효과를 미치는 것으로 나타났다.

IV. 결 론

본 연구는 인플레이션 동학을 설명하는데 주요한 분석도구로 활용되는 필립스곡선을 검증하고자 하였다. Christiano et al.(2005), Smets and Wouters(2003, 2007) 등 최근의 경기변동 분석에 활발하게 이용되고 있는 뉴케이지안 DSGE모형을 설정하였다. 명목경직성을 반영하기 위하여 가격과 임금의 결정에서 Calvo 방식을 적용할 뿐만 아니라 가격과 임금의 과거치에 연동하는 비율을 모형에 고려하였다. 또한 선호충격, 통화정책충격, 지출충격, 투자조정비용충격 등의 수요측면의 외생충격과 기술충격, 가격마크업충격, 임금마크업충격 등의 공급측면의 외생충격을 고려하였다. 따라서 본 모형은 이러한 명목적 경직성과 외생충격을 고려함으로써 이들 요인들이 인플레이션 동학에 미치는 영향을 파악할 수 있다.

이렇게 구축된 모형에서 대하여 베이지안 추정법을 통하여 추정하였다. 추정된 매개변수를 통하여 도출된 혼합형 NKPC로부터 다음과 같은 사실을 발견하였다. 먼저, 과거 인플레이션보다는 기대 인플레이션이 현재 인플레이션에 미치는 영향의 정도가 더 크다. 기존 연구에서도 비슷한 사실을 발견하였지만, 본 연구는 그 정도가 기존 연구에 비해 더욱 큰 것으로 나타났다. 그리고 실물경제활동 변수에 대한 인플레이션의 반응을 나타내는 필립스곡선의 기울기는 매우 완만한 것으로 추정되었다. 기존 연구결과에 비해서도 더 완만한 편으로 나타났으며, 필립스곡선의 기울기가 최근으로 올수록 과거에 비해 더 완만해졌다는 기존 연구결과들과 부합한다. 그리고 인플레이션 변동성에 대한 분산분해 추정결과에 따르면, 비용상승충격으로 해석되는 가격마크업충격이 인플레이션 변동성을 설명하는데 압도적인 기여도를 보여주고 있다. 그리고 통화정책충격과 기술충격이 일정부분 인플레이션의 변동성을 설명하는 것으로 나타났다.

한편, 명목경직성 변화에 따른 인플레이션의 충격반응의 변화를 파악하기 위해 가격마크업충격에 대한 인플레이션의 충격반응함수를 모의실험하였다. 기업들이 과거 인플레이션 연동비율을 높일수록 인플레이션의 반응 폭은 확대되었지만 어느 정도 단기간의 변동성 확대로 그친 반면, 기업들이 자신의 제품가격을 조정할 수 있는 기회가 낮아질수록(Calvo 매개변수가 높아질수록) 가격마크업충격에 대한 인플레이션의 반응이 더 증폭되며 그 영향이 지속되는 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

- 강환구(2010), “비선형 필립스곡선을 이용한 디스인플레이션 비용 추정,” 한국은행 **조사통계월보**(2010.4).
- 남광희(2017), “명목적, 실질적 마찰요인을 고려한 동태확률일반균형모형을 이용한 경기변동의 실증분석,” **산업경제연구**, 제30권 제2호, 333-358.
- 문성우·윤택·이미혜(2004), “새 케인지안 필립스 곡선에 의거한 한국의 인플레이션 동학에 관한 연구,” **계량경제학보**, 제15권 제3호, 59-88.
- 박기석, 주상영 (2011), “새 케인지안 필립스 곡선의 추정 : 외환위기 이후의 기간을

- 중심으로,” **응용경제**, 제13권 제1호, 83-106.
- 배병호(2013), “거시금융연계 DSGE 모형을 이용한 경기변동 요인 및 통화정책효과 분석,” **BOK 경제연구**, 제 2013-30.
- 성명기, 한성신(2009), “공급충격과 필립스곡선,” **한국경제의 분석**, 제15권 제2호, 1~33.
- 이준희(2011), “담보 차입 제약 금융가속기가 부가된 명목가격 경직성 모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석,” **경제학연구**, 제59집 제3호, 187-216.
- Abbas, Syed Kanwar and Pasquale M. Sgro(2011), “New Keynesian Phillips Curve and inflation dynamics in Australia,” *Economic Modelling* 28, 2022-2033.
- Calvo, G.A.(1983), “Staggered prices in a utility maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics* 12, 383-398.
- 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, 1-45.
- Erceg, Christopher, Dale Henderson, and Andrew Levin(2000), “Optimal Monetary Policy with Staggered Wages and Price Contracts,” *Journal of Monetary Economics* 46, 281-313.
- Gali, Jordi, Gertler, Mark(1999), “Inflation dynamics: a structural econometric analysis,” *Journal of Monetary Economics* 44, 195-222.
- Gali, Jordi, Gertler, Mark, Lopez-Salido, J.David(2001), “European inflation dynamics,” *European Economic Review* 45, 1237-1270.
- Gali, Jordi, Gertler, Mark, Lopez-Salido, J.David(2005), “Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips Curve,” *Journal of Monetary Economics* 52, 1107-1118.
- Hamilton, James D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Herbst, Edward P., and Frank Schorfheide(2016), *Bayesian Estimation of DSGE Models*, Princeton University Press.
- Kim, Bae-Geun and Byung Kwun Ahn(2008), “An Assessment of the New Keynesian Phillips Curve in the Korean Economy,” *Quarterly Economic Analysis*, BOK, 14(3).
- Kim, Woong(2008), “Estimation of Hybrid Phillips Curve in Korea,” BOK WORKING PAPER No.346.
- Mankiw, G.(2001), “The inexorable and mysterious trade-off between inflation and unemployment,” *The Economic Journal* 111, 45-61.
- Mankiw, G., Reis, R.(2002), “Sticky information vs. sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips Curve,” *Quarterly Journal of Economics* 117, 1295-1328.
- Rotemberg, J.J.(1982), “Sticky prices in the United States,” *Journal of Political Economy* 90, 1187-1211.
- Smets, Frank, and Raf Wouters(2003), “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area,” *Journal of the European Economic Association* 1, 1123-1175.
- Smets, Frank, and Raf Wouters(2007), “Shocks and Frictions in the US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review* 97, 586-606.
- Taylor, J.B.,(1980), “Aggregate dynamics and staggered contracts,” *Journal of Political Economy* 88, 1-23.
- Woodford, Michael(2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.