

주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로

송 인 호

(한국개발연구원 연구위원)

House Price Channel: Effects of House Prices on Macroeconomy

Inho Song

(Associate Fellow, Korea Development Institute)

* 송인호: (e-mail) inhosong@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 15, Giljae-gil, Sejong-si, 339-007, Korea.

- Key Word: 주택가격(House Price), 소비(Consumption), 동태적·확률적 일반균형모형(DSGE Model), 보완재(Complements)
- JEL Code: C1, C10, D50, E30, E44, E52, G10, G12, R21
- Received: 2013. 11. 20 • Referee Process Started: 2013. 11. 28
- Referee Reports Completed: 2014. 11. 20

ABSTRACT

This paper investigates the manner in which house prices affect macroeconomic variables through a house price channel by applying the method of Iacoviello (2005) to Korean data, and establishing a DSGE model with complementarity. This paper found that higher LTV ratio coupled with stronger complementarity results in the co-movement in both consumption and housing. For instance, the results show that when the LTV ratio and complementarity stands respectively at 50% and 0.42, a 1% rise in house prices increases consumption by 0.057%, and when the complementarity parameter increases to 0.52 with LTV remains unchanged at 50%, consumption rises by 0.047% per 1% increase in house prices. An increase in house prices leads credit constraints for borrowers to become more loose as value of a house rises as a collateral. The increase in household credit enables more consumer spending, eventually leading to increased consumption. A key link in which house prices are connected to macroeconomic variables is change in consumption. To put it simply, a rise in house prices leads to an increase in consumption, which consequently impacts the overall macro-economy. At this point, complementarity is found, in that the elasticity of intra-temporal substitution between housing and consumption is estimated at 0.42, which plays an important role in the house price channel by amplifying the effects of house prices on consumption.

본 논문은 주택가격이 주택가격채널을 통해 거시경제변수에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석의 방법으로는 Iacoviello(2005)의 경제구조와 동태적·확률적 일반균형(DSGE) 모형을 한국 데이터에 적용하였다. 본 논문의 분석 결과에 따르면, 주택과 소비 간 보완성이 강할수록 주택가격 상승에 대한 소비의 반응은 더 커지면서 주택과 소비 간 동조 현상이 나타난다. 보완성이 0.42이고 LTV(주택담보대출)가 50%일 때 주택가격의 1% 상승은 소비를 0.057%p 상승시키고, 보완성이 0.52인 경우 1%의 주택가격 상승은 소비를 0.047% 상승시킨다. 한편, 주택가격이 거시경제변수와 연계성을 가지는 주요 통로는 소비의 변화이다. 주택가격이 상승하면 소비가 늘어나고, 이는 다시 거시경제 전반에 걸쳐 영향을 미치게 된다. 한편, 주택과 소비 간 기간내대체탄력성은 0.42로 추정되어 주택과 소비 간 보완성이 존재함을 확인하였다. 이 보완성은 주택가격이 소비에 미치는 영향을 증폭시키는 중요한 역할을 한다.

I. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 주택시장의 특성과 거시경제의 연계성에 대한 연구가 활발히 진행되어 왔다. 서브프라임 부동산시장 위기 당시 미국의 경기침체는 미국대공황 이래 두 번째로 긴 1년 6개월간 지속되었으며, 금융시장에 끼친 충격의 크기 또한 유례없는 것이었다. 이후 부동산시장이 거시경제의 주요 충격 원인의 하나로 취급되기 시작하면서 주택은 거시경제모형의 효용함수 내에서 주요 요소로 자리 잡기 시작했다. 과거에는 주택시장이 경기 충격이나 정책 변화의 결과로 다루어졌으나 최근 들어서 주택시장은 경기변동주기의 주요 원동력의 하나로 자리매김한 것이다. 과거에는 경기변동성을 설명하는 주요 동력으로서 기술혁신에 의한 기술 충격이 주요 요소로 다루어졌으나, 주택시장의 충격이 기술 충격만큼이나 경기변동성을 잘 설명해 준다는 Kiyotaki and Moore(1997)의 연구 이후 많은 학자들이 주택가격과 거시경제 사이의 관계를 주목하게 되었다. 즉, 주택가격이 경기변동성을 설명하는 주요 동력의 한 요인으로 다루어진 것은 Kiyotaki and Moore(1997)에서 비롯되었다고 할 수 있다. 이러한 흐름에서 Iacoviello(2005)는 동태적·확률적 일반균형(DSGE)모형을 통해 주택을 효용함수의 직접적인 요소 변수로 구축하여 주택가격의 변화를 통한 경기변동성을 설명하였다.

한편, 주택가격이 거시경제변수와 연계성을 가지는 주요 통로는 소비의 변화이다. Friedman(1957)의 항상소득가설은 자산가치의 변화가 소비의 변화에 영향을 주고 있음을 설명하고 있다. 한편, Hall(1978), Hall and Maskin(1982)은 소비에 영향을 주는 자산가치의 변화는 주로 예측 불가능한 충격에 의한 것이라고 주장한다. 그리고 Campbell and Cocco(2007)는 예측할 수 없는 주택가격의 효과와 예측 가능한 주택가격의 효과를 각각 자산효과(wealth effect)와 담보효과(collateral effect)로 구분하여 실증분석을 실시하였다. 여기서 주택시장에서의 자산효과란 주로 예측할 수 없는 주택가격의 상승으로 인하여 소비가 증가하는 현상을 의미하고, 담보효과란 예측 가능한 주택가격 상승효과로 인해 차입제한이 완화되고 차입여력이 증대되어 소비가 증가하는 현상을 의미한다. 이러한 담보효과는 통상적으로 LTV(Loan to Value)와 연계된다.¹

¹ 이하 본 논문에서의 LTV는 담보인정비율 또는 주택담보대출비율을 의미한다.

주택은 공간시장에서는 주택서비스를 제공하는 상품이며 또한 자산시장에서는 주택가격과 연동되는 투자자산의 역할을 한다. 투자자산으로서의 주택은 가계와 국가자산에서 가장 큰 비중을 차지하고 있다.² 공간시장에서의 주택은 주거의 질과 더불어 지역과 위치라는 특수성과 매우 긴밀히 연결되어 있고, 지역 및 위치가 주택서비스를 형성하는 주요 요소의 하나로 작용한다.

본 논문에서는 주택이 가지는 공간시장과 자산시장에서의 역할을 DSGE 모형 내에서 구현하였고, 주택가격으로 인한 자산가치와 담보가치를 분석하기 위해 Iacoviello(2005)의 방법을 사용하였다. 더 나아가 Iacoviello(2005)의 방법의 한계점인 주택과 소비 간 보완성이 설명될 수 없다는 점을 극복하기 위해 가계의 효용함수에서 주택과 소비 간 CES(Constant Elasticity Substitution)를 새로이 설정하였다. 모형 내에서의 보완성의 구축은 주택과 소비 간 보완성이 존재한다는 미국의 연구(Flavin and Nakagawa[2004]; Siegel[2004]; Stokey[2007])와 우리나라의 연구(이항용[2004]; 송인호[2012a])를 반영하기 위한 것이다. 모형 내에서의 가계는 차입가계(신용제약이 있는 소비자)와 대출가계(신용제약이 없는 소비자)로 분류하고, LTV가 50%인 경제와 60%인 경제구조하에서 주택가격 변화가 발생했을 때 소비가 어떻게 반응하는지를 살펴보았다.

본 DSGE 모형의 시뮬레이션 결과에 따르면, 주택가격 상승은 LTV가 높아질수록(차입제한이 완화될수록) 소비의 반응을 더 증가시킨다. 본 논문은 주택가격이 거시경제변수, 특히 소비에 어떻게 영향을 미치는지를 주택가격채널을 통해 살펴보는 데 중점을 둔다. 모형 내에서의 차입가계는 주택을 담보로 차입하면서 소비의 효용을 극대화한다. 그리고 주택담보의 가치는 주택가격에 의해 연동되고 주택가격은 모형 내에서 내생적으로 결정된다. 즉, 주택가격이 상승하면 가계의 주택담보가치는 상승하게 되고 이는 가계의 차입여력을 확대시킨다. 가계의 차입여력의 증가는 가계의 신용제약을 완화시키고 결국 소비를 원활히 하여 소비의 증가를 가져온다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서는 주택시장과 관련한 전형적 사실과 주택시장과 소비의 관계를 다룬 기존 문헌을 고찰하며, 제Ⅱ장에서는 DSGE 모형이 어떻게 구성되는지를 설명하고, 파라미터의 캘리브레이션과 추정과정을 보여준다. 제Ⅲ장에서는 모형에 따른 시뮬레이션 결과를 보여주고, 제Ⅳ장에서는 이 결과의 함의를 살펴 보면서 그에 따른 정책적 시사점을 도출한다.

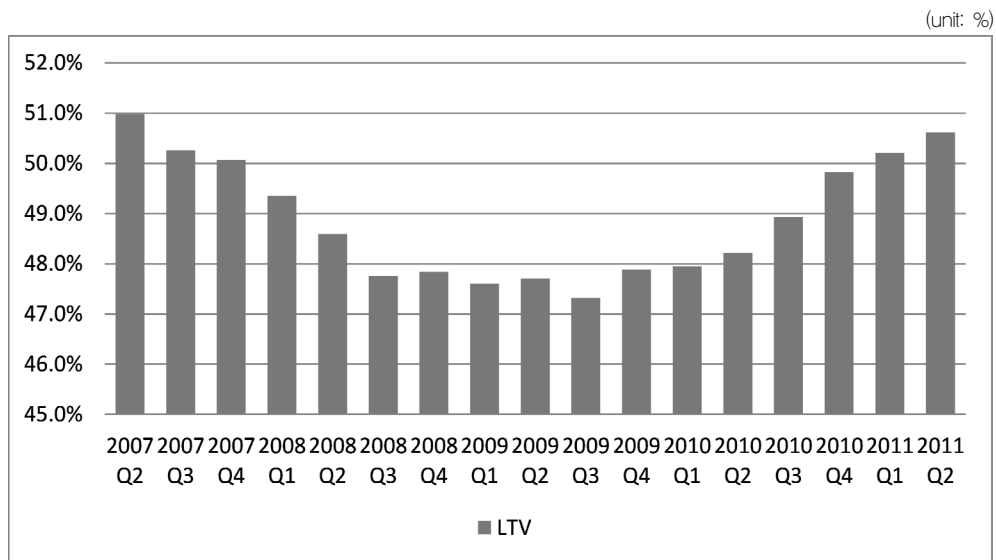
2 통계청의 「2011년 국가자산통계」에 따르면, 우리나라의 국부총액은 8,300조원이고, 이 가운데 부동산 자산은 총자산의 69%에 이른다. 이는 GDP의 약 5배에 해당하는 금액이다. 한편, 유동자산 중에서 토지를 제외한 건물의 가치(주거용 건물과 비주거용 건물)만을 고려할 경우 GDP의 1.5배에 달한다.

1. 전형적 사실(stylized facts): 주택 관련 변수와 경제성장

[Figure 1]은 우리나라의 전체 평균 LTV 추이를 나타내고 있다. 최근의 LTV는 평균적으로 약 50%를 유지하고 있는 모습으로, 2009년 3분기 이후 지속적으로 상승하고 있다.

한편, [Figure 2]는 주택가격 상승, 주택담보대출 증가, 그리고 경제성장 간의 관계를 보여준다. 주택담보대출 증가율과 주택가격 상승률은 대체로 함께 움직인다는 것을 알 수 있다. 다만, 대출 증가율은 2008년 글로벌 금융위기 시점에 주택가격의 부진과 더불어 급속히 축소되었다. 2008년 이후 주택담보대출 증가율은 어느 정도 회복되는 모습이고 이는 [Figure 1]의 LTV에서도 확인된다. 그리고 2006년 4분기 주택가격 상승률이 최고일 때 주택담보대출 증가율 또한 최고 수준을 형성하였다. 그러나 2010년 4분기 이후부터 2011년 4분기까지는 주택가격과 주택담보대출의 공조 현상이 약하게 나타난다. 경제성장은 2006년부터 2010년까지의 시계열상에서 주택가격에 후행하는 모습으로 나타난다. 이후 경제성장은 주택가격 상승과 미약하게 공조 현상을 보여준다.

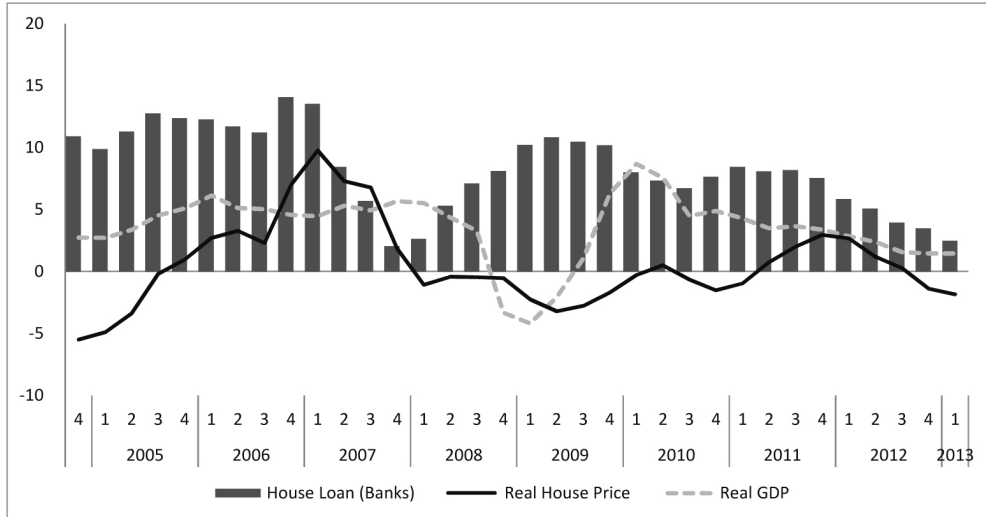
[Figure 1] Average LTV Level in Korea



Source: Ko and Yoon (2008), recite.

[Figure 2] House Price Growth, Loan Growth, and Economic Growth Rates

(Unit: %, year-on-year)



Source: Kookmin Bank, 'KB Monthly Survey of House Prices' (<http://nland.kbstar.com>, accessed: March 30, 2014).
The Bank of Korea, Economic Statistics System (<http://ecos.bok.or.kr>, accessed: March 30, 2014).

2. 기존 문헌 고찰

Iacoviello(2005)와 Iacoviello and Neri(2010)는 주택시장과 거시경제변수 간 관계를 DSGE 모형을 사용하여 체계적으로 설명하였다. 이들의 효용함수에 대한 기본적 가정은 주택소비와 비내구재소비 간의 관계는 분리적이라는 것이다. 그러나 일반적으로 미시데이터에서는 주택소비와 비내구재소비 간의 관계는 상호 분리되지 않는 보완재로서의 성격이 나타난다. 이러한 관점에서 그들의 모형은 데이터에 나타나는 주택과 소비 간 보완성이 모형 내에서 나타나지 못하고, 이러한 보완성이 주택가격을 통해 거시경제에 어떻게 영향을 미치는지를 설명할 수 없다는 한계를 가지고 있다.

김세완(2009)은 평활전이자기회귀(Smooth Transition Autoregressive: STAR)모형을 이용하여 한국에서의 주택가격과 소비 시계열의 비선형성, 그리고 소비의 주기적 행태에 대하여 설명한다. 평활전이자기회귀모형에 근거한 그랜저 인과관계 검정은 자산효과(wealth effect)의 존재를 보여준다. 추정 결과에 따르면, 비선형 그랜저 인과관계 검정에서는 선형의 검정에 비하여 더욱 유의하게 주택가격이 소비에 동태적인 영향을 주고 있는 것으로 나타나 주택가격이 소비에 미치는 영향에 대한 시사점을 제공하였다. 그러

나 이러한 결과는 주택의 담보효과가 소비에 어떻게 작용하는지를 설명하지 못하는 한계점이 있다.

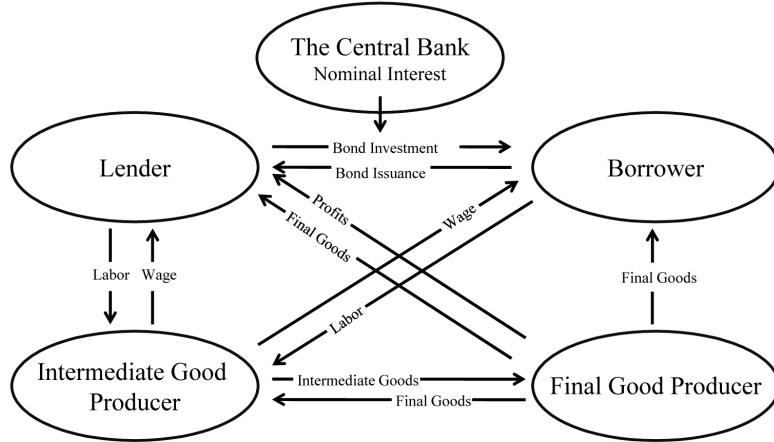
윤성훈(2002)은 자산가격의 급변동이 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 결과에 따르면, 주가 및 지가의 변화가 내구재소비 변화에 가장 큰 영향을 주었던 시기는 시계열상으로 1990년대 초반이고, 이 시기에 특히 자산가격의 변동성 증가가 소비 변화에 큰 영향을 끼친다는 결론을 내렸다. 정한영(2003)은 자산가격 버블이 소비의 변화에 미치는 정도를 실증분석하면서 민간소비 증가율이 소득 증가율을 크게 상회시키는 요인으로 자산가격 버블을 지목하였다. 서승환(2012)은 실질주택가격 변화와 민간소비 변화 간에 정(+)의 상관관계가 있음을 확인하고 글로벌 금융위기 이후 담보효과가 강화되고 자산효과가 약화되고 있음을 실증분석을 통해 밝혔다. 그러나 이들의 연구는 일반균형모형을 통한 경제주체들 간의 상호 영향을 설명하지 못하는 한계성을 가지고 있다.

본 논문에서는 주택과 소비 간의 관계가 보완적인 성격을 가질 수 있도록 가계의 효용함수를 CES로 설정하였고 기존 연구들에서 언급된 바 있는 자산효과와 담보효과를 동시에 살펴볼 수 있도록 각 경제주체들 간의 내생적 관계를 분석할 수 있는 DSGE 모형을 사용하였다. 그리고 본 논문은 우리나라 데이터에 맞도록 DSGE 모형의 모수를 추정하였고 주택가격의 변화에 따른 거시경제의 변화를 시뮬레이션 분석하였다.

II. 동태적·확률적 일반균형(DSGE)모형의 구성

먼저 본 모형에서는 주택과 소비 사이의 연관성을 연구한 이항용(2004)과 송인호(2012a)의 기간내대체탄력성을 기초로 하여 주택과 소비를 분리시키지 않는 비분리형 효용함수를 설정하였다. 이항용(2004)은 한국은행 국민계정 데이터를 사용하여 기간내 대체탄력성을 0.2~0.4로 추정했고, 송인호(2012a)는 0.39로 추정하였다. 이를 근거로 CES(Constant Elasticity Substitution) 효용함수를 사용하여 일반균형모형을 구축하였다. 기존 거시모형 연구들은 주택과 소비를 독립적으로 보고 가계의 효용함수를 로그선형함수로 설정하였으나 본 논문에서는 주택과 소비 사이의 보완적 특성을 고려하여 비분리형 CES 효용함수를 적용한 DSGE 모형을 사용하였다. 이때 기간내대체탄력성과 기간내대체탄력성 사이의 상호연계성이 가계의 효용극대화 문제에서 중요한 역할을 하게

[Figure 3] Economic Structure of the Model



된다. 모형에 설정된 경제구조는 Iacoviello(2005)와 송인호(2012b)의 모형에 기초하였다. 가계의 경제구조는 대출가계(주택담보의 예산제약을 가지지 않음)와 차입가계(주택담보의 예산제약을 가짐)로 간단히 구분하였는데, 이러한 경제구조는 Kiyotaki and Moore(1997)와 Iacoviello(2005)에 기반을 둔 것이다. [Figure 3]에서 보듯이 모형의 구성은 효용극대화를 원하는 서로 다른 소비자인 대출가계와 차입가계, 중간재를 생산하는 중간재 생산자, 최종소비재를 공급하는 최종소비재 생산자, 끝으로 명목금리를 조정함으로써 통화정책을 수행하는 중앙은행으로 이루어져 있다.

1. 대출가계

대출가계의 효용은 소비와 주택서비스를 통해서 극대화된다. 이때 소비와 주택은 비분리함수인 CES(Constant Elasticity Substitution) 효용함수를 통해 서로 연계된다. 여기서 C_{1t} 는 t 기의 소비, H_{1t} 는 t 기의 주택스톡을 의미하며, ε 은 소비와 주택 사이의 기간내대체탄력성을, σ 는 소비와 주택 사이의 기간간대체탄력성을 의미한다. 대출가계는 또한 노동을 제공함으로써 생산에 기여한다. $N_{1,t}$ 는 노동시간을 의미하고, η 는 노동공급탄력성의 역수, j 는 주택스톡으로부터 주택서비스를 도출하는 가중치이다.³ 대출가계의 효용함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

³ 본 논문에서 밑의 첨자 1은 대출가계, 2는 차입가계, 그리고 e 는 중간재 생산자를 의미한다.

$$U(C_{1,t}, H_{1,t}, N_{1,t}) = \left\{ \frac{1}{1-\zeta} \left[\left(C_{1,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + j_t H_{1,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \right]^{1-\zeta} - \frac{N_{1,t}^{\eta_1}}{\eta_1} \right\}, \zeta = \frac{1}{\sigma} \quad (1)$$

한편, j 는 다음과 같은 확률적 과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln j_t = \ln j + \rho_j \ln j_{t-1} + \epsilon_{j,t}, \quad \epsilon_{j,t} : iid \sim N(0; \sigma_j^2) \quad (2)$$

결국 대출가계의 효용극대화 문제는 아래와 같이 표기된다.

$$\max_{\{b_{1,t}, C_{1,t}, H_{1,t}, N_{1,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_1^t U\{C_{1,t}, H_{1,t}, N_{1,t}\} \quad (3)$$

s. t.

$$C_{1,t} + (H_{1,t} - H_{1,t-1})q_t + \phi_{h1}q_t H_{1,t} + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} b_{1,t-1} = w_{1,t}N_{1,t} + b_{1,t} + f_t$$

여기서 E_0 는 기대연산자(expectation operator)이고, β_1 은 대출가계의 주관적 할인 요소로 차입가계의 주관적 할인요소 β_2 에 대해 $\beta_1 > \beta_2$ 라고 가정한다. q_t 는 실질주택 가격, w_t 는 실질임금, b_t 는 무위험 1기 채권, f_t 는 최종소비재 생산자의 이익이 대출가계로 이전되는 소득을 의미한다. R 은 명목금리로서 중앙은행이 통화정책을 수행하는데 사용한다. ϕ_{h1} 은 주택보유에 따른 주택 관련 비용을 의미한다.⁴ 대출가계는 대출금에 대한 이자를 수령하는데, 이자는 대출금액과 명목금리의 곱으로 나타낼 수 있다. π_t 는 인플레이션을 의미하며, P_t/P_{t-1} 로 정의한다.

대출가계는 매 t 기에 대출 b_1 을 실행한다. 정상적 상태(steady state)에서 대출가계의 대출은 b_1 로 표시하고, 이때 b_1 은 음수가 된다. 이와 반대로 신용의 제약을 받는 차입가계의 대출금은 b_2 이고 b_2 는 양수가 된다. 또한 중간재 생산자의 대출금은 b_e 로 나타낼 수 있으며, b_e 정상상태에서의 모든 대출금액과 차입금액은 다음과 같은 식으로 표현된다.

$$b_1 + b_2 + b_e = 0.$$

4 ϕ_{h1} , ϕ_{h2} , ϕ_{he} 는 각각 대출가계, 차입가계, 중간재 생산자의 주택보유 관련 비율을 의미한다. 대표적인 예로, 주택보유세를 포함하며 최초로 주택을 구입함에 따른 거래 관련 비용 등을 모두 포함하는 것으로 가정한다.

2. 차입가계

차입가계의 효용은 소비와 주택서비스에 의해 결정된다. 이때 비분리함수인 CES 함수를 통해 소비와 주택 사이의 효용을 나타낼 수 있다. 차입가계는 신용의 제약을 받지 않는 대출가계와 달리 주택을 담보로 활용하여 차입하며, 이때 담보금액이 주택가격보다 높아질 수 없다는 신용의 제약을 가진다. 신용의 제약을 받는 차입가계는 아래와 같은 효용극대화식을 가진다.

$$\max_{\{b_{2,t}, C_{2,t}, H_{2,t}, N_{2,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{1}{1-\zeta} \left[\left(C_{2,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} + j_t H_{2,t}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \right]^{1-\zeta} - \frac{N_{2,t}^{\eta_2}}{\eta_2} \right\} \quad (4)$$

차입가계는 아래와 같은 예산제약식을 가진다. 대출가계와는 달리 주택담보에 대한 신용제약이 추가로 설정된다. 이때 m_2 는 LTV를 의미한다.

$$C_{2,t} + (H_{2,t} - H_{2,t-1})q_t + \phi_{h2}H_{2,t}q_t + \frac{R_{t-1}}{\pi_t}b_{2,t-1} = w_{2,t}N_{2,t} + b_{2,t} \quad (5)$$

$$b_{2,t} \leq m_2 q_{t+1} H_{2,t} \pi_{t+1} \frac{1}{R_t}, \quad 0 \leq m_2 \leq 1,$$

3. 중간재 생산자

중간재 생산자인 기업가의 효용은 소비에 의해서만 결정되는 것으로 가정한다. 기업가는 콥더글라스 생산함수를 통해 중간재를 생산한다. 기업가의 효용극대화식과 예산제약식은 아래와 같다.

$$\max_{\{C_{et}, b_{et}, I_t, K_t, H_t, N_{1,t}, N_{2,t}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \ln C_{et}, \quad (6)$$

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_{et} = C_{et} + \frac{R_{t-1}}{\pi_t} b_{et-1} + w_{1,t} N_{1,t} + w_{2,t} N_{2,t} + I_{kt} + I_{Ht} + \xi_{Kt} + \xi_{Ht}$$

여기서 X_t 는 마크업(markup)으로 중간재 생산가격과 최종소비재 가격 간의 차이를 나타내고, I_{kt} 와 I_{Ht} 는 자본과 주택의 투자를 의미하며, ξ_{Kt} 와 ξ_{Ht} 는 자본과 주택의 조정비용함수를 나타내고, ψ_K 와 δ_k 는 각각 자본조정비율과 감가상각률을 나타낸다.

$$I_{kt} = K_t - (1 - \delta_k)K_{t-1}, \quad \xi_{Kt} = \frac{\psi_K}{2\delta} \left(\frac{I_{kt}}{K_{t-1}} - \delta_k \right)^2 K_{t-1}, \quad (7)$$

$$I_{Ht} = (H_{et} - H_{et-1})q_t, \quad \xi_{Ht} = \phi_e q_t H_{et-1} \quad (8)$$

그리고

$$R_t b_{2,t} \leq m_e q_{t+1} \pi_{t+1} H_{e,t}, \quad 0 \leq m_e \leq 1, \quad (9)$$

이다.

중간재 생산자는 소비자로부터 노동과 자본을 제공받아 중간재를 생산하는데, 이 과정에서 주택도 생산투입요소로서 함수에 포함된다. μ 와 ν 는 생산에 대한 자본과 주택의 탄력성 그리고 α 는 대출가계의 노동투입 비중을 의미한다.

$$Y_t = Z_t (K_{t-1}^\mu H_{t-1}^\nu) (N_{1t-1}^{\alpha(1-\mu-\nu)} N_{2t-1}^{(1-\alpha)(1-\mu-\nu)}) \quad (10)$$

기술적 충격은 평균으로 회귀하는 확률적 과정을 따른다고 가정한다.

$$\ln Z_t = (1 - \rho_Z) \ln \bar{Z} + \rho_Z \ln Z_{t-1} + \epsilon_{Z,t}, \quad \epsilon_{Z,t} : iid \sim N(0; \sigma_Z^2) \quad (11)$$

이때 주택의 자본화에는 어떠한 조정비용이나 제약이 없는 것으로 가정한다.

4. 최종소비재 생산자

최종소비재 생산자가 존재하는 시장은 독과점 경쟁시장으로 가정한다. 따라서 최종소비재 생산자는 독점적 이윤을 가지게 되고, 이 이윤은 대출가계로 전달된다. Calvo (1983)에 따라 최종소비재 생산자는 $(1 - \theta)$ 의 확률로 가격을 재조정한다. 최종소비재 공급자는 기업가에게 P^i 를 주고 중간재를 구매한다. 이때 최종소비재 기업은 비용최소화를 통해 중간재 가격들로 구성된 최종재 가격을 다음과 같이 가지게 된다.

$$P_t = \left(\int_0^1 P^{i_t}(g)^{(1-\xi)} dg \right)^{\frac{1}{1-\xi}}. \quad (12)$$

그리고 최종재 생산자는 $P_t(g)$ 를 받고 소비자에게 최종소비재를 제공한다. 이때 최종소비재는 다음과 같이 표기된다.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(g)^{(\xi-1)/\xi} dg \right)^{\frac{\xi}{\xi-1}} \text{ 이고 } \xi > 1. \quad (13)$$

총가격(aggregate price)은 가격이 조정되지 않는 확률 θ 로 다음과 같이 표기된다.

$$P_t = \left(\theta P_{t-1}^\xi + (1-\theta) P_t^* \right)^{\frac{1}{1-\xi}}. \quad (14)$$

한편, X 는 마크업이고 정상상태에서 $X = \frac{\xi}{\xi-1}$ 을 만족한다. 최종재를 생산하는 생산자의 이익은 $F_t = \left(1 - \frac{1}{X_t}\right) Y_t$ 이고, 이는 최종적으로 대출가계로 이전된다.⁵ 총공급 함수는 $\hat{\pi}_t = \beta \hat{\pi}_{t+1} - k \hat{X}_t + \hat{\epsilon}_{u,t}$ 이며, 각 변수의 머리 위에 표기된 $\hat{\cdot}$ 은 정상상태로부터의 퍼센트 변화(percent changes from the steady state)를 의미한다.

5. 중앙은행

중앙은행은 명목금리를 조정함으로써 통화정책을 수행하고, 통화정책의 수행에 있어서 테일러 준칙을 준수한다고 가정한다. 따라서 통화정책은 전기의 인플레이션과 경기 변동의 영향을 받는다.

$$R_t = R_{t-1}^{\alpha_R} \left(\pi_{t-1}^{1+\alpha_r} \left(\frac{Y_{t-1}}{\bar{Y}} \right)^{\alpha_Y} \bar{R} \right)^{1-\alpha_R} \epsilon_{R,t} \quad (15)$$

여기서 \bar{Y}, \bar{R} 은 각각 정상상태의 총생산과 이자율을 의미하고, 중앙은행은 전기의 인플레이션과 총생산에 대해 반응하면서 내생적으로 명목금리를 결정한다. 한편, $\alpha_R > 0$ 으로 추정되면서 과거 금리의 지속성 정도를 나타낸다. $\epsilon_{R,t}$ 는 평균 0에 분산 σ_R^2 을 따르는 백색잡음을 의미한다.

5 최종재 생산자의 기대할인 한계비용과 기대할인 한계이익의 일치점인 균형가격 도출과정은 Bernanke *et al.*(1999)에서 인용하였으며, Iacoviello(2005)의 연구에서도 Bernanke *et al.*(1999)의 균형가격 도출과정을 인용하였다. 또한 총생산총공급곡선의 도출과정은 이들 논문을 참조하였다.

6. 일반균형을 위한 정상상태

모든 경제참여자는 예산제약식, 차입제약조건, 1계조건(first order condition) 모두를 충족시킨다. 이와 함께 어떠한 충격이 없을 때, 시장은 정상상태가 되며 이때 정상상태조건은 본 논문의 부록에 기술되어 있다. 시장청산을 위한 조건은 주어진 $[H_{1t-1}, H_{2t-1}, H_{et-1}, R_{t-1}, b_{1t-1}, b_{2t-1}, b_{et-1}, P_{t-1}]$ 에서 노동시간은 $N_{1t} = N_{2t}$, 주택은 $H_{et} + H_{1t} + H_{2t} = H_t$, 그리고 $b_{et} + b_{2t} + b_{1t} = 0$ 을 만족한다. 균형에서의 분배와 가격은 각각 $\left\{ Y_t, C_{e,t}, C_{1,t}, C_{2,t}, H_{e,t}, H_{1,t} \right\}_{t=0}^{\infty}$, $\left\{ w_{1t}, w_{2,t}, R_t, q_t, P_t, P_t^*, \lambda_t \right\}_{t=0}^{\infty}$ 으로 각 경제주체들의 효용극대화 문제의 조건식들을 만족한다.

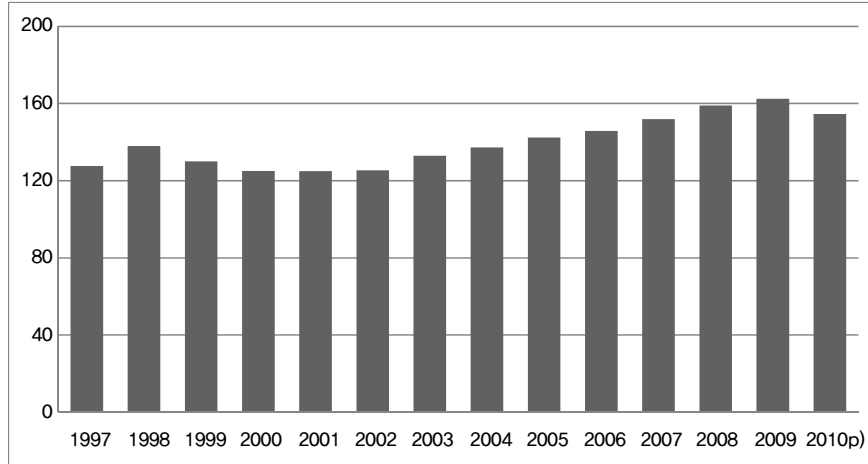
7. 캘리브레이션과 추정

추정과정에서는 충격변수 추정에 중점을 두었다. 모형 내에서 작동하는 충격변수는 인플레이션 충격, 주택수요 충격, 그리고 기술 충격과 금리 충격이고, 이들 변수의 자기회귀계수와 표준편차를 추정하는 것이 주요 초점이다. 이 중 금리 충격의 자기회귀계수는 별도의 OLS를 통해 추정하였다. 충격변수의 추정 이외에도 기간간대체탄력성과 기간내대체탄력성 모수를 추가적으로 추정하였다. 이들 모수는 CES 효용함수로 연결되어 있으며, 특히 기간내대체탄력성 모수의 추정은 다른 기존 문헌에서 얻어진 추정치와 비교해 볼 수 있으므로 보완성 존재 여부를 확인하는 강건성 점검 차원에서 유용하다. 마지막으로 대출가계와 차입가계의 비중을 추정하였는데, 이 비중은 구체적인 데이터에서 기준을 설정하기 모호하고 그에 따라 가계를 구분 짓는 것이 어렵다는 점을 감안하여 모형 내에서 결정되도록 하였다. 이 외의 다른 모수는 기존 문헌에서 사용한 파라미터를 준용하거나 캘리브레이션하였다.

가. 캘리브레이션(calibration) 및 모수화(parameterization)

가계의 주관적 할인율과 기업가의 주관적 할인율 수치는 기존의 논문들에서 준용된 수치를 적용하였다. 모수 j 는 정상상태에서 0.21로 캘리브레이션되었으며, 이 수치는 국부통계의 유형고정자산 중에서 건물(주거용 건물과 비주거용 건물)의 자산가격이

[Figure 4] The Ratio of House Prices to GDP



Source: The Bank of Korea, Economic Statistics System (<http://ecos.bok.or.kr>, accessed: March 30, 2014).

GDP에서 차지하는 비중을 나타낸다.⁶ [Figure 4]에 따르면, 2010년을 기준으로 건물자산이 GDP에서 차지하는 비중은 약 150% 내외로 나타난다.

그리고 모수 m_2 , m_e 의 경우 우리나라의 전체 평균 LTV 비율을 적용하였다. 노동탄력성, 자본에 대한 탄력성, 주택에 대한 탄력성 모수는 이전의 논문⁷들에서 인용된 수치를 준용하였다.

나. 추정

모수 추정을 위해 간격최소화방법(Minimum Distance Method)을 사용하였다. 간격함수(distance function)는 $f(b) = IRF_M(b) - IRF_D(b)$ 이며, 이때 $IRF_M(b)$ 는 모형의 충격반응함수(Impulse Response Function), $IRF_D(b)$ 는 데이터의 충격반응함수를 나타내고, b 는 추정되는 모수의 벡터($\epsilon, \zeta, \alpha, \rho_\pi, \rho_j, \rho_Z, \sigma_u, \sigma_j, \sigma_Z$)를 의미한다. 이들 모수의 추정치는 $J_t(b) = \text{Min}[f(b)' \Sigma f(b)]$ 를 만족하며, 이때 $\Sigma = W\Omega^{-1}$ 이고 Ω^{-1} 은 충격반응함수의 샘플분산의 역매트릭스(inverse matrix)를 의미한다. 간격최소화방법을 통해 추정되는 모수는 충격변수의 표준편차 및 자기회귀계수이다.

6 즉, 국부통계의 유형고정자산 중 주거용 건물과 비주거용 건물의 자산가치를 한국은행 국민계정상에서의 GDP로 나누어 건물의 가치가 GDP에서 차지하는 비중을 계산하였다.

7 국내 문헌과 Iacoviello(2005) 등.

〈Table 1〉 Calibration

Parameter	Value	Description
β_1	0.99	Subjective discount rate of household loans (Kim and Yang [2004])
β_2	0.95	Subjective discount rate of household borrowing (Kang [2006])
γ	0.98	Intermediate goods producer's subjective discount rate (Iacoviello [2005])
μ	0.3	Production elasticity of GDP to capital (Kim and Yang [2004])
ν	0.03	Production elasticity of GDP to house (Iacoviello [2005])
η	1.01	The inverse of the labor supply elasticity (Iacoviello [2005])
$\phi_{h1}, \phi_{h2}, \phi_{h2}$	0.01	Housing transaction costs (Won [2013])
m_2, m_e	0.5	LTV (Country average LTV)
δ_k	0.03	Discount rate of capital (Iacoviello [2005])
ψ_K	2	Adjustment cost for capital (Iacoviello [2005])
θ	0.75	Probability of price changes of Calvo (Iacoviello [2005])

Source: The Bank of Korea, *National Wealth Statistics*, various issues.

충격변수에 더하여 기간내대체탄력성과 기간간대체탄력성도 추정하였는데, 특히 기간내대체탄력성은 기존의 주택과 소비 간의 관계를 규명하는 기존 논문에 대한 강건성 점검 차원에서 의미 있는 시도라고 할 수 있다. 이는 소비와 주택 간의 관계를 결정짓는 모수로서 보완재의 특성을 결정짓는 주요 모수이다. 이를 추정한 결과 기간내대체탄력성은 0.42로, 1을 크게 하회하는 보완성을 지지하는 기존의 논문들(Flavin and Nakagawa[2004]; Siegel[2004]; Stokey[2007]; 이항용[2004]; 송인호[2012a])과 일치한다.

〈Table 2〉는 간격최소화방법에 의한 결과를 보여준다. 인플레이션 자기회귀율을 제외하고 모든 모수의 추정치는 통계적으로 유의하게 나타났다. 특히 기간내대체탄력성 ϵ 의 추정치를 통해 미시데이터의 주택과 소비 간 보완성을 확인한 것에 주목할 필요가 있다. 즉, ϵ 이 단위근인 1보다 작은 0.421로 추정되어 주택과 소비가 보완성의 특징을 나타내고 있음을 거시데이터가 보여주는 대목이다.⁸

데이터의 충격반응을 얻기 위해 선택한 변수는 GDP, 인플레이션, 주택가격, 콜금리

〈Table 2〉 Model Parameter Estimates

Parameters	Estimates	Standard error
ϵ : Intra-temporal elasticity of substitution between housing and consumption	0.421	0.018
ζ : Degree of risk aversion	2.000	0.374
α : Wage share for lending household	0.658	0.028
ρ_{π} : Autoregressive rate of inflation shock	0.037	0.209
ρ_j : Autoregressive rate of housing demand shock	0.948	0.009
ρ_z : Autoregressive rate of technology shock	0.943	0.008
σ_u : Standard deviation of inflation shock	0.588	0.111
σ_j : Standard deviation of housing demand shock	10.946	2.523
σ_z : Standard deviation of technology shock	1.347	0.627

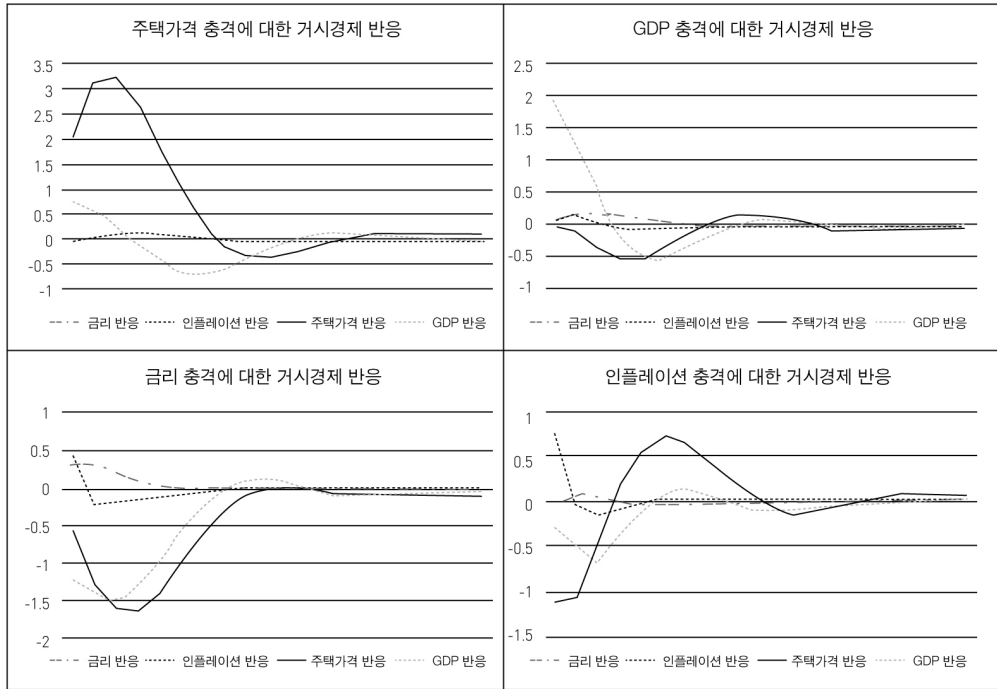
이며, 기간은 1991년 1분기에서 2011년 1분기까지이다. 인플레이션은 GDP 디플레이터의 증가율을 통하여 계산하였다. 콜레스키 배열(Choleski ordering)⁹은 외생성이 순차적인 시차로 발생하는 것이 중요하다는 것을 고려하여 콜금리, 주택가격, 인플레이션 그리고 국내총생산 순서로 설정하였다. GDP와 주택가격은 BP 필터(Band-Pass filter)를 이용하여 추세를 제거하였다. VAR의 적정시차는 2를 선택하였고, 이는 ‘Akaike 정보기준(Akaike information criteria: AIC)’, ‘Schwartz Bayesian 정보기준(Schwartz Bayesian criteria: SC)’의 결과값을 근거로 하였다.

[Figure 5]는 데이터에 의한 벡터자기회귀(VAR) 충격반응을 보여준다. 주택가격 충격에 대한 금리의 반응은 매우 미세하게 반응하되 양(+의 방향으로 움직이는 것을 확인할 수 있다. 1분기에는 주택가격 충격에 금리가 반응하지 않고, 2분기에 1%p의 주택가격 상승에 금리가 0.01%p 증가하는 수준으로 반응하여 양의 방향으로 미약하게 움직이는 것을 볼 수 있다. 한편, 주택가격 상승 1%p에 대해 GDP는 5분기 평균 0.08%p 상승

8 본 추정에서는 기존 논문인 이항용(2004)의 결과를 지지하고, 그의 공적분검사에 의해 판명된 보완재의 역할을 본 논문에서는 간격최소화방법을 통해 확인하였다.

9 VAR 분석에서는 각 충격을 구조화하고 각 오차항들을 직교화해야 한다. 이때 콜레스키 분해법은 하방삼각행렬을 설정하고 있어 각 변수의 배열순서가 상호 연결되어 중요한 결과를 가져오게 된다. 그 순서는 일반적으로 외생성이 강하고 시차가 분명한 순서대로 설정한다. 경우에 따라서는 그랜저 인과관계를 통해 순서를 정하기도 한다. 본 순서는 외생성과 시차 순으로 정하였고, 이는 다른 논문(Iacoviello [2005])에서도 확인된다.

[Figure 5] VAR Impulse Response Curves



하여 GDP와 주택가격은 양의 방향의 동조 현상을 가짐을 알 수 있다. 금리 충격에 대해서는 예상하는 바와 같이 주택가격과 GDP 그리고 인플레이션이 음(-)의 방향으로 반응하는 것으로 나타났다.

한편, 중앙은행의 통화정책은 자기회귀율에 따라 결정되는데, 그에 대한 모수추정은 <Table 3>에 기술하였다. 이때 σ_R^2 은 0.9로 추정되었다. 특히 인플레이션에 대한 반응 계수가 1보다 큰 것은 본 모형의 해를 구하는 데 중요한 역할을 하며, 통화정책을 설명하는 테일러식에서의 α_π 가 1보다 크다는 기존 문헌들의 가정과 일치한다.

$$\widehat{R}_t = \alpha_R \widehat{R}_{t-1} + (1 - \alpha_R)((1 + \alpha_\pi)\widehat{\pi}_{t-1} + \alpha_Y \widehat{Y}_{t-1}) \quad (16)$$

$$\widehat{R}_t = \underset{(0.05)}{0.87} \widehat{R}_{t-1} + 0.13 \left(\underset{(0.04)}{1.09} \widehat{\pi}_{t-1} + \underset{(0.009)}{0.29} \widehat{y}_{t-1} \right) \quad (17)$$

〈Table 3〉 Monetary Policy Parameter Estimates

Parameters	Estimates	Standard deviation
α_R	0.873	0.05
α_π	0.139	0.04
α_Y	0.040	0.009

Ⅲ. 시뮬레이션 결과

1. DSGE 모형 내에서의 주택가격채널

모형 내에서의 주택가격 상승은 순자산의 증가와 함께 담보여력을 확대하면서 신용 증가를 가져오고 이는 소비수요와 주택수요 증가에 기여한다. 증가된 주택수요는 다시 주택가격 상승을 유도하고 추가적인 담보여력 확대로 연결된다. 담보여력의 추가적인 확대는 다시 주택수요로 재연결되면서 주택가격으로의 순환이 반복된다. 담보여력을 나타내는 LTV와 주택가격 간의 관계를 정상상태식을 나타내는 부록의 식 (A1)과 식

(A3)을 통해 간략히 설명할 수 있다. 식 (A3)은 $b_2 = \frac{m_2(q\pi H_2)}{R}$ 의 좌변인 담보대출과

우변의 한 요소인 주택가격의 관계를 보여준다. 담보대출 b_2 와 주택가격 q 의 관계는 서로 동조 현상을 가지게 되는데, 주택가격이 상승하면 그만큼 담보대출도 증가함을 보여 준다. 한편, 정상상태에서의 R 과 π , 그리고 j 는 각각 1.01, 1, 그리고 0.21로 캘리브레이션되고, 소비와 주택의 분배 또한 내생적으로 결정되므로 위의 식은 더 간단히 표현

될 수 있다. 즉, 식 (A1)의 q 는 $q = \frac{1}{(1 - 0.8m_2)} \times constant^1$ 으로 표현되고, 여기서

$$constant^1 = \frac{j}{0.05} \times \left(\frac{C_2}{H_2} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \text{이다.}^{10}$$

10 이때 주택보유비용 모수는 계산의 편의를 위해 0으로 하였고, 이러한 단순화는 결과에 영향을 주지 않는다. 또한 같은 방식과 같은 맥락으로 기간내대체탄력성도 해석의 편의상 1로 적용하여 더 간단히 하였다.

한편, 식 (A3)에 식 (A1)을 대입하면 담보대출은 주택가격으로 인하여 담보여력을 가지게 되고 이는 다시 주택수요와 소비수요에 영향을 주어 다시 주택가격으로의 순환이 작용하게 된다. 즉, 정상상태의 식을 단순화하면 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$q \approx \frac{1}{1-0.8m_2} \times constant^1 \text{이고 } b_2 \approx \frac{m_2}{1-0.8m_2} \times constant^2. \text{11}$$

분모의 m_2 는 LTV로서, LTV가 높을수록 분모는 더 작아지면서 결국 주택가격과 담보대출의 상승폭이 비선형적으로 확대되는 승수효과를 가지게 한다. 정상상태에서의 담보대출은 주택가격에 연동(binding)되면서 최대한도로 LTV가 적용된다.

한편, 균형을 가정한 상태에서 차입가계의 예산제약식은 담보대출이 주택가격과 LTV에 연동되면서 다음과 같이 간략히 표현될 수 있다. 이는 Kiyotaki and Moore(1997)의 예산제약식을 적용하여 기술한 것이다. 즉, 예산제약식 (5)를 주택 H 에 대해 재정리하면

$$H_{2,t} = \frac{1}{E_t \left(q_t - \frac{m_2 \cdot q_{t+1} \pi_{t+1}}{R_t} \right)} \cdot \left(q_t H_{2,t-1} - \frac{R_t b_{2,t-1}}{\pi_t} \right) \text{이 된다. 이를 해석해 보}$$

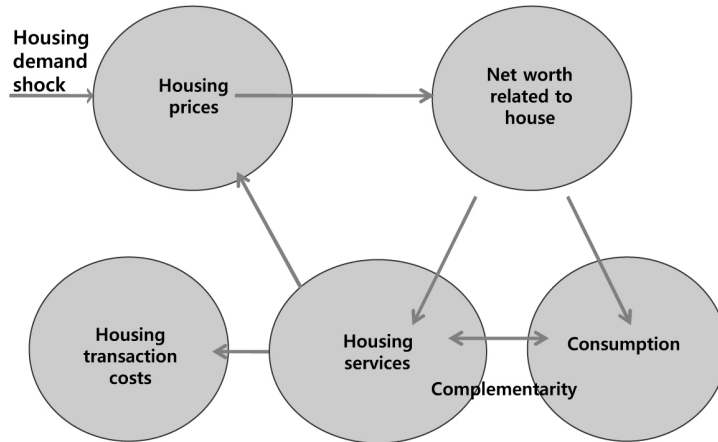
면, 주택가격 상승은 $\left(q_t H_{2,t-1} - \frac{R_t b_{2,t-1}}{\pi_t} \right)$ 으로 대표되는 순자산을 증가시키게 된다.

이 식은 t 기와 $t+1$ 기의 주택가격이 상승할수록 그리고 LTV가 높을수록 $H_{2,t}$ 가 증가하게 됨을 보여준다. 주택수요의 증가는 주택가격 상승으로 다시 연결되고, 주택가격 상승은 담보대출의 여력을 확대하며, 담보대출의 증가는 주택과 소비 수요에 재연결된다. 이러한 주택가격채널은 [Figure 6]을 통해 살펴볼 수 있다.

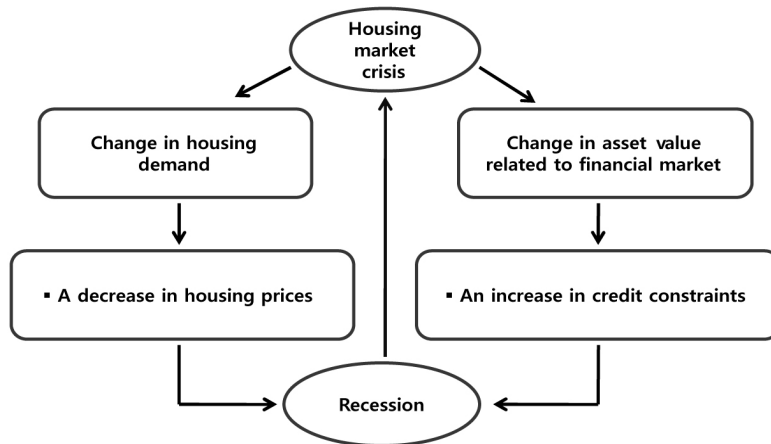
한편, 주택수요 변화가 소비를 통하여 거시경제 전반에 연결되는 구조는 [Figure 7]이 보여준다. 여기서 금융시장의 신용 변화와 주택담보의 변화가 실물경제의 변동에 연계됨을 살펴볼 수 있다.

11 여기서 $constant^2 = j \times \left(\frac{C_2}{H_2} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \frac{H_2}{1.01} > 1$ 이다.

[Figure 6] House Price Mechanism



[Figure 7] A Link between the Housing Market and Macroeconomic Variables

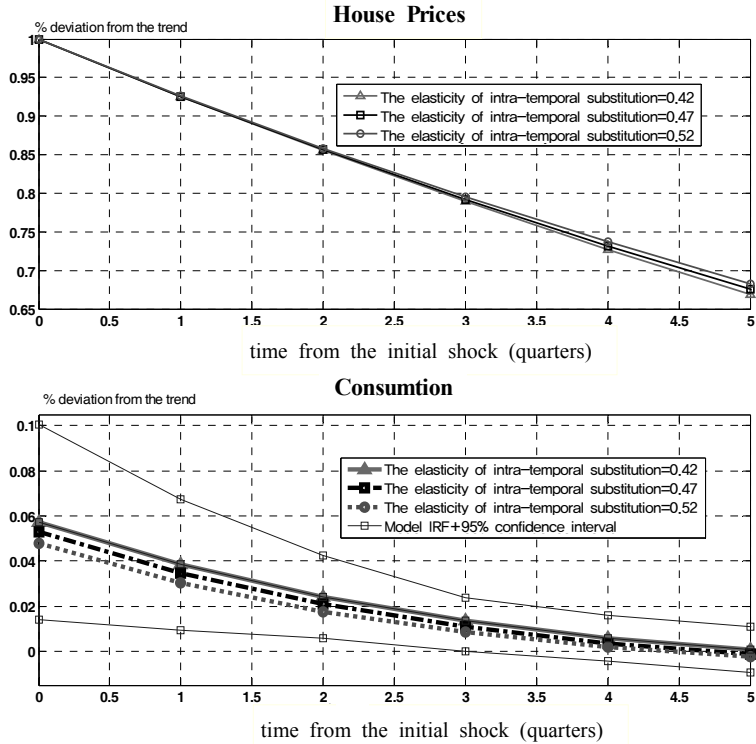


2. 주택가격과 거시경제의 시뮬레이션 결과

가. 주택가격과 소비: 기간내대체탄력성의 변화효과 1

본 시뮬레이션에서는 기간내대체탄력성의 변화에 따라서 주택가격이 소비에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해 민감도 분석을 실시하였다. [Figure 8]은 추정된 기간내

[Figure 8] A Rise in House Prices and Responses of Consumption: Counterfactual Analysis of Changes in the Elasticity of Intra-temporal Substitution



대체탄력성이 0.42인 결과를 기준으로 하여 보완성이 점진적으로 약화될 때의 소비의 민감도를 보여준다. 시뮬레이션에 따르면, 보완성이 점진적으로 약할수록 주택가격의 상승은 소비의 증가를 점진적으로 약하게 한다. [Figure 8]에는 두 개의 패널이 있는데, 상위 패널은 주택가격이 초기에 1% 상승하고 점진적으로 상승폭이 축소되는 경우의 충격곡선을 나타내고, 하위 패널은 주택가격의 상승 충격에 따른 소비의 반응곡선을 보여 준다.¹² 먼저 주택가격의 상승은 소비의 증가를 가져옴을 확인할 수 있다. 즉, 모의실험

¹² 본 모형에서 나타나는 주택가격 1%의 상승률 변화는 주로 주택수요 충격에 근거한 것으로 담보효과에 의한 차입조건을 완화시키는 결과를 초래한다. 주택가격은 내생적으로 결정되고 구조적으로 예산제약 식에서의 주택담보에 직접적으로 영향을 주어 소비에 대한 담보효과가 가계의 차입조건을 궁극적으로 완화시키도록 한다. VAR 모형 내에서 주택가격과 소비를 살펴본다면, 주택가격의 1% 변동은 담보효과가 아닌 구조적 충격변수로 오차항들이 직교화된 전형적인 housing wealth effect이고, 이는 주택가격의 예측할 수 없는 변화에 의한 자산효과로 이해될 것이다.

시물레이션을 위해 기간내대체탄력성을 0.42에서 0.47과 0.52로 보완성이 다소 약화되
는¹³ 경우를 각각 가정하였다.

기간내대체탄력성이 각각 0.47과 0.52인 경우 주택가격 1%의 상승은 소비를 각각
0.053%, 0.047% 상승시키는 것으로 나타난다. 이때 벤치마크로 설정한 기간내대체탄력
성(보완성)은 모형에서 추정된 0.42이고, 주택가격 1% 상승은 소비를 0.057%¹⁴ 상승시
킨다. 벤치마크를 중심으로 소비의 반응에 95% 신뢰구간을 추가적으로 표시하였다. 기
간내대체탄력성이 0.42일 때 주택가격 상승에 의한 소비의 반응은 모의실험 중에서 가
장 큰 것으로 나타난다. 즉, 보완성 0.42는 보완성 0.52인 경우와 비교할 때 소비의 반
응을 0.01%p 더 크게 하는 것으로 나타난다. 이는 보완성이 강할수록(보완성이 0에 근
접할수록 보완성이 매우 강함) 주택가격 상승이 소비에 미치는 영향을 더 강하게 하고
주택가격의 효과를 증폭시킨다는 것을 시사해 주고, 반면에 보완성이 약할수록 주택가
격이 소비에 미치는 영향은 약화된다는 것을 말해 준다.

나. 주택가격과 소비: 기간내대체탄력성의 변화효과 2

[Figure 9]는 기간내대체탄력성이 1인 경우와 1보다 큰 경우의 시물레이션 결과를 보
여준다. 이러한 시물레이션은 내구재와 비내구재 사이의 기간내대체탄력성에 대한 기존
논문들의 대체성을 고려한 것이다.¹⁵ 주택과 소비가 독립재로 작용하는 경우를 위해 민
감도 분석에서는 기간내대체탄력성이 1로 설정되었고, 또한 주택과 소비가 대체재로 작
용하는 경우를 위해 기간내대체탄력성은 1.08로 설정되었다.

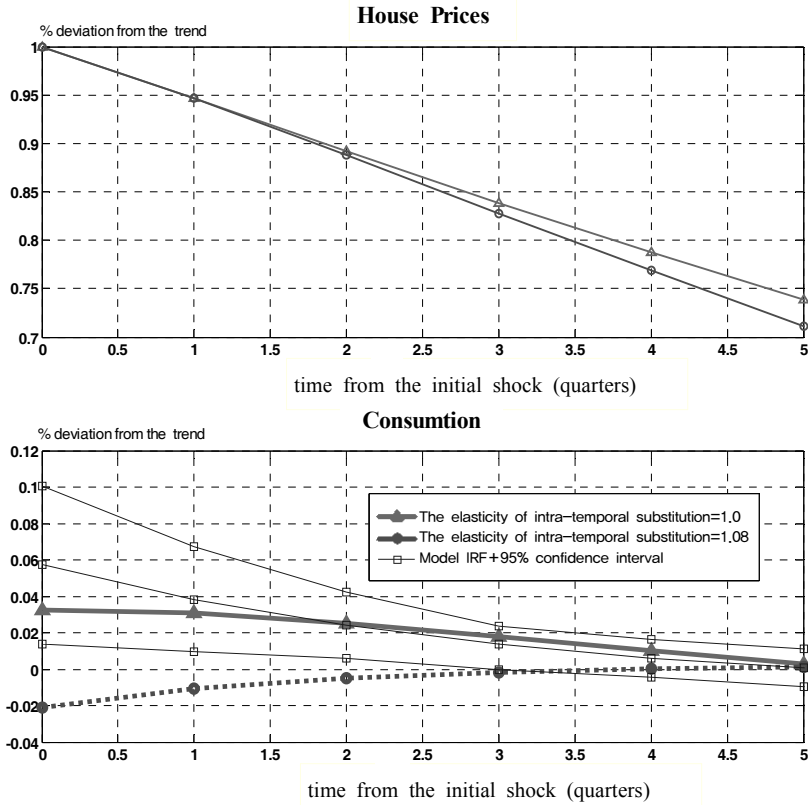
기간내대체탄력성이 각각 1.0과 1.08인 경우 주택가격 1%의 상승은 소비를 각각
0.032%, -0.021% 상승시키는 것으로 나타난다. 독립재로서의 민감도 분석 결과는 벤치
마크로 설정한 소비의 반응인 95% 신뢰구간 안에 들어가는 것으로 나타난다. 그러나 기
간내대체탄력성이 1보다 큰 경우, 주택가격의 상승에 대해 소비는 하락하는 것으로 나
타나고, 또한 소비의 반응이 95% 신뢰구간의 밖에 놓이게 된다. 벤치마크에서 나타난

13 주택과 소비의 보완성이 0에 가까울수록 강해지고 1에 가까울수록 약해진다는 의미를 고려할 때 기간
내대체탄력성이 0.42인 것은 0.52보다 보완성이 다소 강한 상태를 가정한 것이라고 할 수 있다.

14 이와 같은 결과는 최근 김태영·이관교·박진호(2011) 보고서의 주택가격 1%의 상승은 부의 효과에 따
라 소비를 0.06% 증가시킨다는 실증분석 결과와 일치한다. 그러나 본 논문의 분석은 자산효과와 담보
효과를 구분하기 어려운 것으로, 다만 주택가격 상승에 대한 소비의 반응으로 해석할 수 있다.

15 Ogaki and Reinhart(1998)는 내구재와 비내구재의 기간내대체탄력성을 [1.04 1.43]으로 추정하였고,
Piazzesi, Schneider, and Tuzel(2007)은 이 추정치를 기준으로 그들 모형 내에서의 주택을 분석하였다.

[Figure 9] A Rise in House Prices and Responses of Consumption: Counterfactual Analysis of Changes in the Elasticity of Intra-temporal Substitution



주택의 보완성이 일반적인 내구재와 비내구재 사이의 대체성을 띠는 것으로 가정할 때에 모의실험 결과는 주택가격과 소비 사이에 동조 현상이 나타나지 않음을 보여준다.

다. 주택가격과 소비: LTV 비율 변화의 효과

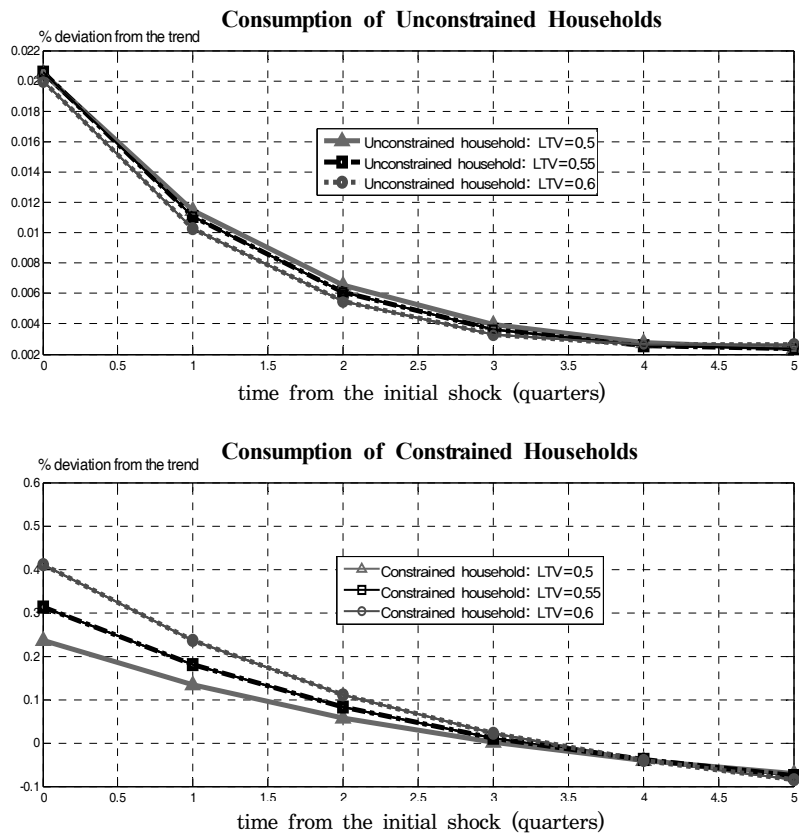
[Figure 10]은 주택가격 상승 충격에 의한 소비의 반응이 LTV 비율 변화에 따라 어떻게 나타나는지를 보여준다. 벤치마크로서 LTV 비율은 50%이고, 이때 소비는 0.057%p 상승하며 반응한다.

모의실험을 위해 LTV 비율이 5%p 증가할 때 주택가격 1% 상승의 효과로 인한 소비의 반응을 살펴보았다. 상위 패널은 주택가격의 상승 충격 추이 곡선을 의미한다. 소비는

라. 대출가계와 차입가계의 소비

[Figure 11]은 주택가격 상승에 의한 소비의 반응이 LTV 변화에 따라 대출가계와 차입가계에서 어떻게 나타나는지를 보여준다. 주택수요의 긍정적 충격은 주택가격 상승을 가져오고 결과적으로 소비의 상승을 가져온다. 주택가격 상승에 의한 자산효과¹⁶는 주대출가계와 차입가계 모두에 적용되는 반면, 주택가격 상승에 의한 담보효과는 차입가계에만 적용된다. 즉, 주택가격의 상승이 차입가계의 소비를 증가시키는 것이 자산효과

[Figure 11] A Rise in House Prices and Responses of Heterogeneous Households Consumption: Counterfactual Analysis of the Changes in LTV



16 본 논문의 DSGE 모형에서는 주택가격의 예측할 수 없는 변화가 주로 주택수요의 확률변수인 j 에 의해 간접적으로 도출된다. 즉, 주택가격 자체가 확률변수로서의 직접적인 외생적 충격이 아니라 주택가격은 외생적 충격인 주택수요에 의해 변동된다. 주택가격이 직접적인 외생적 충격이 아닌 주택수요에 의한 간접적 변동으로 소비에 영향을 주게 되는 현상을 본 논문에서는 '간접적 자산효과'라고 기술했다.

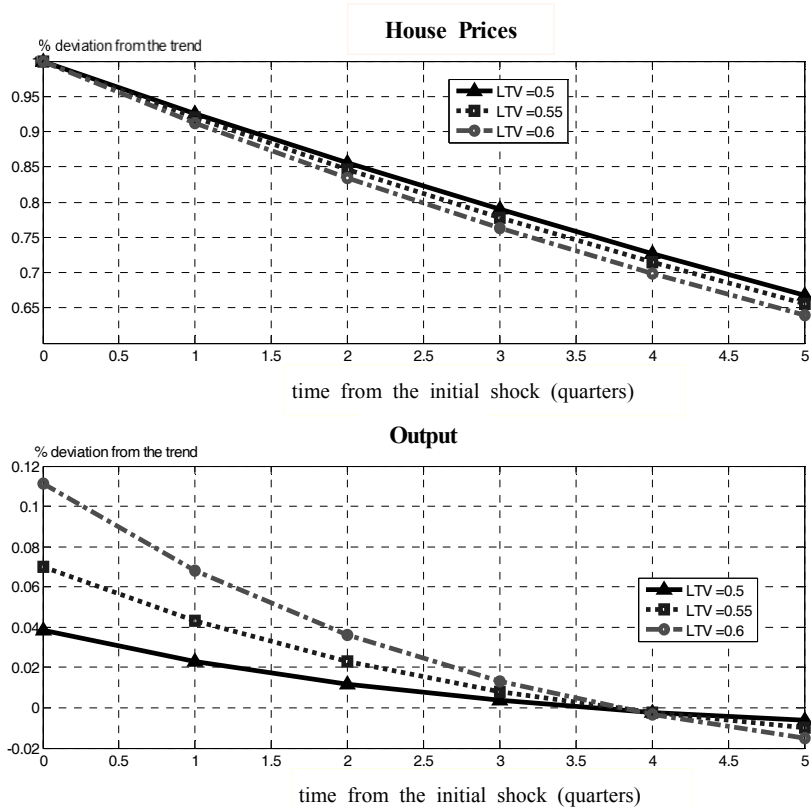
및 담보효과의 결과에 기인한 것임은 담보효과가 차입가계의 예산제약식에는 설정되어 있는 반면 대출가계에는 설정되어 있지 않은 것에 근거한다. 주택가격 상승은 차입가계의 예산제약식에서 주택담보에 직접적으로 영향을 주어 차입조건을 완화시키고 차입여력을 증가시켜 궁극적으로 소비의 증가에 영향을 주게 된다.

주택가격의 1% 상승에 대하여 대출가계의 소비는 LTV 비율이 50%, 55%, 60%일 때 초기에 0.02%p대로 상승한다. 반면, 차입가계는 동일한 주택가격 상승에 대해 소비반응은 각각 0.235%, 0.31%, 0.41%로 나타나 LTV 비율이 높을수록(LTV 규제가 완화될수록) 소비도 큰 폭으로 증가하는 것으로 나타난다. 이는 두 가지 관점에서 유의 깊게 살펴볼 수 있다. 첫째, 차입가계는 대출가계에 비해 주택가격 상승에 더욱 민감하게 반응한다는 것이다. 둘째, 주택가격 상승에 따라 차입가계는 차입조건이 완화되고 동시에 차입여력이 증가함으로써 소비반응이 크게 나타나는데, 이것은 대출가계와는 달리 차입가계의 소비에 담보효과가 크게 작용한 결과이다. 즉, 레버리지가 높은 대출가계의 경우 주택가격 상승은 담보효과를 더 크게 하여 대출가계의 소비에 영향을 미친다는 것을 암시한다.

3. 주택가격과 총생산: LTV 비율 변화의 효과

[Figure 12]는 주택가격 상승 충격에 대한 총생산의 반응이 LTV 비율의 변화에 따라 어떻게 나타나는지를 보여준다. 상위 패널은 주택가격의 상승 충격 추이 곡선을 의미하고, 하위 패널은 총생산의 반응곡선을 의미한다. 벤치마크로서 LTV 비율은 50%이며, 이때 총생산은 0.038% 상승하며 반응한다. 모의실험에서는 LTV 비율이 5%p 증가할 때를 살펴보고, 이때 총생산은 소비의 경우처럼 주택가격 상승 충격에 더 강하게 반응하는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 LTV 비율이 55% 그리고 60%일 때 총생산은 각각 0.07%와 0.11% 상승하는 것으로 나타났다. 여기서 주목할 것은 LTV 비율이 높을수록 주택가격 상승에 대한 총생산의 상승폭 확대 속도가 소비의 상승폭 확대 속도보다 더 빠르게 나타나고 있다는 점이다. 이는 소비의 평활화가 작용한 결과로 해석될 수 있을 것이다. 결과는 LTV 비율이 높은 경제구조일수록 주택수요 충격은 거시경제의 반응을 더 크게 함을 보여준다.

[Figure 12] A Rise in House Prices and Responses of Output: Counterfactual Analysis of the LTV

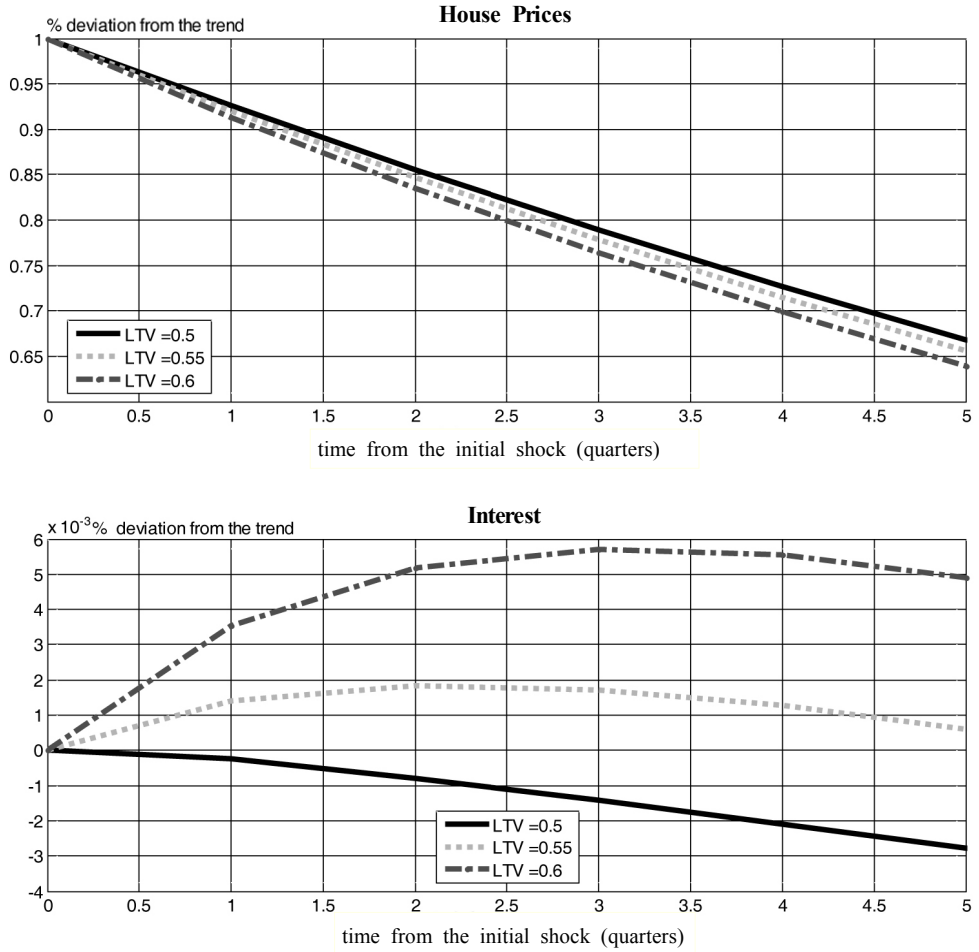


4. 주택가격과 금리: LTV 비율 변화의 효과

[Figure 13]은 주택가격 상승 충격에 대한 금리의 반응이 LTV 비율의 변화에 따라 어떻게 나타나는지를 보여준다. 상위 패널은 주택가격의 상승 충격 추이 곡선을 나타낸다. 벤치마크로서 LTV 비율은 50%이며, 이때 금리는 매우 미약하게 주택가격에 반응하는 것으로 나타난다. 모의실험에서는 LTV 비율이 5%p 증가할 때를 살펴보고, 이때 금리는 주택가격 상승에 대해 매우 미약하게 양(+)의 방향으로 반응하는 것으로 나타났다.

구체적으로 살펴보면, LTV 비율이 55% 그리고 60%일 때 주택가격 1% 상승에 대하여 금리는 0.001%와 0.003% 상승하는 것으로 반응한다. 금리는 LTV 비율이 다른 경제

[Figure 13] A Rise in House Prices and Responses of Interest: Counterfactual Analysis of the LTV



구조에서 매우 미약하게 주택가격에 반응하는 것으로 나타난다. 통상적으로 금리가 주택가격에 영향을 주는 방향성에는 이론의 여지가 없으나 금리가 주택가격에 반응해야 한다는 것은 여전히 학술적으로 많은 논란이 있다. 그러나 2008년 글로벌 금융위기 이후 중앙은행이 그 어느 때보다 주택가격의 변화에 대한 모니터링을 강화하고 있음을 생각해 봐야 할 것이다.

5. 연구의 한계와 향후 연구과제

2010년 기준 인구주택총조사에 따르면, 전체 가계의 자가보유율은 55.9%이고, 전세는 22.4%, 그리고 월세는 18.6%를 차지하고 있다. 그러나 본 모형에서는 주택을 보유한 가계를 전세로 하고 있고, 주택을 보유한 경우에는 주택담보대출이 있는 경우와 그렇지 않은 경우로 단순화하여 신용의 제약 여부를 구분하였다.¹⁷ 그러므로 소비의 반응은 주택보유자의 소비를 의미하게 된다. 전월세 임차인의 소비반응을 별도로 분석하기 위해서는 전세가격과 월세가격의 변화가 임차가구의 소비에 미치는 영향¹⁸에 대한 새로운 이론적 작업과 모형화가 필요할 것이다. 동시에 우리나라에만 존재하는 특이한 점유구조인 전세를 기반으로 월세를 추가적으로 고려한 상태에서 주택보유과정에 대한 이론적 모형화는 매우 힘든 도전적 과제가 될 것이다. 주택보유의 과정을 살펴보기 위해 개인의 인생주기에 따른 모형을 구축하는 방법을 생각해 볼 수 있을 것이다. 실제 우리나라의 주거형태 변화는 전세에서 자가로 또는 월세에서 자가로 이루어진다는 점에서 현실의 주택보유구조를 수용할 수 있는 모형을 수립하는 것이 향후 중요한 연구과제가 될 것이다.

한편, 본 논문의 모형은 자가보유를 가정하여 수립되어 있지만 우리나라의 경우 현실적으로 자가를 보유하고 있을지라도 실제 주거형태는 전세인 경우가 있으므로 자가거주주택과 차가거주주택으로 구분한 모형화 작업이 필요할 것이다. LTV 비율 또한 우리나라의 전세 점유구조를 고려할 경우 주택가격의 효과에 대한 다양한 연구방법론이 제기될 수 있음은 주지의 사실이다. 2013년 말 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에 따르면, 자가거주주택의 평균 실질 LTV 비율은 49.9%이지만 차가거주의 전세주택의 경우 실질 LTV 비율은 75.7%(규제 LTV 비율은 48.4%)로 큰 차이를 보이고 있다. 점유형태별 LTV 비율이 서로 다른 현실의 구조를 모형으로 구축하기는 어려울 수 있으나, 향후 실증분석을 통해 주거점유형태의 특성과 함께 LTV 비율의 효과를 점유형태별로 구분해 볼 수는 있을 것이다. 본 연구에서는 이 주제를 향후 연구의 과제로 남겨둔다.

17 가계의 경제구조는, 주택은 전체 가계에 주어진 것으로 가정하고 차입가계와 대출가계로 간단히 구분하였다. 이러한 경제구조는 Kiyotaki and Moore(1997)와 Iacoviello(2005)를 기반으로 한 것으로 기존 논문에서는 일반적으로 예산제약을 받는 가계(constrained household: 차입가계는 주택담보의 예산제약을 가짐)와 그렇지 않은 가계(unconstrained household: 주택담보의 예산제약을 가지지 않음)로 구분한다. 이러한 경제구조에서 자산은 주어진 것으로 전제하고, 주택은 총공급함수 내에서 정해지며 별도로 주택공급함수는 주어지지 않았다.

18 가계의 전체 자산에서 약 90%의 큰 비중을 차지하는(유정원[2004]) 주택은 그 가격상승에 의한 부의 효과가 작용한다고 볼 수 있다. 김태영·이관교·박진호(2011)는 임차점유형태별 소비반응을 위한 실증분석 결과도 함께 발표하였는데, 이 결과에 따르면 실질전세가격 1% 상승은 소비를 0.15% 하락시킨다.

또한 이항용(2004)은 임차인의 경우 주택가격 상승은 소비의 가용예산을 줄여 부의 효과와는 구별되는 음의 소득효과를 발생시킨다고 설명하고 있어, 향후 연구과제에서는 이를 반영하여 모형 내에서 임차인의 소비 변화가 주택가격 상승에 대해 어떻게 나타나 는지를 살펴볼 필요가 있다. 특히 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향에 있어서 주택보유 여부, 이주계획 등 미시적 변수가 소비의 반응에 영향을 주는 점을 고려할 필요가 있다. 본 논문의 모형이 거시모형의 한계성을 내포하고 있어 미시적인 분석을 위한 추가적인 실증분석이 제기될 수 있다.

끝으로, 실제 현실에서는 주택가격의 버블이 존재하고 있음을 생각한다면, 본 논문의 모형에서의 주택가격¹⁹은 본질가격에 의해 움직이는 내생적 변수로서 본질가격과의 괴 리에서 오는 위험성에 대한 분석이 배제되었기 때문에 모형 결과의 현실적 타당성 측면 에서 한계가 존재할 것이다.

IV. 결어: 연구 결과 요약과 정책적 시사점

DSGE 모형을 사용한 시뮬레이션에 따르면, 주택가격이 상승하면 소비가 늘어나고, 이는 거시경제 전반에 걸쳐 영향을 미친다. 한편, LTV 비율이 높아질수록 주택가격 상승에 대한 소비의 반응은 더 커지는 것으로 나타난다. 즉, LTV 비율이 높을수록 주택가 격의 상승은 담보가치 및 신용 증가의 확대로 이어지고, 이는 소비와 실물경제 전반에 걸쳐 주택가격의 영향을 확대시킨다. 반대로 LTV 비율이 낮을수록²⁰ 주택가격의 상승 과 하락에 대한 실물경제의 반응도는 축소된다. 따라서 실물경제의 침체시기에 LTV 비 율이 높은 경제구조일수록 주택가격의 상승이 실물경기 회복에 효과적일 수 있음을 생 각해 볼 수 있다. 그러나 반대로 LTV 비율이 높은 경제구조일수록 주택가격의 하락은

19 본 모형에서의 주택가격은 주택수요 충격 등에 의한 내생변수이다. 차입가계의 주택가격을 1계최적화 조건을 통해 풀어보면 $q_t(1+\varphi_2) = \left(\frac{U_{H_{2t}}}{U_{C_{kt}}} + \beta_2(1-\delta_{H_2}) \frac{U_{C_{kt+1}}}{U_{C_{kt}}} q_{t+1} + \frac{\lambda_{iit}}{U_{C_{kt}}} m_{2t} x_t E_t q_{t+1} \pi_{t+1} \right)$ 이다. 향후 과 제에서는 주택을 수요와 공급의 함수로 별도로 설정하고 공급 쪽에서의 주택함수를 설정하여 주택가격 의 변화에 따른 주택시장에서의 동적 변화를 분석할 필요가 있다. 현재까지의 DSGE 모형의 대부분은 주택공급함수 없이 주택이 주어진 것으로 설명하고 있다. 최근에는 주택공급자를 따로 설정하여 주택 가격의 결정을 공급과 수요의 관계에서 규명하려는 새로운 연구가 시작되고 있다.

20 LTV 비율이 낮을수록 모형 내에서의 가계와 기업의 레버리지는 줄어들게 된다.

경기침체를 더 심화시킬 수 있음을 고려해야 할 것이다.

한편, LTV 비율이 낮아질수록(차입조건이 강화될수록), 주택담보대출자에게는 주택구입의 용이성(housing affordability)이 떨어진다는 상계효과도 동시에 고려해야 할 필요성이 있다. 즉, 거시경제의 안정성과 주택구입의 용이성 간의 상충관계를 이해하여 LTV 비율의 변화에 따른 경제 전체의 이익을 분석하고 사회적 이익의 분포에 어떠한 변화가 있는지를 살펴보아야 할 것이다.

또한 우리나라의 상황에 적절한 LTV 비율의 수준을 연구하고 각 수준에 따른 효과를 주택구입의 용이성과 관련한 정책들과 연계하여 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 LTV 규제는 연령이 젊고 자산이 부족한 계층에 큰 부담으로 작용한다. 이러한 관점에서 최근 생애최초주택구입자들에 대한 일시적 LTV 규제 완화정책은 이들의 주택구입용이도를 높이는 역할을 할 수 있을 것이다. 이러한 점을 고려하여, LTV 규제를 전반적 경제 구조에 일괄적으로 적용하는 것이 아니라 거시경제 안정성이 훼손되지 않는 범위 내에서 연령별, 소득별, 자산구조별로 구분하여 규제의 합리성을 추구할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 강희돈, 「부동산가격 변동과 통화정책 대응」, Working Paper, 한국은행, 2006.
- 고성수·윤여선, 「주택금융규제가 소득분위별 주택소비에 미치는 영향」, *Journal of Korea Real Estate Analysis Association*, Vol. 14, No. 2, 2008, pp.57~74.
- 김세완, 「주택가격이 민간소비에 미치는 영향」, 『지역연구』, 제23권 제2호, 한국지역학회, 2009.
- 김태영·이관교·박진호, 「전월세가격이 가계소비에 미치는 영향」, *Monthly Bulletin*, 한국은행, 2011.
- 김태완·양준모, 「신용경색 시 테일러 준칙이 실물경제에 미치는 전달경로 및 영향」, 『응용경제』, 제6권 제3호, 한국응용경제학회, 2004.
- 서승환, 「글로벌 금융위기와 부동산과 거시경제 연계성의 변화」, 조만·차문중 편, 『글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)』, 연구보고서 2013-01, 한국개발연구원, 2012.
- 송인호, “Housing and Consumption: Focus on the Elasticity of Intra-temporal Substitution,” 『주택연구』, 제21권 제2호, 2012a.
- 송인호, 「주택금융 및 신용채널의 거시경제 연관성에 대한 분석」, 조만·차문중 편, 『글로벌 금융위기 이후 주택정책의 새로운 패러다임 모색(상)』, 연구보고서 2013-01, 한국개발연구원, 2012b.
- 원윤희, 「부동산세제 개편방향 및 쟁점」, KDI 세미나 발표자료, 2013.
- 유경원, 『우리나라 가계 자산선택의 결정요인 분석』, 한국은행 금융경제연구원, 2004.
- 윤성훈, 「자산가격 급변동이 소비에 미친 영향」, 『금융경제연구』, 제131호, 한국은행 금융경제연구원, 2002.
- 이항용, 「주택가격의 변동과 부의 효과」, 『금융경제연구』, 제181호, 한국은행 2004. 6.
- 정한영, 「자산가격 버블이 민간소비에 미치는 영향」, 금융조사보고서, 한국금융연구원, 2003.
- 통계청, 「2010년 인구주택총조사」, 2010.
- 통계청, 「2011년 국가자산통계」, 2011.
- 한국은행, 「국민계정」, 각년도.
- 한국은행, 「국부통계조사」, 각년도.

Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, “The Financial Accelerator in a

- Quantitative Business Cycle Framework,” *Handbook of Macroeconomics*, 1999.
- Calvo, G. A., “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, 1983, pp.383~398.
- Campbell, J. Y. and J. F. Cocco, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro-data,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 3, 2007, pp.591~621.
- Flavin, M. and S. Nakagawa, “A Model of Housing in the Presence of Adjustment Costs: A Structural Interpretation of Habit Persistence,” NBER, 2004.
- Friedman, Milton, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- Hall, R. E., “Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, pp.971~987.
- Hall, R. E. and F. S. Maskin, “The Sensitivity of Consumption Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households,” *Econometrica*, Vol. 5S, 1982, pp. 461~481.
- Iacoviello, Matteo, “House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 2005.
- Iacoviello, M. and S. Neri, “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, 2010, pp.125~164.
- Kiyotaki, N. and J. Moore, “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 1997, pp.211~248.
- Ogaki, M. and C. M. Reinhart, “Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods,” *Journal of Political Economy*, 1998, pp.1078~1098.
- Piazzesi, M., M. Schneider, and T. Selale, “Housing, Consumption and Asset Pricing,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, 2007, pp.531~569.
- Siegel, S., “Consumption-based Asset Pricing: Durable Goods, Adjustment Costs, and Aggregation,” Working Paper, Columbia University, 2004.
- Stokey, N. L., “Adjustment Costs and Consumption Behavior,” Working Paper, 2007.

〈웹사이트〉

- 국민은행, 「월간 KB 주택가격동향」(<http://nland.kbstar.com>, 접속일자: 2014. 3. 30).
- 한국은행, 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>, 접속일자: 2014. 3. 30).

부록: 정상상태

[차입가계]

$$q = \frac{j}{(1 + \phi_{h2}) - \beta_2 - (\beta - \beta_2)m_2} \left(\frac{C_2}{H_2} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} = \zeta_1 \left(\frac{C_2}{H_2} \right)^{\frac{1}{\varepsilon}} \quad (A1)$$

$$C_2 = \frac{1}{(1 + (1 - \beta)m_2\zeta_1 + \phi_{h2}\zeta_1)} w_2 N_2 \quad (A2)$$

$$b_2 = \frac{m_2(q\pi H_2)}{R} \quad (A3)$$

$$\lambda_\mu = \lambda_2(\beta - \beta_2) \quad (A4)$$

[중간재 생산 기업가]

$$K = \frac{\gamma\mu Y}{(1 - \gamma)(1 - \delta_k)X} \quad (A5)$$

$$I_{Kt} = K_t - (1 - \delta)K_{t-1} \rightarrow I_K = \delta K \quad (A6)$$

$$w_{1,t} N_{1,t} = \frac{\alpha(1 - \mu - v) Y_t}{X_t} \quad (A7)$$

$$w_{2,t} N_{2,t} = \frac{(1 - \alpha)(1 - \mu - v) Y_t}{X_t} \quad (A8)$$

$$q = \frac{\gamma v}{((1 + \phi_{he}) - \gamma(1 - \delta_{he}) - m_e(\beta - \gamma))X} \left(\frac{Y}{H_e} \right) = \zeta_2 \left(\frac{Y}{H_e} \right) \quad (\text{A9})$$

$$C_e = \frac{Y}{X} - w_1 N_1 - w_2 N_2 - \delta K - \left((\delta + \phi_{he}) - \left(1 - \frac{1}{\beta} \right) \beta m_e \right) \zeta_2 \quad (\text{A10})$$

$$b_e = \frac{m_e(q\pi H_e)}{R} \quad (\text{A11})$$

$$\lambda_e R = \frac{1}{C_e}(1 - R\gamma) = \frac{1}{C_e}R(\beta - \gamma) \quad (\text{A12})$$

[대출가계]

$$C_1 = (1 - R)b_1 + w_1 N_1 + f \quad (\text{A13})$$

$$b_1 = -(b_e + b_2) \quad (\text{A14})$$

$$C_1 = (1 - \beta)(m_e \zeta_2 + m_2 \zeta_1 C_2) + w_1 N_1 + f + \zeta_2 \phi_{he} + \zeta_1 C_2 \phi_{h2} \quad (\text{A15})$$

$$q = \frac{j}{1 - \beta_1} \left(\frac{C_1}{H_1} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \quad (\text{A16})$$

$$R = \frac{1}{\beta_1} \quad (\text{A17})$$

$$\frac{C_1}{H_1} = (q)^{\epsilon} \left(\frac{(1 + \phi_{h1})}{j} - \frac{\pi}{jR} \right)^{\epsilon} \quad (\text{A18})$$