

家計 및 住宅의 異質성과 住宅價格*

徐 祥 源**

논문초록

주택은 가계의 자산 중에서 차지하는 비중이 매우 높아서 주택가격 변동에 대해 경제주체들이 많은 관심을 가지고 있으며, 정책당국도 주택가격 안정을 위해 정책적 노력을 기울이고 있다. 본 연구에서는 다양한 형태로 시행되고 있는 주택정책의 효과를 수량적으로 분석할 수 있는 모형을 개발, 제시하였다. 특히 가계의 기대효용 극대화를 가정하였으며, 가계의 소득수준, 자산과 부채 등에 대한 이질성, 주택 및 주거형태 등에 대한 이질성을 고려하여 현실 적용가능성을 높였다. 실제 서베이 자료를 이용하여 주택가격 안정을 위한 LTV, DTI, 금리변동, 주택공급 확대, 양도소득세율 인상, 부동산보유세 도입 등과 같은 정책의 효과를 수량적으로 분석하였다. 분석 결과 대부분의 경우에서 주택정책이 예상한 방향으로 효과를 보이는 것으로 나타나, 여기서 제시한 모형이 주택정책의 효과분석 등에 유용하게 활용될 수 있음을 입증하였다.

핵심 주제어: 가계의 이질성, 주택의 이질성, 주택정책 효과분석

경제학문헌목록 주제분류: R21, H24, H31

* 이 연구내용은 집필자의 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는 무관합니다. 본 연구과정에서 유익한 조언을 아끼지 않으신 한국은행 금융경제연구원의 강종구 실장님, 정규일, 박성욱 박사님과 자료정리를 도와준 박기정 연구원, 그리고 익명의 두 심사위원께 감사드립니다.

** 한국은행 정책기획국, e-mail: swsuh@bok.or.kr

I. 序 論

주택은 가계의 자산 중에서 차지하는 비중이 매우 높을 뿐만 아니라 여타 경제활동에 대한 영향도 커서 주택가격 변동에 대해 경제주체들이 많은 관심을 가지고 있다. 우리나라 주택가격은 1988~1991년, 2001~2003년 중 크게 상승하였으며 다시 2006년 중에도 높은 상승세를 보임에 따라 주택가격의 안정이 국민적 관심사가 되었다. 주택정책 당국에서는 그간 주택가격 안정을 위해 매우 다양한 정책들을 개발·시행하여 왔다. 그러나 이러한 정책 노력에도 불구하고 주택가격이 만족할 만한 수준으로 안정되지 못하였다는 인식이 존재하는 것도 사실이다. 이러한 점은 주택정책에 대한 효과분석의 필요성을 시사한다.

주택이 가지는 여러가지 특징들로 인해 주택정책의 경제적 효과분석에 많은 어려움이 따른다. 우선 주택은 주거서비스를 제공하는 財貨(goods)로서의 성격과 향후 매각하였을 때 자본이득(손실)을 얻을 수 있는 資産(assets)으로서의 성격을 동시에 지닌다. 또한 주택은 위치나 형태 그 밖의 여러 요인에 따라 가치가 달라져서 매우 이질성이 강하다. 그리고 주택공급에는 비교적 장기간의 시간이 소요되어 공급이 비탄력적으로 이루어지며 거래비용이 커서 유동성이 상대적으로 낮은 것으로 평가된다. 또한 주택의 보유 및 매매와 관련한 각종 규제들이 존재한다.

주택가격과 관련하여서는 그간 여러 측면에서 많은 연구들이 이루어져 왔다. 그 중 몇 가지만을 보면 주택가격 상승이 시중 유동성 증가와 관련이 있는지,¹⁾ 주택가격이 지나치게 높아 거품이 존재하는지,²⁾ 주택 등 부동산 가격 변동에 통화정책적 대응이 필요한지,³⁾ 주택 등 부동산에 대한 과세가 거시경제에 어떤 영향을 미치는지⁴⁾ 등이다.

1) Hofmann(2001), Goodhart and Hofmann(2004), Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1996), Kiyotaki and Moore(1997), Davis and Zhu(2004), Lastrapes(2002), McCarthy and Peach(2004), 정규일(2006) 등 참조.

2) Abraham and Hendershott(1996), DiPasquale and Wheaton(1994), Meen(2001), Malpezzi(1999), Himmelberg, Mayer, and Sinai(2005), 김경환·서승환(1990), 김봉한(2004), 이준희(2006), Meese and Wallace(1994), Campbell and Shiller(1987), Wang(2000), 이용만(2000), Ayuso and Restoy(2003) 등 참조.

3) Bernanke and Gertler(2000), Bernanke(2002), Greenspan(1998), Schwartz(1995), Bordo and Jeanne(2002), White(2006), Cecchetti, Genberg, and Wadhvani(2002), 강희돈(2006) 등 참조.

현실에서 발생하는 주택과 관련한 경제적 문제들은 매우 다양하다. 예를 들어, 주택가격의 전반적인 변동(특히, 급격한 상승)도 관심의 대상이지만, 특정 지역 또는 특정 종류의 주택에만 발생하는 국지적 가격 변동과 이로 인한 지역간 또는 종류간 주택가격 괴리 등도 해결해야 할 정책적 과제로 대두되기도 한다. 그리고 주택 공급 확대를 우선시하는 것이 효과적인지 또는 주택수요 억제에 역점을 두는 것이 효과적인지 등과 같은 정책수단의 선택 문제도 빈번히 발생한다. 이러한 복잡하고 다면적인 문제를 효과적으로 분석하기 위해서는 분석모형에 다양한 현실적 요소들을 포함하는 것이 필요할 것이다.

본 연구에서는 주택정책들이 주택가격 안정에 미치는 영향을 분석하는데 초점을 맞추었으며, 특히 다양한 주택정책들의 효과를 분석할 수 있는 주택가격 결정모형을 제시하고자 한다. 주택정책 효과분석 결과의 현실성을 높이기 위해 가계 및 주택의 이질성을 고려한 것이 모형의 주요 특징이다. 그리고 서베이 데이터를 활용하여 주택정책의 효과분석 결과를 예시하여 보았다.

제 II장에서는 본 연구와 관련되는 기존연구들을 살펴본 후 주택가격 결정모형을 제시하였다. 제 III장에서는 서베이 데이터를 사용하여 주택정책의 효과분석 결과를 예시하였다. 결론은 제 IV장에 제시되었다.

II. 住宅價格 決定 模型

본 장에서는 주택가격에 대한 기존 모형을 개관한 후 주택정책의 효과분석을 위한 주택가격 결정모형을 제시한다.

1. 既存 模型

주택가격 결정에 대한 기존 연구로는 우선 주택의 구조적 및 입지적 특성을 주택가격 결정요인으로 보고 회귀식을 통해 그 관계를 추정하는 헤도닉(hedonic) 가격 결정 모형을 들 수 있다. 동 접근법에 의한 국내 연구로는 김주영·윤동건(2004), 서경천·이성호·김홍관·박상철(2003), 서경천(2003) 등이 있다. 이 접근법은 개

4) 박성욱(2006) 참조.

별주택의 구체적인 특징을 통해 주택의 내재가치를 평가할 수 있는 장점이 있으나, 경제주체의 의사결정 과정이나 주택정책의 영향을 주택가격과 연관시켜 분석할 수 없어서 주택정책의 효과분석에는 적절하지 않다.

다음으로 주택가격과 경제변수들간의 관계를 축약형 형태로 설정, 회귀식을 통해 그 관계를 추정하는 접근법이 있다. 이러한 접근법에 속하는 국내 연구들로는 김경환(1991), 허재완(1991), 박원암(1992), 손재영(1993), 김용철(1996), 이주용(1992), 김종일·송의영·이우현(1998), 서승환(1999), 윤주현(2001), 김세완·박기정(2006) 등이 있다. 이들 연구에서 주택가격에 영향을 미치는 경제변수들로는 GNP, 통화량, 소비자물가, 주가, 이자율, 건축자재가격, 임금, 인구, 택지비, 건축허가면적, 주택자금대출액, 전세-매매가 비율, 조세, 정부주택부문 투자비 등이 있었다. 이 접근법 역시 경제주체의 의사결정과정의 포함되지 않은 축약형 모형이며, 주택가격에 대한 주택정책의 영향을 반영할 수 있는 장치가 없어 주택정책의 효과 분석 수단으로는 적절하지 않은 것으로 판단된다.⁵⁾

소비기반 자본-자산결정모형(consumption-based capital-asset pricing model: CCAPM) 체계내에서 주택으로부터 발생하는 주거서비스를 자산보유에 따른 배당 소득의 일종으로 간주하여 주택가격 결정식을 유도하려는 시도도 있다.⁶⁾ 이 접근법은 소비자의 효용극대화를 가정하고 있으나, 대표적 소비자를 상징함으로써 소비자의 이질성을 고려하지 못하는 단점이 있다.

본 연구의 접근법과 가장 유사한 기존의 접근법으로 동태균형모형 접근법을 들 수 있다. 이 접근법에 속하는 연구로는, 예를 들어, Lastrapes(2002), 정규일(2006), 강희돈(2006) 등을 들 수 있다. 이 접근법에서 주택의 수요는 소비자의 효용극대화 결과로서 결정된다. 그러나 이 접근법 역시 소비자의 이질성을 고려하지 않고 대표적 소비자를 가정하고 분석하고 있다.

2. 模型 設定

경제내에 N 개의 이질적인 가게($i = 1, \dots, N$)와 J 개의 서로 다른 형태의 주택

5) 다만, 이자율, 통화량, 조세, 주택자금대출액 등과 같이 주택가격의 설명변수로 사용하는 변수가 정책변수인 경우에 대해서는 정책의 효과를 측정할 수 있다.

6) Piazzesi, Schneider, and Tuzel(2006) 참조.

($j = 1, \dots, J$) 이 존재한다. 주택수요에 초점을 맞추고 계산의 편의를 위해 가계의 소득 및 소비수준은 주어진 것으로 가정하고, 가계는 주택서비스 및 純資產으로부터 효용을 얻는다고 가정한다. 그리고 주거형태로는 소유 이외에도 전세 및 월세가 존재한다. 이러한 상황에서 개별 가계는 주택수요, 주거형태 및 저축과 대출 등을 결정한다. 가계의 효용극대화 문제를 수식으로 표현하면,

$$\begin{aligned} \max E_{t-1} U_{i,t} &= \alpha \log H_{i,t} - \exp(-W_{i,t}), \\ W_{i,t} &\equiv (1+r_t)F_{i,t} - (1+R_t)L_{i,t} + p_{t+1}^X X_{i,t} + p_t^Y Y_{i,t} + p_t^Z Z_{i,t}, \\ H_{i,t} &\equiv f_t' h_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

이다. 효용함수의 첫 번째 항목은 주거서비스로부터의 효용이고, 두 번째 항목은 순자산으로부터의 효용이며, α 는 두 요소간 상대적 가중치를 나타낸다. 여기서 H_t 는 t 期中 주거서비스, W_t 는 t 期末의 순자산, r_t 및 R_t 는 $(t-1)$ 期末(즉, t 期初)에서 t 期末까지 적용되는 예금 및 대출이자율, F_t 및 L_t 는 t 期初의 예금 및 대출, X_t , Y_t 및 Z_t 는 각각 t 期初의 주택종류별 소유, 전세 및 월세 주택 수를 나타내는 ($J \times 1$) 벡터이다. 그리고 h 는 주거형태를 나타내는 ($3J \times 1$) 벡터로서 1개의 원소만 1의 값을 가지고 나머지는 0을 가지며, 1의 값이 처음 J 개의 원소 이내에 존재하면 소유주택에 거주를, 다음 J 개의 원소 이내에 존재하면 전세에 거주를, 마지막 J 개의 원소 이내에 존재하면 월세에 거주함을 나타낸다. 또한 f 는 주거서비스를 나타내는 ($3J \times 1$) 벡터, p_t 는 그 상첨자에 해당하는 t 期初의 주거형태별 주택가격을 나타내는 ($J \times 1$) 벡터이다. 상첨자 (')는 벡터의 轉置(transpose)를 나타낸다.

t 기에 소유한 주택의 t 기말 가격은 期中의 가격변동을 고려하여 p_{t+1}^X 으로 평가하여야 하나, 전세 및 월세의 경우는 계약당시 금액, 즉 각각 p_t^Y 및 p_t^Z 으로 고정된다.

가계는 다음 몇 가지 제약을 만족시키면서 최적화 행동을 하게 된다. 우선 豫算制約은

$$\begin{aligned} C_{i,t} + F_{i,t} - L_{i,t} + p_t^{X'} X_{i,t} + p_t^{Y'} Y_{i,t} + p_t^{Z'} Z_{i,t} + g_t' h_{i,t} \\ = I_{i,t} + (1 + r_{t-1}) F_{i,t-1} - (1 + R_{t-1}) L_{i,t-1} \\ + p_t^{X'} X_{i,t-1} + p_{t-1}^{Y'} Y_{i,t-1} + p_{t-1}^{Z'} Z_{i,t-1} \end{aligned} \quad (2)$$

이다. 여기서 I 는 소득, C 는 소비, g 는 월세지출액을 나타내는 $(3J \times 1)$ 벡터로서 처음 $2J$ 개의 원소는 0의 값을 가진다. t 期初(또는 $(t-1)$ 期末)에 가계는 소득, 예금 및 대출의 원리금, 소유주택, 전세 및 월세 등 주택자산 등으로부터 얻은 자금원천으로 t 期中에 소비, 예금 및 대출, 주택 소유, 전세 월세 등 주택자산 구입과 월세지출 등에 사용한다.

가계는 LTV (loan-to-value) 비율 제한을 받는 것으로 가정한다. LTV 비율 제한은 정책당국에 의해 명시적으로 이루어 질 수도 있으며, 당국의 명시적 제한이 없는 경우에도 위험관리(risk management)를 위해 은행들이 자체적으로 실시하고 있다. LTV 비율 제한으로 인해 가계의 대출규모는

$$L_{i,t} - L_{i,t-1} \leq l \cdot p_t^{X'} (X_{i,t} - X_{i,t-1}) \quad (3)$$

를 만족하는 수준으로 제한된다.⁷⁾ 여기서 l 은 LTV 비율에 해당한다.

또한 가계는 DTI (debt-to-income) 비율 규제도 받는 것으로 가정한다. DTI 비율 규제 역시 주택가격 안정을 위한 정책수단으로 활용될 수 있으며, 명시적 규제가 없는 경우에도 은행은 위험관리를 위해 대출자의 채무상환능력을 고려하여 대출규모를 결정하고 있으므로 DTI 비율 규제가 은행의 이러한 위험관리 행동을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 구체적으로 DTI 비율 규제는

$$d \cdot I_{i,t} \geq (R_t + 1/\tau) L_{i,t} \quad (4)$$

로 표현된다. 여기서 d 는 DTI 비율, τ 는 대출만기이다.

t 기말의 순자산 W_t 는 t 기말(또는 $(t+1)$ 기초)의 주택가격 p_{t+1}^X 에 의존하므로 가계의 주택가격 예상에 대한 정보가 필요하다. 가계의 주택가격에 대한 예상은

7) 식 (3) 이외에 $L_{i,t} \leq l \cdot p_t^{X'} X_{i,t}$ 와 같은 형태의 LTV 규제도 생각해 볼 수 있겠다.

가계마다 이질적일 수 있으나 여기서는 단순화를 위해 동일한 예상을 가정하였으며, 또한 미래 순자산에 대한 기대효용의 계산이 용이하도록

$$\begin{aligned}\theta_{t+1} &\equiv [\theta_{1,t+1} \dots \theta_{J,t+1}]' \sim MVN[\mu, \Sigma], \\ \theta_{j,t+1} &\equiv \frac{p_{j,t+1}^X}{p_{j,t-1}^X} - 1\end{aligned}\quad (5)$$

와 같이 가정한다.⁸⁾ 위의 가정으로부터

$$\begin{aligned}W_{i,t} &\sim N[\mu_W, \Sigma_W], \\ \mu_W &\equiv (1+r_t)F_{i,t} - (1+R_t)L_{i,t} + X_{i,t}'(p_{t-1}^X + D\mu) + p_t^{Y'}Y_{i,t} + p_t^{Z'}Z_{i,t}, \\ \Sigma_W &\equiv X_{i,t}'D\Sigma DX_{i,t}, \\ D &\equiv \text{diag}(p_{t-1}^X),\end{aligned}\quad (6)$$

$$E_{t-1}(\exp(-W_{i,t})) = \exp(-\mu_W + \Sigma_W/2) \quad (7)$$

를 얻을 수 있다.

다음으로 가계는 주택매매로 얻는 양도차익에 대해 양도소득세를 납세하는 것으로, 그리고 이러한 양도소득세 존재로 인해 주택가격의 예상 상승률은 μ 에서 $(1-\kappa)\mu$ 로 감소하는 것으로 가정한다.⁹⁾ 여기서 $\kappa \in (0,1)$ 는 양도소득세율이다.

전세 및 월세 보증금은 주택가격의 일정비율로 정해지는 것으로 가정하였다. 즉

8) 여기서 가계는 $(t-1)$ 기초에서 $(t+1)$ 기초까지의 가격변화에 대해 예상하는 것으로 가정하고 있다. 만일 $(t-1)$ 기초에서 t 기초까지 예상하게 되면 실제 실현되는 t 기초의 시장 균형가격이 예상치와 괴리를 보이고 체계적인 예상의 오류가 발생할 가능성이 있다. 또한 만일 t 기초에서 $(t+1)$ 기초까지 예상하게 되면 t 기초의 주택가격이 상승할수록, 일정한 예상 상승률 수준 μ 하에서, 순자산도 증가하게 되어 주택수요를 오히려 증가시키고 수요의 법칙에 위배되는 결과를 초래할 가능성도 있다.

9) 엄밀하게는 $E[\exp(-p_{t+1}^X'X_t + \tau(p_{t+1}^X - p_t^X)'X_t \cdot 1_{(p_{t+1}^X - p_t^X) > 0})]$ 이 소유주택의 처분과 관련된 기대효용이나, 계산의 편의를 위해 단순화된 가정을 사용하였다. 또한 양도소득세는 적용범위에 따라 세율도 상이하며 여러 차례 변천되어 왔으나, 여기서는 단순화를 위해 적용범위를 구분하지 않고 세율도 단일한 것으로 가정하였다.

$$\begin{aligned} p_t^Y &= \gamma p_t^X, \\ p_t^Z &= \delta p_t^X, \end{aligned} \tag{8}$$

이다.

가계는 하나의 주택가격 p_t^X 가 주어지면 위에서 정한 예산제약식, LTV, DTI 제약식, 양도소득세 납세 및 미래 주택가격에 대한 예상하에서 기대효용을 극대화하도록 주택수요와 주거형태를 결정하게 된다. 그리고 주택시장에서는 이러한 수요와 공급이 일치되도록 시장균형 주택가격이 결정된다. 즉, 市場均衡 住宅價格(p_t^{X*})은 市場清算條件

$$\sum_{i=1}^N X_{i,t}(p_t^{X*}) = \overline{X}_t \tag{9}$$

을 만족하도록 정해진다. 여기서 \overline{X}_t 는 단기간에 고정된 주택수량을 나타내는 $(J \times 1)$ 벡터이다.¹⁰⁾

Ⅲ. 住宅政策 效果分析

본 장에서는 앞장에서 제시된 주택가격 결정 모형을 실제 서베이 데이터에 적용시켜 보고 몇 가지 주택정책에 대한 효과분석을 실시, 그 결과를 제시해 봄으로써 모형의 적합성 및 유용성을 검토하고자 한다.

1. 데이터

앞에서 제시된, 가계 및 주택의 이질성을 고려한 주택가격 결정 모형은 경제를 구성하고 있는 개별가계에 대한 구체적 정보를 필요로 한다. 여기서는 현재 이용가

10) 여기서는 단순화를 위해 주택매매가격만 시장가격으로 결정되고 전세 및 월세 가격은 매매가격의 일정비율로 결정되는 것으로 하고 있으나, 전세 및 월세 가격(보증금)도 시장에서 결정되도록 모형을 용이하게 수정할 수 있겠다.

능한 데이터 중에서 제7차(2004년 기준) 노동패널 자료를 이용하였다.¹¹⁾ 전체 표본 중 서울지역에 거주하는 가계로 분석대상을 한정하였으며, 표본수는 964개(즉, $N=964$)이다.¹²⁾ 주택은 가격에 따라 1억미만, 1~3억, 3~6억, 6억이상 등 4종류(즉, $J=4$)로 구분하였다.

〈표 1〉은 분석대상 표본의 주택종류별, 주거형태별 주거 현황 및 주택종류별 평균주택가격을 나타내고 있다. 전체 표본중 소유주택에 거주하는 경우가 506 가구로 가장 많았으며 다음으로는 전세(341 가구), 월세(117 가구) 순이었다. 주택 종류별로는 1~3억 주택(500 채)이 가장 많았으며, 다음으로 1억미만(340 채), 3~6억(170 채), 6억이상(55 채) 주택 순이었다. 평균주택 가격은 고가 순으로 각각 8.8억, 3.8억, 1.7억 및 0.7억원이었다.

〈표 1〉 주거 현황 및 주택 가격

주거형태 \ 주택종류	6억이상	3~6억	1~3억	1억미만	합계
소 유	53	141	309	104	607
(거 주)	(42)	(111)	(270)	(83)	(506)
전 세	2	26	161	152	341
월 세	0	3	30	84	117
합 계	55	170	500	340	1,055
평균주택가격(천만원)	88	38	17	7	-

예금금리는 예금은행 저축성 수신 가중평균 금리(2004년 기준, 한국은행)를, 대출금리는 예금은행 가계대출 가중평균 금리(2004년 기준, 한국은행)를, 전세-매매가 비율은 서울지역 전세가격 비율(2004년, 국민은행)을 사용하였으며, 월세 비율(2004년중, 국민은행)을 고려하여 월세 백터를 정하였다. LTV 비율, DTI 비율, 양도소득세율, 대출금 만기, 월세보증금-매매가 비율은 각각 60%, 50%, 30%, 15년 및 10%로 가정하였다.

11) 동 자료는 패널자료로서 여러 해에 걸친 자료를 이용할 수 있으나, 계산의 간편성을 위해 최근의 1개년만 이용하였다.

12) 필요한 정보의 일부가 존재하지 않는 표본은 분석대상에서 제외하였다. 그리고 동 자료에는 가계마다 상이한 가중치가 부여되어 있으나 여기에서는 각 가계마다 동일한 가중치가 부여된 것으로 가정하였다.

〈표 2〉 파라미터 값 설정

파라미터	값	비고
r	0.0375	예금 금리
R	0.0633	대출 금리
γ	0.5	전세-매매가 비율
δ	0.1	월세보증금-매매가 비율
l	0.6	LTV 비율
τ	15.0	대출금 만기
κ	0.3	양도소득세율
d	0.5	DTI 비율
g	$[00000000(\gamma-\delta)p_t^X \cdot 0.89\% \times 12]'$	월세(연간)
f	$[p_{t-1}^X \cdot 2p_{t-1}^X \cdot p_{t-1}^X]'$	주거서비스
α	0.01	주거서비스에 대한 가중치

주거서비스는 주택가격에 비례하도록 하되 전세인 경우에는 소유나 월세에 비해 2배 높은 값을 부여하였고 주거서비스에 대한 가중치 α 는 0.01로 정하였는데, 이는 이러한 파라미터 가정과 주택종류별 평균가격하에서 주택의 수요가 실제 주거현황에 근접하도록 만들기 위한 것이다.¹³⁾

2. 模型의 數值的 解法

앞서 제시한 식 (1) ~ (9)로 구성된 모형에 대해 分析的 解(analytical solution)를 구할 수는 없으나 數值的 解(numerical solution)는 다음과 같은 방법을 통해 구할 수 있다. 가구 i 는 t 期初에 주택에 대한 수요 $X_{i,t}$, $Y_{i,t}$ 및 $Z_{i,t}$ 와 주거형태 $h_{i,t}$ 그리고 예금 및 대출규모 $F_{i,t}$, $L_{i,t}$ 를 결정하게 된다.¹⁴⁾ 예금 및 대출규모는 연속적(continuous) 값을 가지나 주택에 대한 수요는 0 또는 양(+)의 整數(integer) 값을

13) 전세의 주거서비스를 소유나 월세와 동일하게 한 결과 전세에 대한 수요가 현실에 비해 과소하게 나타났다. 여기서는 계산비용을 고려하여 추정하지는 않았으나, 주거서비스나 주거서비스에 대한 가중치 값을 임의로 부여하는 대신 이들 값을 모형의 현실 설명력을 높이는 방향으로 추정해 볼 수도 있겠다. 그리고 효용의 두 가지 요소인 $\log H$ 와 $-\exp(-W)$ 의 변동범위가 비슷하게 되도록 가격단위를 10억으로 하였다.

14) 소득 및 소비수준은 이미 결정된 것으로 가정한다.

가지는, 주거형태는 0 또는 1의 값을 가지는 벡터이다. 이제 각 가구는 무한개의 주택을 수요할 수는 없으며, 수요할 수 있는 최대 주택수를 M 이라 가정하자.¹⁵⁾ 또한 전세 또는 월세를 위해 複數의 주택을 수요할 수는 없는 것으로 가정한다. 그리고 소유와 전세 또는 소유와 월세의 주택수요를 하는 경우에는 주거를 소유가 아닌 전세 또는 월세로 하는 것으로 간주한다. 그러면 주택에 대한 수요 및 주거형태에 대해 이러한 조건을 만족하는 유한개의(finite) 가능한 組合을 열거할 수 있다.

다음으로 주택에 대한 수요 및 주거형태의 각 조합에 대해 예산제약식 (2)로부터 예금(또는 대출) 증감 규모를 계산할 수 있다. 예금이자율보다 대출이자율이 높다는 사실로부터 금융기관으로부터 자금을 조달하여야 하는 경우에는 우선 기존 예금을 사용하고 부족분을 금융기관의 대출로 충당하는 것으로, 반대로 자금의 잉여가 발생하여 금융기관에 자금을 운용하여야 하는 경우에는 우선 기존 대출금을 상환하고 남은 잉여분을 예금으로 운용하는 것으로 가정한다.¹⁶⁾

이제 주어진 주택가격 벡터에 대해 각 가구의 주택에 대한 수요 및 주거형태 조합별 기대효용 수준을 계산할 수 있다. 각 가구는 기대효용을 가장 크게 하는 주택 수요 및 주거형태를 결정하게 되며, 이러한 가구별 주택수요를 합하여 경제전체의 주택수요를 산출하고, 식 (9)와 같이 시장청산 조건을 만족시키는지 여부를 검토하게 된다. 주택가격 벡터를 변경시키면서 이와 같은 작업을 반복하여 시장청산 조건을 만족시키는 시장균형 주택가격을 찾게 된다.

3. 模型適合性 檢討

주택가격 안정화 정책의 효과를 분석하기 전에 여기서 제시한 모형에 서베이 자료를 사용하였을 때 기본적인 수요함수의 특징, 즉 가격상승시 수요량이 감소하는지, 그리고 아울러 미래 주택가격 상승 예상시 주택수요가 증가하는지 여부 등을 검토하고자 한다.

15) 서베이 자료에서는 가구당 소유 주택수에 대한 정보는 나타나 있지 않으며, 여기서는 가구당 최대 주택수요를 2채(즉, $M=2$)로 한정하였다.

16) 예금의 중도해지 또는 대출금의 중도상환시 발생할 수 있는 불이익 등으로 가정에서와 같이 자금의 조달·운용 측면에서 예금·대출의 우선순위를 일률적으로 전제할 수는 없겠으나 여기서는 단순화된 가정을 사용하였다. 사용하는 자료에 충분한 정보가 있는 경우에는 여기서 제시한 모형내에서 보다 현실적인 가정을 사용할 수 있겠다.

우선 benchmark를 정하고 그때의 주택수요를 계산하여 보았다. benchmark는 <표 2>에서 정한 파라미터 값 이외에 미래 주택가격 상승률에 대한 예상 파라미터를 $\mu = [0.04 \ 0.04 \ 0.04 \ 0.04]'$ 및 $\Sigma = diag([0.01^2 \ 0.01^2 \ 0.01^2 \ 0.01^2])$ 와 같이 정한 경우로 하였다. <표 3>은 실제 및 benchmark 하에서의 주거 현황을 나타내고 있다. Benchmark 하에서의 주거 수요가 대체로 데이터의 주거현황을 표현하는 것으로 나타났다. 다만, benchmark 하에서 6억이상 주택의 수요가 현실보다 더 크게 나타나고, 대신 1~3억 주택의 수요는 과소하게 나타났다. 그리고 3억이하 전세수요도 소폭 과소하게 나타났다.

<표 3> 실제 및 benchmark 주거 현황

	주거형태 \ 주택종류	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
실 제	소 유	53	141	309	104
	전 세	2	26	161	152
	월 세	0	3	30	84
benchmark	소 유	159	132	259	105
	전 세	2	22	141	127
	월 세	0	0	53	43

Benchmark 하에서의 주거현황을 현실과 더욱 근접시키려면 파라미터 값을 여러 가지로 변경시키거나 또는 추정하는 방법이 있겠다. 여기서는 이러한 방법 대신 benchmark 하에서의 주택수요량이 주택공급량과 동일하며, 따라서 현재의 주택가격은 시장균형 주택가격인 것으로 가정하였다. 다음으로 이러한 가정하에서 주택가격이나 미래 주택가격에 대한 예측이 benchmark 상황과 달라질 때 주택수요가 어떻게 변동하는지 살펴보았다.

먼저 주택가격이 상승한 경우 주택수요가 감소하여 수요곡선이 우하향하는 모습을 나타내는지 알아보기 위해 주택 종류별로 가격이 2%씩 상승한 경우에 주택수요량을 구하고 이를 benchmark 하에서의 주택수요량과 비교한 결과가 <표 4>에 제시되었다. 가격이 상승한 종류의 소유주택에 대한 수요는 모든 경우에 감소하여 수요곡선이 우하향하는 것으로 나타났다. 그리고 주택종류간 대체효과도 함께 나타났다. 예를 들어, 6억이상 주택가격의 상승은 동 종류의 주택수요를 159 채에서 147

채로 감소시키는 대신 3~6억 및 1~3억 주택의 수요를 증가시켰는데, 이는 상당부분 6억이상 주택의 수요가 이전한 것으로 판단된다. 이러한 현상은 3~6억 및 1~3억 주택의 가격이 상승한 경우에도 발견된다. 그리고 주택수요의 대체는 소유, 전세 및 월세 등 서로 다른 거주형태 간에도 발생하는 것으로 보인다. 예를 들어, 1~3억 주택의 가격상승은 1~3억 주택 전세수요를 감소시키나 1억미만의 전세수요를 증가시키는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 주택가격 2% 상승시 주택 수요

가격이 2% 상승한 주택 종류	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만
(benchmark)	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
6억이상	147	148	268	105	2	21	141	128	0	0	53	42
3-6억	160	67	378	103	2	18	144	127	0	0	53	43
1-3억	160	133	201	117	2	22	131	157	0	0	52	44
1억미만	159	132	261	102	2	22	141	120	0	0	60	42

다음으로 각 주택 종류별로 미래 주택가격에 대한 예상을 benchmark보다 4%p 더 상승시킨 후 이에 따른 주택수요의 변동을 〈표 5〉에 제시하였다. 미래 주택가격의 상승이 예상되는 소유주택의 수요는 상승하는 것으로 나타났으며, 특히 가격이 낮은 주택에서 수요 변동폭이 컸다. 그리고 주택종류간 또는 거주형태간 주택수요의 대체효과도 큰 것으로 관찰되었다. 예를 들어, 3~6억 주택에서 예상가격의 상승은 6억이상 소유주택의 수요 감소뿐만 아니라 1~3억 및 3~6억 주택의 전세수요도 감소시켰다. 이러한 현상은 여타의 경우에도 발견되었다.

이러한 주택수요의 변동을 주택공급이 benchmark하에서의 주택수요 수준으로 고정되어 있다고 가정하면 주택시장에서 가격상승으로 나타날 것이다. 〈표 6〉은 이러한 주택가격의 변화를 benchmark하에서의 주택가격과 비교한 결과를 보여주고 있다. 미래 주택가격의 상승이 예상되는 주택종류의 주택가격은 benchmark하에서의 주택가격에 비해 상승하는 것으로 나타났다.¹⁷⁾

17) 그러나 수요 대체효과로 인해 주택수요가 감소한 주택의 가격이 기대와는 달리 소폭 상승한 경우도 일부 나타났다.

〈표 5〉 미래 주택가격이 benchmark 보다 4%p 상승시 주택 수요

미래 주택가격이 benchmark 보다 4%p 상승한 주택 종류	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만
(benchmark)	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
6억이상	169	115	364	111	0	20	120	127	0	0	53	43
3-6억	148	202	299	111	0	9	120	127	0	0	53	43
1-3억	161	75	570	110	0	1	25	127	0	0	53	43
1억미만	162	122	363	321	1	21	81	127	0	0	33	43

〈표 6〉 미래 주택가격이 benchmark 보다 4%p 상승시 주택가격 변동

미래 주택가격이 benchmark 보다 4%p 상승한 주택 종류	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
(Benchmark)	88.00	38.00	17.00	7.00
6억이상	90.00	38.33	17.33	7.11
3-6억	86.64	39.29	17.37	7.09
1-3억	88.85	38.23	17.94	7.16
1억미만	87.00	38.02	17.32	7.42

4. 住宅政策 效果分析

본 절에서는 주택정책의 도입으로 주택수요에 어떤 변화가 나타나는지, 그리고 시장균형 주택가격은 어떻게 변화하는지를 benchmark하에서의 주택수요 및 가격과 비교하여 분석하고자 한다.

(1) LTV 規制 強化

LTV 비율이 하락(60% → 50%) 한 경우의 주택수요 및 가격 변동을 각각 〈표 7〉 및 〈표 8〉에 나타내었다. LTV 비율의 하락으로 모든 종류의 소유주택 수요는 감소하는 것으로 나타났다. 반면에 전세수요는 증가하였으며, 월세수요에는 큰 변동이 없었다. 가격은 6억이상 주택에서 큰 폭으로 감소한 것으로 나타났으나 여타종류의 가격변동폭은 크지 않았다.¹⁸⁾

〈표 7〉 LTV 비율 하락시(60% → 50%) 주택수요 변동

	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만
benchmark	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
LTV = 50%	141	126	246	98	4	32	155	147	0	0	54	42

〈표 8〉 LTV 비율 하락시(60% → 50%) 주택가격 변동

	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
benchmark	88.00	38.00	17.00	7.00
LTV = 50%	81.17	37.24	16.88	7.17

(2) DTI 規制 強化

DTI 비율이 하락(50% → 40%) 한 경우의 주택수요 및 가격 변동을 각각 〈표 9〉 및 〈표 10〉에 제시하였다. DTI 비율의 하락에도 불구하고 대체로 주택수요에는 큰 변동이 나타나지 않았다. 그리고 주택가격의 변동폭도 미미하였다.

〈표 9〉 DTI 비율 하락시(50% → 40%) 주택수요 변동

	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만
benchmark	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
DTI = 40%	165	130	249	104	2	22	140	134	0	0	52	45

〈표 10〉 DTI 비율 하락시(50% → 40%) 주택가격 변동

	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
benchmark	88.00	38.00	17.00	7.00
DTI = 40%	88.00	37.73	16.98	7.11

(3) 金利 變動

중앙은행이 정책금리를 변경하면 은행의 가계에 대한 예금 및 대출금리는 함께

18) 1억미만 주택가격은 오히려 소폭 상승한 것으로 나타났다.

변동한다. 그러나 사용하는 정책수단에 따라 예금금리와 대출금리가 다르게 영향을 받을 수 있다.¹⁹⁾ 이러한 점을 고려하여 benchmark에 비해 대출금리만 1%p 인상되는 경우와 예금 및 대출금리가 함께 1%p 인상되는 경우로 나누어 주택수요 및 가격에 대한 영향을 분석하였으며, 그 결과를 각각 <표 11> 및 <표 12>에 제시하였다.

대출금리만 인상되는 경우에 비해 예금금리도 함께 인상되는 경우에서 수요 및 가격 변동폭이 크게 나타났다. 이는 대출금리 상승시 주택수요의 조달비용이 상승하여 수요를 억제하는 기능이 있으며, 여기에 더하여 예금금리도 상승하면 주택보유와 예금간의 대체관계로 인해 주택수요 중 일부가 예금으로 대체되는 효과도 존재하기 때문으로 판단된다. 금리의 상승은 대체로 주택수요를 감소시키고 가격을 하락시키는 효과를 가져오지만 그 효과는 그리 크지 않은 것으로 나타났다.

본 모형에서 금리변동은 주택수요의 조달비용 변동 및 예금과 주택수요간 대체관계 등으로 통해서만 영향을 미치고 있으나, 그 밖에 많은 경로를 통해 주택수요 및 가격에 영향을 미칠 수 있음을 고려할 때 여기서의 효과는 실제효과를 과소평가하였을 가능성이 있다는 점에 해석상 유의하여야 하겠다. 여기서 고려하지 못한 경로로는 예를 들어, 중앙은행의 금리인상 목적이 일부 주택가격 안정 도모에도 있다는 점이 시장에서 인식되면 주택수요자의 미래 주택가격 상승 기대심리를 진정시켜 수요 감소 및 가격 안정으로 이어질 수 있다. 또한 금리인상은 물가안정을 가져오는 대신 경제성장을 낮추고 소득을 감소시킴으로써 주택수요를 감소시키는 효과를 가져올 수도 있다.²⁰⁾

<표 11> 금리인상시 주택수요 변동

	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만
benchmark	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
대출금리 1%p 인상	160	130	250	106	2	22	141	129	0	0	53	43
예금·대출 금리 1%p 인상	159	128	241	111	2	22	141	129	0	0	53	43

19) 예를 들어 중앙은행이 은행의 지급준비율을 변경하거나 주택관련 대출금리를 직접 규제하는 경우 등이다.

20) 이러한 여러 경로를 모형에 포함하면 모형의 규모가 커지게 되는 단점이 있다.

〈표 12〉 금리인상시 주택가격 변동

	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
benchmark	88.00	38.00	17.00	7.00
대출금리 1%p 인상	87.62	37.57	16.92	7.18
예금·대출 금리 1%p 인상	87.22	37.61	16.82	7.33

(4) 住宅供給 擴大

주택공급을 확대하게 되면, 다른 조건이 일정할 경우, 주택가격이 하락하는 효과가 있을 것으로 예상해 볼 수 있다. 〈표 13〉은 주택공급이 benchmark보다 10% 증가한 경우 주택가격의 변동을 나타내고 있다. 예상대로 주택가격은 하락하는 것으로 나타났으며, 6억이상 주택에서 하락폭이 컸다.²¹⁾ 주택공급에는 비교적 오랜 시간이 소요된다. 대규모 주택공급에 대한 계획이 발표되면 가계가 주택가격 하락을 예상하여 주택수요를 미루는 경향이 있으며 따라서 주택가격은 실제 주택공급 증가가 이루어지기 이전에 미리 하락할 수 있다. 한편, 신규 아파트의 경우 실제 주택공급이 이루어지기 이전에 先分讓을 통해 가격이 미리 형성되기도 한다. 여기서는 주택공급에 긴 시간이 소요된다는 점, 주택공급계획 발표에 따라 기대심리가 변동한다는 점 등을 감안하지 못하고 있으므로 해석상 유의할 필요가 있다.²²⁾

〈표 13〉 주택공급 확대시 주택가격 변동

	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
Benchmark 공급량	159	132	259	105
공급량 10% 확대	175	145	285	115
Benchmark 주택가격	88.00	38.00	17.00	7.00
공급량 10% 확대시 주택가격	73.62	36.59	16.76	7.30

(5) 讓渡所得稅率 引上

양도소득세율의 인상은 구입한 주택의 매도시 매매차익을 감소시키므로 주택소

21) 그러나 1억미만 주택에서는 예상과는 달리 오히려 주택가격이 소폭 상승하였다.

22) 주택공급 확대시 미래 주택가격 예상에 대한 변동을 μ 및 σ 를 통해 반영할 수 있다.

유의 기대수익을 낮추고 주택수요를 감소시켜 가격 하락을 가져오는 효과가 있다. <표 14> 및 <표 15>는 양도소득세율을 인상(30%→50%) 할 경우 각각 주택수요 및 주택가격 변동을 보여주고 있다. 대체로 예상과 부합하게 양도소득세율 인상은 주택수요를 감소시켜 주택가격을 하락시키는 효과를 보였으나, 효과의 크기는 크지 않게 나타났다.²³⁾

<표 14> 양도소득세율 인상시(30% → 50%) 주택수요 변동

	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만	6억 이상	3-6억	1-3억	1억 미만
benchmark	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
세율 = 50%	154	134	204	117	2	22	142	149	0	0	53	43

<표 15> 양도소득세율 인상시(30% → 50%) 주택가격 변동

	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
benchmark	88.00	38.00	17.00	7.00
양도소득세율 = 50%	88.00	37.73	16.98	7.11

(6) 不動産保有稅 導入

부동산 보유에 대한 과세는 주택소유에 대한 비용을 증가시켜 수요를 감소시키고 가격하락 효과를 가져올 것으로 예상할 수 있다. Benchmark에서는 부동산보유세가 없는 것으로 가정하였으며, 이와 비교하여 소유부동산 합계의 가격이 일정수준 (여기서는 6억원으로 전세) 을 상회하면 소유부동산 합계의 가격의 일정비율(여기서는 1%로 전세) 만큼 과세하는 부동산보유세를 도입하는 경우를 분석하였다.²⁴⁾ <표

23) 1억미만 주택에서는 예상과는 달리 주택수요 및 가격이 소폭 상승하였다. 전체적으로 양도소득세 인상의 효과가 크지 않게 나타난 것은 benchmark에서 주택가격 기대상승률을 4%로 낮게 설정한 데에 일부 기인하는 것으로 추정된다.

24) 소유부동산 합계의 가격이 일정수준을 상회하면 가계의 예산제약식은

$$C_{i,t} + F_{i,t} - L_{i,t} + (1 - ptr) p_t^X X_{i,t} + p_t^Y Y_{i,t} + p_t^Z Z_{i,t} + g_t' h_{i,t} \\ = I_{i,t} + (1 + r_{t-1}) F_{i,t-1} - (1 + R_{t-1}) L_{i,t-1} + p_t^X X_{i,t-1} + p_t^Y Y_{i,t-1} + p_t^Z Z_{i,t-1}$$

와 같이 변경된다. 여기서 ptr은 부동산보유세율이다.

16) 및 〈표 17〉은 부동산보유세 도입에 따른 주택수요 및 가격변동을 보여주고 있다. 부동산보유세는 고가주택에만 적용되므로 6억이상 주택의 수요는 소폭 감소하고 대신 3~6억 주택의 수요가 증가하였으며, 주택가격도 6억이상 주택에서는 소폭 감소, 3~6억 주택에서는 소폭 증가하였으나 변동폭은 작게 나타났다.

〈표 16〉 부동산보유세 도입시 주택수요 변동

	소유				전세				월세			
	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만	6억 이상	3-6 억	1-3 억	1억 미만
benchmark	159	132	259	105	2	22	141	127	0	0	53	43
보유세 도입	153	138	259	106	2	22	141	127	0	0	53	43

〈표 17〉 부동산보유세 도입시 주택가격 변동

	6억이상	3-6억	1-3억	1억미만
benchmark	88.00	38.00	17.00	7.00
부동산보유세 도입	87.20	38.08	17.02	7.16

IV. 結 論

본 연구에서는 다양한 형태로 시행되고 있는 주택정책의 효과를 수량적으로 분석할 수 있는 모형을 개발, 제시하였다. 특히, 가계의 합리적 의사결정 과정을 고려할 수 있도록 가계의 기대효용 극대화를 가정하였으며, 개별 가계마다 소득수준, 자산, 부채 등 처한 경제여건이 다르다는 점을 고려하여 가계의 이질성을 반영하였다는 점이 모형의 주요 특징이다. 또한, 주택종류간 가격변동에 차이가 심하게 나타나는 점도 분석할 수 있도록 다수의 주택종류가 존재하는 것으로 가정하였으며, 주거형태(자가소유, 전세 및 월세) 등도 구분하여 현실 적용가능성을 높였다.

실제 서베이 자료를 이용하여 주택가격 안정을 위한 LTV, DTI, 금리변동, 주택공급 확대, 양도소득세율 인상, 부동산보유세 도입 등과 같은 정책의 효과를 수량적으로 분석하였다. 분석결과, 대부분의 경우에서 주택정책이 예상한 방향으로 효

과를 보이는 것으로 나타나 모형의 유용성을 입증하였다.

그러나 서베이 자료를 이용한 분석결과는 다음과 같은 점에서 해석상 유의가 필요하다. 우선 여기서 사용한 서베이 데이터는 주택정책의 효과분석을 위해 만들어진 것이 아니기 때문에 대표성을 가진 적절한 자료라고 보기 어려운 점이 있다. 더욱이 2004년 한해만의 자료를 이용하였다는 점, 그리고 표본수가 크지 않다는 점 등은 분석대상 자료의 한계점이다. 보다 정확한 분석을 위해서는 분석목적에 적합한 자료를 구축하는 것이 필요하다.²⁵⁾ 다음으로 여기서는 임의의 benchmark 상황을 상정하고 개별 정책들을 시행하였을 때 benchmark 상황으로부터 얼마나 차이가 발생하였는지를 측정하여 효과분석을 하고 있다. 효과분석의 현실성은 benchmark 상황이 현실을 얼마나 잘 模寫하는 지에 크게 의존한다고 볼 수 있다. 그런데 서베이 자료를 이용한 여기서의 분석결과는 benchmark 상황이 실제 서베이 자료와는 다소 괴리가 존재하는 것으로 나타나 여기서 예시한 효과분석 결과를 현실에 그대로 적용하기에는 어려움이 있다는 점을 시사한다.²⁶⁾ 그리고 여기서 제시한 모형은 주택수요에 초점을 맞춘 부분균형모형으로서 많은 요인을 고려하지 못하고 있다는 한계점을 지닌다. 은행이나 주택공급 부문도 주택수요 및 가격결정에 큰 역할을 하고 있으나 이들 부문이 적극적으로 고려되지 못하고 있다. 또한 각종 주택가격 안정화 정책들은 미래 주택가격에 대한 기대심리에 영향을 주고 있으나 여기서는 기대형성을 모형화하지 않고, 외생적으로 주어진 것으로 가정하고 있다. 보다 현실적 분석결과를 얻기 위해서는 정책이 주택가격 기대에 미치는 영향도 고려하는 것이 필요하겠다.

여기서는 제시한 모형을 이용하여 여러 형태의 주택정책에 대한 효과분석이 가능함을 보이기 위한 예시로서 LTV, DTI, 금리변동, 주택공급 확대, 양도소득세율 인상, 부동산보유세 도입 등에 대해 분석하였다. 그러나 가능한 분석대상이 여기에 예시된 정책에만 한정되는 것은 아니다. 예를 들어, 주택대출 총액규제 정책도 분석의 대상이 될 수 있겠다. 주택대출 총액규제 정책이 시행되면 은행은 적격한 주

25) 예를 들어, 국세청의 과세자료를 활용할 경우 보다 풍부한 내용과 정확성을 가진 자료를 구축할 수 있을 것으로 생각된다.

26) benchmark 상황이 실제 서베이 자료와 괴리를 보이는 것은 파라미터 값 설정에도 그 이유가 일부 있을 수 있다. 예를 들어, 주거형태별 주거서비스(f)나 주거서비스에 대한 가중치(α)에 대한 값들이 자의적으로 설정되었다. 이러한 점은 분석결과와 해석에 유의가 필요함을 시사한다.

택대출 신청에 대하여 금액을 일부 감액하여 대출하거나 일부 대출건에 대해서는 대출을 거절하게 되는 것으로 가정하고, 이를 개별 가계의 예산제약식에 반영하여 분석할 수 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 강희돈, “부동산가격 변동과 통화정책적 대응,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2006. 7. pp. 23-60.
2. 김경환·서승환, “부동산투기와 자산가격 거품,” 『한국경제연구』, 한국경제연구원, 1990, pp. 152-183.
3. 김경환, “부동산투기와 부동산가격,” 학술연구보고서, 한국경제연구원, 1991.
4. 김봉한, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용,” 『주택연구』, 제12권, 제1호, 한국주택학회, 2004, pp. 71-96.
5. 김세완·박기정, “VAR 모형을 이용한 부동산가격결정요인의 상대적 효과에 대한 연구,” 『한국경제학보』, 제13권, 제2호, 연세대학교 경제연구소, 2006, pp. 171-197.
6. 김용철, “주택가격과 관련 경제변수간의 상관관계에 관한 연구,” 『국토계획』, 31(5), 대한국토계획학회, 1996, pp. 67-82.
7. 김종일·송의영·이우현, “서울아파트시장에서의 전세-매매가격 비율과 시장의 효율성,” 『한국경제의 분석』, 4(1), 한국응용연구원, 1998, pp. 50-107.
8. 김주영·윤동건, “주택가격함수 추정의 방법론 비교에 관한 연구: 특성가격모델과 위계선형모델을 중심으로,” 『감정평가연구』, 14(1), 한국부동산연구원, 2004, pp. 207-227.
9. 박성욱, “부동산에 대한 과세의 거시경제적 효과,” 『금융경제연구』, 제248호, 한국은행 금융경제연구원, 2007.
10. 박원암, “지가, 환율과 거품,” 『한국개발연구』, 14(4), 한국개발연구원, 1992, pp. 27-49.
11. 서경천, “부동산 가격 추정에 있어서 비모수적 헤도닉 방법을 도입한 공간적 변동성 추정: 부산광역시 서부산권을 중심으로,” 『한국지역개발학회지』, 15(2), 한국지역개발학회, 2003, pp. 183-204.
12. 서경천·이성호·김홍관·박상철, “다수준 헤도닉 가격 모델을 이용한 서부산권의 부동산 가격 분석,” 『국토계획』, 38(5), 대한국토계획학회, 2003, pp. 89-101.
13. 서승환, “외환위기와 부동산 가격의 행태변화,” 『주택연구』, 7(2), 한국주택학회, 1999, pp. 53-70.
14. 손재영, “토지정책의 분석과 정책과제,” 연구보고서, 한국개발연구원, 1993.

15. 윤주현, “VAR 모형 구축을 통한 토지 및 주택시장 전망 연구,” 연구보고서, 국토연구원, 2001.
16. 이용만, “한국의 부동산시장은 비합리적인가: 주택시장을 중심으로 한 합리성 검토,” 『감정평가 연구』, 제10집, 한국부동산연구원, 2000.
17. 이주용, “주택가격변동요인에 관한 실증분석,” 『주택금융』, 142, 한국주택은행, 1992, pp. 33-52.
18. 이준희, “주택가격의 거품여부에 대한 평가,” 『금융경제연구』, 제248호, 한국은행 금융경제연구원, 2006.
19. 정규일, “자산가격과 유동성간의 관계분석,” 『금융경제연구』, 제255호, 한국은행 금융경제연구원, 2006.
20. 허재완, “주택가격상승률의 결정요인에 관한 분석,” 『국토계획』, 60, 대한국토계획학회, 1991, pp. 141-151.
21. Abraham, J.M. and P.H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research*, Vol. 7, No. 2, 1996, pp.191-207.
22. Ayuso, J. and F. Restoy, “House Prices and Rents: An Equilibrium Asset Pricing Approach,” *Bank of Spain Working Paper*, 2003-04, 2003.
23. Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist, “The Financial Accelerator and the Flight to Quality,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, 1996, pp.1-15.
24. Bernanke, B. and M. Gertler, “Monetary Policy and Asset Price Volatility,” *New Challenges for Monetary Policy*, FRB Kansas City, 2000.
25. Bernanke, B., “Asset Price Bubbles and Monetary Policy,” *Address before New York Chapter of the National Association for Business Economics*, 2002.
26. Bordo, M. and O. Jeanne, “Boom-Bust in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy,” *NBER Working Paper*, 8966, 2002.
27. Campbell, J. and R.J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1997, pp.1062-1088.
28. Cecchetti, S., H.L. Genberg, and S. Wadhwani, “Asset Prices and Central Bank Policy,” *Geneva Report on the World Economy 2*, CEPR and ICBM, 2000.
29. Davis, E.P. and H. Zhu, “Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-Country Evidence,” *Bis Working Papers*, 2004(March).
30. DiPasquale, D. and W. C. Wheaton, “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, No. 1, 1994, pp.1-27.
31. Goodhart, G. and B. Hoffman, “Deflation, Credit, and Asset Prices in Deflation,” ed. Burdekin, R.C. and P.L. Siklos, Cambridge U.K.: Cambridge University Press, 2004.
32. Greenspan, A., “A Statement before the Subcommittee on Economic Growth and Credit Formulation of the Committee on Banking, Finance, and Urban Affairs, U.S. House of Representatives,” 1994.
33. Himmelber, C., C. Meyer and T. Sinai, “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions,” *NBER Working Paper*, 11643, 2005.
34. Hoffman, B., “The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?,” *BIS Working Papers*, 2001(December).

35. Kiyotaki, N. and J. Moore, "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, 1997, pp. 211-248.
36. Lastrapes, W. D., "The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations," *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, 2002, pp. 40-74.
37. Malpezzi, S., "A Simple Error Correction Model of House Price," *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, 1999, pp. 27-62.
38. McCarthy, J. and R.W. Peach, "Are Home Prices the Next "Bubble"?," *FRBNY Economic Policy Review*, 2004 (December), pp. 1-17.
39. Meen, G., "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?," *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, 2001, pp. 1-23.
40. Meese, R. and N. Wallace, 1994, Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?, *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, pp. 245-266.
41. Piazzesi, M., M. Schneider and S. Tuzel, "Housing, Consumption, and Asset Pricing," *NBER Working Paper*, 12036, 2006.
42. Schwartz, A., "Why Financial Stability Depends on Price Stability," *Economic Affairs*, 1995.
43. Wang, P., "Market Efficiency and Rationality in Property Investment," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, No. 2, 2000, pp. 185-201.
44. White, W., "Is Price Stability Enough?," *BIS Working Papers*, 205, 2006.

Pricing Heterogeneous Houses with Heterogeneous Households

Sangwon Suh*

Abstract

Houses take a large share of household assets and households are very concerned about fluctuations in house prices which authorities make efforts to mitigate. In this paper a model is proposed to quantitatively analyze performances of various policies to stabilize house prices. The model incorporates household utility maximization, heterogeneity in households income, wealth and financial debt as well as in houses in order to enhance practical implications.

Numerical exercises with actual survey data are illustrated for analyses of several policies: loan-to-value, debt-to-income, interest rate policy, changes in house supply, tax in capital gains of house, and property tax. The model delivers the results of policy analyses in the same direction as expectations, which suggests the potential usefulness of the model in actual policy analyses.

Key Words: heterogeneous households, heterogeneous houses, analysis of housing policy

* Senior Economist, Monetary Policy Department, The Bank of Korea