

## 한국의 경기변동에서 금융부문의 역할\*

김 건 흥\*\*

### 요약

본 연구는 2000 - 2010년 기간 한국의 경기순환에서 금융부문의 역할에 관한 정량적 분석을 시도하였다. 경제에 충격이 발생하면 기업가의 외부자금조달 프리미엄이 영향을 받고 이에 따라 실물부문에의 영향이 확대된다는 금융증폭 구조(financial accelerator mechanism)를 소규모 개방경제 동태확률일반균형 모형에 적용하고 모형의 충격 요인들에 금융시장의 충격들을 포함시켰다. 모형의 주요 모수들은 베이지언 방식을 사용하여 추정하였다. 모수 추정 결과 금융증폭 구조 모수의 추정치가 통계적으로 유의하게 나왔으며 이러한 결과는 한국의 경기변동에서 금융증폭 구조가 작동하고 있음을 보여 주고 있다. 분산분해의 결과는 전통적 모형에서 강조되던 생산성 충격, 수요충격, 해외 충격, 통화정책 충격 외에 금융부문의 충격들이 투자와 산출량의 변동에 상당히 중요한 역할을 하였음을 보여 주고 있다.

주제분류 : B030108

핵심 주제어 : 경기순환, 금융증폭 구조, 금융충격, 소규모 개방경제 모형, 베이지언 추정

## I. 서 론

### 1. 연구의 목적

최근의 글로벌 금융위기와 그 이후 국내외 사건들은 금융부문과 실물부

\* 이 논문은 2009년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF - 2009 - 332 - B00036). 심사과정에서 유익한 조언을 해 주신 두 분의 심사자들에 감사드립니다.

\*\* 한림대학교 경제학과 부교수, e-mail: kimku@hallym.ac.kr

문의 관계를 이해하지 않고는 경기변동을 이해하는데 상당한 제약이 있음을 암시하고 있다. 특히 최근의 사태에서 우리는 금융시장이 여러 외생적 충격의 영향을 증폭시키는 역할을 할 뿐만 아니라 금융시장 자체가 충격요인으로 작용할 수 있음을 보고 있다. 여기서 말하는 금융충격으로는 예기치 않은 금융부문 효율성의 변동 또는 자산가격의 급변동 등을 들 수 있다. 본 연구에서는 자산 가격 등의 급변을 수반한 금융시장의 충격이 한국의 경기변동에서 어떠한 역할을 하고 있는지를 정량적으로 분석해 보기 위하여 동태확률일반균형의 방법론을 사용하여 한국의 경기변동에서 금융부문 충격의 실물부문으로의 파급효과에 대한 양적 측정을 시도하였다.

본 연구에서 기본이 되는 모형은 Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999) 모형이다. (이하의 기술에서는 이 모형을 BGG 모형이라 부르기 위하여 한다.) Bernanke et al.(1999)은 정보의 비대칭성(asymmetric information) 때문에 차입자와 대출자 간의 최적계약은 외생적 충격에 대한 거시경제의 반응을 증폭시킨다는 것을 폐쇄경제모형을 사용하여 보인바 있다. 그러나 BGG 모형에서는 금융시장의 구조를 독립적인 외생충격의 요인으로는 보지 않았다. 본 연구에서는 한국의 경기변동에서 금융충격의 영향을 분석하기 위하여 BGG 모형을 다음 두 가지 방향으로 확대 수정하여 적용하였다. 첫째, 소규모개방경제하에서 금융시장의 충격이 실물부문으로 파급되는데 매우 중요한 역할을 하는 것이 환율이므로 BGG의 폐쇄경제모형을 소규모개방경제모형으로 확장하였다. 둘째, 금융부문의 외생적 충격을 모형 내에서 포착하기 위하여 BGG의 금융증폭 구조(financial accelerator mechanism)에 충격요인을 도입하였다.

## 2. 국내외 연구동향

Kydland and Prescott(1982) 이래로 거시경제이론을 전개하는 주방법론은 동태확률일반균형모형을 활용하여 가상적 모의실험(simulation)을 하고 이를 토대로 여러 가지 충격의 영향을 정량적으로 분석하는 것이었는데 대부분의 기존 모형들은 금융시장의 완전성을 가정하고 있었다. 앞에서 언급한 금융위기는 이러한 전통적인 방법론으로 분석이 불가능하고 경제주체의 이질성 (특히, 신용의 정도에 따른 이질성)을 고려할 수 있는 모형을

사용하여 분석하는 것이 필수적이다. 이러한 문제의식에 입각하여 정보의 비대칭성이나 금융시장의 불완전성을 이론적 바탕으로 차입자의 이질성(heterogeneity)을 강조하는 연구들이 요즘 문헌에서 관심분야가 되고 있다.

금융시장에 마찰(friction)이 존재하여 자금의 공급자와 자금의 수요자 간에 주인-대리인 문제(principal agent problem)가 발생하게 되면 금융시장이 원활히 작동하지 못하는 경우가 발생하고 자금의 공급자의 입장에서는 수요자의 도덕적 해이(moral hazard) 등이 고려의 대상이 된다. 이러한 요인들 때문에 대출금리는 금융시장에 아무런 마찰이 없는 상태에 비하여 높게 형성되게 된다. 이러한 외부자금에 대한 비용과 내부자금의 기회비용 사이의 차이를 외부자금에 대한 프리미엄(external finance premium)이라고 한다. 여기서 중요한 것은 외부자금에 대한 프리미엄이 차입자의 재무상태에 따라 달라진다는 사실이다. 차입자가 보유하고 있는 순자산의 규모가 크다는 것은 차입자가 투자에 필요한 자금을 내부자금으로 충당하거나 금융기관에 제공할 수 있는 담보의 규모가 크다는 것을 의미하므로 차입자와 대부자 사이의 잠재적인 이해상충관계를 줄일 수 있기 때문이다. 예기치 못했던 충격요인에 의하여 차입자들이 보유하고 있던 자산가격이 하락하게 되면 담보의 시장가치가 줄어들게 되며, 담보가치의 하락은 가계 및 기업이 신규로 차입할 수 있는 자금의 양을 감소시키게 되고 외부자금에 대한 프리미엄은 증가한다. 이에 따라 투자와 소비가 감소하여 실물경제활동이 위축되게 된다.

이러한 논리를 일반균형모형을 사용하여 이론적으로 제시한 논문으로는 Bernanke and Gertler(1989), Kiyotaki and Moore(1997) 등이 있으며, 확률적 동태일반균형모형을 활용한 모의분석을 통하여 정량적으로 분석하는데 선도적인 역할을 한 논문으로는 Carlstrom and Fuerst(1997), Bernanke et al.(1999), Iacoviello(2005) 등이 있다. 이러한 선도적인 연구들을 토대로 현실경제 분석에 금융충격 구조가 부가된 동태 확률일반균형 모형을 활용한 많은 논문들이 나오고 있으며 한국경제의 분석과 관련하여 특히 주목이 되는 논문은 Gertler, Gilchrist, and Natalucci(2007)와 Elekdag, Justiano, and Tchakarov(2006)이다. Gertler et al.(2007)은 BGG 모형을 소규모개방경제모형으로 확대 수정

하고 모의실험을 통하여 1997년 외환위기사 한국경제의 변동을 분석하였으며 Elekdag et al.(2006)은 유사한 모형을 1990-2003 기간의 한국 데이터를 사용하여 베이지언 방법으로 추정하여 금융증폭 구조가 한국경제에도 유의하게 작동하고 있음을 보였다. 그러나 이들 논문에서는 금융충격의 역할이 명시적으로 고려되지 않았다.

위의 국제문헌들을 토대로 한국의 통화정책수행 및 경기변동 등의 분석을 위한 동태일반균형모형에 금융증폭 구조를 도입하고 정량적 분석을 한 국내 문헌으로는 전종규(2001), 김태완·양준모(2004), 강희돈(2006), 이준희(2011), 김현의·엄상민(2011) 등이 있다. 이러한 국내문헌들은 기술충격, 통화정책충격 등 외생적 충격들이 거시경제에 파급되어 가는 과정에서 금융증폭 구조의 역할을 분석하였으나 금융부문의 불완전성이 외생적 충격의 요인이 될 수 있다는 점이 고려되지 않았고 따라서 한국의 경기변동에서 금융충격이 얼마나 큰 역할을 하는지에 관한 정량적 분석이 없었다.

최근의 국제적인 금융위기는 금융시장이 독립적 충격요인이 된다는 것을 암시하고 있으며, 이에 따라 이를 고려한 모형들이 국제문헌에서는 관심을 끌기 시작하고 있다. 이러한 시각에 입각한 논문으로는 Christiano, Motto, and Rostagno(2010), Christiano, Trabandt, and Walentin(2011), Gilchrist, Ortiz, and Zakrasek(2009), Nolan and Thoenissen (2009) 등이 있다.

이준희(2011)는 모형에서 부동산 수요충격과 이에 따른 부동산 가격의 예기치 않은 변화가 한국의 경기변동에서 어느 정도 중요한 역할을 하는지를 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 통하여 살펴보았다는 점에서 본 논문에서 분석해 보고자 하는 금융충격의 역할에 관하여 시사하는 바가 있다고 하겠다. 이준희(2011)는 Iacoviello(2005) 유형의 담보차입제약모형의 베이지언 모수 추정을 통한 실증분석을 하였는데 이에 의하면 부동산 가격 변화의 거시경제로의 확산효과는 매우 제한적으로 나타났다.

### 3. 본 연구의 내용 및 방법

한국경제를 분석하는데 있어서 위에서 언급한 국내문헌들의 한계점은 폐

쇄경제모형을 사용하여 분석하였다는 것이다.<sup>1)</sup> 해외의존도가 매우 높은 우리나라의 경제구조에서 수출, 수입, 환율 등의 역할은 지대하다고 생각되며 이들을 내생적으로 다룰 수 없는 폐쇄경제모형을 사용한 분석에는 상당한 제약이 따를 수밖에 없다. 따라서 기존 문헌에서 사용하고 있는 폐쇄경제모형을 소규모개방경제모형으로 발전시켜 한국경제문제 분석에 적용하는 것이 절실하다.

그리고 최근의 신용경색과 실물부분에의 파급, 그리고 신용경색을 완화하고자 하는 중앙은행의 통화정책 대응 등을 분석하기 위해서는 가격경직성이 존재하여 통화정책 등 명목변수의 움직임이 실물변수에 영향을 주는 화폐 경기변동모형을 활용하여야 한다. 그리고 최근의 금융위기가 암시하듯이 경기변동 과정에서 금융시장이 독립적 충격요인으로서 역할하고 있다는 가설을 검토해 보기 위해서는 금융충격을 독립적 충격요인으로 고려하여 이에 따른 영향을 정량적으로 분석해 볼 필요가 있다.

이러한 문제의식을 토대로 본 연구에서는 소규모개방경제를 대상으로 한 뉴케인지언 동태확률일반균형모형을 설정하고 모형의 동태를 좌우하는 모수들을 최근의 한국데이터를 사용하여 베이지언 방식으로 추정하여 한국의 경기변동에서 금융부문의 역할에 대한 정량적 분석을 하였다.

## Ⅱ. 소규모 개방경제 모형

본 절에서는 실증 분석에 사용하기 위하여 구축한 모형을 설명한다. 거시경제 분석을 위한 동태확률일반균형(DSGE)모형에 금융증폭 구조를 도입한 Bernanke et al.(1999)을 소규모개방경제로 확장하였다. 소규모개방경제모형은 Gertler et al.(2007)을 참조한 다음 본 연구의 목적에 맞게 수정 보완하였다. 특히 Gertler et al.(2007) 모형은 금융부문의 충격들을 고려하고 있지 못하므로 본 연구에서는 금융부문에서 발생한 충격의

1) 이준희·여택동(2008)은 소규모개방경제 동태확률일반균형모형을 1991-2005 한국경제 데이터에 적용하여 몇 가지 충격요인들의 영향의 상대적 크기를 분산분해를 통하여 분석하였다는 점에서 본 논문의 접근방법과 유사한 점이 많다. 그러나 투입생산요소는 노동뿐인 단순한 생산함수를 가정하여 자본의 동태적 움직임이 고려되지 않았고 따라서 투자에 관한 분석을 할 수 없었다.

효과를 분석하기 위하여 금융증폭 구조에 충격요인들을 도입하였다. 금융 부문의 충격으로는 세 가지를 고려하였다. 그 중 하나는 기업가의 순부를 외생적으로 파괴하거나 증가시키는 충격으로서 자산 가격의 비정상적 증가와 폭락 등을 반영한다. 본 논문에서는 이를 ‘순부 충격’이라 부르기로 한다. Christiano, Motto, and Rostagno(2010)에서 금융부문의 역할 분석에 사용된 것이다. 또 하나의 충격은 ‘신용공급 충격’인데 이는 외부자금 조달에 따르는 프리미엄의 외생적 변화를 나타낸다. 세 번째 충격인 ‘외채 프리미엄 충격’은 국제 자금의 국내 금융시장으로 부터의 급격한 철수 등에 따르는 국가채무 프리미엄의 급등을 나타내는 충격이다.

벡터자기회귀(VAR) 분석을 하면 투자, 소비, 인플레이션을 등 변수들은 통화 충격에 대하여 언덕 모양의 반응(hump-shaped response)을 보인다는 것은 최근 문헌에서 정형화된 사실로 받아들여지고 있다. Christiano et al.(2005)은 이러한 정형화된 사실을 모형이 포착하려면 모형에 몇 가지 마찰적 요인이 도입되어야 함을 강조하였다. 본 연구에서도 소규모 개방경제 모형에 몇 가지 실물적 및 명목적 마찰요인을 추가하였다. 소비습관형성, 투자조정비용, 현재의 인플레이션이 미래의 인플레이션 예측치 뿐만 아니라 과거의 인플레이션에도 연계되는 필립스 곡선, 시간에 따라 달라지는 마크업 등이 추가되었다. 이러한 마찰적 요인들을 추가로 설정하는 데에는 Adolfson, Laseen, Linde, and Villani(2007)를 참조하였다.

## 1. 가계

대표적 가계는 소비와 여가로부터 효용을 얻는다. 가계의 목표는

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \zeta_t^c \log(c_t - bc_{t-1}) - \zeta_t^h A_h \frac{(h_t)^{1+\sigma_h}}{1+\sigma_h} \right] \quad (1)$$

을 극대화하는 것이다.  $\beta \in (0, 1)$ 는 가계의 시간할인인자이며  $c_t$ 는 소비,  $h_t$ 는 노동시간, 따라서  $1 - h_t$ 가 여가시간이다.  $bc_{t-1}$ 은 이번 기의 효용이 지난 기의 경제전체 소비수준에 영향을 받음을 나타내는 “외생적” 소비습관

이며  $b$ 는 소비습관 정도를 나타내는 모수이다.  $\sigma_h$ 는 노동공급의 탄력성의 역수이다.  $\zeta_t^c$ 와  $\zeta_t^h$ 는 각각 소비선호충격, 노동공급충격이며 이들은 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$\begin{aligned}\hat{\zeta}_t^c &= \rho_{\zeta^c} \hat{\zeta}_{t-1}^c + \varepsilon_{\zeta^c,t} & \varepsilon_{\zeta^c,t} &\sim N(0, \sigma_{\zeta^c}) \\ \hat{\zeta}_t^h &= \rho_{\zeta^h} \hat{\zeta}_{t-1}^h + \varepsilon_{\zeta^h,t} & \varepsilon_{\zeta^h,t} &\sim N(0, \sigma_{\zeta^h})\end{aligned}$$

본 논문 전체를 통하여 변수 위에  $\hat{\cdot}$ 을 붙인 것은 해당 변수가 정상상태로부터 이탈된 정도를 정상상태의 비율로 나타낸 것(즉,  $\hat{X}_t = \frac{dX_t}{X}$ )이다.

가계는  $t$ 기의 초에 금융중개기관 예치금  $D_t$ 와 외화표시 해외채권  $B_t^*$ 을 보유하고 있다. ( $B_t^* < 0$ 일 경우 이는 외화표시 채무에 해당한다.) 국내 금융중개기관 예치금에 대한 총명목이자율(gross nominal interest rate)은  $R_t$ 이고 외화표시 해외채권에 대한 총명목이자율은  $\Psi_t R_t^*$ 이다.  $R_t^*$ 는 해외에서의 총명목이자율이다.  $\Psi_t$ 는 외채프리미엄 즉, 국가 간 대출 위험에 따라 부가되는 프리미엄을 나타내는데 이 프리미엄은 개별가계의 입장에서는 외생변수이나 국가 전체적으로 볼 때는 국민소득에 대비한 국가부채의 비율이 높을수록 높다고 가정한다. 즉,

$$\Psi_t = f\left(\frac{S_t B_{t+1}^*}{P_t y_t}, \psi_t\right), \quad f_1 < 0$$

을 가정한다.  $y_t$ 는 실질 총생산량(실질 국민소득),  $P_t$ 는 국내 물가수준,  $S_t$ 는 명목환율이다.  $\psi_t$ 는 외채프리미엄의 외생적 변동을 나타내는데 외국 자금의 국내 금융시장으로부터의 급작스러운 철수에 따른 금리의 급등 등이 이에 해당한다.  $\psi_t$ 는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\hat{\psi}_t = \rho_{\psi} \hat{\psi}_{t-1} + \varepsilon_{\psi,t} \quad \varepsilon_{\psi,t} \sim N(0, \sigma_{\psi})$$

외채프리미엄을 모델에 도입하는 또 한 가지 이유는 Schmitt-Grohe and

Uribe(2003)가 보인 바와 같이 국가 간 유통되는 자산의 종류가 제한되어 있는 소규모개방경제모형에서는 외채프리미엄 같은 마찰적 요인이 없이는 국가채무의 정상상태 값이 존재하지 않기 때문이다. 외채프리미엄의 움직임을 나타내는 위의 식을 실질변수들의 함수로 변환하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Psi_t = f(s_t b_{t+1}^*/y_t, \psi_t), \quad f_1 < 0 \quad (2)$$

여기서  $s_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$ 는 실질환율이고  $b_{t+1}^* = \frac{B_{t+1}^*}{P_t^*}$ ,  $P_t^*$ 는 해외물가 수준이다. 외채프리미엄의 국가채무비율에 대한 탄력성은

$$\eta_\Psi = -\frac{f'}{f} \cdot \frac{s b^*}{y}$$

이다.  $s$ ,  $b^*$ ,  $y$ 는 각각 실질환율, 대외채권, 국내총생산의 정상상태 값을 나타낸다.

가계는 기업가에게 노동을 공급하여 그 대가로 임금소득  $W_t h_t$ 를 수령한다.  $W_t$ 는 명목임금이다. 나아가서, 가계는 독점적 경쟁 상태에 있는 소매업자들로부터 배당소득  $\Omega_t$ 를 취득한다. 따라서 명목단위로 나타낸 가계의 예산제약식은

$$P_t c_t + D_{t+1} + S_t B_{t+1}^* = W_t h_t + \Omega_t + R_{t-1} D_t + S_t \Psi_{t-1} R_{t-1}^* B_t^*$$

이다. 위의 예산제약식을 실질변수들 간에 관한 식으로 변환하면 다음과 같다.

$$c_t = w_t h_t + \omega_t - d_{t+1} + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} d_t - s_t b_{t+1}^* + s_t \Psi_{t-1} \frac{R_{t-1}^*}{\pi_t^*} b_t^* \quad (3)$$

$w_t = \frac{W_t}{P_t}$ 는 실질임금,  $\omega_t = \frac{\Omega_t}{P_t}$ ,  $d_{t+1} = \frac{D_{t+1}}{P_t}$ ,  $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ ,  $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}$ 이다. (3)의 예산제약 하에서 효용 (1)이 극대화되도록  $c_t$ ,  $h_t$ ,  $d_{t+1}$ ,  $b_{t+1}^*$ 을 선택하는 최적화문제의 필요조건들은 다음 식들로 나타난다.

$$\lambda_t = \frac{\zeta_t^c}{c_t - bc_{t-1}} \tag{4}$$

$$\lambda_t w_t = \zeta_t^h A_h h_t^{\sigma_h} \tag{5}$$

$$\frac{\lambda_t}{R_t} = \beta E_t \left\{ \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right\} \tag{6}$$

$$E_t \left\{ \lambda_{t+1} \left( \frac{R_t}{\pi_{t+1}} - \Psi_t \frac{R_t^*}{\pi_{t+1}^*} \frac{s_{t+1}}{s_t} \right) \right\} = 0 \tag{7}$$

$\lambda_t$ 는 가계의 예산제약식에 연결된 라그랑지 승수이며 가계소비의 한계효용을 나타낸다. 네 번째 식은 유위험금리평형조건(uncovered interest parity condition)에 해당한다.

총소비  $c_t$ 는 국산소비재  $c_t^H$ 와 수입소비재  $c_t^F$ 의 결합인데 국산소비재와 수입소비재에 대한 가계의 선호는 다음과 같이 CES 함수형태로 주어진다.

$$c_t = \left[ (1-\gamma)^{1/\rho} (c_t^H)^{(\rho-1)/\rho} + \gamma^{1/\rho} (c_t^F)^{(\rho-1)/\rho} \right]^{\rho/(\rho-1)}$$

$\rho$ 는 국산소비재와 수입소비재 간의 대체탄력성을 나타내는 모수이고  $\gamma$ 는 총소비 중 수입소비재의 비중을 나타내는 모수이다. 국산소비재와 수입소비재 간의 최적선택에 관한 필요조건들로부터 다음 세 식이 도출된다.

$$c_t^H = (1-\gamma) \left( \frac{P_t^H}{P_t} \right)^{-\rho} c_t$$

$$c_t^F = (\gamma) \left( \frac{P_t^F}{P_t} \right)^{-\rho} c_t$$

$$P_t = [(1-\gamma)(P_t^H)^{1-\rho} + (\gamma)(P_t^F)^{1-\rho}]^{1/(1-\rho)}$$

$P_t^H$ 와  $P_t^F$ 는 각각 국산소비재와 수입소비재의 소매가격이고  $P_t$ 는 총소비의 가격지수 즉, 소비자 물가지수이다. 위의 세 식은 실질변수들만의 관계로 다음과 같이 변환될 수 있다.

$$c_t^H = (1-\gamma)(p_t^H)^{-\rho} c_t \quad (8)$$

$$c_t^F = (\gamma)(p_t^F)^{-\rho} c_t \quad (9)$$

$$1 = [(1-\gamma)(p_t^H)^{1-\rho} + (\gamma)(p_t^F)^{1-\rho}]^{1/(1-\rho)} \quad (10)$$

여기서  $p_t^H = \frac{P_t^H}{P_t}$ ,  $p_t^F = \frac{P_t^F}{P_t}$ 이다.

## 2. 기업가

기업가는 완전경쟁 상태에서 기업을 경영하여 도매 상품을 생산하고 이를 소매상에게 명목한계비용에 판매한다. 또한 기업가는 순부(net worth)가 생산에 사용되는 자본재 구입에 필요한 자금이 못 미치기 때문에 부족한 자금을 차입하여 조달하여야 한다. 기업가는 위험에 대하여 중립적이며 매기에 사망의 가능성에 직면한다.

기업가는 규모에 대한 수익이 불변인 생산함수를 따라 생산한다.

$$y_t = A_t k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (11)$$

여기서  $y_t$ 는 산출량,  $k_t$ 와  $h_t$ 는 각각 자본 및 노동의 투입량,  $A_t$ 는 총요소생산성을 나타내는 외생변수이다. 모수  $\alpha \in (0, 1)$ 는 자본소득 분배율을 나타낸다.  $A_t$ 의 동태적 움직임은

$$\log A_t = (1 - \rho_A) \log A + \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad \varepsilon_{A,t} \sim N(0, \sigma_A)$$

을 따른다.

기업가는 완전경쟁시장에서 행동하므로 생산된 제품을 명목한계비용을 받고 소매업자에게 판매한다. 따라서 도매가격  $P_{W,t}$ 는 명목한계비용과 같다.

$$P_{W,t} = \frac{W_t}{(1-\alpha)y_t/h_t}$$

이를 실질변수들 간의 관계를 나타내는 식으로 변환하면,

$$\frac{P_{W,t}}{P_t} = \frac{w_t}{(1-\alpha)y_t/h_t}$$

이다.  $P_t$ 는 앞에서 설명하였듯이 국산소비재와 수입소비재의 결합인 총소비재의 가격지수이다.  $P_{W,t}/P_t = (P_{W,t}/P_t^H) \cdot (P_t^H/P_t)$ 인데 여기서  $P_{W,t}/P_t^H$ 는 국산소비재 생산의 명목한계비용을 국산소비재의 소매가격으로 나눈 것이므로 이는 국산소비재 생산의 실질한계비용에 해당하는데 이를  $mc_t$ 로 표기하기로 한다. 따라서 위의 식은

$$mc_t \cdot p_t^H = \frac{w_t}{(1-\alpha)y_t/h_t} \tag{12}$$

으로 나타낼 수 있다.

매  $t$ 기말에 기업가는 다음 기의 생산에 사용될 자본재를 구입한다. 기업가가 소유하고 있는 순부가 자본재 구입에 필요한 자금에 미치지 못하므로 기업가는 구입자금의 일부를 외부로부터 차입하여야 한다. 즉,  $q_t$ 를 자본재의 실질가격이라 할 때 자본재 구입에 드는 실질비용  $q_t k_{t+1}$ 은 기업가의 순부  $n_{t+1}$ 을 초과하여 그 차이  $q_t k_{t+1} - n_{t+1}$ 을 금융중개기관으로 부터 차입하여 조달하여야 한다.

기업가의 자본재에 대한 수요는 자본재 구입에 따라 예상되는 수익률과 자본재 구입을 위한 외부자금 차입에 드는 한계비용에 의해 영향을 받는

다. 자본재 구입의 수익률은 (총소비재의 가격으로 측정된) 자본의 한계생산물과 자본재의 실질가격의 변동에 의해 결정되므로 자본재 구입의 실질 수익률  $R_{t+1}^k$  을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 R_{t+1}^k &= \frac{\alpha \frac{y_{t+1}}{k_{t+1}} \frac{P_{W,t}}{P_t} + (1-\delta)q_{t+1}}{q_t} \\
 &= \frac{\alpha \frac{y_{t+1}}{k_{t+1}} mc_t \cdot p_t^H + (1-\delta)q_{t+1}}{q_t} \quad (13)
 \end{aligned}$$

모수  $\delta \in (0, 1)$  는 자본재의 소모율이다.

외부자금 차입의 한계비용은 기업가의 재정 상황에 달려 있다. 차입자인 기업가와 대여자인 금융중개기관 사이의 대리인문제 때문에 외부조달자금은 내부조달자금에 비하여 비싸다고 가정한다. 보다 구체적으로 외부자금 조달에 따르는 프리미엄  $\chi(\cdot)$  은 자본재 구입액에 대비한 기업가의 순부의 비율  $n_{t+1}/q_t k_{t+1}$  과 역의 관계로 나타난다. (앞으로 우리는 이 비율을 레버리지라고 부르기로 한다.) 외부자금조달에 프리미엄이 붙는 이유는 대부자가 차입자의 상환능력을 정확히 알 수 없으므로 채무불이행이 발생할 경우 채무자의 상환능력을 확인하기 위해서 감시비용을 부담하여야 하기 때문이다. 차입계약에 붙는 이자는 채무불이행의 가능성에 연계되어 있는데 이 채무불이행의 가능성은 채무자의 레버리지에 달려있다고 가정하는 것이다. 채권자인 금융중개기관은 자금을 국내소비자들의 예금에서  $R_t/\pi_{t+1}$  의 기회비용으로 조달한다.

이러한 상황에서 기업가의 자본에 대한 수요는 다음 식을 만족하여야 한다.

$$E_t R_{t+1}^k = E_t \left\{ \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \cdot \kappa_t \cdot \chi \left( \frac{n_{t+1}}{q_t k_{t+1}} \right) \right\} \quad (14)$$

여기서 등호의 오른쪽이 기업가의 외부자금 차입의 예상 실질한계비용이다. 외부자금조달 프리미엄의 레버리지에 대한 탄력성

$$\eta_{\chi} = -\frac{\chi'}{\chi} \cdot \frac{n}{qk}$$

은 모형의 시뮬레이션에서 금융증폭 구조의 양적 역할을 좌우하는 중요한 파라미터이다.  $\eta_{\chi}$ 가 크면 클수록 경제에 충격이 왔을 경우 외부자금 조달 프리미엄이 더 크게 증가하여 충격의 영향이 확대된다.  $\kappa_t$ 는 외부자금 대출프리미엄의 외생적 변화를 나타낸다. 이는 금융위기가 발생하여 대출프리미엄이 갑자기 변동하는 상황을 고려하기 위하여 도입한 충격변수이다. 외생변수  $\kappa_t$ 의 동태적움직임은

$$\hat{\kappa}_t = \rho_{\kappa} \hat{\kappa}_{t-1} + \varepsilon_{\kappa,t} \quad \varepsilon_{\kappa,t} \sim N(0, \sigma_{\kappa})$$

을 따른다고 가정한다.

기업가는 위험에 대해 중립적이며, 매기 사망의 가능성에 직면한다. Bernanke et al.(1999)에서는 기업가 사망의 확률을 일정한 값의 상수로 설정하고 있으나 본 모델에서는 이를 확률변수로 설정하여 기업가의 순부를 외생적으로 파괴하거나 증가시키는 충격을 나타내도록 한다. 이 충격은 주식 등 자산 가격의 비정상적 증가와 폭락 등을 반영한다. 기업가가 다음 기까지 생존할 가능성은  $\phi_t$ 이며 기업가의 예상 잔존수명은  $1/(1 - \phi_t)$ 이다.  $\phi_t$ 의 동태적 움직임은

$$\log \phi_t = (1 - \rho_{\phi}) \log \phi + \rho_{\phi} \log \phi_{t-1} + \varepsilon_{\phi,t} \quad \varepsilon_{\phi,t} \sim N(0, \sigma_{\phi})$$

을 따른다고 가정한다. 모수  $\phi$ 는 기업가의 평균 생존확률을 나타낸다.

기업가 순부의 시간에 따른 움직임은 다음 식으로 나타낸다.

$$n_{t+1} = \phi_t v_t + (1 - \phi_t) tr_t \tag{15}$$

여기서  $tr_t$ 는 새롭게 진입하는 기업가가 사라지는 기업가로부터 받는 이전 소득을 나타낸다.<sup>2)</sup> 이는 새롭게 진입하는 기업가의 초기 사업자금의 역할

을 한다.  $v_t$ 는 기업가가 보유하고 있는 자본재의 가치에서 자본재 구입의 비용을 차감하고난 순가치로서 다음 식으로 나타낼 수 있다.

$$v_t = R_t^k q_{t-1} k_t - E_{t-1} \left\{ \frac{R_{t-1}}{\pi_t} \cdot \kappa_{t-1} \cdot \left( \frac{n_t}{q_{t-1} k_t} \right) \right\} (q_{t-1} k_t - n_t) \quad (16)$$

### 3. 자본재 생산자

자본재 생산자들은 투자재를 사용하여 새로운 자본재를 생산하는 경제주체들이다.  $i_t$  단위의 투자재를 사용하면  $[1 - S(i_t/i_{t-1})]i_t \Upsilon_t$  단위의 새로운 자본재가 생산된다.  $S(i_t/i_{t-1})i_t$ 는 투자의 조정 비용인데 정상상태에서  $S = S' = 0$ ,  $S'' > 0$ 의 특징을 갖는다.  $\Upsilon_t$ 는 투자의 효율성 충격으로서 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$\hat{\Upsilon}_t = \rho_{\Upsilon} \hat{\Upsilon}_{t-1} + \varepsilon_{\Upsilon,t} \quad \varepsilon_{\Upsilon,t} \sim N(0, \sigma_{\Upsilon})$$

자본재 생산에 따른  $t$ -기의 이윤은

$$\Pi_t = q_t [1 - S(\frac{i_t}{i_{t-1}})] i_t \Upsilon_t - \frac{P_{I,t}}{P_t} i_t$$

이다. 투자조정비용의 존재 때문에 자본재 생산자들은 동태적 최적화 문제, 즉

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \pi_t$$

을 극대화하는 투자 수준을 선택한다. 이러한 동태최적화의 필요조건은

- 
- 2)  $tr_t$ 는 외생변수이다. Bernanke et al.(1999)에서는 기업가가 고정된 한 단위의 노동을 공급하여 얻는 임금소득이 초기자금의 역할을 한다. 이들은 아주 작은 값이므로 모형 시뮬레이션에서는 무시하여도 무방하다.

$$\begin{aligned}
 p_{i,t} = & q_t Y_t \left( 1 - S_t - S'_t \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \\
 & + \beta E_t \left[ \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} q_{t+1} Y_{t+1} S'_{t+1} \left( \frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 \right]
 \end{aligned} \tag{17}$$

이다. 여기서  $p_{i,t} = P_{i,t}/P_t$ 는 투자재의 상대가격이다.

경제가 충격을 받았을 때 자본재의 가격이 얼마나 민감하게 달라지는지는  $S''$ 의 크기에 좌우된다.  $S''$ 이 클수록 투자의 조정이 어려우며 따라서 충격에 따른 자본재 가격의 변동은 크다. 자본재 가격의 변동이 클수록 기업가의 순부의 변동성이 커져 금융중폭 구조의 효과가 크게 나타나게 된다.

자본재는  $\delta$ 의 율로 소모가 되기 때문에 경제 전체 자본스톡의 동태적 움직임은

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + [1 - S(i_t/i_{t-1})]i_t Y_t \tag{18}$$

을 따른다.

소비재의 경우와 마찬가지로 투자재  $i_t$ 는 국산투자재  $i_t^H$ 와 수입투자재  $i_t^F$ 의 CES 결합이다.

$$i_t = \left[ (1 - \gamma_i)^{1/\rho_i} (i_t^H)^{(\rho_i - 1)/\rho_i} + (\gamma_i)^{1/\rho_i} (i_t^F)^{(\rho_i - 1)/\rho_i} \right]^{\rho_i / (\rho_i - 1)}$$

$\rho_i$ 는 국산투자재와 수입투자재 간의 대체탄력성을 나타내는 모수이고  $\gamma_i$ 는 총투자 중 수입투자재의 비중을 나타내는 모수이다. 국내투자재와 수입투자재 간의 최적선택에 관한 필요조건들로부터 다음 세 식이 도출된다.

$$i_t^H = (1 - \gamma_i)(p_t^H)^{-\rho_i} i_t \tag{19}$$

$$i_t^F = (\gamma_i)(p_t^F)^{-\rho_i} i_t \tag{20}$$

$$p_{i,t} = \left[ (1 - \gamma_i)(p_t^H)^{1 - \rho_i} + (\gamma_i)(p_t^F)^{1 - \rho_i} \right]^{1/(1 - \rho_i)} \tag{21}$$

#### 4. 소매업자

소매업자들을 모형에 설정하는 이유는 가격 경직성을 모형에 도입하기 위해서이다.  $z \in (0, 1)$ 로 지수화된 무수히 많은 소매업자들이 존재한다고 가정한다. 국산재 소매업자들은 완전경쟁시장에서 기업가로부터 도매 제품을 구입하여 이를 약간 차별화(재포장)한 후에 Calvo(1983) 방식을 따라 가격을 설정한다. 차별화에는 아무 비용이 들지 않는다고 가정한다.

$y_t^H(z)$ 를  $z$  소매업자의 생산품이라 할 경우 국산 복합소비재는 개별 소매업자 제품들의 CES 결합이다.

$$y_t = \left[ \int_0^1 y_t^H(z)^{\frac{1}{\vartheta_t^H}} dz \right]^{\vartheta_t^H}$$

$\vartheta_t^H$ 는 시간에 따라 변할 수 있는 마크업(독점력의 정도)을 나타내며 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\vartheta_t^H = (1 - \rho_{\vartheta^H})\vartheta^H + \rho_{\vartheta^H}\vartheta_{t-1}^H + \varepsilon_t^{\vartheta^H} \quad \varepsilon_{\vartheta^H,t} \sim N(0, \sigma_{\vartheta^H})$$

최종 복합소비재 구입비용의 최소화 문제로부터 개별 소매업자 제품에 대한 수요함수

$$y_t^H(z) = \left( \frac{P_t^H(z)}{P_t^H} \right)^{\frac{\vartheta_t^H}{1-\vartheta_t^H}} y_t$$

가 도출된다. 최종복합재의 가격  $P_t^H$ 와 개별소매업자제품 가격  $P_t^H(z)$ 의 관계는

$$P_t^H = \left[ \int_0^1 P_t^H(z)^{\frac{1}{1-\vartheta_t^H}} dz \right]^{1-\vartheta_t^H}$$

으로 주어진다. 결합된 복합재는 국내 소비자와 자본재 생산자 그리고 해외 소비자들에게 판매된다. 소매업자들은 도매물품을 재포장하는데 불과하고 재포장에는 추가의 비용이 들지 않는다고 가정하므로 국산 소매물품 생산의 실질한계비용  $mc_t$ 는  $P_{W,t}/P_t^H$  이다.

각 소매업자의 제품이 차별화되어 있으므로 소매업자는 제품가격을 결정하는 독점력을 가지나 가격에는 경직성이 존재한다. 매기에 개별 소매업자가 새로이 최적수준으로 가격을 변경할 가능성은 지난 번 최적가격 설정 후 얼마나 시간이 지났는지와 무관하게 확률적으로 일정하다고 가정한다. 최적수준으로 가격을 변경할 수 있는 기회를 가질 확률은  $(1-\theta_H)$  이고 따라서  $\theta_H$ 는 가격경직성의 정도를 나타낸다. 최적수준으로 가격변경의 기회를 얻은 소매업자는 변경된 가격이 적용되는 기간 동안의 예상이윤이 극대화되도록 가격을 설정한다. 최적수준으로 가격을 변경할 기회를 얻지 못한 소매업자는 지난 기의 가격에 지난 기의 국산재 인플레이션율( $\pi_{t-1}^H$ )과 중앙은행의 목표인플레이션율( $\pi$ )을 가중평균한 값을 곱한 가격에 제품을 공급한다. 특정 시점에서 최적수준으로 가격을 변경할 기회가 있느냐 없느냐의 사실을 제외하고는 모든 소매업자들이 동일한 상황에 직면하고 있으므로 최적가격 설정을 하는 소매업자들은 모두 동일한 가격  $\bar{P}_t^H$ 를 선택하게 되며 나머지 소매업자들은  $(\pi_{t-1}^H)^{\xi_H}(\pi)^{1-\xi_H}P_{t-1}^H$ 의 가격에 제품을 공급하게 된다. 여기서  $\xi_H$ 는 최적가격 설정의 기회를 못 가진 소매업자들의 가격이 지난 기의 인플레이션율에 연동되는 정도를 나타내는 모수이다. 전체 소비재 생산기업 중 최적수준으로 가격변경을 하는 기업들의 비율이  $(1-\theta_H)$ 이고 그렇지 못한 기업들의 비율이  $\theta_H$ 이므로 복합소비재의 가격은 다음과 같이 주어진다.

$$P_t^H = \left[ \theta_H \left[ (\pi_{t-1}^H)^{\xi_H} (\pi)^{1-\xi_H} P_{t-1}^H \right]^{\frac{1}{1-\vartheta_t^H}} + (1-\theta_H) (\bar{P}_t^H)^{\frac{1}{1-\vartheta_t^H}} \right]^{1-\vartheta_t^H}$$

위와 같은 설정 하에서는 가격변동을 다음의 New Keynesian 필립스 곡선으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t^H &= \frac{\beta}{1 + \beta\xi_H} \hat{\pi}_{t+1}^H + \frac{\xi_H}{1 + \beta\xi_H} \hat{\pi}_{t-1}^H \\ &+ \frac{(1 - \beta\theta_H)(1 - \theta_H)}{\theta_H(1 + \beta\xi_H)} (\widehat{mc}_t + \hat{\vartheta}_t^H) \end{aligned} \quad (22)$$

여기서

$$\pi_t^H = \frac{P_t^H}{P_{t-1}^H} = \frac{p_t^H}{p_{t-1}^H} \pi_t \quad (23)$$

이다. 식 (22)에서 현재의 인플레이션율이 과거의 인플레이션과 연계되는 정도(inflation persistence)는  $\xi_H$ 의 값에 달려 있음을 알 수 있다.

$z \in (0, 1)$ 로 지수화된 무수히 많은 수입재 소매업자들은 국제시장에서 동질적 도매 제품을 구입하여 이를 약간 차별화(재포장)한 후에 Calvo (1983) 방식을 따라 가격을 설정하여 국내 소비자와 자본재생산자들에게 판매한다. 수입재 소매업자들은 도매상품을 국제시장에서  $S_t P_t^*$ 에 구입하므로 수입 소매상품의 실질한계비용은  $S_t P_t^* / P_t^F$ 이다. 즉, 수입소매물품 공급의 실질한계비용은

$$mc_t^F = \frac{S_t P_t^*}{P_t^F} = \frac{s_t}{p_t^F} \quad (24)$$

이다. 환율의 변동이 수입 소비재와 투자재 가격에 불완전하게 전가되는 상황을 반영하기 위하여 수입 소매상품들도 가격 경직성을 갖는다고 가정한다. 수입상품 소매업자들이 최적수준으로 가격을 재조정할 기회를 가질 확률은  $(1 - \theta_F)$ 이며 최적수준으로 새로이 가격을 설정할 기회를 갖지 못한 기업들은 국산재 소매업자들의 경우와 같은 방식으로  $(\pi_{t-1}^F)^{\xi_F} (\pi)^{1 - \xi_F} P_{t-1}^F$  가격에 제품을 공급한다.

$y_t^F(z)$ 를  $z$  수입소매업자가 판매하는 제품이라 할 경우 수입 복합재는 개별 수입 소매업자가 판매하는 제품들의 CES 결합이다.

$$y_t^F = \left[ \int_0^1 y_t^F(z) \frac{1}{\vartheta_t^F} dz \right]^{\vartheta_t^F}$$

수입 소매재의 마크업  $\vartheta_t^F$ 는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$\vartheta_t^F = (1 - \rho_{\vartheta^F})\vartheta^F + \rho_{\vartheta^F}\vartheta_{t-1}^F + \varepsilon_t^{\vartheta^F} \quad \varepsilon_{\vartheta^F,t} \sim N(0, \sigma_{\vartheta^F})$$

수입상품 가격 인플레이션과 한계비용간의 관계는 다음 필립스 곡선으로 나타난다.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t^F &= \frac{\beta}{1 + \beta\xi_F} \hat{\pi}_{t+1}^F + \frac{\xi_F}{1 + \beta\xi_F} \hat{\pi}_{t-1}^F \\ &+ \frac{(1 - \beta\theta_F)(1 - \theta_F)}{\theta_F(1 + \beta\xi_F)} (\widehat{mc}_t^F + \hat{\vartheta}_t^F) \end{aligned} \quad (25)$$

여기서

$$\pi_t^F = \frac{P_t^F}{P_{t-1}^F} = \frac{p_t^F}{p_{t-1}^F} \pi_t \quad (26)$$

이다.

수출재 소매업자들은 국내재를  $P_t^H$ 의 가격으로 구매하여 이를 차별화 한 다음 국제 시장에서 해외통화 표시 가격  $P_t^X$ 에 판매한다. 따라서 수출 소매물품 공급의 실질한계비용은

$$mc_t^X = \frac{P_t^H}{S_t P_t^X} = \frac{p_t^H}{s_t p_t^X} \quad (27)$$

이고  $p_t^X = P_t^X / P_t^*$ 이다.

국내재 가격의 변동이 수출재 가격에 단기간에는 불완전하게 전가되는 상

황을 반영하기 위하여 수출 소매상품들도 가격 경직성을 갖는다고 가정하다. 수출상품 소매업자들이 최적수준으로 가격을 재조정할 기회를 가질 확률은  $(1 - \theta_X)$ 이며 최적수준으로 새로이 가격을 설정할 기회를 갖지 못한 기업들은 국산재 소매업자들의 경우와 같은 방식으로  $(\pi_{t-1}^X)^{\xi_X} (\pi)^{1 - \xi_X} P_{t-1}^X$  가격에 제품을 공급한다.

$y_t^X(z)$ 를  $z$  수출소매업자가 판매하는 제품이라 할 경우 수출 복합재는 개별 수출 소매업자가 판매하는 제품들의 CES 결합이다.

$$y_t^X = \left[ \int_0^1 y_t^X(z)^{\frac{1}{\vartheta_t^X}} dz \right]^{\vartheta_t^X}$$

수출 소매재의 마크업  $\vartheta_t^X$ 는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$\vartheta_t^X = (1 - \rho_{\vartheta^X})\vartheta^X + \rho_{\vartheta^X}\vartheta_{t-1}^X + \varepsilon_t^{\vartheta^X} \quad \varepsilon_{\vartheta^X,t} \sim N(0, \sigma_{\vartheta^X})$$

수출품 가격 인플레이션과 한계비용간의 관계는 다음 필립스 곡선으로 나타난다.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t^X &= \frac{\beta}{1 + \beta\xi_X} \hat{\pi}_{t+1}^X + \frac{\xi_X}{1 + \beta\xi_X} \hat{\pi}_{t-1}^X \\ &+ \frac{(1 - \beta\theta_X)(1 - \theta_X)}{\theta_X(1 + \beta\xi_X)} (\widehat{mc}_t^X + \hat{\vartheta}_t^X) \end{aligned} \quad (28)$$

여기서

$$\pi_t^X = \frac{P_t^X}{P_{t-1}^X} = \frac{p_t^X}{p_{t-1}^X} \pi_t \quad (29)$$

이다.

### 5. 대외거래

국산 복합재에 대한 외국의 수요(즉, 수출 수요)에 관하여는 단순한 수요함수를 가정한다.

$$y_t^X = \left[ \left( \frac{P_t^X}{P_t^*} \right)^{-\tau} y_t^* \right] (y_{t-1}^X)^{1-\nu}$$

즉, 국내 생산 재화에 대한 외국의 수요는 국제시장에서 국내재화와 외국재화의 상대가격과 역의 관계에 있으며 외국소득과는 정의 관계에 있다고 가정한다.  $(y_{t-1}^X)^{1-\nu}$ 는 수출수요의 관성을 나타낸다.

위의 수출수요함수는 정상상태 값이 존재하는 변수들만의 함수로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t^X = \left[ \left( \frac{1}{mc_t^X \cdot s_t} \right)^{-\tau} y_t^* \right] (y_{t-1}^X)^{1-\nu} \tag{30}$$

해외 실질소득  $y_t^*$ , 해외 인플레이션을  $\pi_t^*$ , 해외 명목이자율  $R_t^*$ 는 모두 외생변수로 취급되며, 그들의 움직임은 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\begin{aligned} \log y_t^* &= (1 - \rho_{y^*}) \log y^* + \rho_{y^*} \log y_{t-1}^* + \varepsilon_{y^*,t} & \varepsilon_{y^*,t} &\sim N(0, \sigma_{y^*}) \\ \log \pi_t^* &= (1 - \rho_{\pi^*}) \log \pi^* + \rho_{\pi^*} \log \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^*,t} & \varepsilon_{\pi^*,t} &\sim N(0, \sigma_{\pi^*}) \\ \log R_t^* &= (1 - \rho_{R^*}) \log R^* + \rho_{R^*} \log R_{t-1}^* + \varepsilon_{R^*,t} & \varepsilon_{R^*,t} &\sim N(0, \sigma_{R^*}) \end{aligned}$$

### 6. 통화정책

중앙은행의 통화정책은 Taylor 타입의 준칙을 따른다. 즉, 중앙은행은 산출량과 인플레이션율이 각각의 정상상태 값에서 이탈한 정도 및 환율의 변동에 반응하여 명목이자율을 조정한다.

$$\frac{R_t}{R} = \left( \frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\gamma_R} \left( \frac{\pi_t}{\pi} \right)^{(1-\gamma_R)\gamma_\pi} \left( \frac{y_t}{y} \right)^{(1-\gamma_R)\gamma_y} \left( \frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{(1-\gamma_R)\gamma_{\Delta s}} \exp(\varepsilon_{R,t}) \quad (31)$$

$\gamma_R$ 은 중앙은행이 이자율의 변동성이 너무 커지는 것을 염려하여 이자율 평탄화에 신경을 쓰는 정도를 나타내는 모수이며  $\gamma_\pi$ ,  $\gamma_y$ 와  $\gamma_{\Delta s}$ 는 명목이자율이 인플레이션과 산출량의 괴리, 환율의 변동에 대하여 각각 얼마나 민감하게 반응하느냐를 나타낸다.

중앙은행의 통화정책은 준칙 외에도 시간간 독립이며 정상분포를 따르는 통화정책 충격  $\varepsilon_{R,t}$ 의 영향을 받는다.

$$\varepsilon_{R,t} \sim N(0, \sigma_R)$$

## 7. 자원제약과 경상수지

국내 생산 복합재에 대한 자원제약식은

$$y_t = c_t^H + i_t^H + y_t^X + g_t \quad (32)$$

이다. 국내 소비자, 수출, 국내 자본재 생산자 및 정부로부터의 수요의 합계가 생산량과 일치할 때 국내 생산 복합재의 시장은 균형을 이룬다.  $g_t$ 는 외생적인 정부지출을 나타내며 이는 다음과 같은 AR(1)과정을 따른다.

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad \varepsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_g)$$

가계의 예산제약식과 국내재 소매업자들의 이윤함수, 수입재 소매업자들의 이윤함수를 모두 합하면 순해외채권의 동태적 움직임을 나타내는 다음 식을 얻게 된다.

$$S_t B_{t+1}^* = S_t P_t^X y_t^X - S_t P_t^*(c_t^F + i_t^F) + S_t \Psi_{t-1} R_{t-1}^* B_t^*$$

$S_t P_t^X y_t^X$ 와  $S_t P_t^*(c_t^F + i_t^F)$ 는 각각 자국통화단위로 나타낸 수출액과 수입액

이며  $\Psi_{t-1}R_{t-1}^*$  는 기존 순해외채권에 대한 총이자이다. 이 식은 정상상태 값이 존재하는 변수들만의 함수로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$s_t b_{t+1}^* = s_t p_t^X y_t^X - s_t (c_t^F + i_t^F) + s_t \Psi_{t-1} R_{t-1}^* \frac{b_t^*}{\pi_t^*} \quad (33)$$

### 8. 모형의 해

위에서 설명한 식 (2), (4)-(33)은 경제주체들의 동태적 최적화 문제의 1계 조건들과 제약 조건, 시정청산 조건, 변수의 정의식 등인데 이는 31개의 내생변수들  $s_t, b_{t+1}^*, y_t, \Psi_t, \lambda_t, c_t, h_t, w_t, R_t, \pi_t, c_t^H, c_t^F, p_t^H, p_t^F, k_{t+1}, mc_t, q_t, R_t^k, n_{t+1}, v_t, i_t, p_t^i, i_t^H, i_t^F, mc_t^F, mc_t^X, \pi_t^H, \pi_t^F, \pi_t^X, p_t^X, y_t^X$ 에 관한 31개의 확률적 비선형차분방정식체계를 형성한다. 이러한 비선형차분방정식 체계의 해를 직접 구하는 것은 극히 어려운 일이므로 위의 비선형방정식체계를 모형의 정상상태 부근에서 로그선형화하여 확률적 선형방정식체계를 도출한다. 이 선형방정식체계에 Uhlig (1999)의 비결정계수방법(method of undetermined coefficients)을 적용하면 정상상태에서의 해가 도출된다.

## Ⅲ. 실증 분석

실증분석에서 살펴보고자 하는 것은 크게 두 가지이다. 첫째는 금융증폭 구조가 한국의 최근 경기순환에서 통계적으로 유의한 역할을 하고 있느냐 하는 것이고, 둘째는 금융부문에서의 충격요인이 한국의 최근 경기순환의 동인으로서 여타 충격요인들에 비하여 양적으로 얼마나 큰 역할을 하였는지를 살펴보는 것이다.

외부자금조달 프리미엄의 레버리지에 대한 탄력성, 소비습관형성, 투자 조정비용, 가격 경직성의 정도, 수출수요함수, 통화정책 준칙, 신용충격을 포함한 각종 충격요인들의 자기상관계수와 표준편차 등 모형의 동태적 음

직업에 결정적 영향을 미치는 모수들은 한국의 거시경제 데이터를 사용하여 베이지언 방식으로 추정하였다.

추정에 사용하는 데이터가 적절한 값의 식별(identification)에 관한 정보를 제공해 줄 여지가 거의 없다고 생각되는 모수들은 기존 연구문헌들을 참조하여 적절한 값으로 설정(calibration)하였다.

## 1. 데이터

2000년부터 2010년까지의 한국 거시경제 분기별 데이터를 사용하여 모델을 베이지언 방법으로 추정하였다. 데이터를 2000년 이후로 국한한 이유는 90년대 말 외환위기를 거치면서 변동환율제도가 채택되고 한국은행의 통화정책도 인플레이션 관리 위주로 전환되어 거시경제정책의 운용이 그 전과는 근본적으로 달라졌기 때문이다. 추정에 사용된 거시경제 데이터에는 실질GDP, 소비, 투자, 수출, 수입, GDP 디플레이터 상승률, 소비자물가 상승률, 정책금리, 실질환율, 미국의 실질GDP, 미국의 소비자물가 상승률, 미국연준의 정책금리 등 12변수가 포함되었다. 이들 데이터는 모형에서  $y_t$ ,  $c_t$ ,  $i_t$ ,  $y_t^X$ ,  $(c_t^F + i_t^F)$ ,  $\pi_t^H$ ,  $\pi_t$ ,  $R_t$ ,  $s_t$ ,  $y_t^*$ ,  $\pi_t^*$ ,  $R_t^*$  에 해당한다. 모형에 도입된 15개의 구조충격이 12개의 관측 변수의 움직임을 설명한다.

모형의 모수들을 추정하려면 모든 변수들은 안정적(stationary) 시계열이어야 하는데 위의 실제 데이터는 불안정적(non-stationary)이므로 모델 추정 전에 금리와 인플레이션을 제외한 모든 변수들에 Hodrick-Prescott filter를 적용하여 추세를 제거하였다.

## 2. 모수 설정(calibration)

고정된 값으로 설정한 모수 값들은 <표 1>에 요약되어 있다.

시간할인인자, 자본 소모율, 효용함수에서 여가의 비중을 나타내는 모수 등은 Kydland와 Prescott(1982)의 실물적 경기변동이론 이래로 동태확률일반균형모형에서 전형적으로 사용하고 있는 값을 채택하였다. 시간할인인자  $\beta$ 의 값은 0.992인데 이는 정상상태에서 실질이자율이 연리로 약 3%

임을 의미한다. 자본의 소모율  $\delta$ 는 0.025이며 이는 자본스톡이 매년 약 10% 소모된다고 가정함을 의미한다. 노동공급의 탄력성은 Christiano et al.(2005)에서와 같이 1로 설정하였고 효용함수에서 여가가 차지하는 비중을 나타내는 모수  $A_h$ 는 근로자들이 가용시간의 1/3을 시장경제활동에 바친다는 가정에 맞도록 설정하였다. 생산함수에서 자본소득분배율  $\alpha$ 는 Elekdag et al.(2006)를 따라 0.37로 설정하였는데 이는 한국경제를 대상으로 한 연구인 이준희(2011), 김현의·엄상민(2011) 등에서 설정한 값 0.36과도 아주 가까운 값이다.

【표 1】 설정(calibrate)된 모수 값

모수	설명	값
$\beta$	시간할인인자	0.992
$\sigma_h$	1/(노동공급의 실질임금에 대한 탄력성)	1
$\eta_\psi$	국가위험 프리미엄의 국가부채/총생산 비율에 대한 탄력성	0.0001
$\alpha$	생산함수에서 자본분배율	0.37
$\delta$	자본소모율	0.025
$\rho$	국산소비재와 수입소비재간 대체탄력성	0.7
$\gamma$	총소비에서 수입소비재가 차지하는 비중	0.4
$\rho_i$	국산투자재와 수입투자재간 대체탄력성	0.25
$\gamma_i$	총투자에서 수입투자재가 차지하는 비중	0.4
$\vartheta^H$	정상상태에서 국산소매품 마크업	1.2
$\vartheta^F$	정상상태에서 수입소매품 마크업	1.2
$\phi$	기업가의 평균 생존율	0.9728
$\chi$	1 + 정상상태에서 외부자금 조달 프리미엄	1 + 0.035/4
$n/qk$	정상상태에서 레버리지 비율	2

정상상태에서 국산품, 수입소매품 가격의 마크업은 모두 1.2로 설정하였는데 이는 차별화된 소매상품간의 대체탄력성이 새케인지언(New Keynesian) 모형에서 전형적으로 사용되고 있는 값인 6으로 설정되었음을 의미한다. Adolfson et al.(2007)에서와 같이 수출소매품 가격은 정상상태에서 마크업이 없다고 가정하였다.

국산소비재와 수입소비재 간의 대체탄력성  $\rho$ , 국산투자재와 수입투자재 간의 대체탄력성  $\rho_i$  등은 Gertler et al.(2007)가 한국경제 분석을 위한 모형에서 설정한 값을 참조하여 선택하였는데 특히  $\rho_i$ 를 0.25로 낮게 설

정한 것은 우리나라의 산업구조에서 수입투자재와 국산투자재 간의 대체탄력성이 낮다는 일반적인 인식과 부합한다. 총소비에서 수입소비재가 차지하는 비중  $\gamma$ , 총투자에서 수입투자재가 차지하는 비중  $\gamma_i$  등은 Gertler et al.(2007), Elekdag et al.(2006), 이준희·여택동(2008) 등이 한국경제분석을 위한 모형에서 사용한 값들을 비교, 참조하여 모두 0.4로 설정하였다.

정상상태에서 외부자금조달 프리미엄은 Gertler et al.(2007)에 따라 연 3.5%로 설정하였는데 이는 표본 기간 동안 3년 만기 BBB회사채 수익률과 국고채 수익률 격차의 움직임에 비추어 무리가 없는 값으로 생각된다. 정상상태에서의 기업가 생존율  $\phi$ , 레버리지비율  $n/qk$  등은 BGG 금융증폭 구조를 고려한 대부분의 기존 문헌에서 그러하였듯이 Bernanke et al.(1989)에서 사용한 값들을 적용하였다.

외채프리미엄의 국가채무비율에 대한 탄력성  $\eta_v$ 는 작은 값인 0.0001로 하여 모델의 동태에 영향을 주지 않으면서도 장기에는 국가부채비율이 일정한 값으로 수렴하도록 하였다.

### 3. 베이지언 추정

위에서 설정한 모수들 외에 나머지 모수들은 데이터를 사용하여 추정하였다. 추정에 있어서는 기존 연구결과와 모수의 불확실성을 감안한 사전분포를 가정한 후 칼만 필터를 통해 우도함수를 극대화하는 과정에서 모수 값의 사후적인 평균 및 분포를 도출하는 베이지언 추정 방법을 사용하였다. 모수들의 추정에 사용된 사전 분포, 평균 및 표준편차(역감마 분포의 경우는 자유도 즉, degree of freedom), 그리고 사후 평균 및 분포 등 추정결과는 <표 2>에 요약되어 있다.

사전분포의 설정에 있어서는 이론적으로 모수의 값이 0과 1 사이의 값으로 한정되어 있을 때에는 베타 분포를 가정하였고 모수의 값이 양수로 한정되어 있을 때에는 감마 또는 역감마 분포를 가정하였다. 그리고 사전분포의 평균과 표준편차 등은 Adolfson et al.(2007) 등 베이지언 추정을 한 기존 문헌들을 참조하여 모수 값의 적절한 범위에 관한 사전 정보를 반영하도록 설정하였다. 특히 통화정책 준칙 파라미터  $\gamma_\pi$ 와  $\gamma_y$ 는 원래 테

일리가 재안했던 준칙의 값에 해당하도록 각각 1.5와 0.125로 설정하였다.

【표 2】 모수 추정(estimation) 결과

	설명	사전분포			사후분포		
		분포	평균	표준편차 / d.f.	평균	5%	95%
$\eta_x$	외부자금조달 프리미엄 탄력성	감마	0.06	0.01	0.053	0.043	0.062
$b$	소비습관 형성	베타	0.7	0.2	0.815	0.649	0.967
$S''$	투자 조정 비용	정상	7.5	1.5	4.308	3.632	4.909
$\theta_H$	국산재 가격경직성	베타	0.675	0.1	0.594	0.511	0.677
$\theta_F$	수입재 가격경직성	베타	0.675	0.1	0.494	0.421	0.561
$\theta_X$	수출재 가격경직성	베타	0.675	0.1	0.234	0.155	0.336
$\xi_H$	국산재 가격 연동	베타	0.5	0.1	0.523	0.387	0.680
$\xi_F$	수입재 가격 연동	베타	0.5	0.1	0.449	0.323	0.568
$\xi_X$	수출재 가격 연동	베타	0.5	0.1	0.415	0.247	0.553
$\tau$	수출의 상대가격 탄력성	정상	1	0.2	1.070	0.842	1.296
$\nu$	1 - 수출수요의 관성	베타	0.5	0.2	0.868	0.764	0.957
$\gamma_R$	통화준칙 - 이자율평탄화	베타	0.7	0.1	0.785	0.739	0.873
$\gamma_\pi$	통화준칙 - 인플레이션	정상	1.5	0.1	1.565	1.435	1.696
$\gamma_y$	통화준칙 - 산출량	정상	0.125	0.1	0.025	0.002	0.059
$\gamma_{\Delta s}$	통화준칙 - 환율 변동	정상	0.1	0.1	0.164	0.076	0.273
$\rho_A$	기술충격 AR	베타	0.85	0.1	0.894	0.812	0.987
$\rho_Y$	투자효율성 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.843	0.729	0.973
$\rho_{\theta^H}$	국산재 마크업 AR	베타	0.85	0.1	0.920	0.855	0.991
$\rho_{\theta^F}$	수입재 마크업 AR	베타	0.85	0.1	0.977	0.966	0.984
$\rho_{\theta^X}$	수출재 마크업 AR	베타	0.85	0.1	0.724	0.571	0.879
$\rho_\psi$	외채프리미엄 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.466	0.349	0.572
$\rho_\kappa$	신용공급 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.697	0.597	0.789
$\rho_\phi$	순부 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.611	0.504	0.770
$\rho_\zeta$	소비선호 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.772	0.671	0.876
$\rho_\lambda$	노동 공급 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.824	0.694	0.983
$\rho_g$	정부 구매 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.970	0.949	0.992
$\rho_{y^*}$	해외산출량 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.853	0.767	0.939
$\rho_{\pi^*}$	해외인플레이션 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.524	0.360	0.700
$\rho_{R^*}$	해외금리 충격 AR	베타	0.85	0.1	0.887	0.844	0.926
$\sigma_A$	기술 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.016	0.011	0.021
$\sigma_Y$	투자 효율성 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.027	0.013	0.042
$\sigma_{\theta^H}$	국산재 마크업 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.020	0.012	0.031
$\sigma_{\theta^F}$	수입재 마크업 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.039	0.032	0.050

$\sigma_{\theta^x}$	수입재 마크업 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.023	0.015	0.034
$\sigma_{\psi}$	외채프리미엄 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.011	0.009	0.014
$\sigma_{\kappa}$	신용공급 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.021	0.014	0.029
$\sigma_{\phi}$	순부 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.021	0.013	0.030
$\sigma_{\zeta^c}$	소비선호 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.025	0.015	0.036
$\sigma_{\zeta^h}$	노동공급 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.026	0.012	0.038
$\sigma_g$	정부구매 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.192	0.161	0.230
$\sigma_{y^*}$	해외산출량 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.009	0.007	0.010
$\sigma_{\pi^*}$	해외인플레이션 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.009	0.007	0.011
$\sigma_{R^*}$	해외금리 충격 표준편차	역감마	0.05	2	0.002	0.001	0.003

추정 결과 가운데 특별히 주목할 점은 외부자금 조달 프리미엄의 레버리지에 대한 탄력성인  $\eta_x$ 이다. 사후분포의 평균 0.053은 Christensen and Dib(2008)이 미국 데이터를 토대로 추정된 값 0.4 보다도 큰 수준이다. 이는 금융중폭 구조가 한국의 경기순환에서 의미 있게 작동하고 있음을 보여주고 있다.

소비습관형성, 투자조정비용 모수들은 각각 0.815, 4.308로 추정되어 소비 및 투자의 움직임을 모형이 적절히 포착하기 위하여 두 가지 마찰 요인들이 다 중요함을 알 수 있다.

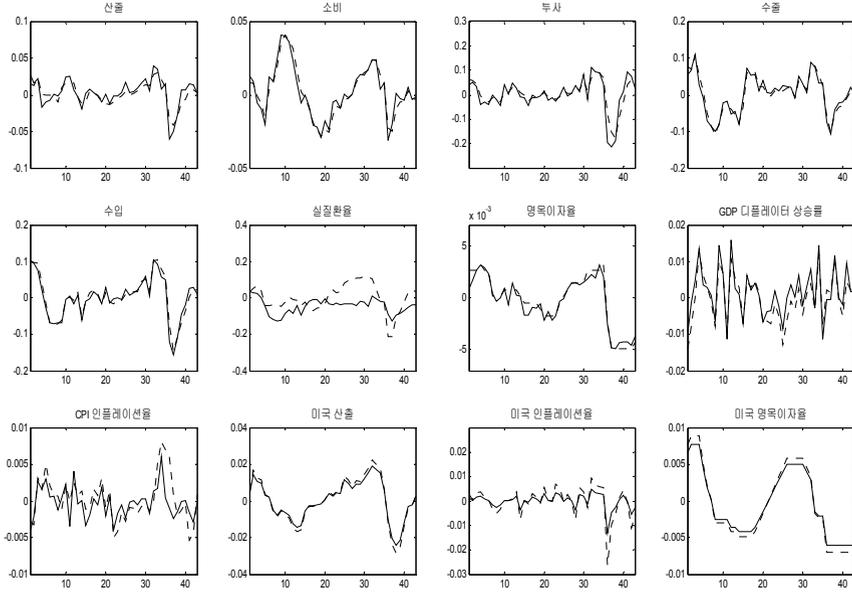
국산재 및 수입소비재의 가격 경직성의 추정치는 한국의 가격 경직성이 미국에 비하여 낮아 평균 2 분기 마다 가격이 조정된다는 것을 보여 주고 있다. 수출재의 경우 특히 가격경직성이 낮아 가격 조정의 주기는 1.3 분기 정도로 나왔다. 국산재, 수입재 및 수출재의 가격 연동 모수 값은 각각 0.523, 0.449, 0.415로 나와 한국의 경우에도 인플레이션 지속성(inflation persistence)이 상당한 정도 존재함을 보여 주고 있다.

통화정책 준칙 모수 추정치들은 이준희(2011) 등의 기존 연구와 크게 다르지 않다. 인플레이션에 대한 반응은 1.5 보다 크고 산출량에 대한 반응은 아주 작게 나왔다.

〈그림 1〉은 데이터의 실제 값과 추정 모수들을 토대로 모형에서 계산된 단측 칼만 필터 값을 보여 주고 있다. 이 그림을 통하여 모형이 실제 자료를 얼마나 잘 묘사하는지를 살펴볼 수 있다. 실질환율을 제외하고는 변수들의 추정치가 실제 자료의 움직임을 상당히 잘 추적하고 있음을 알 수 있다. 특히 표본의 후반부에 나타나는 2008년 금융위기 시에 주요 실질변수

들이 급격히 감소하고 정책금리가 하락한 사실을 모형은 잘 포착하고 있다.

【그림 1】 실제자료(점선)와 모형에 의한 추정치(실선)



#### 4. 분산분해

【표 3】 분산분해(variance decomposition)

1분기

구조충격	산출	소비	투자	수출	수입	명목 이자율	CPI 상승률
생산성	38.21	91.89	6.94	31.29	24.39	8.93	15.48
마크업	25.61	0.21	13.09	47.56	51.49	2.05	18.03
소비선호	0.39	4.82	0.00	0.00	0.25	0.11	0.10
노동공급	0.53	0.04	0.08	0.47	0.39	0.07	0.32
정부지출	20.75	0.49	0.36	1.31	0.77	0.12	0.50
통화정책	1.38	0.10	0.90	1.23	2.05	23.60	31.36
순부	3.39	1.85	38.30	0.51	4.09	6.08	4.84
신용공급	1.96	0.01	38.50	0.07	2.18	0.84	1.03
외채프리미엄	5.09	0.25	0.53	10.75	11.58	39.22	20.83
기타 해외	2.68	0.32	1.29	6.81	2.81	19.00	7.51

## 4분기

구조충격	산출	소비	투자	수출	수입	명목 이자율	CPI 상승률
생산성	49.64	85.14	8.99	37.22	29.36	20.79	18.96
마크업	29.58	0.39	17.37	50.27	53.01	5.45	13.60
소비선호	0.61	6.60	0.00	0.00	0.51	0.49	0.27
노동공급	1.31	0.15	0.08	1.23	0.72	1.18	1.08
정부지출	7.56	1.33	0.57	2.72	0.86	1.24	0.86
통화정책	1.33	0.22	0.84	1.38	1.27	17.69	34.67
순부	6.43	5.12	51.07	0.56	8.24	18.09	9.41
신용공급	1.60	0.01	19.38	0.22	2.78	2.87	1.66
외채프리미엄	1.16	0.36	0.30	3.23	2.48	17.12	12.72
기타 해외	0.78	0.68	1.38	3.18	0.76	15.09	6.78

## 20분기

구조충격	산출	소비	투자	수출	수입	명목 이자율	CPI 상승률
생산성	40.57	73.55	15.83	30.09	21.47	26.19	21.75
마크업	30.56	1.83	17.61	52.30	55.40	3.35	12.41
소비선호	0.50	4.00	0.01	0.07	0.38	1.64	0.53
노동공급	0.97	0.36	0.05	0.77	0.53	1.42	1.08
정부지출	4.73	4.83	0.84	2.02	0.73	2.50	0.94
통화정책	0.69	0.45	0.75	0.64	0.58	9.91	30.42
순부	20.30	12.80	52.99	12.11	18.04	35.28	12.26
신용공급	1.11	1.32	11.17	0.22	1.97	4.89	3.07
외채프리미엄	0.27	0.11	0.09	0.80	0.59	6.91	11.42
기타 해외	0.30	0.71	0.66	0.97	0.30	7.91	6.15

Kydland and Prescott(1982) 이래로 경기변동의 주요 충격요인이 무엇인가는 경제학자들의 주요 관심사항이었으며 실물경기변동이론에서는 생산성 충격이 주요 충격요인으로 부각되었고 뉴케인지언 이론을 포함한 최근 문헌에서는 생산성 외에도 통화 충격, 정부지출 등의 수요 충격, 해외 충격 등도 고려되고 있다. Smets and Wouters(2003)가 마크업 충격을 모형에 도입한 이래로 마크업 충격의 역할도 부각되고 있다.

설정 모수 값 및 추정된 모수의 사후분포 평균값들을 이용하여 주요 내생변수들의 1분기, 4분기, 및 20분기 예측오차 분산분해(conditional forecast error decomposition)를 시행한 결과가 <표 3>에 요약되어 있

다. 구조적 충격의 수가 14개나 되므로 국산재, 수입재, 및 수출재 마크업 충격들을 마크업 충격으로, 해외산출, 해외인플레이션, 및 해외금리 충격들을 기타해의 충격으로, 기술충격과 투자의 효율성 충격을 생산성 충격으로 통합하였다.

보고된 모든 예측기간을 통하여 순부, 신용공급, 외채프리미엄 등 금융 충격들이 한국의 경기변동에서 상당히 큰 역할을 함을 알 수 있다. 특히 투자의 예측 오차 분산분해에서는 세 가지 금융충격의 합이 70% 가량의 비중을 차지한다. 산출량의 분산분해에서도 세 가지 금융충격의 합이 10% 넘는 비중을 차지한다.

Christiano et al.(2011)은 금융시장 마찰과 노동시장 마찰을 모두 도입한 소규모개방경제모형을 수립하고 스웨덴의 데이터를 토대로 베이지언 추정을 하여 예측 오차 분산분해를 한 결과 기업가 부의 충격이 투자와 산출량의 8분기 예측 오차 분산분해의 71.4%와 24.7%를 차지한다고 발표하면서 금융충격이 투자와 산출량 변동에서 극히 중요하다고 결론지었다. 이 논문에서 한국경제 데이터를 토대로 분석한 결과는 Christiano et al.(2011)의 결과와 기본적으로 유사하다고 할 수 있다.

〈표 3〉에서 눈에 띄이는 또 하나의 사실은 마크업 충격의 중요성이다. 마크업 충격이란 국산재 뿐만 아니라 수입재, 수출재 가격에 영향을 주는 외생적 요인들이라라고 해석할 수 있는데 한국경제에서 외국과의 교역이 극히 중요하다는 것을 감안하면 이는 별로 놀라운 사실이 아니라 하겠다. 마크업 충격을 고려하고 나면 기타 해외충격의 비중은 상당히 감소하는 것으로 나온다. Teo(2009)는 Adolfson et al.(2007) 모형을 수정하여 타이완 경제에 적용하고 모수를 추정하여 도출한 분산분해 결과 수출재 마크업 충격이 타이완 산출량 예측오차에서 가장 큰 비중을 차지함을 보인 바 있다.

## IV. 결 론

본 논문은 순부 충격, 신용공급 충격, 국가채무프리미엄 충격 등 금융충격이 2000년 이후 한국의 경기변동 요인으로서 얼마나 중요한 역할을 하

고 있는지에 관한 정량적 분석을 시도하였다. 이를 위하여 BGG의 금융증폭 구조를 도입한 소규모 개방경제 모형을 구축하였다. 모형에서는 국내재, 수입재, 수출재 가격들의 경직성, 금융증폭 구조뿐만 아니라 소비습관 형성, 투자의 조정 비용, 과거 인플레이션에의 연동, 마크업 충격 등의 실물적, 명목적 마찰들을 고려하였다. 구조적 충격 요인들로는 국산재, 수출재, 수입재 가격들의 마크업 충격, 기술충격, 통화 충격, 정부 지출 충격, 소비선호 충격, 노동공급 충격, 전통적 해외충격 외에 3가지의 금융충격들을 포함하였다. 모형의 동태적 움직임을 좌우하는 주요 모수들을 베이지언 방식으로 추정한 다음 이를 토대로 금융시장 마찰과 충격의 중요성을 분석하였다.

외부자금프리미엄의 레버리지에 대한 탄력성 모수의 추정을 통하여 금융증폭 구조의 중요성을 살펴보았는데 추정치가 Christensen and Dib (2008)이 미국 데이터를 놓고 추정한 값에 가까워 금융증폭 구조가 한국 경제에서도 작동함을 확인하였다.

추정된 모수를 사용한 예측오차 분산분해는 금융충격들의 합이 투자와 산출량의 예측 오차 분산분해에서 차지하는 비중이 각각 70%와 10%를 초과하여 한국의 경기변동의 요인으로서 금융충격이 중요한 비중을 차지함을 보여주었다.

최근 한국의 경기변동에서 금융증폭 구조와 금융충격이 중요한 역할을 한다는 것은 거시경제정책 수립에 있어서 이자율, 산출량, 물가 상승률 등 전통적 지표에 추가하여 자산시장의 상황을 나타내는 지표를 검토하는 것이 중요함을 시사한다.

본 논문의 모형에서 향후 개선의 노력을 기울일 필요가 있는 부분은 정부부문의 설정이다. 현 모형에서는 정부지출을 단순한 외생변수로 취급하고 있다. 정부부채를 내생변수로 추가하고 정부의 예산제약식을 명시적으로 모형에 도입하여 정부지출과 세율의 변동이 정부부채에 영향을 주도록 하면 모형의 현실설명력이 높아지고 재정정책, 통화정책, 금융시장 상황 등의 상호작용에 대한 분석도 가능하게 될 것으로 생각된다.

본 연구를 위한 모형에서 다른 BGG 타입의 금융증폭 구조에서는 최종자금차입자인 기업가가 지불하는 외부자금차입 프리미엄이 강조되고 금융중개기관은 자금 거래에서 베일(veil)이다. 그러나 현실적으로 신용은 최

종수요자와 최종공급자간에 직접 이루어지는 것이 아니라 금융중개기관의 중개기능을 통해 이루어지며 지난 글로벌 금융위기에서는 금융중개기관 간 자금 대차 거래가 경색된 것이 위기 과정에서 중요한 역할을 하였다. 최근 국제문헌에서는 금융중개기관을 명시적으로 동태확률일반균형모형에 도입하여 금융중개기관의 기능을 마비시킬 수 있는 금융시장마찰요인에 대한 연구가 부각되기 시작하고 있다. Gertler and Kiyotaki(2011)가 가장 대표적인 예이다. 이러한 최신 연구 방향에 따르면 본 연구에서 외생적 금융충격으로 고려한 것들이 어느 정도 내생화될 수 있게 되리라고 생각되며 글로벌 금융위기 진화 과정에서 나타난 비전통적 통화정책에 대한 분석도 가능하게 된다. 이러한 방향의 연구는 아직 초기 수준이어서 기존 논문들은 양적 분석에 있어서 모수설정(calibration)을 통한 모의실험(simulation)에 의존하고 있으나 앞으로 국제문헌에서 상당기간 주목을 받으면서 실증분석 방법 개발에도 많은 진전이 있으리라 기대된다. 국내 경기변동 분석에서도 이러한 방향으로의 연구가 필요하며 이는 장기적인 연구 과제로 남는다.

투고 일자: 2012. 6. 4. 심사 및 수정 일자: 2012. 6. 10. 게재 확정 일자: 2012. 6. 15.

#### ◆ 참고문헌 ◆

- 강희돈, “부동산가격 변동과 통화정책적 대응,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2006, 7, pp.23-60.
- 김태완·양준모, “신용경색시 테일러준칙이 실물경제에 미치는 전달경로 및 영향,” 『응용경제』, 제6권 제3호, 한국응용경제학회, 2004, pp.113-148.
- 김현의·엄상민, “통화정책과 은행의 역할: 은행부문이 포함된 DSGE 모형에서 통화정책 대응 분석을 중심으로,” 『경제분석』, 제17권 제1호, 한국은행 경제연구원, 2011, pp.45-102.
- 이준희, “담보 차입 제약 금융가속기가 부가된 명목가격 경직성 모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석,” 『경제학연구』, 제59집 제3호, 2011, pp.187-216.
- 이준희·여택동, “소규모 개방경제 베이지안 동태확률일반균형모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석,” 『무역학회지』, 제33권 제1호, 2008, pp.175-

204.

- 전종규, “금융불안이 신용경제에 미치는 영향: 실물경기변동모형을 이용한 추정,” 『연세경제연구』, 제8권 제2호, 2001, pp.651-672.
- Adolfson, M., S. Laseen, J. Linde and M. Villani, “Bayesian Estimation of an Open Economy Dynamic Stochastic General Equilibrium Model,” *Journal of International Economics*, 72, 2007, pp.481-511.
- Bernanke, B. and M. Gertler, “Agency Costs, Net Worth, and Business Cycle Fluctuations,” *American Economic Review*, 70, 1989, pp.14-31.
- Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in J. Taylor and M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam, Elsevier, 1999, pp.1341-1393.
- Calvo, G., “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 1983, pp.383-398.
- Carlstrom, C.T. and T.M. Fuerst, “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis,” *American Economic Review*, 87(5), 1997, pp.893-910.
- Christensen, I. and A. Dib, “The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model,” *Review of Economic Dynamics*, 11, 2008, pp.155-178.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, and C. Evans, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of Shocks to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113, 2005, pp.1-45.
- Christiano, L.J., R. Motto, and M. Rostagno, “Financial Factors in Economic Fluctuations,” ECB Working Paper, 2010.
- Christiano, L.J., M. Trabandt, and K. Walentin, “Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35, 2011, pp.1999-2041.
- Elekdag, S., A. Justiano, and I. Tchakarov, “An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator,” *IMF Staff Papers*, 53(2), 2006, pp.219-241.

- Gertler, M., S. Gilchrist, and F.M. Natalucci, "External Constraint on Monetary Policy and the Financial Accelerator," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2007, 39(2-3), pp.295-330.
- Gertler, M. and N. Kiyotaki, "Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis," in B.M. Friedman and M. Woodford (ed.), *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3, Amsterdam, Elsevier, 2011, pp.547-599.
- Gilchrist, S., A. Ortiz, and E. Zakrasek, "Credit Risk and the Macroeconomy: Evidence from an Estimated DSGE Model," mimeo, 2009.
- Iacoviello, M., "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, 95(3), 2005, pp.739-764.
- Kiyotaki, N. and J. Moore, "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105, 1997, pp.211-248.
- Kydland, F.E. and E.C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, 50, 1982, pp.1345-1370.
- Nolan, C. and C. Thoenissen, "Financial Shocks and the US Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 56, 2009, pp.596-604.
- Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe, "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics*, 61, 2003, pp.163-185.
- Smets, F. and R. Wouters, "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium for the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, 1, 2003, pp.1123-1175.
- Uhlig, H., "A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily," Ch. 3 in Ramon Marimon and Andrew Scott (ed.), *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford University Press, 1999.
- Teo, W.L., "Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy," *Pacific Economic Review*, 14, 2009, pp.194-231.

## Role of Financial Factors in Korean Business Cycle

Kunhong Kim\*

### Abstract

This study attempts quantitative analysis of the role of financial factors in the Korean business cycle. A New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium model of a Small Open Economy that incorporates financial frictions in the form of financial accelerator and three types of financial market shocks are constructed. Quantitative importance of financial frictions are investigated by estimating the model using a Bayesian Maximum Likelihood. Estimate of the elasticity of the external finance premium with respect to the leverage ratio is statistically significant, which implies that financial accelerator mechanism is working. Variance decomposition shows that financial shocks have played significant role in the variations of investment and output fluctuations.

**KRF Classification: B030108**

**Key Words: Korean business cycle, financial accelerator,  
financial shocks, small open economy model,  
bayesian estimation**

---

\* Assistant Professor, Department of Economics, Hallym University,  
e-mail: kimku@hallym.ac.kr