

## 우리나라의 자산효과 : VECM 분석

### Wealth Effects in Korea: VECM Analysis

이 영 수 (Lee, Young Soo)\*

#### < Abstract >

This paper compares the wealth effects of housing prices and stock prices in Korea, using vector error correction model(VECM). The model is comprised of production, consumption, interest rates, and asset prices. Housing and equity prices, respectively, are used as asset prices in the model. Data covers the period of Mar. 1991 to Dec. 2008.

The findings are as follows: Firstly, both asset prices shocks have positive wealth effects. Secondly, housing shocks have a much greater impact than equity shocks. Thirdly, wealth effects get smaller when the period of the foreign exchange crisis and the financial crisis are excluded from the data.

주 제 어 : 자산효과, 벡터오차수정모형, 공적분, 주택가격, 주가

Keywords : wealth effect, VECM, cointegration, housing prices, stock prices

\* 영산대학교 부동산금융학과 교수

## I. 서론

1990년대 이후 자산효과에 대한 실증적 논의가 활발히 진행되고 있다. 논의의 배경에는 개인의 보유자산액이 자산가격 상승을 바탕으로 90년대 이후 빠르게 증가하고 있다는 점이 있다. 미연준리(FRB) 보고서에 의하면,<sup>1)</sup> 미국 개인의 순자산액(99년가격)은 1989년말 26.9조 달러에서 1999년말에는 42.0조 달러로 50%이상 증가하였으며, 우리나라의 경우에도 개인의 주택자산과 주식자산이 2000년말 391.2조원과 50.7조원에서 2007년말에는 각각 718.5조원과 813.5조원으로 급증하였다. 이러한 자산의 증가는 자산효과를 통해 소비와 생산에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 추정된다.<sup>2)</sup>

주택가격이나 주식가격의 변동이 소비와 생산에 미치는 영향은 서로 다르게 나타날 수 있을 것이다. 가계자산에서 차지하는 주택과 주식의 비중이 크게 다르고, 소유 구조도 상당한 차이를

보이고 있기 때문이다. 또한 Miles(1992)나 Aoki et al.(2004) 등이 지적하는 것처럼 주택자산은 주식자산과는 달리 주택가격 상승이 가계의 예산제약을 직접적으로 완화시키지는 않는다는 점,<sup>3)</sup> 반면에 주택자산은 주식자산과는 달리 대차대조표(balance sheet) 경로를 통해 소비에 영향을 미칠 수 있다는 점<sup>4)</sup> 등도 두 자산의 자산효과를 다르게 나타나게 하는 요인이 될 것이다.

자산효과에 대한 실증 분석 논문들은 대부분 주택이나 주식 중 하나의 자산에 대한 자산효과 분석에 초점을 맞추어 왔으며,<sup>5)</sup> 두 자산의 자산효과를 비교한 논문은 많지 않다. 우리나라의 데이터를 이용하여 두 자산의 자산효과를 비교한 논문으로는 김병화와 문소상(2001), 정한영(2003), 이영수(2009) 등이 있다. 앞의 두 논문은 소비방정식을 이용하였으며, 뒤의 논문은 구조 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용하였다. 김병화와 문소상(2001) 그리고 이영수(2009)는 주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 월등히 높다는 분석

1) Poterba(2000)에서 재인용.

2) Ando and Modigliani(1963)의 평생소득가설(life-cycle hypothesis)에 의하면, 자산가격의 변화를 통한 자산가치의 변화는 향상소득에 영향을 미치고, 이러한 향상소득의 변화는 소비와 생산에 영향을 미치게 된다.

3) 집을 계속 보유하고 있는 자가소유자의 경우, 주택가격 상승은 주택가격으로 표시되는 주택서비스(사용자비용)가 높아지는 것에 불과하다. 또한 주택을 높은 가격으로 거래하는 경우에도, 판매자의 입장에서는 소비를 위한 예산이 많아지나, 구매자의 입장에서는 소비를 위한 예산이 오히려 줄게 되어, 전체적으로는 그 효과가 어떻게 나타날지 단언하기 어려울 것이다. 또한 주택임대자의 경우에는 주택가격의 상승이 전세나 월세의 상승으로 이어지면서 주택가격의 상승이 오히려 소비의 감소를 초래할 수도 있을 것이다.

4) 대차대조표 경로에 의하면, 주택가격의 상승은 주택의 담보가치를 높여 소비자의 주택담보대출을 늘리고, 늘어난 대출이 소비의 증가로 이어질 수 있게 된다. Iacoviello(2004)는 동학적 일반균형모형(dynamic general equilibrium model)에서 유도되는 오일러 방정식의 추정을 통해 대차대조표 경로의 효과를 파악하였다. 그의 분석에 의하면, 대차대조표 경로가 명시되지 않은 경우 소비의 장기 주택가격탄력성은 0.15이나, 대차대조표 경로가 고려되는 경우, 그 값은 대략 2.0수준으로 크게 증가하고 있음을 보여주고 있다.

5) 신동영(1991), 최창규·이범호(1999), 김세완·최문정(2007) 등은 소비방정식을 이용하여 주식의 자산효과를 분석하였으며, 윤성훈(2002), 이항용(2004), 김세완(2007, 2008) 등은 소비방정식을 이용하여 주택의 자산효과를 분석하였다. 심성훈(2006), 이영수(2008) 등은 VAR을 이용하여 주택의 자산효과를 분석하였다.

결과를 보고한 반면, 정한영(2003)은 주가지수와 주가버블은 모두 소비에 영향을 주었지만 주택가격과 그 버블은 소비에 영향을 주지 않은 것으로 분석하였다. 외국의 경우에는 Ludwig and Sloek (2002), Case et al.(2005), Chirinko et al.(2004) 등이 있다. Ludwig and Sloek(2002)과 Case et al.(2005)은 국제패널 데이터를 이용하여 소비함수를 추정하였는데, Ludwig and Sloek(2002)은 주식의 자산효과가 그리고 Case et al.(2005)은 주택의 자산효과가 더 큰 것으로 분석하였다. Chirinko et al.(2004)은 미국, 일본, EU 국가 등 총 13개 국가에 대한 VAR 모형 분석을 통해, 대부분의 국가에서 주택자산의 자산효과가 더 큰 것으로 보고하고 있다.

우리나라에서의 자산효과에 대한 그 동안의 실증적 연구는 앞서 본 것처럼 주로 한 개의 소비방정식 혹은 벡터자기회귀(VAR) 모형을 통해 이루어져 왔으며, 장기공적분 관계를 고려한 벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 연구는 찾아보기 어렵다.<sup>6)</sup> 본 연구는 구조벡터오차수정모형(SVECM)을 이용하여, 우리나라에서의 주택가격과 주가의 자산효과를 비교분석하고자 한다. 우리나라 데이터에 대한 공적분 검정 결과에 의하면, 주택이나 주식 같은 자산가격을 포함한 경제변수들 간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이러한 공적분 관계를

고려한 벡터오차수정모형을 이용한 자산효과에 대한 실증적 분석을 통해 기존의 VAR 논문에서의 분석 결과 즉 주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 크다는 분석 결과를 확인하는 것은 의미있는 일이라고 하겠다.

본 연구의 모형은 4개의 내생변수와 4개의 충격변수로 이루어져 있다. 내생변수는 실질생산, 실질소비, 실질이자율, 실질자산가격이며, 실질자산가격 변수로는 실질 주택가격과 실질 주가를 각각 사용하였다. 충격변수는 공급충격, 수요충격, 통화충격, 자산시장충격으로 구성되어 있다.<sup>7)</sup> 모형의 분석기간은 1991년 3월부터 2008년 12월 까지이다.

구조벡터오차수정모형(SVECM)에서는 Stock and Watson(1988)의 연구에 따라, 모형내의 구조적 충격을 영구적인 충격(permanent shock)과 일시적인 충격(transitory shock)으로 구분한다.<sup>8)</sup> Stock and Watson에 의하면, 4개의 변수들 간에 1개의 공적분 관계가 존재하는 경우, 4개의 충격은 3개의 영구적인 충격과 1개의 일시적인 충격으로 구분된다. 이러한 충격의 구분은 장기제약을 통해 구조모형을 식별하는 경우, 식별을 용이하게 하는 장점이 있으나, 모형내의 내생변수에 일시적 영향을 미치는 일시적 충격이 구체적으로 무엇을 의미하는지 식별하기가 어렵다는 단점이 있다. 본 연구의 모형에서는 내생변수들이 모두

6) 외국의 경우, Iacoviello(2002), Iacoviello and Minetti(2008) 등이 벡터오차수정모형을 이용하여 주택가격과 다른 거시경제변수와의 관계를 분석하였다. 그러나 이들 논문의 초점은 자산효과에 대한 비교가 아니라, 통화정책의 효과가 주택가격에 미치는 영향에 대한 분석에 맞추어져 있다.

7) 충격 변수를 공급충격, 수요충격, 통화충격 등으로 나누는 충격변수 구분은 구조 VAR 모형에서 흔히 사용되는 방식이다. 본 연구에서는 일반적으로 통용되는 이러한 충격변수의 구분을 따랐으며, 이들 충격과 관련없이 자산시장에서의 자산가격 변동을 유발하는 자체 충격을 자산시장 충격으로 구분하였다.

8) 영구적인 충격은 모형의 내생변수에 지속적인 영향을 미치는 충격이며, 일시적인 충격은 시간이 지나면서 내생변수에 미치는 영향이 사라지는, 말 그대로 일시적인 충격을 의미한다.

실질변수들로 구성되어 있다. 일반적으로 경제이론에서는 통화충격이 실질변수에 장기적으로 영향을 미치지 않는 것으로 설명하고 있다. 따라서 실질변수들로 구성된 본 연구의 모형에서는 통화충격을 일시적인 충격으로, 그리고 나머지 충격들은 영구적인 충격으로 해석될 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. I 장의 서론에 이어, II 장에서는 본 연구에 사용된 구조벡터오차수정모형(SVECM)에 대한 설명을 하였으며, 장·단기 제약을 통한 구조 모형의 식별 방법에 대하여 다루었다. III 장은 실증분석 결과이다. 충격반응함수 및 분산분해 분석을 통해 주택가격과 주식가격의 자산효과를 비교분석하였다. V 장은 결론이다.

## II. 모형

### 1. 벡터오차수정모형

본 연구에서는 4개의 내생변수와 4개의 충격변수로 이루어진 벡터오차수정모형(VECM)을 통해 주택가와 주가의 자산효과를 비교한다. 모형에서 고려한 내생변수는 실질생산(y), 실질소비(c), 실질이자율(r), 실질자산가격이다. 실질자산가격 변수로 실질주택가격(h)을 사용한 경우에는 주택가격모형, 실질주가(e)를 사용한 경우에는 주가모형으로 구분한다. 충격변수들로는 공급충격( $\varepsilon_s$ ), 수요충격( $\varepsilon_d$ ), 통화충격( $\varepsilon_m$ ), 자산시장충격( $\varepsilon_h$  혹은  $\varepsilon_e$ )을 사용하였다.

내생변수들과 충격변수들이 다음과 같은 구조

벡터자기회귀(SVAR)모형에 의해 연결되어있다고 하자.

$$A(L)X_t = \varepsilon_t \tag{1}$$

위 식에서  $A(L) = A_0 - \sum_{i=1}^{p-1} A_i L^i$  이며, L은 후방연산자(lag operator)이다.  $A_i$ 는 4x4 계수 행렬이다.  $X_t$ 와  $\varepsilon_t$ 는 각각 내생변수들과 충격변수들로 이루어진 4x1 벡터이다.  $\varepsilon_t$ 는  $0_{4x1}$ 의 평균과  $\Phi_{4x4}$ 의 공분산행렬을 갖으며, 시점간에 상관성이 없다고(serially uncorrelated) 가정한다. 공분산행렬  $\Phi$ 의 비대각항은 0이며,<sup>9)</sup> 대각항은 모두 1로 표준화되어 있다.<sup>10)</sup> 벡터  $X_t$ 의 각 변수들이 I(1)이라면, 월드분해정리(Wold decomposition theorem)에 의해 식 (1)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = B(L)\varepsilon_t \tag{2}$$

$\Delta$ 는 1차 차분을 의미하며,  $B(L) = B_0 + \sum_{i=1}^{\infty} B_i L^i$ , 그리고  $B_0 = A_0^{-1}$ 이다.  $\sum_{i=0}^{\infty} B_i$ 로 표시되는  $B(1)$ 은  $\varepsilon_t$ 가  $X_t$ 에 미치는 장기적인 효과를 나타낸다.

$X_t$ 가 공적분 관계에 있다면, 식 (1)은 다음과 같은 벡터오차수정모형으로 표현될 수 있다.

$$A_0 \Delta X_t = C_1 \Delta X_{t-1} + \dots + C_p \Delta X_{t-p} - QZ_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

위 식에서  $C_i$ 는  $A_i$ 들로부터 계산되는 계수 행렬이다.  $Z_{t-1}$ 는 균형조건으로부터의 이탈을 측정하는 오차수정항이며, Q는 균형관계가 깨졌을 때

9) 이는 구조적 충격간에 상관관계가 없다는 것을 의미한다.

10) 계수 A의 조정을 통해  $\Phi$ 의 대각항을 1로 만들 수 있다. 이때의  $\Phi$ 는 항등행렬(identity matrix)이다.

얼마나 빠르게 균형을 회복하는가를 측정하는 속도 파라미터 행렬이다.  $Z_{t-1} = FX_{t-1}$ 로 표시되며, 여기서 F는 계수행렬이다. 본 연구의 모형에서는 한 개의 공적분 관계를 상정하고 있으며, 따라서 F는 1x4 그리고 Q는 4x1의 벡터이다. Engle and Granger(1987)에 의하면, 오차수정모형에서 F와 B(1)은 다음과 같은 관계를 갖고 있다.

$$F \cdot B(1) = 0 \tag{4}$$

식 (2)나 (3)은 구조(structural) 모형으로서, 직접적인 추정(estimation)이 불가능하다. 이를 추정이 가능한 축약형(reduced) 모형으로 전환하면, 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Delta X_t = D_1 \Delta X_{t-1} + \dots + D_p \Delta X_{t-p} - H Z_{t-1} + u_t \tag{5}$$

$$= E(L)u_t \tag{6}$$

위에서  $E(L) = I - \sum_{i=1}^p E_i L^i$ 이며,<sup>11)</sup>  $D_i = B_0 C_i$ ,  $H = B_0 Q$ 이다.  $u_t$ 는 축약형 모형의 추정에 따른 선형예측오차로서, 0의 평균과  $\Omega$ 의 공분산 행렬을 갖는다.  $u_t$ 와  $\varepsilon_t$ ,  $\Phi$ 와  $\Omega$ , B(1)과 E(1)의 관계는 다음과 같다.

$$u_t = B_0 \varepsilon_t \tag{7}$$

$$\Omega = B_0 \Phi B_0' = B_0 B_0' \tag{8}$$

$$B(1) = E(1)B_0 \tag{9}$$

## 2. 구조모형의 식별

축약형 모형에 대한 추정결과들로부터 구조 모형을 식별하기 위해서는  $B_0$ 가 계산되어야 한다. 이를 위해 식 (8)를 이용할 수 있는데, 식 (8)를 통해  $B_0$ 를 식별하기 위해서는 축약형 모형의 추정결과로부터 얻을 수 있는  $u_t$ 의 공분산행렬 추정치( $\Omega$ )외에 별도의 추가적인 제약조건이 필요하게 된다.<sup>12)</sup> 4개의 충격변수로 이루어진 본 모형에서는 6개의 추가적인 제약조건이 필요하다.

벡터오차수정모형(VECM)에서는 Stock and Watson(1988)의 연구에 따라, 모형내의 구조적 충격을 영구적인 충격(permanent shock)과 일시적인 충격(transitory shock)으로 구분한다. 일시적인 충격의 경우, 충격의 장기적인 효과를 나타내는 B(1) 행렬에서 해당되는 열(column)의 원소들이 모두 0의 값을 갖게 된다. 본 모형에서는 4개의 원소들이 0으로 나타나게 되며, B(1)의 계수(rank)가 3이기 때문에<sup>13)</sup> 이는 3개의 제약조건이 될 수 있음을 의미한다. 나머지 3개의 제약조건을 얻기 위해 다음과 같은 가정을 한다.

가정 ① 수요충격은 장기적으로 생산에 영향을 미치지 않는다.

가정 ② 수요충격과 자산가격충격은 당기(월)의 생산에 영향을 미치지 않는다.

가정 ③은 구조 VAR 모형의 식별에서 장기제약식을 이용하는 경우, 자주 사용되는 통상적인

11) I는 항등행렬을 표시한다.

12)  $B_0$ 에는 모두  $n^2$ 개의 구성요소가 있으나, 대칭행렬인  $\Omega$ 의 추정치에서는  $n(n+1)/2$ 개의 정보만이 이용가능하다. 따라서  $n(n-1)/2$ 개의 추가적인 제약조건이 필요하게 된다.

13) 식 (4)의 제약에 의해 B(1)의 계수(rank)는 3이 된다.

가정이다. 가정 ②는 식 (5)에서 생산방정식의 잔차( $u_{yt}$ )가 수요충격( $\varepsilon_{dt}$ )이나 자산시장 충격( $\varepsilon_{mt}$  혹은  $\varepsilon_{ct}$ )에는 영향을 받지 않고, 공급충격( $\varepsilon_{st}$ ) 및 통화충격( $\varepsilon_{mt}$ )만으로 설명될 수 있음을 의미한다.<sup>14)</sup>

내생변수 벡터( $X_t$ )를 ( $y_t, c_t, h_t, r_t$ )' 그리고 충격변수 벡터( $\varepsilon_t$ )를 ( $\varepsilon_{st}, \varepsilon_{dt}, \varepsilon_{ht}, \varepsilon_{mt}$ )'의 순으로 정리하면,<sup>15)</sup> 일시적인 충격의 장기적인 제약조건과 가정 ①은 B(1) 행렬에, 가정 ②는 B<sub>0</sub> 행렬에 다음과 같은 0의 제약들을 주게 된다.

$$B(1) = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & b_{13} & 0 \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 0 \end{bmatrix}, B_0 = \begin{bmatrix} s_{11} & 0 & 0 & s_{14} \\ s_{21} & s_{22} & s_{23} & s_{24} \\ s_{31} & s_{32} & s_{33} & s_{34} \\ s_{41} & s_{42} & s_{43} & s_{44} \end{bmatrix} \quad (10)$$

### III. 실증분석

#### 1. 데이터

본 연구의 내생변수는 생산(y), 소비(c), 이자율(r), 자산가격(h 혹은 e)이다. 모든 변수는 실질변수이며, 이자율을 제외한 다른 변수들은 모두 로

그 변환된 변수들이다. 생산 지표로는 실질산업생산지수(계절조정치)를, 소비 지표로는 실질소비재판매액지수를 사용하였다. 이자율은 3개월물 CD금리를 이용하였으며, 실질이자율을 구하기 위해 명목금리에서 전월대비 소비자물가상승률을 차감하여 계산하였다. 주택가격(h)은 국민은행에서 발표하는 아파트 가격지수를, 증가(e)는 월평균 KOSPI 지수를 사용하였으며, 소비자물가지수를 이용하여 실질가격변수로 변환하였다. 소비재 판매액지수와 소비자물가는 X11을 이용하여 계절조정하였다. 데이터의 분석기간은 1991년 3월부터 2008년 12월까지이다.<sup>16)</sup>

<표 1>은 변수들에 대한 단위근 검정 결과이다. 검정은 단위근의 존재여부를 검정하는 ADF 검정과 PP 검정, 그리고 변수의 안정성 여부를 검정하는 KPSS 검정의 3가지를 병행하였다.<sup>17)</sup> 변수가 I(1)이라는 검정에 대해서(유의수준 5%), 소비(c)는 세 가지 검정 모두를 통과하고 있다. 생산(y)의 경우 ADF 검정, 이자율(r)의 경우 PP 검정, 주택가격(h)과 증가(e)의 경우에는 KPSS 검정을 통과하지 못하고 있으나, 다른 두 검정에 대해서는 모두 I(1)이라는 결과를 보여주고 있다.

14) 이러한 가정은 Kim and Roubini(2000) 등에서 사용된  $uyt = \varepsilon st$  보다는 다소 완화된 가정이다.

15) 이것은 주택가격모형이다. 주가모형의 경우에는 내생변수 벡터( $X_t$ )에서 ht 대신에 et를, 충격변수 벡터( $\varepsilon_t$ )에서  $\varepsilon ht$  대신에  $\varepsilon et$ 를 사용하게 된다.

16) 한국은행의 경제통계시스템 ECOS에서 CD 금리는 1991년 3월부터 제공되고 있다. 소비재판매액지수의 경우에는 1995년 1월부터 제공되고 있어서, 1991년 3월-1994년 12월의 자료는 도소매판매액지수를 이용하여 계산하였다.

17) ADF는 Augmented Dickey-Fuller 검정, PP는 Phillips-Perron 검정, KPSS는 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 검정을 표시한다. DF 검정, PP 검정, KPSS 검정에 대해서는 각각 Dickey & Fuller(1979), Phillips & Perron(1988), Kwiatkowski et al.(1992)을 참조.

〈표 1〉 단위근 검정 결과

변수	수준			1차차분(D)		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
y	-1.47	-1.48	1.72**	-2.26	-14.30**	0.20
c	-1.53	-1.55	1.66**	-3.71**	-18.13**	0.11
r	-1.86	-8.71**	1.41**	-5.84**	-35.21**	0.06
h	-1.26	-1.83	0.46*	-3.40*	-6.56**	0.59**
e	-2.23	-2.36	0.27	-4.80**	-10.08**	0.06

주 1) ADF와 PP 검정은 변수에 단위근이 존재한다는 귀무가설이며, KPSS 검정은 변수에 단위근이 존재하지 않는다는 것이 귀무가설이다.

2) \*와 \*\*는 각각 5%와 1%의 유의수준하에서 귀무가설이 기각됨을 표시한다.

3) 검정을 위한 차수(lag)는 데이터가 월별자료임을 감안하여 12로 설정하였으며, 검정식에 추세항은 고려하지 않았다.

〈표 2〉는 내생변수 벡터에 대한 공적분 검정 결과이다. 공적분 검정은 요한슨 검정을 이용하였다.<sup>18)</sup> 검정 결과는 5% 유의수준하에서 두 모형 모두 1개의 공적분 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 요한슨 공적분 검정 결과

공적분수	주택가격 모형		주가 모형	
	통계량	p값	통계량	p값
0	107.79	0.000	100.75	0.000
1	40.22	0.090	19.94	0.956
2	10.27	0.907	9.79	0.927
3	4.33	0.696	2.61	0.906

주: 귀무가설은  $H_0$ : 공적분수=n이며, 대립가설은  $H_a$ : 공적분수=n+1이다.

## 2. 분석 결과

지난 IMF 외환위기와 최근의 금융위기는 자산 시장에 상당한 영향을 미침으로써, 모형의 분석 결과가 달라질 수도 있을 것이다. 본 연구에서는 이점을 감안, 모형의 분석 기간을 두 가지로 구분하였다. 기간 A는 데이터 전체기간으로서 1991년 3월부터 2008년 12월까지이다. 기간 B는 전체기간 중 외환위기와 금융위기 기간을 제외된 기간이다.<sup>19)</sup>

축약형 벡터오차수정 모형인 식 (5)를 추정하기 위해서는 먼저 공적분 벡터 F가 결정되어야 한다. 본 연구에서는 공적분 벡터 F를 최우추정법(MLE)에 의해 추정하였다.<sup>20)</sup> 이렇게 추정된 공적분 벡터를 이용하여 오차수정항을 계산하고, OLS에 의해 식 (5)를 추정하였다.<sup>21)</sup>

18) 요한슨 공적분 검정에 대해서는 Johansen and Juselius(1992) 참조.

19) 외환위기 기간은 1997년 10월~2008년 12월로, 금융위기 기간은 FRB의 버냉키 의장이 서브프라임 문제를 본격적으로 언급하면서 주가가 급락하기 시작한 2007년 7월 이후로 설정하였다.

20) 추정과 관련된 요한슨 알고리즘은 Johansen and Juselius(1991) 참조.

21) 모형에서의 차수(lag) p는 2로 AIC 기준에 의거, 2로 설정하였다. AIC 기준에 의한 최적 차수는 주택모형의 경우, 기간 A에서는 5 그리고 기간 B에서는 2로 계산되며, 주가모형의 경우, 기간 A에서는 4 그리고 기간 B에서는 2로 계산된다. 모형의 동일성을 위하여 차수는 모두 2로 동일하게 설정하였다.

〈표 3〉 자산가격의 분산분해

예측시계		주택가격( $\Delta h$ )				주가( $\Delta e$ )			
		$\epsilon_s$	$\epsilon_d$	$\epsilon_h$	$\epsilon_m$	$\epsilon_s$	$\epsilon_d$	$\epsilon_e$	$\epsilon_m$
기간 A	1	0.005	0.159	0.760	0.076	0.006	0.051	0.857	0.086
	2	0.016	0.149	0.793	0.042	0.021	0.050	0.846	0.083
	4	0.082	0.126	0.758	0.033	0.068	0.049	0.785	0.098
	8	0.103	0.122	0.741	0.034	0.069	0.050	0.783	0.098
	100	0.104	0.122	0.741	0.034	0.069	0.050	0.783	0.098
기간 B	1	0.001	0.300	0.699	0.000	0.031	0.029	0.843	0.096
	2	0.001	0.275	0.696	0.028	0.035	0.028	0.847	0.091
	4	0.007	0.269	0.693	0.031	0.043	0.027	0.819	0.111
	8	0.008	0.266	0.689	0.037	0.044	0.027	0.815	0.114
	100	0.008	0.266	0.689	0.037	0.044	0.027	0.815	0.114

주: 기간 A는 1991년 3월부터 2008년 12월까지이며, 기간 B는 외환위기(1997.10-1998.12)와 금융위기(1997.7-) 기간을 제외한 기간임.

1) 분산분해

분산분해는 각 충격들이 VAR 모형 내에 설정되어 있는 변수들의 변동성에 얼마나 영향을 주었는가를 하는 상대적 중요성을 측정하기 위하여 사용된다. <표 3>은 주택가격과 주식가격에 대한 분산분해의 결과이다.

<표 3>을 통해 나타나는 분산분해의 결과는 다음과 같은 몇 가지 특징을 보이고 있다.

첫째, 주택가격이나 주식가격의 변동성은 주로 자체 시장의 충격(자산시장 충격)에 의해 기인하는 바가 큰 것으로 나타나고 있다. 분석기간에 따라 다소 차이는 있으나, 주택가격 변동성의 경우 장기적으로 대략 70%정도 그리고 주가의 경우는 대략 80% 정도가 자체 시장에서의 충격에 의해 설명되고 있다. 자체 시장 충격에 의한 설명 정도는 주가가 다소 높은 편이다.

둘째, 공급 충격이나 수요 충격 같은 실물 시장에서의 충격효과는 주식시장보다는 주택시장에

서 보다 크게 나타나고 있다. 전체기간(A)에서는 주택가격 변동의 23%가 그리고 주가 변동의 12% 정도가 실물충격(공급충격+수요충격)에 의해 설명되며, 외환위기 및 금융위기를 제외한 기간(B)에서는 주택가격 변동의 27%가 그리고 주가 변동의 7% 정도가 실물충격에 의해 설명되고 있다. 한편, 공급충격과 수요충격의 상대적인 중요성 면에서는 주택가격의 경우는 수요충격이 높으며, 주가의 경우에는 공급충격이 다소 높은 것으로 분석되었다.

셋째, 통화충격은 주택가격보다는 주가에 더 큰 영향을 준 것으로 나타나고 있다. 주택가격 변동의 경우, 통화충격의 기여도는 3%내외에 불과하나, 주가의 경우에는 그 기여도가 10%로 보다 높은 수치를 보였다.

<표 4>는 생산, 소비, 이자율의 변동에서 차지하는 주택이나 주식시장의 충격의 기여도를 비교하고 있다. 그 특징을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 생산의 변동에 미치는 영향은 주가충격



〈표 4〉 분산분해: 자산가격 충격의 효과

예측시계		$\Delta y$		$\Delta c$		$\Delta r$	
		$\epsilon_h$	$\epsilon_e$	$\epsilon_h$	$\epsilon_e$	$\epsilon_h$	$\epsilon_e$
기간 A	1	0,000	0,000	0,287	0,103	0,045	0,059
	2	0,018	0,061	0,247	0,090	0,052	0,045
	4	0,034	0,082	0,246	0,111	0,075	0,044
	8	0,036	0,084	0,246	0,111	0,077	0,045
	100	0,036	0,084	0,246	0,111	0,077	0,045
기간 B	1	0,000	0,000	0,335	0,015	0,124	0,143
	2	0,004	0,019	0,280	0,020	0,120	0,131
	4	0,010	0,033	0,279	0,020	0,128	0,134
	8	0,010	0,033	0,279	0,020	0,129	0,134
	100	0,010	0,033	0,279	0,020	0,129	0,134

주: 기간 A는 1991년 3월부터 2008년 12월까지이며, 기간 B는 외환위기(1997.10-1998.12)와 금융위기(1997.7-) 기간을 제외한 기간임.

이 주택충격보다 크게 나타나고 있다. 전체 기간에 대한 분석에서 생산 변동 중 주택충격의 기여도는 3.6%이며, 주식충격의 기여도는 그보다 높은 8.4%이었다. 외환위기나 금융위기의 기간을 제외하는 경우, 그 기여도는 두 충격 모두 낮아지고 있으나, 여전히 주식 충격의 기여도가 주택 충격보다 3배 정도 높게 나타나고 있다.

둘째, 생산과는 달리 소비변동의 측면에서는 주택시장 충격의 기여도가 주식 충격의 기여도보다 상당히 높게 나타나고 있다. 분석 기간 구분에 상관없이 소비변동에 대한 주택 충격의 기여도는 20%를 크게 넘어서고 있으나, 주식 충격의 경우에는 기간 A에서는 11%, 기간 B에서는 2% 정도에 불과한 것으로 나타나고 있다. 주식충격의 기여도가 기간 B에 비해 기간 A에서 크게 높아지는 것은 외환위기나 금융위기의 외증에서 주택가격보다는 주식가격의 변동성이 크게 높았기 때문인 것으로 생각된다.

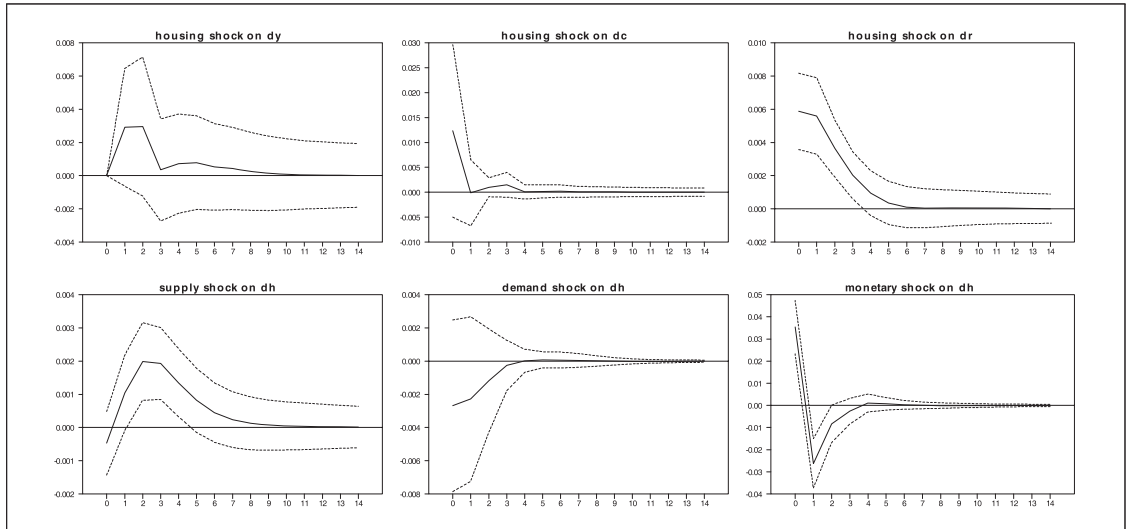
셋째, 이자율의 변동성에 미치는 효과는 기간 A에서는 주택충격이 그리고 기간 B에서는 주식충격이 다소 높은 것으로 나타나고 있다. 그러나 그 차이는 크지 않다. 특기할 만한 사항은 두 충격 모두 외환위기나 금융위기가 제외된 기간 B에서 기여도가 높게 나타나고 있다는 점이다. 이는 외환위기나 금융위기 기간동안에 두 자산 가격의 변동성이 높았음에도 불구하고, 이자율의 변동은 주로 실물시장에서의 수요, 공급 충격이나 통화시장에서의 정책적인 통화조절(통화충격)에 기인하였음을 시사하고 있다.

## 2) 충격반응함수

충격반응함수는 충격이 발생하는 경우, 시간이 지나면서 내생변수가 어떻게 변화되어 나가는가를 보여준다. <그림 1>은 주택가격 모형에서 나타나는 기간 A의 충격반응함수로써,<sup>22)</sup> 충격의

22) 기간 B에서의 충격반응함수는 여기에서는 따로 다루지 않았다. 3절의 자산효과 비교에서는 기간 A와

〈그림 1〉 충격반응함수: 주택가격모형



주: 점선은 몬테카를로 시뮬레이션(5,000회)을 이용하여 계산한, 1표준편차의 신뢰구간임.

크기는 1 표준오차이다.

〈그림 1〉에서 보는 바와 같이, +의 주택시장 충격은 생산, 소비, 이자율을 모두 높이는 효과를 보이고 있다. 생산의 경우에는 충격 발생 이후 2개월까지 그 효과가 극대화되며, 이후 점진적으로 효과가 사라지는 모습이다. 소비와 이자율은 해당 월에 그 효과가 극대화되며, 소비에의 효과가 급속히 사라지는 반면, 이자율에의 효과는 지속성이 있는 것으로 나타나고 있다.

한편, 공급충격이 주택가격에 미치는 영향은 해당 월에는 -값을 갖으나, 그 이후부터는 +의 값을 갖으며, 2개월 후에 그 효과가 극대화되고 있다. +의 부호는 공급충격에 따른 생산의 증가가 소득 증가를 통해 주택수요를 높이고, 결국 주택가격의 상승으로 이어지는 것을 의미한다. 반면에 수요충격은 주택가격에 지속적으로 -의 효과를 미치고 있는 것으로 나타나고 있는데, 이는

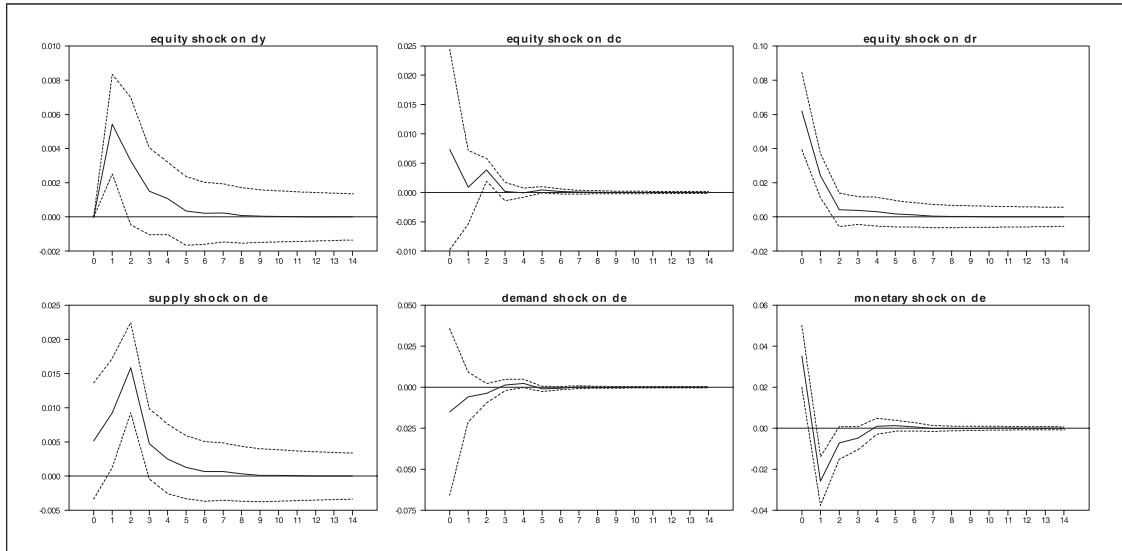
주택 구입과 소비가 대체관계에 있음을 시사하고 있다. 한편, 통화충격의 효과는 해당 월에는 +이나 그 이후에는 -값을 갖고 있어서, 통화 충격에 따른 이자율 상승이 시간을 두고 주택가격의 하락 요인으로 작용하고 있음을 보여주고 있다.

〈그림 2〉는 주식 모형에서 나타나는 기간 A의 충격반응함수로서, 충격의 크기는 앞의 그림에서와 마찬가지로 1 표준오차이다. 주가충격이 생산, 소비, 이자율의 방향에 미치는 효과는 주택충격과 비슷하다. 즉 주가충격에 따른 주가의 상승은 생산, 소비, 이자율을 모두 상승시키는 효과를 갖고 있는 것으로 분석되었다.

그러나 시간에 따른 파급효과는 앞의 〈그림 1〉과 다소 차이를 보이고 있는데, 생산이나 소비에서는 파급효과의 지속성이 주택충격에 비해 다소 높게 나타나고 있으며, 이자율에서의 지속 효과는 그 반대로 낮게 나타나고 있다. 주가의 경우

기간 B를 모두 포함한 충격반응함수를 분석하였다.

<그림 2> 충격반응함수: 주가모형



주: 점선은 몬테카를로 시뮬레이션(5,000회)을 이용하여 계산한, 1표준편차의 신뢰구간임.

소비에의 파급효과가 지속성이 있는 것은 주가 상승과 가계의 주식자산 증가에 대한 인식에는 시차가 존재하기 때문인 것으로 생각된다.<sup>23)</sup>

### 3) 자산효과 비교

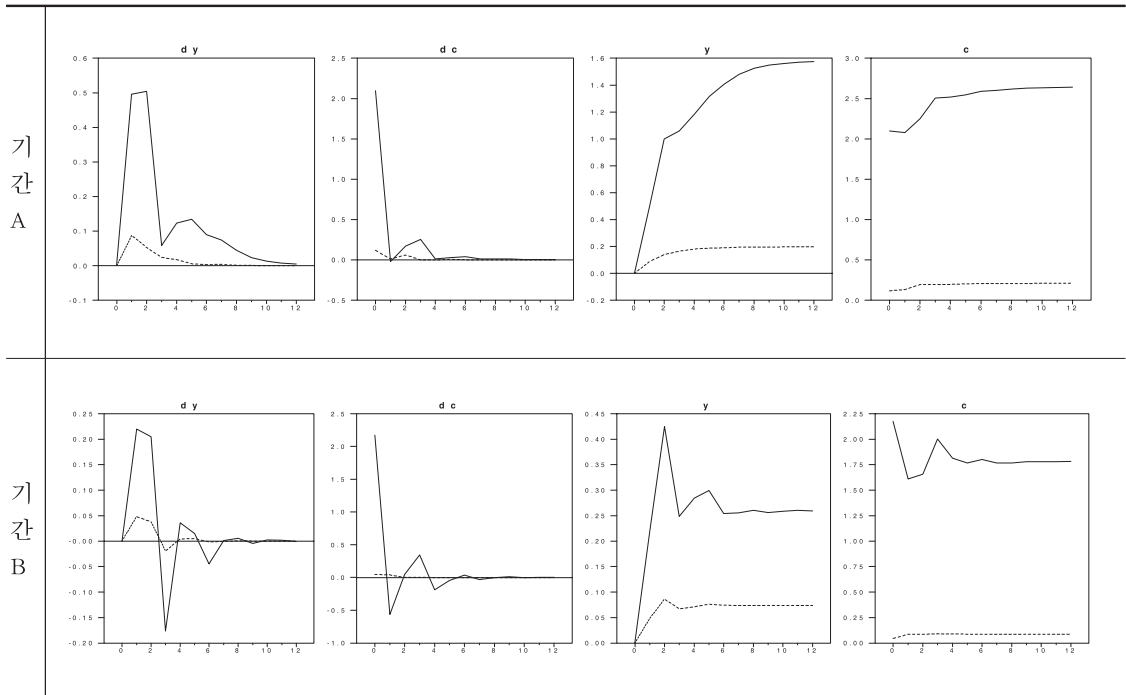
앞에서의 충격반응함수 분석은 주택충격과 주가충격의 효과의 크기를 비교하는데 어려운 점이 있다. 충격의 크기가 각 충격의 표준오차에 따라 다르기 때문이다. 여기에서는 각 충격의 크기를 동일하게 설정하여, 주택 충격과 주식 충격의 자산효과와의 크기를 비교한다.

<그림 3>은 주택이나 주식의 충격의 크기를 1 단위로 표준화시켰을 때의 충격반응함수를 보여 주고 있다.

<그림 3>에서 왼편의 두 그림은 주택이나 주식 충격이 1단위 발생할 경우 생산과 소비에 미치는 충격함수이다. 그림에서 보는 바와 같이 기간 A의 경우, 주택충격의 충격함수는 주식충격의 충격함수보다 크게 나타나고 있으며, 이는 주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 크다는 것을 의미한다. 그러나 기간 B의 경우에는 주택충격의 충격함수의 변동이 심해서 주택과 주식 중 어느 것의 자산효과가 큰지 쉽게 확인하기가 어렵다.

23) 주식을 소유하는 형태는 직접투자보다는 펀드 같은 간접투자를 통해서 이루어지는 비중이 높은 것으로 알려져 있다. 펀드 같은 간접투자의 경우, 일반인들이 주식자산의 변동을 피부로 느끼는 것은 펀드를 환매하거나 혹은 간헐적인 펀드 운용 보고서를 통해서이다. 따라서 일반 가계가 주가 상승을 가계자산의 상승으로 인식하는 데는 상당한 시차가 존재할 수 있을 것이다. Kennickell and Starr-McCluer(1997)은 일반 가계의 경우, 주식자산 변동에 대한 불완전한 정보를 갖고 있으며, 이에 따라 주가변동에 대한 소비 반응이 곧바로 이루어지지 않음을 지적하고 있다. Dynan and Maki(2001)는 미국 가계의 데이터를 이용하여, 주식의 자산 효과에 시차가 존재함을 실증적으로 분석하였다.

〈그림 3〉 자산효과의 비교: 단순충격함수와 누적충격함수



주: 실선은 주택충격의 충격반응함수이며, 점선은 주식충격의 반응함수임.

〈그림 3〉에서 오른쪽의 두 그림은 단순충격반응함수를 기간별로 더해나간 누적충격반응함수이다. 1차 차분된 변수로 이루어진 VAR 모형에서 누적충격반응함수는 충격이 차분변수가 아닌 수준변수에 미치는 효과를 보여준다. 즉 단순충격함수는 충격이 생산이나 소비의 변화율( $\Delta y$  혹은  $\Delta c$ )에 미치는 효과를 나타내며, 누적충격함수는 충격이 생산이나 소비의 수준( $y$  혹은  $c$ )에 미치는 효과를 나타낸다. 그림에서 보는 바와 같이 기간구분에 상관없이 주택충격은 주식충격에 비해 생산이나 소비수준에 보다 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 외환위기와 금

융위기를 포함하고 안하고에 상관없이 주택의 자산효과가 주식의 자산효과를 크게 상회하고 있음을 보여주고 있다.

<표 5>는 누적충격반응함수의 장기 수렴값, 즉 장기탄력성을 보여주고 있다.<sup>24)</sup> 표에서 보는 바와 같이 기간 A의 경우, 소비의 주택가격 탄력성은 2.63으로 주가 탄력성 0.21에 비해 매우 높은 수치를 보이고 있다. 생산에 대한 탄력성 역시 주택가격 탄력성이 1.59로 주가 탄력성 0.2보다 높게 나타나고 있다. 이러한 탄력성의 차이는 주택가격의 자산효과가 주식가격의 자산효과보다 크다는 것을 의미한다. 기간 B의 경우에도 주택

24) 누적충격반응함수는 해당 충격에 의해 주택이나 주가가 1%포인트 상승하였을 때, 소비와 생산이 몇 %나 바뀌는가를 나타낸다.(소비와 생산은 로그변환되어 있음.) 주택이나 주가의 월간 상승률이 0에 가깝기 때문에 누적충격반응함수의 장기 수렴값을 장기탄력성으로 보아도 별 무리는 없을 것이다.

의 자산효과는 주식의 자산효과보다 크게 나타나고 있다. 다만, 탄력성의 크기는 기간 A에 비해 전반적으로 낮은 수치를 보이고 있다.

<표 5> 장기탄력성 비교

	주택가격의 탄력성		주가의 탄력성	
	생산	소비	생산	소비
기간 A	1.59	2.63	0.20	0.21
기간 B	0.27	1.78	0.07	0.09

주: 기간 A는 1991년 3월부터 2008년 12월까지이며, 기간 B는 외환위기(1997.10-1998.12)와 금융위기(1997.7-) 기간을 제외한 기간임.

이처럼 주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 높은 이유는 여러 가지 측면에서 찾아볼 수 있다. 첫째는 가계자산에서의 구성비율면에서 주택자산이 주식자산에 비해 월등히 높다는 점이다. <표 6>에서 보는 것처럼 2006년 통계청의 가계자산조사에 의하면 우리나라의 경우, 가계자산의 대부분은 부동산이며, 그 중 주택은 가계자산의 39.9%로 가장 높은 비율을 점하고 있다. 반면에 주식자산의 구성비율은 3.1%에 그치고 있다. 미국의 경우는 우리나라와는 달리, 실물자산보다는 금융자산의 구성비율이 압도적으로 높으며, 가계 자산에서 주식이 차지하는 구성비율이 27.3%에 이르고 있다. 이러한 차이는 우리나라의 경우, 주택가격 변동이 주식이 가격 변동에 비해 소비에 미치는 영향이 보다 크게 나타날 수 있는 하나의 요인이 될 수 있을 것이다.

둘째는 소유 구조면에서 주식은 주택과는 달리 상위 계층에 극히 편중되어 있다는 점이다. 주식 소유의 편중화 현상은 고소득층의 낮은 한계소비성향과 연결되면서 주식의 자산효과와 크기를 제약하는 요인이 될 수 있을 것이다. 위의

<표 6> 가계의 자산 구성 비율

(단위: 만원, %)

	한국(2006)		미국(1999)
	금액(만원)	비율(%)	비율(%)
실물자산	23,251	82.1	28.5
부동산	21,521	76.0	-
주택	11,309	39.9	-
금융자산	5,083	17.9	71.5
주식	892	3.1	27.3
비주식	4,192	14.8	44.2
부채	3,639	12.8	14.0
순자산	24,696	87.2	86.0
총자산	28,335	100.0	100.0

주: 한국의 금융자산 중 주식자산액은 한국은행의 금융자산부채잔액표(개인부문, 2006년)상의 주식/금융자산 비율로 재계산한 금액임

자료: 한국은 통계청의 가계자산조사(2006년)를 이용하여 재계산하였으며, 미국은 Poterba(2000)에서 인용하였음.

<표 7> 가계자산의 소유구조

(단위: %)

	한국(2006)		미국(1998)	
	주택	주식	주택	주식
상위 0.5%	9.4	48.2	10.2	41.4
상위 1%	15.0	59.1	14.8	53.2
상위 5%	35.9	93.7	35.3	80.9
상위 10%	49.4	99.9	55.4	91.2
상위 20%	66.5	100.0	70.7	98.3

자료: 한국은 통계청의 가계자산조사(2006년)를 이용하여 계산하였으며, 미국은 Poterba (2000)에서 인용하였음.

가계자산조사 결과에 따르면(표 7 참조), 주택의 경우에는 상위 5%가 전체 주택자산의 35.9%를 소유하고 있으며, 주식의 경우에는 그 수치가 93.7%에 이르고 있다. 이러한 주식소유의 편중화 현상은 미국보다 높게 나타나고 있다.

셋째는 주가의 변동성이 주택가격의 변동성에 비해 매우 높다는 점이다. 변동성이 높은 자산가

격의 경우에는, 자산 가격의 상승에 따른 해당 자산가치의 증가가 항상소득이 아닌 일시소득의 증대로 인식되면서, 소비상승 효과를 제약하는 요인이 될 수 있을 것이다. 넷째는 주식의 경우 연금형태로 보유하는 경우가 많다는 점이다. 연금은 Thaler(1990)의 'mental accounts' 속에서 장기성 자산으로 분류되며, 이러한 장기성 자산은 자산가격 상승에 따른 자산효과가 상대적으로 작게 나타나는 경향이 있는 것으로 알려져 있다.

#### IV. 결론

본 연구에서는 공적분을 고려한 벡터오차수정 모형(VECM)을 이용하여, 우리나라에서의 주택과 주식의 자산효과를 비교하였다. 모형은 생산, 소비, 이자율, 자산가격의 4개 실질변수로 구성되어 있으며, 자산가격 변수로는 주택가격과 주가를 각각 사용하였다. 충격 변수는 공급충격, 수요충격, 통화충격, 자산시장 충격(주택 충격 혹은 주식시장 충격)으로 구분하였다. 수요충격과 자산가격 충격의 효과에 대한 장·단기 제약을 통해 축약형 모형의 추정 결과로부터 구조모형을 식별하였으며, 데이터는 1991년 3월부터 2008년 12월까지의 월간 데이터를 이용하였다.

VAR 모형에 대한 분산분해와 충격반응함수 분석을 통해 나타난 결과 및 시사점은 다음과 같다.

첫째, 주택가격이나 주식가격의 변동성은 주로 자체 시장 내의 충격에 의해 기인하는 바가 큰 것으로 나타나고 있다. 주택가격 변동성의 경우

대략 70% 정도 그리고 주가의 경우는 대략 80% 정도가 자체 시장 내의 충격에 의해 설명되고 있다. 둘째, 공급 충격이나 수요 충격 같은 실물 시장에서의 충격효과는 주식시장보다는 주택시장에서 보다 크게 나타나고 있다. 공급충격과 수요충격의 상대적인 중요성 면에서는 주택가격의 경우는 수요충격이 높으며, 주가의 경우에는 공급충격이 다소 높은 것으로 분석되었다. 셋째, 통화충격은 주택가격보다는 주가 변동에 더 큰 영향을 준 것으로 나타나고 있다. 이러한 세 가지 분석 결과는 주택가격의 안정을 위해서는 주택시장내의 충격 요인을 최소화함과 아울러 실물 경제의 수요 변동도 안정되어야 하며, 통화정책을 통한 주택가격의 안정화에는 한계가 있음을 시사하고 있다.

넷째, 주택시장이나 주식시장의 충격에 따른 자산가격의 상승은 소비와 생산을 증대시키는 효과를 갖고 있는 것으로 분석되었다. 이는 주택이나 주식의 자산효과가 존재한다는 것을 의미한다. 다섯째, 생산의 변동성에 미친 영향은 주택충격보다 주기충격이 큰 것으로 나타나고 있다.<sup>25)</sup> 반면에 소비변동성 측면에서는 주택시장 충격의 영향이 주식 충격의 영향보다 큰 것으로 분석되었다. 여섯째, 자산효과와 크기 면에서는 주택시장의 자산효과가 주식시장의 자산효과보다 상당히 큰 것으로 분석되었다. 누적충격반응함수를 이용하여 계산한 장기탄력성을 보면, 소비의 주택가격 탄력성은 2.63으로 주가 탄력성 0.21에 비해 매우 높은 수치를 보이고 있다. 생산에 대한 탄력성 역시 주택가격 탄력성이 1.59로 주가

25) 생산의 변동성에 미친 영향이 높다는 것이, 바로 생산측면에서 주식의 자산효과가 주택의 자산효과보다 크다는 것을 의미하지는 않는다. 주식가격의 변동성과 주택가격의 변동성이 서로 다르기 때문이다. 자산효과를 비교하기 위해서는 두 가격의 변동성을 동일하게 놓고 비교하여야 한다.

탄력성 0.2보다 높게 나타나고 있다.

주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 상당히 높다는 분석 결과는 김병화와 문소상(2001) 그리고 이영수(2009)의 결과와 일치한다. 이러한 분석 결과는 통화 당국자가 통화정책을 시행함에 있어서, 주기뿐만 아니라 주택가격의 추이에도 상당한 관심을 기울여야 함을 시사하고 있다. 통화정책의 자산경로에 의하면, 통화정책의 효과가 주택가격이나 주가의 매개변수를 통해 소비나 생산에 영향을 미치는 간접적인 효과가 존재하는데, 주택의 자산효과가 높다는 것은 그러한 간접 효과가 크다는 것을 의미할 수 있기 때문이다.

일곱째, 분석대상 기간에서 외환위기와 금융위기의 기간을 제외하는 경우, 주택의 자산효과가 주식의 자산효과보다 크다는 결과는 변함이 없으나, 자산효과 크기는 주택과 주식 모두 전반적으로 낮아지는 분석결과를 보이고 있다. 이러한 결과는 외환위기나 금융위기 기간 중에는 자산효과가 오히려 높아지고 있음을 의미한다. 즉 외환위기나 금융위기를 통해 경제가 위축되는 과정 속에서, 자산가격의 하락은 경제의 위축을 더욱 빠르게 가속화시키는 효과를 가질 수 있다는 것이다. 이러한 현상은 경제위기를 벗어나기 위해서는 자산가격의 하락 속도를 늦추거나 반전시킬 수 있는 정책적 노력이 매우 필요함을 시사하고 있다고 하겠다.

본 연구에서의 모형은 향후 다음과 같은 측면에서의 수정, 보완이 필요할 것으로 생각된다. 첫째, 주택가격과 주가가 각각의 모형이 아닌 하나의 모형 내에서 동시에 고려될 필요가 있다. 둘째, 주택의 자산효과 분석에서 대차대조표 경로는 상당히 중요한 요인이며, 주식의 경우에는 외국인 투자가 많아지면서 환율과 주가와 상관성

이 높아진 것으로 알려져 있다. 이러한 점들을 감안, 은행대출이나 환율 같은 변수들이 모형에 포함될 수 있을 것이다. 셋째, 외환·금융 위기 기간을 포함할 때 자산효과 크기가 더 커진다는 분석 결과는, 충격-반응 구조가 비선형성을 갖고 있음을 반증하는 예가 될 수 있을 것이다. 김세완(2008) 역시 경기순환에 따라 자산효과가 달라지고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과들은 모형 내에서 비선형성과 비대칭성이 고려될 필요가 있음을 시사하고 있다.

논문접수일 : 2009년 11월 9일
심사완료일 : 2009년 12월 23일

## 참고문헌

1. 김병화, 문소상, 2001, “주가와 소비의 관계분석,” 「경제분석」 7-1, pp. 26-56.
2. 세완, 2007, “주택가격이 민간소비에 미치는 영향: 비선형관계에 의한 연구,” 「지역연구」 23-2, pp.35-51.
3. 김세완, 2008, “주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향: 경기순환을 고려하여,” 「금융연구」 22-1, pp.27-51.
4. 김세완·최문정, 2007, “주식수익률이 소득계층별 소비에 미치는 영향:비선형관계에 의한 연구,” 「금융학회지」 12-2, pp.145-174.
5. 신동영, 1991, 주가변화와 경기 및 실물경제간의 관계, 「금융연구」 5-1, pp83-115
6. 심성훈, 2006, “주택가격과 거시경제변수의 순환변동에 대한 연구: 외환위기 전·후기간의 비교분석,” 「부동산학연구」 12-1, pp.147-163.
7. 윤성훈, 2002, 자산가격 급변동이 소비에 미친 영향, 「금융경제연구」 131.
8. 이영수, 2008, “한국의 주택가격과 거시경제 : SVAR분석,” 「부동산학연구」 14-3, pp.129-147.
9. 이영수, 2009, “자산효과의 국제 비교: 주택자산과 주식자산,” 「국제지역학회 추계학술대회 논문집」, pp.47-58.
10. 이항용, 2004, “주택가격 변동과 부의 효과,” 「금융경제연구」 181호.
11. 최창규·이범호, 1999, 주가변동이 소비에 미치는 영향, 「조사통계월보」, 한국은행, pp1-13.
12. Ando,A., and F.Modigliani, 1963, “The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests,” *American Economic Review* 103, pp.55-84
13. Aoki,K., J.Proudman, G.Vlieghe, 2004, “House prices, consumption, and monetary policy : a financial accelerator approach,” *Journal of Financial Intermediation* 13, pp.414-435.
14. Case, K.E., J.M.Quigley, R.J.Shiller, 2005, “Comparing Wealth Effects:The Stock Market Versus the Housing Market,” *Advances in Macroeconomics* 5-1, Article 1.
15. Chirinko,R.S., L.De Haan, E.Sterken, 2004, “Asset Price Shocks, Real Expenditures, and Financial Structure: A Multi-Country Analysis,” DNB Working Paper 14.
16. Dickey,D. and W.A.Fuller, 1979, “Distribution of the Estimattors for Time Series Regressions with a Unit Root.” *Journal of American Statistical Association* 74, pp.427-431.
17. Dynan, K., and D. Maki, 2001, “Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?” Board of Governors of the Federal Reserve Sustum, FEDS Discussion Paper 2001-23.
18. Engle,R.F., Granger, C.W.J., 1987, “Co-integration and Error Collection: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica* 55-2, 251-276
19. Iacoviello, M., 2002, “House Prices and Business Cycles in Europe: a VAR Analysis,” Boston College Working Paper 540.
20. Iacoviello, M., 2004, “Consumption, house prices, and collateral constraints: a structural econometric analysis,” *Journal of Housing Economics* 13, pp. 304-320.
21. Iacoviello,M. and R.Minetti, 2008, “The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market,” *Journal of Macroe-*



- conomics* 30, pp.69-96.
22. Johansen, S. and K. Juselius, 1992, "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis for the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics* 53, pp.211-244.
  23. Kennickell, A. and M. Starr-McCluer, 1997, "Retrospective Reporting of Household Wealth: Evidence from the 1983-89 Survey of Consumer Finances," *Journal of Business and Economic Statistics* 15, pp.452-463.
  24. Kim, S. and N. Roubini, 2000, "Exchange rate anomalies in the industrial countries: a solution with a structural VAR approach," *Journal of Monetary Economics* 45-3, pp.561-586.
  25. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, 1992, "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root," *Journal of Econometrics* 54, pp.159-178.
  26. Ludwig, A. and T. Sloek, 2002, "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries," *IMF Working Paper* 02-1.
  27. Miles, D. K., 1992, "Housing Markets, consumption and financial liberalization in the major economies," *European Economic Review* 36, pp.1093-1136.
  28. Phillips, P. C. B. and P. Perron, 1988, "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika* 65, pp.335-346.
  29. Poterba, J., 2000, "Stock Market Wealth and Consumption," *Journal of Economic Perspectives* 14-2, pp.99-118.
  30. Stock, J. H., Watson, M. W., 1988, "Testing for common trends," *Journal of American Statistical Association* 83, pp.1097-1107
  31. Thaler, R., 1990, "Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts," *Journal of Economic Perspectives* 4, pp.193-206