

자산가격과 유동성 간의 관계분석*

정 규 일**

본 논문은 Lastrapes(2002)의 동태균형모형을 원용하여 주택가격, 주식가격 및 유동성 간의 장단기 관계를 실증적으로 분석하였다. 동 모형에 따르면 이론적으로 주택가격은 소득, 미래 주택가격, 유동성과는 양(+의 관계가 있고 주식가격과는 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이론모형에 포함된 변수들을 대상으로 공적분검정을 실시한 결과, 자산가격과 유동성 간에는 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 자산가격의 단기조정과정을 오차수정모형을 이용하여 추정한 결과, 주택가격과 유동성은 단기적으로도 상호 양의 영향을 미치며 이러한 효과는 1996년 이후 더욱 확대된 것으로 나타났다. 한편, 주식가격과 유동성 간에는 단기적으로 유의한 양의 관계가 없는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 자산가격, 유동성

경제학문헌목록 주제분류: G12, E40

I. 머리말

외환위기 이후에 완만하게 회복되던 우리 나라의 주택가격(전국 아파트, 명목 기준)은 2002년 무렵에는 외환위기 이전수준을 회복한 후 2003년 말까지 지속적으로 상승하였다. 주식가격(KOSPI, 명목기준)은 동 기간 동안 상대적으로 안정세를 보였으나 2005년부터 급등세를 보이고 있다.

이와 같이 자산가격이 급등한 것은 외환위기를 극복하는 과정에서 불가피하게 확대된 시중의 풍부한 유동성에도 그 원인이 있다는 인식이 확산되면서 자산가격과 유동성 간의 관계를 보다 체계적으로 구명할 필요성이 대두하게 되었다.¹⁾ 한편, 정부는 최근 ‘3.30 부동산대책’을 통해 주택담보 대출을 억제하는 등

* 본 연구과정에서 유익한 논평을 해 준 한국은행 금융경제연구원의 김기호·이중식·유경원 박사와 자료수집에 도움을 준 홍범석 연구원에게 감사드린다. 아울러 두 명의 심사위원에게도 감사드린다.

** 한국은행 금융경제연구원, 전화: (02) 759-5446, 팩스: (02) 759-5420, E-mail: kichung@bok.or.kr

논문투고일: 2006. 7. 24 수정일: 2006. 12. 17 게재확정일: 2006. 12. 20

주택가격 안정화정책을 실시한 바 있으나 이러한 정책의 효과분석을 위해서도 유동성과 자산가격과의 관계를 정확히 파악하는 것이 긴요한 과제라고 할 수 있다. 그러나 지금까지 자산가격과 유동성 간의 관계를 이론적으로 구명하고 동 이론을 실증적으로 분석한 연구²⁾는 거의 없는 실정이다.

이러한 관점에서 본고에서는 동태균형모형을 이용하여 주택가격, 주식가격 및 유동성 간의 관계를 이론적으로 도출하고 공적분검정과 오차수정모형을 이용한 실증분석을 통해 자산가격과 유동성 간의 장단기 관계를 분석하였다. 본고는 기존 연구와는 달리 자산가격과 유동성과의 관계를 Lastrapes(2002)를 인용하여 이론적으로 도출함으로써 실증분석에 포함되는 변수를 미시적 이론에 바탕을 두고 선택하였다. 또한 주택시장의 경우 조정과정이 대체로 장기에 걸쳐 이루어지는 점을 고려하여 선택된 변수들의 장기균형관계와 단기조정관계를 동시에 분석하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 자산가격과 유동성 동향을 개략적으로 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 자산가격과 유동성 간의 관계에 관한 기존의 이론적 논의와 실증연구를 개관하였다. 제Ⅳ절에서는 Lastrapes(2002)의 동태균형모형을 이용하여 자산가격과 유동성과의 관계를 나타내는 이론모형을 도출하였으며, 제Ⅴ절에서는 공적분검정을 통해 두 변수 간의 장기균형관계를 분석하고 아울러 주택가격, 주식가격 및 유동성에 대한 오차수정모형을 이용하여 이들 변수가 단기적으로 서로 어떠한 관계에 있는지를 추정하였다. 마지막 제Ⅵ절에서는 결론과 시사점을 도출하였다.

1) 2000~2004년 동안 M3 평잔기준 전년 대비 증가율은 각각 5.6%, 9.6%, 12.9%, 8.8% 및 5.8%이다.

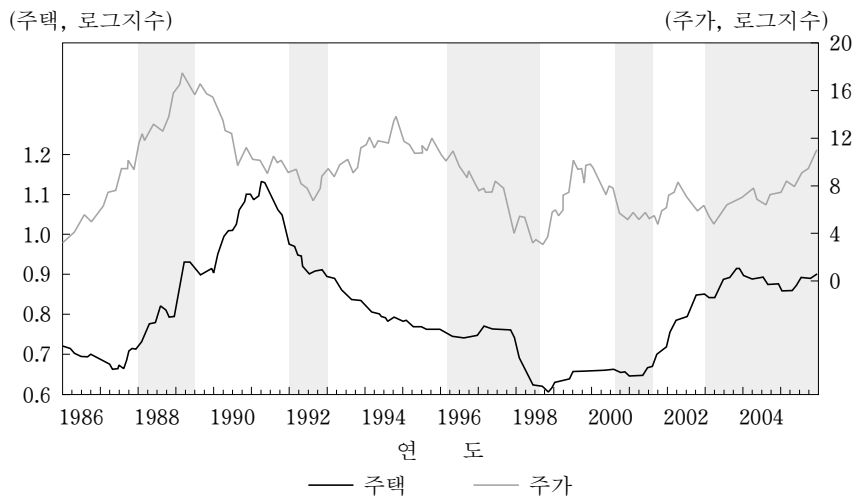
2) 기존에 자산가격과 유동성과의 관계를 분석한 대부분의 논문들은 자의적으로 관련변수를 선택한 후 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model)이나 벡터오차수정모형(vector error-correction model)을 이용하여 유동성이나 자산가격에 외부적 충격이 발생할 때 여타 변수들의 충격반응함수가 어떻게 반응하는지를 살펴보는 데 치중하고 있다. 기존 연구에 관한 자세한 논의는 본고 제Ⅲ절의 자산가격과 유동성 간의 관계에 관한 기존 논의 참조.

II. 자산가격과 유동성 동향

1. 실질자산가격 동향

1986년 이후 실질주택가격(전국 아파트 매매지수/CPI)은 상승기(1988~1990년), 하락기(1991~2000년) 및 재상승기(2001~2003년)를 거쳐 2004년부터 현재까지는 대체로 횡보하는 모습을 보이고 있다. <그림 1>에 나타난 바와 같이 1988년 이후의 상승기에는 주택가격이 경기확장기인 1990년에 정점을 기록한 반면에, 2001년 이후의 재상승기에는 주택가격이 경기수축기인 2003년에 최고점에 도달하였다.

한편, 실질주식가격(KOSPI/CPI)은 실질주택가격에 비해 상대적으로 짧은 기간을 주기로 하여 등락을 반복하는 등 불규칙적인 행태를 보이고 있다. 실질주식가격과 경기변동과의 관계를 보면 실질주식가격은 경기확장기가 시작될 때 정점을 기록하거나 경기확장기 중에 정점을 기록하고 하락세로 반전됨으로써 경기변동에 선행하는 모습을 나타내고 있다.



주: 음영부분은 경기수축기.

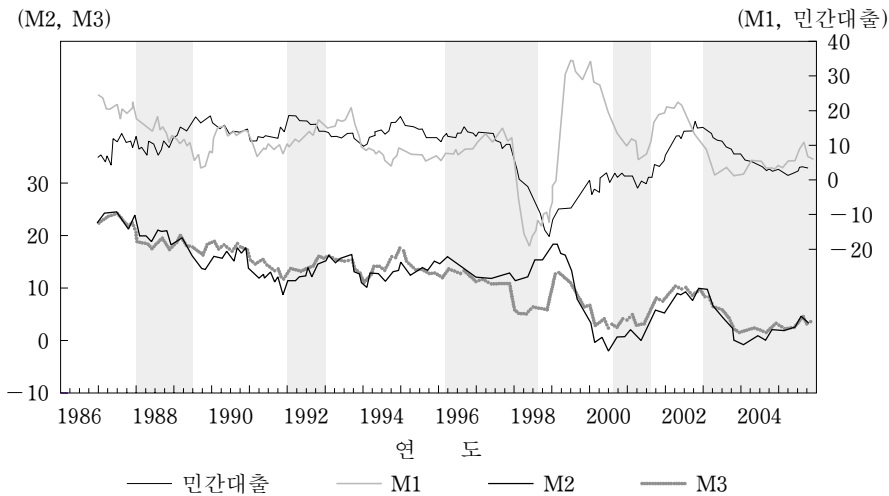
<그림 1> 실질주택가격 및 실질주식가격

2. 실질유동성 동향

유동성은 여러 가지 지표를 통해서 파악할 수 있으나 여기서는 전통적인 M1, M2 및 M3 이외에도 금융기관의 자산 측면에서 본 유동성 개념인 민간대출³⁾을 유동성 지표로 고려하였다.

실질 M1 증가율은 외환위기 이전에는 10% 내외에서 안정적으로 움직였으나 1997~1998년중에 급격히 하락한 이래 매우 큰 폭의 등락을 반복하고 있다. 실질 M2와 M3 증가율은 외환위기 이전에는 지속적인 하락세를 보이다가 1999년 이후부터는 등락을 반복하는 모습을 보이고 있다. 실질 M2와 M3 증가율이 외환위기 이전에 하락추세를 보인 것은 통화량 목표제하에서 통화증가율의 목표치가 저성장 추이를 반영⁴⁾하여 지속적으로 하락한 데 기인한 것으로 보인다.

한편, 실질민간대출 증가율은 외환위기 기간인 1997~1998년중에 큰 폭으로 하락한 이후 1999~2002년에 걸쳐 꾸준히 상승하여 외환위기 이전 수준을 회복하였으나 2003년부터 다시 하락세로 반전하였다. 특히, 실질민간대출 증가율은 1999년 이후 경기변동과 동행하는 행태를 보이고 있다.



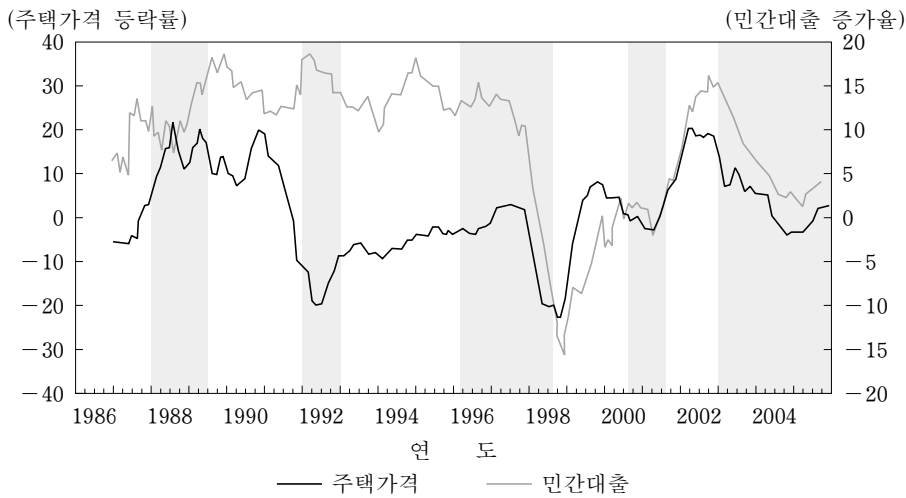
〈그림 2〉 실질유동성 증가율 추이(전년동기 대비, %)

3) 금융개관표상의 민간대출을 의미한다.

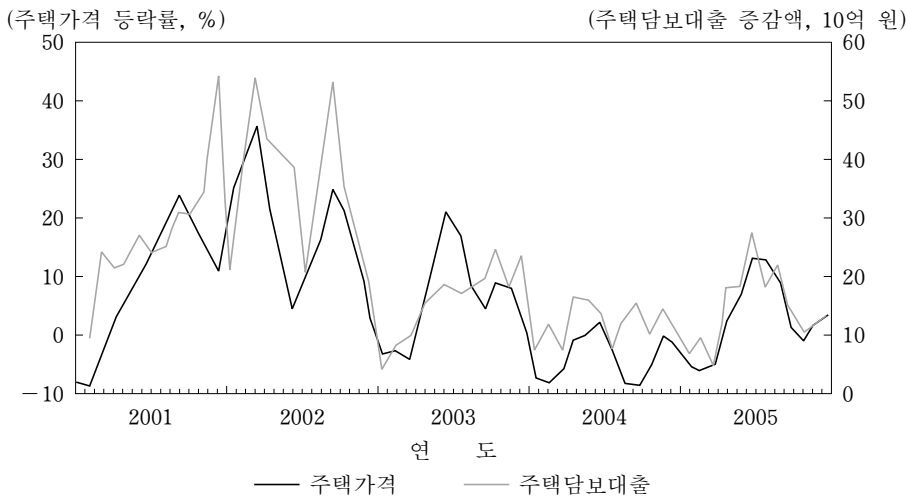
4) 1990년 우리나라의 M2 증가율 목표치는 연 15~19%였으나 1996년에는 11.5~15.5%로 하락하였다(한국은행, 2005).

3. 실질자산가격과 실질민간대출 동향

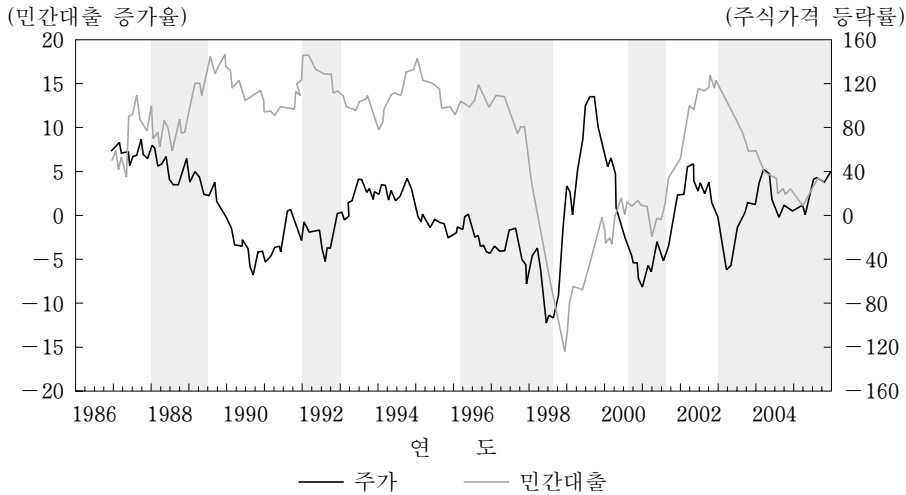
자산가격이 상승할 경우 주택담보가치도 상승하므로 유동성 지표 중에서 민간대출은 확대되는 경향이 있다. 이러한 관계를 파악하기 위해 실질주택가격 등락률과 실질민간대출 증가율의 추이를 <그림 3>을 통해 비교한 결과, 두 변수는 외환위기 이후에 매우 유사한 변동행태를 보이고 있음을 알 수 있다.



<그림 3> 실질주택가격 등락률과 실질민간대출 증가율 추이(전년동기 대비, %)



<그림 4> 실질주택가격 등락률과 실질주택담보대출 증감액 추이(전월 대비)



〈그림 5〉 실질주식가격 등락률과 실질민간대출 증가율 추이(전년동기 대비, %)

두 변수 간의 관계를 2001년 이후의 월별 주택가격 등락률과 실질주택담보대출 증감액을 통해 살펴보다라도 〈그림 4〉에서 보는 바와 같이 두 변수가 거의 유사한 움직임을 보이고 있다.

한편, 실질주식가격과 실질민간대출의 변동률을 〈그림 5〉를 통해 비교해 보면 주택가격의 경우와는 달리 두 변수 간에 뚜렷한 상관관계는 존재하지 않는 것으로 보인다. 이는 주식가격이 불규칙적인 행태를 보임에 따라 두 변수 간의 관계를 식별하기 어려운 데 기인한 것으로 보인다.

III. 자산가격과 유동성 간의 관계에 관한 기존 논의

기존 문헌에서 자산가격과 유동성 간의 관계를 추론해 볼 수 있는 이론을 보면, 유동성이 증가할 경우 자산가격이 상승한다고 보는 견해와 반대로 자산가격이 상승하면 유동성이 증가할 수 있다는 견해로 구분해 볼 수 있다. 전자의 경우는 자산가격결정이론과 통화주의적 이론을 들 수 있으며, 후자의 경우는 부의 효과이론과 자산가치 변동에 따른 실질효과증폭이론이 있다.

먼저 전통적인 자산가격결정이론에 의하면 특정 자산의 가격은 다음 식과 같이 해당 자산으로부터 발생하는 미래소득 흐름의 현재가치로 볼 수 있다.

$$Ph_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{D_{t+j}}{(1+R)^j}$$

여기서, Ph_t : t 기의 자산가격

D : 미래소득의 흐름

R : 이자율

동 이론에 의하면 유동성이 증가하면 이자율이 하락하면서 미래 기대소득의 현재가치가 높아짐에 따라 간접적으로 자산가격이 상승하는 효과가 있다 (Hofmann(2001)과 Goodhart and Hofmann(2004) 참조). 한편, Meltzer(1995) 등의 통화주의적 이론에 의하면 확장적 통화정책을 통해 시중 유동성이 확대되면 자산보유자는 늘어난 유동성을 채권이나 실물자산의 구입에 사용하게 되므로 채권가격이나 실물자산가격이 상승하게 된다.

다음으로 자산가격의 상승은 유동성의 증가로 이어진다고 보는 견해를 우선 부의 효과를 통해 살펴볼 수 있다. Hofmann(2001) 등에 의하면 자산보유자의 경우 자산가격의 상승으로 부가 증대되면 소비 등을 위한 신규 차입을 확대함에 따라 유동성이 증대되는 효과를 기대할 수 있다. 한편, 임차인의 경우에는 자산가격이 상승하면 임대료가 증가함에 따라 소비 등을 위한 신규 차입을 축소하므로 유동성이 줄어들 가능성도 있다. Bernanke *et al.*(1996), Kiyotaki and Moore(1997) 등이 제시한 자산가치 변동에 따른 실질효과증폭이론(financial accelerator)에 따르면 이자율의 하락 또는 비이성적 과열(irrational exuberance) 등으로 인해 자산가격이 상승하면 차입자의 담보가치가 상승하고 그에 따라 외부 차입이 증가하는 효과가 발생할 수 있다.

자산가격과 유동성과의 관계를 실증적으로 분석한 기존의 연구들은 주로 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model)을 이용하여 주택가격 또는 유동성에 외부 충격이 발생할 경우 이러한 충격이 여타 변수들에 어떠한 영향을 미치는지를 구명하는 데 초점을 두고 있다.

Hofmann(2001)은 미국, 영국 등 16개국을 대상으로 벡터오차수정모형(vector error correction model)을 이용하여 주택가격과 신용 간에 공적분관계가 존재한다는 것을 입증한 바 있으며, Goodhart and Hofmann(2004)은 G-7 등 12개국을 대상으로 VAR모형을 이용하여 실증적으로 분석한 결과 주택가격과 신용 간에는 매우 높은 쌍방 인과관계가 존재하지만 주식가격과 신용 간에는 유의한 관계를 발견할 수 없다는 결과를 제시하였다. 또한 Davis and Zhu(2004)는 OECD 17개국을 대상으로 VECM모형을 이용하여 분석한 결과 상업용 건축물가격과

은행대출 간에는 매우 높은 양(+의 상관관계가 존재하며, 상업용 건축물가격이 상승하면 은행대출이 확대된다는 결과를 발견하였다. 이러한 VAR 분석은 자산가격과 유동성 간의 상호관계를 충격반응함수 분석을 통해 개략적으로 파악하는 데는 유용하나 관련 변수선택이 자의적으로 이루어질 수 있으며, 내생 변수 간의 순서체계(ordering)에 따라 결과가 달라질 수 있다는 점 등이 취약점으로 지적되고 있다.

한편, VAR 이외의 분석방식을 채택한 연구로는 Lastrapes(2002)와 McCarthy and Peach(2004) 등을 들 수 있다. Lastrapes(2002)는 동태균형모형을 이용한 모의실험을 통해 미국의 주택시장에서 이자율이 하락하면 주택가격은 상승한다는 결과를 제시하였다. McCarthy and Peach(2004)는 미국의 주택가격 결정요인을 오차수정모형(error correction model)을 이용하여 분석한 결과 금융자산이 주택가격에 양의 영향을 미친다는 것을 입증하였다. Lastrapes(2002)의 경우 미시적 이론에 입각하여 가계의 효용극대화 조건으로부터 주택가격과 이자율의 관계를 도출하였으나 모의실험 대상을 주택가격과 이자율만으로 국한시킨 한계점이 있다. McCarthy and Peach(2004)는 공적분검정과 오차수정모형을 이용하여 주택시장의 장기균형관계와 단기조정과정을 동시에 고려함으로써 주택시장이 경직적으로 조정되는 과정을 포착하였으나 주택 수요함수와 공급함수를 미시적 이론에 바탕을 두지 않고 자의적으로 설정하여 분석한 점이 한계라고 할 수 있다.

본고에서는 기존 연구의 취약점을 보완하기 위해 Lastrapes(2002)의 동태균형모형을 원용하여 자산가격과 유동성 간의 이론모형을 도출한 후 동 이론모형을 토대로 공적분검정과 오차수정모형 추정을 통해 두 변수 간의 장기균형관계와 단기조정과정을 동시에 분석하였다.

IV. 동태균형이론을 이용한 자산가격결정모형

Obstfeld and Rogoff(1996), Poterba(1984) 등에 의하면 주택은 자산의 하나로 간주할 수 있으며, 이 때 주택에 대한 수요는 주택이 제공하는 주거서비스와 자산으로서 주택의 가치에 의해 결정된다. Lastrapes(2002)는 주택을 가계가 소비할 수 있는 유일한 내구재라고 가정하고 가계의 효용극대화 조건으로부터 주택가격과 이자율의 관계를 유도한 바 있다. 본고에서는 Lastrapes(2002)의 이론을 원용하여 자산가격과 유동성 간의 이론모형을 먼저 도출하고자 한다.

가계는 비내구재인 일반소비(c_t)와 내구재인 주택(H_t)으로 구성된 식 (1)의 효용함수를 식 (2) 및 식 (3)의 예산제약조건하에서 극대화하고자 하며, 이러한 가계의 효용극대화 조건으로부터 주택수요의 역함수를 도출할 수 있다.⁵⁾

$$V_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(kH_t, c_t), \quad (1)$$

$$\begin{aligned} z_{t-1}(q_t + y_t) + p_t(1-\delta)H_{t-1} + L_t \\ \geq c_t + z_t q_t + p_t H_t [1+\mu] + (1+R_{it})L_{t-1}, \end{aligned} \quad (2)$$

$$L_t \leq \phi p_t H_t. \quad (3)$$

여기서, β : 가계의 시간할인율

H_t : 주택스톡

kH_t : 주택스톡으로부터 발생하는 서비스, k : 1로 가정

z_t : 주식구매량

q_t : 주식가격

y_t : 배당소득

p_t : 비내구재로 표시된 주택의 실질가격

δ : 주택에 대한 감가상각률

μ : 주택유지비

R_{it} : 실질차입이자율

가계의 예산제약식 (2)에 의하면 가계는 소유주식($z_{t-1}(q_t + y_t)$), 소유주택($p_t(1-\delta)H_{t-1}$), 금융기관 차입(L_t) 등으로 조달한 자금을 소비(c_t), 주식구입($z_t q_t$), 주택구입($p_t H_t [1+\mu]$) 및 금융기관 차입금 상환($(1+R_{it})L_{t-1}$) 등에 사용하게 된다. 아울러 식 (3)과 같이 차입금(L_t)은 담보로 제공되는 주택가치의 일정비율(ϕ)⁶⁾을 상회할 수 없다는 제약식을 추가할 수 있다.

가계가 식 (2) 및 식 (3)의 제약조건하에서 식 (1)을 극대화하기 위해 소비(c_t), 주식(z_t), 그리고 주택스톡(H_t)을 선택하는 과정에서 식 (4), (5) 및 식 (6)과 같은 일계차 균형조건(Euler equation)이 도출된다.

$$\beta^t U_c(H_t, c_t) = \lambda_t, \quad \forall t, \quad (4)$$

$$\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \frac{q_t}{(q_{t+1} + y_{t+1})}, \quad \forall t, \quad (5)$$

5) Lastrapes(2002)와 같은 점은 완전예견모형(perfect foresight model)이라는 것이며, 다른 점은 가계는 금융자산을 채권 대신 주식으로 보유한다고 가정하는 것이다.

6) ϕ 는 0보다는 크고 1보다는 작다고 가정하였다.

$$\beta^t U_H(H_t, c_t) = \lambda_t p_t (1 + \mu - \phi) + \lambda_{t+1} [(1 + R_{l,t+1}) \phi p_t - p_{t+1} (1 - \delta)], \quad \forall t. \quad (6)$$

여기서 λ_t 는 예산제약식 (2)에 대한 라그랑지 승수를 의미한다.

다음으로 식 (4), (5)를 이용하여 식 (6)을 정리하면 비내구재 소비와 주택구입 간의 한계대체율(marginal rate of substitution)은 식 (7)과 같이 주택에 대한 사용자 비용과 일치하게 된다.

$$\frac{U_H(H_t, c_t)}{U_C(H_t, c_t)} = p_t \left[(1 - \phi) + \left[\frac{1 + R_{l,t+1}}{1 + R_{s,t+1}} \right] \phi + \mu - \left(\frac{1 - \delta}{1 + R_{s,t+1}} \right) (1 + p_{t+1}) \right]. \quad (7)$$

여기서, $R_{s,t+1} \equiv \left(\frac{q_{t+1} + y_{t+1}}{q_t} \right)$: 실질주식수익률

$p_{t+1} \equiv \left(\frac{p_{t+1} - p_t}{p_t} \right)$: 주택가격 기대상승률

따라서 식 (7)에서 우변 괄호 안의 첫째 항은 주택구입에 사용된 금융기관 차입 이외의 비용, 둘째 항은 금융기관 차입에 따른 기회비용, 셋째 항은 주택 유지비용, 그리고 마지막 항은 소유주택 미래가격의 현재가치를 의미한다.

효용함수를 Cobb-Douglas 형태($U(H_t, c_t) = \gamma \log(c_t) + (1 - \gamma) \log(H_t)$)로 가정하고 식 (7)을 로그선형 변환⁷⁾하면 식 (8)과 같은 주택수요의 역함수가 도출된다.

$$\log(p_t^d) = K + \alpha_1 \log(c_t) - \alpha_2 \log(H_t) + \alpha_3 \log(p_{t+1}^d) + \alpha_4 \phi (R_{s,t+1} - R_{l,t+1}) - \alpha_5 R_{s,t+1}. \quad (8)$$

식 (9)와 같이 주택공급가격이 주거용 투자율과 양의 상관관계를 갖는 것으로 가정하면,⁸⁾ 주거용 신규 투자도 주택가격의 증가함수 ($I_t = \eta p_t$)로 설정할 수 있기 때문에 식 (9)를 식 (8)의 $\log(H_t)$ 에 대입한 후⁹⁾ 정리하면 균형상태에서의 주택가격은 식 (10)으로 나타낼 수 있다.

$$\log(p_t^s) = \xi \log\left(\frac{I_t}{H_t}\right), \quad (9)$$

$$\log(p_t) = \frac{1}{\xi} [K' + \alpha_1 \log(c_t) + \alpha_2 \log(p_{t+1})]$$

7) 자세한 로그 선형변환과정에 대해서는 부록 1을 참조.

8) Lastrapes(2002)의 공급함수와는 다른 형태이며 여기서는 McCarthy and Peach(2002)의 주택공급함수를 따랐다. 공급함수가 다름에 따라 균형주택가격 역시 Lastrapes(2002)와 다르게 나타난다.

9) 최종적으로 $\log(H_t) = \log(\eta) + (1 - 1/\xi) \log(p_t)$ 로 나타낼 수 있다.

$$+ \alpha_3 \phi (R_{s,t+1} - R_{l,t+1}) - \alpha_4 R_{s,t+1}]. \quad (10)$$

따라서 균형주택가격은 식 (10)에서와 같이 소비(c_t),¹⁰⁾ 미래 주택가격(p_{t+1}), 가용자금의 정도(주택담보대출 비율(ϕ)×수익률 차)¹¹⁾의 증가함수이며 미래 주식수익률($R_{s,t+1}$)의 감소함수임을 알 수 있다.

V. 실증분석

1. 자산가격과 유동성 간의 장기균형관계

본절에서는 한국의 통계자료를 이용하여 구체적으로 자산가격과 유동성 간의 장단기 관계 및 상호 영향력의 크기 등을 추정하였다. 먼저 실증분석에 사용된 통계자료는 <표 1>에 정리된 바와 같이 한국은행의 경제통계시스템과 국민은행의 전국주택가격 동향조사자료를 사용하였다. 계절조정이 안 된 원자료는 모두 계절조정을 하였으며, 실질변수가 아닌 변수는 CPI로 나누어 실질화하였다. 실증분석은 1986. 1/4~2005. 3/4 기간을 대상으로 하였다.

자산가격과 유동성 간에 장기균형관계가 존재하는지는 공적분검정을 통해 파악할 수 있다. 이를 위해 먼저 식 (10)에 나타나 있는 변수¹²⁾를 대상으로 단위근검정을 실시한 결과 주택가격, GDP, 주식가격 그리고 유동성 대응변수 등에 단위근이 있는 것으로 나타났다. <표 2>에 나타난 바와 같이 수준변수는 모두 단위근이 있으나 차분변수는 모두 단위근이 없으므로 공적분검정 대상변수가 $I(1)$ 임을 확인할 수 있다.

10) 여기서 비내구재로 정의된 소비(c_t)는 가계의 항상소득으로 볼 수 있으며, Lastrapes (2002)는 VAR 분석에서 소비의 대응변수로 GDP를 사용하고 있다.

11) 만약 차입이자율이 주식수익률보다 크다면 가계는 차입 대신 보유주식을 매각하게 되고 그에 따라 차입은 발생하지 않게 되므로 Lastrapes(2002)와 같이 주식수익률이 차입이자율보다 큰 경우를 가정하였다. 따라서 주택담보대출 비율(ϕ)×수익률 차는 항상 양수가 된다.

12) 주택시장의 조정은 장기간에 걸쳐 이루어지는 점을 감안하여 식 (10) 자체를 추정하는 대신 식 (10)이 의미하는 변수들을 이용하여 자산가격과 유동성 간의 공적분관계를 추정하였다. 이에 따라 소비 대신 GDP, 가용자금의 정도 대신 유동성(민간대출, M1, M2 및 M3)을 대응지표로 사용하였다. 한편, 장기적으로는 금기의 자산가격과 다음기의 자산가격이 같아지는 점을 감안하여 미래 주택가격(p_{t+1})을 공적분검정 대상에서 제외하였으며, 공적분검정을 위해서는 $I(1)$ 자료를 사용하여야 하므로 미래 주식수익률 대신 주가지수를 사용하였다.

〈표 1〉 변수 및 이용자료

	변수명	변수설명	통계자료
LHP	주택가격	실질전국아파트 매매가격지수(로그)	국민은행, 전국주택가격 동향조사
LKO	주식가격	실질KOSPI(로그)	한국은행, ECOS
LGDP	국내총생산	실질GDP(로그)	한국은행, ECOS
LCRE	민간대출금	실질민간대출금(로그)	한국은행, ECOS
LM1	M1	실질단기유동성(로그)	한국은행, ECOS
LM2	M2	실질장기유동성(로그)	한국은행, ECOS
LM3	M3	실질장기유동성(로그)	한국은행, ECOS
DLHP	주택가격 등락률	LHP-LHP(-1)	국민은행, 전국주택가격 동향조사
DLKO	주식가격 등락률	LKO-LKO(-1)	한국은행, ECOS
DLGDP	국내총생산 증가율	LGDP-LGDP(-1)	한국은행, ECOS
DLCRE	민간대출금 증가율	LCRE-LCRE(-1)	한국은행, ECOS
DLM1	M1 증가율	LM1-LM1(-1)	한국은행, ECOS
DLM2	M2 증가율	LM2-LM2(-1)	한국은행, ECOS
DLM3	M3 증가율	LM3-LM3(-1)	한국은행, ECOS

단위근이 있는 것으로 나타난 변수를 대상으로 Johansen 공적분검정을 실시한 결과 주택가격, 주식가격 그리고 유동성 간에는 1개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 특히, 유동성 대용지표로 민간대출, M1, M2 및 M3을 사용한 경우에 각각 세 변수 간에 1개의 공적분벡터가 존재하는 것으로 나타났다.

공적분벡터 구성변수의 부호를 살펴보면 주택가격은 장기적으로 유동성과는 양의 관계가 있는 반면에, 주식가격과는 음의 관계가 있는 것으로 나타났다(〈표 3〉 참조). 이러한 결과는 제1항의 이론적 예측과 부합하는 것이다. 다만 유동성 지표로 M1을 이용할 경우에는 민간대출, M2 및 M3 등을 이용한 경우와 달리 주택가격이 주식가격과 양의 관계를 보임으로써 이론적 예측과 다른 것으로 나타났다. 이를 감안할 때 M1을 유동성 대용지표로 사용하는 것은 적절치 않은 것으로 판단된다.

한편, 유동성 지표로 M2와 M3를 사용할 경우 주식가격의 추정계수가 M2와 M3의 추정계수에 비해 지나치게 크게 나타났다. 이는 제II절에서 살펴본 바와

〈표 2〉 ADF 단위근검정

수준변수	t -값	p -값	차분변수	t -값	p -값
LHP(C)	-1.86	0.35	DLHP(N)	-4.51****	0.00
LGDP(C)	-2.34	0.16	DLGDP(N)	-5.06***	0.00
LKO(N)	0.03	0.69	DLKO(N)	-6.15***	0.00
LCRE(C)	-2.27	0.18	DLCRE(N)	-2.34**	0.02
LM1(C)	-1.06	0.73	DLM1(N)	-4.07***	0.00
LM2(T)	-0.85	0.96	DLM2(C)	-3.82***	0.00
LM3(T)	-1.23	0.90	DLM3(C)	-3.81***	0.00

주: 1) ****는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.

2) T는 추세와 상수항, C는 상수항만을 각각 포함, N은 추세와 상수항 모두 불포함.

〈표 3〉 Johansen 공적분검정 결과

유동성	공적분검정 ²⁾			장 기 식
	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	
LCRE	42.9***	11.0	1.1	LHP = 0.3LCRE - 0.4LKO (0.04) ³⁾ (0.2)
LM1	33.9***	11.0	1.1	LHP = 0.1LM1 + 0.9LKO (0.07) (0.2)
LM2	31.3***	9.0	0.8	LHP = 1.3LM2 - 6.7LKO (0.4) (1.8)
LM3	39.1***	9.5	0.8	LHP = 0.4LM3 - 1.5LKO (0.08) (0.4)

주: 1) ****는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.

2) Trace 통계량 기준.

3) () 내는 표준오차값.

같이 외환위기 이전의 통화량 목표제하에서 M2 및 M3 증가율이 지속적으로 하락추세를 보임으로써 평균치를 중심으로 등락을 반복하는 행태를 보이는 주택가격이나 주식가격의 등락률과는 크게 괴리된 데 기인한 것으로 보인다.¹³⁾ 따라서 자산가격과 유동성 간의 장기균형관계를 가장 잘 나타내는 유동성 지표는 민간대출로 판단되며, 특히 주택이 대출담보로 사용되는 현실을 감안할 때 민간대출은 주택가격 등락에 따른 유동성의 변동가능성을 M2나 M3에 비해 보

13) 일반적으로 경제변수의 증가율은 로그화된 수준변수를 차분한 안정적(stationary) 시계열이므로 평균치를 중심으로 등락을 반복하는 모습을 보인다.

다 잘 반영하고 있는 것으로 보인다.

Johansen 공적분검정을 통해 구한 자산가격과 유동성 간의 공적분관계식을 민간대출을 기준으로 살펴보면, 식 (11)에서와 같이 민간대출이 1% 증가하면 주택가격은 0.3% 상승하며 주식가격이 1% 상승하면 주택가격은 0.4% 하락하는 것으로 나타났다.

$$LHP = 0.3LCRE - 0.4LKO^{14)} \quad (11)$$

공적분관계식 (11)을 주식가격이나 민간대출에 대해 정리하면 주식가격은 민간대출과는 양의 관계, 주택가격과는 음의 관계($LKO = 0.7LCRE - 2.4LHP$)가 있으며, 민간대출은 주택 및 주식가격과 장기적으로 양의 관계($LCRE = 3.4LHP + 1.4LKO$)에 있는 장기균형식을 유도할 수 있다.

식 (11)의 공적분관계를 바탕으로 주택가격, 주식가격 및 민간대출에 대하여 각각의 오차수정모형을 설정할 수 있다.¹⁵⁾ 오차수정모형은 공적분관계식에서 나타나는 장기균형관계와 동 균형관계로부터 괴리될 경우, 단기적으로 조정되는 과정을 동시에 포착할 수 있으며, 특히 균형으로 복귀하는 과정이 장기간에 걸쳐 진행되는 주택시장의 분석에 적합하다고 볼 수 있다.

2. 자산가격과 유동성 간의 단기관계

(1) 유동성이 주택가격에 미치는 영향

주택시장의 불균형은 통상적으로 시차를 두고 완만하게 조정되는 점을 감안하여 주택가격의 단기조정 메커니즘을 식 (10)에 의한 이론모형에 근거하여 식 (12)와 같은 ECM으로 설정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta LHP_t = & v_1 EC_{t-1} + v_2 \Delta LHP_{t-1} + v_3 \Delta LCRE_t + v_4 \Delta LGDP_t \\ & + v_5 \Delta LHP_{t+1}^e + v_6 \Delta LKO_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (12)$$

14) 주택가격과 주식가격의 추이가 시간이 경과함에 따라 지속적으로 상승하는 대신 큰 폭의 등락을 반복하는 행태를 보임에 따라 상수항이 없는 공적분식을 가정하였다.
15) 주택가격, 주식가격, 그리고 민간대출 간에 공적분이 존재하므로 이들 세 변수를 대상으로 VECM을 구성할 경우에는 GDP 등 이론모형에서 도출된 설명변수가 분석대상에서 제외된다. 따라서 세 변수 각각에 대하여 ECM을 설정한 후 GDP 등 이론모형에서 도출된 관련 변수들을 신축성 있게 모형에 포함하여 추정하였다. 이에 대한 보다 자세한 논의는 Engle and Granger(1987)와 Engle and Patton(2004) 그리고 McCarthy and Peach(2002) 등을 참조.

〈표 4〉 주택가격 단기조정모형 추정결과

변 수 명	주식가격 포함시			주식가격 제외시		
	추정계수	표준오차	t-값	추정계수	표준오차	t-값
오차수정항($t-1$)	-0.03**	0.01	-2.6	-0.03***	0.01	-2.8
주택가격 등락률($t-1$)	0.40***	0.12	3.0	0.40***	0.12	3.4
민간대출 증가율	0.40**	0.14	2.5	0.38**	0.14	2.7
GDP 증가율	0.20	0.19	1.3	0.30*	0.19	1.6
주택가격 기대상승률	0.10*	0.05	1.9	0.09*	0.05	1.6
주식가격 등락률	0.03	0.02	1.1			
R^2 (adjusted)	0.41			0.41		
LM 테스트(p -값) ²⁾				0.45		

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.

2) 종속변수의 시차항이 설명변수로 포함됨에 따라 DW비율 대신 Breusch-Godfrey LM 테스트를 통해 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정한 결과임.

식 (12)의 추정결과 주택가격은 〈표 4〉에서 보는 바와 같이 단기적으로 민간대출, GDP 및 주택가격 기대상승률¹⁶⁾ 등에 의해 주로 영향을 받는 것으로 나타났다.

$$\begin{aligned} \Delta LHP_t = & -0.03EC_{t-1} + 0.4\Delta LHP_{t-1} + 0.38\Delta LCRE_t \\ & + 0.3\Delta LGDP_t + 0.09\Delta LHP_{t+1}^e. \end{aligned} \quad (13)$$

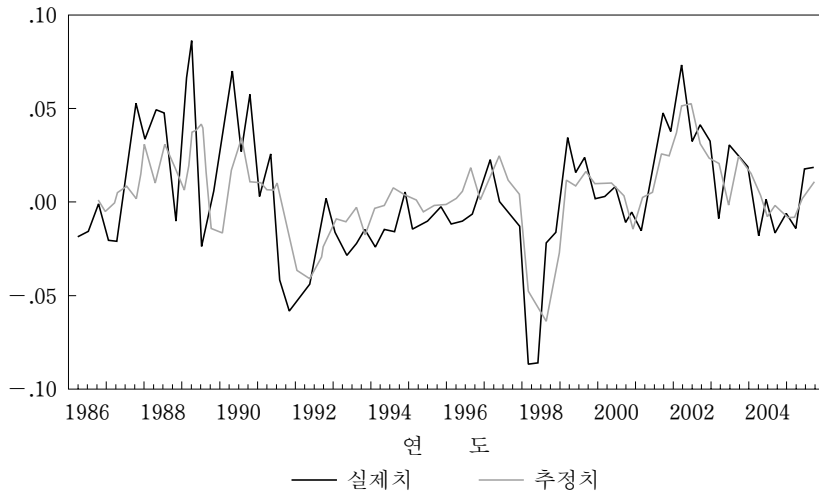
추정식 (13)에 의하면 민간대출, GDP 및 주택가격 기대상승률이 각각 1% 상승할 때 주택가격은 0.38%, 0.30% 그리고 0.09% 정도 상승하는 것으로 나타났다. 특히, 동 추정식에 경기여건을 반영하는 GDP가 포함되어 있는 점을 감안할 때 민간대출이 경기변동과는 무관한 요인에 의해 1% 증가할 경우 주택가격은 단기적으로 0.38% 정도 상승하는 것으로 볼 수 있다.

오차수정항의 계수는 -0.03으로 추정되었는데 이는 전년의 실제 주택가격이 장기균형수준을 상회할 경우, 금년의 주택가격은 장기균형수준으로 복귀하기 위해 하향조정된다는 이론에 부합하며 이러한 주택시장의 불균형은 대략 12% 정도가 1년 내에 해소된다는 것을 의미한다.¹⁷⁾

한편, 주식가격의 경우 〈표 4〉의 주식가격 포함식 추정결과에 나타난 바와 같이 주식가격의 추정계수가 유의하지 않을 뿐만 아니라, GDP의 추정계수도

16) 주택가격 기대상승률은 주택 매매/전세 비율을 이용하여 Kalman Filter 방식으로 추정하였다(부록 참조).

17) McCarthy and Peach(2002)는 미국의 경우 주택시장 불균형의 약 18%가 1년 이내에 해소되는 것으로 추정하였다.



〈그림 6〉 주택가격 등락률의 실제치와 추정치(전기 대비)

유의하지 않은 점에 비추어 주식가격은 주택가격의 단기적 변동을 설명하는 데에는 적합하지 않은 것으로 판단된다. 결국 주택가격과 주식가격은 장기적으로는 유의한 음의 상관관계를 보이지만 단기적으로는 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 보인다. 이는 주식가격의 단기적 변동성이 매우 높아 다른 변수와의 관계를 식별하기가 어려운 데에 그 원인이 있는 것으로 판단된다. <표 5>에서와 같이 주택가격에 대한 오차수정모형 식 (12)을 기간별로 나누어 추정한 결과 1996년 이후 기간(1996.1/4~2005.3/4)¹⁸⁾의 경우, 민간대출의 추정계수가 전체기간의 경우보다 증가(0.38→0.6)한 것으로 나타남으로써 1990년대 하반기 이후 민간대출이 주택가격에 미치는 효과가 더욱 확대된 것으로 보인다.¹⁹⁾

(2) 유동성이 주식가격에 미치는 영향

주식가격에 대해서도 앞에서의 이론모형을 바탕으로 민간대출, GDP, 그리고 주택가격 등을 포함하여 식 (14)와 같은 오차수정모형을 설정할 수 있다.

$$\Delta LKO_t = l_1 EC_{t-1} + l_2 \Delta LKO_{t-1} + l_3 \Delta LCRE_t$$

18) 외환위기 이후인 1999년 이후 기간을 대상으로 할 경우에는 시계열이 충분하지 않은 점을 고려하여 1996년 이후를 대상으로 하였다.

19) 한편, 전체기간을 대상으로 추정할 경우 유의하였던 주택가격 기대상승률의 추정계수가 1996년 이후 기간만을 대상으로 하였을 경우에는 유의하지 않게 나타났으나 동 변수를 제외하고 식 (12)를 추정하더라도 그 결과에는 차이가 없었다.

〈표 5〉 주택가격 단기조정모형의 기간별 추정결과

변 수 명	추정결과		
	추정계수	표준오차	t-값
1986. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.03***	0.01	-2.8
주택가격 등락률($t-1$)	0.40***	0.12	3.4
민간대출 증가율	0.38**	0.14	2.7
GDP 증가율	0.30*	0.19	1.6
주택가격 기대상승률	0.09*	0.05	1.6
R^2 (adjusted)	0.41		
LM 테스트(p -값)	0.45		
1996. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.04*	0.02	-1.8
주택가격 등락률($t-1$)	0.38***	0.12	3.2
민간대출 증가율	0.60***	0.13	4.6
GDP 증가율	0.37**	0.17	2.3
주택가격 기대상승률	-0.04	0.06	-0.6
R^2 (adjusted)	0.72		
1996. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.05***	0.02	-3.3
주택가격 등락률($t-1$)	0.34***	0.10	3.5
민간대출 증가율	0.60***	0.12	4.7
GDP 증가율	0.40**	0.15	2.7
R^2 (adjusted)	0.72		
LM 테스트(p -값)	0.18		

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.

$$+l_4\Delta LGDP_t + l_5\Delta LHP_t + \varepsilon_t. \quad (14)$$

〈표 6〉에 나타난 바와 같이 동 모형을 추정한 결과 민간대출이나 주택가격은 주식가격의 단기적 움직임을 설명하는데 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 점에서 민간대출이나 주택가격은 장기적으로 주식가격과 일정한 선형관계에 있는 반면에, 단기적으로는 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 판단된다.

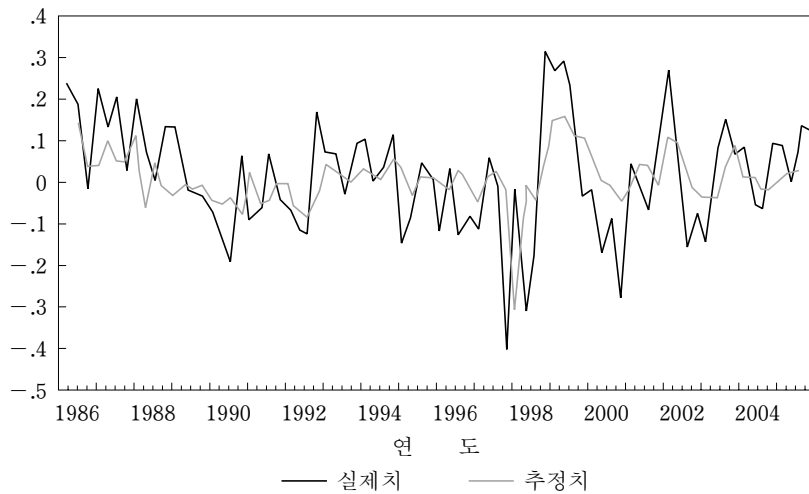
한편, 민간대출과 주택가격을 제외하고 식 (14)를 추정할 경우에는 GDP 증가율이 주식가격에 단기적으로 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타난 점에 비추어 주식가격은 경기상황과 밀접하게 관련되어 있는 것으로 보인다.²⁰⁾ 〈그림 7〉

20) 주식가격 등락률과 GDP 증가율의 최대 교차상관계수는 금분기에 0.38이며, 주가지수와

〈표 6〉 주식가격 단기조정모형 추정결과

변수명	민간대출 및 주택가격 포함시			민간대출 및 주택가격 제외시		
	추정계수	표준오차	t-값	추정계수	표준오차	t-값
오차수정항($t-1$)	-0.03	0.02	-1.3	-0.03*	0.02	-1.3
주식가격 등락률($t-1$)	0.23**	0.12	2.0	0.24**	0.11	2.0
민간대출 증가율	-0.29	0.74	-0.4			-0.4
GDP 증가율	2.33**	0.90	2.6	2.43***	0.89	2.6
주택가격 등락률	0.41	0.48	0.9			0.9
R^2 (adjusted)	0.17			0.19		
LM 테스트(p -값) ²⁾				0.27		

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.
 2) 종속변수의 시차항이 설명변수로 포함됨에 따라 DW비율 대신 Breusch-Godfrey LM 테스트를 통해 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정한 결과임.



〈그림 7〉 주식가격 등락률의 실제치와 추정치(전기 대비)

은 주식가격 등락률의 실제치와 식 (15)에 의한 추정치와의 관계를 나타내고 있다.

$$\Delta LKO_t = -0.03EC_{t-1} + 0.24\Delta LKO_{t-1} + 2.43\Delta LGDP_t \quad (15)$$

주식가격 단기조정모형식 (15)를 기간별로 나누어 1996년 이후의 기간에 대

GDP 증가율의 최대 교차상관계수는 주가지수가 GDP 증가율을 1분기 선행할 때 0.30으로 나타났다.

〈표 7〉 주식가격 단기조정모형의 기간별 추정결과

변 수 명	추정결과		
	추정계수	표준오차	t-값
1986. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.03*	0.02	-1.8
주택가격 등락률($t-1$)	0.24**	0.11	2.2
GDP 증가율	2.43***	0.89	2.7
R^2 (adjusted)	0.19		
LM 테스트(p -값)	0.27		
1996. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.12**	0.06	-2.1
주택가격 등락률($t-1$)	0.25	0.17	1.4
GDP 증가율	2.20	1.42	1.5
R^2 (adjusted)	0.21		
LM 테스트(p -값)	0.36		

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.

해서도 추정해 보았으나 〈표 7〉에 나타난 바와 같이 오차수정항을 제외한 모든 계수들이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

(3) 자산가격이 유동성에 미치는 영향

주택이나 주식가격 등 자산가격이 단기적으로 민간대출에 어떠한 영향을 미치는지를 파악하기 위하여 민간대출에 대한 오차수정모형을 식 (16)과 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta LCRE_t = & v_1 EC_{t-1} + v_2 \Delta LCRE_{t-1} + v_3 \Delta LHP_t + v_4 \Delta LKO_{t-1} \\ & + v_5 \Delta LGDP_{t-1} + v_6 R_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (16)$$

민간대출과 이자율은 매우 밀접한 관계에 있는 점을 감안하여 설명변수로 이론모형에서 도출된 변수 이외에 이자율을 추가하였으며, 이자율(R_t)은 콜금리²¹⁾를 이용하였다. 식 (16)을 이용한 추정결과²²⁾는 식 (17)과 같다 (〈표 8〉 참조).

$$\Delta LCRE_t = -0.01 EC_{t-1} + 0.2 \Delta LCRE_{t-1} + 0.2 \Delta LHP_t$$

21) 이자율자료는 차입이자율을 사용하여야 하나 콜금리의 시계열이 가장 길고 장기적으로 콜금리와 차입이자율은 동일하게 움직인다는 점을 감안하여 콜금리를 사용하였다.

22) 실질콜금리의 분기자료가 단위근을 갖고 있는 것으로 나타남에 따라 1차 차분한 콜금리를 사용하였다.

〈표 8〉 민간대출 단기조정모형 추정결과

변수명	주식가격 포함시			주식가격 제외시		
	추정계수	표준오차	t-값	추정계수	표준오차	t-값
오차수정항($t-1$)	-0.01***	0.00	-3.3	-0.01***	0.00	-3.4
민간대출 증가율($t-1$)	0.20*	0.12	1.7	0.20*	0.12	1.7
주택가격 등락률	0.20***	0.07	2.7	0.20***	0.07	2.7
GDP 증가율($t-1$)	0.23	0.14	1.5	0.22*	0.14	1.6
이자율($t-1$)	-0.41*	0.22	-1.9	-0.40*	0.20	-1.9
주택가격 등락률($t-1$)	-0.001	0.02	-0.03			
R^2 (adjusted)	0.38			0.39		
LM 테스트(p -값) ²⁾				0.17		

주: 1) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.

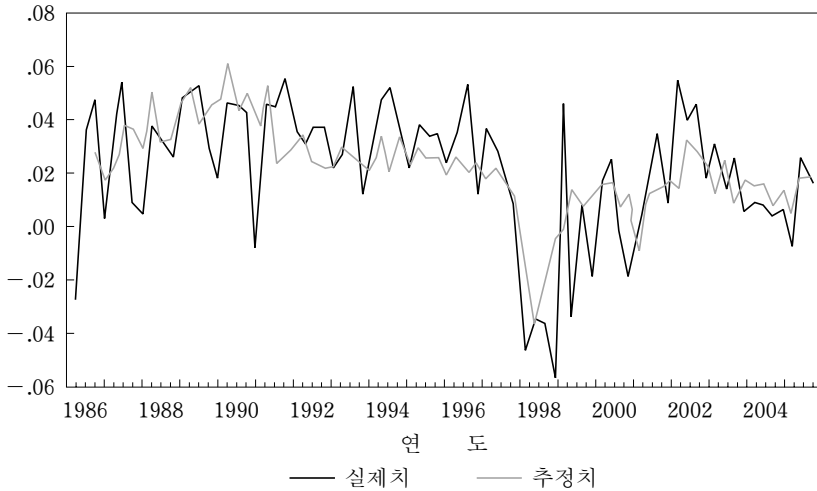
$$+0.22\Delta LGDP_{t-1} - 0.4R_{t-1}. \tag{17}$$

식 (17)의 추정결과를 보면 주택가격이 상승할 경우 민간대출은 대체로 완만하게 증가하며 이자율의 경우 예상한 대로 민간대출에 음의 영향을 미치는 반면에, GDP 증가에 따른 민간대출 확대효과는 주택가격이 상승할 때와 대체로 유사한 것으로 나타났다.

한편, 주식가격은 주택가격과는 달리 민간대출에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 〈표 8〉의 추정결과에 의하면 주식가격을 포함한 첫 번째 추정식의 경우 주식가격과 GDP의 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 주식가격을 제외하고 추정된 두 번째 식에서는 GDP의 추정계수가 다른 계수와 마찬가지로 유의하게 나타났다.²³⁾ 결국 민간대출과 주식가격은 장기적으로는 양의 관계를 보이지만 단기적으로는 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 보인다. 민간대출 증가율의 실제치와 식 (17)에 의한 추정치의 추이는 〈그림 8〉에 나타나 있다.

민간대출의 단기조정모형을 기간별로 나누어 추정한 결과 1996년 이후 기간(1996. 1/4~2005. 3/4)의 경우, 주택가격의 추정계수가 전체기간에 비해 크게 증가(0.20→0.66)한 것으로 나타나 최근 들어 주택가격이 민간대출에 미치는 영향이 더욱 확대되고 있는 것으로 보인다. 특히, 후반기만을 대상으로 한 추정모형의 경우 오차수정항과 주택가격만이 유의하지만 모형의 설명력은 전체기간의

23) Ferguson(2005)과 Goodhart and Hofmann(2004)도 주식가격과 유동성 간에 유의한 관계가 존재하지 않는다는 결과를 제시한 바 있다.

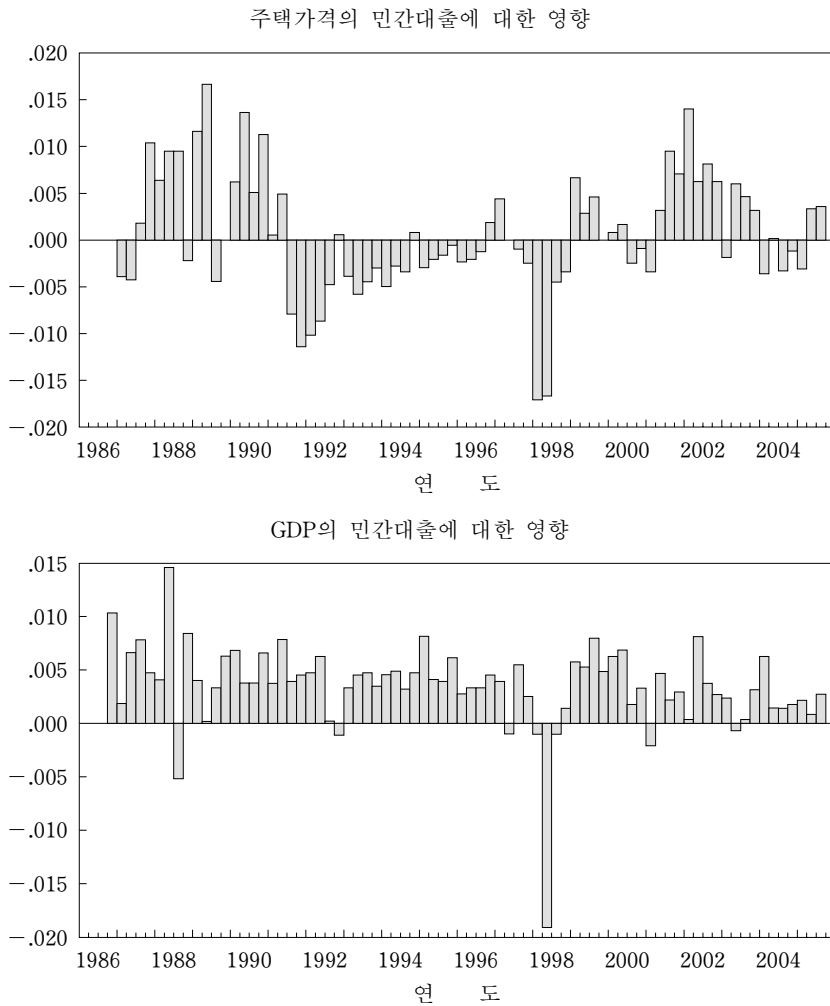


〈그림 8〉 민간대출 증가율의 실제치와 추정치(전기 대비)

〈표 9〉 민간대출 단기조정모형의 기간별 추정결과

변 수 명	추정결과		
	추정계수	표준오차	t-값
1986. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.01***	0.00	-3.4
민간대출 증가율($t-1$)	0.20*	0.12	1.7
주택가격 등락률	0.20***	0.07	2.7
GDP 증가율($t-1$)	0.22*	0.14	1.6
이자율($t-1$)	-0.40*	0.20	-1.9
R^2 (adjusted)	0.39		
LM 테스트(p -값)	0.17		
1996. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.02***	0.01	-4.2
민간대출 증가율($t-1$)	-0.16	0.14	-1.1
주택가격 등락률	0.75***	0.12	6.2
GDP 증가율($t-1$)	-0.05	0.18	-0.3
이자율($t-1$)	-0.32	0.27	-1.2
R^2 (adjusted)	0.59		
1996. 1/4~2005. 3/4			
오차수정항($t-1$)	-0.02***	0.01	-4.1
주택가격 등락률	0.66***	0.10	7.0
R^2 (adjusted)	0.59		
LM 테스트(p -값)	0.11		

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준 이내에서 유의함을 의미함.



〈그림 9〉 민간대출 변동에 대한 요인별 영향력 추이

경우보다 크게 증가(adjusted R^2 : 0.39→0.59)한 점에 비추어 민간대출과 주택 가격 간의 관계가 더욱 긴밀해진 것으로 판단된다.

한편, 민간대출에 대한 각 요인별 영향력이 어떻게 변동하여 왔는지를 파악하기 위하여 식 (17)의 추정치에서 동 식의 주택가격 등락률과 GDP 증가율²⁴⁾을 각각 체로로 설정한 제약식의 추정치를 차감한 값의 추이를 살펴보았다.

24) 민간대출 증가율에 영향을 미치는 요인인 이자율의 경우 시계열의 안정성(stationarity)을 위해 오차수정모형 추정시 1차 차분한 자료를 이용한 결과 이자율의 장기적 상승 또는 하락 추세가 제거됨에 따라 시간에 따른 영향력의 추이를 파악하기가 어려운 관계로 분석대상에서 제외하였다.

〈그림 9〉에서와 같이 주택가격의 경우는 주택가격이 급격히 상승했던 1980년대 말~1990년대 초반과 2000년대 초반에 주택가격이 민간대출에 미치는 양의 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 한편, GDP의 경우는 전 기간에 걸쳐 일관되게 민간대출에 양의 영향을 미친 것으로 나타났다.

VI. 결론 및 시사점

이상에서 살펴본 본고의 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 자산가격과 유동성과의 장기적 관계를 살펴보면 다음과 같다. 장기적으로 볼 때 유동성이 증가하면 주택가격이나 주식가격 등 자산가격은 상승하는 반면에, 주식(주택)가격이 상승하면 주택(주식)가격은 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 동태균형모형으로부터 도출된 이론적 예측과도 일치하는 것이다. 한편, M1, M2, M3 그리고 민간대출 등 다양한 유동성 지표 중에서 민간대출이 자산가격과의 장기관계를 현실적으로 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다.

자산가격과 유동성과의 단기적 관계에 관한 추정결과를 보면, 주택가격은 단기에도 유동성에 의해 크게 영향을 받으며, 특히 유동성이 주택가격에 미치는 단기효과는 1996년 이후 기간을 대상으로 추정할 경우 더욱 큰 것으로 나타났다. 한편, 주식가격은 단기적으로 주택가격에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

주식가격은 단기적으로 유동성이나 주택가격에 의해 유의한 영향을 받지 않는 반면에, GDP에 의해 주로 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 주식가격이 기본적으로 경기상황 등 기초 경제여건을 반영하는 변수이기 때문인 것으로 보인다.

주택가격의 상승은 주택소유자의 담보가치 상승을 초래하여 유동성을 증가시키는 효과가 있으며, 이러한 주택가격의 유동성에 대한 효과는 1996년 이후 기간을 대상으로 추정할 경우 더욱 확대되는 것으로 나타났다. 반면에 주식가격은 유동성에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 이러한 점에서 최근 들어 주택가격과 유동성 간의 상호작용이 더욱 긴밀해진 것으로 판단된다.

이상의 실증분석을 토대로 다음과 같은 시사점을 고려해 볼 수 있을 것이다. 주택가격 상승률이 높았던 1980년대 말~1990년대 초와 2000년대 초에 주택가격이 유동성에 미친 영향도 확대된 것으로 나타난 점을 감안할 때 주택가격 상

승→유동성(민간대출) 증가→주택가격 재상승의 연계고리를 차단하는 것이 긴요한 과제가 아닐 수 없다.²⁵⁾ 따라서 주택시장과 대출시장의 연계고리를 차단하여 주택가격을 장기적으로 안정화되도록 유도해 나가기 위해서는 주택시장의 여건에 따라 주택담보대출 비율, 주택담보대출 적격성 심사 등을 탄력적으로 조정하는 거시 감독정책을 강화해 나가야 할 것이다.

다음으로 유동성이 자산가격, 특히 주택가격에 장단기적으로 유의한 영향을 미치고 있는 점을 감안할 때 주택가격의 안정을 위해서는 유동성을 적정수준으로 유지하려는 노력이 필요하다고 하겠다. 일반적으로 적정 유동성은 실물경제 활동을 원활하게 뒷받침 할 수 있는 수준의 유동성이라고 할 수 있으며, 이러한 적정수준을 초과한 과잉 유동성 상태가 장기간 지속되면 궁극적으로 자산가격의 상승을 초래하는 주요 요인으로 작용할 수 있다. 이러한 점에서 유동성을 적정수준으로 유지하는 것은 자산가격의 안정화를 위한 선결과제라고 하겠다.

참 고 문 헌

이용만, 「시간변동계수모형을 이용한 주택가격의 기대상승률 추정」, 『부동산학 연구』 제8집 제2호, 2002, 21~28.

차문중, 「주택가격의 결정요인과 정책적 시사점에 대한 연구」, 차문중 편, 『주택시장 분석과 정책과제 연구』, 한국개발연구원, 2004.

한국은행, 『우리 나라의 통화정책』, 서울, 2005.

Aoki, Kosuke, James Proudman, and Gertjan Vlieghe, “Houses as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the United Kingdom Changed?” *FRBNY Economic Policy Review*, May 2002, 163~177.

_____, “House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach,” *Journal of Financial Intermediation*, 13, 2004, 414~435.

Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist, “The Financial Accelerator and the Flight to Quality,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXXVIII, No. 1, 1996, 1~15.

Borio, Claudio and Philip Lowe, “Asset Prices, Financial and Monetary Stability:

25) Goodhart and Hofmann(2004)은 미국, 영국, 독일, 일본 등 12개국의 경우 주택가격이 상승하면 예외 없이 은행대출이 증가한 점을 지적한 바 있다.

- Exploring the Nexus,” BIS Working Papers, July 2002.
- Cho, Dongchul, “Interest Rate, Inflation, and Housing Price: With an Emphasis on CHONSEI Price in Korea,” NBER Working Paper 11054, 2005.
- Collyns, Charles and Abdelhak Senhadji, “Lending Booms, Real Estate Bubbles and The Asian Crisis,” IMF Working Paper, January 2002.
- Davis, E. Philip and Haibin Zhu, “Bank Lending and Commercial Property Cycles: Some Cross-Country Evidence,” BIS Working Papers, March 2004.
- DiPasquale, Denise and William C. Wheaton, “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics*, 35, No. 1, 1994, 1~27.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, 251~276.
- Engle, Robert F. and Andrew J. Patton, “Impacts of trades in an error-correction model of quote prices,” *Journal of Financial Markets*, 7, 2004, 1~25.
- Ferguson, Roger W., Jr., “Remarks to the Seventh Deutsche Bundesbank Spring Conference,” Berlin, Germany, May 2005.
- Gilchrist, Simon and John V. Leahy, “Monetary Policy and Asset Prices,” *Journal of Monetary Economics*, 49, 2002, 75~97.
- Goodhart, Charles and Boris Hofmann, “Deflation, Credit, and Asset Prices,” in Richard C. Burdekin and Pierre L. Siklos, ed., *Deflation*, Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, 2004.
- Hamilton, James, *Time Series Analysis*, Princeton N.J. U.S.A.: Princeton University Press, 1994.
- Hofmann, Boris, “The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?” BIS Working Papers, December 2001.
- Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore, “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, 1997, 211~248.
- Lastrapes, William D., “The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations,” *Journal of Housing Economics*, 11, 2002, 40~74.
- Lecat, Rémy and Jean-Stéphane Mésonnier, “What Role Do Financial Factors Play in

House Price Dynamics?” *Banque de France Bulletin Digest*, No. 134, February 2005, 21~37.

McCarthy, Jonathan and Richard W. Peach, “Monetary Policy Transmission to Residential Investment,” *FRBNY Economic Policy Review*, May 2002, 139~158.

_____, “Are Home Prices the Next ‘Bubble’?” *FRBNY Economic Policy Review*, December 2004, 1~17.

Meltzer, Allan H., “Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective,” *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, 49~72.

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, *Foundations of Macroeconomics*, Cambridge M.A. U.S.A.: MIT Press, 1996.

Poterba, James M., “Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 98, No. 4, 1984, 731~752.

Weeken, Olaf, “Asset Pricing and the Housing Market,” *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring 2004, 32~41.

부록 1: 주택수요의 역함수 도출

식 (7)에 효용함수를 대입하여 정리하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{(1-\gamma)}{\gamma} \frac{c_t}{H_t} = p_t \left[(1-\phi) + \left[\frac{1+R_{l,t+1}}{1+R_{s,t+1}} \right] \phi + \mu - \left(\frac{1-\delta}{1+R_{s,t+1}} \right) \frac{p_{t+1}}{p_t} \right]. \quad (\text{A1})$$

식 (A1)을 p_t 에 대하여 정리한 후 로그를 취하면 다음 식으로 변형된다.

$$\begin{aligned} \log(p_t) = & \log \left[\frac{(1-\gamma)}{\gamma} \frac{c_t}{H_t} + \left(\frac{1-\delta}{1+R_{s,t+1}} \right) p_{t+1} \right] \\ & - \log \left[(1-\phi) + \mu + \left(\frac{1+R_{l,t+1}}{1+R_{s,t+1}} \right) \phi \right]. \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

이 때 $f(y, x) \approx \log(ay_0 + bx_0) + (ay_0/(ay_0 + bx_0))[\log(y) - \log(y_0)] + (bx_0/(ay_0 + bx_0))[\log(x) - \log(x_0)]$ 와 $\log(1+R_{l,t+1}) = R_{l,t+1}$ 을 이용하여 식 (A2)를 로그근사화하면 본문의 식 (8)이 된다.

$$\begin{aligned} \log(p_t^d) = & K + \alpha_1 \log(c_t) - \alpha_2 \log(H_t) + \alpha_3 \log(p_{t+1}^d) \\ & + \alpha_4 \phi (R_{s,t+1} - R_{l,t+1}) - \alpha_5 R_{s,t+1}. \end{aligned} \quad (8)$$

여기서 K 는 상수항의 총합이며 $\alpha_1 = \alpha_2 = \frac{\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) \frac{c_0}{H_0}}{\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) \frac{c_0}{H_0} + \left(\frac{1-\delta}{1+R_{s,0}}\right) p_0}$, $\alpha_3 = 1 - \alpha_2$,
 $\alpha_4 = \frac{\left(\frac{1+R_{l,0}}{1+R_{s,0}}\right) \phi}{(1-\phi) + \mu + \left(\frac{1+R_{l,0}}{1+R_{s,0}}\right) \phi}$ 그리고 $\alpha_5 = \alpha_3$ 이다.

부록 2: 주택 매매/전세 비율을 이용한 주택가격 기대상승률 추정

주택 매매/전세 비율을 이용하여 주택가격 기대상승률을 추정하기 위해서는 우선 매매/전세 비율과 주택가격 기대상승률과의 관계를 나타내는 모형을 설정하여야 한다. 매매/전세 비율은 개념상[(주거서비스 가격+자산가격)/(주거서비스 가격)]을 의미하므로 동 비율이 과도하게 높다는 것은 자산으로서의 주택 가치가 상승한 데 기인하는 것이며, 동 가치는 주택으로부터의 기대소득(임대소득+미래가격)이 높거나 기대소득을 현재가치로 할인하는 이자율이 낮을 때 (또는 유동성이 풍부할 때) 상승한다고 할 수 있다.

매매/전세 비율과 이자율과의 관계식은 이용만(2002), McCarthy and Peach (2004) 등을 인용하여 전통적인 자산가격결정이론으로부터 유도할 수 있다.²⁶⁾ 먼저 주택가격은 임대소득과 미래의 기대가격을 현재가치로 할인한 식 (1)로 나타낼 수 있다.

$$P_t^* = \frac{q_t}{1+r_t} + \frac{p_{t+1}^*}{1+r_t}. \quad (1)$$

여기서, p_t^* : 주택의 내재가격

q_t : 임대소득

p_{t+1}^* : 주택의 미래 내재가격

r_t : 할인율

이 때 임대소득 q_t 는 전세가격 s_t 와 이자율 r_t 를 이용하여 $q_t = r_t s_t$ 로 나타낼 수 있으며 이를 이용하여 식 (1)을 정리하면 전세/매매 비율을 $s_t/p_t^* = (r_t - p_{t+1}^*)/r_t$ 로 나타낼 수 있게 된다.

매매/전세 비율은 전세/매매 비율의 역수이므로 이를 식 (2)로 나타내면, 매매/전세 비율은 이자율이 상승(하락)하면 하락(상승)하고 주택가격 기대상승률이 상승하면 높아지는 것을 알 수 있다.

$$\frac{p_t^*}{s_t} = \frac{r_t}{r_t - p_{t+1}^*}. \quad (2)$$

26) 이하는 주로 이용만(2002)의 방식을 따랐다.

이제 주택의 실제가격을 p_t 라고 하면 전세/매매 비율을 실제가격과 내재가격을 이용하여 $s_t/p_t = (s_t/p_t^*) + \varepsilon_t$ 로 나타낼 수 있으며, 동 관계식을 전세/매매 비율식 $s_t/p_t^* = (r_t - p_{t+1}^*)/r_t$ 에 적용하면 다음의 식 (3)을 얻을 수 있다.

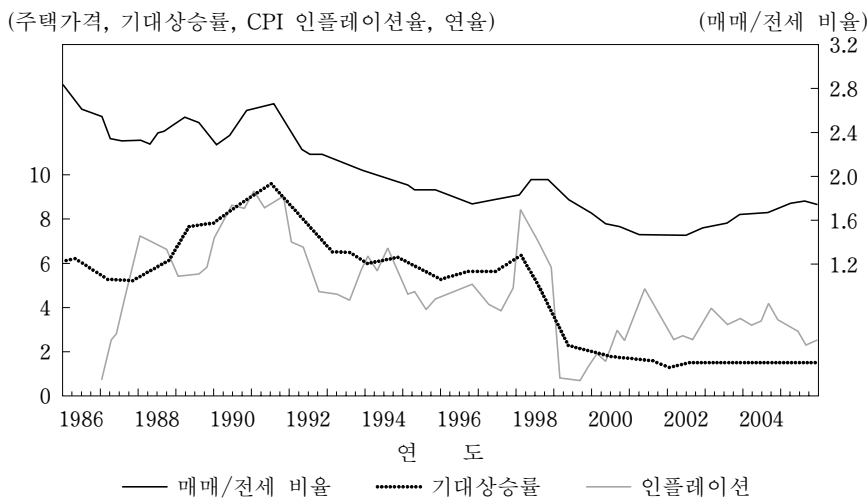
$$1 - \frac{s_t}{p_t} = \frac{p_{t+1}^*}{r_t} + \varepsilon_t. \tag{3}$$

식 (3)에서 $1 - (s_t/p_t)$ 과 $1/r_t$ 은 관찰이 가능한 변수이나 p_{t+1}^* 은 관찰이 불가능한 변수이므로 동 식을 측정식(measurement equation: 식 (4))과 상태식(state equation: 식 (5))으로 나타내면 칼만 필터(Kalman Filter)를 이용하여 주택가격 기대상승률 p_{t+1}^* 를 추정할 수 있게 된다.

$$Y_t = \xi_t X_t + \varepsilon_t, \tag{4}$$

$$\xi_t = \xi_{t-1} + v_t. \tag{5}$$

식 (4)에서 $Y_t = 1 - (s_t/p_t)$, $\xi_t = p_{t+1}^*$ 그리고 $X_t = 1/r_t$ 를 나타내며 상태변수 ξ_t 는 임의보행과정(random walk process)²⁷⁾을 따른다고 가정하기로 한다.



〈그림 A1〉 주택 매매/전세 비율과 주택가격 기대상승률 추이

27) 이용만(2002)은 상태변수가 임의보행과정을 따를 경우와 AR(1) 과정을 따를 경우를 각각 가정하여 주택가격 기대상승률을 추정하였으나 두 경우 모두 유사한 결과를 도출하였다고 결론짓고 있다.

주택가격 기대상승률 추정치와 매매/전세 비율 추이를 <그림 A1>을 통해 비교해 보면, 1990년대 초반에는 두 변수가 동시에 상승하였으나 2000년 이후에는 주택가격 기대상승률이 낮음에도 불구하고 매매/전세 비율은 높게 나타나고 있다. 이처럼 2000년대 들어 주택가격 기대상승률이 크게 낮아진 것은 인플레이션이 안정됨에 따라 실물자산에 대한 선호도가 상대적으로 감소한 데 기인한 것으로 보인다.²⁸⁾ 따라서 2000년 이후의 매매/전세 비율이 상승한 것은 낮은 이자율(또는 풍부한 유동성)에 주로 기인한 것으로 판단된다.

28) McCarthy and Peach(2004)도 미국의 경우 주택가격 기대상승률이 1990년대 초반부터 인플레이션의 둔화에 힘입어 지속적으로 하락했음을 입증한 바 있다.

[Abstract]

Asset Prices and Monetary Liquidity in Korea

Kyuil Chung

This paper examines the relationship between asset prices and liquidity. The theoretical model derived from Lastrapes's (2002) dynamic equilibrium model indicates that house prices are positively correlated with GDP, liquidity, and future house prices, and negatively associated with equity prices. I find empirical evidence supporting the model's prediction: in the long-run, house prices and equity prices move together with liquidity; in the short-run, house prices and liquidity interact positively with each other whereas equity prices and liquidity do not show any significant relationship. These results suggest that it is essential to break the strong link between house prices and liquidity in order to stabilize house prices.

Keywords: asset prices, monetary liquidity

JEL Classification: G12, E40